

ALMA MATER STUDIORUM - UNIVERSITÀ DI BOLOGNA

SCUOLA DI INGEGNERIA E ARCHITETTURA

*DIPARTIMENTO DI INGEGNERIA CIVILE, CHIMICA, AMBIENTALE E DEI
MATERIALI - DICAM*

*CORSO DI LAUREA MAGISTRALE IN INGEGNERIA PER L'AMBIENTE E IL
TERRITORIO*

TESI DI LAUREA

in

Modellistica Idrologica M

**VARIABILITÀ SPAZIALE E TEMPORALE DEGLI
ESTREMI DI PRECIPITAZIONE SUB-GIORNALIERI
OSSERVATI IN EMILIA-ROMAGNA**

CANDIDATA
Elisa Ferri

RELATORE:
Chiar.mo Prof. Ing. Attilio Castellarin

CORRELATORI:
Dott. Simone Persiano
Dott.ssa Valentina Pavan
Dott. Gabriele Antolini

Anno Accademico 2017/2018

Sessione III

INDICE

INTRODUZIONE	3
1 VARIABILITÀ DEI FENOMENI DI PRECIPITAZIONE ATMOSFERICA... 7	
1.1 Variabilità osservata e prevista su scala globale.....	7
1.2 Variabilità osservata in Italia	11
1.3 Variabilità spaziale e temporale delle precipitazioni in Emilia-Romagna	15
2 CARATTERIZZAZIONE CLIMATICA DELL'AREA DI STUDIO	19
3 DESCRIZIONE DEL DATASET	25
3.1 Consistenza dei dati di durata 1, 3, 6, 12, e 24 ore	28
3.2 Consistenza dei dati di durata sub-oraria	33
3.3 Consistenza dei dati di intensità sub-oraria	40
4 METODOLOGIE DI ANALISI.....	43
4.1 La teoria degli estremi	43
4.1.1 Approccio Peak Over Threshold	43
4.1.2 Approccio Block Maxima.....	45
4.2 Test statistici non parametrici.....	47
4.2.1 Test di Mann-Kendall.....	48
4.2.2 Test della pendenza di Sen	50
4.2.3 Test di Pettitt.....	51
4.3 Analisi di variabilità stagionale.....	52
5 VERIFICA DEL MODELLO REGIONALE GEV(MAP).....	55
5.1 Il modello regionale	55
5.2 Metodologie per la verifica del modello regionale	61
5.2.1 Il test di Kolmogorov-Smirnov	62
6 TREND E STAGIONALITÀ - RISULTATI E DISCUSSIONE	64
6.1 Estremi di durata 1 ora	65
6.1.1 Mediana e dispersione	65
6.1.2 Test statistici non parametrici	72
6.1.3 Data media di accadimento.....	78

6.2	Estremi di durata 3 ore.....	80
6.2.1	Mediana e dispersione	80
6.2.2	Test statistici non parametrici.....	86
6.2.3	Data media di accadimento	91
6.3	Estremi di durata 6 ore.....	93
6.1.1	Mediana e dispersione	93
6.3.2	Test statistici non parametrici.....	97
6.3.3	Data media di accadimento	101
6.4	Estremi di durata 12 ore.....	104
6.4.1	Mediana e dispersione	104
6.4.2	Test statistici non parametrici.....	109
6.4.3	Data media di accadimento	113
6.5	Estremi di durata 24 ore.....	116
6.5.1	Mediana e dispersione	116
6.5.2	Test statistici non parametrici.....	120
6.5.3	Data media di accadimento	125
6.6	Estremi di durata sub-oraria	128
6.6.1	Mediana e dispersione	128
6.6.2	Test statistici non parametrici.....	132
7	RISULTATI DELLA VERIFICA DEL MODELLO REGIONALE GEV(MAP) E DISCUSSIONE	135
7.1	Relazione empirica tra serie AMS e MAP	135
7.2	Applicazione del modello regionale GEV(MAP) con MAP e pioggia indice relativi al periodo 1990-2015	141
7.3	Applicazione del modello con MAP e pioggia indice relativi al periodo 1935-1989.....	148
	CONCLUSIONI.....	159
	BIBLIOGRAFIA	163

INTRODUZIONE

Studiare il comportamento degli eventi di precipitazione di grande intensità costituisce un punto di incontro di molte discipline scientifiche e socioeconomiche. La variabilità di questi fenomeni influisce soprattutto sulla sicurezza idraulica del territorio e il loro studio è alla base di molte valutazioni strategiche di gestione del rischio idrogeologico. In Emilia-Romagna, come in molte altre regioni della penisola italiana, nel corso dell'ultimo secolo sono stati documentati numerosi eventi meteorologici che hanno provocato notevoli danni economici e sociali.

L'elevato interesse nella conoscenza e nella previsione dei suddetti fenomeni, rincarato dall'incertezza riguardo ai futuri cambiamenti climatici e ai suoi effetti sul ciclo idrologico, ha fatto sì che nel corso delle ultime decine di anni siano stati condotti studi che hanno affrontato i diversi aspetti del problema [Uboldi et al., 2018, Gallus Jr. et al, 2017, Ducrocq et al., 2014, Brunetti et al., 2002]. Ciononostante, esso rimane comunque argomento di studio e ricerca sia a livello regionale che nazionale.

In questo contesto, l'obiettivo del presente lavoro di Tesi è quello di fornire un quadro completo relativo agli eventi estremi di precipitazione in Emilia-Romagna, con particolare riferimento ad analisi volte a identificare eventuali variazioni nel regime di frequenza delle precipitazioni massime annuali e nella loro stagionalità, sia dal punto di vista spaziale che temporale.

A tal fine, è stato predisposto un consistente data-base delle serie storiche dei massimi annuali di precipitazione per le durate sub-giornaliere (1, 3, 6, 12 e 24 ore) e sub-orarie (5, 10, 15, 20, 30 e 45 minuti) per la regione Emilia-Romagna per il periodo 1921-2015. Un'attenta analisi preliminare del data-base ha consentito di identificare le serie caratterizzate da buona consistenza in termini di numero

di dati disponibili nel periodo di osservazione e di focalizzare su queste le successive analisi.

Il primo blocco di analisi effettuate ha riguardato l'applicazione di test statistici non parametrici, volta a identificare eventuali trend e cambiamenti repentini nella media delle osservazioni nel tempo con riferimento a due periodi: uno più lungo, dal 1931 al 2015, ed uno più breve 1961 al 2015 (per il quale la copertura di dati risulta essere migliore).

In seguito, si è eseguita un'analisi della stagionalità degli eventi estremi, considerando la data media di accadimento dei massimi annuali di precipitazione per le diverse durate con riferimento a due distinti periodi: quello precedente e quello successivo al 1988 (anno mediano per il periodo 1961-2015).

Infine, è stata svolta un'analisi volta a valutare, alla luce della disponibilità degli ultimi decenni di osservazioni, la affidabilità di un modello regionale disponibile in letteratura per la stima del quantile di precipitazione di assegnata durata e tempo di ritorno, messo a punto nel 2006 sulla base di dati di precipitazione raccolti nel periodo dal 1935 al 1989.

La struttura della Tesi prevede la suddivisione in sette capitoli, organizzati come riportato di seguito.

Il Capitolo 1, di carattere introduttivo, vuole dare una visione di insieme sugli studi che sono stati condotti fino ad oggi sulle variazioni nei fenomeni di precipitazione a scala globale, in Italia e in Emilia-Romagna. Si illustrano alcuni dei risultati pubblicati, assieme alle incertezze e alle problematiche riscontrate nello studio di questi avvenimenti. Nel Capitolo 2 si fornisce un inquadramento climatico e meteorologico dell'area di studio, ovvero l'Emilia-Romagna ed aree limitrofe, ponendo particolare attenzione alla variabilità dei fenomeni meteorici.

Il Capitolo 3 descrive i dati che sono stati raccolti, la lunghezza e la consistenza delle serie storiche, e fornisce considerazioni relative alla loro qualità e omogeneità.

Il Capitolo 4 espone in maniera teorica le metodologie delle analisi di trend e stagionalità delle serie: la teoria statistica dei valori estremi, i test non parametrici per l'intercettazione di cambiamenti repentini nella media (test di Pettitt) e di tendenza (test di Mann-Kendall e pendenza di Sen), le metodologie per il calcolo e la rappresentazione della data media di accadimento.

Nel Capitolo 5 presenta il modello regionale considerato [Di Baldassarre et al., 2006] per il calcolo della distribuzione di frequenza delle piogge estreme in siti non strumentati in Emilia-Romagna e Marche.

Il Capitolo 6 descrive i risultati più significativi ottenuti dalle analisi di trend e stagionalità. Tale capitolo risulta suddiviso in sotto-capitoli, ognuno dei quali fa riferimento agli estremi di precipitazione di assegnata durata. Si mostra inoltre il calcolo della mediana delle serie in trentenni diversi (1931-1960, 1961-1990, 1990-2015), cambiamenti e trend significativi secondo i test non parametrici durante il periodo 1931-2015 e 1961-2015 e valutazioni sulla data media di accadimento per i periodi 1961-1988 e 1988-2015.

Nel Capitolo 7 si illustrano le applicazioni del modello regionale per valutare la sua validità per il periodo 1990-2015 e la sua risposta ai cambiamenti della media dei massimi annuali mediante il test di Kolmogorov-Smirnov; si espongono inoltre valutazioni relative al tempo di ritorno osservato dopo il 1990 per un quantile con tempo di ritorno atteso di 10 anni prima del 1990 per le diverse stazioni considerate. Infine, il capitolo conclusivo commenta e discute risultati nel loro insieme, fornendo osservazioni utili relative al futuro possibile perfezionamento e approfondimento degli studi intrapresi nel presente lavoro di Tesi.

1 VARIABILITÀ DEI FENOMENI DI PRECIPITAZIONE ATMOSFERICA

La valutazione dell'evoluzione nello spazio e nel tempo dei fenomeni meteorologici, in particolare delle precipitazioni, è da sempre oggetto di interesse e di studio da parte della comunità scientifica, in considerazione degli evidenti impatti economici e sociali che i suddetti fenomeni hanno sui sistemi antropici. La conoscenza del regime delle precipitazioni è importante nel dimensionamento e nell'efficientamento delle opere idrauliche, sia al fine di sfruttare la risorsa idrica a scopo civile, industriale e agricolo, sia per la difesa delle comunità da eventi estremi e per la mitigazione del rischio idrogeologico. Negli ultimi decenni, tuttavia, la necessità di studiare gli eventuali cambiamenti nel regime di frequenza degli eventi di precipitazione è divenuta più impellente in virtù della crescente consapevolezza dell'aumento della temperatura e dei mutamenti climatici su scala globale. Di seguito si riporta un quadro sintetico dei principali studi effettuati sui cambiamenti del regime di frequenza delle precipitazioni, sia in termini di cambiamenti osservati che in termini di previsioni dei possibili scenari futuri.

1.1 Variabilità osservata e prevista su scala globale

Secondo il *Working Group I (WGI)* dell'*International Panel on Climate Change* [IPCC, 2013] l'impatto più immediato dell'aumento della temperatura sul ciclo dell'acqua è un aumento del contenuto di vapore acqueo in atmosfera, conseguente all'aumento della pressione di saturazione con la temperatura. È stato osservato che a partire dagli anni '70 il vapore acqueo troposferico è aumentato del 3,5%.

Per quanto riguarda le precipitazioni, l'identificazione di cambiamenti risulta più complessa in quanto ci si attende che l'incidenza percentuale del cambiamento sia minore rispetto al cambiamento nel vapore atmosferico, ma anche a causa della maggiore difficoltà nella misura degli eventi. Sono stati osservati solo moderati cambiamenti nelle serie di precipitazione cumulate annuali, su scala globale, a partire dal 1900. Nella Figura 1.1 si mostrano i risultati delle analisi di trend effettuate su scala globale dal WG1 per i periodi 1901-2010 e 1951-2010 su tre differenti dataset. Le analisi sono state applicate solo alle serie con almeno il 70% di dati sul periodo intero e almeno 20% nel primo e nell'ultimo decile del periodo.

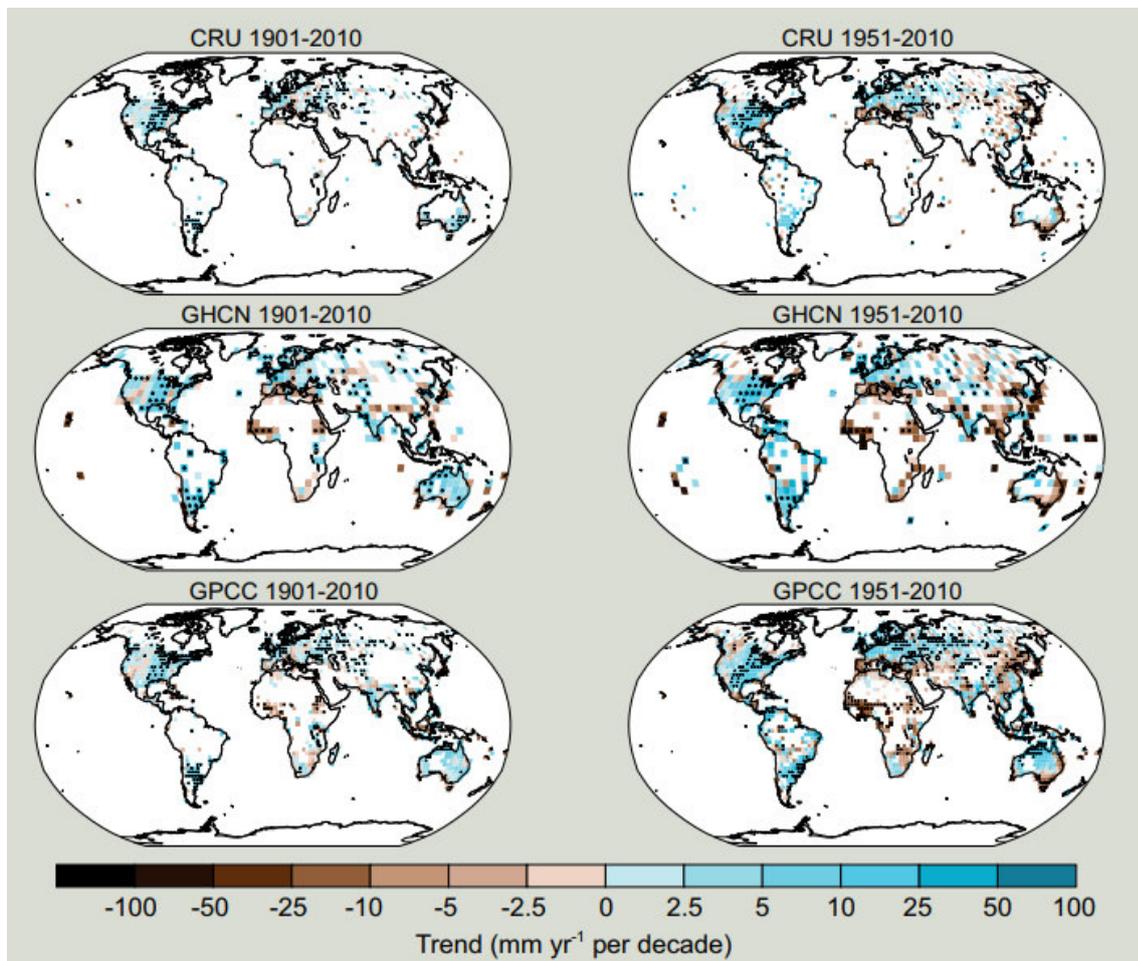


Figura 1.1 - Mappa dei trend osservati sulle precipitazioni medie cumulate annuali secondo tre dataset: CRU (Climatic Research Unit), GHCN (Global Historical Climatology Network), GPCC (Global Precipitation Climatology Centre). Con un + sono indicati i trend considerati significativi con intervallo di confidenza 90%. Fonte: 2013: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change

Si può notare come i risultati siano fortemente influenzati dal periodo di analisi e dal dataset, oltre ad essere distribuiti eterogeneamente sul globo. In generale, trend positivi significativi sono stati individuati negli Stati Uniti, nella parte meridionale del Sud-America, nel Centro-Nord Europa, in Asia Centrale e nel Nord-Est dell'Australia, mentre trend negativi significativi sono riscontrabili in Africa centrale, nell'Europa mediterranea e nell' Est Asiatico.

Per quanto riguarda le proiezioni future, ci si aspetta di assistere a un aumento medio delle precipitazioni di circa il 2% per grado Kelvin di aumento medio di temperatura. Questo cambiamento, tuttavia, si prevede che sarà distribuito in modo molto eterogeneo: alle alte latitudini è probabile un aumento molto più accentuato, mentre nelle zone aride subtropicali si assisterà a una diminuzione delle precipitazioni, come mostrato in Figura 1.2.

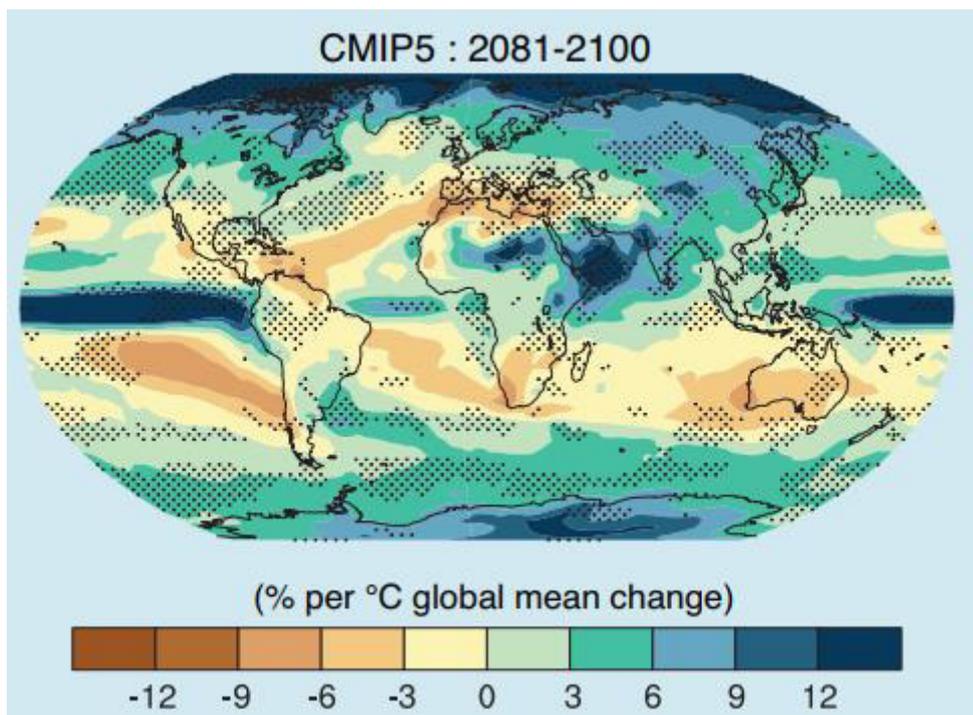


Figura 1.2 - Mappa della previsione di cambiamento percentuale nelle precipitazioni per grado di aumento medio di temperatura globale negli anni 2081-2100 secondo il modello CMIP5. Fonte: 2013: *The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change.*

Un ulteriore elemento di grande interesse è rappresentato dall'analisi degli estremi di precipitazione. Infatti, lo studio dell'andamento degli estremi climatici risulta essenziale nella gestione e mitigazione del rischio di calamità

naturali. Si può definire un estremo come un evento il cui valore della variabile in esame supera un valore di soglia vicino alla coda superiore o inferiore della sua curva di distribuzione. Ci si aspetta che un significativo aumento nella temperatura media globale possa alterarne la distribuzione, l'intensità, la frequenza e la durata, generando eventi estremi senza precedenti. Un cambiamento nei valori estremi si può manifestare secondo diverse modalità: attraverso una variazione del valore centrale, della dispersione o della forma della distribuzione. L'analisi di questi cambiamenti sugli estremi di precipitazione risulta difficile a causa, sia dell'intrinseca rarità di questi eventi, sia della pluralità di meccanismi dinamici, su scala globale e locale, che ne influenzano l'andamento spaziale e temporale. È stato osservato come il numero di regioni che hanno sperimentato negli ultimi anni un aumento degli eventi estremi sia maggiore rispetto al numero di regioni che hanno registrato un calo, anche se spesso questi trend risultano statisticamente poco significativi e spazialmente incoerenti [Alexander et al. 2006].

Trend significativi osservati da recenti studi riguardano, ad esempio, il Nord America, dove gli eventi estremi sono aumentati del 20% nel corso dell'ultimo secolo [Kunkel et al. 2008], oppure la regione Nord-Est dell'Australia, che ha registrato un aumento degli estremi tra l'1% e il 2% per decade dal 1911 al 2008 [Gallant and Karoly, 2010]. In Europa, invece, nonostante sia stato osservato un generale aumento degli eventi estremi, risulta spesso difficile trovare coerenza stagionale e spaziale nei trend [Zolina et al., 2010].

Le previsioni per i prossimi anni risultano difficili. Infatti, è stato dimostrato che gli attuali modelli sottostimano sistematicamente l'entità di questi fenomeni, a causa della complessità dell'interazione dei vari processi che li determinano. Ciononostante, esiste una moderata probabilità che gli estremi locali di durata giornaliera e sub-giornaliera aumentino tra il 5% e il 10% per °C. Nella Figura 1.3 si mostra come, a livello globale, gli eventi di durata giornaliera misurati tra il

1986 e il 2005 con tempo di ritorno $T_R = 20$ anni diventeranno più frequenti tra il 2081 e il 2100 secondo lo scenario RCP8.5 [IPCC, 2013].

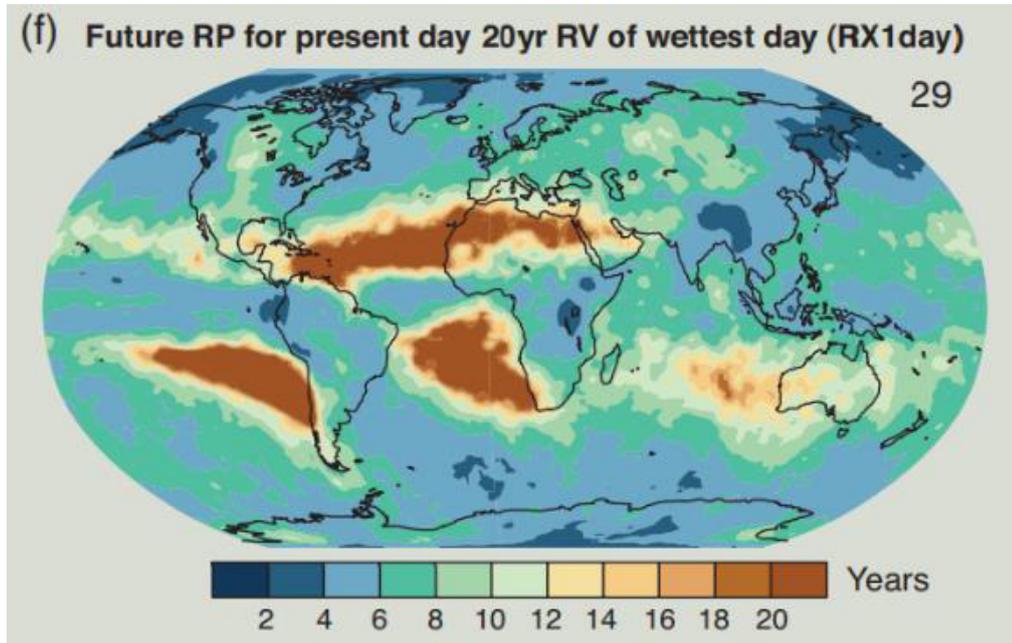


Figura 1.3 - Tempi di ritorno attesi con il modello CMIP5 secondo lo scenario RCP8.5 nel 2081-2100 per eventi giornalieri con tempo di ritorno 20 anni tra il 1986-2005. Fonte: 2013: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change.

1.2 Variabilità osservata in Italia

In Italia l'interesse per l'analisi e la previsione di cambiamenti nel regime delle precipitazioni, con particolare riferimento agli estremi, non è da meno rispetto alle altre regioni del mondo, se non addirittura maggiore per via della vulnerabilità del territorio. Durante l'ultimo trentennio si è fatta strada la

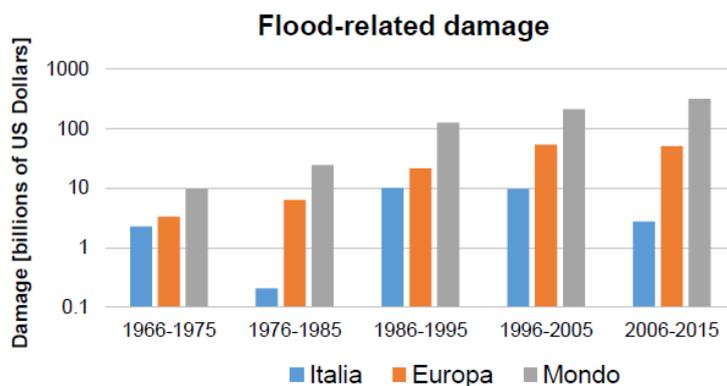


Figura 1.4 - Danni causati dalle alluvioni in Italia, Europa e Mondo tra il 1966 e il 2015 in miliardi di dollari. Fonte: Persiano et al. (2018)

percezione comune che le calamità naturali legate ad eventi climatici estremi siano sempre più frequenti e intense. Sono tristemente noti eventi come l'alluvione di Firenze del 4 e 5

Novembre 1966, il caso di Genova del 1970 (conosciuto come l'evento più intenso sul territorio ligure), quella della Valtellina del 1987, del Tanaro del 5 e 6 Novembre 1994, di Sarno e Quindici del 5 e 6 Maggio 1998 (dove persero la vita 159 persone), l'alluvione del Piemonte del 2000 (che provocò 40000 sfollati), quella di Messina nell'Ottobre 2009, le alluvioni del 25 Ottobre 2011 delle Cinque Terre e Lunigiana (dove in 6 ore si riversarono 472 mm di pioggia) e del 4 Novembre 2011 di Genova (con massime intensità di 180 mm in un'ora e 400 mm in 12 ore), o quella avvenuta in Sardegna il 18 Novembre 2013. Questi sono solo alcuni tra i principali disastri che hanno colpito la nostra penisola dagli anni '60 ad oggi, ma la storia è costellata da numerosi eventi che, seppur meno noti e caratterizzati da effetti più limitati, hanno avuto un impatto economico.

Infatti, non solo la percezione, ma anche i dati economici confermano che nell'ultimo trentennio il prezzo pagato dall'Italia a causa delle alluvioni sta aumentando, così come nel resto del mondo (Figura 1.4). La causa dell'aumento dei danni causati da eventi alluvionali deve essere ricercata all'interno di tre dimensioni: il pericolo, la vulnerabilità e l'esposizione. Un aumento del pericolo consiste nell'aumento di frequenza o intensità delle cause naturali scatenanti, cioè degli eventi di precipitazione intensa. Un'elevata vulnerabilità può, invece, essere dovuta alla scarsa efficacia delle misure di prevenzione e protezione dal rischio, oltretutto alle caratteristiche intrinseche del territorio. Una maggiore esposizione è il risultato di un'urbanizzazione sempre più aggressiva che porta un maggior numero di persone e beni ad essere ubicate in zone di maggior pericolo. La ragione del crescente impatto degli eventi calamitosi in Italia, va ricercata, non tanto in ciascuno di questi fattori singolarmente, bensì nella combinazione dei tre.

In questo contesto, il presente lavoro di Tesi si concentra sull'analisi dei mutamenti negli eventi estremi di precipitazione in Emilia-Romagna, con l'obiettivo di quantificare il contributo della prima dimensione del rischio: la

pericolosità, ovvero la probabilità di accadimento di un evento di una certa intensità.

Così come nel resto del mondo, anche in Italia gli studi hanno evidenziato risultati discordanti e scarsamente omogenei nei trend di precipitazione. Inoltre, il rilevamento di trend più o meno significativi nelle serie storiche è risultato fortemente dipendente dal periodo di studio. In generale, è stato registrato, durante l'ultimo secolo fino ai primi anni 2000, un calo nella precipitazione cumulata annuale e nel numero di giorni piovosi. Per quanto riguarda eventuali trend di intensità rilevati, solamente pochi sono considerati significativi e l'andamento è molto variabile a seconda della stagione, oltre che della regione. Un trend negativo, su tutte le stagioni ad eccezione dell'estate, è stato registrato nelle piogge mensili del Sud Italia [Brunetti et al. 2012]. In Toscana, Bartolini et al. [2014] hanno effettuato un'analisi sui dati di precipitazione oraria per due stazioni di lunga durata: Vallombrosa (1930-2009) e Viareggio (1948-2009). Sono stati calcolati gli indici consigliati dal *CCI/CLIVAR/JCOMM Expert Team on Climate Change Detection, Monitoring and Indices*, i quali sono stati analizzati per intercettare cambiamenti temporali nell'intensità, nella frequenza e nel totale di precipitazione. I trend sono stati valutati mediante il metodo di regressione del quantile. I risultati ottenuti hanno mostrato principalmente un calo nel totale annuale di precipitazione e nei giorni piovosi, in accordo con gli altri studi effettuati sulla penisola. Inoltre, l'intensità media nelle ore piovose e la percentuale di ore con piogge moderate ($\geq 75^\circ$ e $\leq 98^\circ$ percentile) seguono tendenze prevalentemente positive, per lo più durante le stagioni autunnali ed estive. Le tendenze riscontrate seguono pendenze simili per tutti i quantili, suggerendo cambiamenti simmetrici della distribuzione di probabilità.

In Lombardia è stata condotta un'analisi degli eventi estremi di precipitazione, in particolare dei massimi annuali, di durata 1, 3, 6, 12 e 24 ore [Uboldi e Lussana, 2018]. I dati utilizzati provenivano solo da stazioni di misura di tipo meccanico, in quanto è stato osservato che le stazioni automatiche

sottostimano in maniera sistematica le altezze di precipitazione rispetto agli strumenti più datati. Questi dati sono stati mediati su zone della regione climaticamente omogenee e ne sono state analizzate le distribuzioni campionarie e le distribuzioni di probabilità secondo una distribuzione GEV (*Generalized Extreme Value*) nel periodo 1950-2005. In particolare, nella zona di Como-Varese sono stati intercettati cambiamenti rispetto all'anno mediano (1977). Per le durate 12 e 24 ore i valori massimi hanno registrato un aumento in frequenza. Lo stesso anche per gli eventi di durata 3 e 6 ore, anche se con trend meno evidenti. Per gli estremi di durata 1 ora la frequenza si è invece spostata verso valori più bassi.

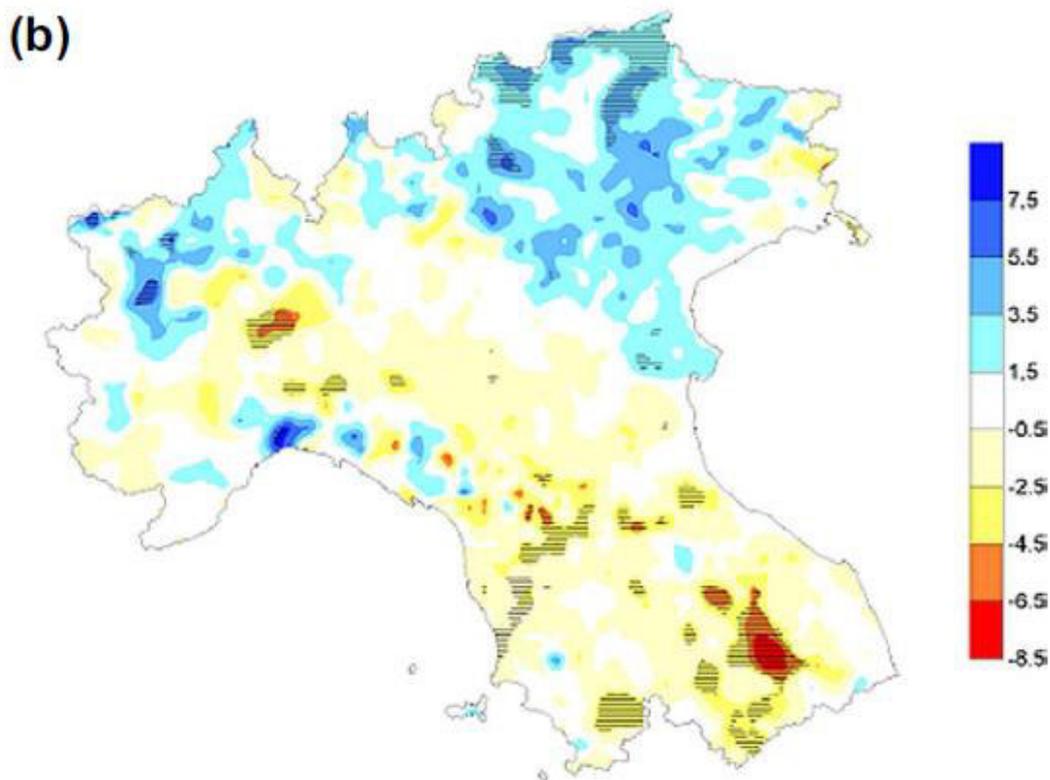


Figura 1.5 - Trend lineari delle precipitazioni annuali [mm/anno] nel Centro-Nord Italia tra il 1961 e il 2015. Fonte: Pavan et al. (2018)

Uno degli studi più recenti condotti in Italia, riguarda lo studio climatico di tutto il Centro-Nord Italia al fine, per l'appunto, di evidenziare eventuali trend lineari nelle precipitazioni annuali [Pavan et al., 2018]. I dati sono stati ottenuti

dai data-set di precipitazione giornaliera dei servizi regionali che coprono il periodo 1961-2015. I risultati non hanno mostrato l'esistenza di trend generali per tutta l'area (v. Figura 1.5), bensì di trend locali con tendenze diverse a seconda della regione. I trend negativi più significativi sono localizzati nel Centro Italia, mentre i trend positivi più accentuati si hanno in Lombardia e nella regione alpina, dove diventano particolarmente significativi (al 95%) nelle zone a ridosso del confine austriaco.

1.3 Variabilità spaziale e temporale delle precipitazioni in Emilia-Romagna

Gli studi effettuati fino ad oggi in Emilia-Romagna si sono concentrati principalmente su analisi di dati di precipitazione giornaliera. Un'analisi ampia e approfondita del dataset delle serie storiche è stata eseguita nel 2008 [Pavan et al., 2008]. Due differenti dataset sono stati presi in considerazione, i quali coprivano rispettivamente gli anni 1951-2004 e 1925-2004. Il primo set di dati comprendeva serie omogeneamente distribuite sul territorio regionale, mentre il secondo, più focalizzato sul bacino del Reno, permetteva di avere a disposizione un maggior numero di anni di osservazione. Infatti, la distribuzione spaziale dei dati e la lunghezza delle serie sono due requisiti essenziali per la descrizione della variabilità spaziale e temporale dei fenomeni climatici. I risultati dello studio mostrano, in accordo con le altre ricerche citate, come la variabilità temporale sia soggetta a una forte dipendenza dal periodo di riferimento e dalla specifica località considerata. I trend più significativi hanno evidenziato una decrescita nelle precipitazioni medie invernali e primaverili, soprattutto nelle regioni appenniniche, e un aumento nella frequenza degli eventi intensi estivi tra il 1951 e il 2004.

Successivamente, in regione è stato implementato un database di dati giornalieri di temperatura e precipitazione, riferiti al periodo 1961-2010,

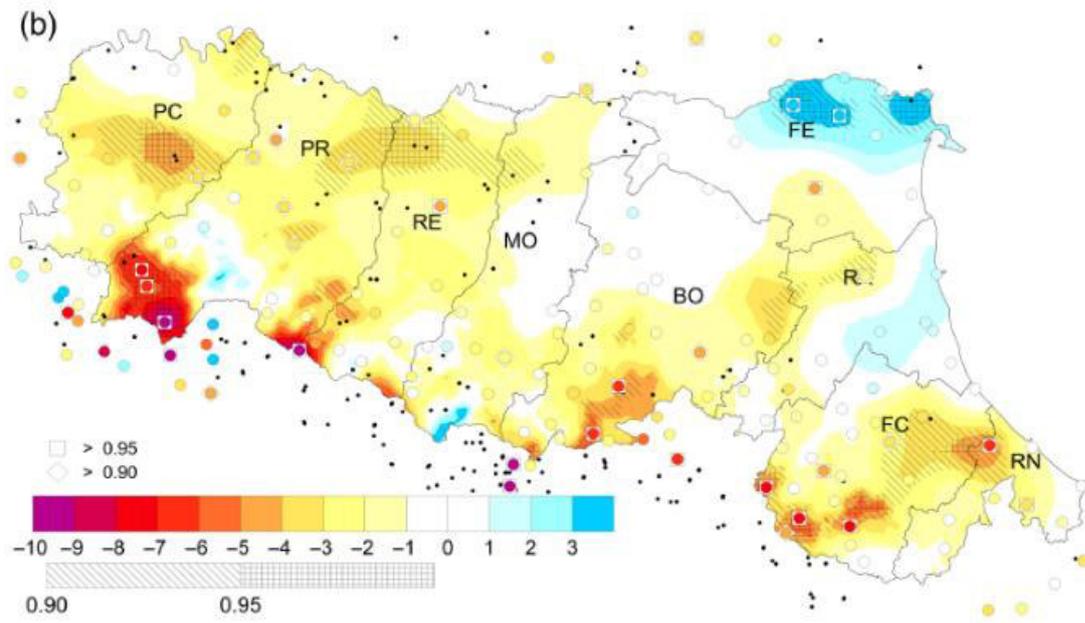


Figura 1.6 - Trend di precipitazione cumulata media annuale tra il 1961 e il 2010 [mm/anno]. Fonte: Antolini et al. (2015)

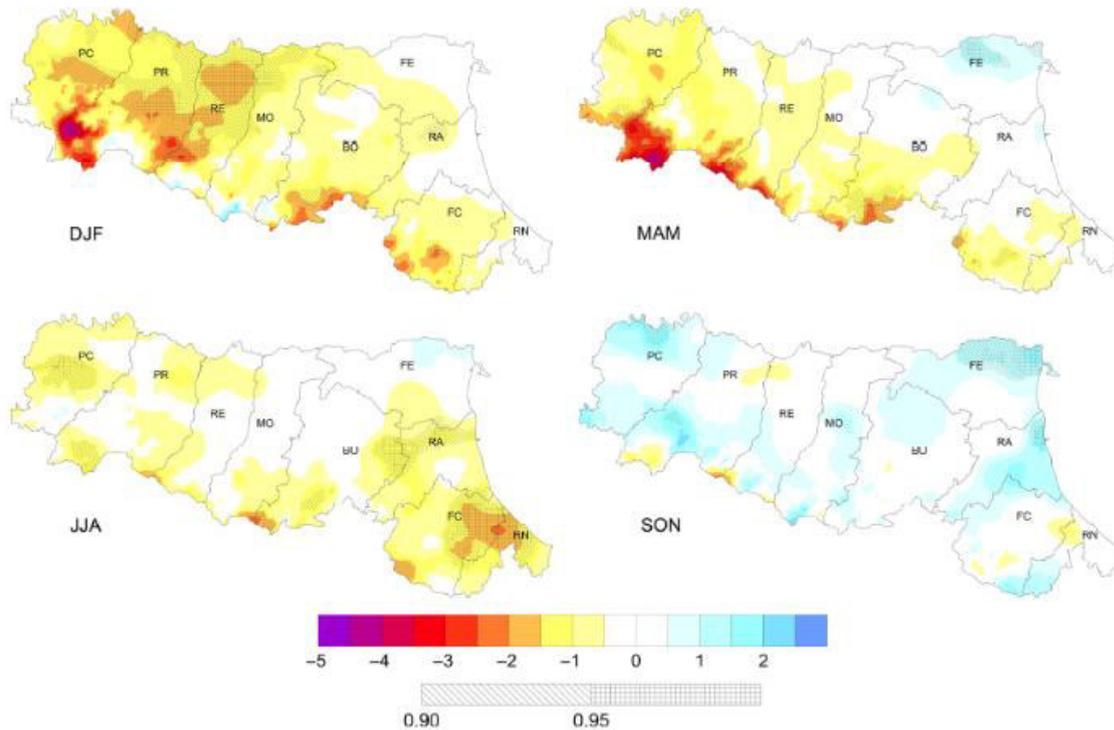


Figura 1.7 - Trend di precipitazione media stagionale tra il 1961 e il 2010 [mm/anno]. Fonte: Antolini et al. (2015)

interpolati su griglia triangolare irregolare [Antolini et al., 2015]. Nonostante le intensità di precipitazione vengano sottostimate dal modello di interpolazione, soprattutto per eventi intensi di tipo convettivo tipici della stagione estiva, il

database costituisce una fonte utile di dati anche per studi di trend temporali. In Figura 1.6 si mostrano i risultati relativi ai trend di cumulata annuale di precipitazione.

Un generale trend negativo si registra su quasi tutta la regione, ma solo in alcune zone suddetto trend si manifesta come significativo. I trend negativi più significativi si concentrano nella zona appenninica, in particolare nella zona Sud-Ovest. I trend positivi sulla regione sono pochi e gli unici considerati significativi si localizzano nella zona Nord-Est della pianura ferrarese.

È interessante osservare quale sia il contributo di ogni stagione alla tendenza media annuale, considerata la forte variabilità infra-annuale delle precipitazioni sulla regione (Figura 1.7). Inverno e primavera sono le principali stagioni che contribuiscono agli andamenti temporali negativi, risultato già evidenziato nei precedenti studi. Anche durante la stagione estiva le precipitazioni cumulate subiscono prevalentemente una diminuzione che raramente risulta significativa. L'autunno, al contrario, è caratterizzato da un generale aumento dei totali di precipitazione, ma, anche in questo caso, la significatività dei risultati non raggiunge quasi mai il 90%.

Nel seguente capitolo si illustreranno meglio le caratteristiche climatiche dell'Emilia-Romagna, regione oggetto di studio in questo lavoro di tesi, per poi passare alla descrizione del set di dati utilizzato nell'analisi.

2 CARATTERIZZAZIONE CLIMATICA DELL'AREA DI STUDIO



Figura 2.1 - La regione Emilia-Romagna e i suoi confini amministrativi.

Lo studio di variabilità degli estremi di precipitazione che verrà descritto nei prossimi capitoli si concentra sull'Emilia-Romagna, regione del Nord Italia, delimitata a Nord dal letto del fiume Po, a Est dal Mar Adriatico e a Sud-Ovest dagli Appennini. Alcune delle serie di dati che verranno analizzate non appartengono strettamente alla regione, ma sono situate al di fuori dei confini amministrativi regionali, in aree ad essi

limitrofe. Queste stazioni pluviometriche verranno prese in considerazione in quanto parte di bacini idrografici i cui apporti meteorici confluiscono nei fiumi dell'Emilia-Romagna.

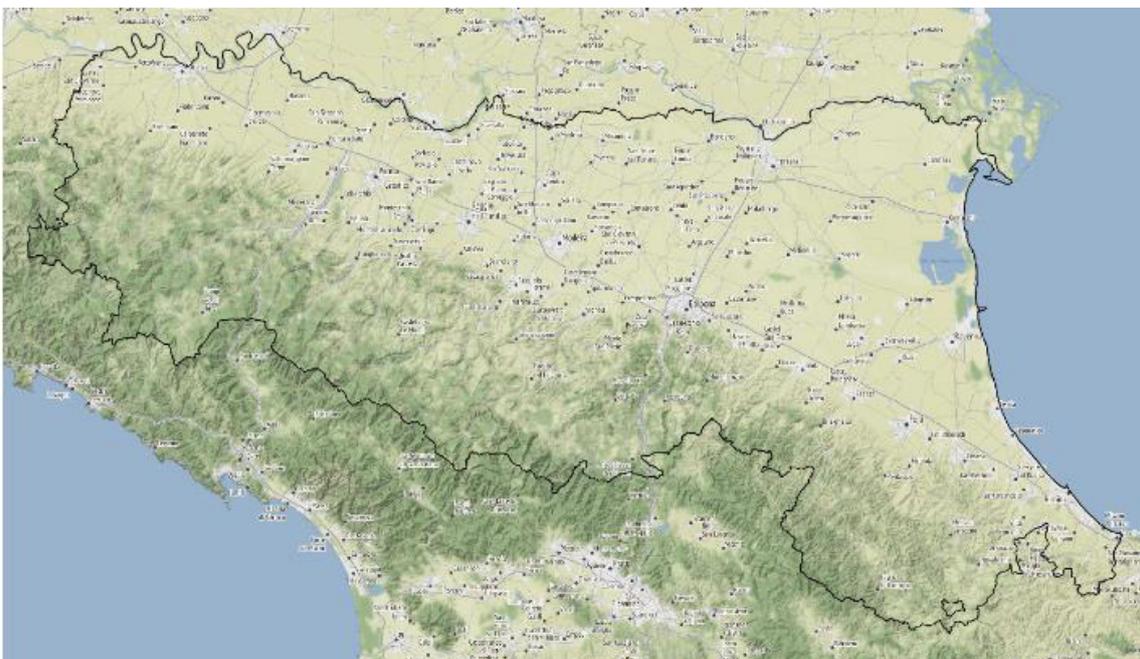


Figura 2.2 - Conformazione del territorio in Emilia - Romagna

In generale, il clima della regione è considerato di tipo temperato subcontinentale, il che implica una consistente variabilità stagionale di temperatura, umidità e precipitazioni, passando da inverni rigidi a estati calde e afose. In realtà, risulta difficile descrivere univocamente le caratteristiche climatiche dell'Emilia-Romagna, poiché, come per la maggioranza delle regioni italiane, il suo territorio è estremamente variegato. Quasi la metà della superficie è occupata dalla Pianura Padana, il cui clima può essere definito semi-continentale, mentre la restante parte è occupata dalla zona collinare e montuosa. Salendo a Sud verso altitudini più elevate il clima si trasforma gradualmente in un clima di tipo montano, cioè temperato fresco. Inoltre, non bisogna dimenticare la presenza del mare: il Mar Adriatico ad Est esercita la sua influenza sulla zona romagnola, instaurando un clima marittimo con temperature minime più elevate e una maggiore ventilazione. La fascia di influenza costiera risulta, tuttavia, abbastanza limitata. Anche il Mar Tirreno condiziona il clima della regione, nonostante non sia direttamente confinante con essa. Dalla regione ligure, infatti, provengono venti umidi che risalgono la catena montuosa appenninica e che provocano abbondanti piogge nell'Appennino Emiliano Occidentale.

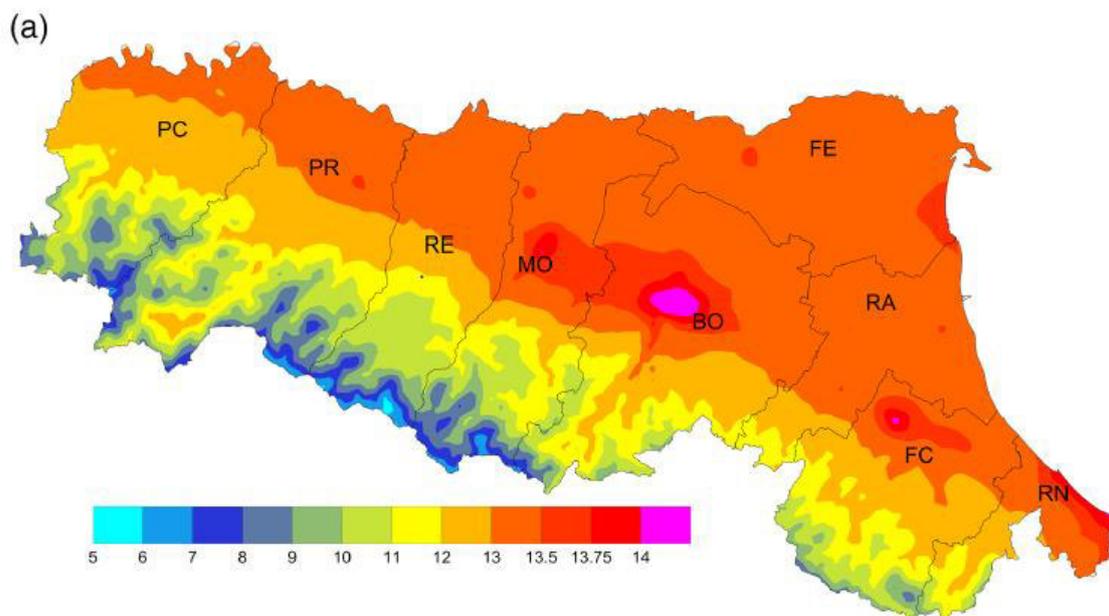


Figura 2.3 - Temperature medie [°C] sul periodo 1961-2010. Fonte: Antolini et al. (2015)

In Figura 2.3 si mostra l'andamento spaziale delle temperature medie annuali [°C] mediate sul periodo 1961-2010. È evidente l'influenza dell'orografia sulle temperature medie, mentre in pianura i picchi termici sono in corrispondenza dei centri urbani, dovuti ad effetti di isola di calore.

Una generale dipendenza dalle quote si può riscontrare anche nelle precipitazioni medie annuali, i cui valori sono molto diversificati in regione (da un minimo di 600 mm ad un massimo di oltre 2200 mm), in funzione della posizione geografica, vicinanza alla costa, ma soprattutto, come anticipato, dalla quota (Figura 2.4).

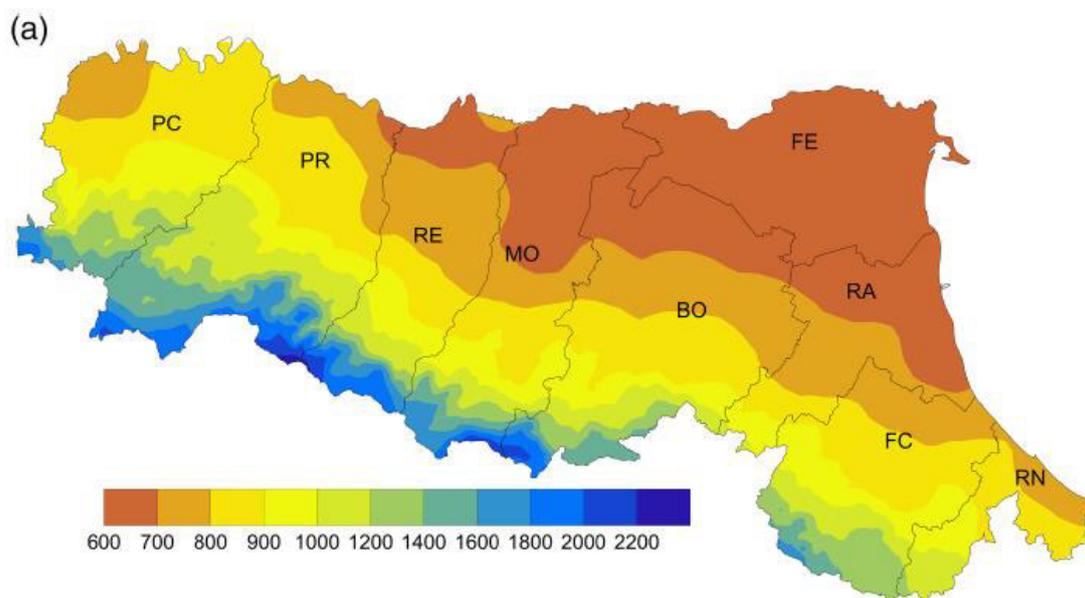


Figura 2.4 - Precipitazioni medie annuali [mm] nel periodo 1961-2010. Fonte: Antolini et al. (2015)

Gli elevati quantitativi di pioggia registrati in corrispondenza dei versanti appenninici sono legati all'amplificazione orografica delle precipitazioni. Questo fenomeno è legato al fatto che masse d'aria calda e umida in movimento, provenienti dalla pianura o dalla costa, sono costrette a sollevarsi incontrando sul loro percorso una catena montuosa (ascendenza orografica forzata). La massa d'aria seguendo la pendenza media del versante si innalza con conseguente espansione adiabatica e raffreddamento dovuto all'abbassamento della pressione

atmosferica. Le velocità verticali in gioco sono dell'ordine dei 0,5-1 m/s e, conseguentemente, le diminuzioni di temperatura nell'unità di tempo sono, localmente, maggiori rispetto ai normali moti ascensionali. Il raffreddamento può portare alla saturazione e alla condensazione del vapore acqueo formando le nubi sul versante sopravvento che generano fenomeni di precipitazione atmosferica localizzati. Le forti correnti discendenti determinano, invece, un riscaldamento dell'aria nel lato sottovento originando il fenomeno del Foehn. Per questa ragione il versante appenninico Sud e zone limitrofe, esposte alle correnti che provengono da Liguria e Toscana, è soggetto a precipitazioni molto più abbondanti rispetto al versante Nord.

L'orografia non è la sola causa forzante dei moti verticali delle masse d'aria. Le tipologie di moti verticali più frequentemente osservati in Emilia-Romagna sono i moti di scala sinottica e convettivo. La prima casistica si verifica quando masse d'aria calda si muovono orizzontalmente seguendo l'andamento delle isobare. La massa d'aria calda a contatto con una massa d'aria più fredda galleggia ed è costretta a scivolare sopra quest'ultima. Le velocità ascensionali in questo caso sono molto ridotte. Il raffreddamento dell'aria umida durante il moto verticale provoca la condensazione del vapore acqueo e, conseguentemente, la genesi di eventi precipitativi in corrispondenza del fronte. Questi eventi sono tipici su tutta la regione durante le stagioni più fredde e sono caratterizzate da lunghe durate, ma intensità contenute. In pianura durante l'estate è molto comune osservare anche fenomeni di moti verticali convettivi, ovvero vortici che si generano in atmosfera instabile a causa di un forte riscaldamento dell'aria negli strati inferiori o per scontro di masse d'aria caratterizzate da temperature molto diverse, come nelle aree frontali. L'aria molto calda vicino al suolo si trova a contatto con un'atmosfera più fredda e ascende con la conseguente formazione di nubi, detti cumuli o cumulonembi che danno origine a eventi di precipitazione convettivi o temporaleschi. Questi eventi sono concentrati, molto intensi e di breve durata.

Proprio a causa delle diverse caratteristiche che possono avere gli eventi di precipitazione nella regione, estremi di diversa durata possono presentarsi con variabilità spaziale e temporale diversa. Alcune aree possono essere interessate con maggiore frequenza e intensità da fenomeni di breve durata, mentre altre sono più soggette a precipitazioni di durate maggiori.

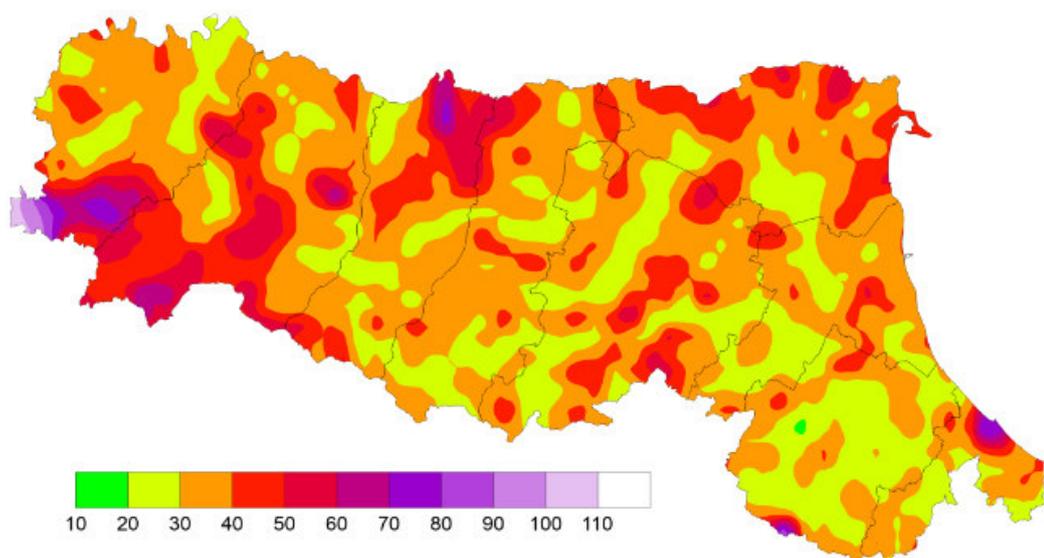


Figura 2.6 - Massimi di precipitazione [mm] di durata oraria tra il 1991 e il 2015. Fonte: database ERG5, ARPAE

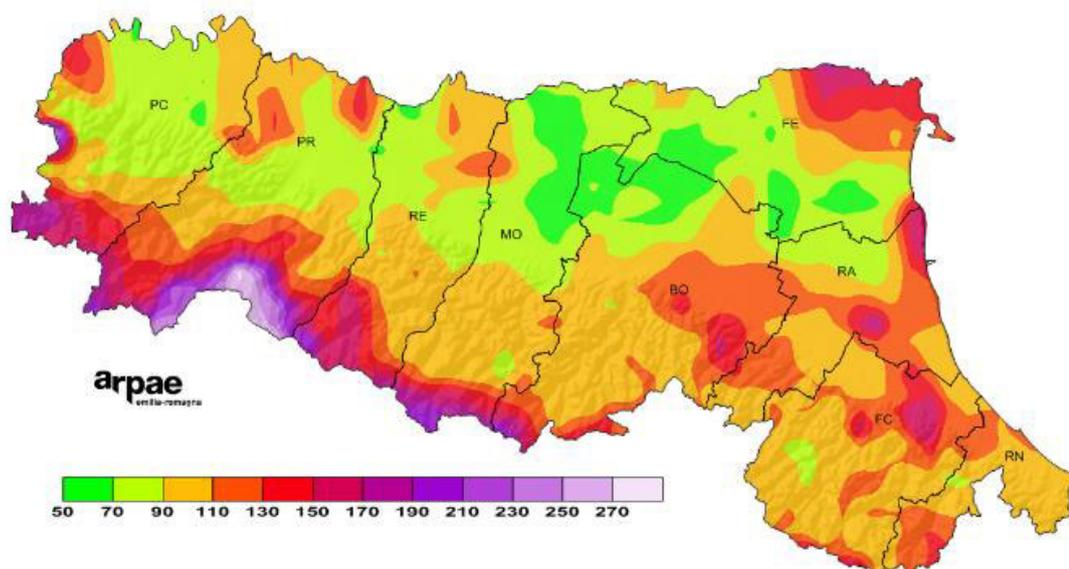


Figura 2.5 - Massimi di precipitazione [mm] di durata giornaliera tra il 1991 e il 2015. Fonte: database ERG5, ARPAE.

In Figura 2.5 e 2.6 si mostrano i massimi di precipitazione annuale per le durate giornaliera e oraria, ottenuti da un'interpolazione su griglia regolare di circa 5 km di tutti i dati disponibili in regione dal 1991 al 2015. Considerando durate differenti, il massimo annuale può essere dovuto a diversi tipi di evento, per questo le distribuzioni appaiono molto diverse ed eterogenee per i massimi di precipitazione di durata 1 ora e giornaliera. Queste ultime rispecchiano abbastanza l'andamento più lineare e omogeneo visto per le precipitazioni medie annuali e sono il risultato dell'insieme di tutte le tipologie di evento. Si deve tenere presente, tuttavia, che eventi estremi di breve durata, per la loro limitata estensione spaziale (anche pochi chilometri), sono di difficile intercettazione da parte degli strumenti di misurazione, i quali sono posizionati anche a distanza di decine di chilometri gli uni dagli altri.

3 DESCRIZIONE DEL DATASET

L'oggetto di questo studio consiste in un'analisi delle serie dei massimi annuali (*Annual Maximum Series*, AMS) di precipitazione, ovvero le massime altezze di pioggia osservate nell'arco dell'anno per determinate durate. Rispetto ad uno studio di tipo POT (*Peak Over Threshold*), che considera serie costituite dalle osservazioni indipendenti che superano un prestabilito valore di soglia, le serie AMS sono più facilmente reperibili, essendo pubblicate annualmente in Italia, mentre le serie POT devono essere estratti dalle serie orarie o giornaliere. L'analisi delle serie ai massimi annuali (AMS) risulta quindi più agevole in virtù della maggiore disponibilità di serie, consentendo lo studio di un consistente numero di serie misurate presso stazioni distribuite in maniera abbastanza omogenea sul territorio dell'Emilia-Romagna.

I dati sono stati reperiti presso l'ufficio centrale del servizio Idro-Meteo-Clima di ARPAE e sono frutto di una digitalizzazione dei massimi annuali di precipitazione di durata 1, 3, 6, 12 e 24 ore, pubblicati negli Annali Idrologici, Parte Prima, Tabella "*Precipitazioni di massima intensità registrate ai pluviografi*". Sono stati utilizzati, inoltre, anche dati di precipitazione di durata sub-oraria, in particolare delle durate di 5, 10, 15, 20, 30 e 45 minuti, pubblicati anch'essi sugli Annali Idrologici, Parte Prima, Tabella "*Precipitazioni di notevole intensità e breve durata registrate ai pluviografi*". La digitalizzazione di tutti questi dati ha prodotto un database contenente i massimi annuali tra il 1921 e il 2015 di 539 stazioni pluviometriche di cui 467 in Emilia-Romagna e le restanti appartenenti alle regioni confinanti: Liguria, Piemonte, Lombardia, Veneto, Marche, Toscana e la Repubblica Indipendente di San Marino. Queste stazioni si trovano all'interno di bacini idrografici sotto il controllo di ARPAE e per questo sono state incluse nell'analisi.

Prima di passare a una descrizione dettagliata della consistenza del database, occorre spendere alcune parole sulle principali problematiche che presentano i dati. Con riferimento agli estremi di durata sub-oraria, che rappresentano gli scrosci, va detto che sono stati pubblicati negli anni in maniera meno sistematica rispetto ai massimi di durata oraria e sovra-oraria, poiché si tratta di fenomeni di difficile intercettazione. Inoltre, va considerato che questi dati non rappresentano in maniera inequivocabile i massimi annuali, poiché questi eventi, in passato, non venivano registrati in maniera continua, ma solo in occasione di avvenimenti che attiravano particolarmente l'attenzione dell'osservatore. Inoltre, la lettura di questi valori era diversa rispetto ad oggi: ogni singolo evento veniva considerato a sé stante per la sua durata e non contribuiva al dato registrato per le durate maggiori. Tale modalità di lettura può dare luogo a incongruenze, in quanto può accadere che per un medesimo anno il valore massimo registrato per una breve durata risulti superiore ai valori massimi registrati per le durate superiori. Negli ultimi anni, tuttavia, grazie alle stazioni automatiche che effettuano registrazioni ogni 15 minuti, questi eventi sono monitorati in modo più continuativo e accurato e i valori corrispondono effettivamente al massimo valore annuale di precipitazione cumulata sull'intervallo.

Il problema principale che si riscontra, invece, per le analisi di trend statistici è l'omogeneità delle serie. Dati di massima intensità su scala sub-giornaliera sono disponibili solo per i punti di misura dove fosse presente almeno un pluviografo. Durante gli anni i pluviografi meccanici sono stati soggetti a una progressiva sostituzione con strumenti automatici di maggior precisione, che però, a causa di una maggiore prontezza, talvolta possono presentare una sottostima delle misure di precipitazione. Questo in taluni casi ha originato una discontinuità nelle serie dovuta alla differente modalità di acquisizione dei dati e diversa precisione degli strumenti. Nell'ambito delle analisi di trend e cambiamenti repentini, questo elemento potrebbe portare a confondere la non-stazionarietà climatica con quella dovuta allo strumento. Al tempo stesso, siccome analisi di

stazionarietà affidabili richiedono almeno 20-30 anni di osservazioni, fare riferimento alle sole serie provenienti dalle stazioni automatiche, le quali sono entrate in funzione in regione solamente dagli anni '90 in poi, sarebbe fortemente limitante. Per questo motivo, ai fini delle analisi condotte nella presente dissertazione, sono state considerate soltanto le serie effettivamente omogenee, come risultato da uno studio di omogeneità eseguito da ARPAE sui valori annuali di precipitazione e descritto in seguito.

Un altro problema è rappresentato dalla brevità di molte delle serie incluse nel database, fatto che le rende inutilizzabili e inadatte ai fini dell'ottenimento di statistiche che possano essere ritenute attendibili. Difatti, molte stazioni sono antiche e oggi dismesse, altre sono di nuova introduzione, oppure non presentano continuità nei dati a causa di manutenzioni o malfunzionamenti. In altri casi, le stazioni di misura sono state spostate più o meno lontano dal luogo originale a causa di cambiamenti nelle condizioni ambientali che hanno reso la posizione inadatta, oppure per scelta forzata da altre cause esterne. La variazione della posizione può influenzare in maniera sostanziale i valori di precipitazione a terra, motivo per il quale i dati sono stati pubblicati sotto serie distinte.

Per poter ovviare a questi problemi e poter avere serie che coprissero un arco temporale più lungo in maniera continua sono state adottate alcune strategie. Per quanto riguarda le serie di durata sub-oraria, come verrà mostrato in seguito, non era possibile eseguire dei test statistici significativi a causa della loro brevità. Si è scelto, pertanto, per ogni anno in cui era presente almeno un massimo di durata 5, 10, 15, 20, 30 o 45 minuti, di calcolare l'intensità media massima di precipitazione su base oraria (ovvero espressa in mm/h) dovuta a questi fenomeni, in maniera da avere una sola serie che coprisse tutto il periodo e rappresentasse gli scrosci e la loro evoluzione nel tempo. Per garantire la significatività del campione in esame si è inoltre ritenuto di escludere gli eventi di durata più breve (5 e 10 minuti) dal calcolo delle massime intensità medie

annuali, in quanto spesso si manifestano con intensità molto elevate, che proiettate sull'ora (mm/h) traviserebbero l'informazione sull'evento.

Nel caso, invece, delle serie di durata oraria e sovra-oraria, sono stati utilizzati i risultati di test di omogeneità effettuati da ARPAE [Antolini et al., 2015] per unire serie distinte, ma che risultano essere omogenee tra loro. Il test effettuato consiste in un SNHT (*Standard Normal Homogeneity Test*) sui valori di precipitazione totale annua. Il test calcola la differenza massima nel tempo tra i valori misurati alla stazione considerata e quelli di una stazione di riferimento, la quale viene creata da una media pesata delle serie che presentano il maggior grado di correlazione con la serie oggetto di analisi. Se questo valore supera una certa soglia di riferimento l'ipotesi nulla di omogeneità viene rigettata. I risultati di questo test sono stati ipotizzati validi anche per le serie dei massimi annuali di durate sub-giornaliere. Di seguito si riporta un'analisi di consistenza del dataset, in cui vengono considerati vari aspetti quali la lunghezza delle serie, la distribuzione nel tempo e nello spazio e la completezza.

3.1 Consistenza dei dati di durata 1, 3, 6, 12, e 24 ore

Le analisi di consistenza delle serie dei massimi annuali di durata oraria e sovra-oraria vengono illustrate nel medesimo paragrafo. Il motivo è che la consistenza di queste serie non presenta significative differenze tra durate diverse, poiché i massimi di varie durate vengono pubblicati contestualmente sugli annali idrologici per ciascuna stazione.

Le principali informazioni riportate nei seguenti grafici consistono in:

- andamento del numero di osservazioni negli anni;
- istogramma del numero di osservazioni contenute nelle serie;
- istogramma della lunghezza delle serie, così definita:

$$\text{lunghezza} = \text{anno ultimo rilevamento} - \text{anno primo rilevamento} + 1 ;$$

- mappa della distribuzione delle stazioni con indicazione della completezza delle serie, così definita:

$$completezza = \frac{\text{numero di dati validi}}{\text{numero massimo di dati}}$$

AMS di durata 1 ora

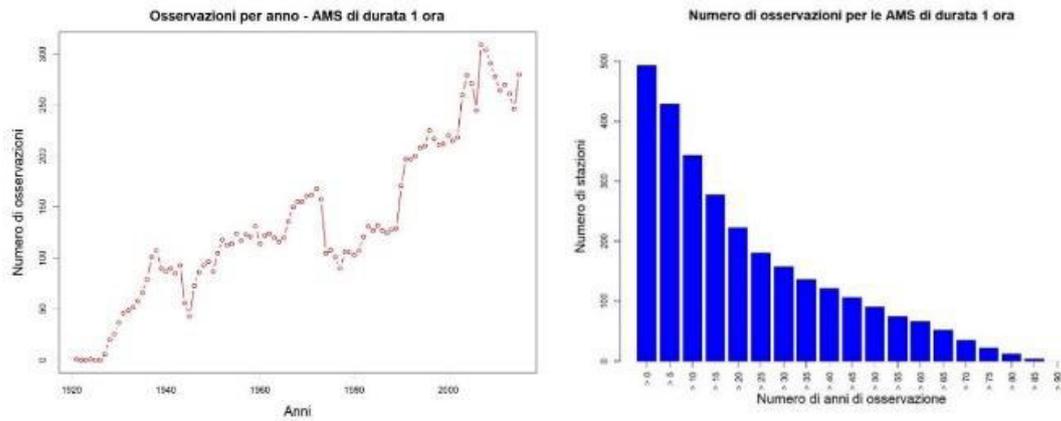


Figura 3.1 - Numero di osservazioni negli anni e istogramma del numero di osservazioni delle AMS per eventi di durata 1 ora

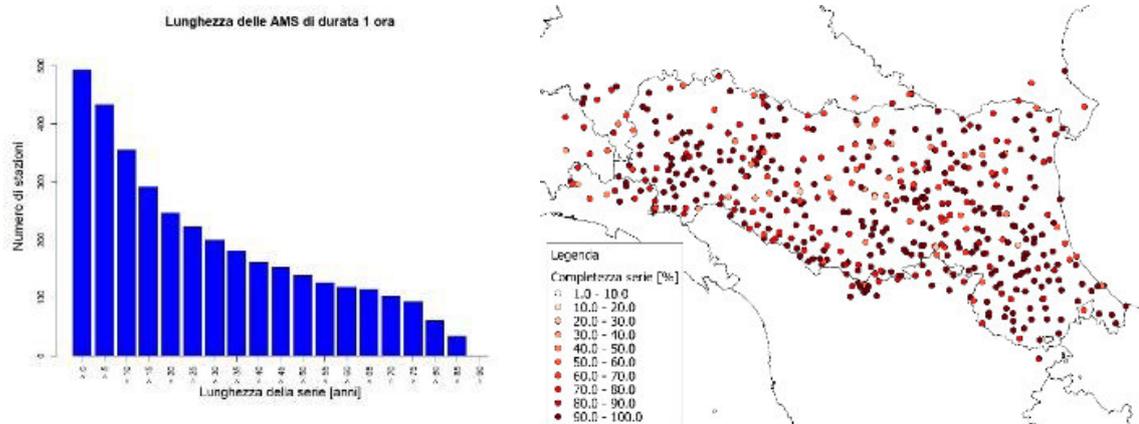


Figura 3.2 - Istogramma della lunghezza delle serie AMS di durata 1 ora e posizione delle stazioni con indicazione della completezza della serie

AMS di durata 3 ore

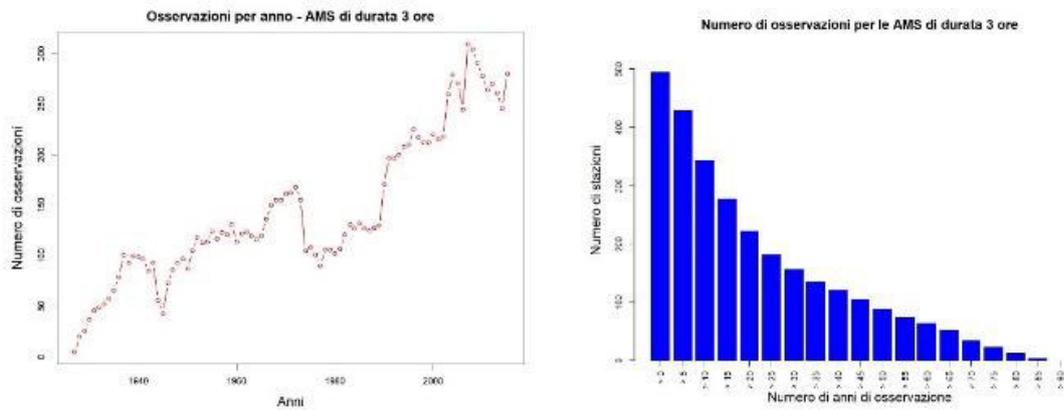


Figura 3.3 - Numero di osservazioni negli anni e istogramma del numero di osservazioni delle AMS di durata 3 ore

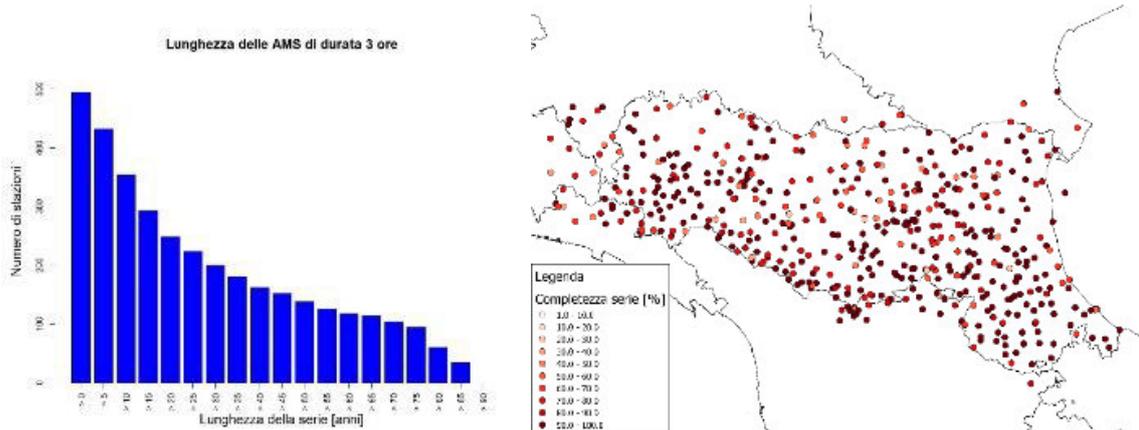


Figura 3.4 - Istogramma della lunghezza delle serie AMS di durata 3 ore e posizione delle stazioni con indicazione della completezza della serie

AMS di durata 6 ore

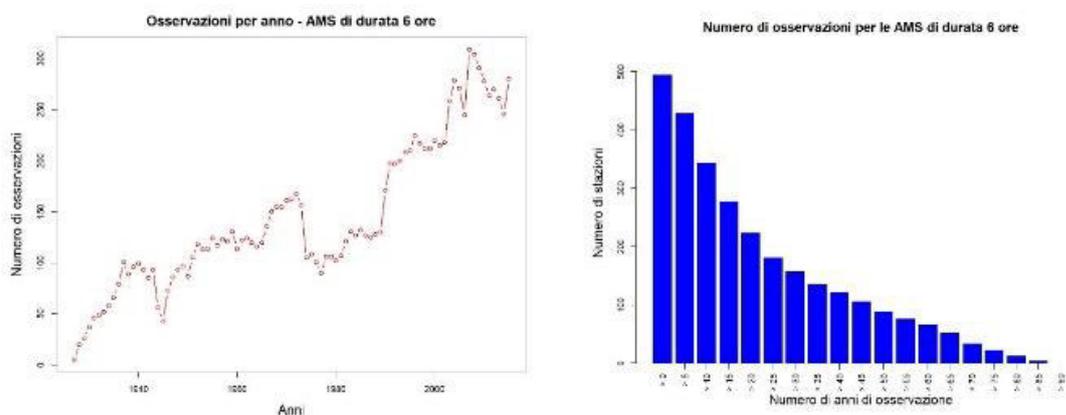


Figura 3.5 - Numero di osservazioni negli anni e istogramma del numero di osservazioni delle AMS di durata 6 ore

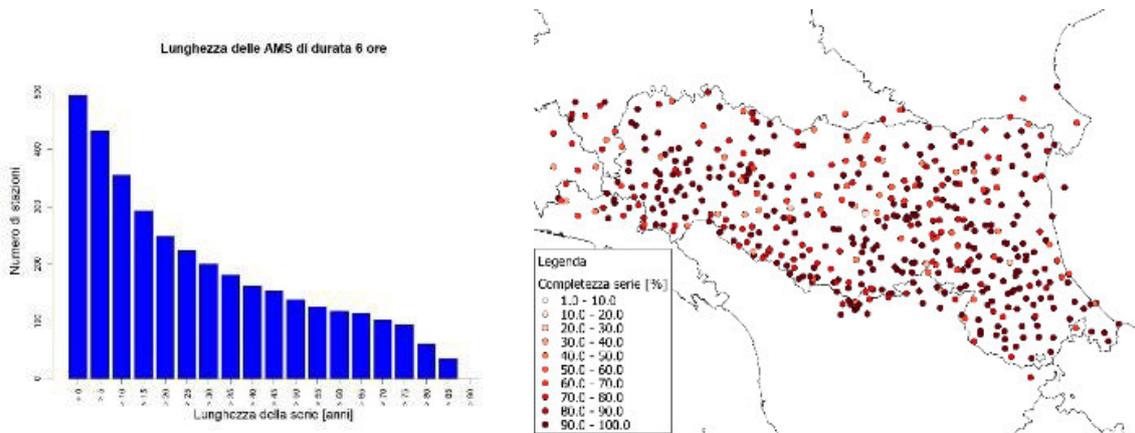


Figura 3.6 - Istogramma della lunghezza delle serie AMS di durata 6 ore e posizione delle stazioni con indicazione della completezza della serie

AMS di durata 12 ore

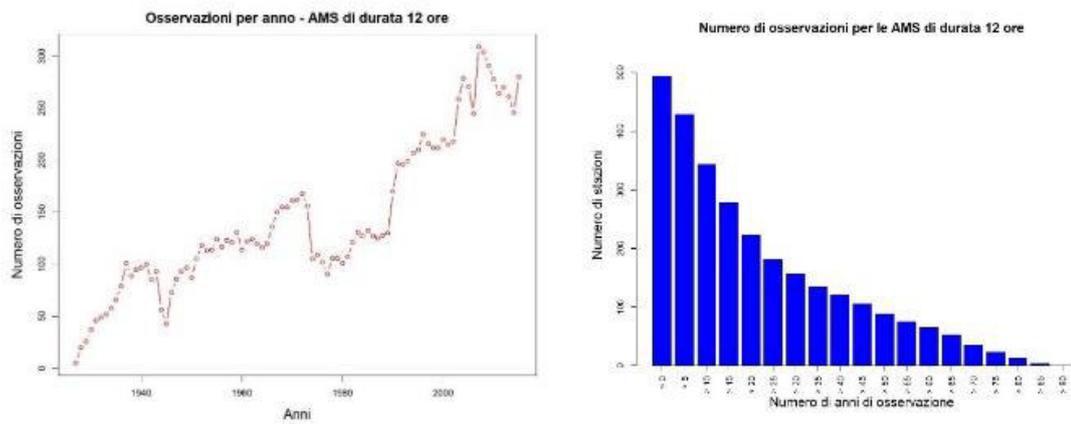


Figura 3.8 - Numero di osservazioni negli anni e istogramma del numero di osservazioni delle AMS di durata 12 ore

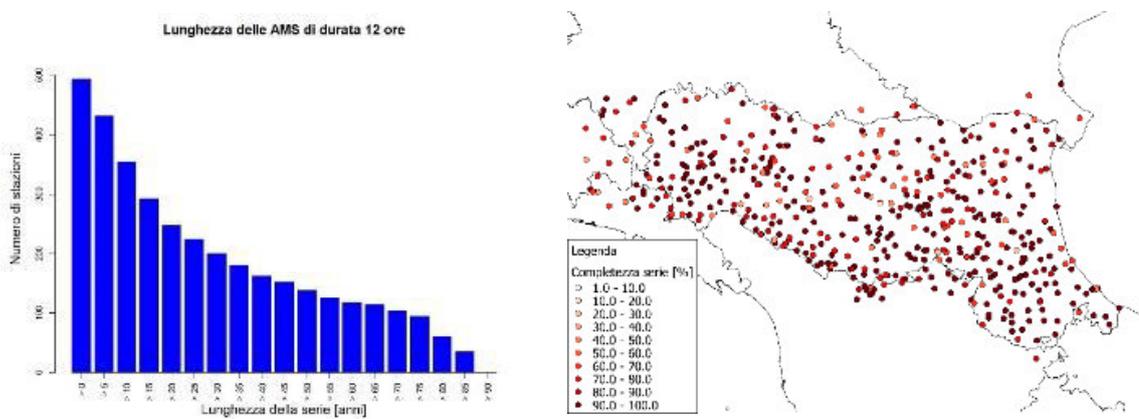


Figura 3.7 - Istogramma della lunghezza delle serie AMS di durata 12 ore e posizione delle stazioni con indicazione della completezza della serie

AMS di durata 24 ore

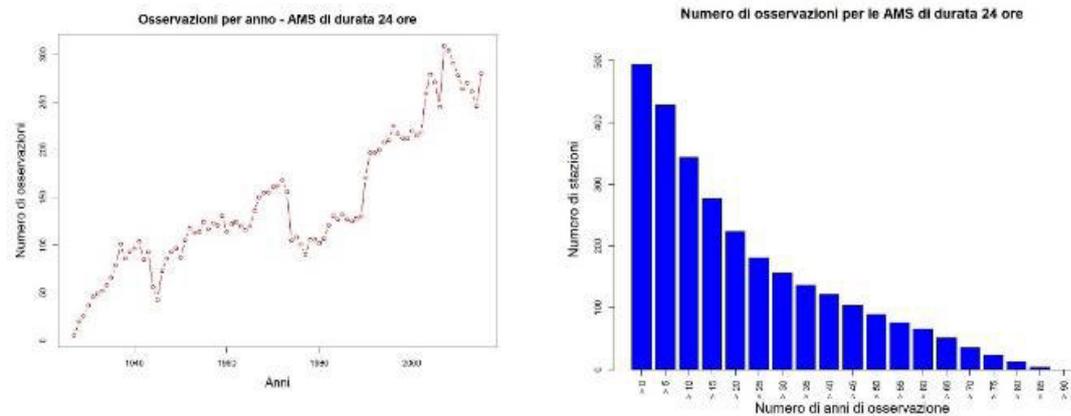


Figura 3.10 - Numero di osservazioni negli anni e istogramma del numero di osservazioni delle AMS di durata 24 ore

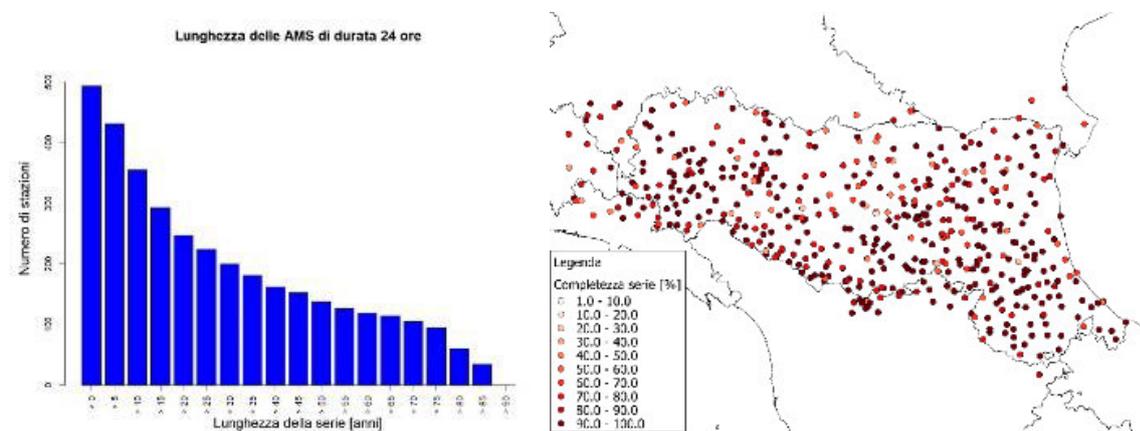


Figura 3.9 - Istogramma della lunghezza delle serie AMS di durata 24 ore e posizione delle stazioni con indicazione della completezza della serie

Dai grafici si evince che il numero delle osservazioni è quasi nullo per gli anni antecedenti agli anni '30, quando gli Uffici Idrografici hanno iniziato a installare i pluviografi meccanici, per poi incrementare fino agli anni '40, decennio durante il quale si osserva, invece, un calo importante, soprattutto negli anni 1944 e 1945, in corrispondenza della Seconda Guerra Mondiale. Da qui in poi i dati disponibili aumentano fin verso la metà degli anni '70, in corrispondenza dei quali si registra un calo. Dagli anni '80 la quantità di osservazioni presenti nel database aumenta raggiungendo il picco nel 2007, con più di 300 dati di massimi annuali disponibili. La frequenza cumulata del numero minimo di dati che presentano le serie è stata raffigurata tramite istogramma con

classi da 0 a 90 anni. Aumentando il numero minimo di dati si osserva che il numero di serie decade sensibilmente: da più di 400 aventi almeno 5 anni di dati, a circa 5 che ne contano più di 85. Un andamento meno pronunciato, invece, si trova per la frequenza cumulata della lunghezza delle serie. Un calo repentino si nota tra le prime tre classi, denotando la presenza di un numero consistente di serie di estrema brevità, per poi stabilizzarsi nelle classi centrali di lunghezza. Sulla mappa si nota come le stazioni siano distribuite in maniera abbastanza omogenea sul territorio con distanze maggiori in pianura avvicinandosi alla sponda destra del Po. La maggior parte delle serie presenta un'ottima completezza. In particolare, le serie più continue si concentrano sull'Appennino, nella Romagna, vicino ai capoluoghi di provincia e nella zona Sud-Ovest della regione.

3.2 Consistenza dei dati di durata sub-oraria

Le medesime considerazioni e analisi eseguite per le durate orarie sono state applicate per le durate inferiori all'ora. Come ci si poteva attendere dalle premesse, i risultati, che si illustrano di seguito, hanno mostrato serie molto più inconsistenti e disomogenee.

AMS di durata 5 minuti

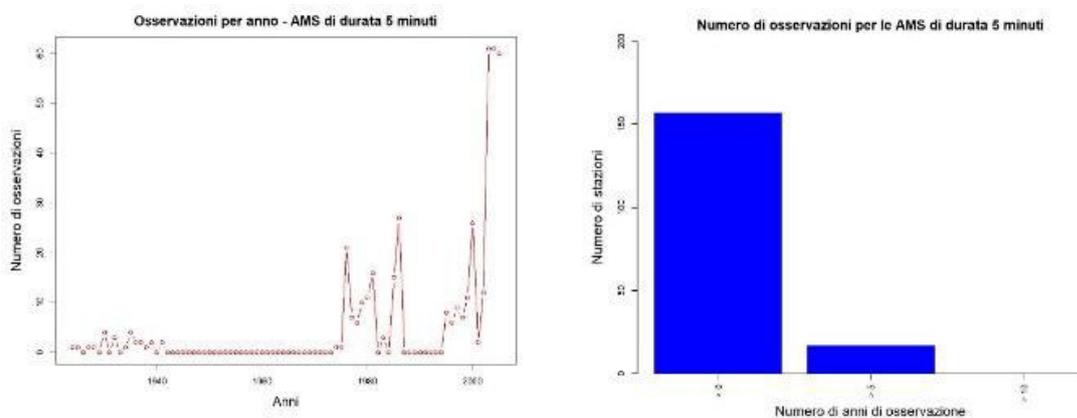


Figura 3.11 - Numero di osservazioni negli anni e istogramma del numero di osservazioni delle AMS di durata 5 minuti

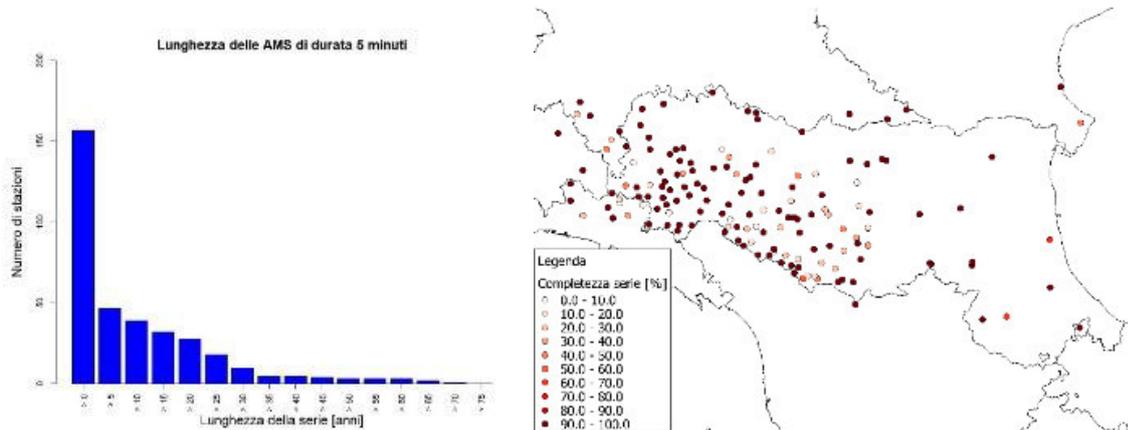


Figura 3.12 - Istogramma della lunghezza delle serie AMS di durata 5 minuti e posizione delle stazioni con indicazione della completezza della serie

Il dataset presenta poche sporadiche osservazioni di durata 5 minuti negli anni antecedenti al 1940, per poi scomparire fino alla metà degli anni '70. Il picco si raggiunge nell'anno 2002 con più di 60 dati disponibili. Le serie risultano molto brevi: meno di 50 serie sono più lunghe di 5 anni e una decina sono più lunghe di 35 anni. In realtà, queste serie presentano nella maggior parte dei casi un numero di dati minore a 5. Dalla mappa in Figura 3.12 si può notare come la completezza sia molto alta, essendo le serie di estrema brevità. Le serie, inoltre, sono localizzate principalmente nell'area Ovest della regione.

AMS di durata 10 minuti

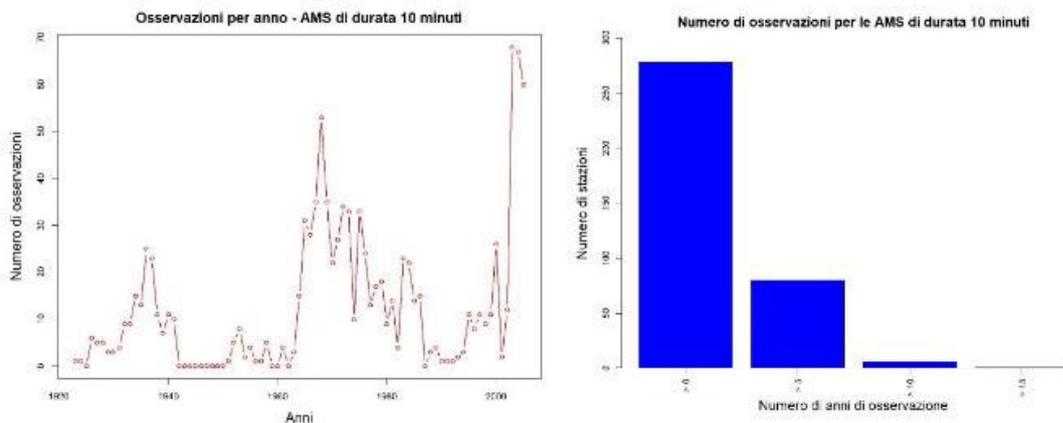


Figura 3.13 - Numero di osservazioni negli anni e istogramma del numero di osservazioni delle AMS di durata 10 minuti

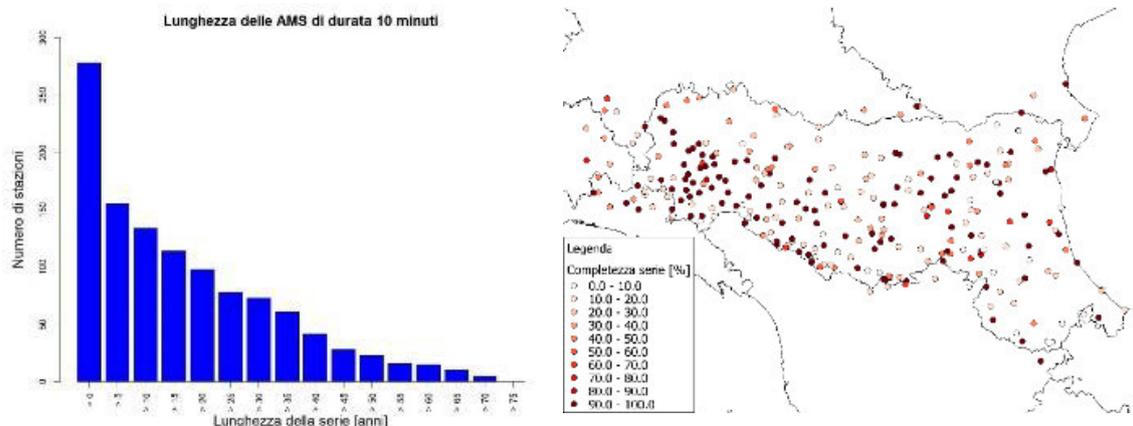


Figura 3.14 - Istogramma della lunghezza delle serie AMS di durata 10 minuti e posizione delle stazioni con indicazione della completezza della serie

Le osservazioni di durata 10 minuti, sono state pubblicate in maniera irregolare negli anni: presenti negli anni '30, scompaiono a partire dagli anni '40, per poi aumentare di nuovo dal 1980. Anche i dati relativi agli anni '90 sono scarsi. Raggiungono il picco di quasi 70 osservazioni negli anni 2000. Nonostante le serie si presentino con una discreta lunghezza (circa 50 serie hanno lunghezza maggiore di 40 anni), la continuità è scadente: circa la metà delle serie ha meno di 5 osservazioni, mentre meno di 30 ne conta più di 5. La metà delle serie non raggiunge il 40% di completezza, mentre le serie più complete, che si concentrano prevalentemente nella zona Ovest della regione e alcune sparse nella zona Est, sono evidentemente le serie di brevissima durata.

AMS di durata 15 minuti

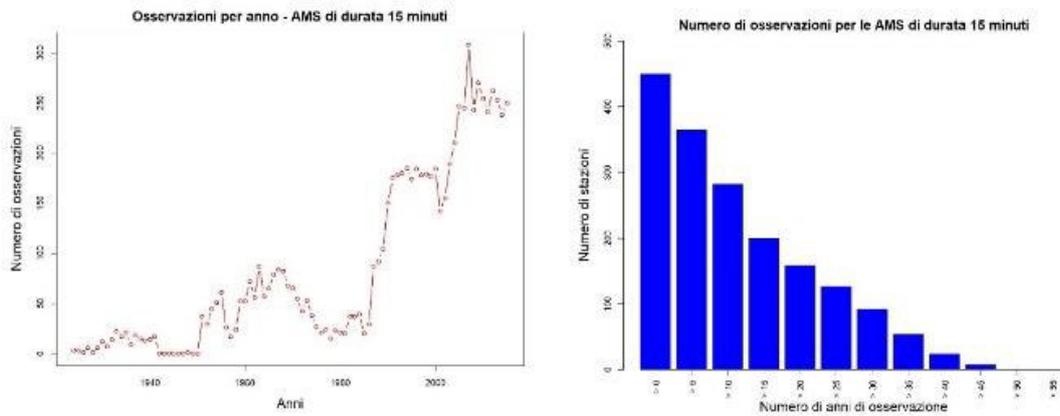


Figura 3.16 - Numero di osservazioni negli anni e istogramma del numero di osservazioni delle AMS di durata 15 minuti

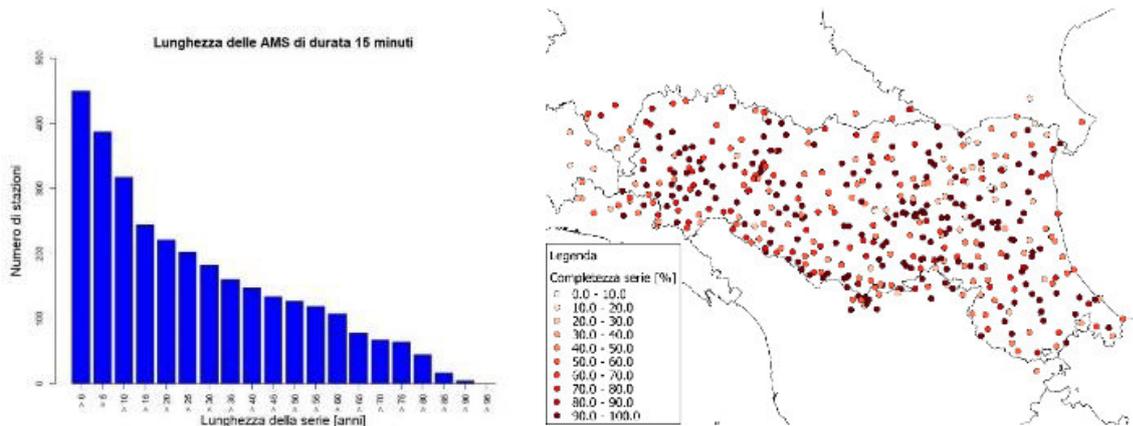


Figura 3.15 - Istogramma della lunghezza delle serie AMS di durata 15 minuti e posizione delle stazioni con indicazione della completezza della serie

Il numero delle osservazioni di durata 15 minuti è cresciuto dagli anni '20 fino al 2015, ad eccezione di periodi come gli anni '40, fine anni '70 inizio '80 e inizio anni 2000. Il massimo dei dati osservati si ha nel 2007 con più di 300 osservazioni, dal momento che per gran parte delle reti osservative automatiche questo è l'intervallo di cumulazione a cui si riferiscono i dati osservativi rilevati dagli strumenti. Alcune serie sono discretamente lunghe e, in generale, sono distribuite omogeneamente sulla regione con una buona completezza in media.

AMS di durata 20 minuti

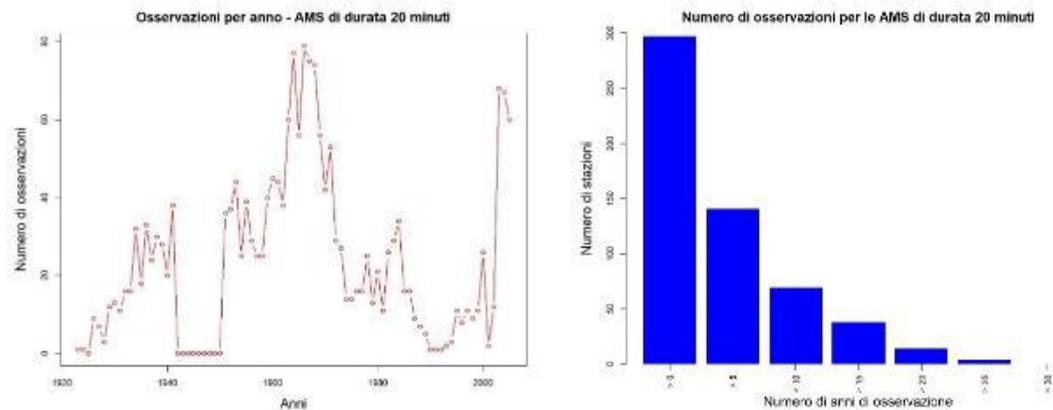


Figura 3.17 - Numero di osservazioni negli anni e istogramma del numero di osservazioni delle AMS di durata 20 minuti

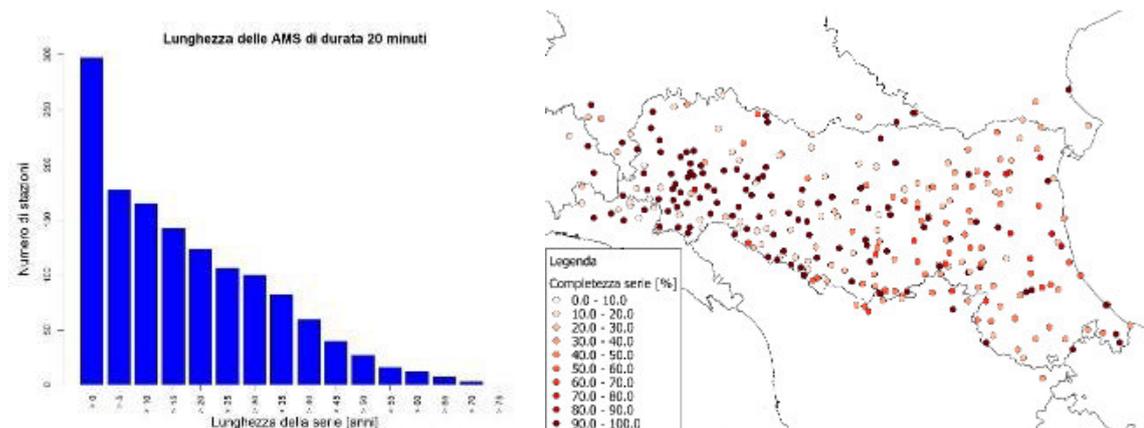


Figura 3.18 - Istogramma della lunghezza delle serie AMS di durata 20 minuti e posizione delle stazioni con indicazione della completezza della serie

I massimi di durata 20 minuti presentano un andamento nel tempo prima crescente, fino al picco negli anni '60 di quasi 80 osservazioni e poi decrescente. A partire dal 2000 il numero di dati è cresciuto nuovamente. Le serie presentano un esiguo numero di osservazioni (al massimo 25 e solo per pochissime stazioni) che risultano molto discontinue. La completezza è debole nella zona Est, mentre le serie più continue si concentrano a Sud-Ovest.

AMS di durata 30 minuti

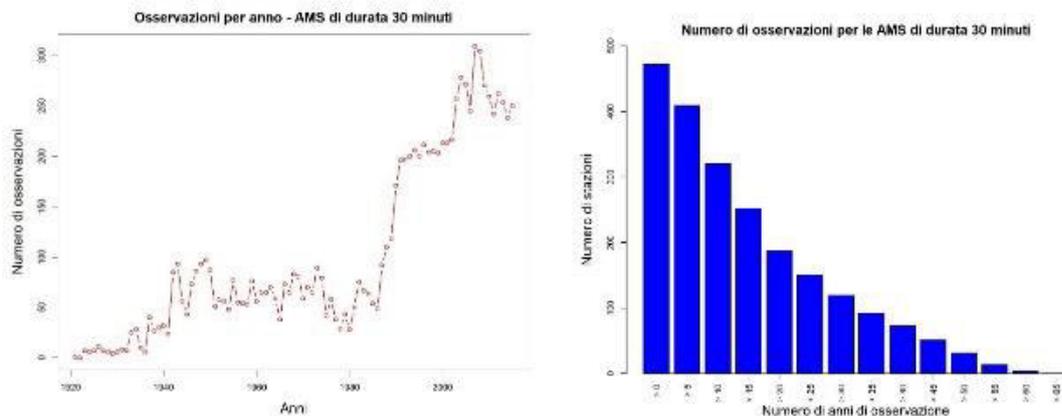


Figura 3.19 - Numero di osservazioni negli anni e istogramma del numero di osservazioni delle AMS di durata 30 minuti

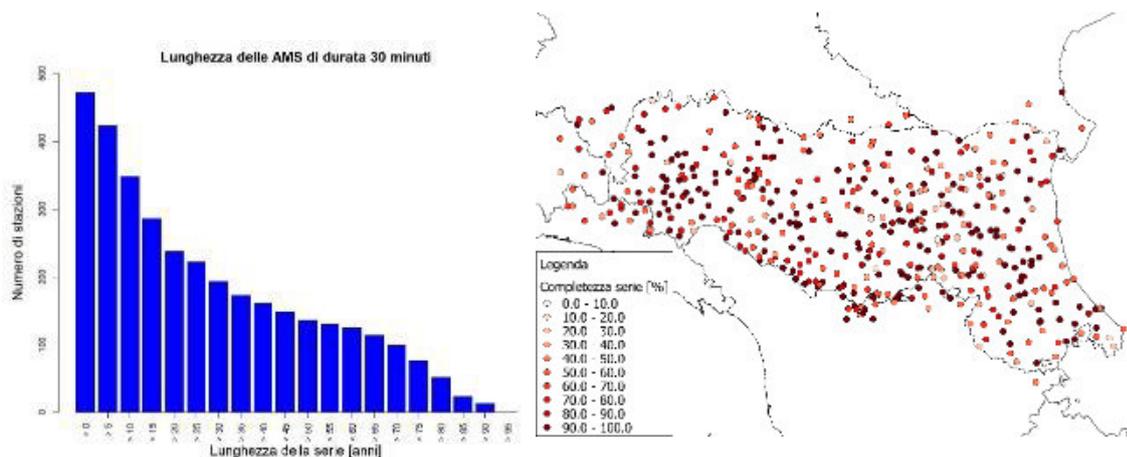


Figura 3.20 - Istogramma della lunghezza delle serie AMS di durata 30 minuti e posizione delle stazioni con indicazione della completezza della serie

La consistenza dei massimi di durata 30 minuti si avvicina alla consistenza delle serie di durata oraria e sovra-oraria. Infatti, il numero dei dati è cresciuto negli anni e ha raggiunto le oltre 300 osservazioni nel 2007, similmente a quello delle serie dei massimi di durata 15 minuti. La lunghezza delle serie è discreta, con oltre 100 serie di lunghezza superiore ai 70 anni. Dal punto di vista del numero di osservazioni e della continuità, i dati di precipitazione di durata 30 minuti rappresentano le serie più consistenti tra le durate sub-orarie. Sono molte, infatti, le serie con continuità superiore all'80%.

AMS di durata 45 minuti

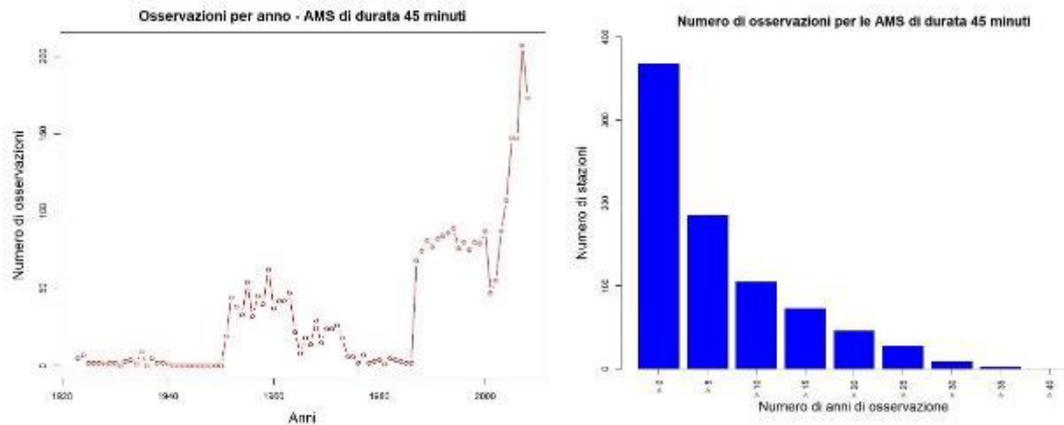


Figura 3.21 - Numero di osservazioni negli anni e istogramma del numero di osservazioni delle AMS di durata 45 minuti

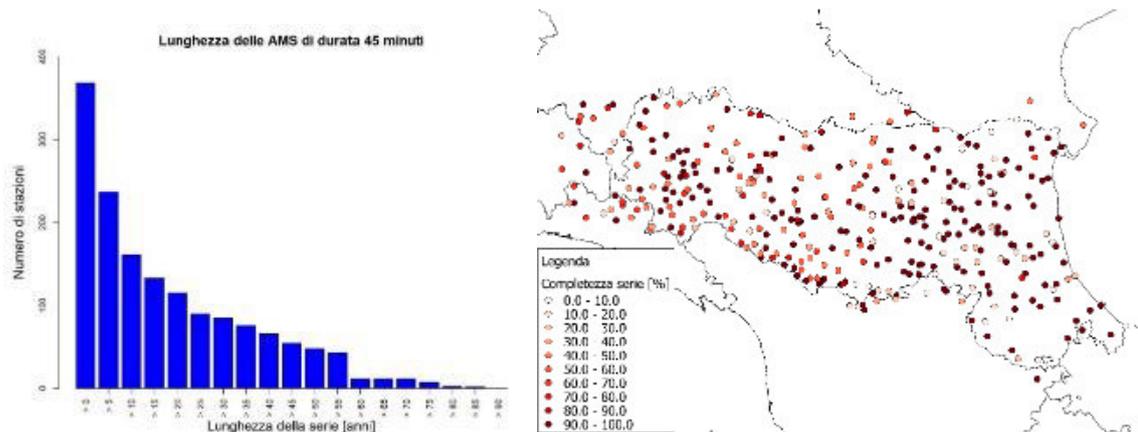


Figura 3.22 - Istogramma della lunghezza delle serie AMS di durata 45 minuti e posizione delle stazioni con indicazione della completezza della serie

I massimi di durata 45 minuti sono stati pubblicati principalmente dagli anni '50 ad oggi, anche se i dati disponibili per gli anni '70 e '80 sono minimi. Le serie di durata non presentano un numero di osservazioni particolarmente elevato (al massimo 35 dati e per pochissime serie). Alcune di esse hanno discreta lunghezza, ma è evidente la loro discontinuità. Nella parte Ovest della regione le serie hanno una completezza medio-elevata, mentre nella parte Est vi è un'alternanza di serie con completezza molto bassa e molto elevata.

3.3 Consistenza dei dati di intensità sub-oraria

Dall'analisi di consistenza sopra riportata risulta evidente che le serie dei massimi annuali degli eventi di durata sub-oraria non sono adatte ad analisi di trend a causa della loro brevità e discontinuità. Tuttavia, non volendo perdere l'informazione relativa agli scrosci, si è optato per applicare la seguente strategia: ricavare una serie di massimo annuale di intensità media di scroscio. Si riporta di seguito la consistenza della serie, sia nel caso in cui si considerino gli eventi di durata 5 e 10 minuti nel calcolo dell'intensità media massima annuale, sia nel caso in cui vengano omessi.

AMS di intensità media degli eventi di durata sub-oraria (5 e 10 minuti compresi)

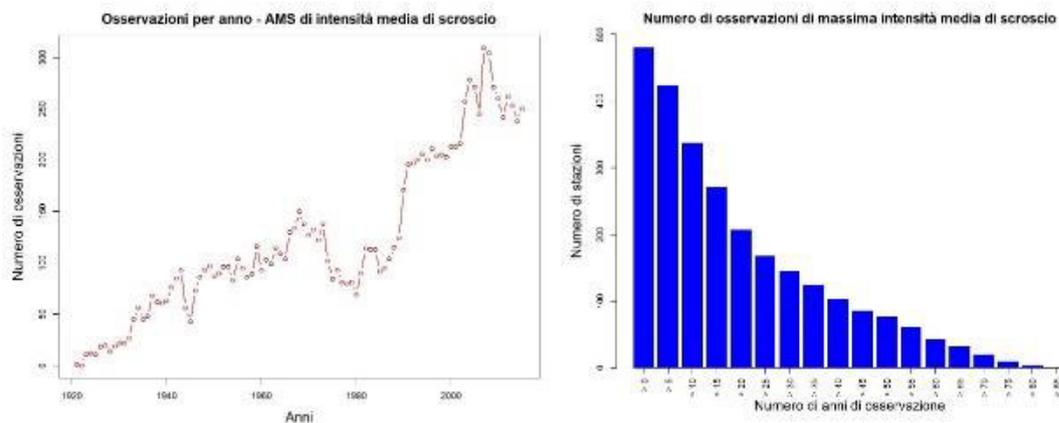


Figura 3.23 - Numero di osservazioni negli anni e istogramma del numero di osservazioni delle AMS di intensità media di durata sub-oraria

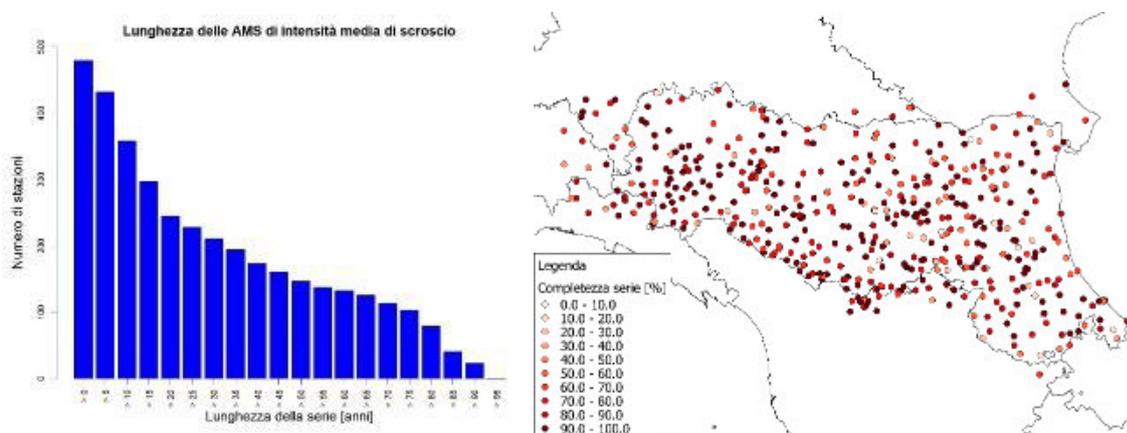


Figura 3.24 - Istogramma della lunghezza delle serie AMS di intensità media di durata sub-oraria e posizione delle stazioni con indicazione della completezza della serie

AMS di intensità media degli eventi di durata sub-oraria (5 e 10 minuti esclusi)

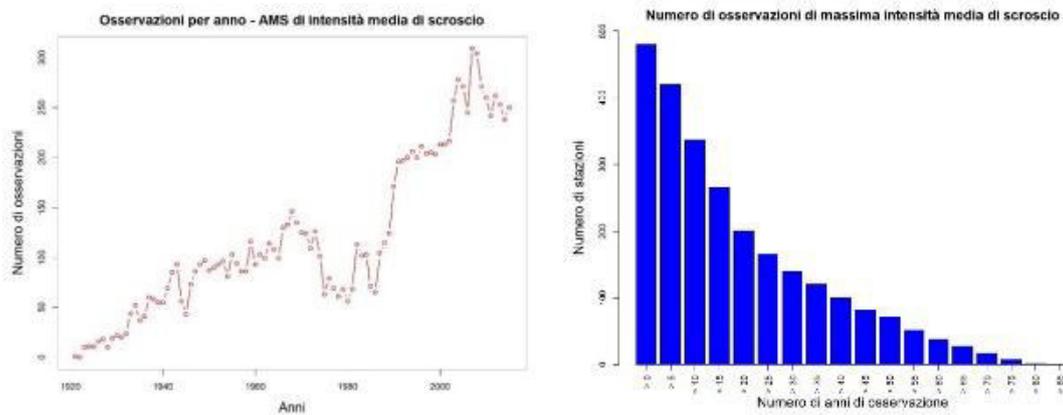


Figura 3.25 - Numero di osservazioni negli anni e istogramma del numero di osservazioni delle AMS di intensità media di durata sub-oraria (5 e 10 minuti esclusi)

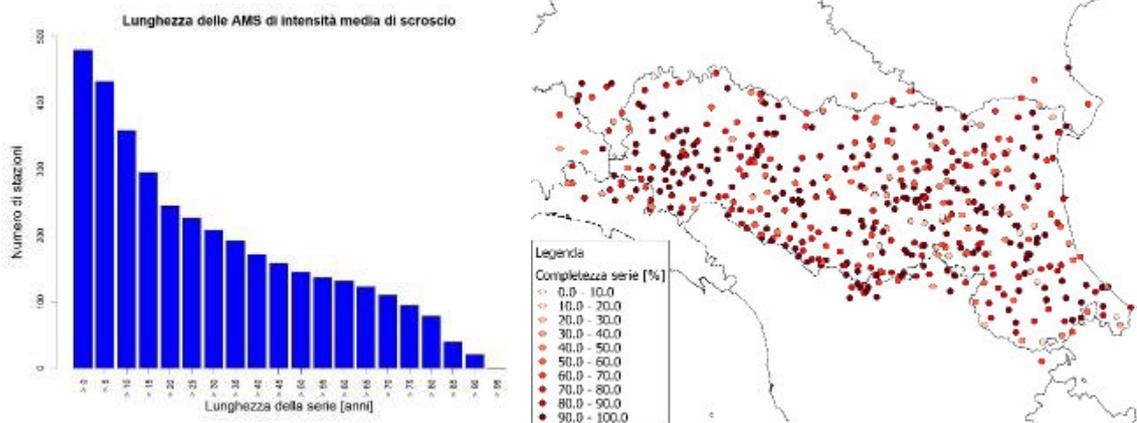


Figura 3.26 - Istogramma della lunghezza delle serie AMS di intensità media di durata sub-oraria (5 e 10 minuti esclusi) e posizione delle stazioni con indicazione della completezza della serie

Entrambe le tipologie di dati presentano serie con consistenza molto simile. Il numero delle osservazioni dei fenomeni di scroscio è cresciuto in maniera più o meno stabile fino agli anni 2000, ad eccezione di un calo tra gli anni '70 e '80. Come per le altre durate, negli ultimi anni, si è verificato un leggero calo nelle osservazioni. Le serie hanno una buona lunghezza e completezza e risultano posizionate omogeneamente su tutta la regione.

4 METODOLOGIE DI ANALISI

4.1 La teoria degli estremi

Prima di illustrare nel dettaglio gli strumenti statistici utilizzati per la ricerca di non stazionarietà all'interno delle serie dei massimi annuali, risulta utile richiamare la teoria degli eventi estremi (*Extreme Value Theory*, EVT), ovvero la teoria che descrive le possibili distribuzioni di probabilità dei valori estremi di un campione. In campo idrologico-ingegneristico è molto frequente l'applicazione di questa teoria, in quanto per il dimensionamento e la verifica di opere idrauliche si richiede la conoscenza dei valori estremi, più che dei valori medi della distribuzione. In linea teorica, per calcolare il valore di una variabile per un tempo di ritorno molto alto, potrebbe bastare conoscere la distribuzione di probabilità del valore medio orario o giornaliero. Nella pratica, è preferibile effettuare elaborazioni statistiche sui soli valori estremi, in quanto la distribuzione così stimata tende a presentare un minore errore nella valutazione degli eventi più frequenti e un'incertezza maggiore nella stima degli eventi più rari, come nel caso degli estremi. Perciò, per ottimizzare l'errore di stima, si tende ad usare i soli massimi quando l'obiettivo è valutare valori con bassa frequenza di accadimento (ovvero elevato tempo di ritorno). Gli approcci per questo tipo di stima sono essenzialmente due: l'approccio *Block Maxima* e l'approccio *Peak Over Threshold*.

4.1.1 Approccio Peak Over Threshold

L'approccio *Peak Over Threshold* (POT), o analisi delle eccedenze o dei picchi oltre la soglia, è il metodo più opportuno nel caso in cui siano disponibili i valori delle osservazioni istantanee del campione. Nel caso di variabili idrologiche, consiste nell'identificare un valore di soglia x_0 nella distribuzione del campione (ad esempio le altezze di pioggia orarie o giornaliere) tale per cui gli

eventi che superano tale valore possano essere considerati estremi. Si individuano, quindi, tutti gli m intervalli di tempo durante i quali l'intensità si è mantenuta ininterrottamente superiore alla soglia e si assegna all'evento in questione un valore x pari al massimo valore registrato durante l'evento. Su N anni di osservazione si può valutare il numero medio di eventi estremi per anno come segue:

$$\lambda = \frac{m}{N}. \quad (4.1.1)$$

Fissato un generico valore di altezza di precipitazione x , è possibile valutare il numero medio di eventi t per i quali viene mediamente superato:

$$t = \frac{1}{1 - P(x)} \quad (4.1.2)$$

dove $P(x)$ è la funzione di probabilità di non superamento.

Poiché λ è il numero medio di eventi estremi durante l'anno, il valore x sarà superato in media una volta ogni T anni con

$$T = \frac{t}{\lambda}. \quad (4.1.3)$$

Unendo la (4.1.2) e la (4.1.3), la probabilità di non superamento di x può essere riscritta come

$$P(x) = 1 - \frac{1}{\lambda T}. \quad (4.1.4)$$

La distribuzione di probabilità delle eccedenze viene spesso identificata con una legge di tipo esponenziale del tipo:

$$P(x) = 1 - \exp\left[-\frac{x - x_0}{k}\right] \quad (4.1.5)$$

limitata inferiormente dal valore di soglia x_0 e illimitata superiormente, con k parametro legato alla media della distribuzione $\mu(x)$ dalla relazione

$$k = \mu(x) - x_0. \quad (4.1.6)$$

Il principale limite di questo approccio consiste nell'individuazione del valore di soglia, il quale può presentare elementi di soggettività. Inoltre, deve essere prestata particolare attenzione alla selezione degli eventi al di sopra della soglia per garantirne l'indipendenza. A tal fine viene spesso imposta una distanza

temporale minima che gli eventi estremi devono avere per essere considerati indipendenti.

4.1.2 Approccio Block Maxima

Un altro approccio possibile di largo impiego è il metodo *Block Maxima*, che è stato preso come riferimento per le analisi descritte nei capitoli successivi. L'approccio *Block Maxima* consiste nell'analisi della distribuzione dei massimi di un campione avente dimensione N . È immediato definire $P_N(x)$, ovvero la probabilità di non superamento del massimo del campione di dimensione N i cui elementi sono stati estratti dalla popolazione della x indipendentemente l'uno dall'altro, conoscendo la distribuzione di probabilità originaria $P(x)$:

$$P_N(x) = P(x)^N \quad (4.1.7)$$

da cui si ricava la densità di probabilità

$$p_N(x) = NP(x)^{N-1}p(x). \quad (4.1.8)$$

La grandezza del campione N deve essere necessariamente non troppo piccola, per garantire l'indipendenza dei valori, e nemmeno troppo grande, per non perdere informazioni. È il caso, infatti, dei massimi annuali, che di fatto consiste in un approccio Block Maxima con dimensione del campione N pari a 365 giorni, nel caso di precipitazioni giornaliere, oppure 8760 ore nel caso di precipitazioni orarie. Le distribuzioni più adatte a interpretare le serie dei massimi sono le cosiddette distribuzioni asintotiche del massimo valore, cioè distribuzioni asintotiche alle quali tendono le funzioni $P_N(x)$ al tendere a infinito della dimensione del campione N . A seconda del tipo di forma asintotica, che dipende dalla distribuzione originaria $P(x)$, le distribuzioni si dividono in tre famiglie.

La distribuzione del I tipo, o di Gumbel, è una funzione di probabilità $P(x)$ che tende a 1 esponenzialmente al tendere di x all'infinito. La distribuzione è espressa mediante la seguente legge:

$$P(x) = e^{-e^{-\alpha(x-u)}} \quad (4.1.9)$$

$$p(x) = \alpha e^{-e^{-\alpha(x-u)} - \alpha(x-u)} \quad (4.1.10)$$

ove α e u sono i due parametri della funzione, definiti come segue:

$$\alpha = \frac{1,283}{\sigma(x)} \quad (4.1.11)$$

$$u = \mu(x) - 0,450\sigma(x) \quad (4.1.12)$$

ove il parametro α controlla la dispersione, mentre u coincide con la moda e controlla la posizione della funzione sull'asse delle ascisse.

La distribuzione del II tipo, o di Fréchet, è una funzione limitata inferiormente e tendente ad 1 asintoticamente, ma molto più lentamente rispetto ad una funzione di Gumbel. La sua funzione e la sua densità di probabilità sono:

$$P(x) = \exp \left[- \left(\frac{x - x_0}{u - x_0} \right)^{-k} \right] \quad (4.1.13)$$

$$p(x) = \exp \left[- \left(\frac{x - x_0}{u - x_0} \right)^{-k} \right] \frac{k}{u - x_0} \left(\frac{x - x_0}{u - x_0} \right)^{-(k+1)} \quad (4.1.14)$$

Questa distribuzione ha a tre parametri: x_0 che rappresenta il limite inferiore, u e k (sempre positivo). Se $x_0 = 0$, si ottiene una distribuzione a due parametri. Nel caso più generale, comunque, le relazioni che legano i parametri ai momenti sono le seguenti:

$$\mu(x) = x_0 + (u - x_0) \Gamma \left(1 - \frac{1}{k} \right), \quad (4.1.15)$$

$$\sigma^2(x) = (u - x_0)^2 \left[\Gamma \left(1 - \frac{2}{k} \right) - \Gamma^2 \left(1 - \frac{1}{k} \right) \right] \quad (4.1.16)$$

ove Γ si riferisce alla distribuzione di tipo Gamma. Avendo la funzione tre parametri, occorrerebbe aggiungere una terza relazione. Siccome la stima del momento del terzo ordine è molto incerta, spesso si impone la corrispondenza tra la probabilità del valore minimo del campione e la sua frequenza campionaria stimata secondo Weibull.

La distribuzione del III tipo è una funzione limitata superiormente e si utilizza quando anche la distribuzione originaria è limitata. Raramente questo tipo di distribuzione è utilizzata in idrologia, a causa del problema connesso alla stima del limite superiore. La legge di distribuzione è descritta dall'espressione:

$$P(x) = \exp \left[- \left(\frac{x_0 - x}{x_0 - u} \right)^k \right] \quad (4.1.17)$$

Le distribuzioni asintotiche del I, II e III tipo si possono anche ricondurre ad un'unica rappresentazione generalizzata descritta come

$$P(x) = \exp \left\{ - \left[1 + \frac{\alpha(x - u)}{k} \right]^{-k} \right\} \quad (4.1.18)$$

che viene indicata con la sigla GEV (*Generalized Extreme Value*). Se il parametro k tende a infinito la distribuzione è del I tipo, se è maggiore di zero è del II tipo se è minore di zero è del III tipo.

4.2 Test statistici non parametrici

Per poter intercettare eventuali cambiamenti del regime di frequenza delle precipitazioni intense, sono stati applicati alle serie dei massimi annuali dei test statistici non parametrici. I test statistici hanno lo scopo di verificare le ipotesi statistiche, relative alla distribuzione della variabile stocastica in esame. Le ipotesi statistiche possono essere parametriche, nel caso in cui consistano nell'ipotizzare il valore dei parametri di distribuzione, oppure non parametriche se non comportano la stima dei parametri o della distribuzione di probabilità.

Un test statistico è una procedura che permette di stimare sulla base delle osservazioni se una certa ipotesi statistica H_0 sia valida in contrapposizione con un'ipotesi alternativa H_a , che spesso coincide con la negazione dell'ipotesi H_0 . Per effettuare il test si considera uno spazio W a N dimensioni, in cui N è la dimensione del campione di osservazioni. Le osservazioni sono le coordinate di un punto nello spazio W . Nello spazio esistono varie regioni a cui è associata una probabilità che il punto (cioè le N osservazioni) vi ricada. Nel caso di un test statistico, lo spazio si divide in due regioni: la regione di accettazione dell'ipotesi H_0 e la regione di rigetto. Si definisce il livello di significatività del test α la probabilità che l'ipotesi nulla venga rigettata nonostante sia vera. α è la probabilità di commettere il cosiddetto errore del I tipo. Il suo complemento a 1,

ovvero $(1-\alpha)$, è la probabilità di accettare l'ipotesi vera. Il livello di rischio β è la probabilità di accettare H_0 quando è vera l'ipotesi alternativa ed è la probabilità di commettere un errore del II tipo. Il suo complementare $1-\beta$ è la probabilità di rigettare l'ipotesi quando questa è falsa ed è detta potenza del test.

Nonostante si sia affermato nel paragrafo precedente che nel campo idrologico si utilizzano distribuzioni di tipo GEV per descrivere la probabilità degli eventi estremi, la parametrizzazione spesso presenta un elevato grado di incertezza, oltre ad essere complessa e onerosa dal punto di vista computazionale. Per questo motivo, considerato l'elevato numero di serie in oggetto, si è optato per test di tipo non parametrico. Il loro scopo è di verificare la bontà di un'ipotesi in assenza di una distribuzione o qualora i parametri della distribuzione non siano specificati. Il vantaggio di questi test consiste nell'immediatezza con cui si può ottenere una valutazione speditiva dell'andamento delle serie nel tempo e proprio per questo motivo sono stati utilizzati come analisi preliminare. Di seguito si illustrano i test applicati, il loro scopo e le metodologie di calcolo che utilizzano.

4.2.1 Test di Mann-Kendall

Lo scopo del test non parametrico di Mann-Kendall [Mann 1945, Kendall 1975, Gilbert 1987] è quello di analizzare se esiste un trend monotono crescente o decrescente nel tempo della variabile di interesse. Questo test può essere utilizzato in alternativa alla regressione lineare parametrica e, a differenza di quest'ultima, non richiede che i residui siano distribuiti secondo una normale. Il test può essere applicato anche in presenza di valori mancanti nella serie storica, tenendo presente, però, che questo fatto potrebbe inficiare la bontà del risultato del test. Questo test di tendenza è stato ampiamente utilizzato per l'analisi di trend in serie di dati idrologici, di qualità delle risorse idriche e climatici. In ambiente R è disponibile un apposito pacchetto "Kendall" per effettuare il calcolo su serie di dati.

I passaggi computazionali possono essere descritti nel modo seguente:

- 1) le osservazioni vengono ordinate temporalmente;
- 2) si determina il segno di tutte le possibili combinazioni di differenze $x_j - x_k$ dove $j > k$;
- 3) al segno della differenza viene assegnato un valore secondo il seguente criterio:

$$sgn(x_j - x_k) = \begin{cases} 1, & \text{se } x_j - x_k > 0 \\ -1, & \text{se } x_j - x_k < 0 \\ 0, & \text{se } x_j - x_k = 0 \end{cases} \quad (4.2.1)$$

- 4) si calcola

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n sgn(x_j - x_k) \quad (4.2.2)$$

- 5) si calcola la varianza di S

$$VAR(S) = \frac{1}{18} [n(n-1)(2n+5) - \sum_{p=1}^g t_p(t_p-1)(2t_p+5)] \quad (4.2.3)$$

dove g è il numero di gruppi di osservazioni legate e t_p è il numero di osservazioni all'interno del p-esimo gruppo;

- 6) si calcola il valore del test di Mann-Kendall τ_{MK} :

$$\tau_{MK} = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{VAR(S)}}, & \text{se } S > 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{VAR(S)}}, & \text{se } S < 0 \\ 0, & \text{se } S = 0 \end{cases} \quad (4.2.4)$$

Un valore positivo di τ_{MK} indica un andamento crescente, un valore negativo indica un andamento decrescente mentre, $\tau_{MK} = 0$ indica l'assenza di tendenza;

- 7) il test presuppone come ipotesi nulla H_0 l'assenza di trend monotono e come ipotesi alternativa H_a la presenza di un trend. Si determina la probabilità di errore del I tipo α (cioè la probabilità di rigettare l'ipotesi nulla quando questa risulta vera), che deve essere $0 < \alpha < 5\%$.

L'ipotesi nulla viene rigettata se $|\tau_{MK}| \geq \tau_{1-\alpha}$, dove $\tau_{1-\alpha}$ è il $100(1-\alpha)$ -esimo percentile della distribuzione normale standardizzata di H_0 .

4.2.2 Test della pendenza di Sen

Il test della pendenza di Sen [Theil 1950, Sen 1968] è un test non parametrico analogo a quello sopra descritto. Tale test calcola la tendenza lineare, cioè la retta che approssima meglio l'andamento della serie di dati scegliendo la mediana delle pendenze che passano per ciascuna coppia di punti. Questo metodo è molto utilizzato in virtù della sua efficienza dal punto di vista computazionale e della sua insensibilità alla presenza di valori anomali. Il calcolo della pendenza di Sen può essere effettuato in linguaggio R grazie ad una apposita funzione contenuta nel pacchetto *trend*.

La retta che approssima meglio la tendenza lineare della serie considerata viene trovata calcolandone dapprima la pendenza come la mediana m delle pendenze di tutte le rette passanti per ogni coppia di punti di coordinante (x_i, y_i) sul piano, cioè

$$m = \text{median}\left(\frac{y_j - y_i}{x_j - x_i}\right) \quad (4.2.5)$$

Questa definizione presuppone che si prendano in considerazione solo le coppie di punti con distinta coordinata x (ovvero $i \neq j$).

Una volta determinata la pendenza della retta, si calcola l'intercetta b come la mediana delle intercette di tutte le rette passanti per un punto di coordinate (x_i, y_i) e avente pendenza m , cioè

$$b = \text{median}(y_i - mx_i) \quad (4.2.6)$$

L'impiego di tale espressione per il calcolo dell'intercetta fa sì che la mediana dei residui risulti nulla, ovvero che un ugual numero di punti del dataset si trovino sopra e sotto la retta.

L'intervallo di confidenza della pendenza di Sen può essere calcolato determinando l'intervallo centrale contenente il 95% delle pendenze delle rette determinate dalle coppie di punti.

4.2.3 Test di Pettitt

Il *Change Point Test* di Pettitt [Pettitt 1979] è un test non parametrico, atto a investigare l'eventuale presenza di un punto di cambiamento repentino (detto, appunto, *change point*) nella media di una serie nel tempo. Questo test risulta particolarmente utile nel caso in cui non ci sia nessuna ipotesi riguardo all'allocazione del punto di cambiamento a monte delle analisi. Per questo motivo è stato più volte applicato a ricerche e analisi su dati idrologici e climatici. Il test di Pettitt può essere applicato in ambiente R tramite l'utilizzo della funzione contenuta nel pacchetto *trend* o con funzione appositamente formulata.

Il test di Pettitt considera una serie di variabili casuali X_1, X_2, \dots, X_T che presentano un cambiamento in corrispondenza del punto Γ tale per cui $(X_1, X_2, \dots, X_\Gamma)$ risultano distribuite secondo una funzione di probabilità cumulata F_1 , mentre $(X_{\Gamma+1}, X_{\Gamma+2}, \dots, X_T)$ risultano distribuite secondo una $F_2 \neq F_1$. L'ipotesi nulla del test H_0 è l'assenza di un cambiamento ($\Gamma=T$) che viene testata contro l'ipotesi alternativa H_a , cioè la presenza di un cambiamento nella serie ($1 \leq \Gamma < T$).

Viene calcolato il valore di $K_T = \max |U_{t,T}|$, dove

$$U_{t,T} = \sum_{i=1}^t \sum_{j=t+1}^T \text{sgn}(X_i - X_j) \quad (4.2.7)$$

e, secondo la convenzione

$$\text{sgn}(\theta) = \begin{cases} 1, & \text{se } \theta > 0 \\ -1, & \text{se } \theta < 0 \\ 0, & \text{se } \theta = 0 \end{cases} \quad (4.2.8)$$

Il livello di confidenza associato a K_T (ovvero la probabilità di accettare H_0 quando H_0 è vera) è determinato dall'espressione

$$\rho = \exp\left(\frac{-6K_T^2}{T^3 + T^2}\right) \quad (4.2.9)$$

Il livello di significatività del test, cioè la probabilità di rigettare l'ipotesi vera, risulta essere $P = 1 - \rho$. Il cambiamento repentino nella media della serie si può definire significativo e l'ipotesi nulla rigettata qualora la significatività sia maggiore della significatività del test, in questo caso posta pari al 5%.

4.3 Analisi di variabilità stagionale

Dopo il primo step di analisi di eventuali cambiamenti nell'intensità degli eventi estremi di precipitazione, il secondo aspetto da verificare sulle serie AMS è stata la variabilità stagionale. Le piogge intense, infatti, si verificano più frequentemente in determinati mesi rispetto che in altri. Il periodo dell'anno in cui ci si aspetta di assistere al massimo annuale di precipitazione dipende dalla durata dell'evento a cui si fa riferimento. Gli eventi intensi di breve durata (minore o uguale a 1 ora) sono più frequenti nella stagione estiva, in quanto più spesso dovuti a processi di origine convettiva. Le altezze massime di pioggia su durate maggiori, 12 o 24 ore, si misurano più spesso in autunno e inverno, trattandosi di eventi di tipo frontale. Non è escluso, però, che negli ultimi decenni, a causa dell'aumento della temperatura e del mutamento delle condizioni climatiche, gli eventi siano accaduti più frequentemente in periodi dell'anno nei quali solitamente non si verificavano prima.

Si è calcolata la data media di accadimento del massimo annuale prima e dopo l'anno mediano del periodo di osservazione. Queste date sono state confrontate assieme alla dispersione attorno al valor medio, per individuare uno spostamento durante l'anno del giorno di accadimento medio o una maggiore variabilità nella data in cui ogni anno l'evento di verifica. La rappresentazione scelta per questa informazione è stata su diagrammi polari attraverso i pacchetti di R *plotrix* e *circular*. La data di accadimento di ciascun massimo è stata convertita in un'informazione angolare θ_i

$$\theta_i = D_i \frac{2\pi}{m_i} , \quad \text{ove } 0 \leq \theta_i \leq 2\pi \quad (4.3.1)$$

dove D_i è la data di accadimento giuliana, e corrisponde a 1 per il 1° Gennaio e a m_i per il 31 Dicembre, con m_i pari a 365 o 366 per gli anni bisestili.

Una volta ottenute le direzioni di accadimento di ciascun evento, si possono calcolare le componenti della direzione media come

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \cos \theta_i \quad (4.3.2)$$

$$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sin \theta_i \quad (4.3.3)$$

e il numero medio di giorni nell'anno

$$\bar{m} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n m_i \quad (4.3.4)$$

dove n è il numero delle osservazioni della serie (coincidente con il numero degli anni, trattandosi di massimi annuali).

La data media di accadimento \bar{D} viene calcolata nel seguente modo:

$$\bar{D} = \begin{cases} \tan^{-1} \left(\frac{\bar{y}}{\bar{x}} \right) \frac{\bar{m}}{2\pi} & \text{se } \bar{x} > 0, \bar{y} \geq 0 \\ \tan^{-1} \left(\frac{\bar{y}}{\bar{x}} \right) \frac{\bar{m}}{2\pi} + \pi & \text{se } \bar{x} \leq 0 \\ \tan^{-1} \left(\frac{\bar{y}}{\bar{x}} \right) \frac{\bar{m}}{2\pi} + 2\pi & \text{se } \bar{x} < 0, \bar{y} < 0 \end{cases} \quad (4.3.5)$$

La data media viene a sua volta riconvertita in misura angolare secondo la (4.3.1) per essere rappresentata su una circonferenza divisa in 12 spicchi rappresentanti i mesi dell'anno.

Il raggio della freccia che viene rappresentata è calcolato secondo l'espressione

$$R = \sqrt{\bar{x}^2 + \bar{y}^2}, \quad 0 \leq R \leq 1 \quad (4.3.6)$$

e fornisce indicazione della dispersione delle date di accadimento nell'anno. I casi di $R = 0$ e $R = 1$ indicano rispettivamente che il massimo accade ogni anno in un giorno diverso e che ogni anno il massimo avviene lo stesso giorno.

Si riporta di seguito (v. Figura 4.1) un esempio di diagramma polare. Il diagramma, oltre a rappresentare la freccia relativa alla media degli accadimenti,

rappresenta anche i singoli eventi e la relativa distribuzione di frequenza durante l'anno. È evidente, infatti, che la sola informazione della data media non fornisce un'indicazione completa della distribuzione degli eventi durante l'anno. Molte serie, di fatto, hanno distribuzione bimodale con picchi di accadimento in diverse stagioni che è bene tenere presente.

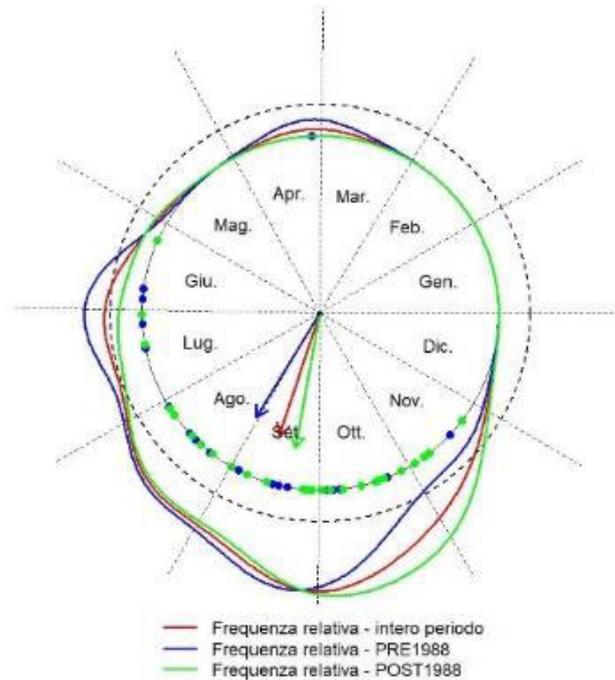


Figura 4.1 - Esempio di rappresentazione polare della data media di accadimento prima dell'anno mediano (in blu), dopo l'anno mediano (in verde) e su tutto il periodo (in rosso). I pallini si riferiscono ai singoli eventi osservati, le frecce indicano la data media e le linee la distribuzione di frequenza durante l'anno.

5 VERIFICA DEL MODELLO REGIONALE GEV(MAP)

Il secondo obiettivo della presente dissertazione è quello di utilizzare i dati raccolti di massimi annuali di precipitazione su tutta la regione per valutare la validità del modello regionale messo a punto dal DICAM dell'Università di Bologna [Di Baldassarre et al., 2006]. Tale modello utilizza un approccio della grandezza indice [Dalrymple, 1960] per stimare le precipitazioni di progetto di assegnata durata e tempo di ritorno in siti non strumentati nella regione Emilia-Romagna-Marche, considerata climaticamente omogenea. Siccome il modello è stato messo a punto sulla base di dati di precipitazione massimi annuale e di precipitazione media annua raccolti nel periodo 1935-1989, in questa sede si è voluta testare la capacità del modello di rappresentare compiutamente il regime di frequenza degli estremi di precipitazione alla luce degli ultimi decenni di osservazioni (successivi al 1989). In questo capitolo si illustra la teoria alla base del modello regionale e i metodi usati per la sua parametrizzazione e validazione, oltre alle metodologie che verranno applicate per stimarne la validità attuale.

5.1 Il modello regionale

Alla base dello studio vi è l'assunzione che la regione oggetto dell'applicazione del modello possa essere suddivisa in zone climaticamente omogenee, nelle quali le statistiche degli estremi di assegnata durata seguono la medesima distribuzione di frequenza. La discriminante per individuare le regioni omogenee è il MAP (*Mean Annual Precipitation*), che viene impiegato come indicatore della posizione geografica (Figura 5.1). Infatti, studi hanno evidenziato che le L-statistiche (ovvero il comportamento dei momenti lineari di una distribuzione) degli eventi estremi di precipitazione sono correlate al valore del MAP [Brath et al., 2003]. In particolare, i coefficienti di variazione $L-Cv$ e il

coefficiente di simmetria L - C_s tendono a decrescere e a stabilizzarsi su valori costanti con l'aumento delle medie annuali di precipitazione.

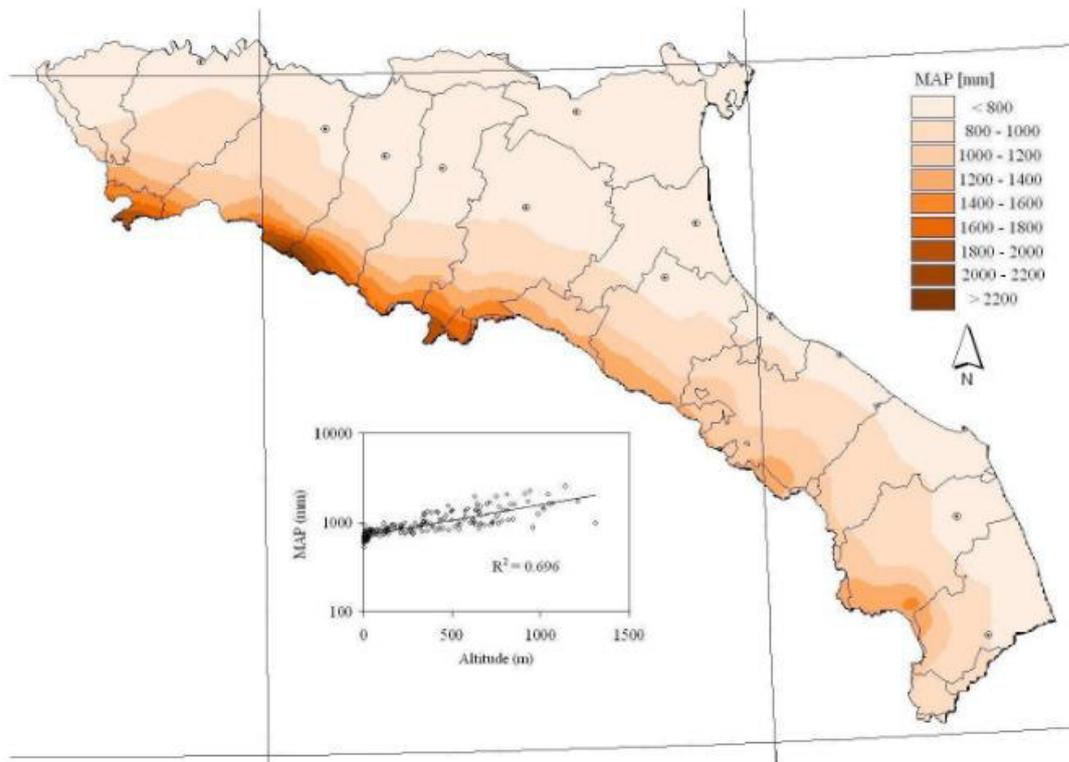


Figura 5.1 - Regione oggetto dell'applicazione del modello con indicazione della MAP (Precipitazione Media Anniale) [mm] e il suo andamento con la quota. Fonte: Di Baldassarre et al., (2006).

Il metodo della pioggia indice su cui si basa il modello consente di stimare l'altezza di precipitazione $h(d,T)$, di assegnata durata d e assegnato un tempo di ritorno T , in una data posizione come il prodotto dei seguenti contributi:

$$h(d,T) = m_a h'(d,T) \quad (5.1.1)$$

ove m_a è detto fattore di scala (o precipitazione indice) e viene stimato come la media della serie AMS di durata d , mentre $h'(d,T)$ è il fattore di crescita adimensionale, il quale descrive la forma della distribuzione e si ipotizza essere valido su un'intera zona omogenea.

Nel caso specifico del modello regionale proposto da Di Baldassarre et al. nel 2006, il fattore di crescita $h'(d,T)$ viene stimato con riferimento a una GEV, la cui CDF (*Cumulative Distribution Function*) è espressa come:

$$F_x(x) = \exp \left\{ - \left[1 - \frac{k(x - \xi)}{\alpha} \right]^{\frac{1}{k}} \right\}, \text{ per } k \neq 0 \quad (5.1.2a)$$

$$F_x(x) = \exp \left\{ - \exp \left[- \frac{(x - \xi)}{\alpha} \right] \right\}, \text{ per } k = 0 \quad (5.1.2b)$$

mentre il quantile $x(F)$ si ricava nel modo seguente:

$$x(F) = \xi + \frac{\alpha \{ 1 - (-\log F)^k \}}{k}, \text{ per } k \neq 0 \quad (5.1.3a)$$

$$x(F) = \xi + \alpha \log(-\log F), \text{ per } k = 0 \quad (5.1.3b)$$

dove ξ , α e k sono i parametri della distribuzione.

Combinando le equazioni (5.1.2) e (5.1.3) si ottiene la relazione per il fattore di forma regionale, sostituendo la variabile x con la variabile adimensionalizzata $x' = x/\mu$ e i parametri con i parametri regionali $\alpha' = \alpha/\mu$, $\xi' = \xi/\mu$ e $k' = k$, dove μ è il valore centrale atteso della distribuzione definito come:

$$\mu = \xi + \left(\frac{\alpha}{k} \right) [1 - (1 + k)]. \quad (5.1.4)$$

I parametri regionali possono essere stimati tramite la procedura regionale degli L-momenti che utilizza le seguenti relazioni:

$$k' \approx 7,8590c + 2,9554c^2, \text{ con } c = \frac{2}{3 + L - Cs_R} - \frac{\log 2}{\log 3} \quad (5.1.5a)$$

$$\alpha' = \frac{L - Cv_R k'}{(1 - 2^{-k'})\Gamma(1 + k')}, \quad \xi' = 1 - \frac{\alpha' \{ 1 - \Gamma(1 - k') \}}{k'} \quad (5.1.5b)$$

dove L-C_{VR} e L-C_{SR} sono gli L-momenti standardizzati regionali del 2° e 3° ordine che vengono stimati, per un gruppo omogeneo di stazioni e per una determinata durata dell'evento, a partire dal valore del MAP.

I dati utilizzati per la parametrizzazione degli L-momenti provenivano da un database di massimi annuali osservati tra il 1935 e il 1989 di durata 1, 3, 6, 12, 24 ore, 15 e 30 minuti e giornalieri (valore cumulato osservato alle ore 9:00

antimeridiane). Sono state utilizzate le serie con almeno 30 anni di dati per le durate giornaliere e sub-giornaliere e almeno 5 anni di dati per le durate sub-orarie. La relazione tra gli L-momenti e il MAP è stata ipotizzata seguire una curva di tipo Horton (Figura 5.2 e 5.3) espressa dalla relazione:

$$L - Cx(MAP) = a + (b - a) \exp(-cMAP), \quad (5.1.6)$$

dove $L-Cx$ rappresenta un particolare L-momento regionale ($L-C_{VR}$ o $L-C_{SR}$) relativo alle serie AMS di durata d , mentre a , b , c (con $0 \leq a \leq b$ e $c \geq 0$) sono i parametri del modello empirico stimati con una procedura di ottimizzazione, ottenendo i valori riportati in Tabella 5.1.

Tabella 5.1 - Coefficienti del modello regionale per la stima di $L-C_{VR}$ e $L-C_{SR}$. Fonte: 2003, G. Di Baldassarre, A. Castellarin, A. Brath, Relationships between statistics of rainfall extremes and mean annual precipitation: an application for design-storm estimation in northern central Italy, *Hydrol. Earth Syst. Sci.*, 10, 589-601, 2006.

Duration	L-C _{SR}			L-C _{VR}		
	a	b	c	a	b	c
15 min	0.1999	0.1999	0	0.1539	0.1539	0
30 min	0.1999	0.1999	0	0.1893	0.1893	0
1 h	0.1999	0.1999	0	0.1978	0.6255	0.0038
3 h	0.2318	0.2318	0	0.1856	0.8352	0.0042
6 h	0.2318	0.2318	0	0.1741	0.8436	0.0042
12 h ≤ d ≤ 24 h, d=1 day	0.1824	4.7240	0.0061	0.1706	0.7694	0.0040

In Figura 5.2 e 5.3 si mostrano le relazioni individuate tra le L-statistiche delle serie dei massimi annuali di diverse durate e il MAP. Si può notare che per le durate più brevi la relazione dei coefficienti $L-Cx$ con il MAP è supposta costante, ovvero la relazione è molto debole. Infatti, mentre su un intervallo di durata maggiore l'altezza massima di precipitazione è dovuta alla combinazione di eventi di diversa genesi e natura e come il MAP forniscono un'informazione più complessiva del grado di piovosità della zona, su un intervallo di breve durata le altezze massime registrate sono dovute ai soli eventi di tipo convettivo che hanno una natura fisica a sé stante.

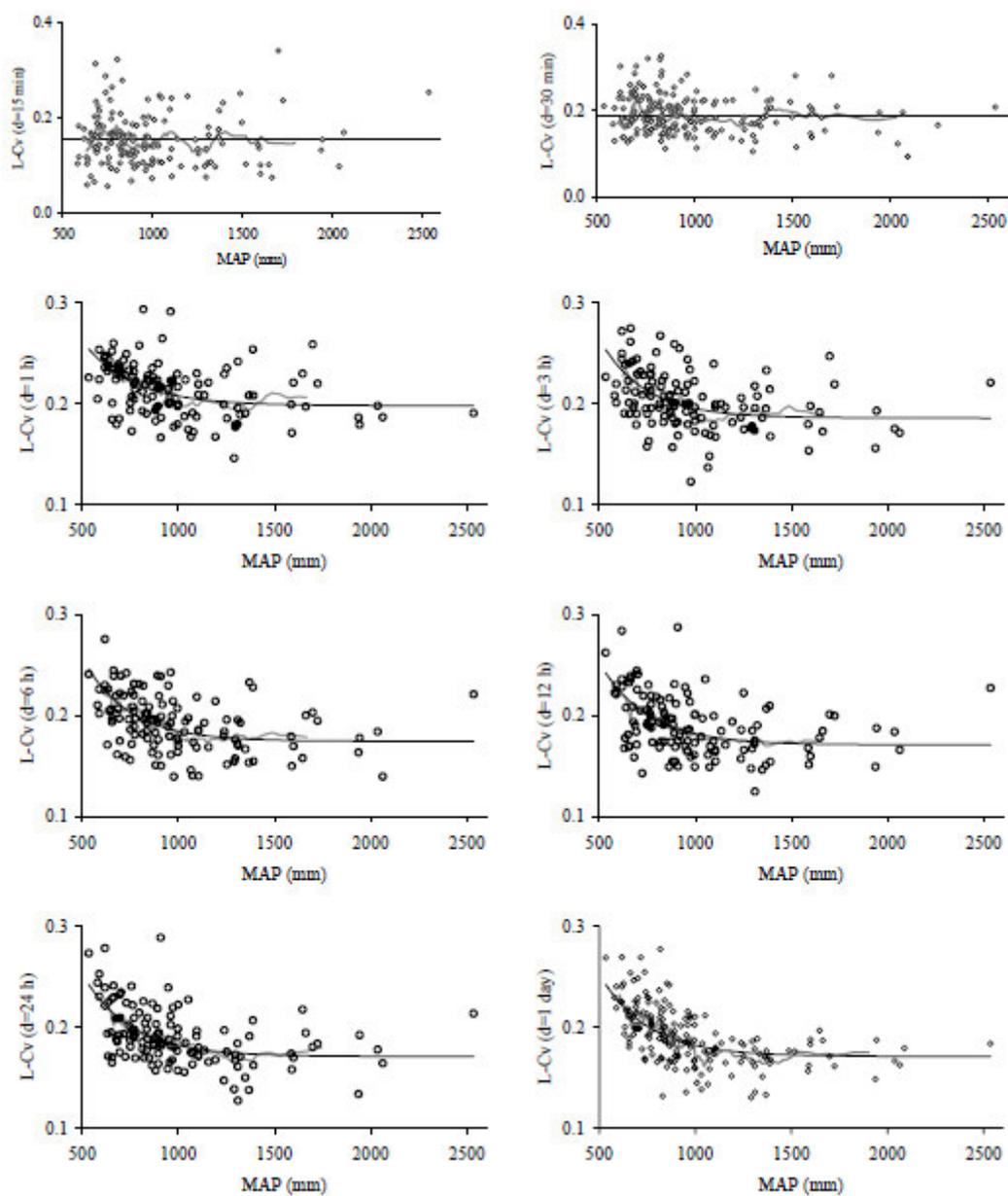


Figura 5.2 - Relazione tra L-Cv e MAP per varie durate di estremi di precipitazione. I punti rappresentano i coefficienti calcolati per le singole serie osservate, la linea spezzata grigia è una media mobile dei coefficienti su una finestra di 11 elementi, mentre la linea continua nera è la relazione empirica del modello regionale. Fonte: Di Baldassarre et al. (2006)

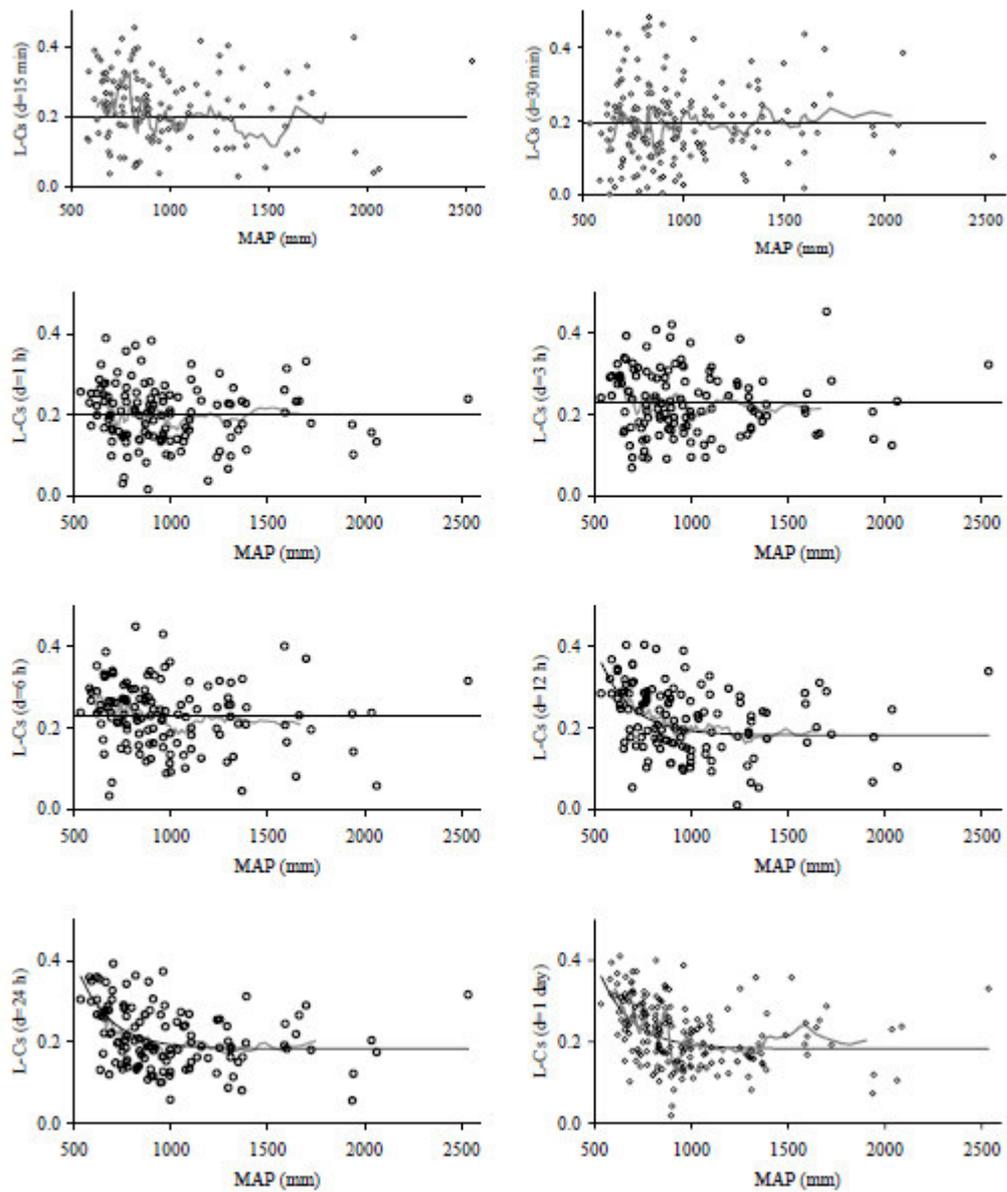


Figura 5.3 - Relazione tra L-Cs e MAP per varie durate di estremi di precipitazione. I punti rappresentano i coefficienti calcolati per le singole serie osservate, la linea spezzata grigia è una media mobile dei coefficienti su una finestra di 11 elementi, mentre la linea continua nera è la relazione empirica del modello regionale. Fonte: Di Baldassarre et al. (2006)

5.2 Metodologie per la verifica del modello regionale

Come enunciato nel paragrafo precedente, il modello regionale proposto da Di Baldassarre et al. [2006], indicato nel seguito modello regionale GEV(MAP), è stato messo a punto utilizzando dati AMS e MAP osservati tra il 1935 e il 1989. La presenza di trend statisticamente significativi all'interno delle serie storiche potrebbe inficiare la capacità del modello di calcolare le precipitazioni di progetto oggi giorno. Pertanto, utilizzando i dati raccolti di precipitazione cumulata annuale e AMS dal 1990 al 2015 si è voluto stimare se il modello riuscisse a descrivere compiutamente bene i dati osservati.

Il primo passo per la valutazione del modello è stato applicare i test statistici non parametrici descritti nel Capitolo 4 sulle serie disponibili di precipitazioni cumulate annuali, anch'esse rese disponibili dall'ente regionale ARPAE, per valutare i cambiamenti nella media e i trend. Questi risultati sono poi stati confrontati con i trend individuati dagli altri studi citati nel Capitolo 1. Successivamente, sono stati calcolati i MAP relativi ai soli anni 1990-2015 per le serie che possedevano almeno l'80% dei dati di precipitazioni cumulate annuali e AMS di durate 15, 30 minuti e 1, 3, 6, 12 e 24 ore su questo periodo. È stata confrontata la relazione del modello regionale di tipo Horton tra gli L-momenti e il MAP con la distribuzione osservata degli $L-Cv$ e $L-Cs$ negli ultimi anni per verificare eventuali scostamenti da essa. Il modello è stato, poi, applicato con i coefficienti regionali riportati in Tabella 5.1 per stimare la distribuzione GEV regionale sui dati AMS osservati nel periodo 1990-2015 ed è stata stimata la bontà del fitting mediante il test di Kolmogorov-Smirnov.

Per valutare la possibile influenza di cambiamenti nelle precipitazioni totali annuali e alla luce del trend che mostrano avere le piogge intense in regione, la stessa distribuzione, con parametro di forma stimato sul MAP valutato negli anni 1935-1989 e con pioggia indice valutata come la media degli AMS degli anni 1935-1989, è stata applicata nuovamente ai massimi annuali di precipitazione dal 1990

al 2015. Le serie utilizzate in questa applicazione, oltre a presentare un minimo di 20 anni di osservazioni tra il 1990 e il 2015, dovevano soddisfare gli stessi criteri utilizzati nella calibrazione del modello, ovvero avere almeno 30 anni di dati tra il 1935 e il 1989 per gli AMS di durata oraria e sovra-oraria e almeno 5 per le durate sub-orarie. Anche in questo caso è stato valutato se la CDF del modello regionale valutata su una media di precipitazione annuale e una media dei massimi annuali pre 1990 rappresentasse la CDF osservata secondo Weibull post 1990 con un test di Kolmogorv-Smirnov.

5.2.1 Il test di Kolmogorov-Smirnov

Il test utilizzato per valutare la validità del modello regionale per le serie AMS osservati dopo il 1990 è il test di Kolmogorov-Smirnov (di seguito indicato con la sigla KM test). Esso consiste in un test non parametrico che valuta se un campione di grandezza N appartenente alla variabile casuale X segue una certa distribuzione di probabilità teorica $F_0(x)$. Le ipotesi del test, perciò sono:

- H_0 : (X_1, X_2, \dots, X_N) segue la $F_0(x)$ per ogni X ;
- H_a : (X_1, X_2, \dots, X_N) non segue la $F_0(x)$ per almeno una X .

Il test consiste nel calcolare la CDF secondo la distribuzione teorica di probabilità per ogni elemento del campione e la CDF secondo una distribuzione empirica campionaria. Un esempio di questa distribuzione empirica, che è stata effettivamente utilizzata nelle analisi del modello regionale, può essere la distribuzione empirica di Weibull, che è definita come

$$\widehat{F}_N(x) = \begin{cases} 0, & \text{se } x < X_1 \\ \frac{i}{N+1}, & \text{se } X_1 \leq x \leq X_N \\ 1, & \text{se } x > X_N \end{cases} \quad (5.2.1)$$

dove (X_1, X_2, \dots, X_N) è il campione ordinato in modo crescente e i è la posizione della x nel campione.

Il test calcola la distanza massima tra le due distribuzioni secondo la seguente espressione:

$$D_N = \max_N |F_0(x) - \widehat{F}_N(x)| \quad (5.2.2)$$

La distanza così calcolata viene confrontata con un valore di soglia massima accettabile, che è differente a seconda della significatività del test α ed è espresso in funzione della grandezza del campione N . Per $\alpha = 5\%$ il valore di soglia massimo di D_N perché l'ipotesi H_0 venga accettata è $D_Z = \frac{1,36}{\sqrt{N}}$.

6 TREND E STAGIONALITÀ - RISULTATI E DISCUSSIONE

In questo capitolo si illustrano i principali risultati ottenuti delle analisi delle serie dei massimi annuali di precipitazione per le diverse durate. In particolare, si riportano:

- l'analisi degli scostamenti della mediana delle serie tra i periodi 1931-1960, 1961-1990, 1991-2015 (per le serie che presentavano l'80% di completezza negli anni considerati);
- i risultati dei test non parametrici di trend e di cambiamento repentino nella media sia sul periodo 1961-2015 che sul periodo 1931-2015 (per le serie complete almeno per l'80% sul periodo);
- l'analisi della data media di accadimento sul periodo 1961-2015 rispetto all'anno mediano dello stesso periodo, ovvero il 1988 (mantenendo valida la condizione dell'80% di completezza).

Tutti i risultati delle analisi verranno illustrati tramite mappe esportate da ambiente GIS in cui si evidenzia la suddivisione della regione nelle macroaree regionali (v. Figura 6.1), ritenute climaticamente omogenee, utilizzate come riferimento sia da ARPAE per gli studi climatici, che dall'Agenzia regionale di Protezione Civile per le allerte meteo:

- A - Bacino del Lamone-Savio;
- B - Pianura di Forlì-Ravenna;
- C - Bacino del Reno;
- D - Pianura di Bologna-Ferrara;
- E - Bacini Secchia e Panaro;
- F - Pianura di Modena e Reggio Emilia;
- G - Bacini Trebbia e Taro;
- H - Pianura di Parma e Piacenza.

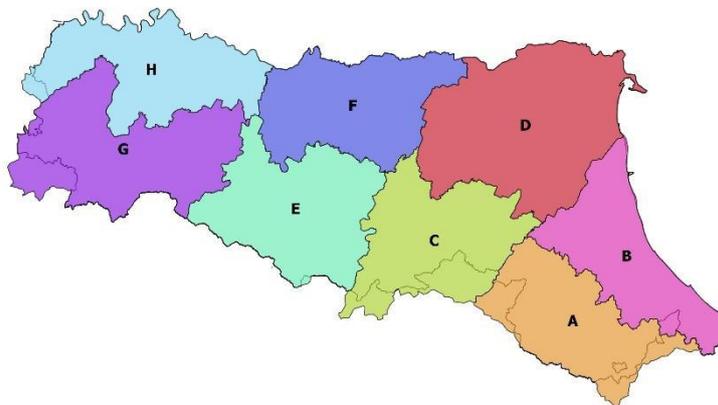


Figura 6.1 – Macroaree dell'Emilia-Romagna.

6.1 Estremi di durata 1 ora

6.1.1 Mediana e dispersione

Come primo passo si è eseguito un calcolo della mediana delle serie per aver un quadro generale della distribuzione e dell'andamento dei massimi annuali sia spaziale che temporale. Il periodo di studio è stato suddiviso in tre trentenni (in realtà, l'ultimo periodo arriva solamente a 25 anni), in quanto 30 anni rappresentano il minimo periodo necessario per ottenere indicatori climatici attendibili. Per ogni trentennio sono state prese in considerazione le serie che possedevano l'80% di completezza di osservazioni. Il numero di serie AMS per la durata di 1 ora ottenute è riportato nella seguente tabella.

Periodo	N° di serie
1931-1960	39
1961-1990	65
1991-2015	140

Nelle mappe in Figura 6.2 si rappresentano le mediane e i MAD (*Mean Absolute Deviation*, o Deviazione Media Assoluta, ovvero la mediana delle distanze dei valori dalla mediana) delle serie di massimi annuali sull'intervallo di 1 ora.

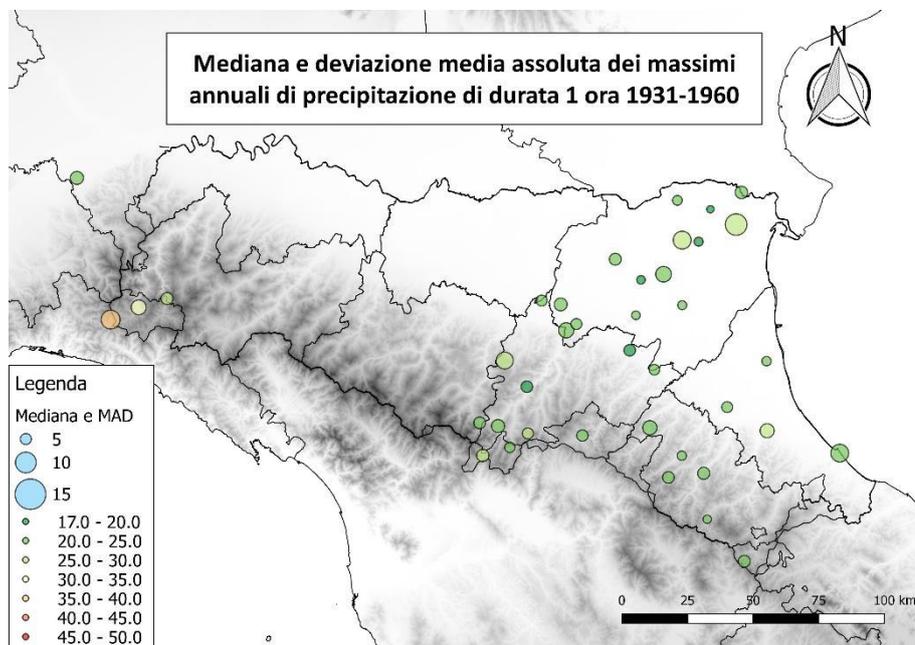


Figura 6.2a – Rappresentazione della mediana con scala cromatica e del MAD proporzionalmente al raggio del marker degli AMS di durata 1 ora nel periodo 1931-1960.

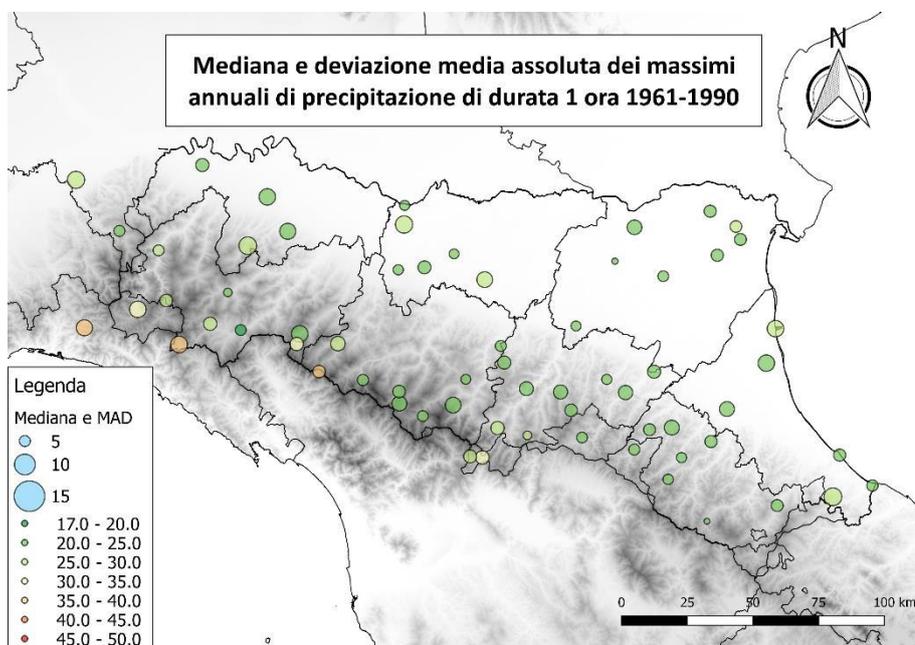


Figura 6.2b - Rappresentazione della mediana con scala cromatica e del MAD proporzionalmente al raggio del marker degli AMS di durata 1 ora nel periodo 1961-1990.

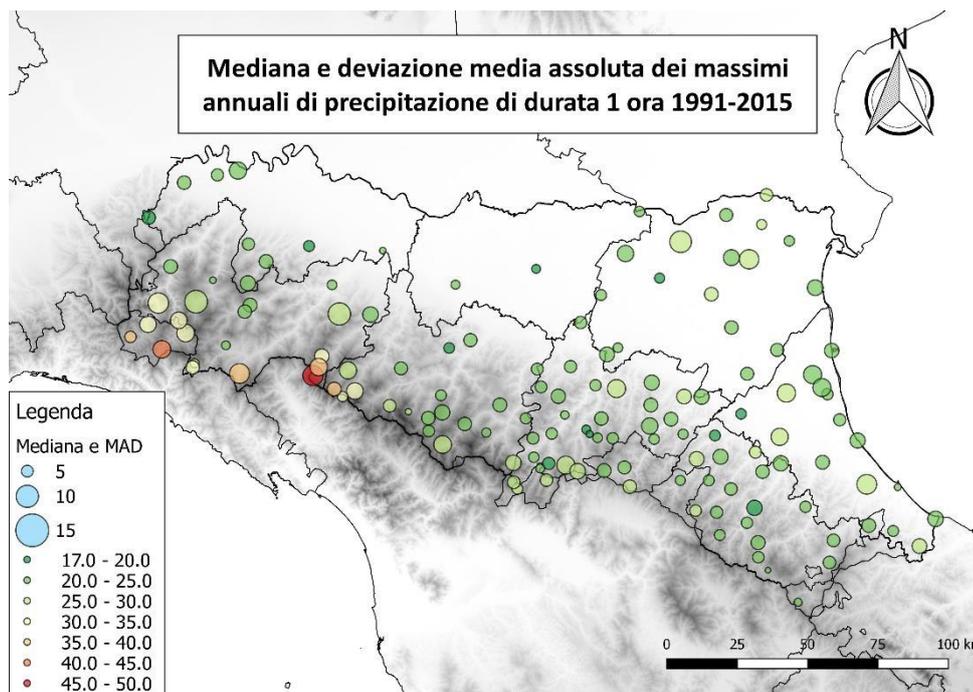


Figura 6.2c - Rappresentazione della mediana con scala cromatica e del MAD proporzionalmente al raggio del marker degli AMS di durata 1 ora nel periodo 1991 –2015.

Dalle mappe non risulta una variazione netta nelle mediane delle serie tra i tre periodi. La zona che presenta eventi piovosi più importanti, come ci si poteva attendere, è l'Appennino Sud-Occidentale con mediane che vanno dai 35 ai 50 mm, mentre in pianura e sull'Appennino Orientale si rimane prevalentemente tra i 20 e i 30 mm. Lo stesso si può dire della deviazione media assoluta, che non mostra grande variabilità. In Figura 6.3 si riportano alcuni *boxplot* che rappresentano il confronto tra i periodi 1931-1960 e 1961-1990, 1961-1990 e 1991-2015, 1931-1960 e 1991-2015. Ciascun *boxplot* rappresenta la distribuzione del campione considerato tramite un rettangolo delimitato dal primo e terzo quartile (ovvero 25° e 75° percentile) e contenente un segmento orizzontale ad indicare la mediana (50° percentile, o secondo quartile). I cosiddetti "baffi" marcano i valori estremi fino a una distanza massima pari a 1,5 volte il range inter-quartile (ovvero la differenza tra terzo e primo quartile), mentre gli *outliers* sono rappresentati come punti. Con una linea tratteggiata rossa è stata marcata la mediana sull'intero periodo, al fine di evidenziare gli eventuali scostamenti da essa.

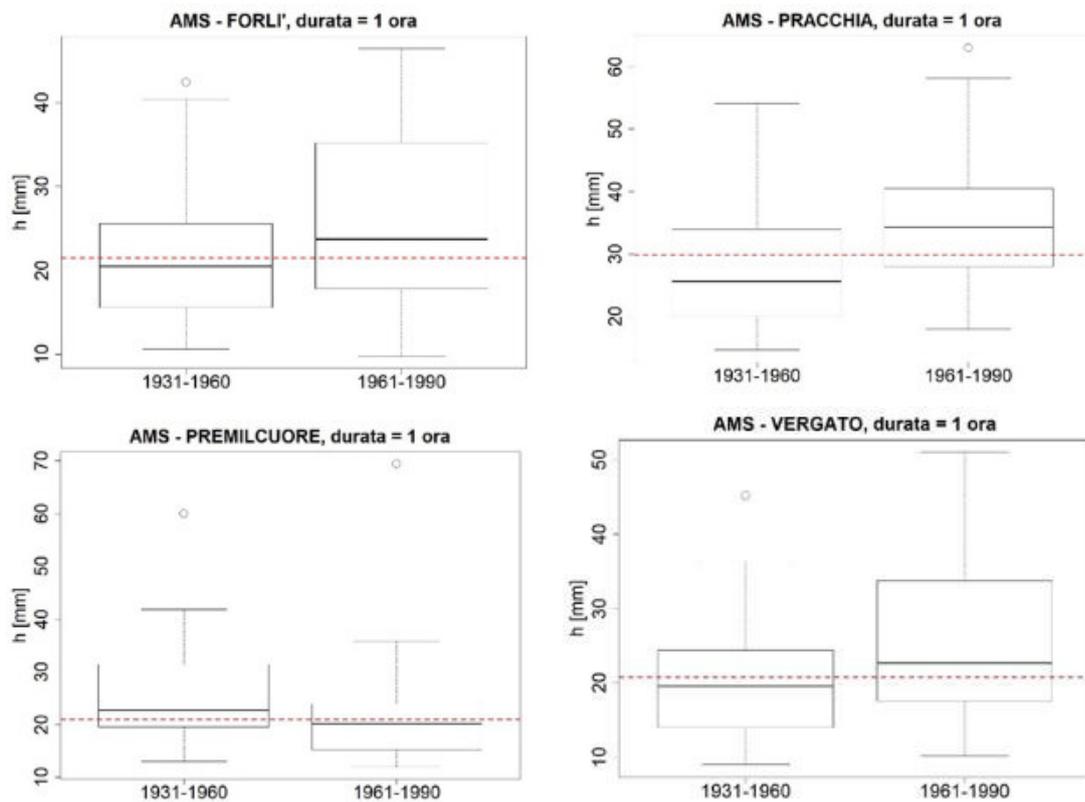


Figura 6.3a - Distribuzione delle osservazioni di massimi annuali di durata 1 ora a Forlì (FC), Pracchia (PT), Premilcuore (FC) e Vergato (BO) nei periodi 1931-1960 e 1961-1990.

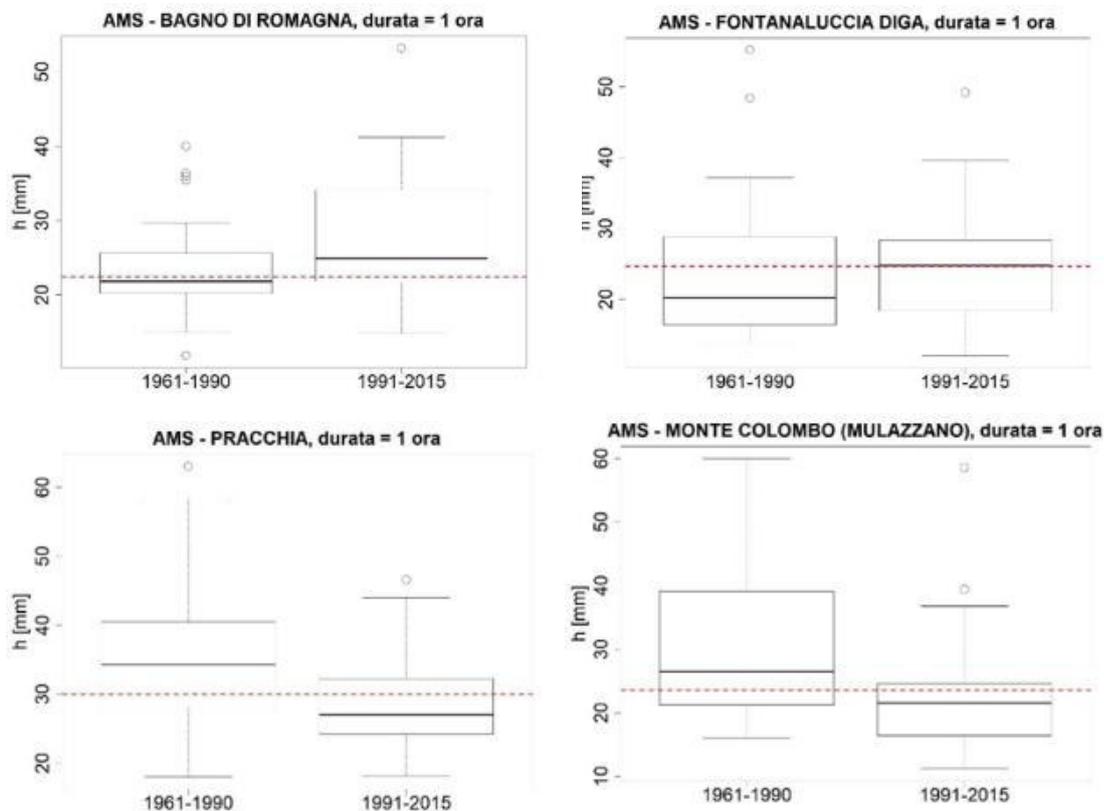


Figura 6.3b - Distribuzione delle osservazioni di massimi annuali di durata 1 ora a Bagno di Romagna (FC), Fontanaluccia Diga (MO), Monte Colombo (RN), Pracchia (PT) nei periodi 1961-1990 e 1991-2015.

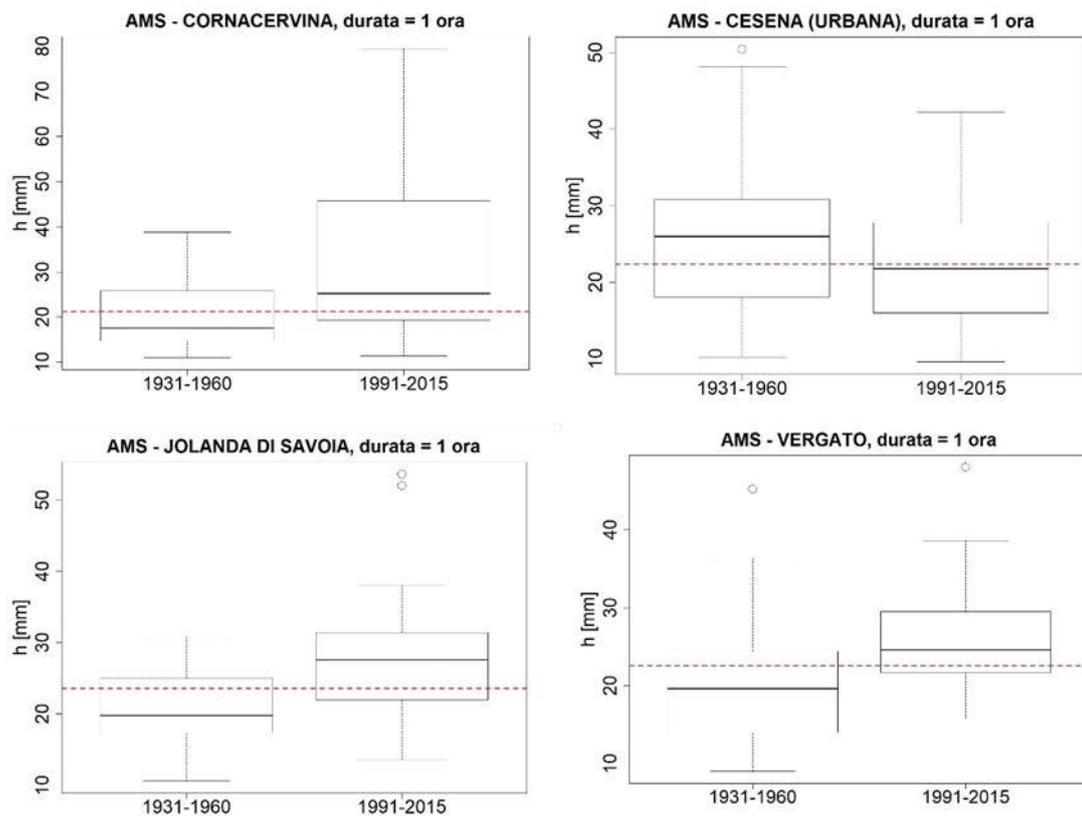


Figura 6.3c – Distribuzione delle osservazioni di massimi annuali di durata 1 ora a Cornacervina (FE), Cesena (FC), Jolanda di Savoia (FE) e Vergato (BO) nei periodi 1931-1960 e 1991-2015.

Tra il periodo 1931-1960 e 1961-1990 sono pochi gli scostamenti apprezzabili nella dispersione dei campioni, anche in virtù del fatto che sono poche le stazioni che presentano osservazioni continue su entrambi i periodi. Tra i casi più interessanti si citano Pracchia (con un aumento nella mediana di circa 10 mm), Forlì e Vergato (che hanno registrato oltre a un minimo aumento nella mediana, un consistente aumento del 75° percentile) e Premilcuore (che ha registrato una diminuzione nella mediana e nel 25° e 75° percentile).

Tra il periodo 1961-1990 e 1991-2015 si notano comportamenti molto diversi tra loro. Alcune serie hanno registrato un aumento nella mediana (v. ad es. Fontanaluccia Diga e Bagno di Romagna), altri una diminuzione assieme ad una diminuzione dell'intensità degli estremi oltre al 75° percentile (v. ad es. Pracchia e Monte Colombo). Lo stesso si può dire confrontando il primo e il terzo periodo: alcune stazioni hanno mostrato un aumento nella mediana (v. ad es.

Jolanda di Savoia e Vergato), oltre una diminuzione (v. ad es. Cesena) o una deformazione nella distribuzione (v. ad es. Cornacervina). Questi cambiamenti non sembrano avere una correlazione con la posizione geografica o la quota.

In virtù della difficoltà ad apprezzare un andamento generale, connessa anche alla scarsità delle serie in esame (soprattutto su alcune aree) e alla non continuità delle stesse su tutti e tre i sotto-periodi considerati, si è deciso di mediare ulteriormente tutte le mediane delle serie complete nei tre sotto-periodi sulla macroarea per ricostruire l'andamento mediano dei massimi annuali nelle zone climatiche omogenee. In Figura 6.4 sono rappresentati i risultati tramite *boxplot*.

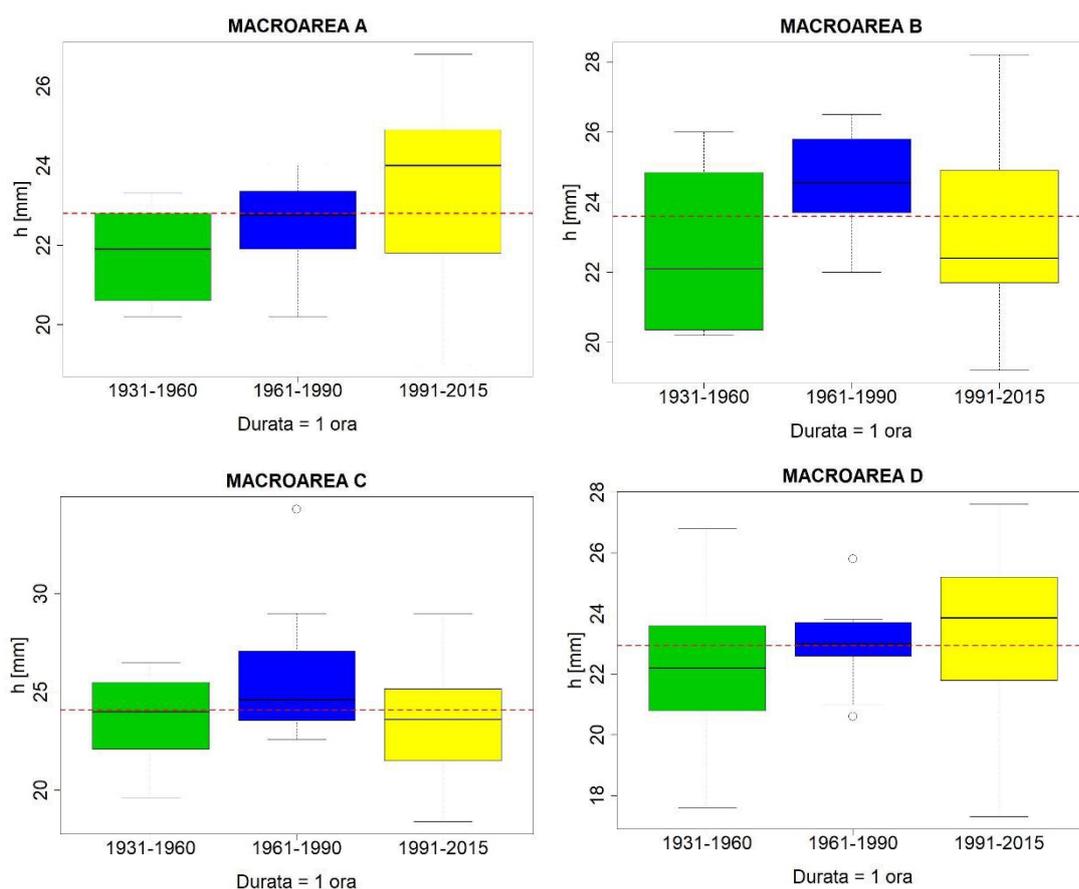


Figura 6.4a - Rappresentazione della distribuzione delle osservazioni per i periodi 1931-1960, 1961-1990, 1991-2015 nelle macroaree A, B, C e D.

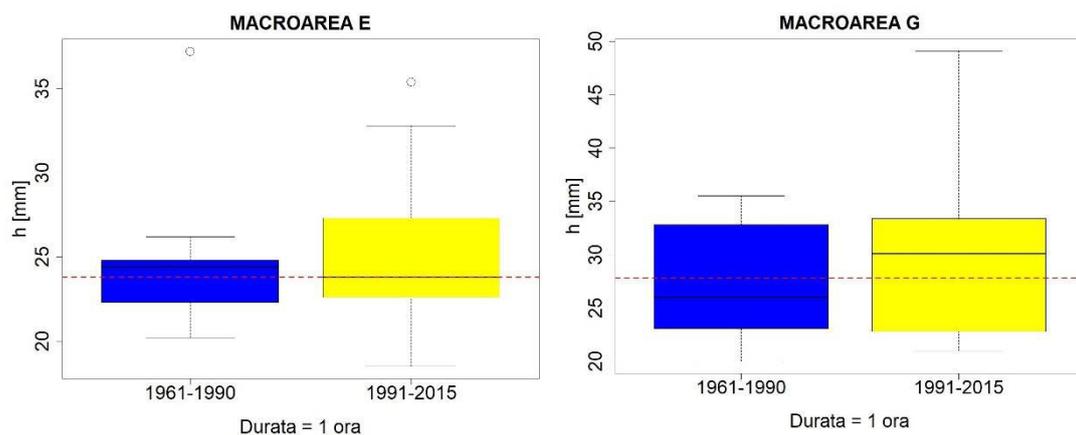


Figura 6.4b - Rappresentazione della distribuzione delle osservazioni per i periodi 1961-1990, 1991-2015 nelle macroaree E e G.

Si osservano aumenti continui su tutto il periodo considerato dei massimi annuali di durata 1 ora nelle aree del bacino Lamone-Savio e pianura di Bologna e Ferrara. Nel bacino di Reno e pianura di Forlì-Ravenna dopo uno spostamento della distribuzione verso valori più alti tra il sotto-periodo 1931-1960 e il 1961-1990, durante il sotto-periodo 1991-2015 la situazione si è assestata verso valori mediani simili a quelli osservati nel primo sotto-periodo. Un leggero calo nella mediana si registra tra il 1961 e il 2015 nel bacino di Secchia e Panaro accompagnato, tuttavia, da una maggiore dispersione degli altri percentili. I bacini di Trebbia e Taro hanno subito un aumento negli estremi, come ci si poteva attendere dal comportamento delle singole serie presenti nella zona.

6.1.2 Test statistici non parametrici

In seguito alla valutazione del comportamento delle mediane e della dispersione dei valori, sono stati applicati i test di Pettitt, Mann-Kendall e Sen sulle serie a disposizione che sul periodo 1961-2015 presentavano l'80% di anni di osservazione. Nel caso delle AMS di durata 1 ora il numero di queste serie è pari a 60. La distribuzione spaziale di queste serie risulta non omogenea, con particolare riferimento alla vasta area scoperta in tutta la pianura delle province di Modena, Reggio Emilia, Parma e Piacenza. I risultati statisticamente significativi (al 5%) dei test sono rappresentati nelle mappe in Figura 6.5. I marker di colore rosso o blu indicano la presenza di cambiamenti statisticamente significativi, rispettivamente negativi o positivi; il raggio dei marker è inversamente proporzionale al *p-value* e dunque aumenta all'aumentare della significatività del cambiamento. In Tabella 6.1 si riportano i valori dei test per le serie che hanno mostrato segnali. In rosso si evidenziano i test che hanno dato risultati statisticamente significativi.

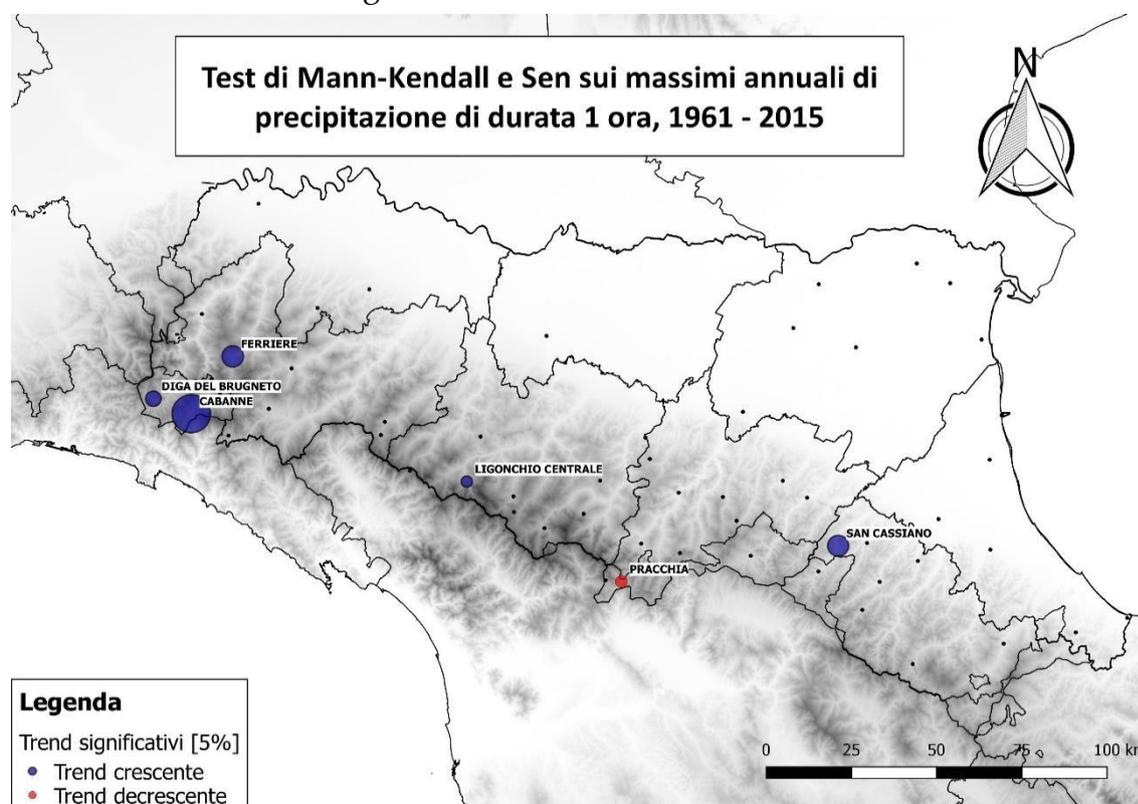


Figura 6.5a - Risultati significativi dei test di trend statistico sul periodo 1961-2015 per i massimi annuali di durata 1 ora.

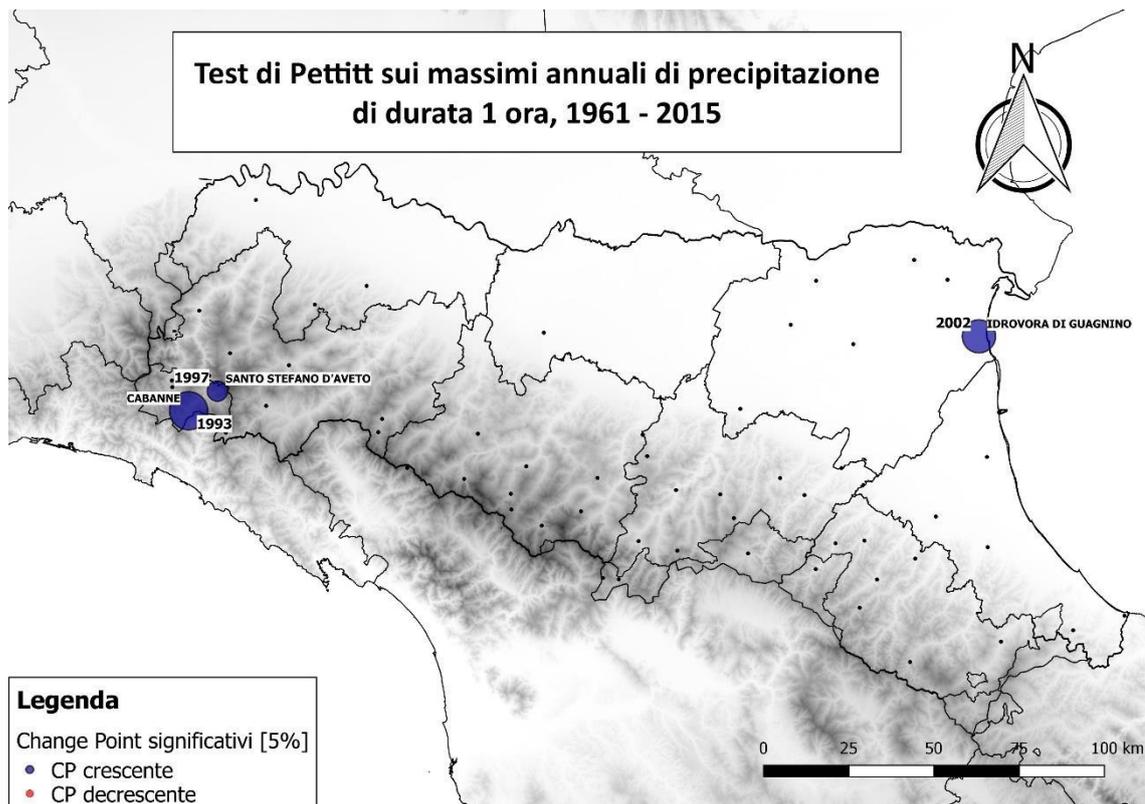


Figura 6.5b - Risultati significativi dei test di cambiamento repentino nella media sul periodo 1961-2015 per i massimi annuali di durata 1 ora.

Tabella 6.1 - Risultati significativi dei test non parametrici sui massimi annuali di durata 1 ora tra il 1961 e il 2015.

Stazione	Prov	ID	Pettitt			Mann-Kendall			Sen		
			p-value	anno	trend	tau	p-value	trend	pendenza	p-value	trend
SANTO STEFANO D'AVETO	GE	5972	0,03	1997	+	0,17	0,10	NA	0,22	0,10	NA
SAN CASSIANO	RA	8279	0,05	NA	NA	0,21	0,03	+	0,18	0,03	+
PRACCHIA	PT	5599	0,08	NA	NA	-0,20	0,04	-	-0,17	0,04	-
LIGONCHIO CENTRALE	RE	8254	0,17	NA	NA	0,21	0,04	+	0,15	0,04	+
IDROVORA DI GUAGNINO	FE	5657	0,01	2002	+	0,15	0,15	NA	0,16	0,15	NA
FERRIERE	PC	5886	0,20	NA	NA	0,23	0,02	+	0,23	0,02	+
DIGA DEL BRUGNETO	GE	5879	0,14	NA	NA	0,22	0,03	+	0,31	0,03	+
CABANNE	GE	6018	0,00	1993	+	0,40	0,00	+	0,56	0,00	+

I risultati dei test sul periodo 1961-2015 hanno mostrato trend significativi crescenti degli eventi estremi nella zona dell'Appennino Ligure (Cabanne, Diga del Brugneto, Ferriere), altri trend meno significativi crescenti su altre zone appenniniche (Ligonchio e San Cassiano) e un trend decrescente a Pracchia.

Cambiamenti nella media sono presenti sempre sull'appennino ligure (Cabanne, Santo Stefano d'Aveto) e nel ferrarese (Idrovora di Guagnino). Gli anni in cui sono stati registrati i cambiamenti repentini (*change point*) si collocano tra gli anni '90 e primi anni 2000. Si sottolinea che i test hanno rilevato segnali su 8 serie, corrispondenti al 13% delle 60 serie considerate.

A titolo di esempio, si riportano in Figura 6.6 alcune delle serie che hanno mostrato trend più significativi, con linea di tendenza in rosso, anno di *change point* in blu e media in linea tratteggiata nera.

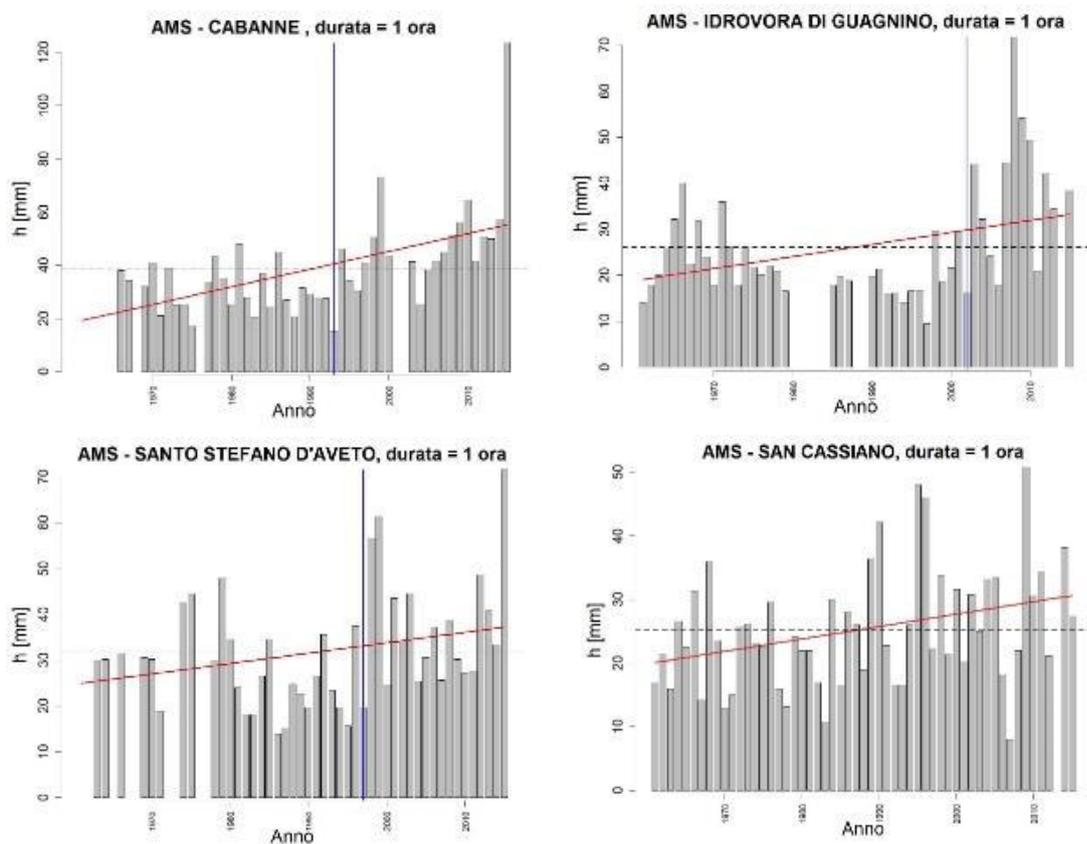


Figura 6.6 - Serie dei massimi annuali di durata 1 ora per le stazioni di Cabanne (GE), Idrovora di Guagnino (FE), Santo Stefano D'Aveto (GE), San Cassiano (RA) dal 1961 al 2015.

Effettuando i test sulle serie più lunghe di osservazioni (1931-2015) (v. Figure 6.7 e 6.8, Tabella 6.2) si evidenziano invece trend negativi e *change point* nei massimi annuali nell'Appennino Emiliano Sud-Occidentale (Bedonia e Bardi Centrale) e trend positivi nel ferrarese (Jolanda di Savoia, Idrovora di Guagnino)

e nell'Appennino Emiliano-Romagnolo (Vergato, Bagno di Romagna). Gli anni di *change point* non si concentrano in un particolare periodo, ma spaziano dagli anni '60 agli anni 2000 senza mostrare una coerenza temporale.

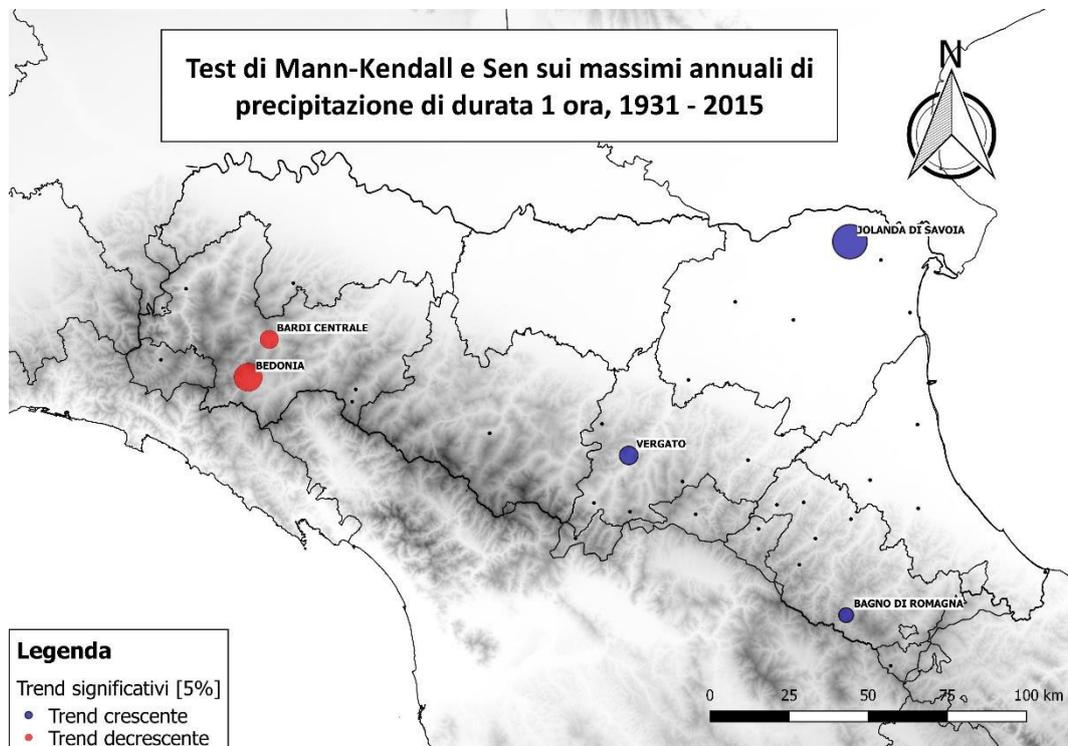


Figura 6.7a - Risultati significativi dei test di trend sul periodo 1931-2015 per i massimi annuali di durata 1 ora.

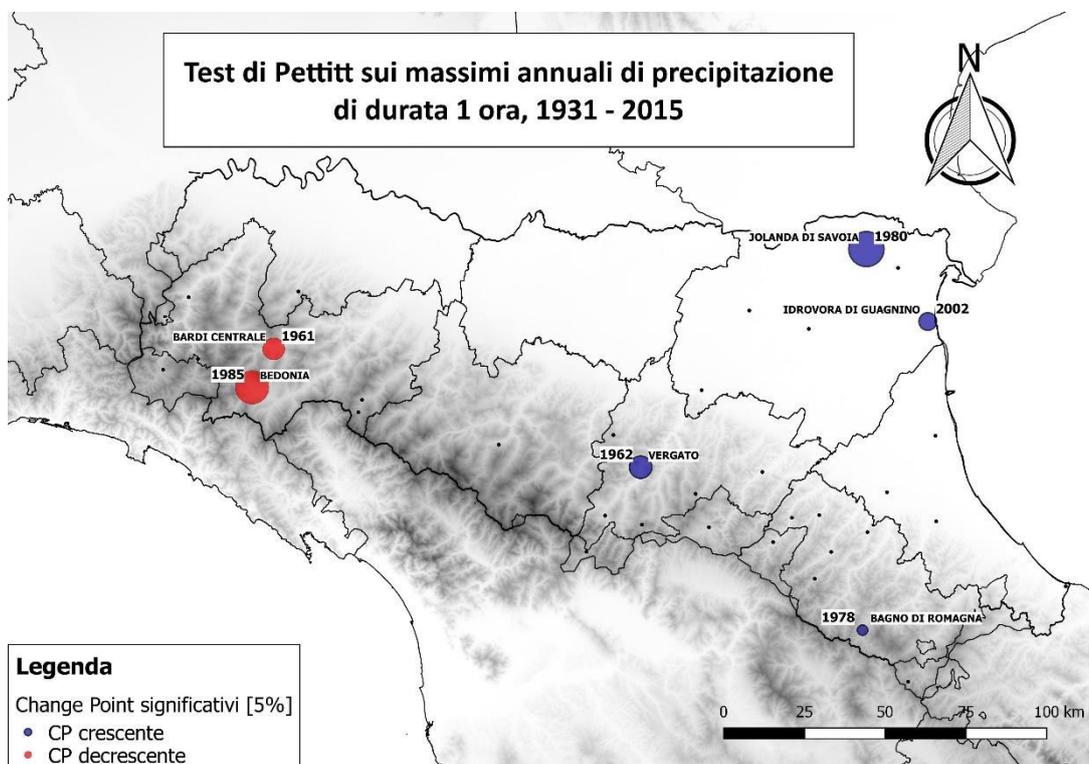


Figura 6.7b - Risultati significativi dei test di cambiamento repentino nella media sul periodo 1931-2015 per i massimi annuali di durata 1 ora.

Tabella 6.2 - Risultati dei test non parametrici sui massimi annuali di durata 1 ora tra il 1931 e il 2015

Stazione	Prov	ID	Pettitt			Mann - Kendall			Sen		
			p-value	anno	trend	tau	p-value	trend	pendenza	p-value	trend
VERGATO	BO	8265	0,02	1962	+	0,17	0,03	+	0,08	0,03	+
JOLANDA DI SAVOIA	FE	5660	0,00	1980	+	0,24	0,00	+	0,12	0,00	+
IDROVORA DI GUAGNINO	FE	5657	0,03	2002	+	0,09	0,26	NA	0,07	0,26	NA
BEDONIA	PR	8240	0,00	1985	-	-0,20	0,01	-	-0,14	0,01	-
BARDI CENTRALE	PR	8245	0,02	1961	-	-0,18	0,03	-	-0,10	0,03	-
BAGNO DI ROMAGNA	FC	8288	0,04	1978	+	0,17	0,03	+	0,06	0,03	+

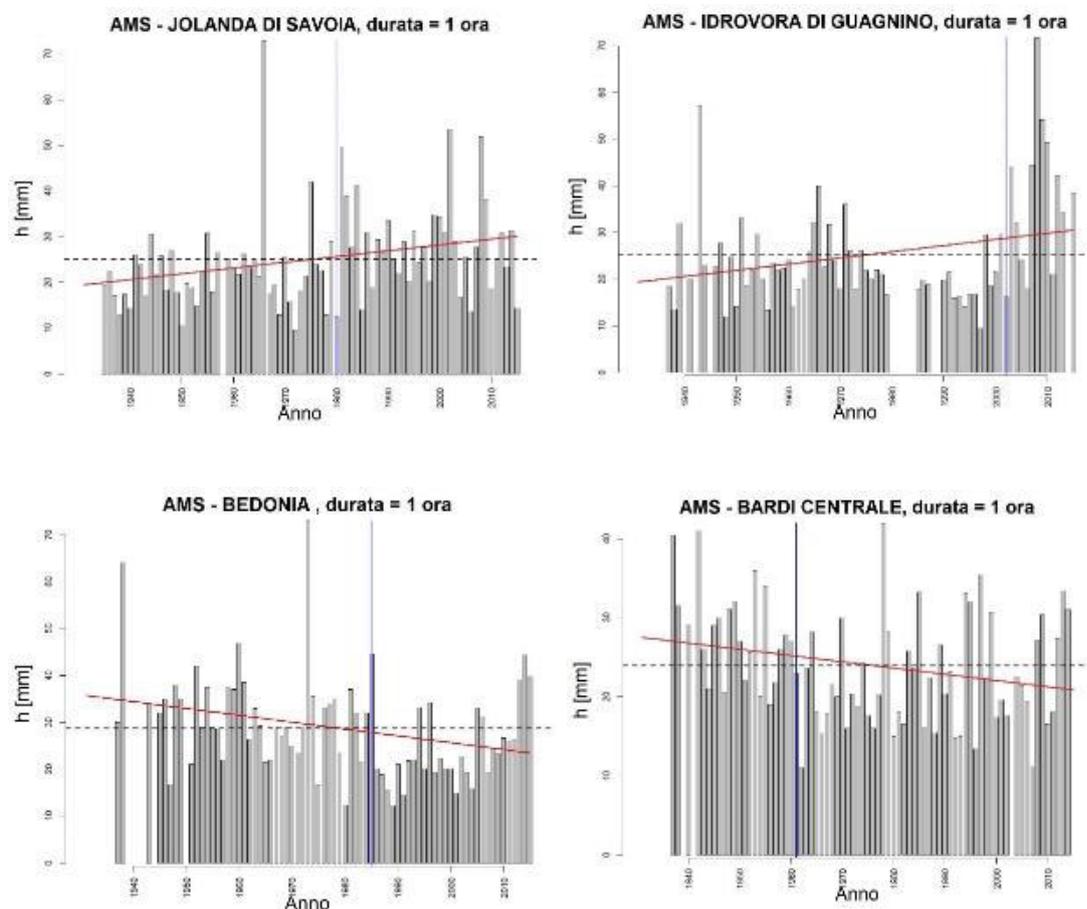


Figura 6.8 - Serie dei massimi annuali di durata 1 ora per le stazioni di Jolanda di Savoia (FE), Idrovora di Guagnino (FE), Bedonia (PR), Bardi Centrale (PR) dal 1931 al 2015.

Le serie considerate su questo periodo (secondo lo stesso criterio dell'80% di completezza) sono state 37 distribuite principalmente nella parte orientale della regione e in val di Trebbia e Taro. I risultati significativi (6 serie) corrispondono al 16% del totale considerato.

Nel considerare i risultati dei test statistici non parametrici, si sottolinea nuovamente che quelle mostrate costituiscono esclusivamente le serie la cui stazionarietà ha una probabilità inferiore al 5% (significatività del test). La situazione completa è molto più complessa. Esistono, infatti, trend e cambiamenti nella media in quasi tutte le serie considerate, che però, in termini di probabilità, non raggiungono il livello di significatività. Si mostra un esempio in Figura 6.9 si mostrano tutti i trend individuati dal test di Mann-Kendall nelle serie dei massimi annuali di durata 1 ora dal 1961 al 2015. Il fatto che in determinate aree dove si sono palesati trend negativi crescenti significativi siano popolate da altre serie con trend crescenti la cui significatività si avvicina comunque alla soglia è un indizio forte di cambiamento. Altre volte, invece, si nota come presso stazioni poco distanti tra loro si registrino trend nei valori massimi opposti, sintomo dell'estrema variabilità e complessità del fenomeno.

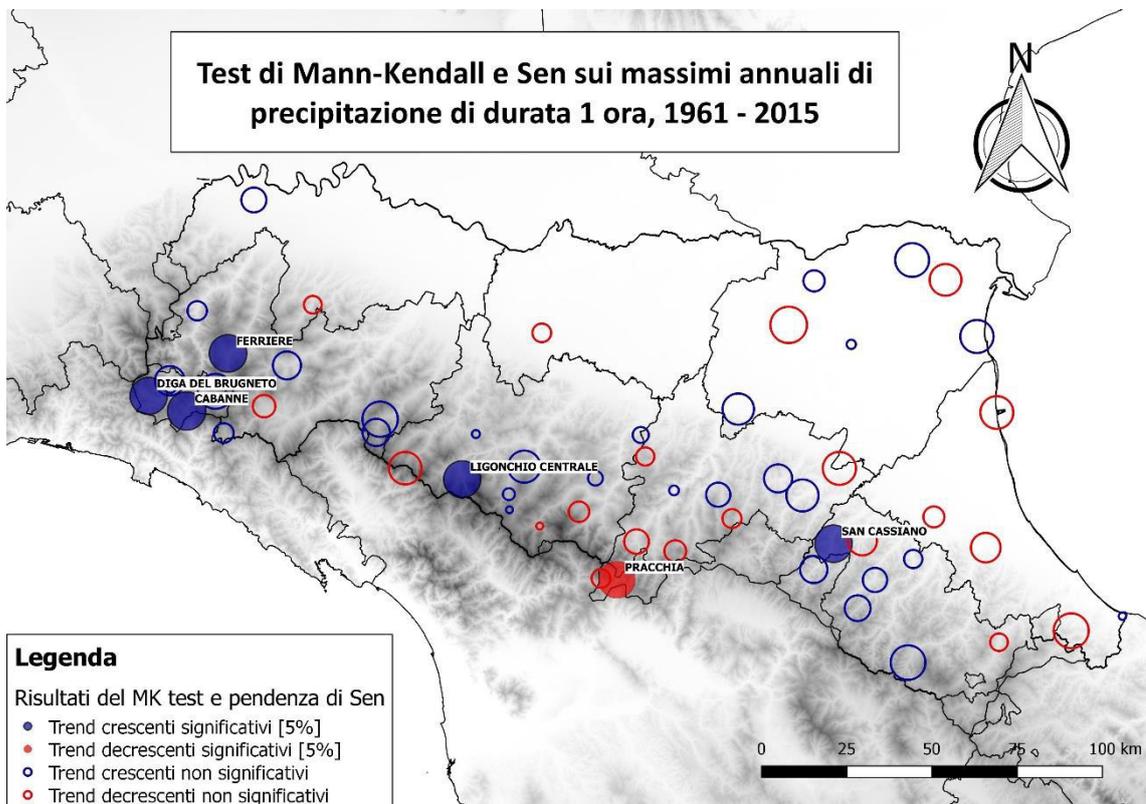


Figura 6.9 – Risultati del test di Mann-Kendall sui massimi annuali di precipitazione di durata 1 ora dal 1961 al 2015. I marker pieni indicano un trend statisticamente significativo, mentre i marker vuoti indicano i trend statisticamente non significativi. Il raggio dei marker è proporzionale alla probabilità del trend.

6.1.3 Data media di accadimento

Per l'analisi di stagionalità di massimi di precipitazione è stata applicata la procedura di calcolo della data media di accadimento descritta nel Capitolo 4. Nelle mappe in Figura 6.10 si rappresenta tramite frecce la data media di accadimento del massimo annuale prima e dopo l'anno mediano (1961 -1988 e 1989-2015) del periodo di riferimento. La direzione indica la data media di accadimento, la scala cromatica è specifica del mese, mentre la dimensione è proporzionale alla concentrazione delle date vicino alla data media. Si riportano, inoltre, i risultati rilevati per alcuni casi di particolare interesse (Figura 6.11).

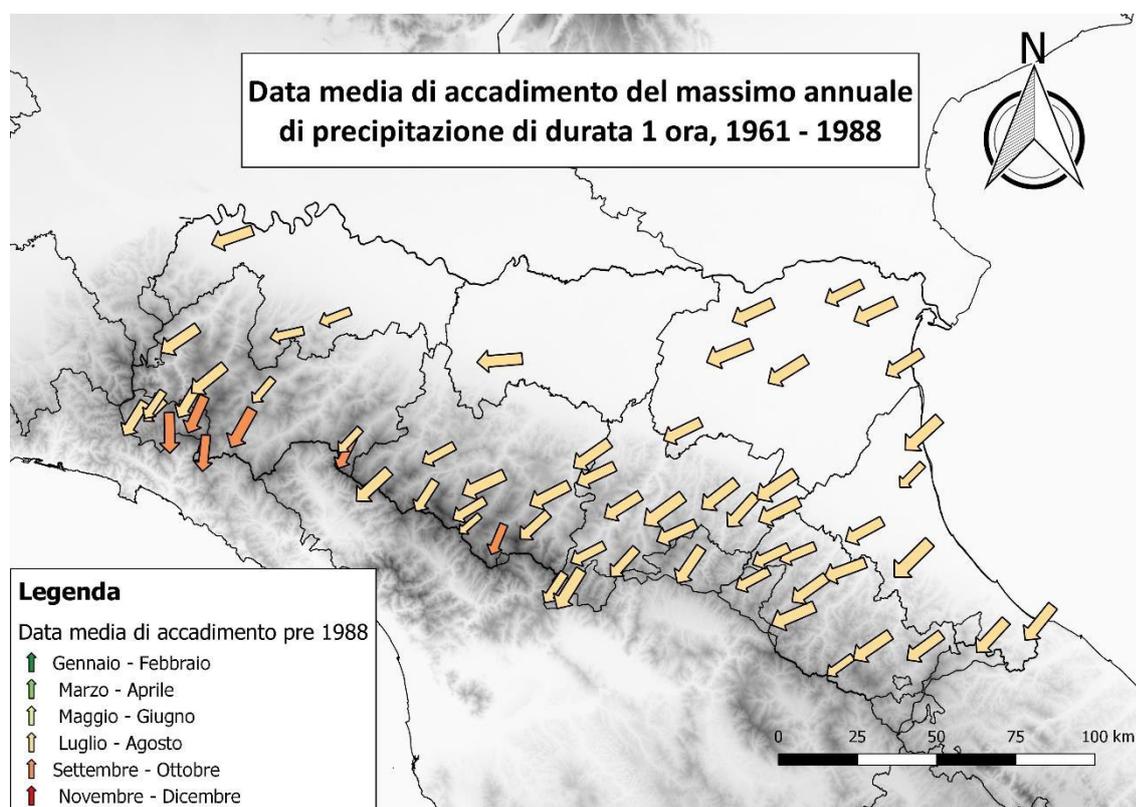


Figura 6.10a - Data media di accadimento dei massimi annuali di durata 1 ora prima del 1988.

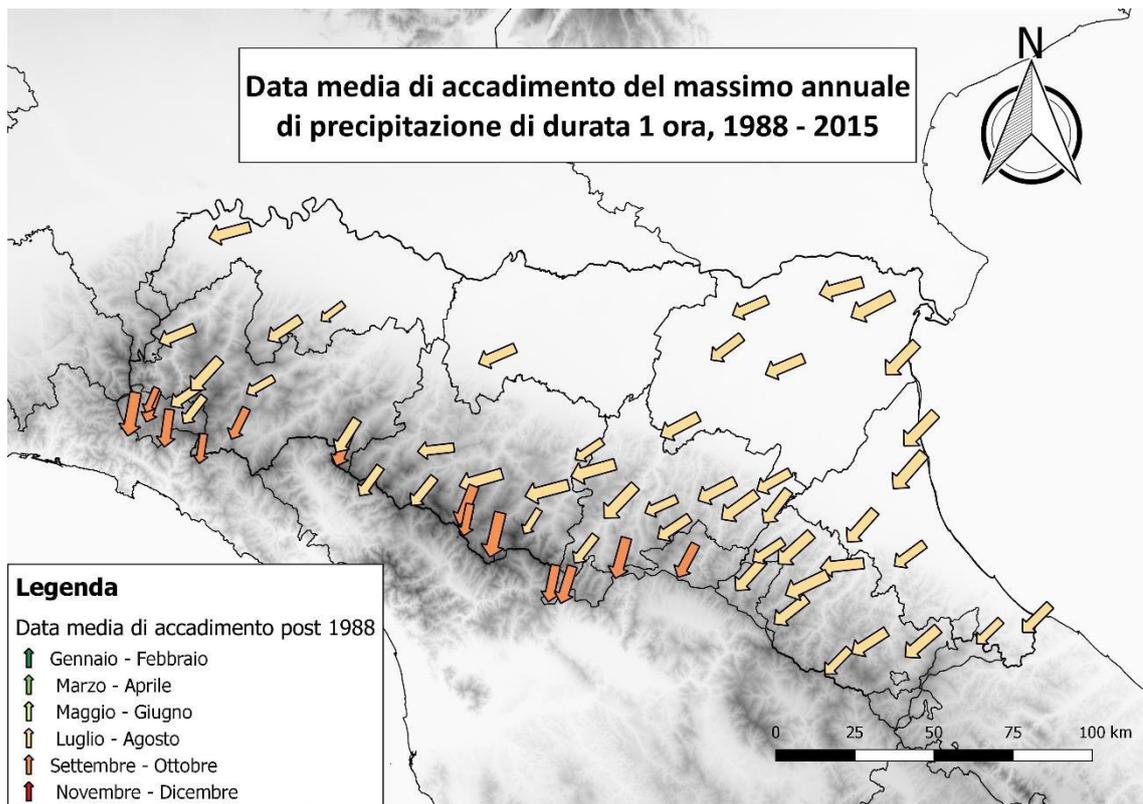
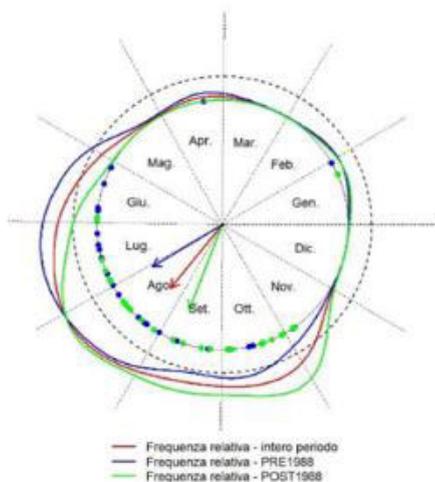


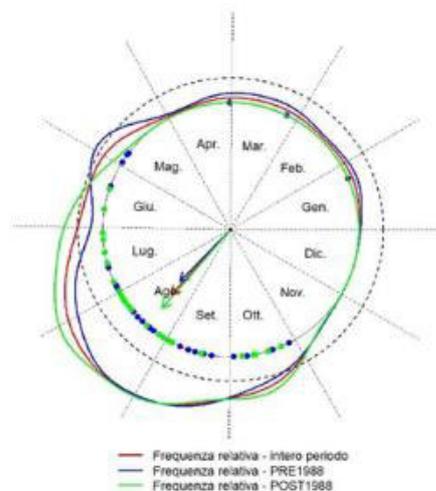
Figura 6.10b - Data media di accadimento dei massimi annuali di durata 1 ora dopo il 1988.

Il confronto tra le figure 6.10a e 6.10b evidenzia un avanzamento della data media di accadimento sia sull'Appennino Ligure, sia sull'Appennino Tosco-Emiliano, ad eccezione di alcune serie (come Santo Stefano d'Aveto) che presentano trend opposto. Nel resto della regione le date vengono spesso anticipate, ma non si notano shift rilevanti. Le date di accadimento diventano più distribuite nel corso dell'anno sull'Appennino Ligure e in Romagna, mentre nel resto della regione, in generale, la dispersione non cambia, se non, in alcuni casi, diminuisce. Nei singoli grafici polari (Figura 6.11) si nota come Classe, Diga del Brugneto e Piandelagotti l'avanzamento della data media di accadimento è dovuto alla scomparsa o allo spostamento di picchi di frequenza di accadimento nei mesi primaverili-estivi, che fa sì che la distribuzione si sposti più in avanti nel corso dell'anno. Questo fenomeno sembra interessare principalmente serie a alle medie-alte quote.

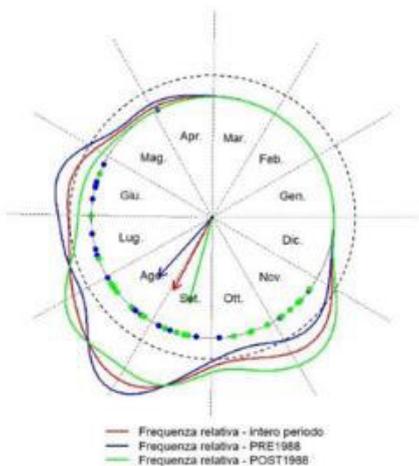
Data media di accadimento, AMS - FONTANALUCCIA DIGA durata = 1 ora



Data media di accadimento, AMS - CLASSE durata = 1 ora



Data media di accadimento, AMS - DIGA DEL BRASIMONE durata = 1 ora



Data media di accadimento, AMS - PIANDELAGOTTI durata = 1 ora

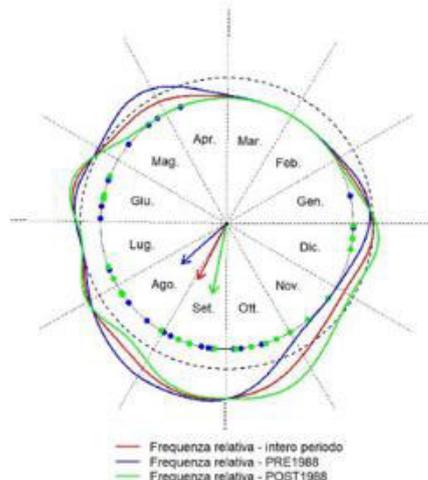


Figura 6.11 - Rappresentazione in coordinate polari della data media di accadimento del massimo annuale di durata 1 ora per il periodo 1961-2015 (in rosso), e i due sotto-periodi 1961-1988 (in blu) e 1989-2015 (in verde) a Classe (RA), Diga del Brasimone (BO), Fontanaluccia Diga (MO), Piandelagotti (MO).

6.2 Estremi di durata 3 ore

6.2.1 Mediana e dispersione

Per quanto riguarda le osservazioni massime osservati per tempi di aggregazione di 3 ore sono stati applicati gli stessi passaggi illustrati nel paragrafo precedente per le durate di 1 ora per la stima della mediana e della distribuzione dei quantili. Il numero di serie a disposizione per i tre periodi 1931-1960, 1961-1990, 1991-2015 sono riportati nella seguente tabella.

Periodo	N° di serie
1931-1960	41
1961-1990	66
1991-2015	140

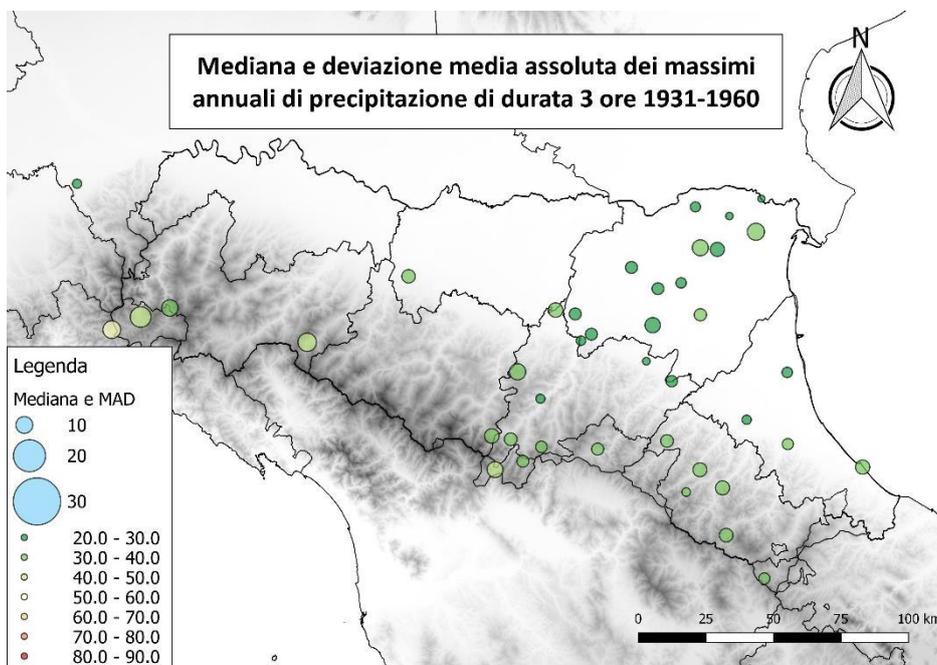


Figura 6.12a - Rappresentazione della mediana con scala cromatica e del MAD proporzionalmente al raggio del marker degli AMS di durata 3 ore nel periodo 1931 - 1960.

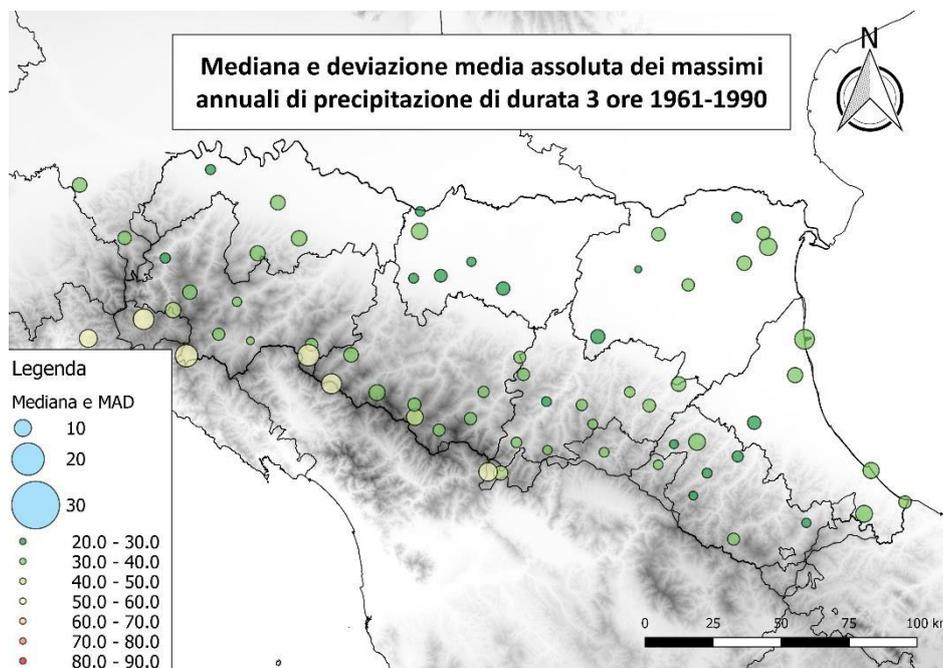


Figura 6.12b - Rappresentazione della mediana con scala cromatica e del MAD proporzionalmente al raggio del marker degli AMS di durata 3 ore nel periodo 1961-1990.

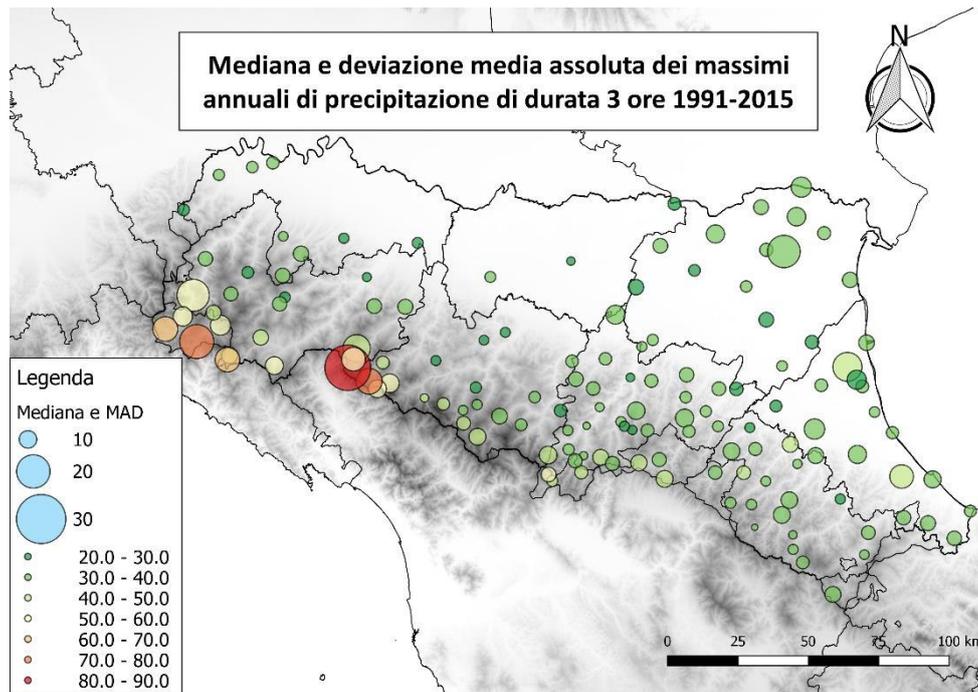


Figura 6.12c - Rappresentazione della mediana con scala cromatica e del MAD proporzionalmente al raggio del marker degli AMS di durata 3 ore nel periodo 1991-2015.

Le principali differenze che si riscontrano dal confronto delle mappe in Figura 6.12 sono una leggera diminuzione nella mediana sull'Appennino Romagnolo tra il trentennio 1931-1960 e 1961-1990, per poi aumentare nuovamente durante il sotto-periodo 1991-2015. Si nota, inoltre, un aumento nella mediana degli eventi sull'Appennino Ligure e Parmense-Reggiano nel 1991-2015 debitamente al fatto che molte più serie sono presenti in questa zona. In quest'ultimo periodo si osserva anche un aumento abbastanza generale nel MAD delle serie. Le mediane degli estremi di durata 3 ore non presentano una marcata oscillazione nel tempo e nello spazio e, soprattutto in pianura, non si scostano molto da quelli rilevati sull'intervallo di 1 ora. In pianura si osservano valori dai 20 ai 40 mm, che raramente possono arrivare ai 50 mm in Romagna nell'ultimo periodo. Sull'Appennino si registrano altezze mediane che vanno dai 50 fino ai 90 mm sul versante Ligure. Di seguito di mostra la dispersione del campione per alcuni casi considerati significativi (Figura 6.13).

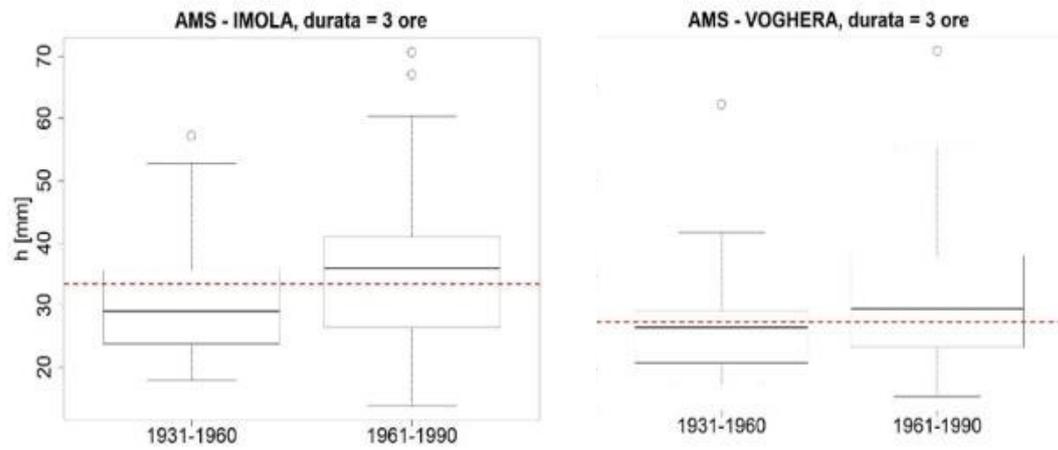


Figura 6.13a - Distribuzione delle osservazioni di massimi annuali di durata 3 ore a Imola (BO), Voghera (PV) nei periodi 1931-1960 e 1961-1990.

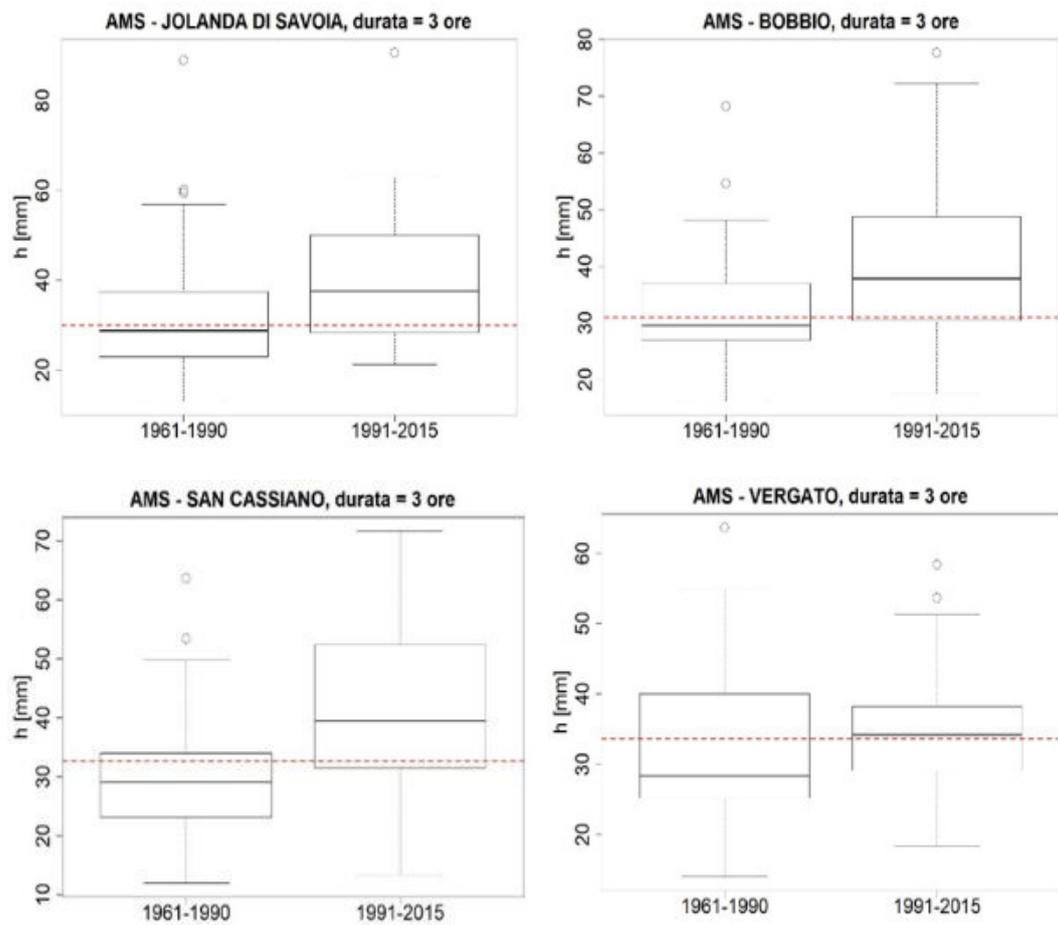


Figura 6.13b - Distribuzione delle osservazioni di massimi annuali di durata 3 ore a Bobbio (PC), Jolanda di Savoia (FE), Vergato (BO), San Cassiano (RA) nei periodi 1961-1990 e 1991-2015.

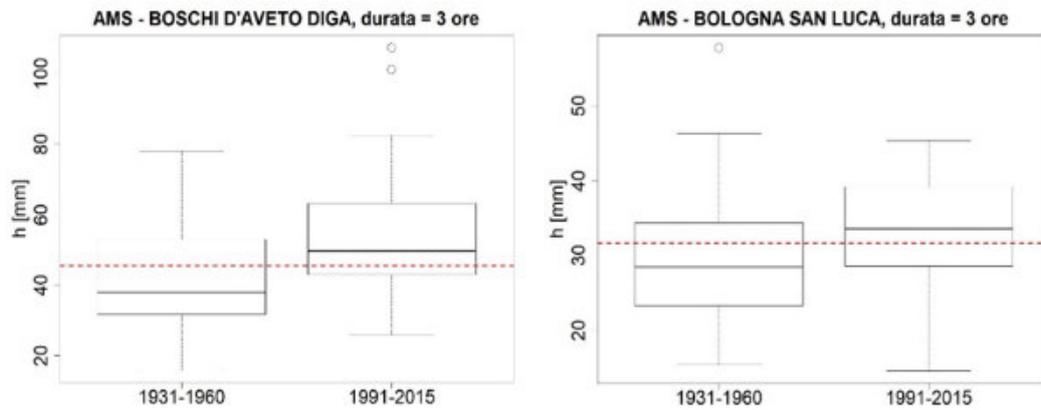


Figura 6.13c - Distribuzione delle osservazioni di massimi annuali di durata 3 ore a Boschi d'Aveto Diga (GE) e Bologna San Luca (BO) nei periodi 1931-1960 e 1991-2015.

I cambiamenti nella mediana delle singole serie più evidenti tra i sottoperiodi 1931-1960, 1961-1990, 1991-2015 sono prettamente crescenti anche se non sempre simmetrici rispetto agli altri percentili. Nei *boxplot* seguenti (Figura 6.14) viene riportato l'andamento delle serie mediate sulle macroaree omogenee.

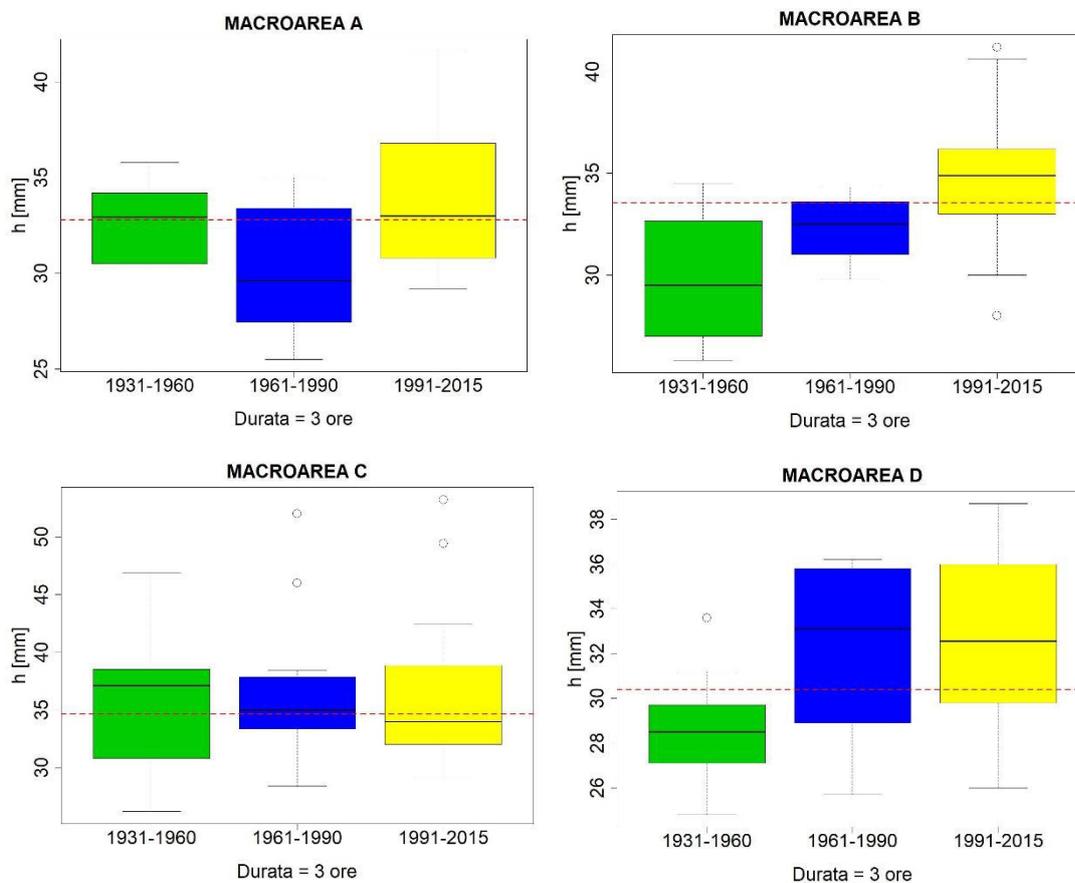


Figura 6.14a - Rappresentazione della distribuzione delle osservazioni per i periodi 1931-1960, 1961-1990, 1991-2015 nelle macroaree A, B, C e D.

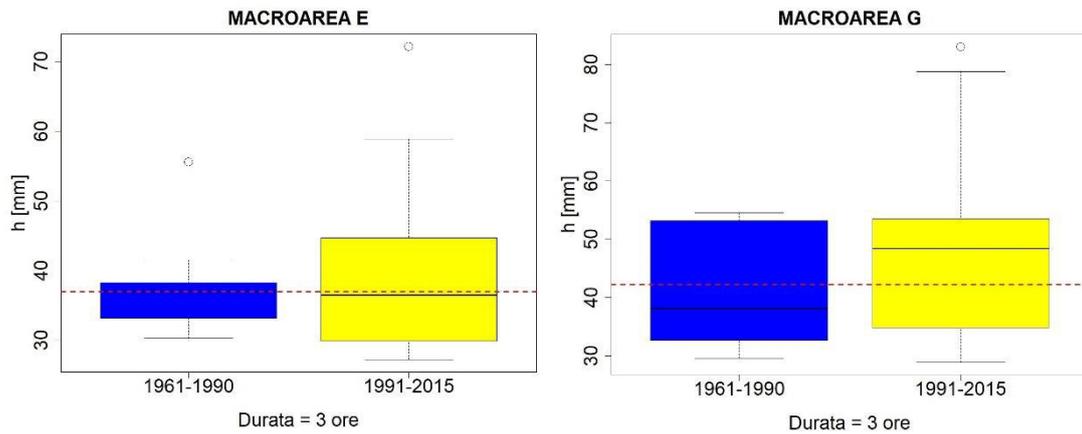


Figura 6.14b - Rappresentazione della distribuzione delle osservazioni per i periodi 1961-1990, 1991-2015 nelle macroaree E e G.

Significativi aumenti nella mediana delle distribuzioni si avvertono nella pianura di Bologna e Ferrara e pianura di Forlì-Ravenna consistentemente con i cambiamenti visti per la durata di 1 ora ma più accentuati. Anche i bacini di Trebbia e Taro subiscono un aumento nella mediana, come si avverte anche dalla rappresentazione precedente delle singole serie. Un andamento decrescente si manifesta, invece, nel bacino del Reno. Nei bacini di Lamone e Savio è avvenuto un notevole calo nella mediana dei massimi annuali durante il sotto-periodo 1961-1990, i valori si sono poi, ristabilizzati dal 1991.

6.2.2 Test statistici non parametrici

In Figura 6.15 sono rappresentati i cambiamenti significativi rilevati dai Test di Pettitt, Mann-Kendall e Sen sui massimi di precipitazione su un intervallo di durata 3 ore tra il 1961 e il 2015. Sono presenti molteplici trend crescenti e cambiamenti repentini in tutta la zona dell'Appennino Ligure ed Emiliano Sud-Occidentale (Cabanne, Santo Stefano d'Aveto, Diga del Brugneto, Ferriere, Bobbio). Sono presenti trend crescenti anche nel ferrarese (Jolanda di Savoia) e sull'Appennino Ravennate (San Cassiano). Un *change point* meno significativo è rilevato anche nella serie di Borgo Tossignano. I cambiamenti repentini nella media si verificano tra gli anni '80 e gli anni '90. I valori calcolati dal test si riportano in Tabella 6.3 mentre le serie più significative vengono rappresentate dai grafici in Figura 6.16. Le serie che mostrano variabilità sono 9 e rappresentano il 15% del totale (60 serie).

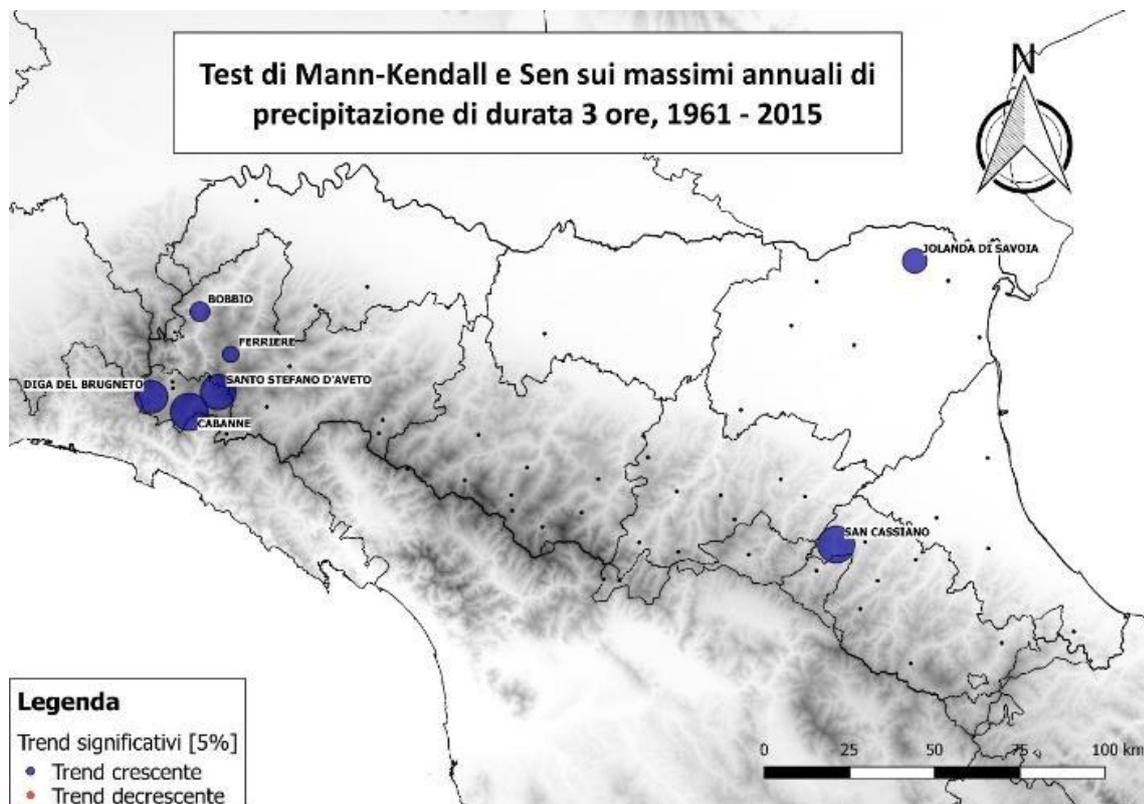


Figura 6.15a - Risultati significativi dei test di trend statistico sul periodo 1961-2015 per i massimi annuali di durata 3 ore.

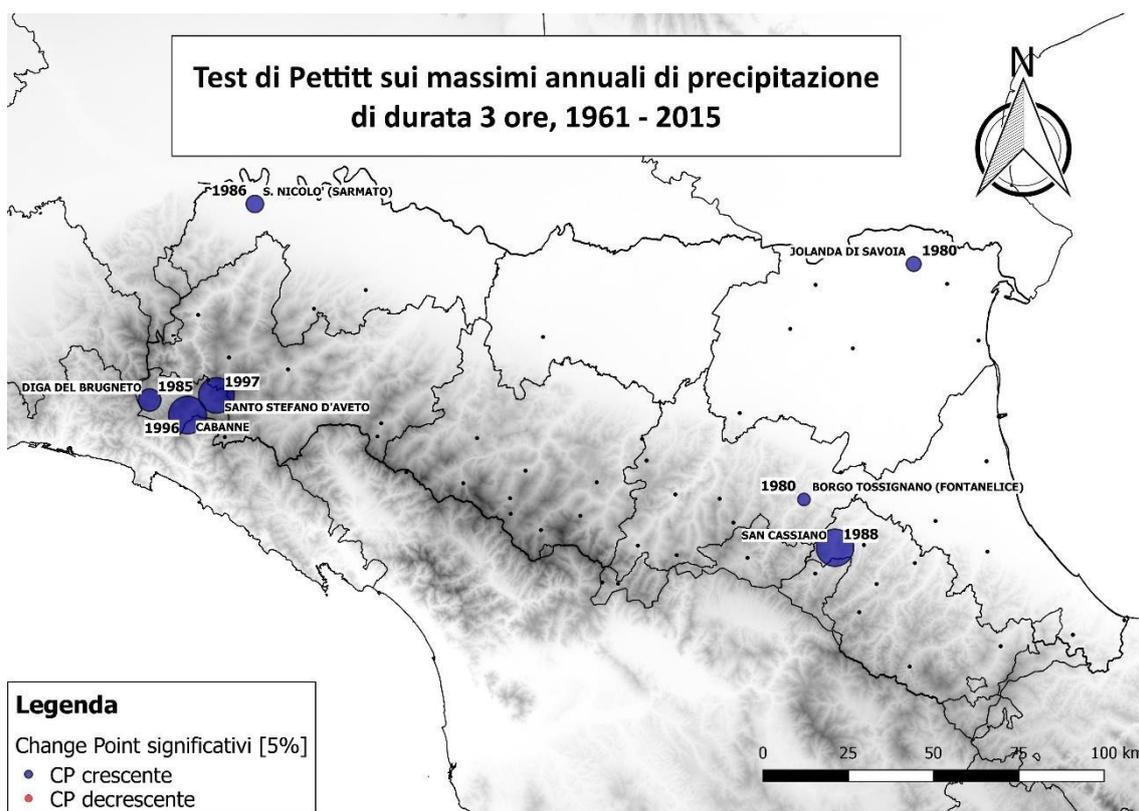


Figura 6.15b - Risultati significativi dei test di cambiamento repentino nella media sul periodo 1961-2015 per i massimi annuali di durata 3 ore.

Tabella 6.3 - Risultati significativi dei test non parametrici sui massimi annuali di durata 3 ore tra il 1961 e il 2015.

Stazione	Regione	ID	Pettitt			Mann - Kendall			Sen		
			p-value	anno	trend	tau	p-value	trend	pendenza	p-value	trend
SANTO STEFANO D'AVETO	GE	5972	0,00	1997	+	0,29	0,00	+	0,43	0,00	+
SAN CASSIANO	RA	8279	0,00	1988	+	0,29	0,00	+	0,32	0,00	+
S, NICOLO' (SARMATO)	PC	11917	0,03	1986	+	0,19	0,06	NA	0,19	0,06	NA
JOLANDA DI SAVOIA	FE	5660	0,03	1980	+	0,22	0,02	+	0,25	0,02	+
FERRIERE	PC	5886	0,20	NA	NA	0,21	0,03	+	0,28	0,03	+
DIGA DEL BRUGNETO	GE	5879	0,02	1985	+	0,27	0,01	+	0,57	0,01	+
CABANNE	GE	6018	0,00	1996	+	0,33	0,00	+	0,88	0,00	+
BORGO TOSSIGNANO (FONTANELICE)	BO	5722	0,04	1980	+	0,17	0,07	NA	0,18	0,07	NA
BOBBIO	PC	8235	0,05	NA	NA	0,21	0,03	+	0,21	0,03	+

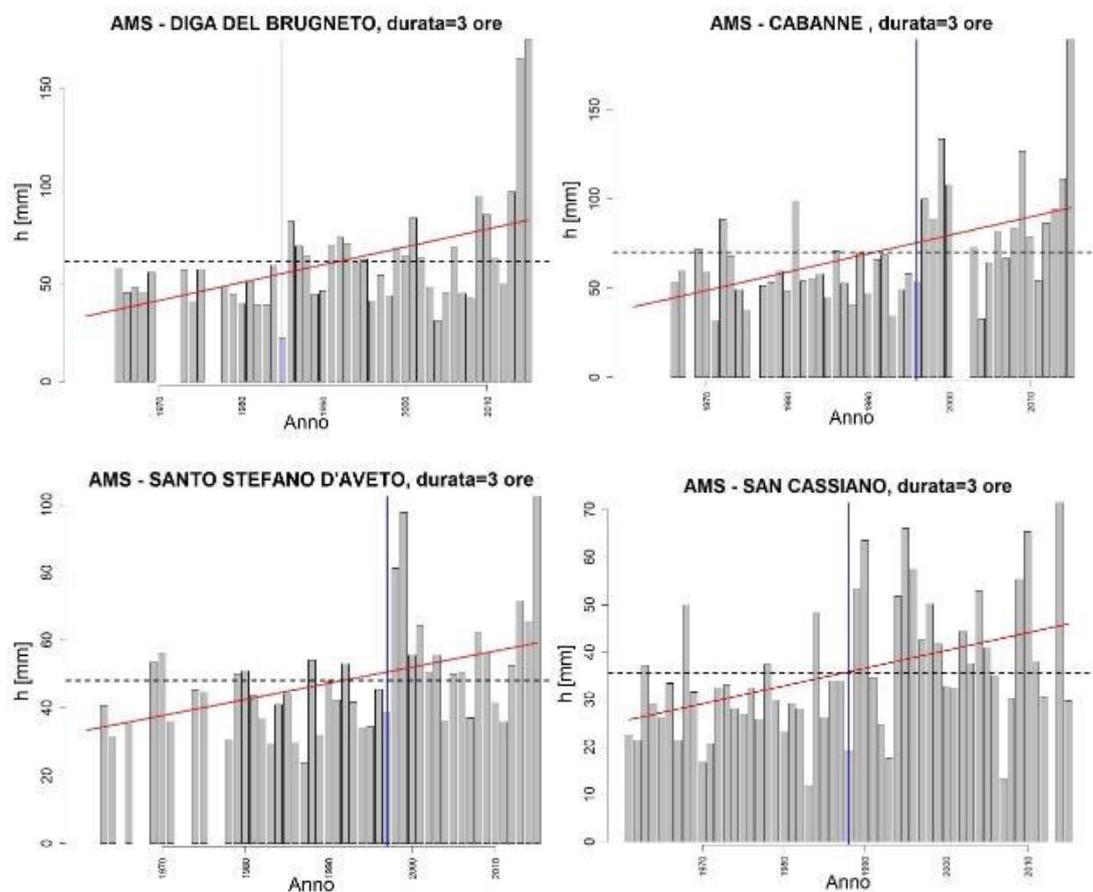


Figura 6.16 - Serie dei massimi annuali di durata 3 ore per le stazioni di Diga del Brugneto (GE), Cabanne (GE), Santo Stefano d'Aveto (GE), San Cassiano (RA) dal 1961 al 2015.

Di seguito si mostrano i risultati dei test sul periodo 1931-2015 (Figura 6.17).

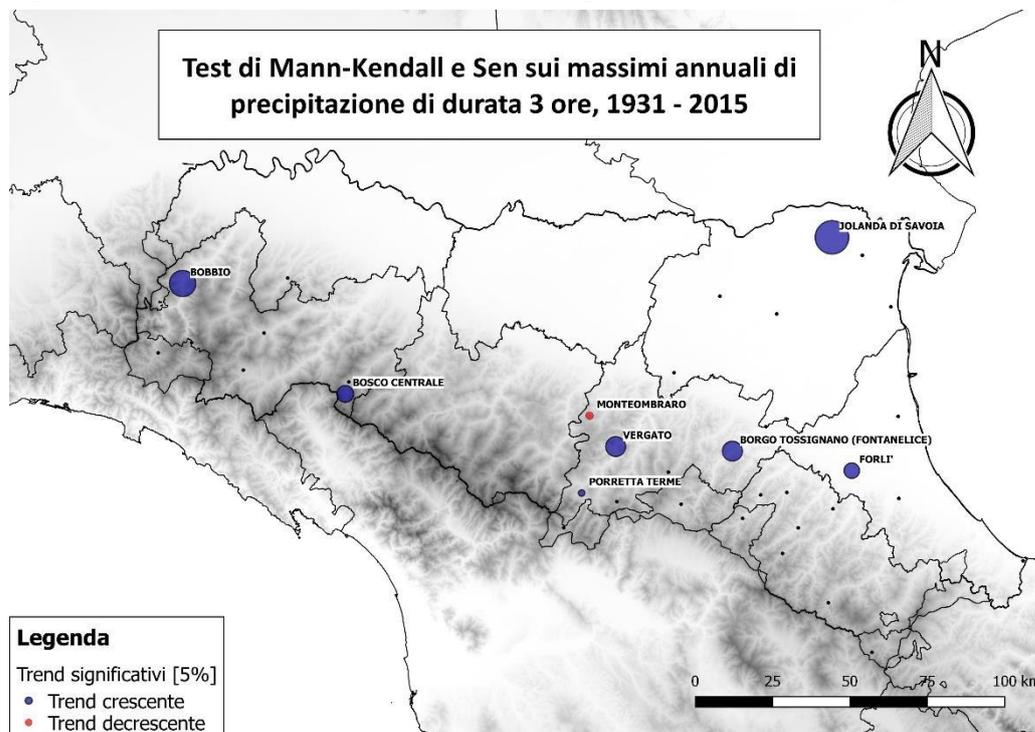


Figura 6.17a - Risultati significativi dei test di trend statistico sul periodo 1931-2015 per i massimi annuali di durata 3 ore.

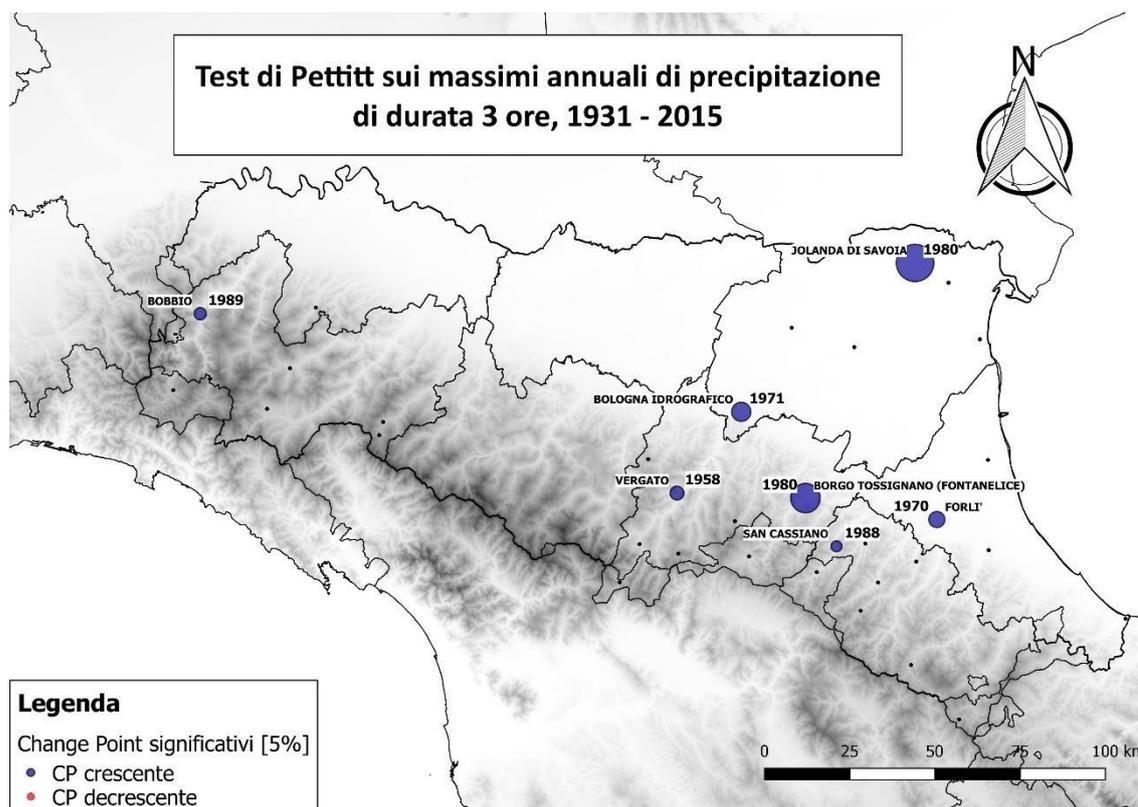


Figura 6.17b - Risultati significativi dei test di cambiamento repentino sul periodo 1931-2015 per i massimi annuali di durata 3 ore.

Dal 1931 trend crescenti e cambiamenti repentini sono rilevati (Tabella 6.4) nel ferrarese (Jolanda di Savoia), sull'Appennino Occidentale (Bobbio), sull'Appennino Tosco-Emiliano (Bosco Centrale, Vergato, Borgo Tossignano) ed in Romagna (Forlì). Altri *change point* sono rilevati a Bologna e San Cassiano, mentre trend meno significativi si hanno a Porretta Terme (positivo) e Montembraro (negativo). I cambiamenti repentini si rilevano tra gli anni '70 e '80, fatta eccezione per Vergato dove il cambiamento è avvenuto alla fine degli anni '50. Alcune di queste serie sono graficate in Figura 6.18. 10 su 37 serie considerate hanno avuto segnali considerati significativi dai test, cioè un 27 %.

Tabella 6.4 - Risultati significativi dei test non parametrici sui massimi annuali di durata 3 ore tra il 1931 e il 2015.

Stazione	Regione	ID	Pettitt			Mann - Kendall			Sen		
			p-value	anno	trend	tau	p-value	trend	pendenza	p-value	trend
VERGATO	BO	8265	0,04	1958	+	0,17	0,02	+	0,112	0,024	+
SAN CASSIANO	RA	8279	0,04	1988	+	0,08	0,31	NA	0,058	0,308	NA
PORRETTA TERME	BO	8263	0,18	NA	NA	0,15	0,05	+	0,104	0,045	+
MONTEOMBRARO	MO	8267	0,21	NA	NA	-0,16	0,04	-	-0,116	0,043	-
JOLANDA DI SAVOIA	FE	5660	0,00	1980	+	0,24	0,00	+	0,158	0,002	+
FORLI'	FC	8285	0,03	1970	+	0,17	0,03	+	0,113	0,031	+
BOSCO CENTRALE	PR	8249	0,14	NA	NA	0,17	0,03	+	0,250	0,029	+
BORGO TOSSIGNANO (FONTANELICE)	BO	5722	0,01	1980	+	0,18	0,02	+	0,140	0,024	+
BOLOGNA IDROGRAFICO	BO	8270	0,03	1971	+	0,14	0,06	NA	0,091	0,063	NA
BOBBIO	PC	8235	0,04	1989	+	0,20	0,01	+	0,146	0,014	+

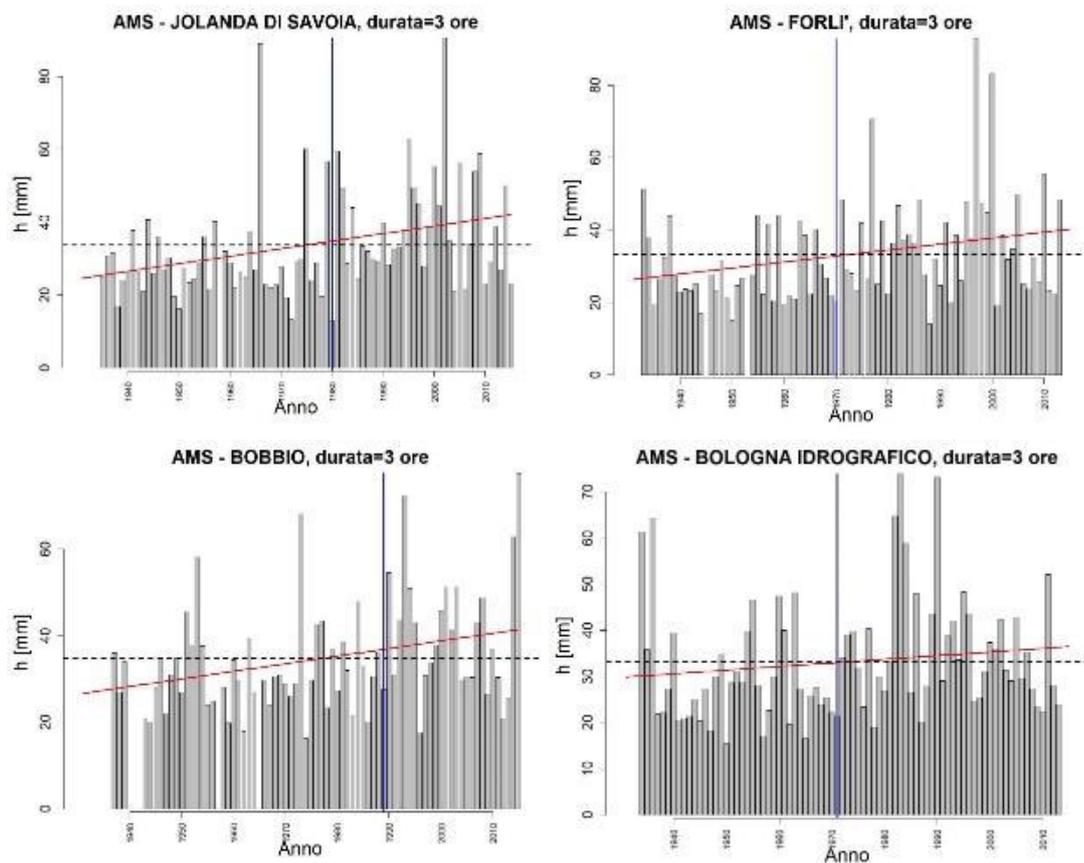


Figura 6.18 - Serie dei massimi annuali di durata 3 ore per le stazioni di Jolanda di Savoia (FE), Forlì (FC), Bobbio (PC), Bologna Idrografico (BO) dal 1931 al 2015.

6.2.3 Data media di accadimento

Si mostra in Figura 6.19 il confronto tra la data di accadimento media del massimo annuale di precipitazione di durata 3 ore dal 1961 al 1988 e dal 1989 al 2015. Si nota un comportamento simile a quello osservato per i massimi sull'ora e cioè un leggero scostamento dai mesi estivi a quelli autunnali per alcune stazioni appenniniche e per alcune stazioni della Romagna. In Appennino, inoltre, le date di accadimento risultano leggermente meno distribuite e più concentrate vicino alla data media, da quanto si evince dalle dimensioni delle frecce nel secondo periodo, mentre in pianura non si notano differenze evidenti. I cambiamenti sono molto diversi tra loro e si rimanda ai singoli grafici per l'effettivo confronto; in Figura 6.20 si riportano i casi ritenuti più significativi.

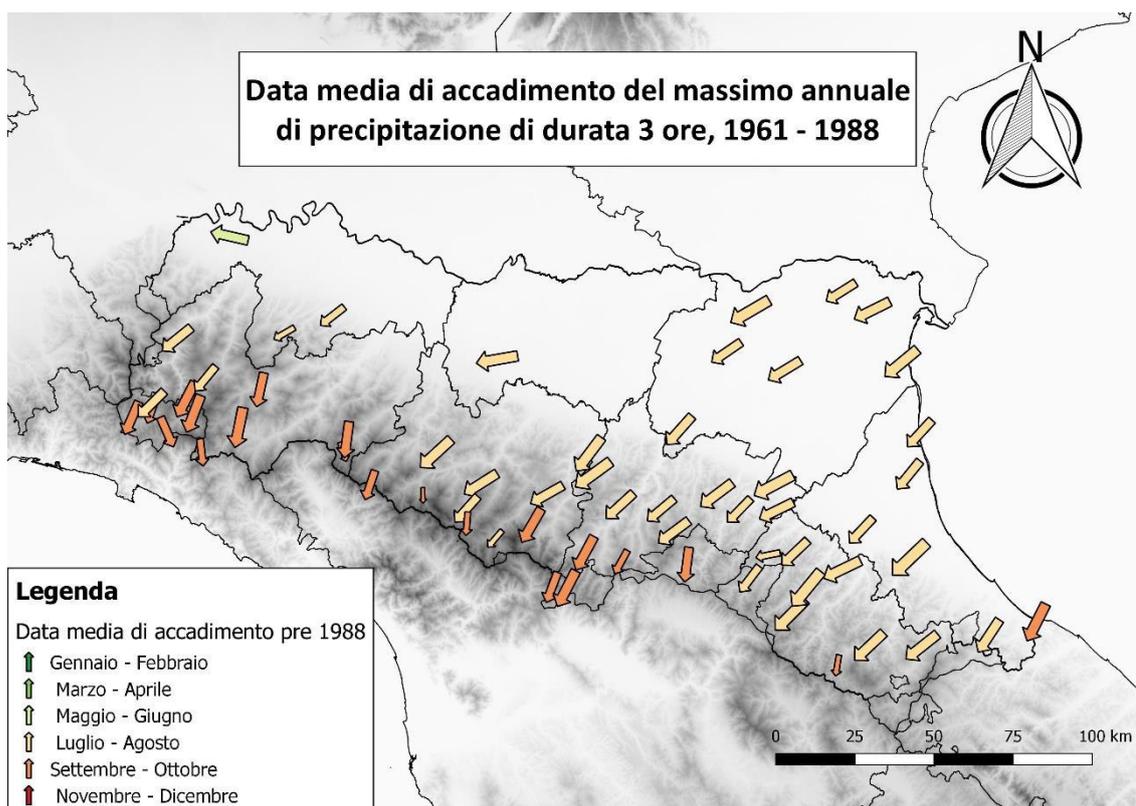


Figura 6.19a - Data media di accadimento dei massimi annuali di durata 3 ore prima del 1988.

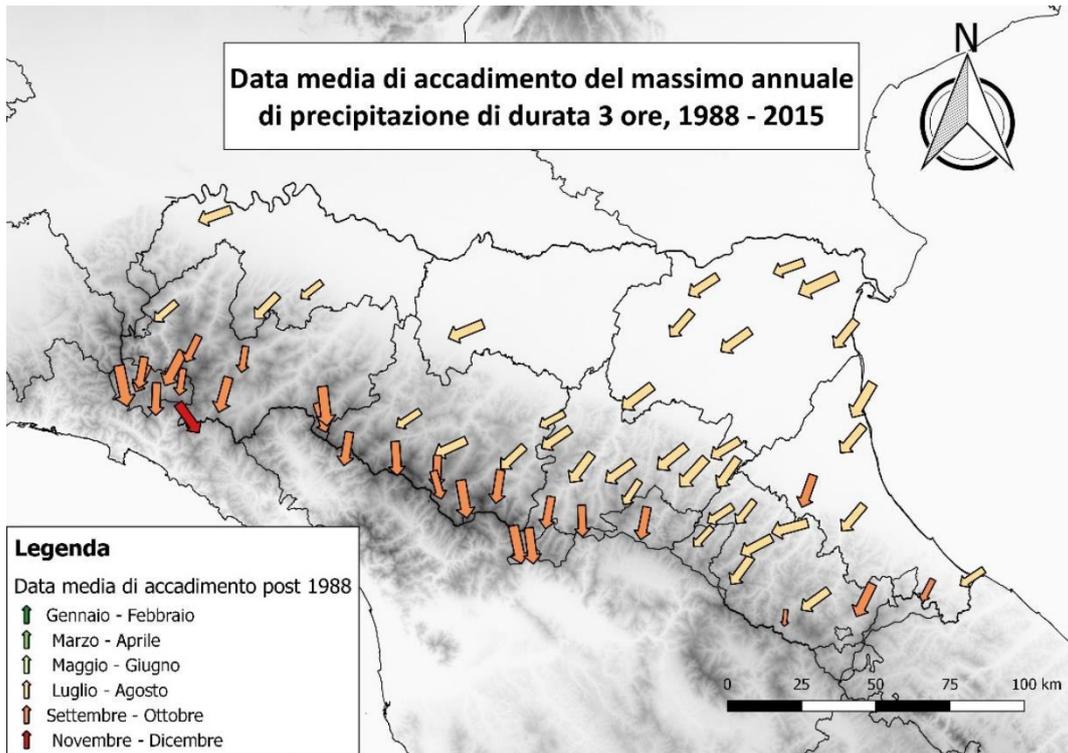
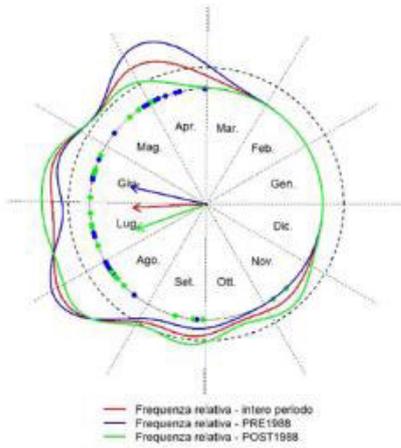


Figura 6.19b - Data media di accadimento dei massimi annuali di durata 3 ore prima dopo il 1988.

Data media di accadimento, AMS - S. NICOLÒ (SARMATO) durata = 3 ore



Data media di accadimento, AMS - DIGA DEL BRUGNETO durata = 3 ore

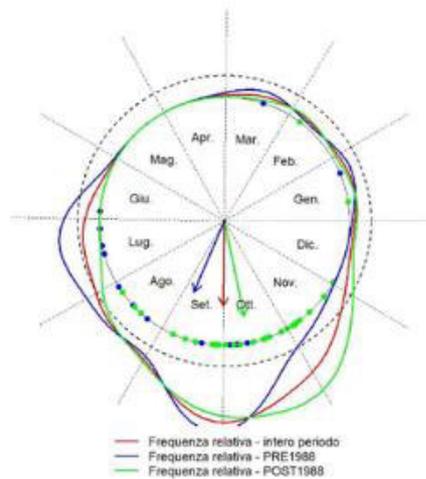
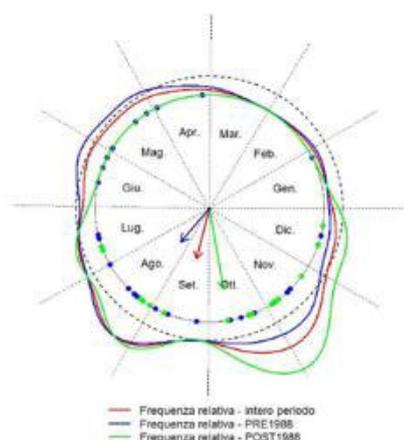


Figura 6.20a - Rappresentazione in coordinate polari della data media di accadimento del massimo annuale di durata 3 ore per il periodo 1961-2015 (in rosso), e i due sotto-periodi 1961-1988 (in blu) e 1989-2015 (in verde) a Diga del Brugneto (GE), S. Nicolò (PC).

Data media di accadimento, AMS - SAN MICHELE CENTRALE durata = 3 ore



Data media di accadimento, AMS - LIGONCHIO CENTRALE durata = 3 ore

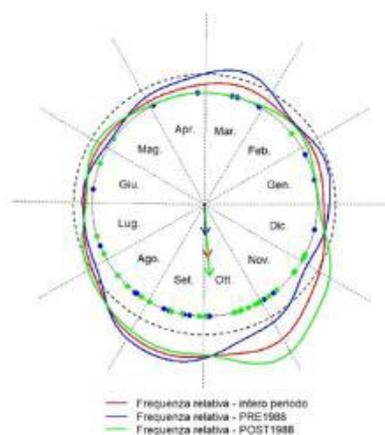


Figura 6.20b - Rappresentazione in coordinate polari della data media di accadimento del massimo annuale di durata 3 ore per il periodo 1961-2015 (in rosso), e i due sotto-periodi 1961-1988 (in blu) e 1989-2015 (in verde) a San Michele Centrale (PR) e Ligonchio Centrale (RE).

6.3 Estremi di durata 6 ore

6.1.1 Mediana e dispersione

Per l'analisi di mediana sui tre periodi, il numero delle serie di massimi annuali di precipitazione osservati nell'intervallo di 6 ore sono i seguenti:

Periodo	N° di Serie
1931 -1960	38
1961-1990	66
1991-2015	140

Passando a intervalli temporali più lunghi, in questo caso 6 ore, la variabilità spaziale degli estremi aumenta. La mediana delle serie in pianura e sull'Appennino Orientale rimane per tutti i periodi al di sotto dei 50 mm di altezza di precipitazione, mentre sull'Appennino Occidentale si osservano mediane di evento che vanno dai 70 fino ai 140 mm nell'ultimo periodo. Dal confronto delle mappe (Figura 6.21) non si rimarcano apprezzabili cambiamenti in mediana e MAD tra i vari periodi. Si mostrano alcuni esempi di dispersione

dei valori dei massimi annuali di durata 6 ore per i vari trentenni a confronto nelle Figure 6.22.

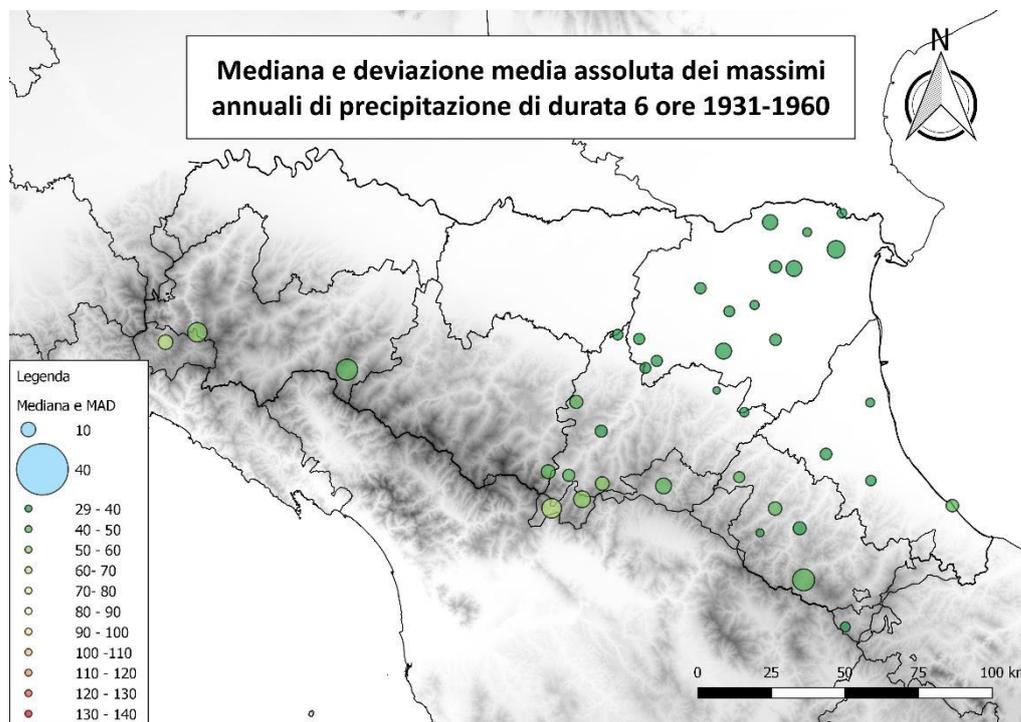


Figura 6.21a - Rappresentazione della mediana con scala cromatica e del MAD proporzionalmente al raggio del marker degli AMS di durata 6 ore nel periodo 1931-1960.

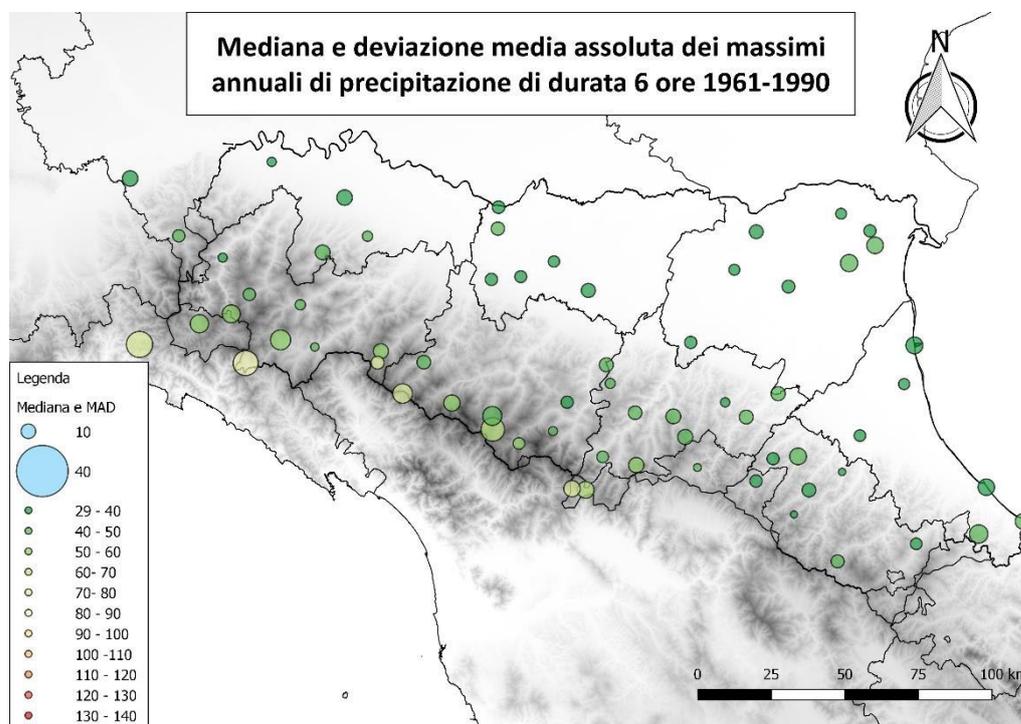


Figura 6.21b - Rappresentazione della mediana con scala cromatica e del MAD proporzionalmente al raggio del marker degli AMS di durata 6 ore nel periodo 1961-1990.

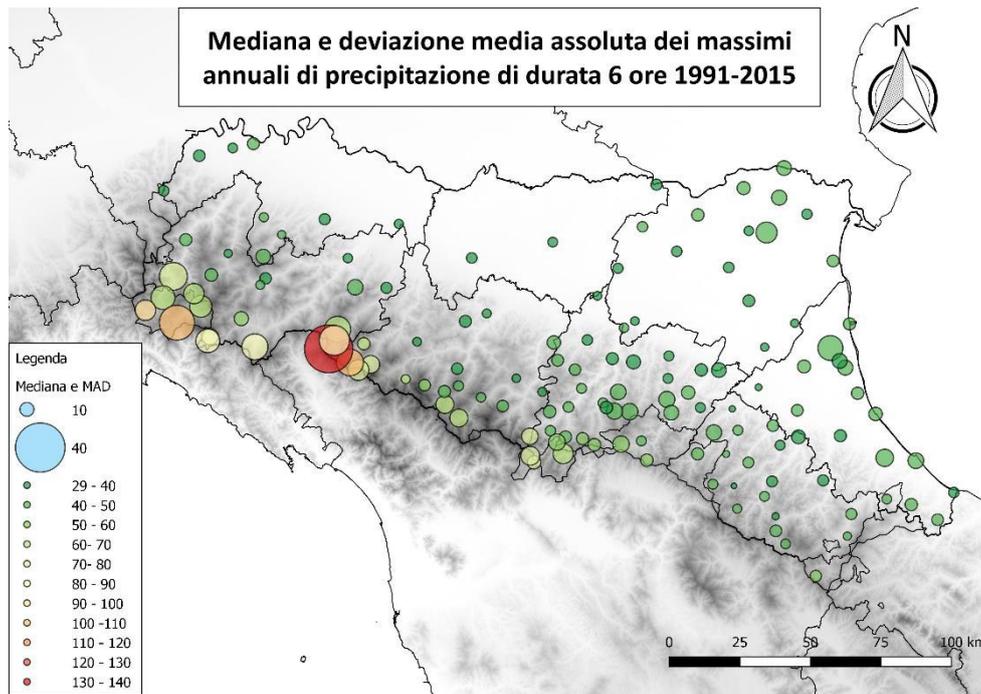


Figura 6.21c - Rappresentazione della mediana con scala cromatica e del MAD proporzionalmente al raggio del marker degli AMS di durata 6 ore nel periodo 1991-2015.

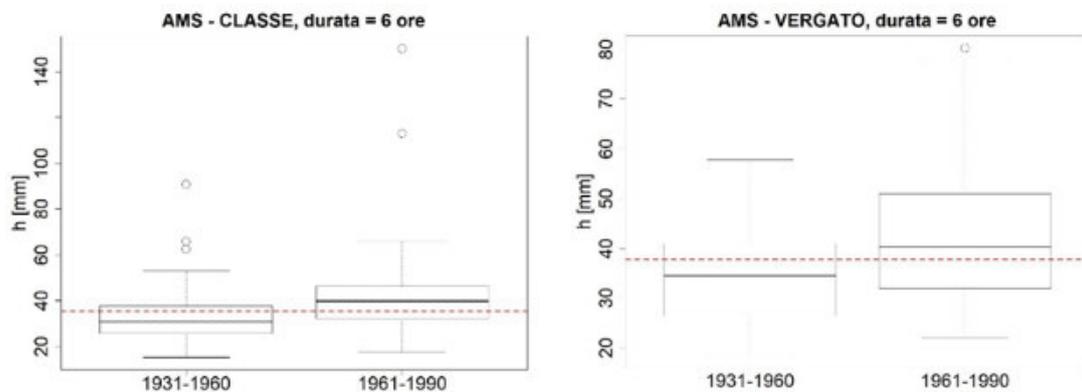


Figura 6.22a - Distribuzione delle osservazioni di massimi annuali di durata 6 ore a Vergato (BO), Classe (RA) nei periodi 1931-1960 e 1961-1990

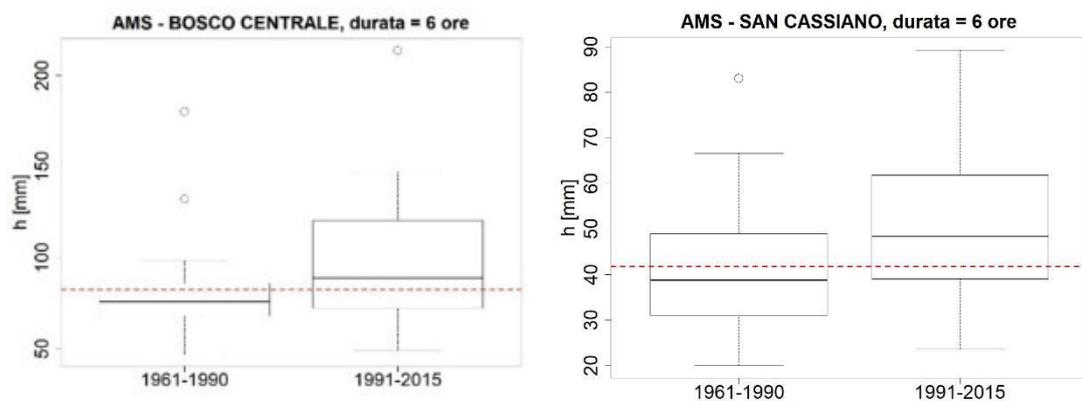


Figura 6.22b - Distribuzione delle osservazioni di massimi annuali di durata 6 ore a Bosco Centrale (PR), San Cassiano (RA) nei periodi 1961-1990 e 1991-2015.

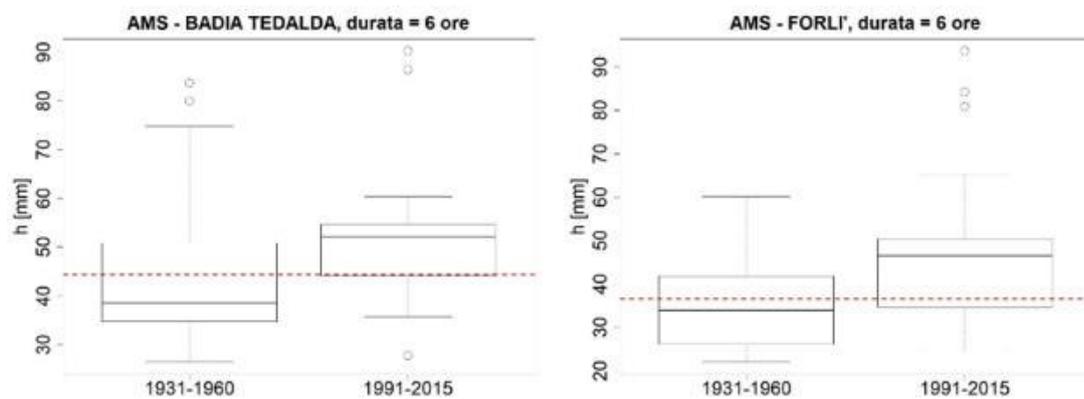


Figura 6.22c - Distribuzione delle osservazioni di massimi annuali di durata 6 ore a Badia Tedalda (AR), Forlì (FC) nei periodi 1931-1960 e 1991-2015

Utilizzando la mediana delle serie a disposizione per avere un quadro più chiaro dell'andamento degli eventi massimi di durata 6 ore (Figura 6.23), l'andamento temporale mediano generale che si presenta è del tutto analogo a quello trovato per le durate più brevi.

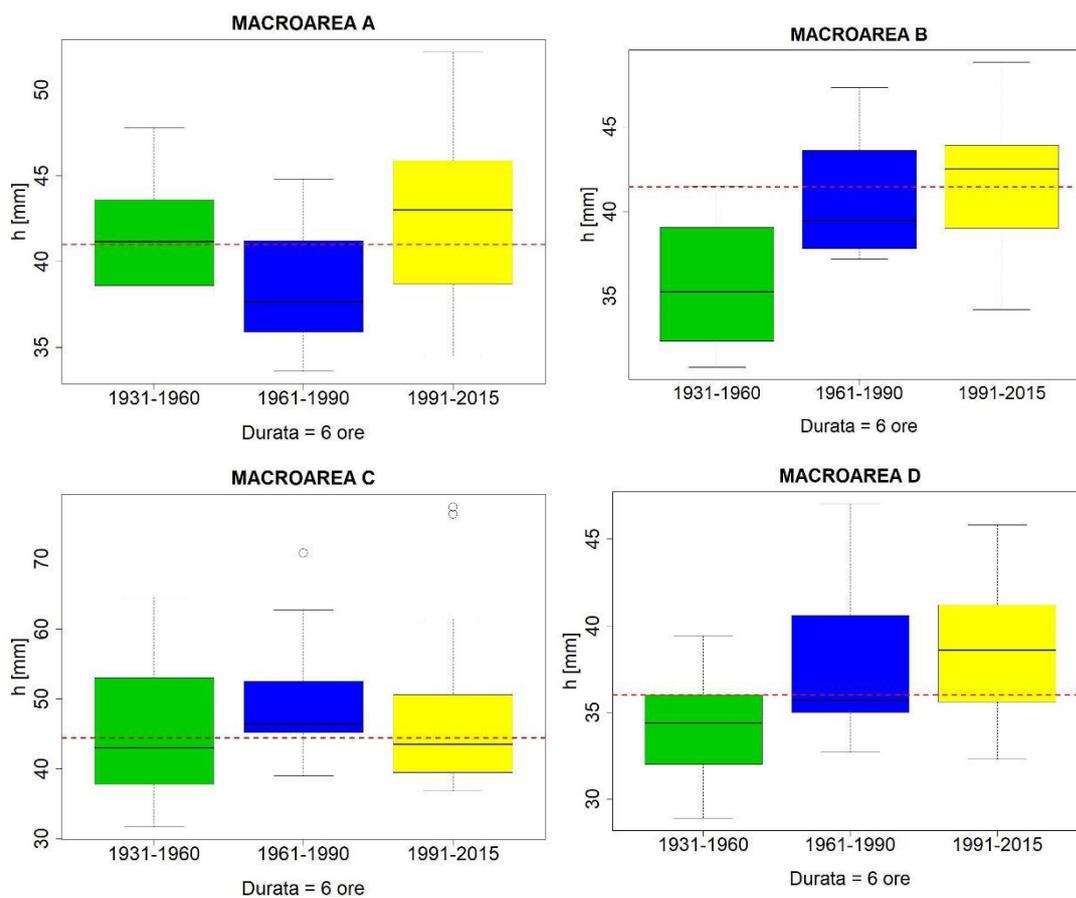


Figura 6.23a - Rappresentazione della distribuzione delle osservazioni per i periodi 1931-1960, 1961-1990, 1991-2015 nelle macroaree A, B, C e D.

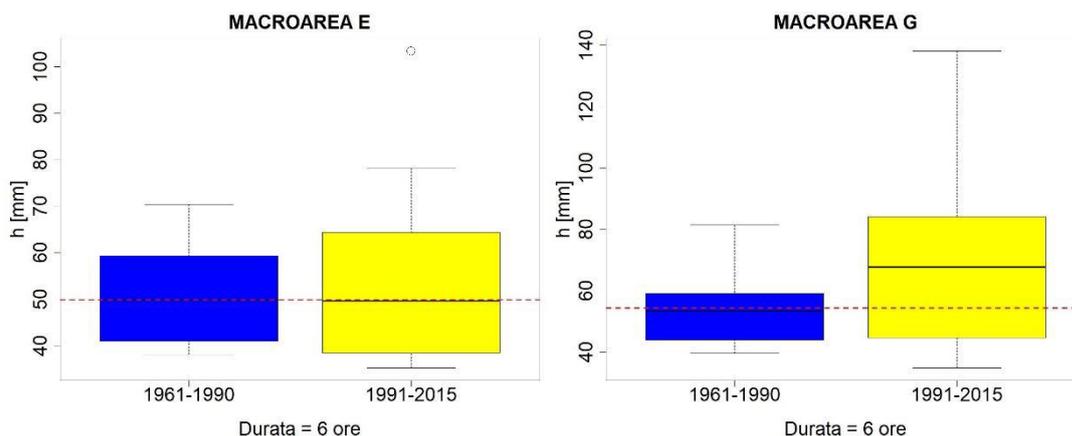


Figura 6.23b - Rappresentazione della distribuzione delle osservazioni per i periodi 1961-1990, 1991-2015 nelle macroaree E e G.

6.3.2 Test statistici non parametrici

I trend rilevati nel periodo 1961-2015 per le serie AMS di durata 6 ore (Figura 6.24) sono tutti crescenti. I più significativi si ritrovano nuovamente sull'Appennino Ligure ed Emiliano Occidentale (Cabanne, Diga del Brugneto, Ferriere) e sull'Appennino Romagnolo (San Cassiano). Trend meno significativi emergono anche nel ferrarese (Jolanda di Savoia) e Appennino Toscano (Pracchia). Alcuni di questi trend si riflettono anche sui cambiamenti repentini rilevati a Cabanne, Diga del Brugneto e San Cassiano. Inoltre, un *change point* è presente nella serie di S. Nicolò-Sarmato nel piacentino. I cambiamenti repentini si verificano tra gli anni '80 e '90. In Figura 6.25 si riportano alcuni tra i trend più evidenti rilevati tra le 7 serie (Tabella 6.5) che hanno dato risposta statisticamente significativa (12% del totale).

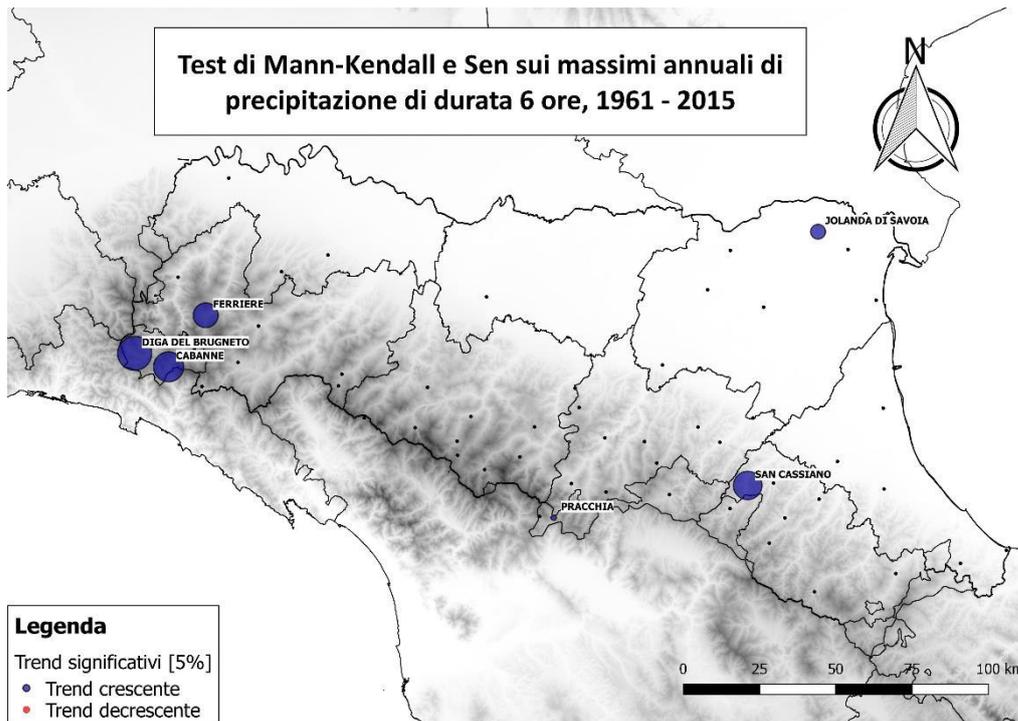


Figura 6.24a - Risultati significativi dei test di trend statistico sul periodo 1961-2015 per i massimi annuali di durata 6 ore.

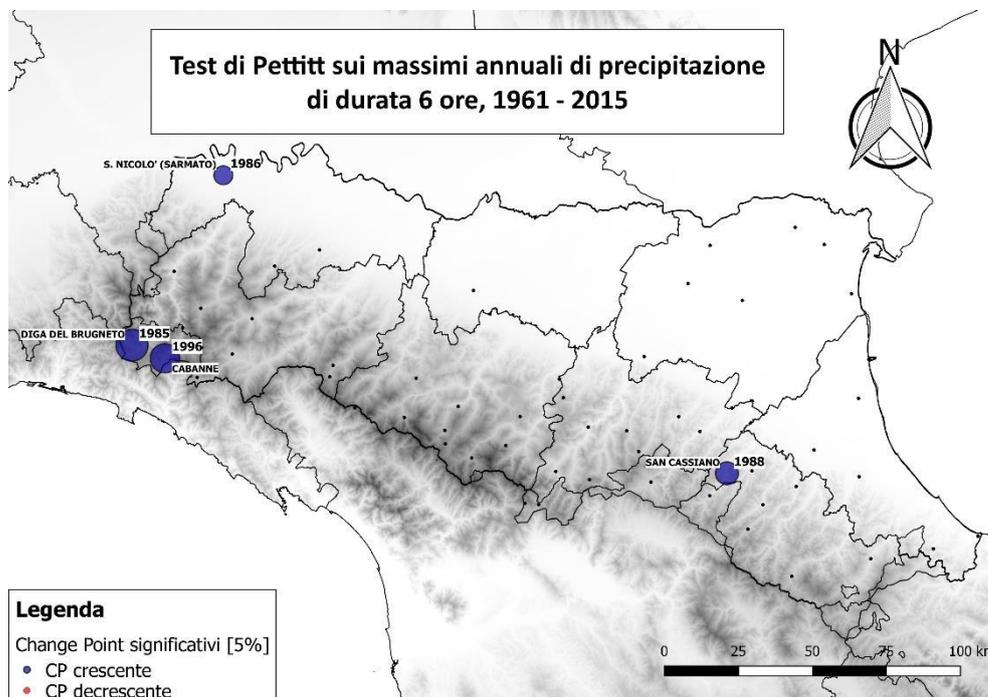


Figura 6.24b - Risultati significativi dei test di cambiamento repentino nella media sul periodo 1961-2015 per i massimi annuali di durata 6 ore.

Tabella 6.5 - Risultati significativi dei test non parametrici sui massimi annuali di durata 6 ore tra il 1961 e il 2015.

Stazione	Prov	ID	Pettitt			Mann-Kendall			Sen		
			p-value	anno	trend	tau	p-value	trend	pendenza	p-value	trend
SAN CASSIANO	RA	8279	0,02	1988	+	0,24	0,01	+	0,34	0,01	+
S, NICOLO' (SARMATO)	PC	11917	0,02	1986	+	0,19	0,07	NA	0,24	0,07	NA
PRACCHIA	PT	5599	0,14	NA	NA	0,19	0,05	+	0,36	0,05	+
JOLANDA DI SAVOIA	FE	5660	0,10	NA	NA	0,20	0,03	+	0,25	0,03	+
FERRIERE	PC	5886	0,13	NA	NA	0,24	0,02	+	0,37	0,02	+
DIGA DEL BRUGNETO	GE	5879	0,00	1985	+	0,37	0,00	+	1,15	0,00	+
CABANNE	GE	6018	0,01	1996	+	0,28	0,01	+	0,84	0,01	+

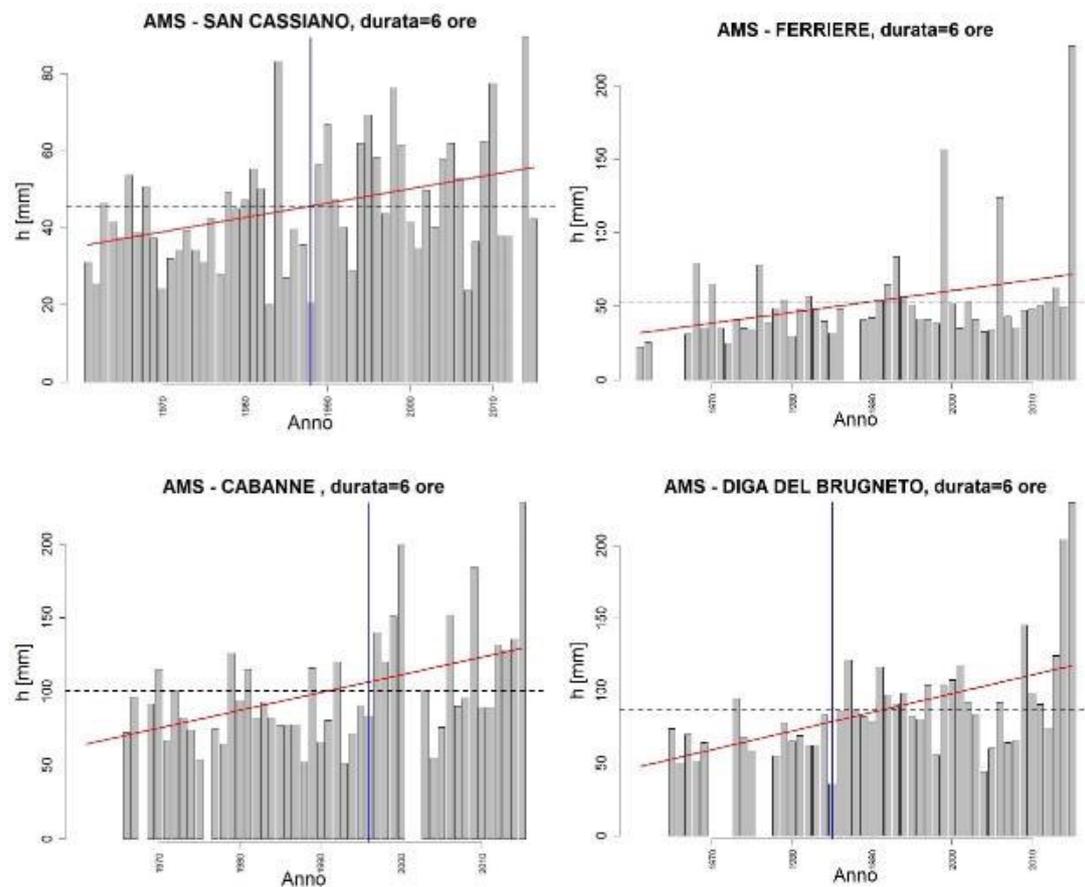


Figura 6.25 - Serie dei massimi annuali di durata 6 ore per le stazioni di Diga del Brugneto (GE), Cabanne (GE), San Cassiano (RA), Ferriere (PC) dal 1961 al 2015.

Si riportano ora i risultati ottenuti dall'applicazione dei test alle serie che coprono il periodo 1931-2015 (Figura 6.26). Cambiamenti repentini nella media delle serie si rilevano negli anni '70 a Badia Tedalda (Appennino Toscano), Forlì (Romagna), Jolanda di Savoia (Ferrara) e Marra Centrale (Appennino Parmense). Un *change point* presso Vergato (Appennino Emiliano Centrale) si riscontra negli

anni '60. Nelle medesime serie si evidenziano i trend crescenti con il test di Mann-Kendall/Sen con l'aggiunta di Bosco Centrale nei pressi di Marra Centrale. Alcuni di questi trend vengono mostrati in Figura 6.27. In Tabella 6.6 sono contenuti i valori dei test con esito significativo per le 6 serie (17%) rilevate.

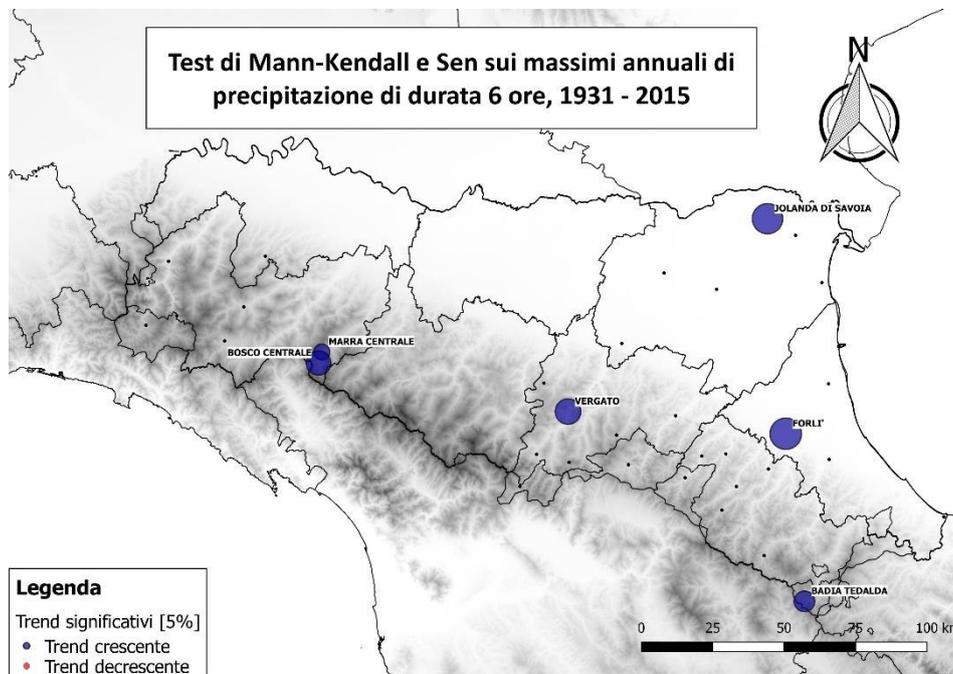


Figura 6.26a - Risultati significativi dei test di trend statistico sul periodo 1931-2015 per i massimi annuali di durata 6 ore.

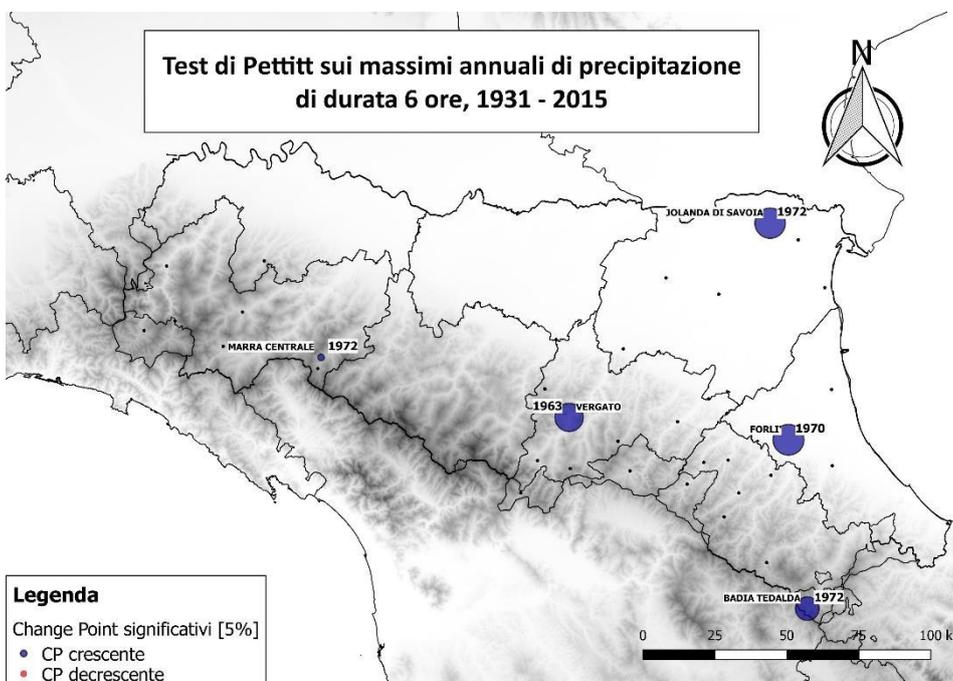


Figura 6.26b - Risultati significativi dei test di cambiamento repentino sul periodo 1931-2015 per i massimi annuali di durata 6 ore.

Tabella 6.6 - Risultati significativi dei test non parametrici sui massimi annuali di durata 6 ore tra il 1931 e il 2015.

Stazione	Prov	ID	Pettitt			Mann-Kendall			Sen_slope		
			p-value	anno	trend	tau	p-value	trend	pendenza	p-value	trend
VERGATO	BO	8265	0,007	1963	+	0,19	0,011	+	0,142	0,01	+
MARRA CENTRALE	PR	8250	0,044	1972	+	0,18	0,028	+	0,322	0,03	+
JOLANDA DI SAVOIA	FE	5660	0,003	1972	+	0,23	0,003	+	0,182	0,00	+
FORLI'	FC	8285	0,003	1970	+	0,26	0,001	+	0,171	0,00	+
BOSCO CENTRALE	PR	8249	0,123	NA	NA	0,20	0,013	+	0,409	0,01	+
BADIA TEDALDA	AR	5702	0,015	1972	+	0,19	0,020	+	0,171	0,02	+

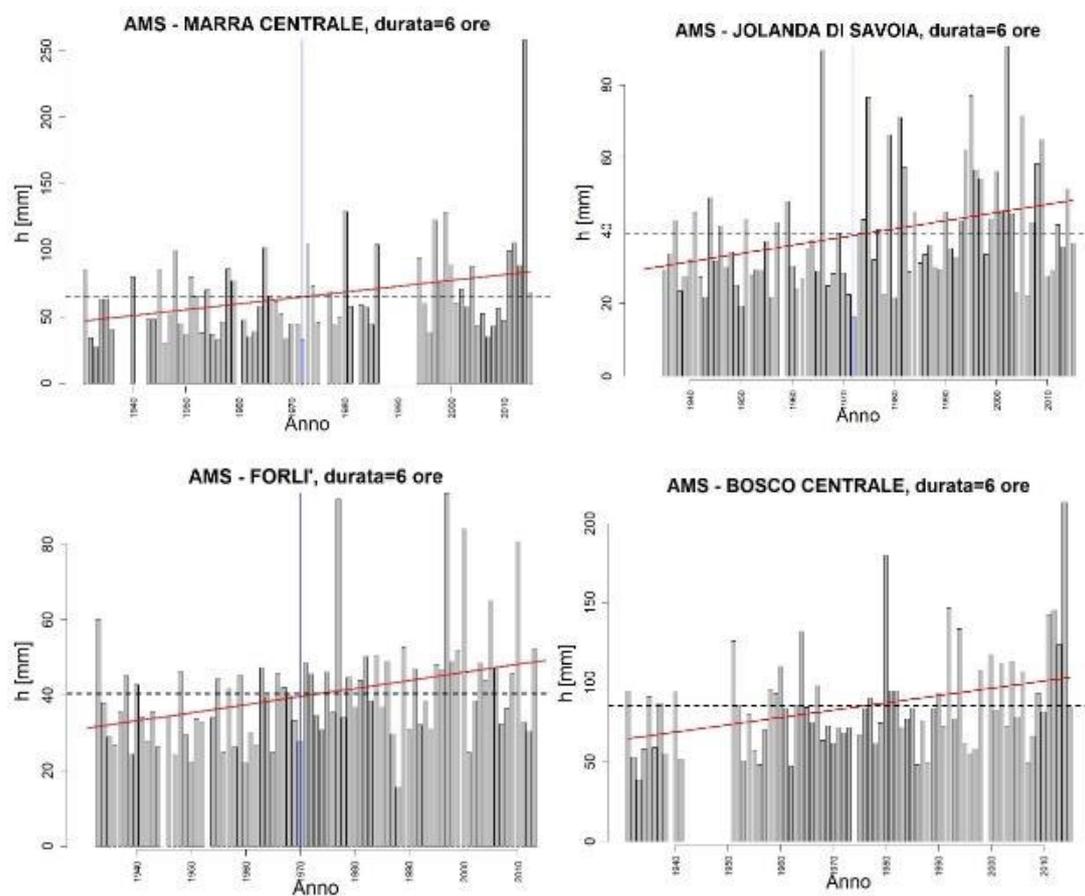


Figura 6.27 - Serie dei massimi annuali di durata 6 ore per le stazioni di Marra Centrale (PR), Jolanda di Savoia (FE), Forlì (FC), Bosco Centrale (PR) dal 1931 al 2015.

6.3.3 Data media di accadimento

Le mappe in Figura 6.28 mostrano la data media di accadimento del massimo annuale di durata 6 ore prima e dopo il 1988 in regione. È molto evidente uno spostamento verso i mesi autunnali e invernali, non solo in

Appennino, bensì anche in pianura e sulla costa romagnola. Inoltre, soprattutto alle quote più alte sull'Appennino Centro-Occidentale, nella seconda parte del periodo la distribuzione delle date di accadimento appare molto più concentrata rispetto alla prima parte. Questa tendenza non sembra esserci, invece, sull'Appennino Romagnolo. I grafici dei cambiamenti più significativi si mostrano in Figura 6.29.

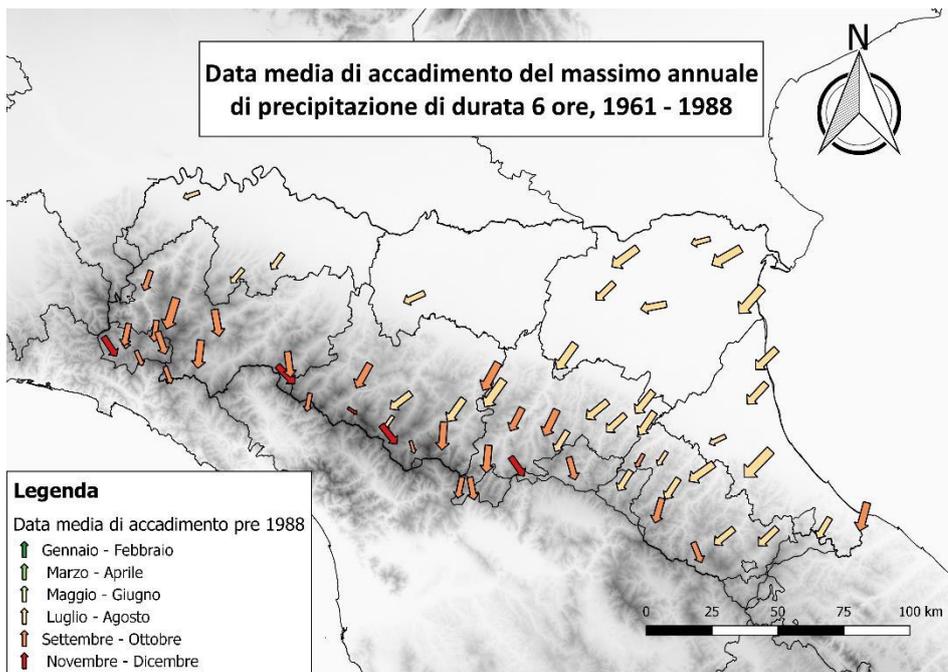


Figura 6.28a - Data media di accadimento dei massimi annuali di durata 6 ore prima del 1988.

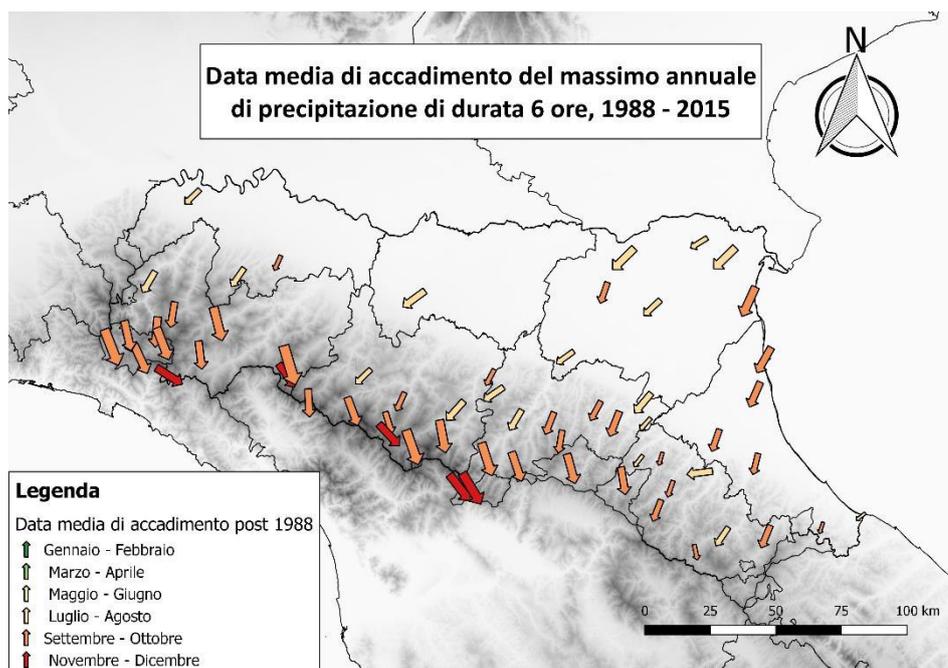
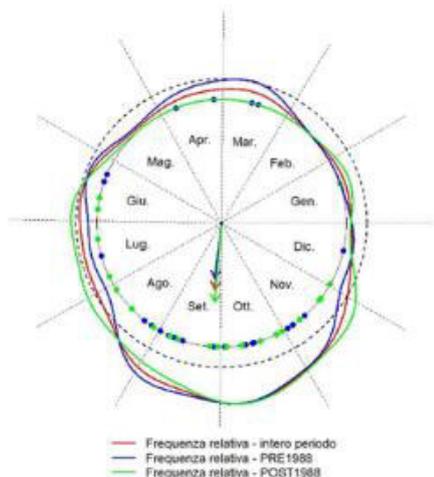
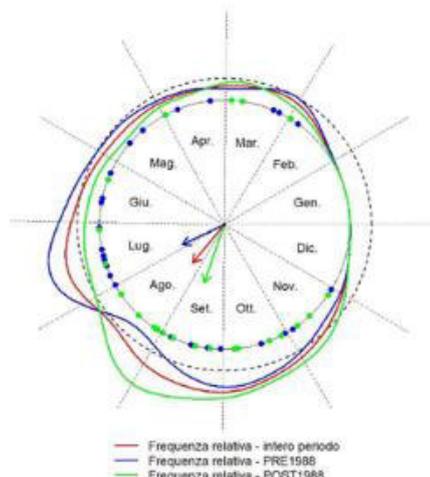


Figura 6.28b -- Data media di accadimento dei massimi annuali di durata 6 ore dopo il 1988

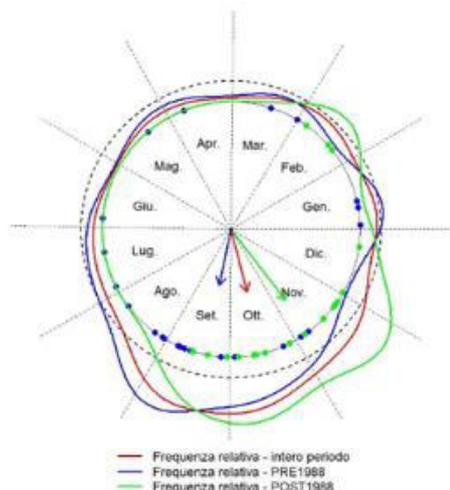
Data media di accadimento, AMS - BOSCHI D'AVETO DIGA durata = 6 ore



Data media di accadimento, AMS - FORLÌ durata = 6 ore



Data media di accadimento, AMS - MARESCA durata = 6 ore



Data media di accadimento, AMS - FONTANALUCCIA DIGA durata = 6 ore

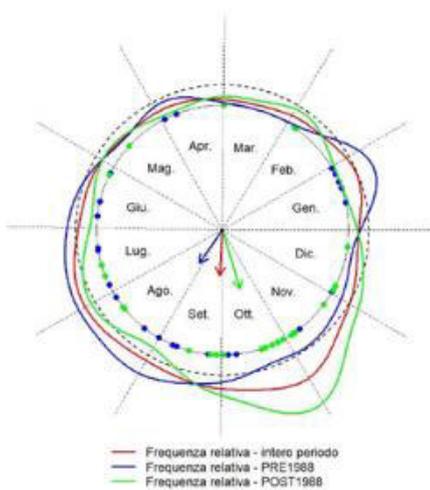


Figura 6.29 - Rappresentazione in coordinate polari della data media di accadimento del massimo annuale di durata 6 ore per il periodo 1961-2015 (in rosso), e i due sotto-periodi 1961-1988 (in blu) e 1989-2015 (in verde) a Boschi d'Aveto Diga (GE), Forlì (FC), Maresca (PT), Fontanaluccia Diga (MO).

Si noti come il fenomeno di avanzamento della data media di accadimento degli estremi sia dovuta a un avanzamento in blocco della distribuzione di frequenza (caso di Forlì e Maresca) o dalla nascita di nuovi periodi di accadimento frequente (caso di Fontanaluccia) a discapito di una distribuzione precedente più uniforme nell'arco dell'anno. In entrambi i casi è sempre evidente come negli ultimi anni i massimi non si sono quasi mai verificati nelle stagioni primaverili, cosa che prima dell'anno 1988 succedeva molto più frequentemente.

6.4 Estremi di durata 12 ore

6.4.1 Mediana e dispersione

La variabilità della mediana dei massimi annuali di precipitazione cumulata nell'intervallo di 12 ore (Figura 6.30) è molto limitata in pianura, dove rimane sempre al di sotto dei 60 mm con una deviazione media standard piccola, leggermente più accentuata sulla costa romagnola, soprattutto negli ultimi anni. Un leggero aumento nella mediana sembra manifestarsi in alcune serie nella zona ferrarese dal 1931 al 2015. Una distribuzione e una variabilità simile si riscontra nella pianura di Ravenna e Forlì, mentre sull'Appennino Occidentale le mediane nell'ultimo periodo arrivano fino ai 150-190 mm con grandi deviazioni. Per quanto riguarda l'Appennino Centrale, le serie in questa zona subiscono un leggero calo sia nella mediana dell'evento sia nella dispersione tra il periodo 1961-1990 e il 1991-2015. Si riportano esempi di variabilità dei campioni a confronto (Figura 6.31), in cui si apprezzano anche notevoli cambiamenti nella distribuzione delle osservazioni nei valori estremi di durata 12 ore tra i tre periodi, tenendo sempre presente che questa è un'analisi su alcune serie con buona consistenza il cui numero varia da periodo a periodo in modo analogo alle serie di altre durate come si mostra di seguito.

Periodo	N° di Serie
1931-1960	41
1961-1990	66
1991-2015	149

Per avere, invece, una visione più ampia del fenomeno di variabilità si fa riferimento alla dispersione dei campioni mediati sulle macroaree omogenee in Figura 6.32.

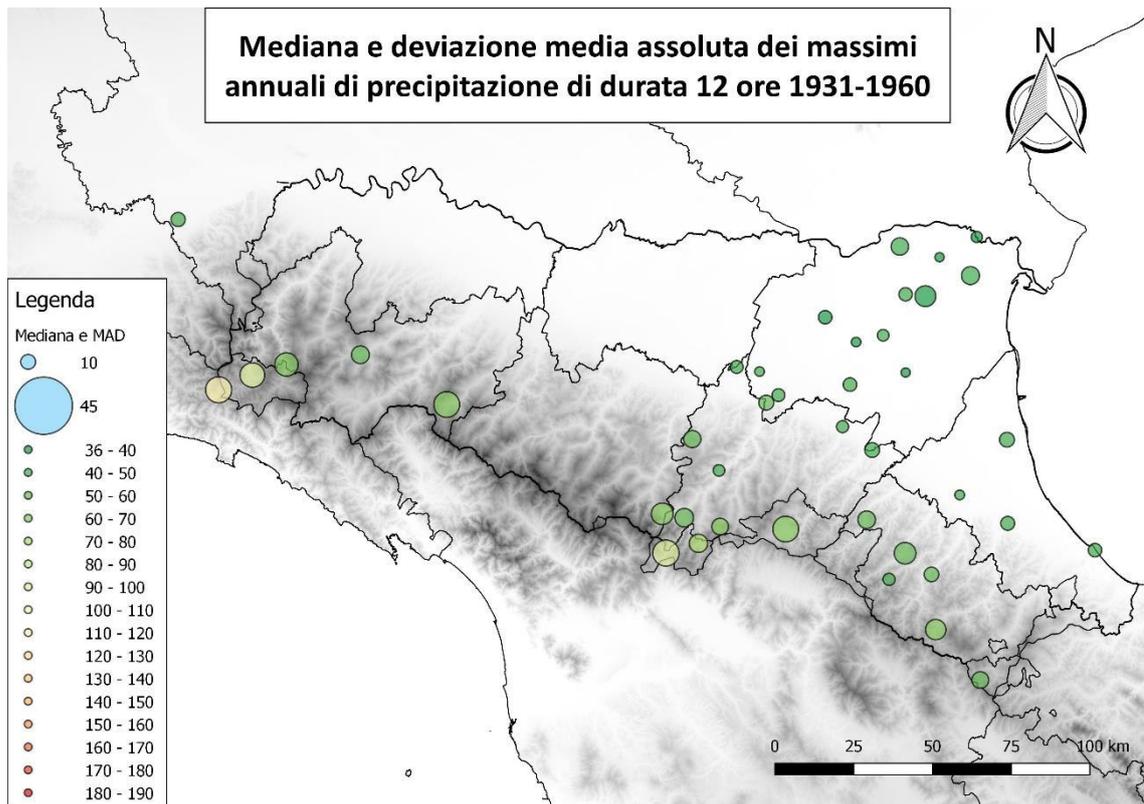


Figura 6.30a - Rappresentazione della mediana con scala cromatica e del MAD proporzionalmente al raggio del marker degli AMS di durata 12 ore nel periodo 1931-1960.

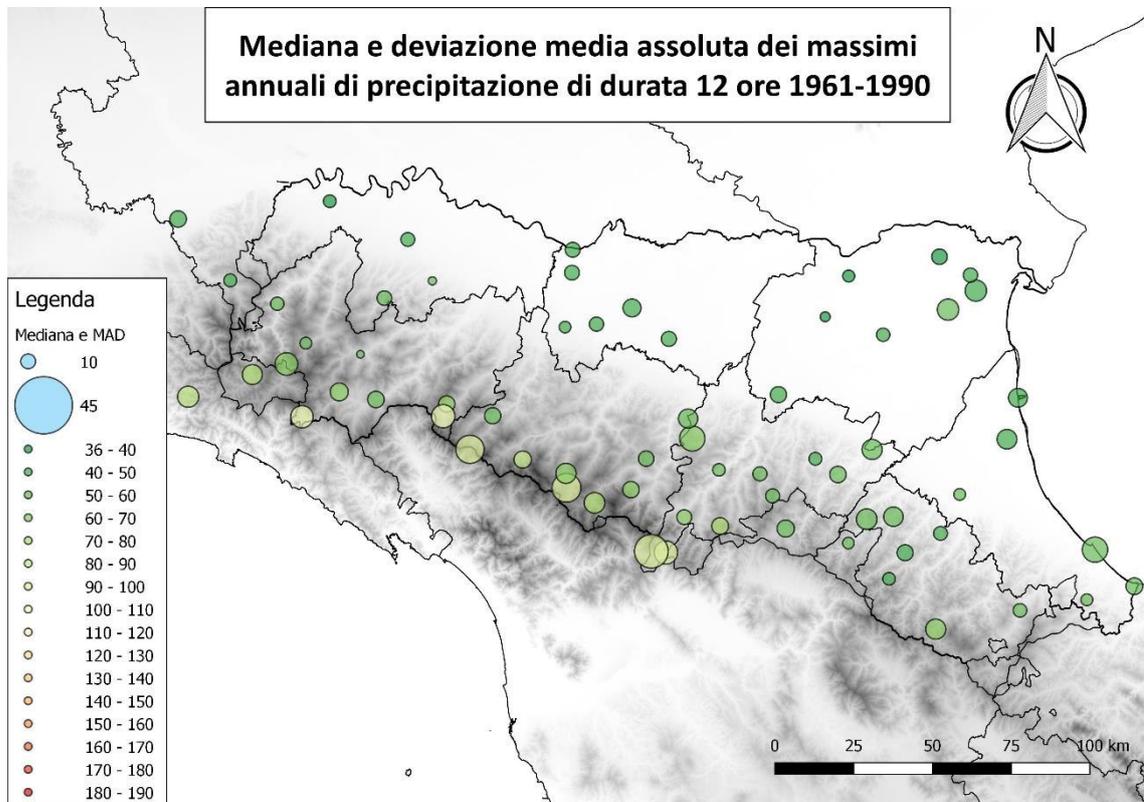


Figura 6.30b - Rappresentazione della mediana con scala cromatica e del MAD proporzionalmente al raggio del marker degli AMS di durata 12 ore nel periodo 1961-1990.

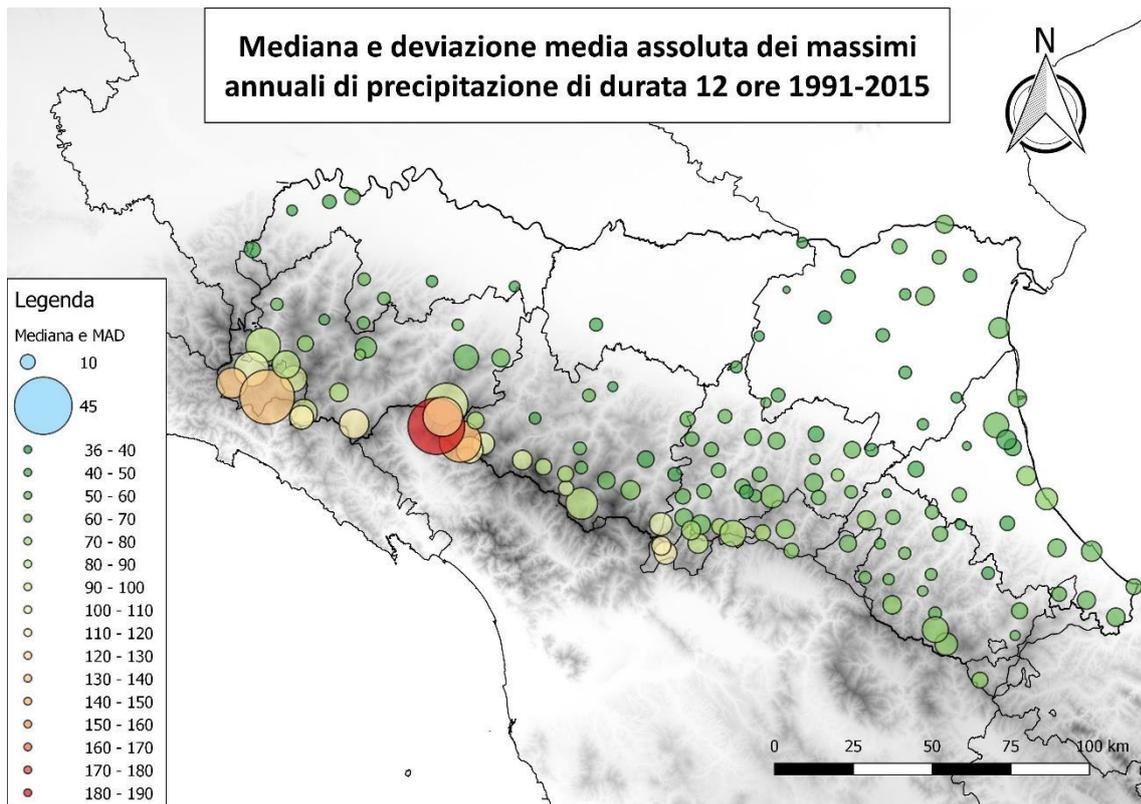


Figura 6.30c - Rappresentazione della mediana con scala cromatica e del MAD proporzionalmente al raggio del marker degli AMS di durata 12 ore nel periodo 1991-2015.

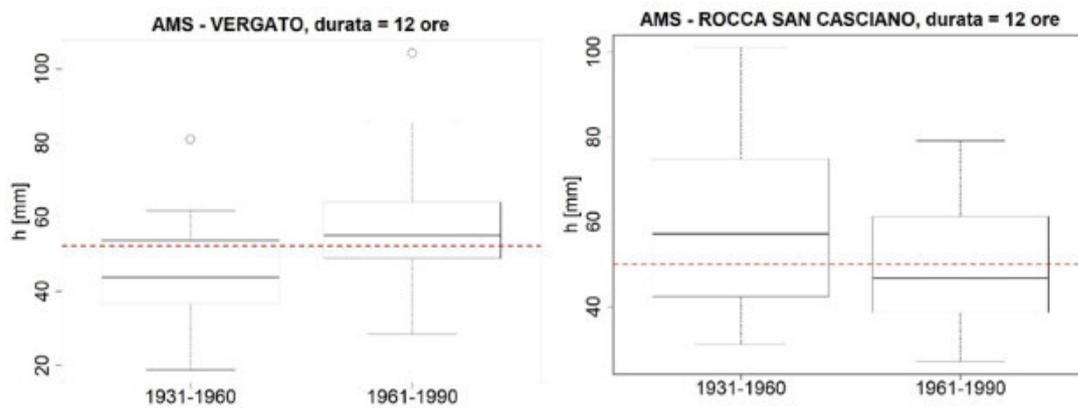


Figura 6.31a - Distribuzione delle osservazioni di massimi annuali di durata 12 ore a Vergato (BO), Rocca San Casciano (FC) nei periodi 1931-1960 e 1961-1990

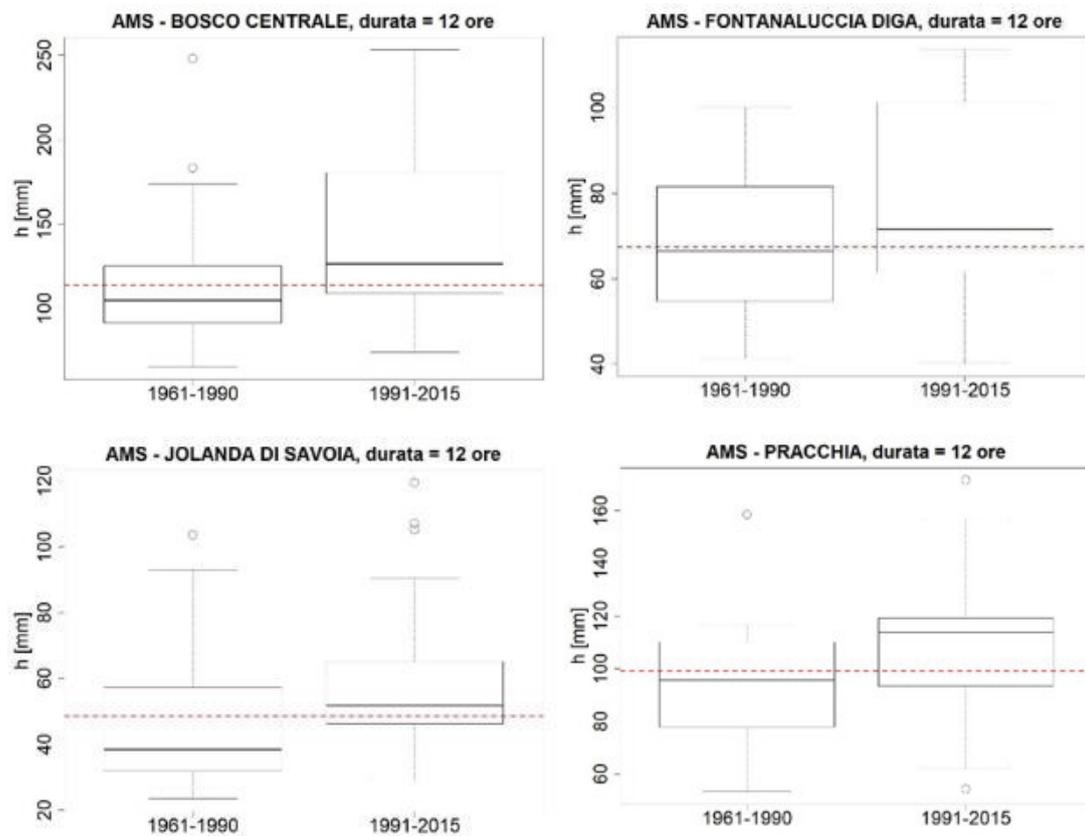


Figura 6.31b - Distribuzione delle osservazioni di massimi annuali di durata 12 ore a Bosco Centrale (PR), Fontanaluccia Diga (MO), Jolanda di Savoia (FE), Pracchia (PT) nei periodi 1961-1990 e 1991-2015.

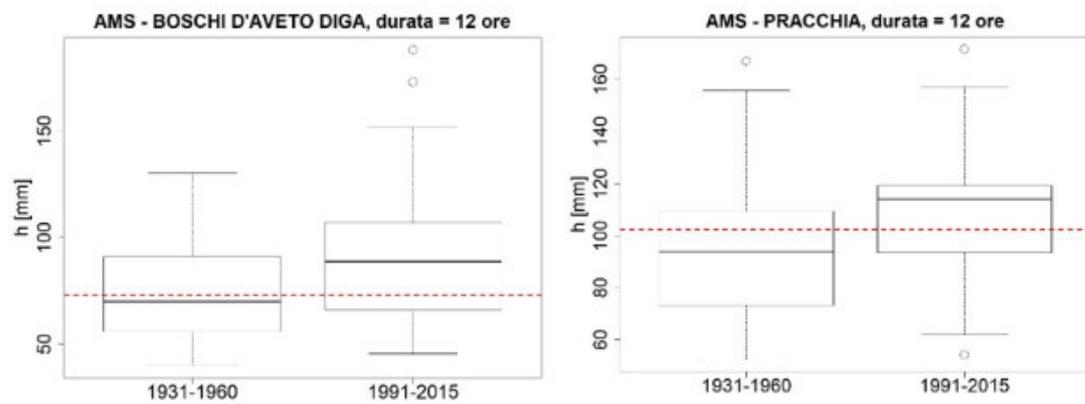


Figura 6.31c - Distribuzione delle osservazioni di massimi annuali di durata 12 ore Boschi d'Aveto Diga (GE), Pracchia (PT) nei periodi 1931-1960 e 1991-2015.

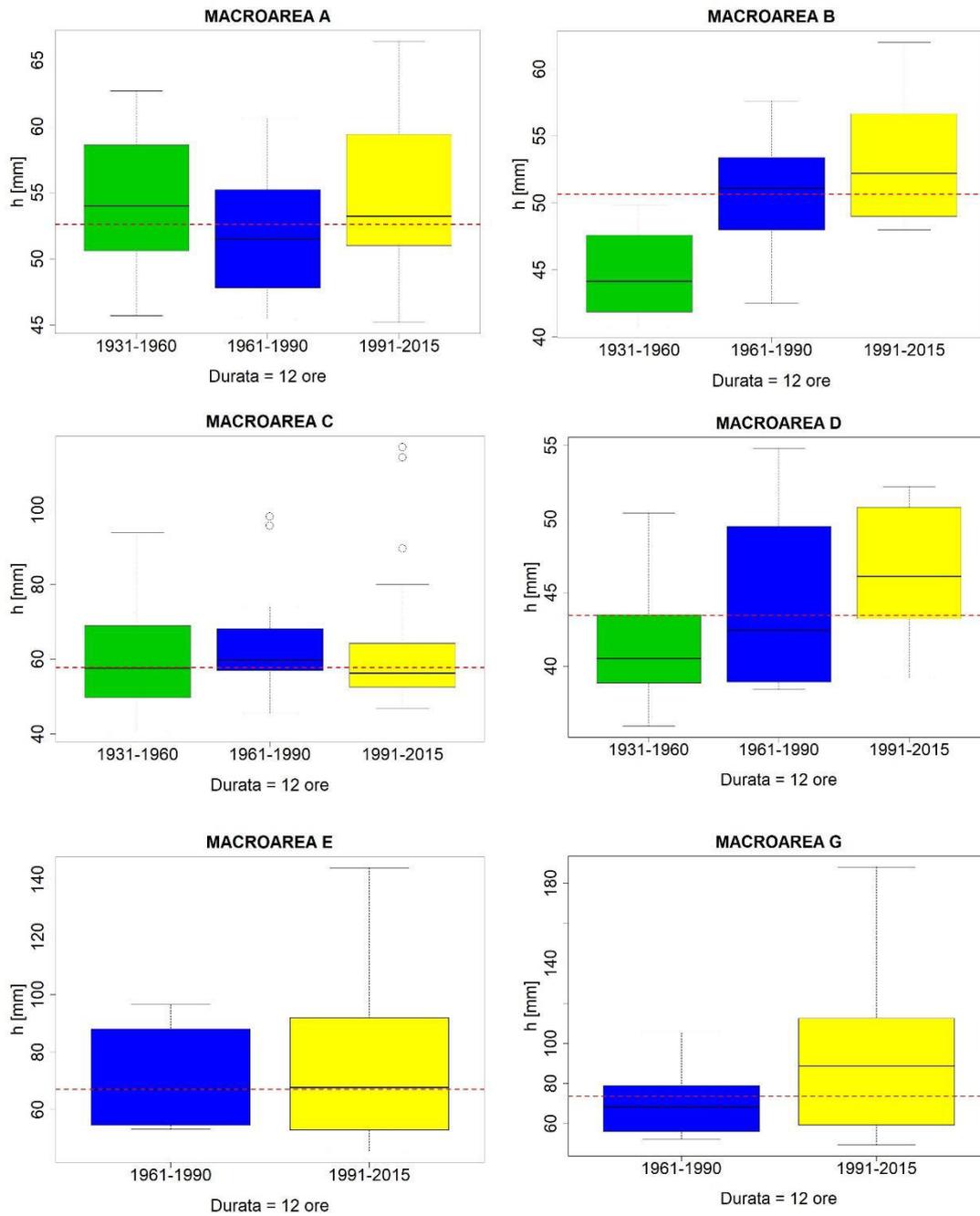


Figura 6.32 - Rappresentazione della distribuzione delle osservazioni per i periodi 1931-1960, 1961-1990, 1991-2015 nelle macroaree A, B, C e D. - Rappresentazione della distribuzione delle osservazioni per i periodi 1961-1990, 1991-2015 nelle macroaree E e G.

6.4.2 Test statistici non parametrici

Anche per le serie AMS di durata 12 ore i *change point* calcolati dal test di Pettitt (e riportati in Tabella 6.7 assieme agli altri valori dei test significativi) sono concentrati sull'Appennino Ligure e (Diga del Brugneto, Cabanne, Santo Stefano d'Aveto) e, in modo molto meno significativo, sull'Appennino Parmense a Bosco Centrale (Figura 6.33b). Gli anni in cui si evidenzia il cambiamento sono, ancora una volta, gli anni '80 e '90. Pendenze crescenti vengono individuate da Sen, oltre che in quest'ultime serie, anche a Jolanda di Savoia, Marra Centrale, Bardi Centrale e, con trend poco significativo, Rovegno (Figura 6.33a). Si rimanda alla Figura 6.34 per la visualizzazione delle serie che hanno andamenti più evidenti.

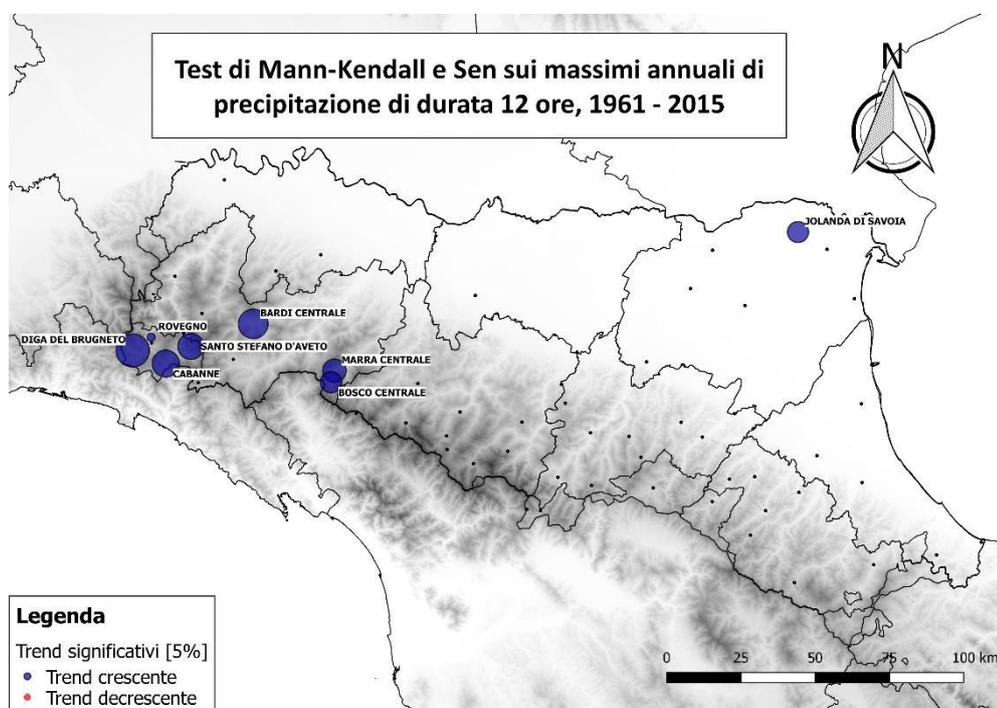


Figura 6.33a - Risultati significativi dei test di trend statistico sul periodo 1961-2015 per i massimi annuali di durata 12 ore

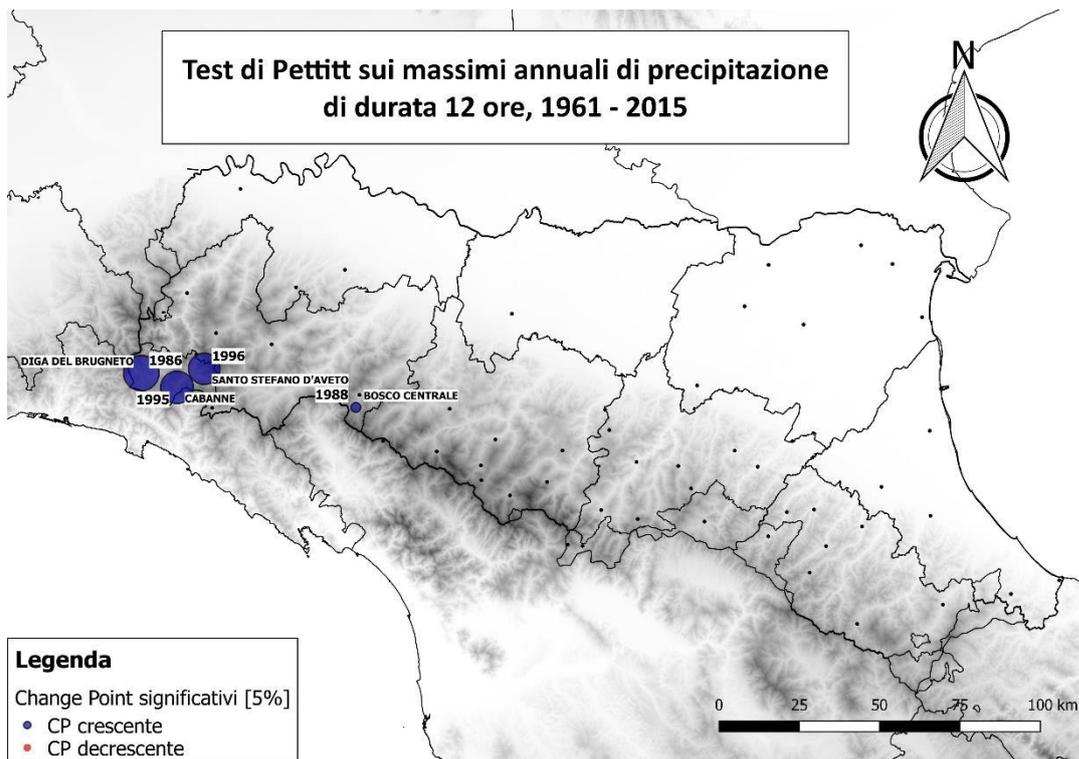


Figura 6.33b - Risultati significativi dei test di cambiamento repentino nella media sul periodo 1961-2015 per i massimi annuali di durata 12 ore.

Tabella 6.7 - Risultati significativi dei test non parametrici sui massimi annuali di durata 12 ore tra il 1961 e il 2015.

Stazione	Prov	ID	Pettitt			Mann-Kendall			Sen		
			p-value	anno	trend	tau	p-value	trend	pendenza	p-value	trend
SANTO STEFANO D'AVETO	GE	5972	0,01	1996	+	0,25	0,01	+	0,77	0,01	+
ROVEGNO	GE	5970	0,13	NA	NA	0,21	0,04	+	1,10	0,04	+
MARRA CENTRALE	PR	8250	0,07	NA	NA	0,25	0,02	+	0,86	0,02	+
JOLANDA DI SAVOIA	FE	5660	0,07	NA	NA	0,22	0,02	+	0,37	0,02	+
DIGA DEL BRUGNETO	GE	5879	0,00	1986	+	0,36	0,00	+	1,33	0,00	+
CABANNE	GE	6018	0,01	1995	+	0,26	0,01	+	1,55	0,01	+
BOSCO CENTRALE	PR	8249	0,04	1988	+	0,22	0,02	+	0,77	0,02	+
BARDI CENTRALE	PR	8245	0,13	NA	NA	0,26	0,01	+	0,29	0,01	+

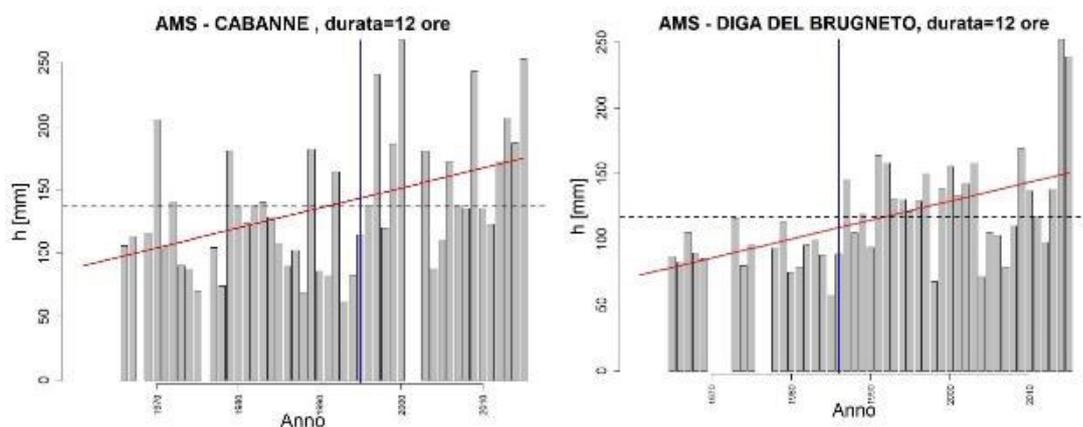


Figura 6.34a - Serie dei massimi annuali di durata 12 ore per le stazioni di Diga del Brugneto (GE), Cabanne (GE) dal 1961 al 2015.

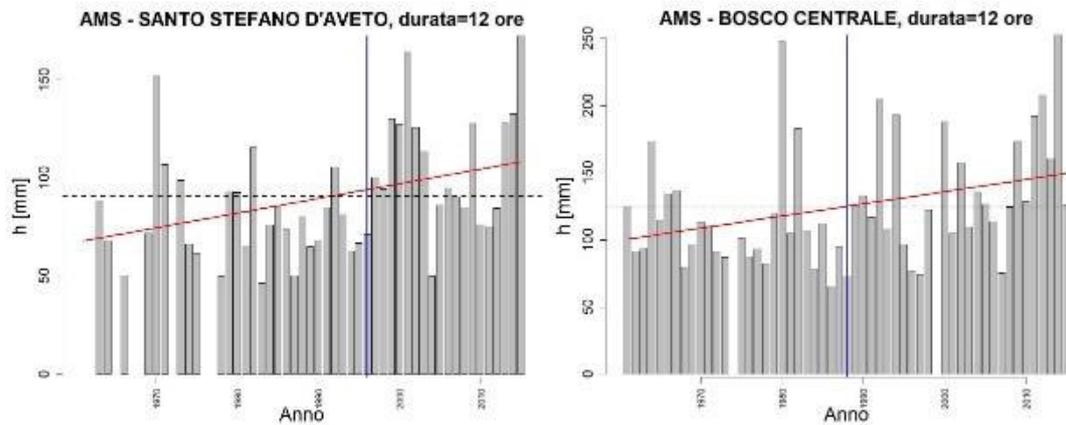


Figura 6.34b - Serie dei massimi annuali di durata 12 ore per le stazioni di Santo Stefano d'Aveto (GE), Bosco Centrale () dal 1961 al 2015.

Anche in questo caso la percentuale delle serie a dare segnali statisticamente rilevanti si attesta il 13% del totale.

Dal 1931 al 2015 (Figura 6.35) i trend delle AMS di durata 12 ore concordano con i risultati dei test per la durata di 6 ore: trend e *change point* crescenti si hanno a Bosco Centrale, Marra Centrale, Vergato, Forlì, Jolanda di Savoia e Badia Tedalda. È presente, in aggiunta ai trend già riscontrati finora, un trend decrescente meno significativo a Predappio.

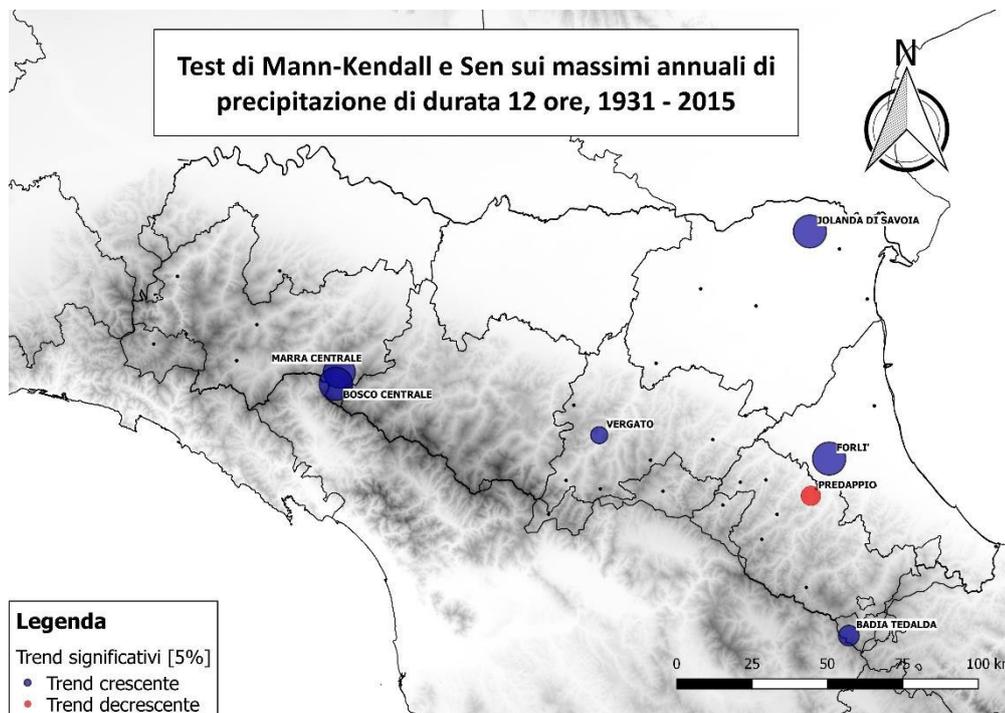


Figura 6.35a - Risultati significativi dei test di trend statistico sul periodo 1931-2015 per i massimi annuali di durata 12 ore.

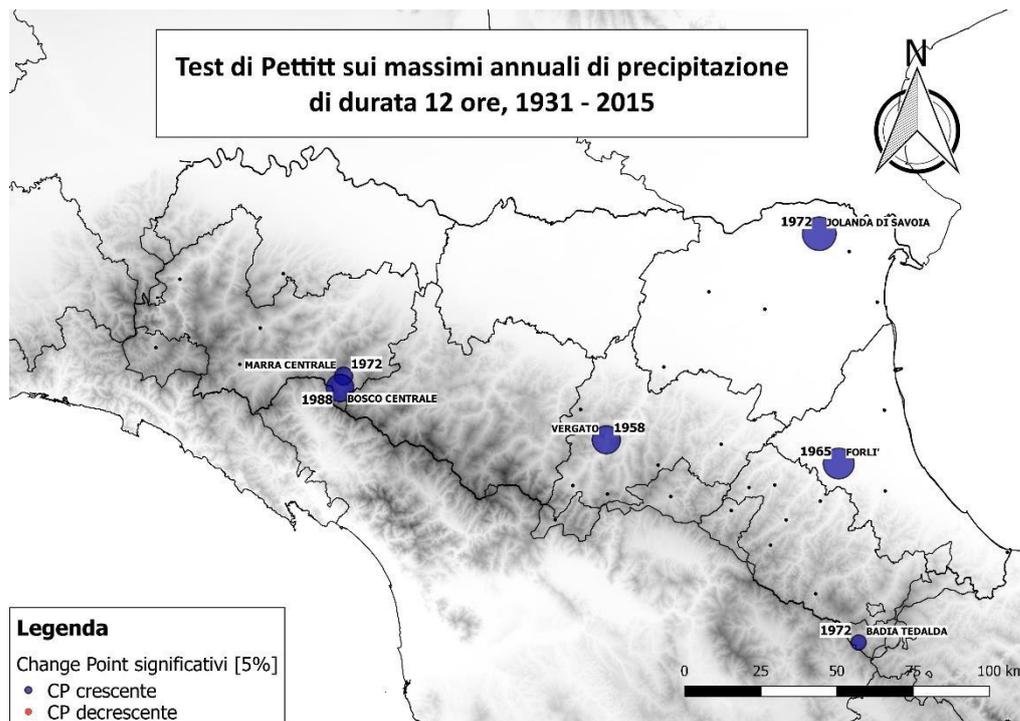


Figura 6.35b - Risultati significativi dei test di cambiamento repentino sul periodo 1931-2015 per i massimi annuali di durata 12 ore.

In Tabella 6.8 i risultati significativi per le serie che hanno rigettato l'ipotesi iniziale in almeno un test (il 19% del totale) sono in rosso. Di seguito in Figura 6.36 si mostrano gli AMS con i relativi trend per alcune di esse.

Tabella 6.8 - Risultati dei trend non parametrici sui massimi annuali di durata 12 ore tra il 1931 e il 2015

Stazione	Prov	ID	Pettitt			Mann-Kendall			Sen		
			p-value	anno	trend	tau	p-value	trend	pendenza	p-value	trend
VERGATO	BO	8265	0,010	1958	+	0,17	0,03	+	0,15	0,03	+
PREDAPPIO	FC	5601	0,150	NA	NA	-0,19	0,02	-	-0,20	0,02	-
MARRA CENTRALE	PR	8250	0,026	1972	+	0,24	0,00	+	0,53	0,00	+
JOLANDA DI SAVOIA	FE	5660	0,001	1972	+	0,24	0,00	+	0,25	0,00	+
FORLI'	FC	8285	0,005	1965	+	0,24	0,00	+	0,23	0,00	+
BOSCO CENTRALE	PR	8249	0,011	1988	+	0,26	0,00	+	0,65	0,00	+
BADIA TEDALDA	AR	5702	0,031	1972	+	0,19	0,02	+	0,25	0,02	+

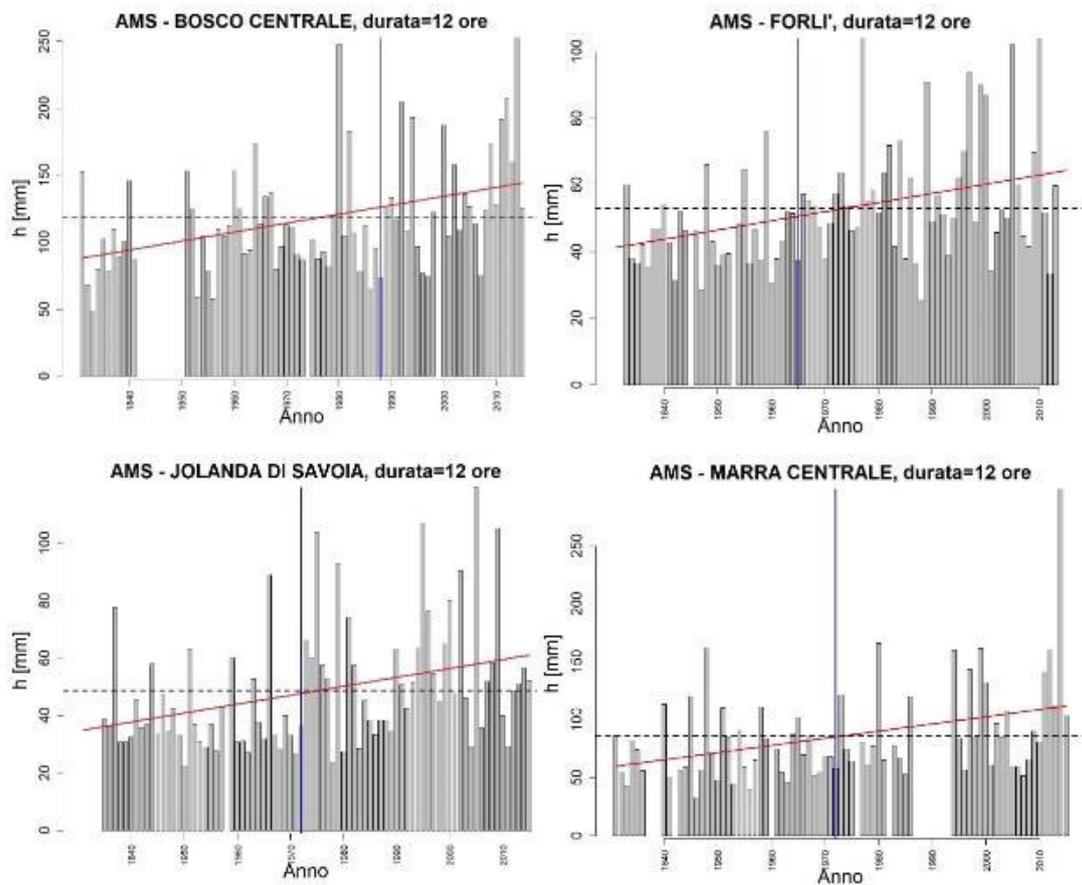


Figura 6.36 - Serie dei massimi annuali di durata 12 ore per le stazioni di Bosco Centrale (PR), Forlì (FC), Jolanda di Savoia (FE), Marra Centrale (PR) dal 1931 al 2015.

6.4.3 Data media di accadimento

Anche nel caso degli estremi di durata 12 ore è evidente un generale scostamento della data media di accadimento dalla tarda estate verso l'autunno-inverno dopo il 1988 (Figura 6.37). Questo *shift* si verifica soprattutto nel primo Appennino, pianura Occidentale e costa romagnola. Ad alte quote si evidenzia una tendenza inversa di alcune serie il cui accadimento medio passa dal tardo autunno-inizio inverno ai primi mesi autunnali. Questo spostamento del periodo di accadimento è accompagnato da una maggiore concentrazione degli accadimenti a quote elevate e una lieve aumento della variabilità, invece in pianura. Si riportano i grafici polari delle singole stagionalità per i cambiamenti più significativi (Figura 6.38).

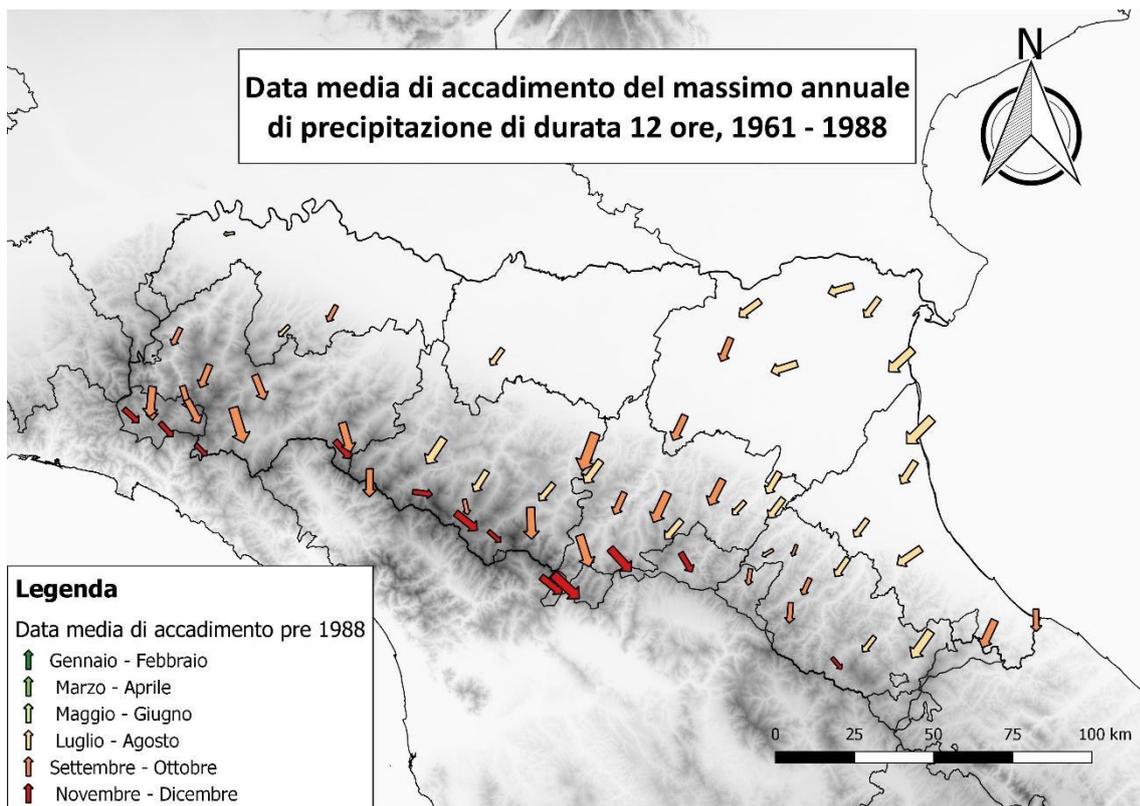


Figura 6.37a - Data media di accadimento dei massimi annuali di durata 12 ore prima del 1988.

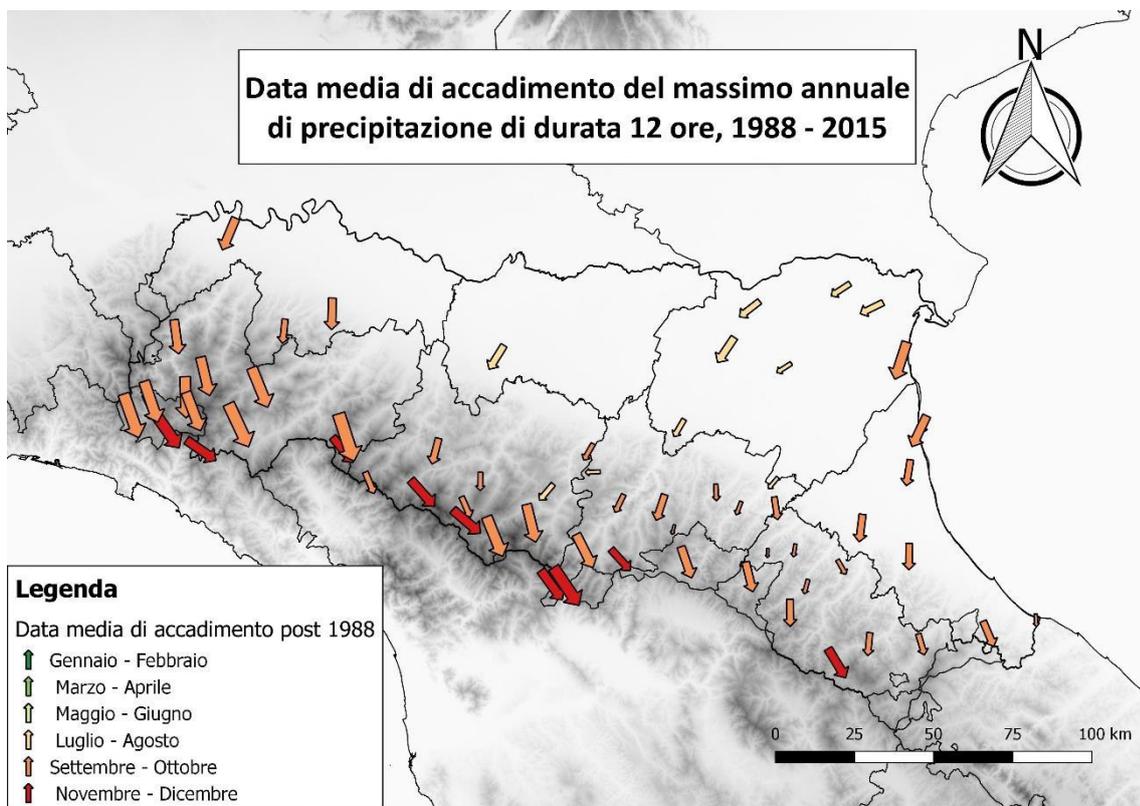
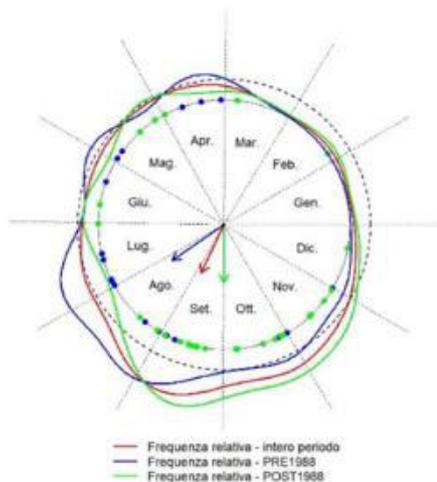
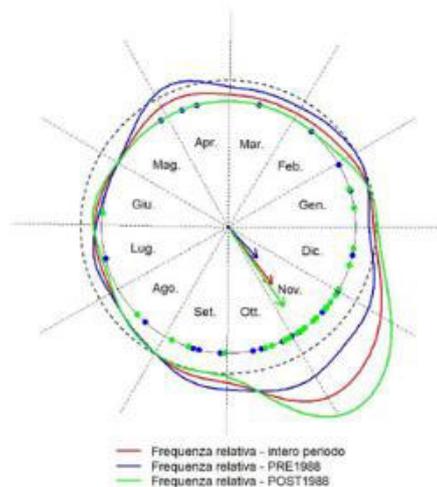


Figura 6.37b - Data media di accadimento dei massimi annuali di durata 12 ore dopo il 1988.

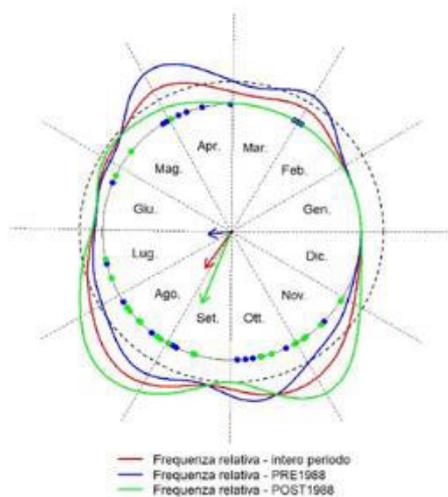
Data media di accadimento, AMS - CESENA (URBANA) durata = 12 ore



Data media di accadimento, AMS - CABANNE durata = 12 ore



Data media di accadimento, AMS - S. NICOLÒ' (SARMATO) durata = 12 ore



Data media di accadimento, AMS - IDROVORA DI GUAGNINO durata = 12 ore

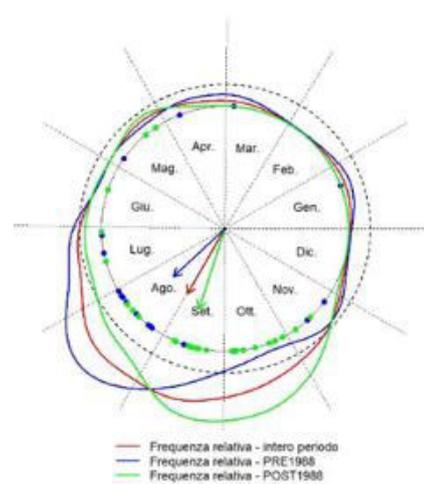


Figura 6.38 - Rappresentazione in coordinate polari della data media di accadimento del massimo annuale di durata 12 ore per il periodo 1961-2015 (in rosso), e i due sotto-periodi 1961-1988 (in blu) e 1989-2015 (in verde) a Cesena (FC), Cabanne (GE), S. Nicolò (PC), Idrovora di Guagnino (FE).

Avanzamenti nella data media sono evidenti ad esempio a Idrovora di Guagnino dove la distribuzione di frequenza di accadimento del massimo annuale è avanzata interamente durante l'anno, ma anche a Cesena e Cabanne dove il segnale della data media è sintomo di una maggiore rarità del fenomeno nelle stagioni rispettivamente estive e primaverili. Particolare è il caso di S. Nicolò-Sarmato dove la data media di accadimento prima del 1988 indicava fine Giugno, ma questa informazione risulta fuorviante. La distribuzione era di tipo trimodale

con picchi di accadimento in primavera, fine estate e autunno. Lo spostamento avvertito dalla media è conseguente allo spostamento del picco primaverile.

6.5 Estremi di durata 24 ore

6.5.1 Mediana e dispersione

Gli eventi massimi cumulati in intervalli di durata 24 ore possono includere eventi generati da diversi meccanismi, per questo la variabilità è molto ampia. In pianura la mediana delle serie va dai 40 agli 85 mm, mentre sull'Appennino si verificano eventi la cui mediana può passare dai 140 ai 230 mm.

Nei periodi considerati per il calcolo della distribuzione in numero delle serie è rispettivamente:

Periodo	N° di Serie
1931-1960	39
1961-1990	66
1991-2015	140

Tra il sotto-periodo 1931-1960 ed il sotto-periodo 1961-1990 non si rimarcano notevoli cambiamenti, mentre tra il sotto-periodo 1961-1990 ed il sotto-periodo 1991-2015 si nota una leggera diminuzione della mediana presso alcune stazioni dell'Appennino Centrale e un aumento sia in mediana che in MAD sul versante Tirrenico e Emiliano Sud-Occidentale (Figura 6.39). Alcuni *boxplot* esemplificativi sono riportati come nei paragrafi precedenti per dare l'idea della quantificazione del fenomeno.

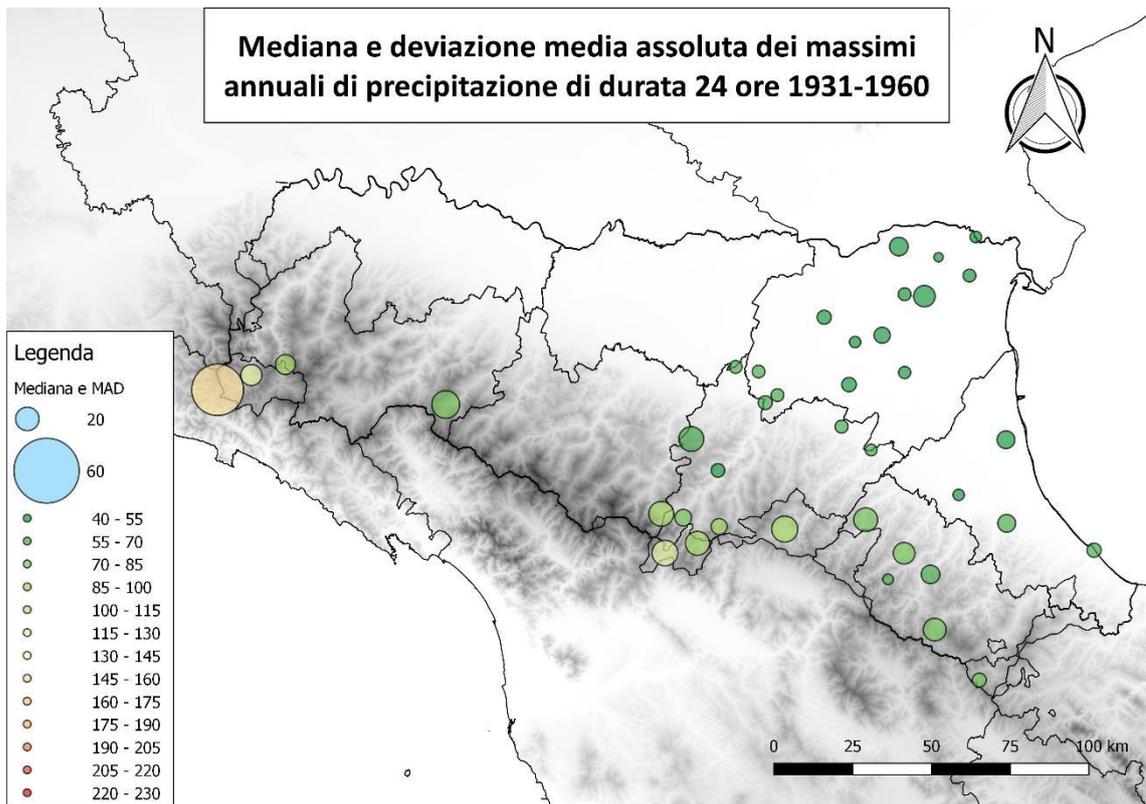


Figura 6,39a - Rappresentazione della mediana con scala cromatica e del MAD proporzionalmente al raggio del marker degli AMS di durata 24 ore nel periodo 1931-1960.

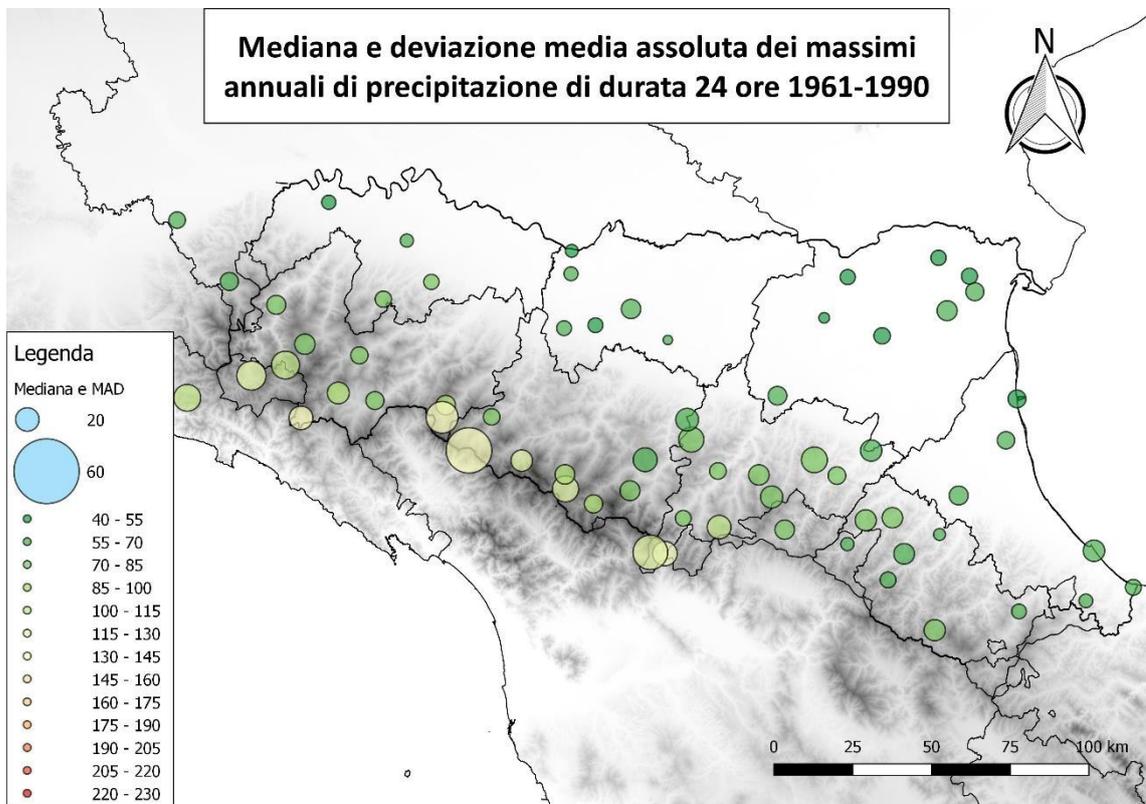


Figura 6.39b - Rappresentazione della mediana con scala cromatica e del MAD proporzionalmente al raggio del marker degli AMS di durata 24 ore nel periodo 1961-1990.

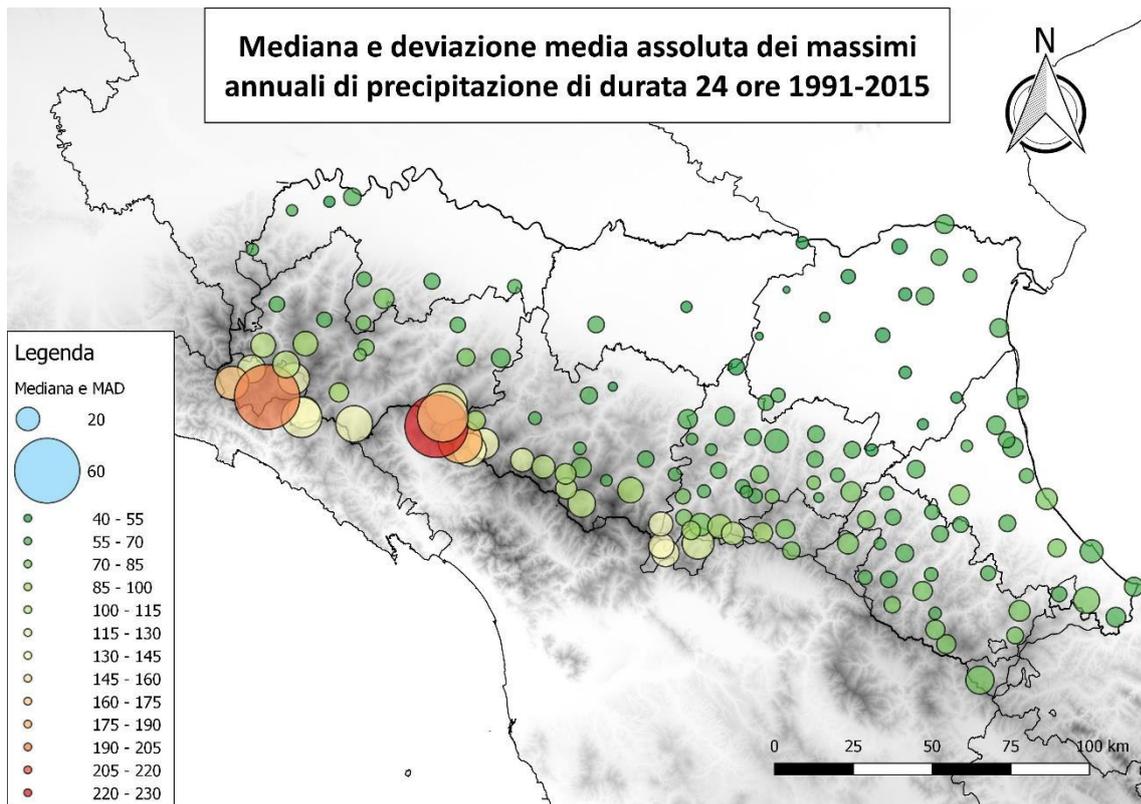


Figura 6.39c - Rappresentazione della mediana con scala cromatica e del MAD proporzionalmente al raggio del marker degli AMS di durata 24 ore nel periodo 1991-2015.

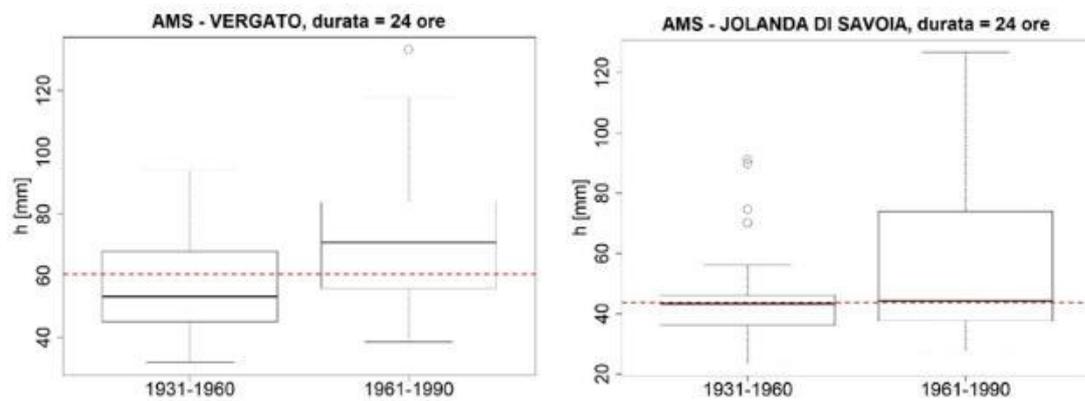


Figura 6.40a - Distribuzione delle osservazioni di massimi annuali di durata 24 ore a Vergato (BO), Jolanda di Savoia (FE) nei periodi 1931-1960 e 1961-1990

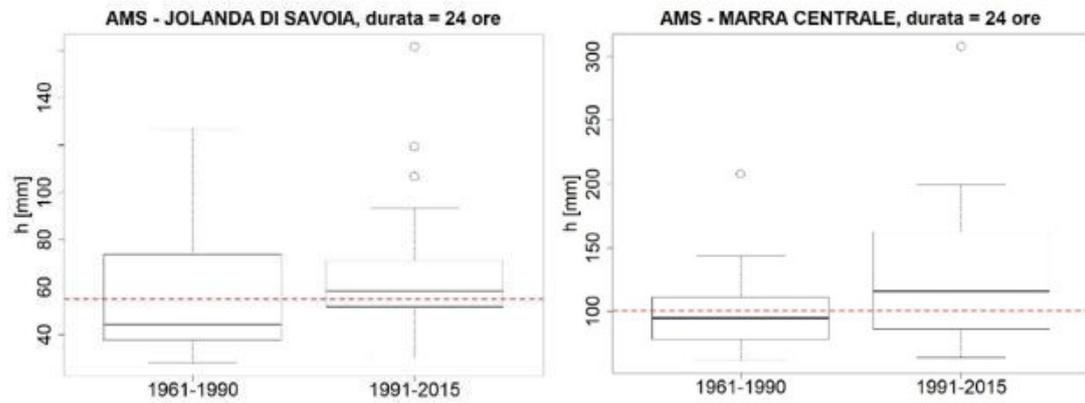


Figura 6.40b - Distribuzione delle osservazioni di massimi annuali di durata 24 ore a Jolanda di Savoia (FE), Marra Centrale (PR) nei periodi 1961-1990 e 1991-2015.

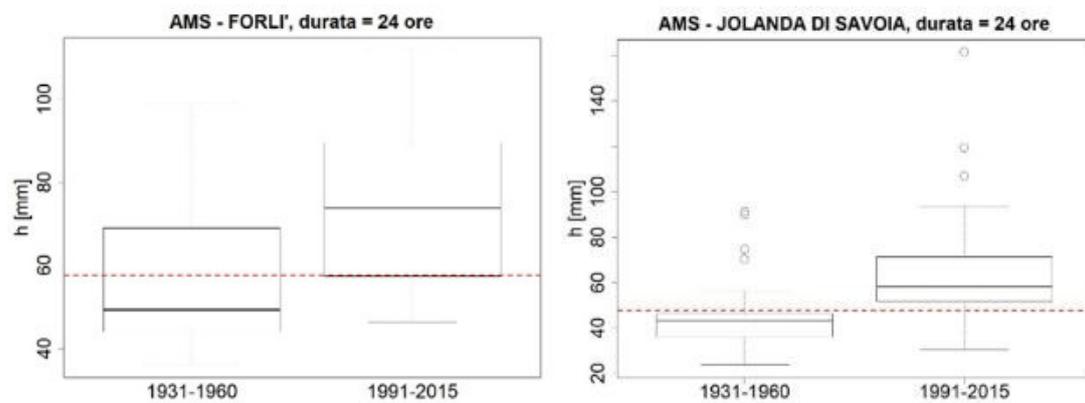


Figura 6.40c - Distribuzione delle osservazioni di massimi annuali di durata 24 ore a Forlì (FC Jolanda di Savoia (FE) nei periodi 1931-1960 e 1991-2015.

Comportamenti di deformazione della distribuzione e salti significativi nella mediana si possono osservare nelle singole serie. Si mostra in Figura 6.41 come queste variazioni sono rispecchiate a scala di macroarea.

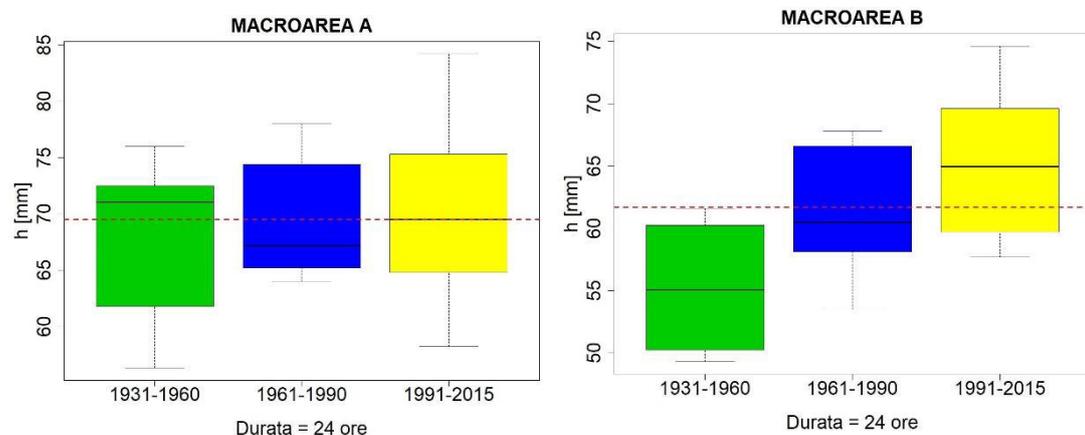


Figura 6.41a - Rappresentazione della distribuzione delle osservazioni per i periodi 1931-1960, 1961-1990, 1991-2015 nelle macroaree A e B.

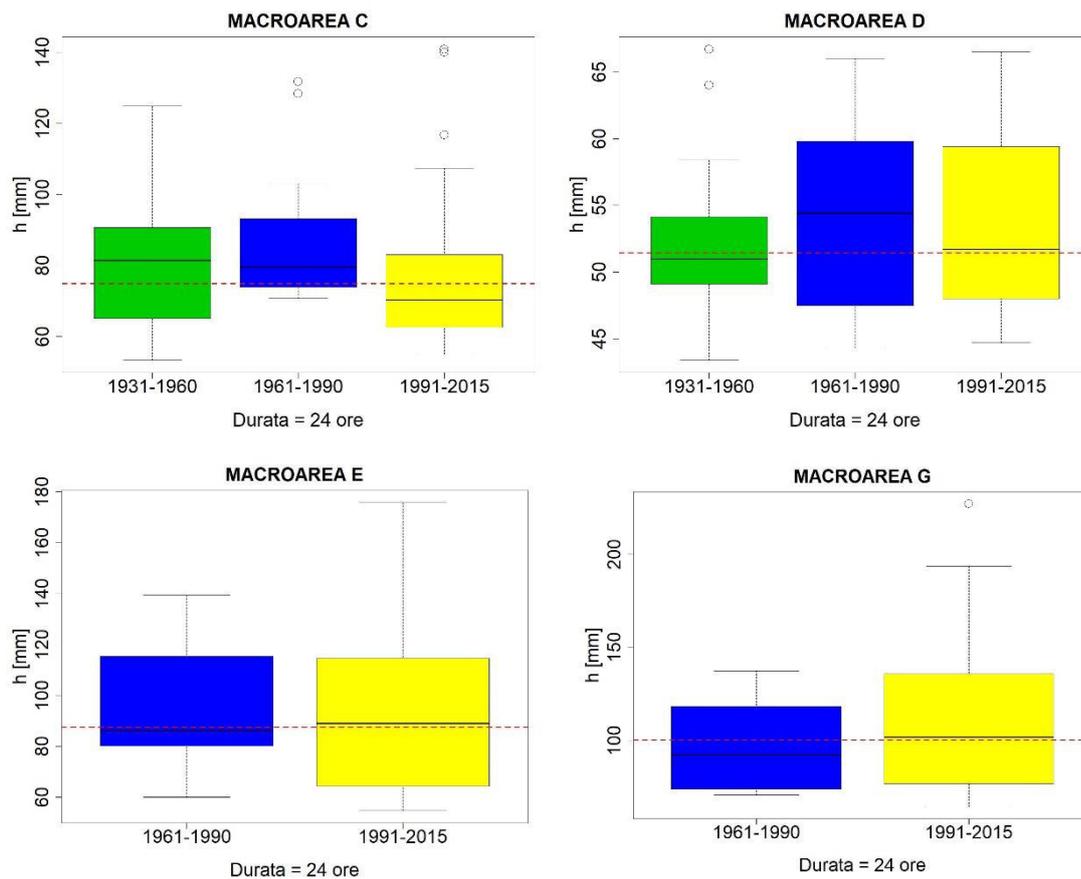


Figura 6.41b - Rappresentazione della distribuzione delle osservazioni per i periodi 1931-1960, 1961-1990, 1991-2015 nelle macroaree C e D. Rappresentazione della distribuzione delle osservazioni per i periodi 1961-1990, 1991-2015 nelle macroaree E e F.

Mentre nella macroarea della pianura di Ravenna e Forlì si mantiene anche per le serie dei massimi di durata 24 ore un andamento prettamente crescente della distribuzione tra tutti e tre i sotto-periodi, per le macroaree dei bacini di Trebbia e Taro e della pianura di Ferrara e Bologna l'effetto del fenomeno di aggregazione che si verifica per le osservazioni cumulate su maggiori durate va a smorzare l'andamento crescente che si era, invece, palesato per gli eventi estremi di durate minori.

6.5.2 Test statistici non parametrici

Gli estremi sull'intervallo di 24 ore che hanno riportato trend positivi dal 1961 (Figura 6.42), come ci si poteva aspettare, si concentrano nelle zone che hanno sempre dato risultati anche per le altre durate d'evento (versante

appenninico tirrenico e pianura ferrarese). Essendo gli eventi più brevi contenuti nelle 24 ore, le caratteristiche di queste serie sono dovute ai contributi delle serie di durate minori. Alcune delle serie che hanno mostrato trend (in questo caso minori del 10%) sono riportate in Figura 6.43. Si rimanda alla Tabella 6.9 per i risultati. Il *change point* della zona al confine ligure si è manifestato tra la fine degli anni '80 e gli anni '90, mentre nel ferrarese è anticipato al 1972.

Tabella 6.9 - Risultati dei test non parametrici sui massimi annuali di durata 24 ore dal 1961 al 2015

Stazione	Prov	ID	Pettitt			Mann-Kendall			Sen		
			p-value	anno	trend	tau	p-value	trend	pendenza	p-value	trend
SANTO STEFANO D'AVETO	GE	5972	0,04	1996	+	0,18	0,07	NA	0,786	0,07	NA
JOLANDA DI SAVOIA	FE	5660	0,02	1972	+	0,23	0,01	+	0,411	0,01	+
FERRARA (URBANA)	FE	11866	0,03	1972	+	0,14	0,13	NA	0,248	0,13	NA
DIGA DEL BRUGNETO	GE	5879	0,00	1988	+	0,39	0,00	+	1,838	0,00	+
CABANNE	GE	6018	0,01	1995	+	0,27	0,01	+	2,086	0,01	+

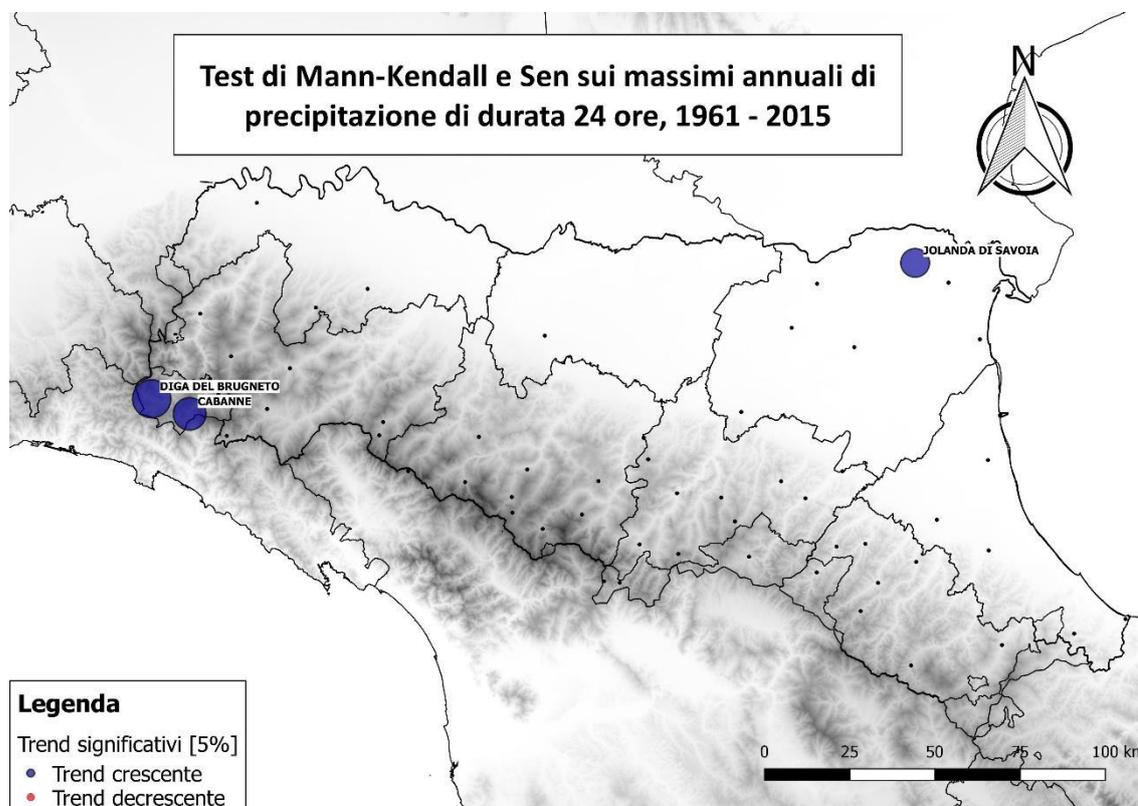


Figura 6.42a - Risultati significativi dei test di trend statistico sul periodo 1961-2015 per i massimi annuali di durata 24 ore

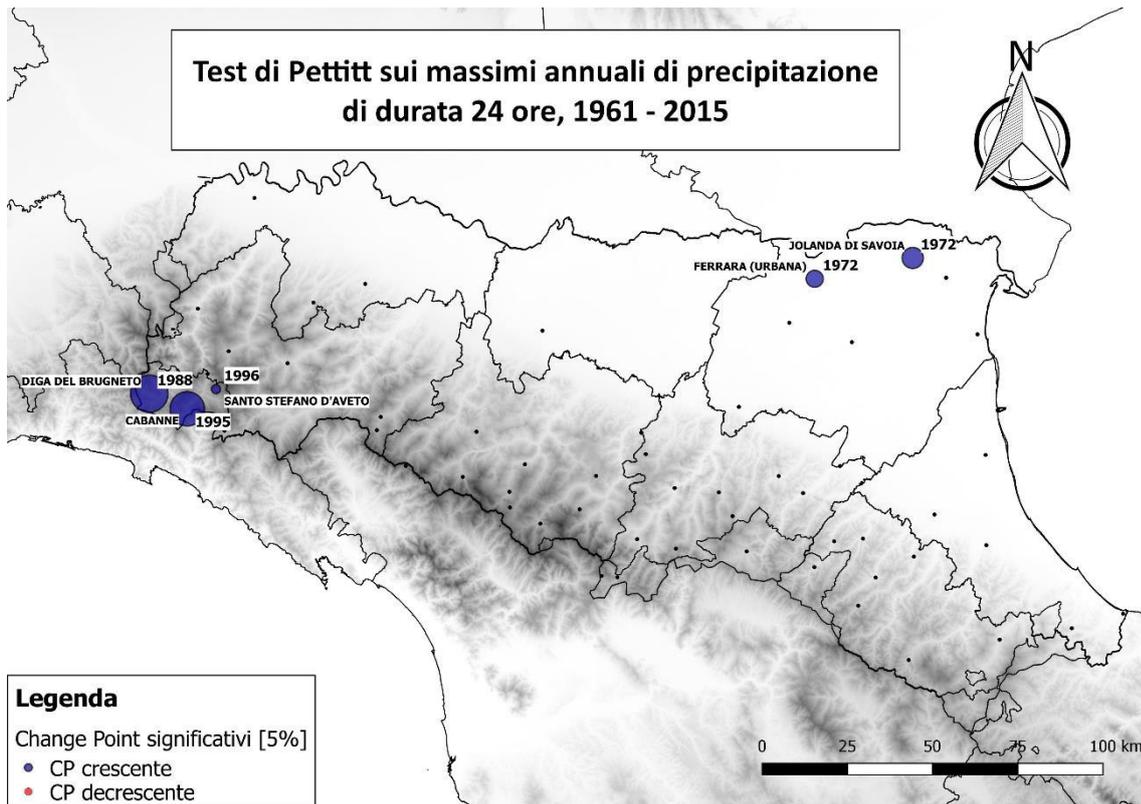


Figura 6.42b - Risultati significativi dei test di cambiamento repentino sul periodo 1961-2015 per i massimi annuali di durata 24 ore

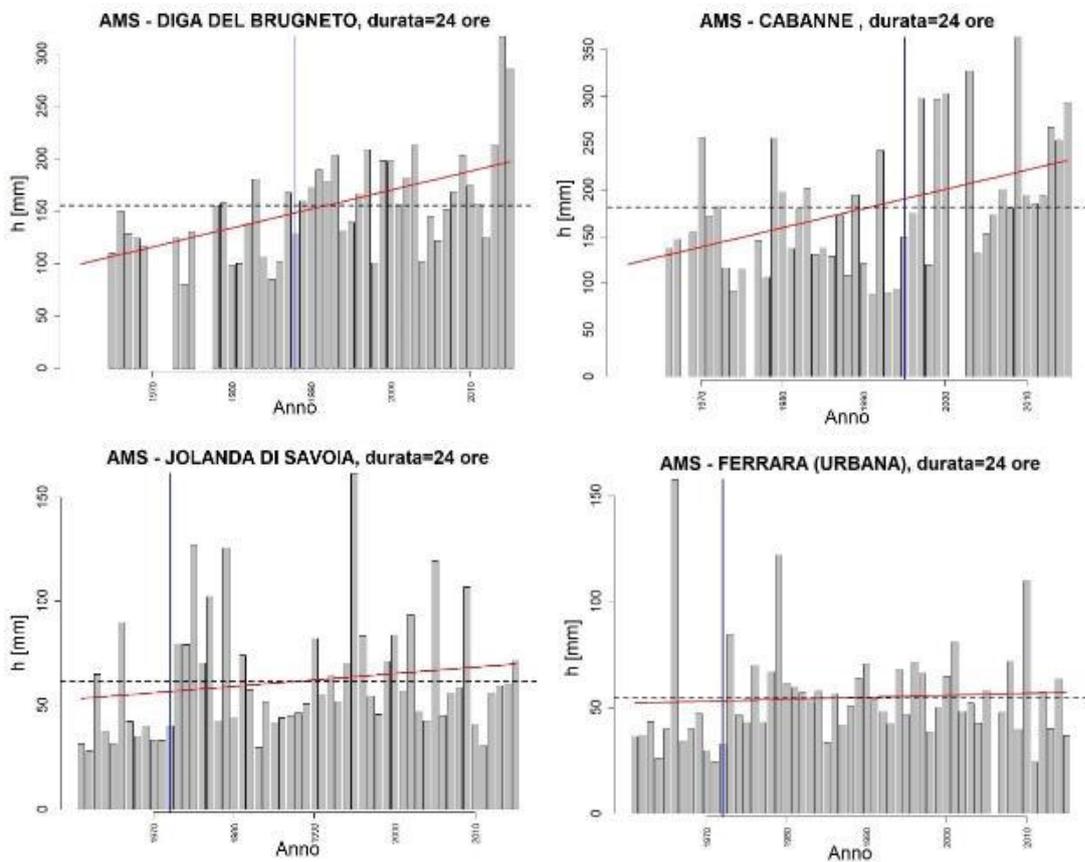


Figura 6.43 - Serie dei massimi annuali di durata 24 ore per le stazioni di Diga del Brugneto (GE), Cabanne (GE) Jolanda di Savoia (FE), Ferrara (FE) dal 1961 al 2015.

Considerando il periodo dal 1931 (Figura 6.44) rimane costante la presenza di un *change point* e un trend crescente negli estremi a Jolanda di Savoia. Altri trend crescenti si palesano a Forlì (Figura 6.45), dove si riporta anche un cambiamento repentino nella media sempre all'inizio degli anni '70, Marra Centrale e Premilcuore con significatività minore. Queste serie rappresentano l'11% di quelle considerata. I loro risultati per test di Pettitt, Mann-Kendall e Sen sono elencati in Tabella 6.10.

Tabella 6.10 - Risultati dei test non parametrici sui massimi annuali di durata 24 ore dal 1931 al 2015.

Stazione	Prov	ID	Pettitt			Mann-Kendall			Sen		
			p-value	anno	trend	tau	p-value	trend	pendenza	p-value	trend
PREMILCUORE	FC	5603	0,07	NA	NA	0,17	0,03	+	0,21	0,03	+
MARRA CENTRALE	PR	8250	0,20	NA	NA	0,18	0,03	+	0,46	0,03	+
JOLANDA DI SAVOIA	FE	5660	0,00	1972	+	0,26	0,00	+	0,28	0,00	+
FORLI'	FC	8285	0,00	1971	+	0,26	0,00	+	0,31	0,00	+

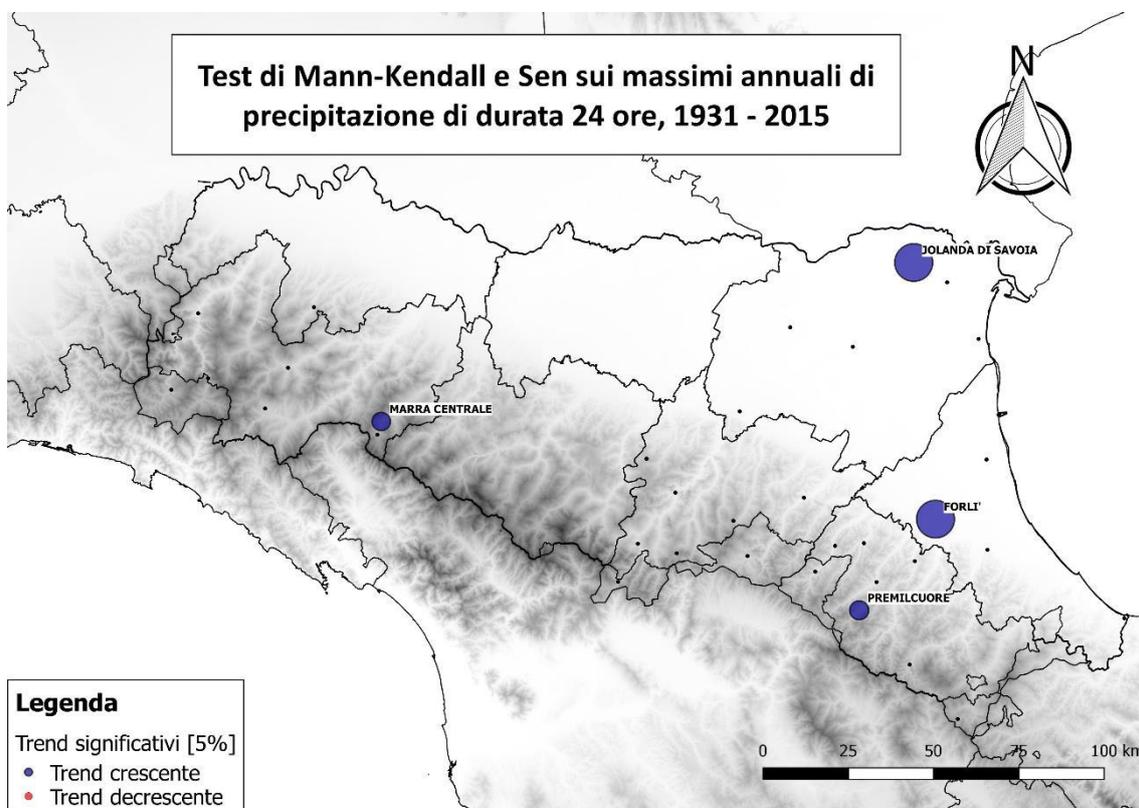


Figura 6.44a - Risultati significativi dei test di trend statistico sul periodo 1931-2015 per i massimi annuali di durata 24 ore

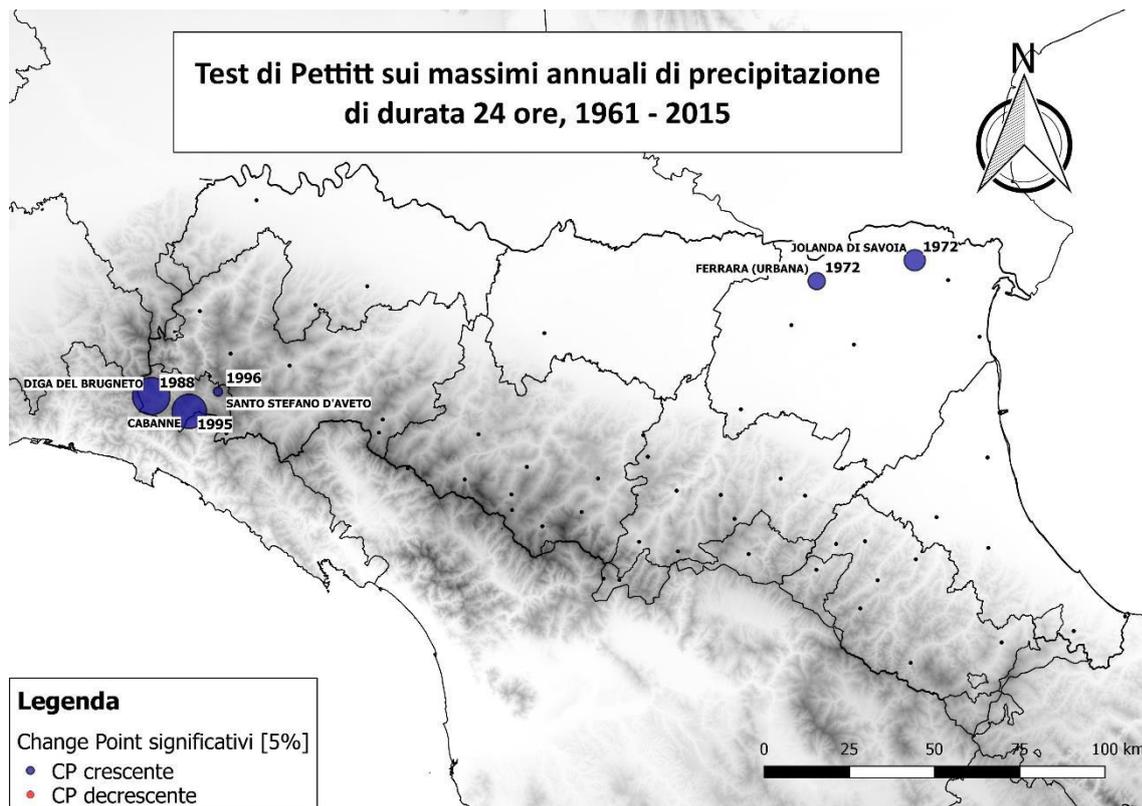


Figura 6.44b - Risultati significativi dei test di cambiamento repentino sul periodo 1931-2015 per i massimi annuali di durata 24 ore

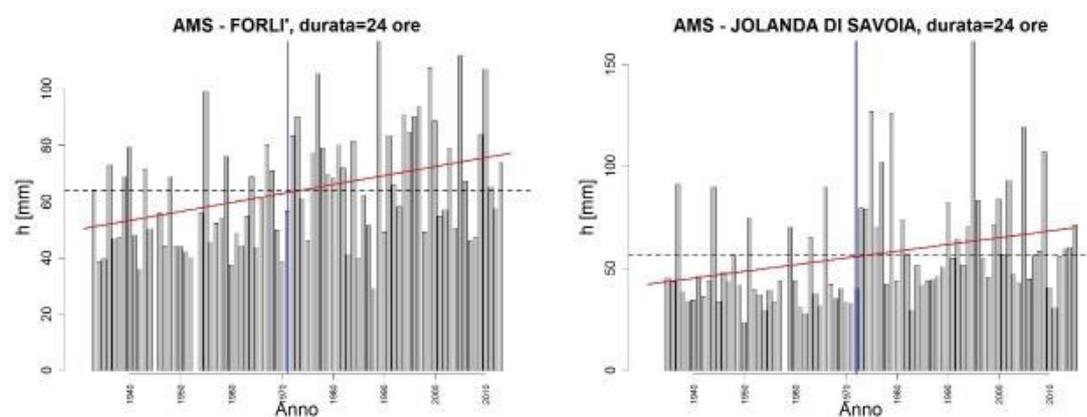


Figura 6.45 - Serie dei massimi annuali di durata 24 ore per le stazioni di Forlì (FC), Jolanda di Savoia (FE) dal 1931 al 2015.

Si riportano in Figura 6.46 i risultati completi del test di Mann-Kendall sulle serie di massimi annuali di durata 24 ore tra il 1961 e il 2015. Rispetto ai risultati che si erano mostrati nel sotto-capitolo 6.1.2 riferiti ai trend delle AMS di durata 1 ora, si può vedere come la maggior parte del territorio sia interessato da trend decrescenti significativi. Infatti, l'effetto dell'aggregazione di più intervalli

di durata, fa sì che il comportamento di questi estremi rispecchi maggiormente il comportamento delle precipitazioni cumulate annuali, le quali, come si è mostrato nel Capitolo 1, hanno subito un calo in quasi tutta la regione.

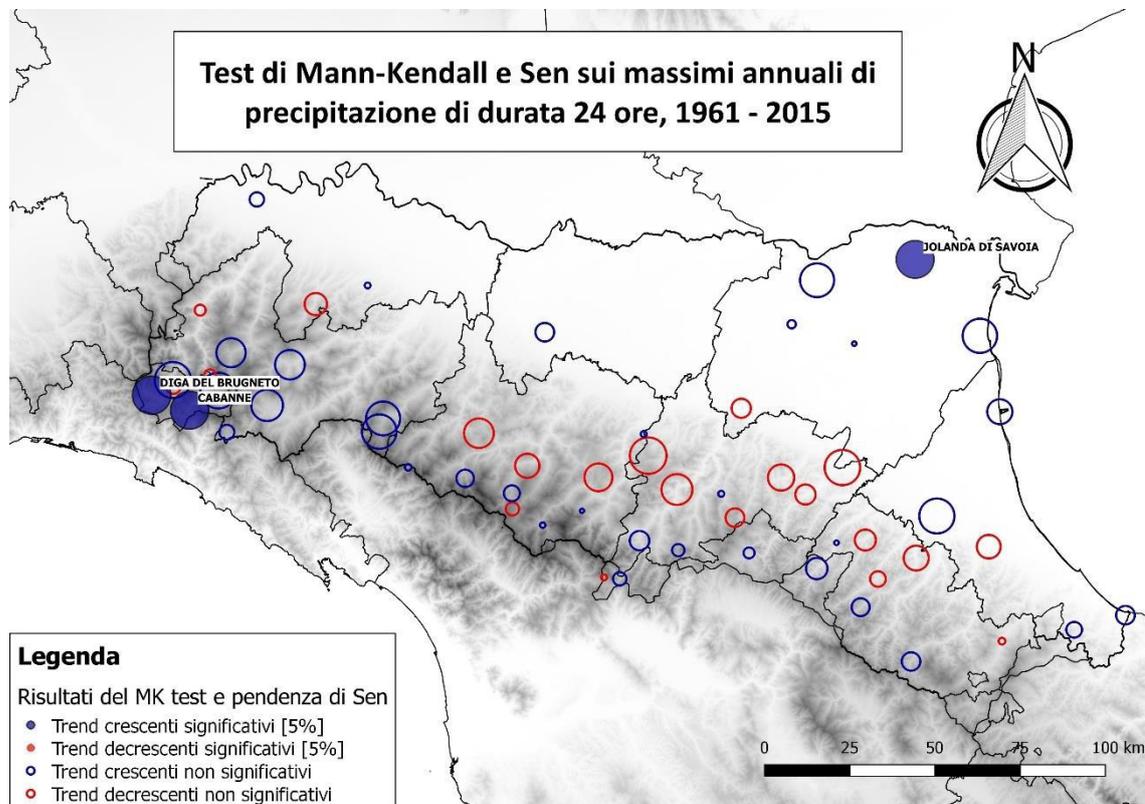


Figura 6.46 - Risultati del test di Mann-Kendall sui massimi annuali di precipitazione di durata 24 ore dal 1961 al 2015. I marker pieni indicano un trend statisticamente significativo, mentre i marker vuoti indicano i trend statisticamente non significativi. Il raggio dei marker è proporzionale alla probabilità del trend.

6.5.3 Data media di accadimento

La stagionalità dei massimi annuali di durata 24 ore risulta essere molto dispersa, come si evince dalla dimensione delle frecce (Figura 6.47) sia prima che dopo il 1988, soprattutto in pianura e sull'Appennino Romagnolo. Prima del 1988 i massimi accadevano mediamente nell'ultimo periodo dell'anno ad alta quota, a Cabanne addirittura a gennaio. Nel resto della regione gli eventi si verificavano in autunno, ad eccezione dell'Appennino modenese e del ferrarese dove anche gli eventi di più lunga durata rimangono più concentrati verso la stagione estiva. Dopo il 1988 si hanno due diverse tendenze: alle più alte quote si verifica un leggero anticipo della data media ai mesi autunnali, dove, invece, l'evento

massimo si verificava in estate si ha per lo più un posticipo all'autunno, eccezion fatta per il ferrarese. Inoltre, sull'Appennino Sud-Occidentale la stagionalità subisce una forte riduzione in termini di dispersione durante l'anno. Lo stesso comportamento si può notare anche in altre serie anche se in maniera meno marcata. Esempi di interesse si riportano in Figura 6.48.

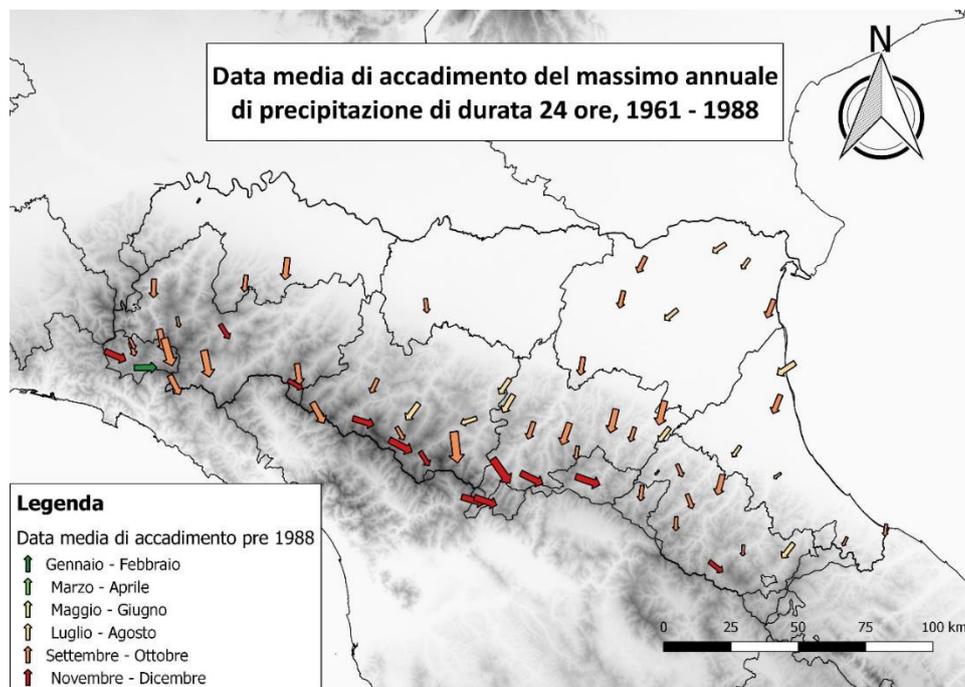


Figura 6.47a - Data media di accadimento dei massimi annuali di durata 24 ore prima del 1988.

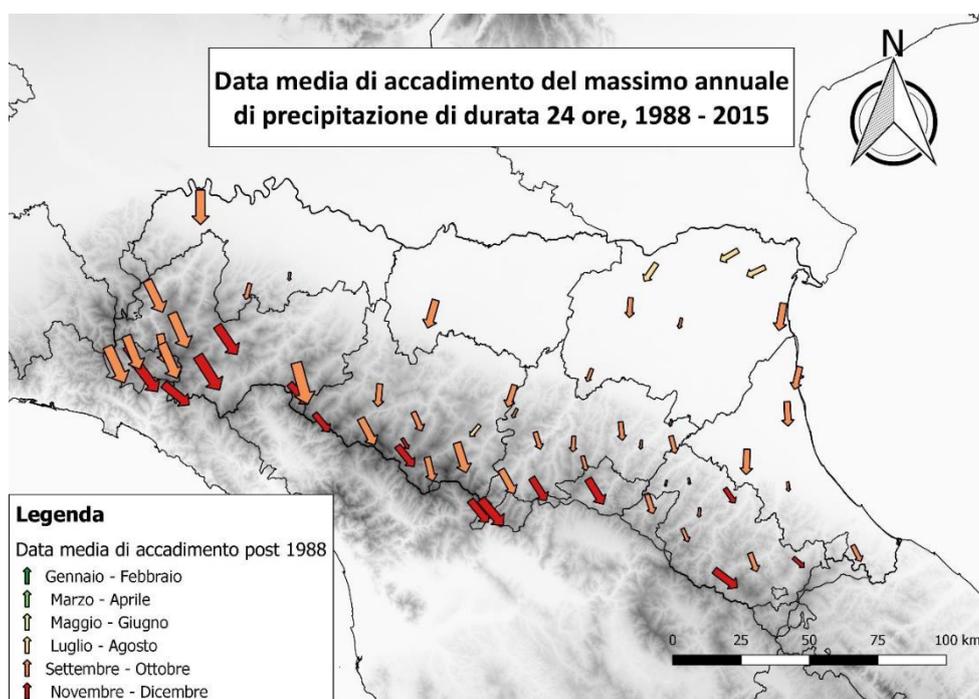
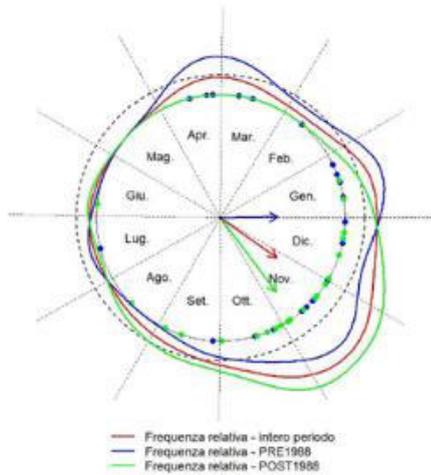
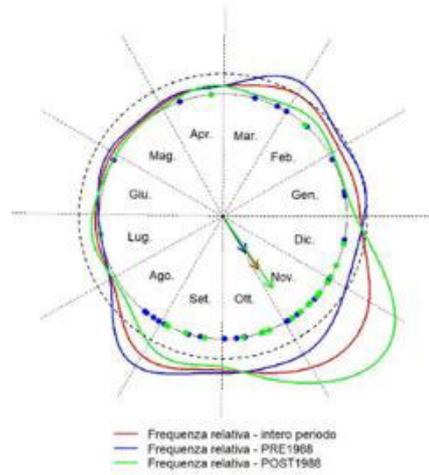


Figura 6.47b - Data media di accadimento dei massimi annuali di durata 24 ore dopo il 1988.

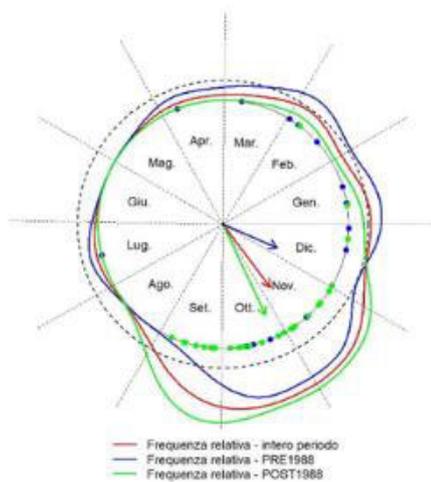
Data media di accadimento, AMS - CABANNE durata = 24 ore



Data media di accadimento, AMS - BARDI CENTRALE durata = 24 ore



Data media di accadimento, AMS - DIGA DEL BRUGNETO durata = 24 ore



Data media di accadimento, AMS - FERRIERE durata = 24 ore

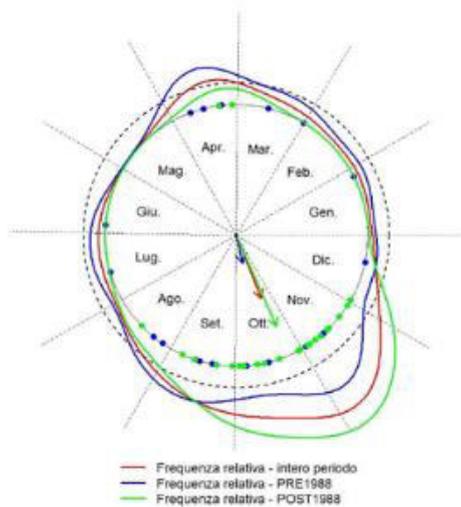


Figura 6.48 - Rappresentazione in coordinate polari della data media di accadimento del massimo annuale di durata 24 ore per il periodo 1961-2015 (in rosso), e i due sotto-periodi 1961-1988 (in blu) e 1989-2015 (in verde) a Cabanne (GE), Bardi Centrale (PR), Diga del Brugneto (GE), Ferriere (PC).

Negli esempi sono riportate serie collocate sull'Appennino Sud-Occidentale Emiliano e Ligure in cui si mostra il fenomeno della diminuzione della dispersione degli accadimenti dei massimi annuali durante l'anno che causa una maggiore concentrazione di questi eventi nei mesi autunnali, a discapito dei mesi primaverili e invernali.

6.6 Estremi di durata sub-oraria

6.6.1 Mediana e dispersione

Per lo studio dei massimi scrosci di durata sub-oraria si è deciso, come già accennato nei precedenti capitoli, di utilizzare le serie di massimi annuali di intensità media, calcolata dagli eventi di durata inferiore all'ora registrati nell'anno in questione, esclusi i 5 e 10 minuti. Come si vede dalle mappe (Figura 6.49) nel primo trentennio 1931-1960 le osservazioni disponibili sono pochissime. Le serie che presentavano i requisiti di completezza imposti sono:

Periodo	N° di Serie
1931-1960	9
1961-1990	34
1991-2015	127

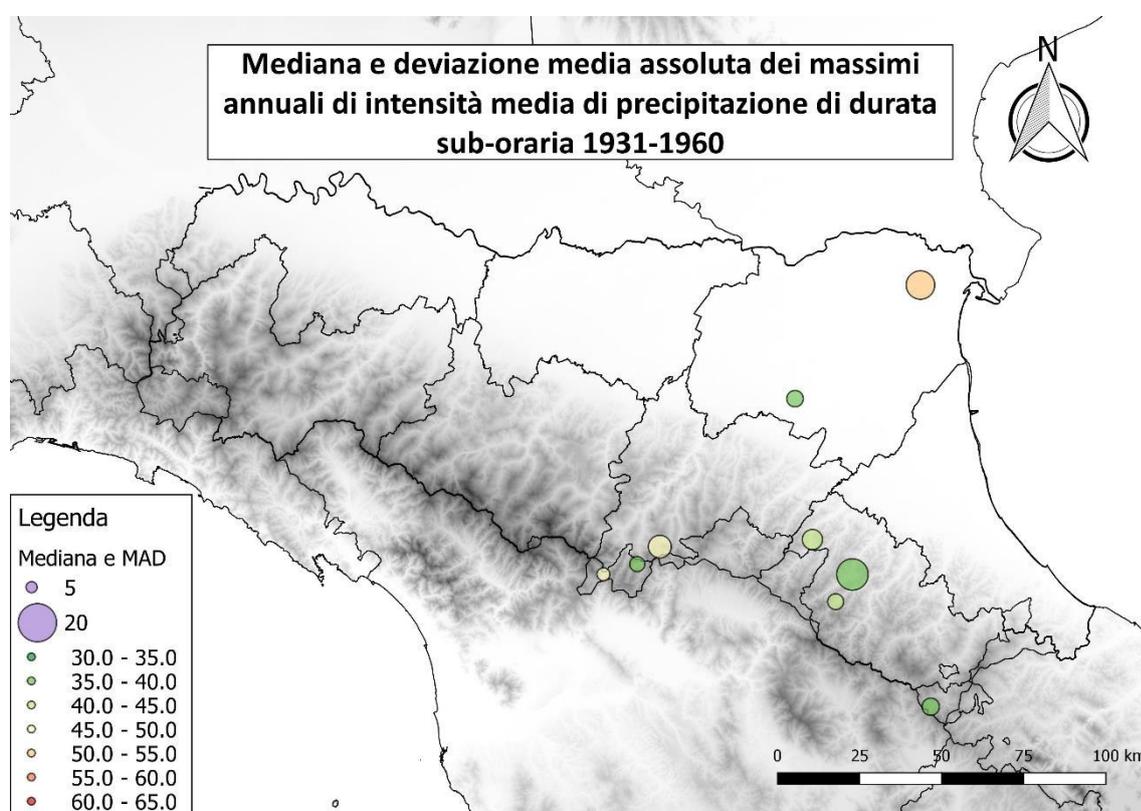


Figura 6.49a - Rappresentazione della mediana con scala cromatica e del MAD proporzionalmente al raggio del marker degli AMS di intensità media di durata sub - oraria nel periodo 1931-1960.

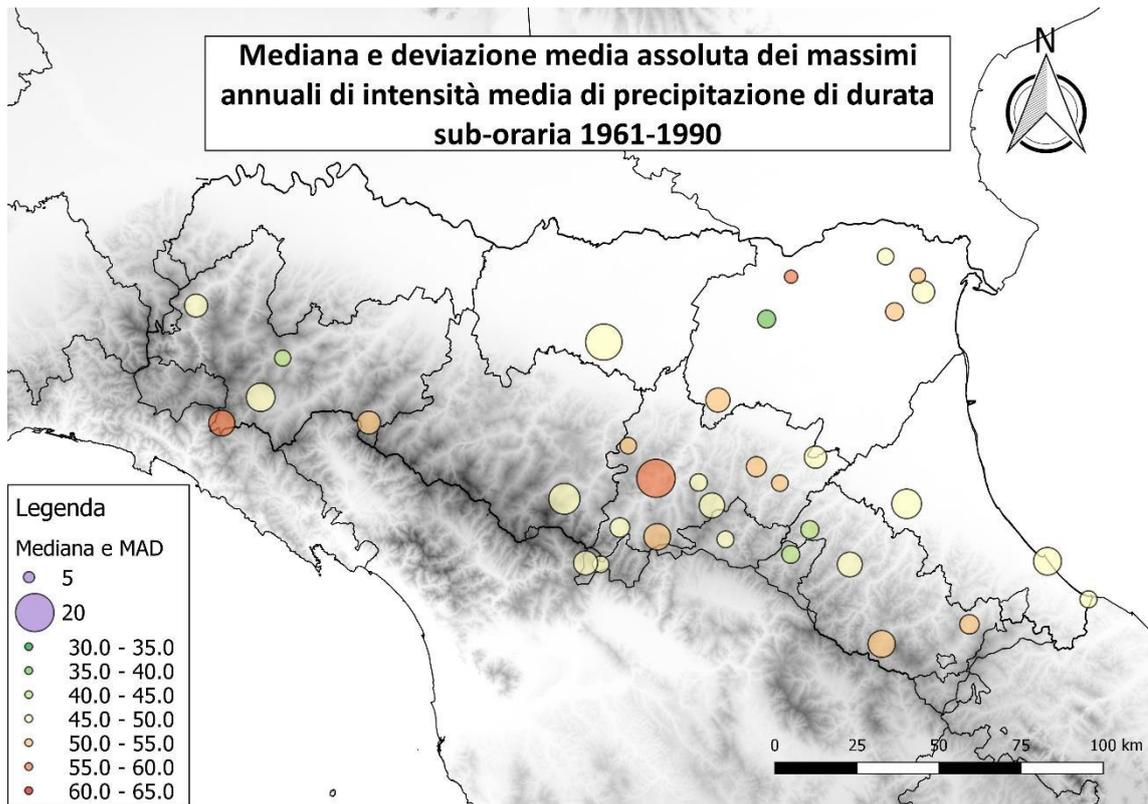


Figura 6.49b - Rappresentazione della mediana con scala cromatica e del MAD proporzionalmente al raggio del marker degli AMS di intensità media di durata sub - oraria nel periodo 1961-1990.

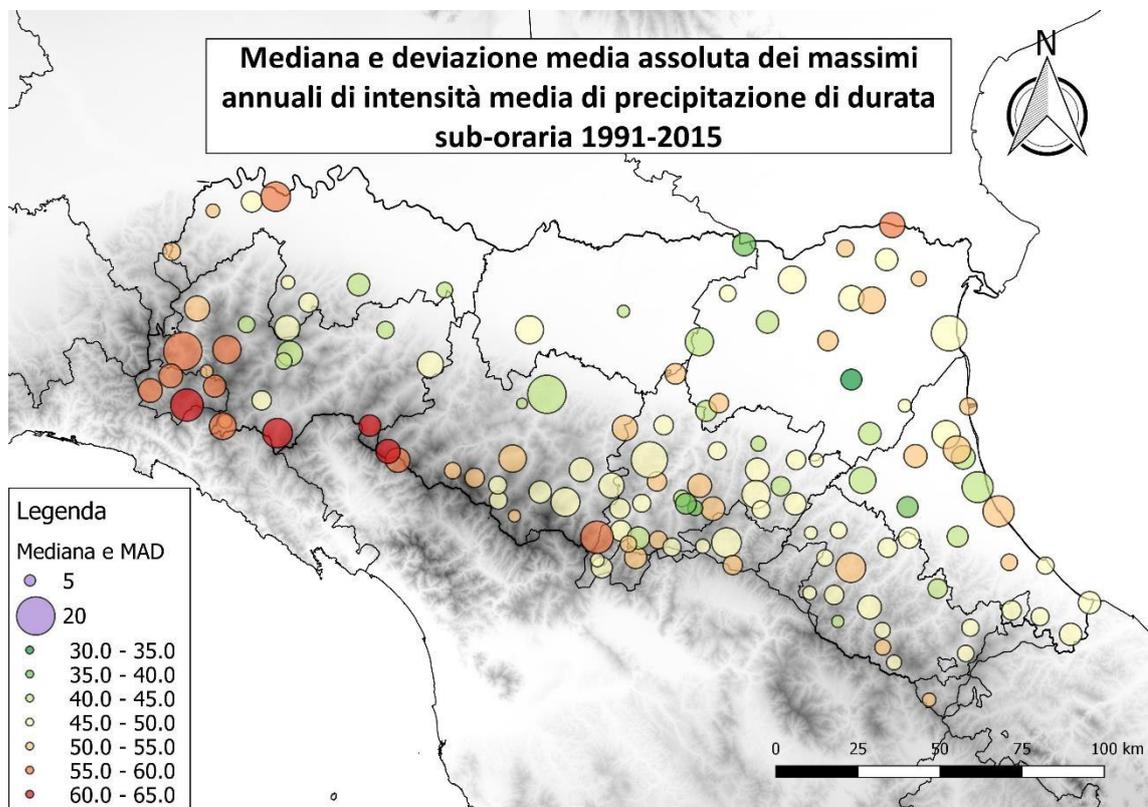


Figura 6.49c - Rappresentazione della mediana con scala cromatica e del MAD proporzionalmente al raggio del marker degli AMS di intensità media di durata sub - oraria nel periodo 1991-2015.

Dal confronto della mediana dei massimi di intensità tra il periodo 1961-1990 e il periodo 1991-2015 è evidente la forte variabilità spaziale del dato. Solo alcune serie in pianura mantengono una mediana al di sotto dei 40 mm/h mentre la maggior parte delle serie si attesta essere tra i 45 e i 55 mm/h. Come per le altre durate la zona che presenta le maggiori mediane e MAD di intensità di scroscio è l'Appennino Sud-Occidentale. Si mostrano alcuni confronti di distribuzione tra i periodi (Figura 6.50). Quello che si nota è che non sono presenti scostamenti nella media particolarmente significativi, anche in virtù del fatto che non sono molte le serie che coprono tutti i periodi, ma la forma della distribuzione spesso subisce deformazioni a causa della presenza di *outliers* che sono tipici della natura di questi brevi fenomeni. Si veda la Figura 6.51 per una valutazione complessiva.

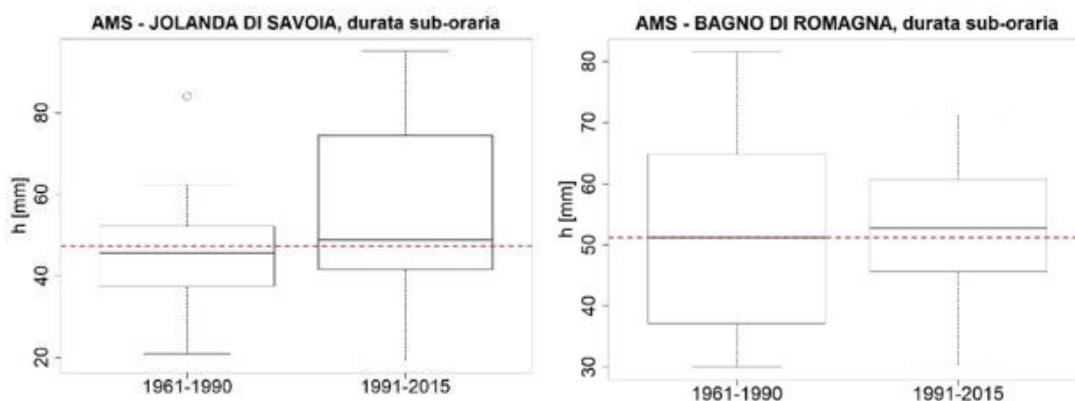


Figura 6.50a - Distribuzione delle osservazioni di massimi annuali di intensità di durata sub-oraria a Jolanda di Savoia (FE), Bagno di Romagna (FC) nei periodi 1961-1990 e 1991-2015.

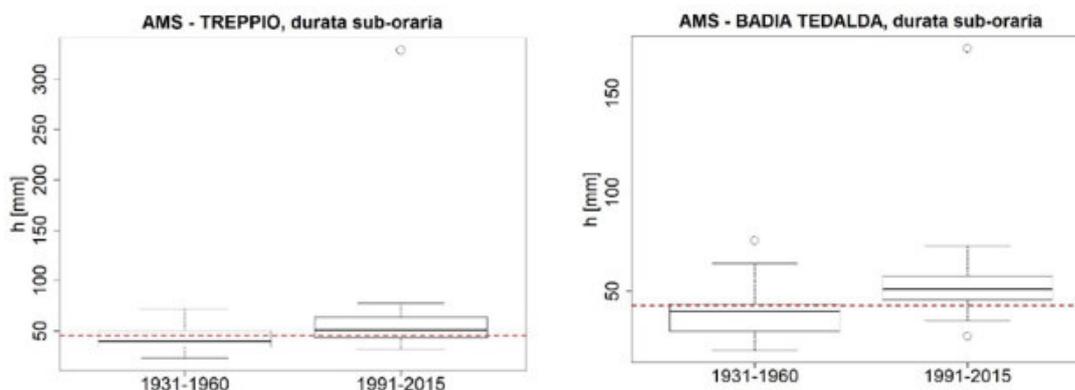


Figura 6.50b - Distribuzione delle osservazioni di massimi annuali di intensità di durata sub-oraria a Treppio (PT), Badia Tedalda (AR) nei periodi 1931-1960 e 1991-2015.

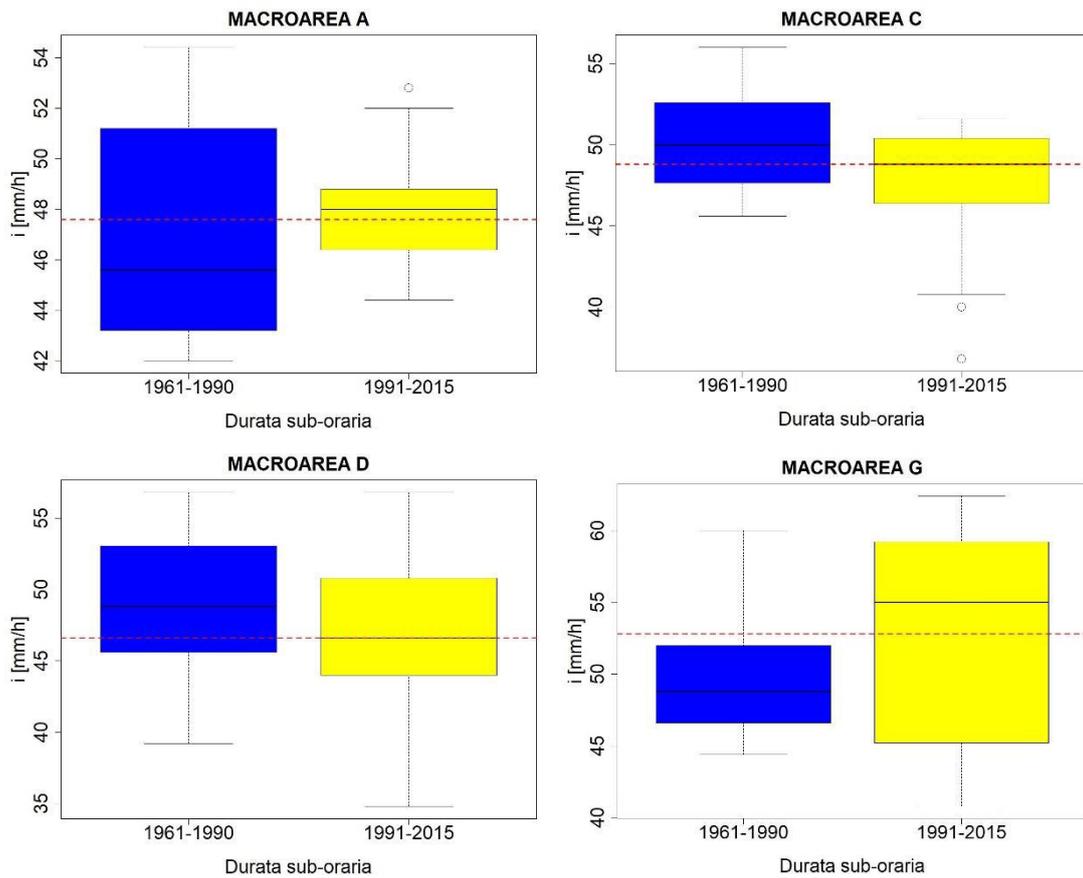


Figura 6.51 - Rappresentazione della distribuzione delle osservazioni per i periodi 1961-1990, 1991-2015 nelle macroaree A, C, D, e G.

La distribuzione sulle macroaree della mediana delle serie è stata calcolata solo per i sotto-periodi 1961-1990 e 1991-2015, in quanto è evidente la mancanza di serie continue nel primo trentennio 1931-1960. Inoltre, sono state considerate solo le macroaree che avevano almeno 5 serie nei due periodi, come per le altre durate d'evento. Il risultato ha mostrato un aumento rimarcabile, sia della mediana sia della dispersione, dell'intensità degli scrosci sui bacini di Trebbia e Taro, come risultava evidente anche dalle mappe. Un aumento lieve nella mediana nel sotto-periodo 1991-2015 si è verificato anche sui bacini di Lamone e Savio, anche se la variabilità dei valori è molto più contenuta. Nelle aree del bacino del Reno e della pianura di Ferrara e Bologna le intensità di scroscio sembrano aver subito un lieve calo.

6.6.2 Test statistici non parametrici

Dal 1961 non sono stati rilevati trend statisticamente significativi nelle osservazioni di intensità massima di scroscio (Figura 6.52), bensì due cambiamenti repentini nella media di una serie nel ferrarese (Idrovora di Guagnino, 2002) e un *change point* decrescente nell'Appennino Modenese (Monteombraro, 1990). Dal 1931 (Figura 6.53), invece, un diverso trend e *change point* sempre crescente viene rilevato nel ferrarese a Jolanda di Savoia nel 1980. Un altro trend crescente meno significativo compare a Rocca San Casciano.

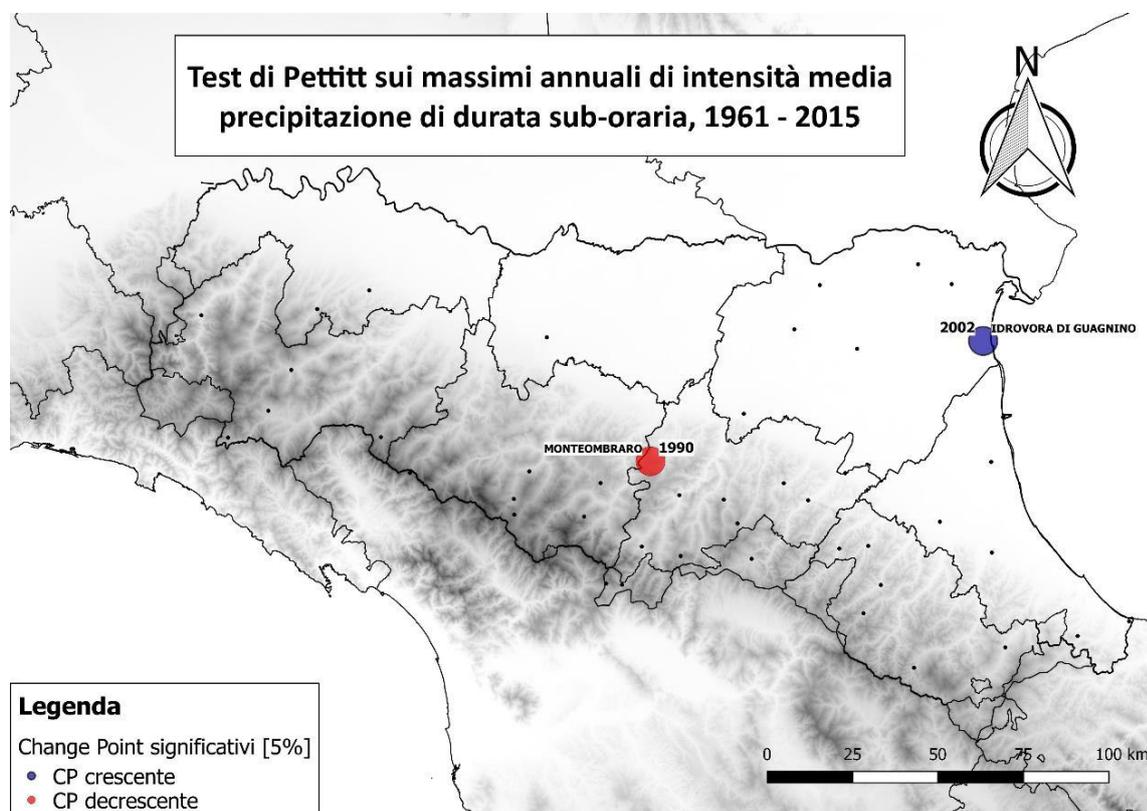


Figura 6.52 - Risultati significativi dei test di cambiamento repentino nella media sul periodo 1961-2015 per i massimi annuali di intensità media di precipitazione di durata sub-oraria.

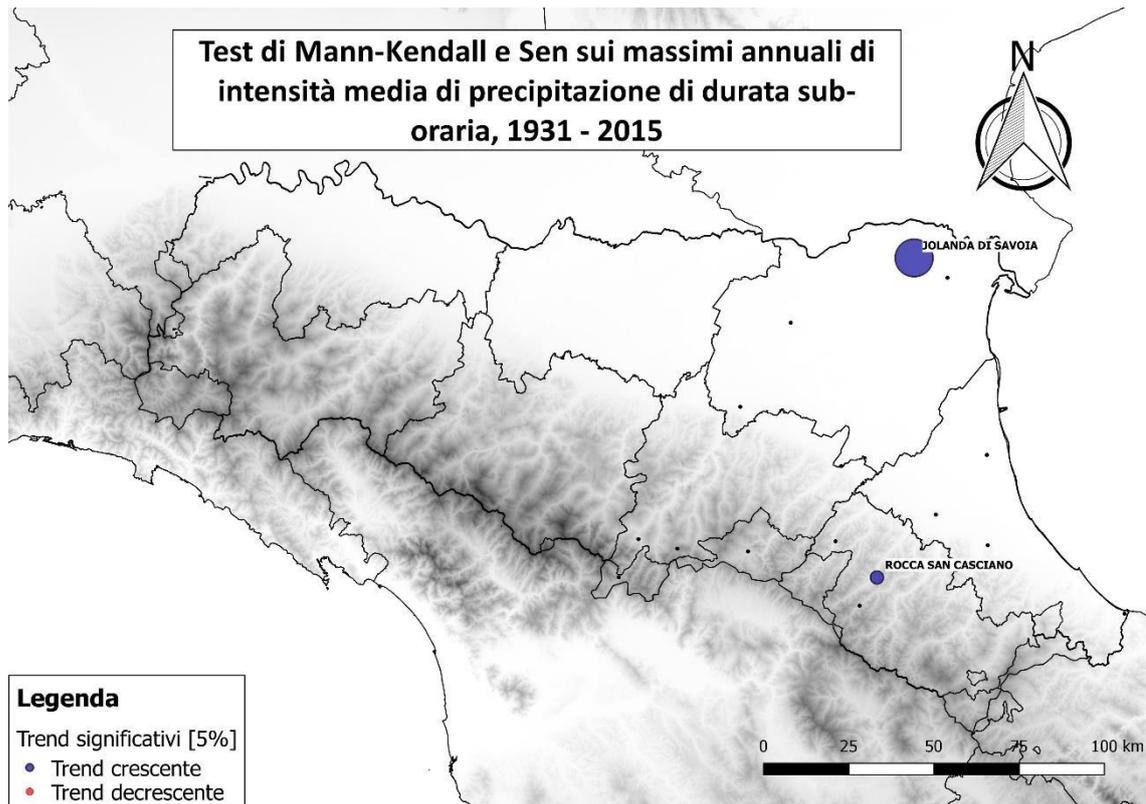


Figura 6.53a - Risultati significativi dei test di trend statistico nella media sul periodo 1931-2015 per i massimi annuali di intensità media di precipitazione di durata sub-oraria.

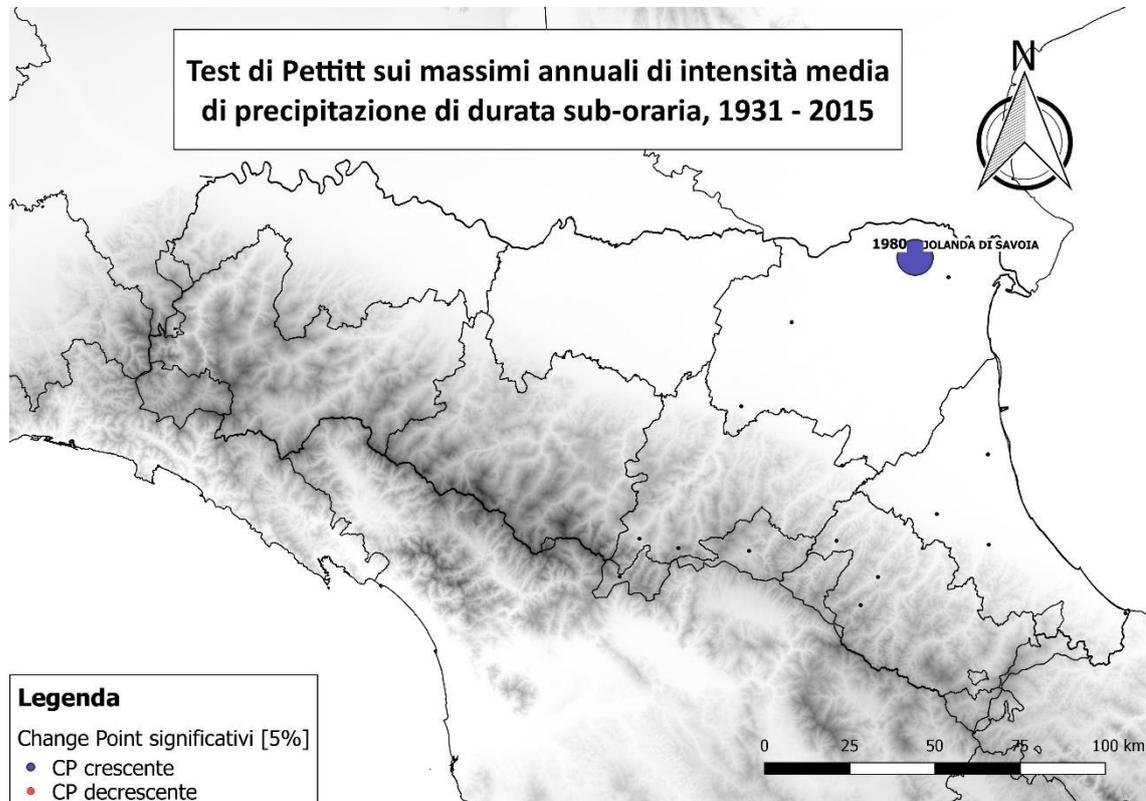


Figura 6.53b - Risultati significativi dei test di cambiamento repentino nella media sul periodo 1931-2015 per i massimi annuali di intensità media di precipitazione di durata sub-oraria.

Tutte le serie di intensità di massimi di durata sub-oraria con caratteristiche di completezza richieste si trovano nell'area Est della regione e sono 45 per il periodo 1961-2015 e 16 per il periodo 1931-2015. I pochi risultati ottenuti sono tabellati in Tabella 6.11 e Tabella 6.12 e i due trend individuati di riportano in Figura 6.54.

Tabella 6.11 - Risultati dei test non parametrici sui massimi di intensità media di precipitazione di durata sub-oraria dal 1961 al 2015.

Stazione	Prov	ID	Pettitt			Mann-Kendall			Sen		
			p-value	anno	trend	tau	p-value	trend	pendenza	p-value	trend
MONTEOMBRARO	MO	8267	0,01	1990	-	-0,20	0,06	NA	-0,42	0,06	NA
IDROVORA DI GUAGNINO	FE	5657	0,01	2002	+	0,13	0,24	NA	0,40	0,24	NA

Tabella 6.12 - Risultati dei test non parametrici sui massimi di intensità media di precipitazione di durata sub-oraria dal 1931 al 2015.

Stazione	Prov	ID	Pettitt			Mann-Kendall			Sen		
			p-value	anno	trend	tau	p-value	trend	pendenza	p-value	trend
ROCCA SAN CASCIANO	FC	8284	0,23	NA	NA	0,17	0,04	+	0,23	0,04	+
JOLANDA DI SAVOIA	FE	5660	0,00	1980	+	0,27	0,00	+	0,31	0,00	+

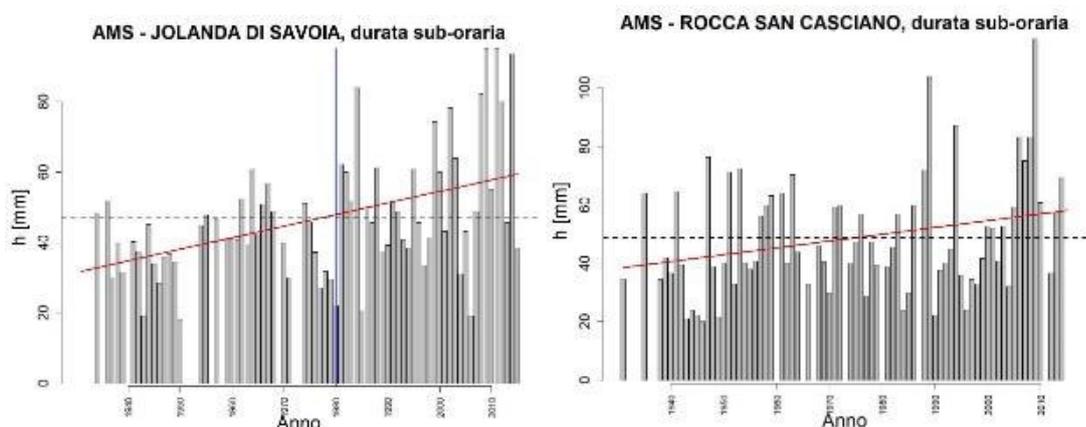


Figura 6.54 - Serie dei massimi annuali di intensità media di precipitazione di durata sub-oraria per le stazioni di Jolanda di Savoia (FE) e Rocca San Casciano (FC) dal 1931 al 2015.

Per gli scrosci non si procederà all'analisi di stagionalità in quanto le serie sono troppo brevi e il calcolo di una data media su un'intensità piuttosto che un'altezza di precipitazione rilevata in un intervallo di tempo ben definito perderebbe di significato.

7 RISULTATI DELLA VERIFICA DEL MODELLO REGIONALE GEV(MAP) E DISCUSSIONE

Alla luce delle variabilità temporali degli eventi di precipitazione estremi che sono emersi dalle analisi di trend e *change point*, nonché degli studi pubblicati sui trend di precipitazione annuale in Emilia-Romagna, si è voluto applicare il modello regionale di “Di Baldassarre”, da un lato per verificare la sua effettiva applicabilità in Emilia-Romagna anche sugli eventi massimi osservati dopo il 1989 (anno fino al quale si estendevano i dati con i quali il modello è stato messo a punto), dall’altro per testare eventuali cambiamenti nella frequenza degli eventi. La GEV regionale è stata calcolata sia sul periodo 1990-2015 sia sul periodo 1935-1989 ed è stata valutata in entrambi i casi la distanza massima in termini di probabilità di non superamento dell’evento e tempo di ritorno [anni] dalla distribuzione campionaria osservata. Il presente capitolo illustra la verifica della relazione empirica tra AMS e MAP e i risultati inerenti la validità del modello regionale alla luce degli ultimi decenni di osservazioni.

7.1 Relazione empirica tra serie AMS e MAP

Si è illustrato nel Capitolo 5 come alla base del modello regionale vi sia l’assunzione che la precipitazione media annuale (MAP) possa fungere da surrogato della posizione geografica. Infatti, proprio il MAP costituisce la variabile sulla quale si calcolano gli L-Momenti che definiscono la forma della distribuzione degli AMS, cioè il parametro di forma $h'(t, T)$.

Si mostra in Figura 7.1 come la media delle precipitazioni CUMULATE annuali tra il 1990 e il 2015 continui ad avere una relazione con la quota del tutto simile alla relazione osservata sul periodo 1935-1989 [Di Baldassarre et al., 2006]. Nonostante la correlazione tra MAP e orografia sia ancora presente, si è voluto analizzare se nelle serie delle cumulate annuali a disposizione si riscontrassero le

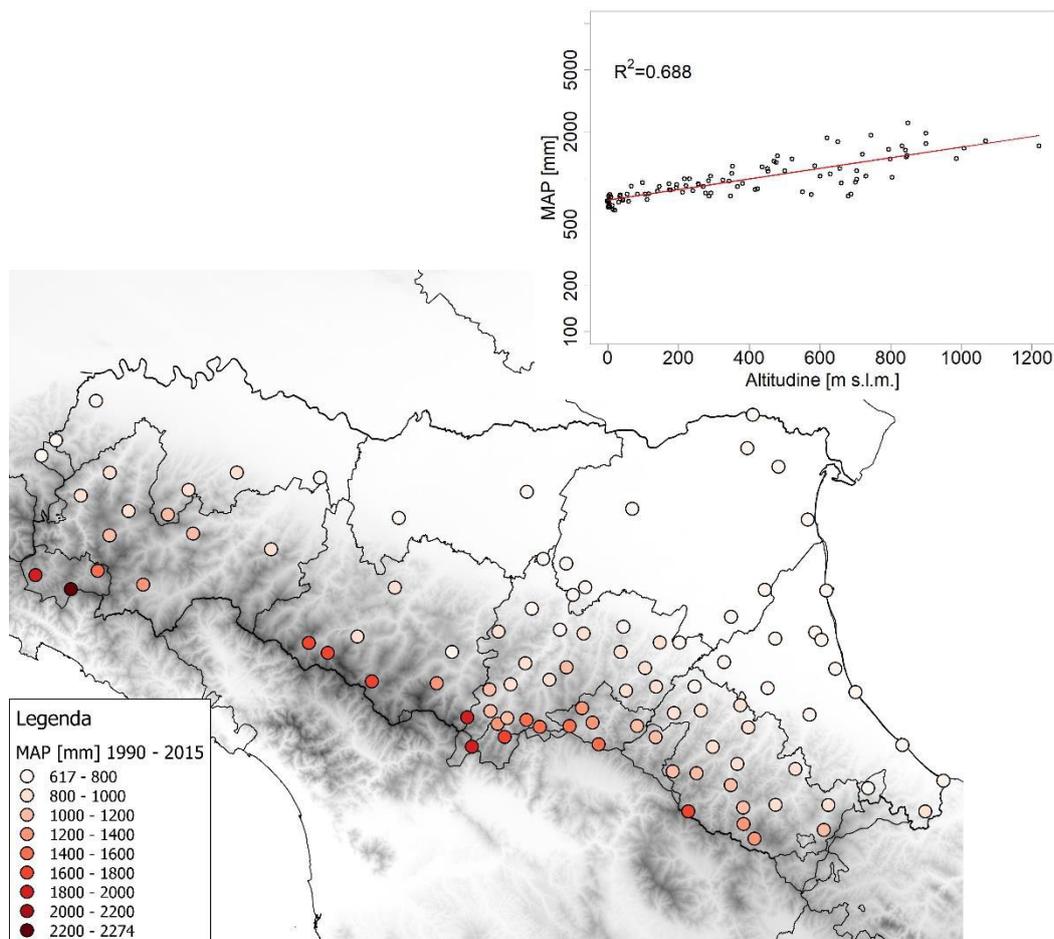


Figura 7.1 - Andamento MAP dal 1990 al 2015 con la quota in Emilia-Romagna

variabilità citate nel Capitolo 1 oggetto di numerosi studi pubblicati da ARPAE. Per questo è stato applicato il test di Pettitt. Il test di Pettitt, come si è già visto nei capitoli precedenti, consente di determinare eventuali cambiamenti repentini nel valore atteso della distribuzione dei valori. La media delle precipitazioni annuali, di fatto, è la variabile di riferimento per determinare i parametri della GEV regionale e un cambiamento di quest'ultima potrebbe determinare un cambiamento, per l'appunto, nella forma della distribuzione. In Figura 7.2 si mostrano i risultati significativi individuati dal test durante il periodo 1931-2015 sia sulle cumulate annuali sia sulle cumulate stagionali. È evidente una generale diminuzione delle precipitazioni, così come individuato da Antolini et al. [2015], dovuta perlopiù a inverni mediamente più secchi.

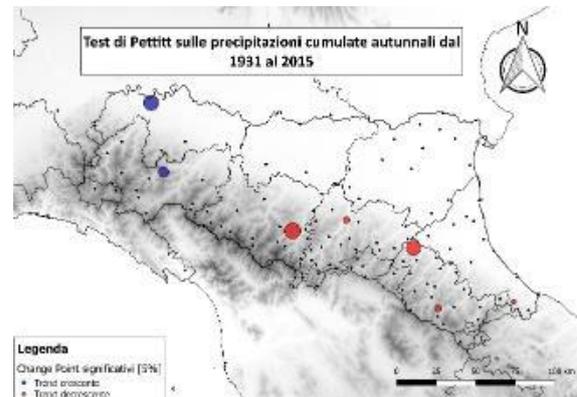
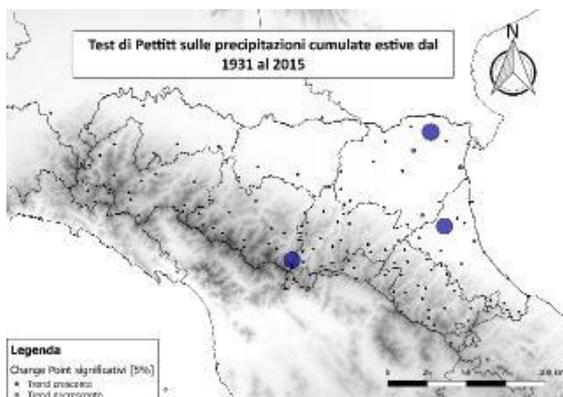
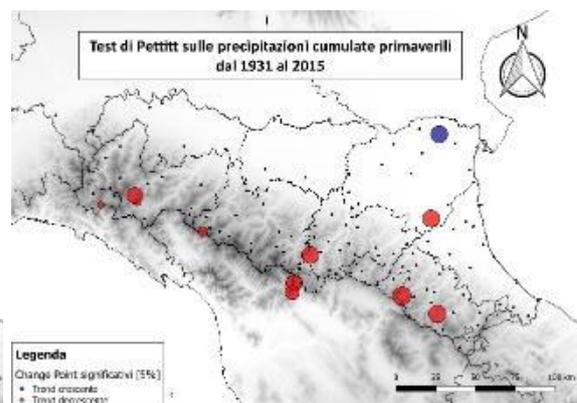
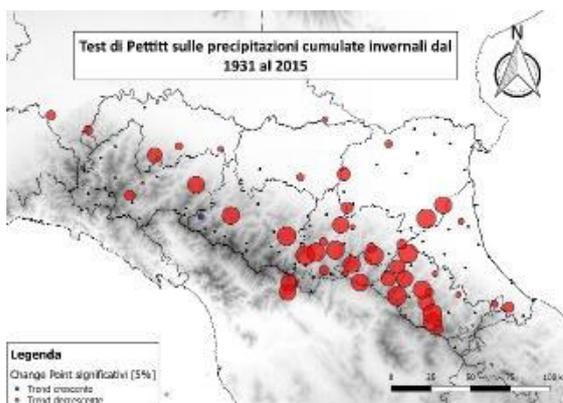
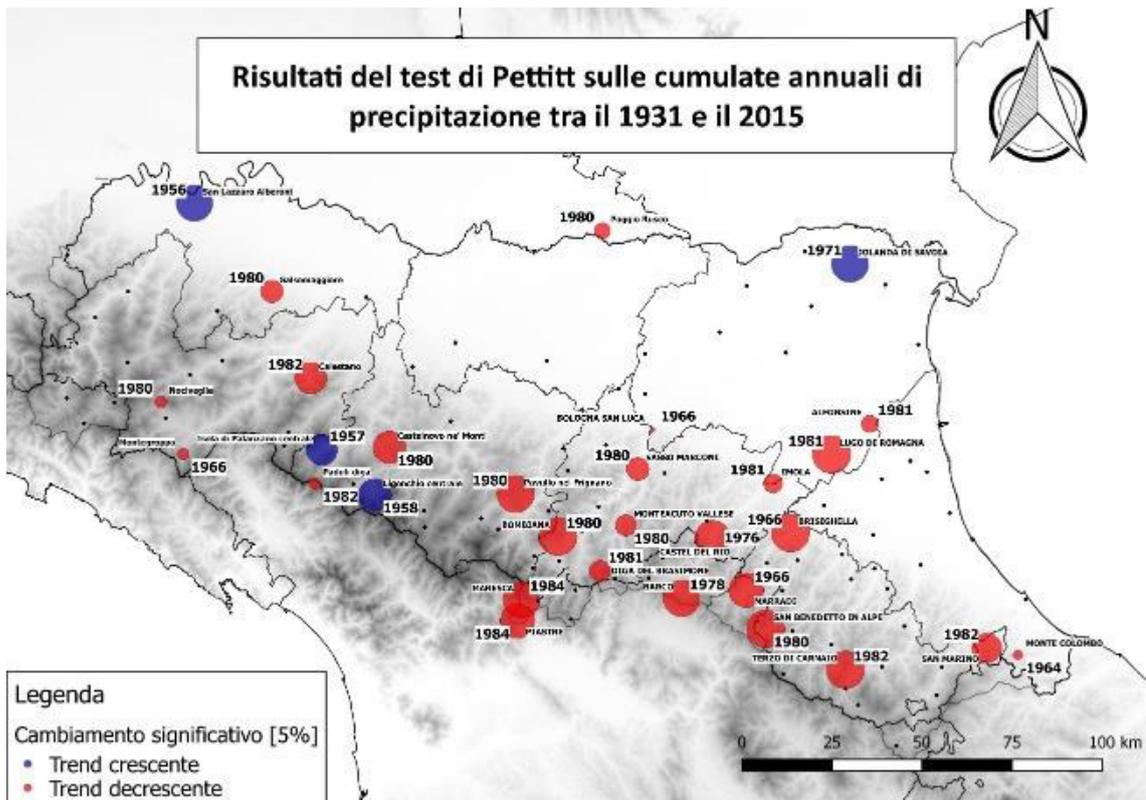


Figura 7.2 - Change Point significativi nelle precipitazioni cumulate annuali e stagionali in Emilia-Romagna dal 1931 al 2015.

Si individuano tre zone in cui il MAP è cresciuto durante il secolo in provincia di Ferrara, in provincia di Piacenza e sull'Appennino reggiano. Il

primo e il secondo cambiamento nella media sono consistenti con i risultati ottenuti dagli altri studi, mentre il terzo non è stato individuato, probabilmente debitamente al fatto che il periodo di osservazione in questione (1931-2015) è più lungo del periodo considerato in Antolini et al. (1961-2010). Nonostante i cambiamenti significativi nelle medie su quasi tutta la regione, gli anni di *change point* individuati sono tutti collocati prima del 1989, per questo è molto probabile che il modello risenta marginalmente dell'effetto di questi cambiamenti in quanto già presenti nei dati iniziali di calibrazione e validazione.

Oltre a verificare la tendenza delle precipitazioni annuali sul periodo di studio, si è verificata l'ipotesi secondo la quale le statistiche delle AMS di una determinata durata siano funzione del MAP della zona considerata. Infatti, la media delle precipitazioni annuale è presa come surrogato della posizione geografica, dando un'indicazione della piovosità generale, essendo correlata all'orografia. In particolare, si è osservato che per MAP contenuti la variabilità della dispersione e forma della distribuzione dei massimi annuali è maggiore e si stabilizza, invece, per valori più elevati di MAP. Per verificare i suddetti comportamenti sul periodo più recente di osservazione si sono prese in considerazione le serie per le quali si avevano a disposizione almeno 20 anni di dati dal 1990 e, contemporaneamente, almeno 20 anni di dati di piogge cumulate annuali. Si sono calcolati con la funzione *lmom* in ambiente R gli L-coefficienti di variazione e di simmetria definiti come: $L - C_v = \frac{\lambda_2}{\lambda_1}$; $L - C_s = \frac{\lambda_3}{\lambda_2}$.

I coefficienti calcolati sono stati messi in relazione con i MAP delle serie dal 1990 e confrontati con la legge di variazione empirica del modello regionale per le varie durate d'evento. In Figura 7.3 e 7.4 si riportano le statistiche degli L-momenti riferiti agli ultimi 26 anni di dati con la relativa media mobile con finestra su 5 osservazioni. Gli andamenti vengono confrontati con le relazioni trovate dal modello empirico riportate nel Capitolo 5.

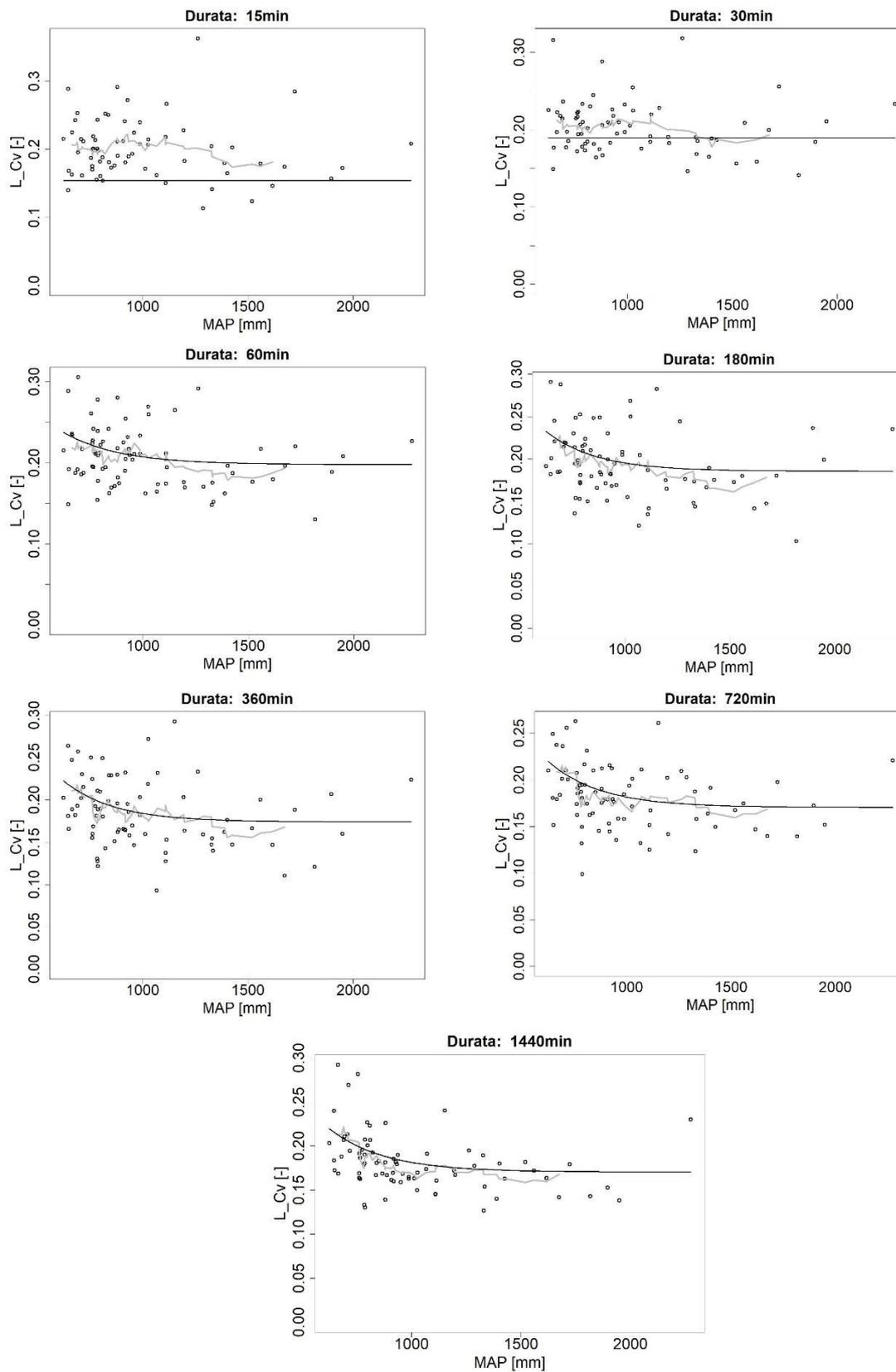


Figura 7.3 - L_{Cv} calcolato sugli AMS dal 1990 al 2015 per le durate di 1, 3, 6, 12, 24 ore e 15, 30 minuti e relazione con la precipitazione media annuale del periodo. In grigio si riporta la media mobile, in nero la relazione empirica del modello regionale [Di Baldassarre et al, 2006].

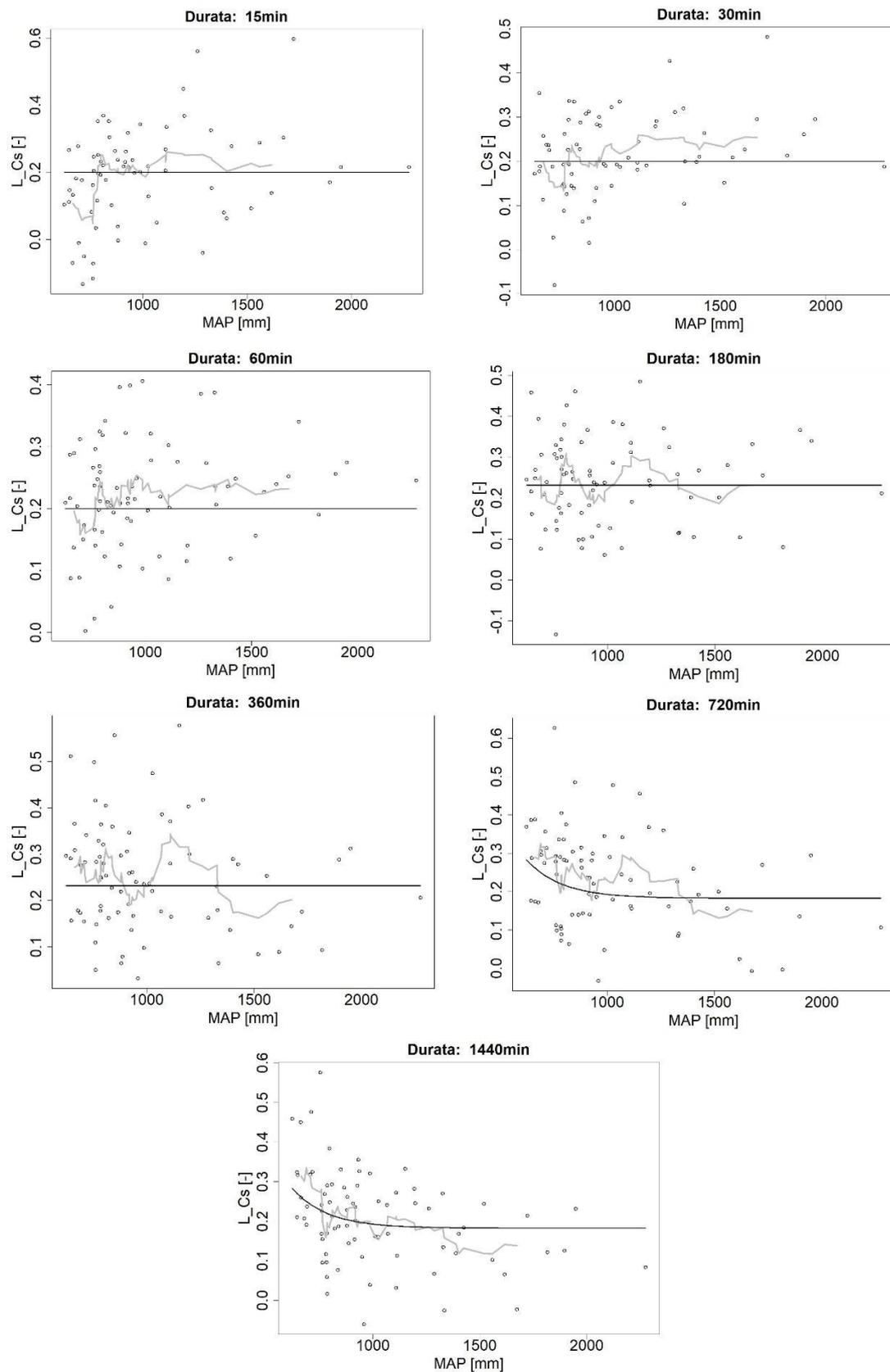


Figura 7.4 - L-Cs calcolato sugli AMS dal 1990 al 2015 per le durate di 1, 3, 6, 12, 24 ore e 15, 30 minuti e relazione con la precipitazione media annuale del periodo. In grigio si riporta la media mobile, in nero la relazione empirica del modello regionale [Di Baldassarre et al, 2006].

Tenendo conto che i dati in questione riguardano solamente l'Emilia-Romagna e non la regione Marche, anch'essa descritta dal modello regionale, e che le serie considerate non sono le medesime considerate al momento della pubblicazione del modello, si osserva che le relazioni empiriche riescono ad approssimare bene le statistiche osservate per gli eventi massimi di durate maggiori, mentre per durate più brevi queste relazioni non sono sempre verificate. $L-L-Cv$ viene sottostimato per la durata di 15 minuti e sovrastimato per le durate maggiori, anche se l'andamento del coefficiente rispetto al MAP viene mantenuto. Ci si aspetta che per eventi di durata minore, effettivamente, la correlazione con la precipitazione annuale media sia minore, trattandosi di eventi che dal punto di vista fisico hanno un comportamento a sé. La relazione col coefficiente di simmetria appare ancora più critico, con andamenti che non sembrano rispecchiare la correlazione empirica per le durate di 15 e 30 minuti e una forte dispersione anche per durate maggiori.

Di seguito si illustra l'applicazione del modello ai dati osservati per verificare se e come le incongruenze osservate vanno ad inficiare la capacità del modello di stimare la distribuzione di frequenza degli eventi estremi di precipitazione di assegnata durata.

7.2 Applicazione del modello regionale GEV(MAP) con MAP e pioggia indice relativi al periodo 1990-2015

La prima valutazione è stata fatta con riferimento al periodo 1990-2015. Si riportano schematicamente i passi seguiti per l'applicazione del modello e alcuni risultati ottenuti.

1. Sono state selezionate le serie con almeno 20 anni di osservazioni AMS dal 1990 al 2015 e contemporaneamente almeno 20 anni di dati di cumulata annuale sullo stesso periodo per le durate di 15 e 30 minuti, 1, 3, 6, 12 e 24 ore;

2. si è calcolato il MAP per le stazioni selezionate;
3. si è calcolata la pioggia indice m_d di assegnata durata come la media della serie AMS disponibile per la durata in esame;
4. si sono calcolati i valori di $L-C_{VR}$ e $L-C_{SR}$ a partire dal dato di MAP disponibile per la stazione in esame secondo la (5.1.6) e con i coefficienti a , b e c proposti dal modello e riportati in Tabella 5.1;
5. con gli $L-C_x$ è stata calcolata la GEV regionale come indicato in (5.1.2);
6. dalla distribuzione si è ricavato il fattore di crescita adimensionale $h'(t, T)$ per le varie durate considerate e per tempi di ritorno fino ai 200 anni;
7. si è moltiplicata la pioggia indice per il fattore di crescita per ottenere la distribuzione dimensionale;
8. si è calcolata la distribuzione campionaria delle osservazioni AMS secondo Weibull;
9. si è applicato il test di Kolmogorov-Smirnov che valuta la massima differenza tra la CDF del modello e la CDF campionaria.

I risultati sono del test di Kolmogorov-Smirnov sono sintetizzati nelle mappe in Figura 7.5. Purtroppo, i dati a disposizione non hanno permesso di avere una copertura omogenea su tutta la regione, ma le serie si concentrano sull'Appennino, bacino del Reno e foce Po, mentre sono quasi completamente mancanti in tutta la zona padana di Modena, Reggio Emilia, Parma e Piacenza. Il test ha quasi sempre accettato l'ipotesi iniziale, cioè che le osservazioni seguono la distribuzione GEV regionale calcolata mediante il modello regionale "Di Baldassarre". Il modello fornisce risultati di inferiore affidabilità per la durata di 15 minuti, come ci si poteva aspettare anche in virtù della scarsa approssimazione dei coefficienti $L-C_x$ evidenziata nel paragrafo precedente. Ad ogni modo, la percentuale delle serie che ha rigettato l'ipotesi è minore del 5%, perciò all'interno della significatività statistica con la quale il test è stato applicato. Per le altre durate il modello appare ancora performante, ad eccezione di alcuni casi

sporadici in cui le osservazioni non seguono la distribuzione. Le serie in questione sono Idrovora di Guagnino, Firenzuola, Treppio, Diga di Suviana, Pracchia, Pennabilli, Ferriere e San Pancrazio. Non sembra esserci una sistematicità geografica nel rigetto del modello, a parte le zone del ferrarese e dell'Appennino toscano che falliscono il test in modo più ricorrente. Ad ogni modo, la variabilità dei risultati dipende molto anche dalla durata delle serie considerate. Si riportano in Figura 7.6 alcuni grafici del confronto delle distribuzioni in termini sia di CDF che di tempo di ritorno più significativi. Si nota come, nei casi in cui il modello non è più applicabile, i tempi di ritorno degli eventi vengono notevolmente sovrastimati dal modello. Questa tendenza a sovrastimare il tempo di ritorno si riscontra in generale per molte applicazioni del modello, anche qualora sia ritenuto accettabile dal test di Kolmogorov-Smirnov

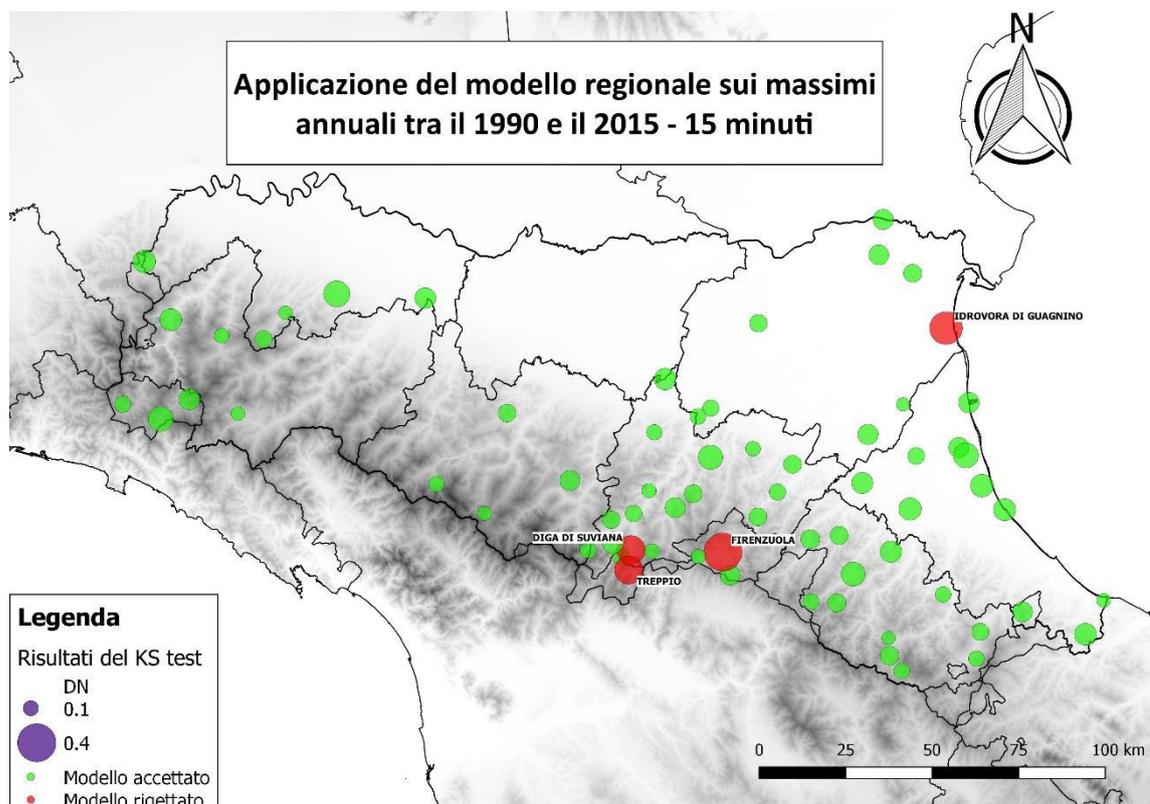


Figura 7.5a - Risultati del test di Kolmogorov-Smirnov sul modello regionale per gli AMS di durata 15 minuti nel periodo 1990-2015: in verde si riportano le serie per cui il modello è accettato, in rosso si riportano le serie per cui il modello non è accettato. La dimensione dei markers è proporzionale alla distanza massima tra la frequenza cumulata calcolata dal modello e la frequenza osservata secondo una distribuzione campionaria di Weibull.

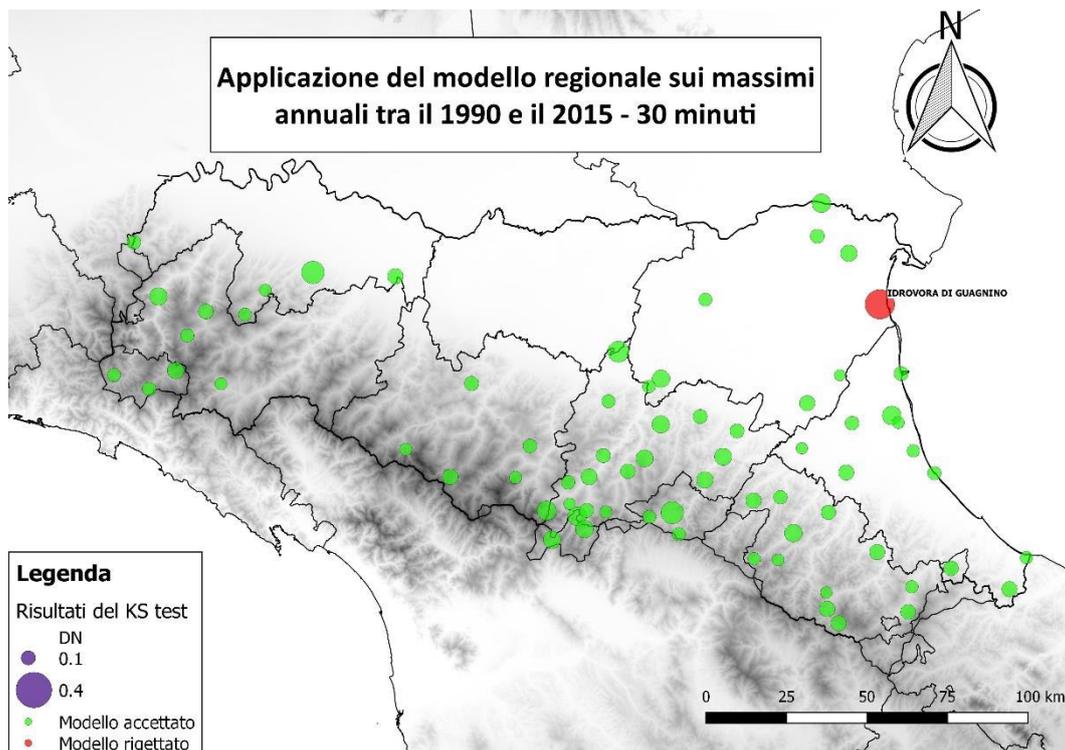


Figura 7.5b - Risultati del test di Kolmogorov-Smirnov sul modello regionale per gli AMS di durata 30 minuti nel periodo 1990-2015: in verde si riportano le serie per cui il modello è accettato, in rosso si riportano le serie per cui il modello non è accettato. La dimensione dei markers è proporzionale alla distanza massima tra la frequenza cumulata calcolata dal modello e la frequenza osservata secondo una distribuzione campionaria di Weibull.

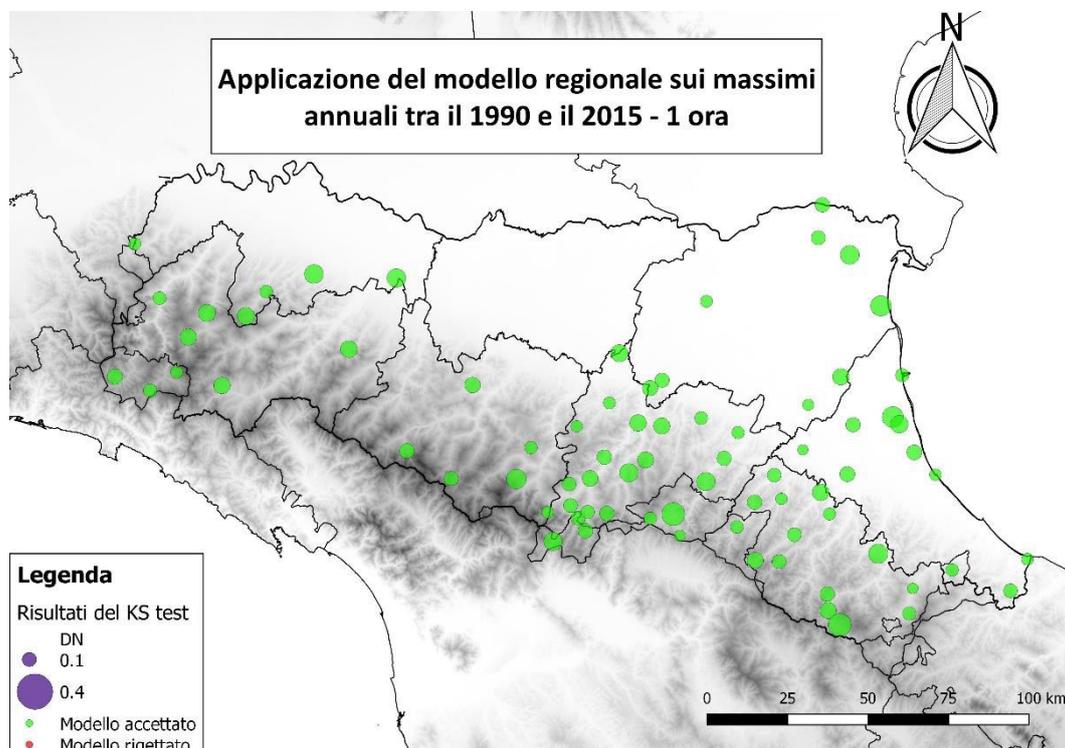


Figura 7.5c - Risultati del test di Kolmogorov-Smirnov sul modello regionale per gli AMS di durata 1 ora nel periodo 1990-2015: in verde si riportano le serie per cui il modello è accettato, in rosso si riportano le serie per cui il modello non è accettato. La dimensione dei markers è proporzionale alla distanza massima tra la frequenza cumulata calcolata dal modello e la frequenza osservata secondo una distribuzione campionaria di Weibull.

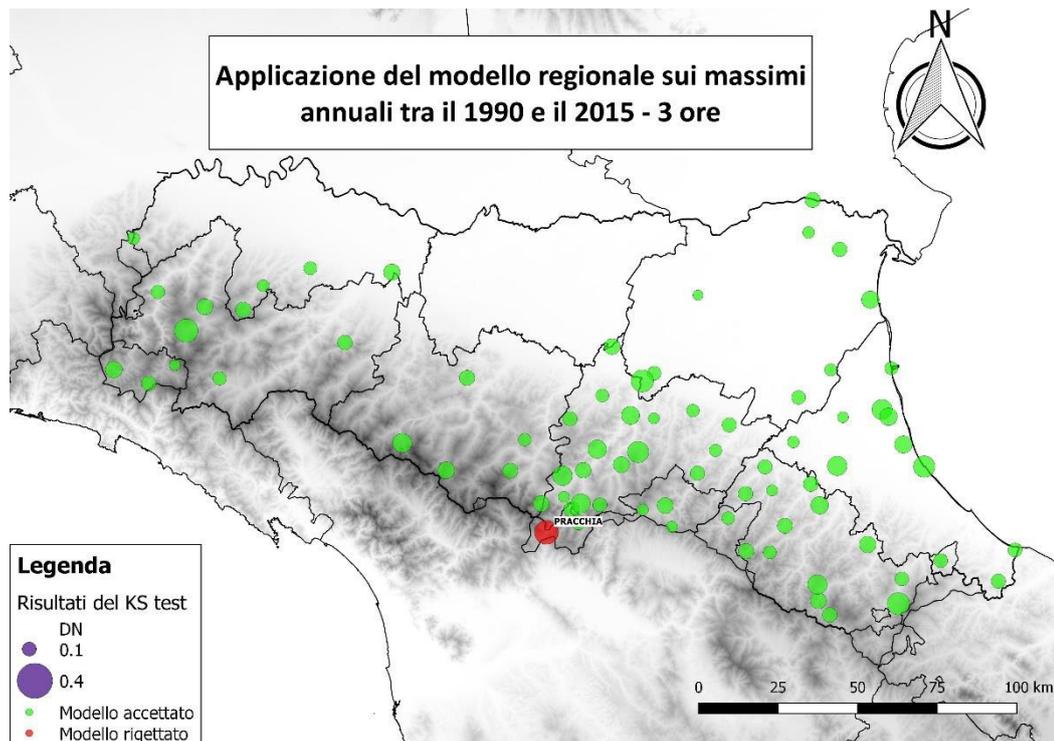


Figura 7.5d - Risultati del test di Kolmogorov-Smirnov sul modello regionale per gli AMS di durata 3 ore nel periodo 1990-2015: in verde si riportano le serie per cui il modello è accettato, in rosso si riportano le serie per cui il modello non è accettato. La dimensione dei markers è proporzionale alla distanza massima tra la frequenza cumulata calcolata dal modello e la frequenza osservata secondo una distribuzione campionaria di Weibull.

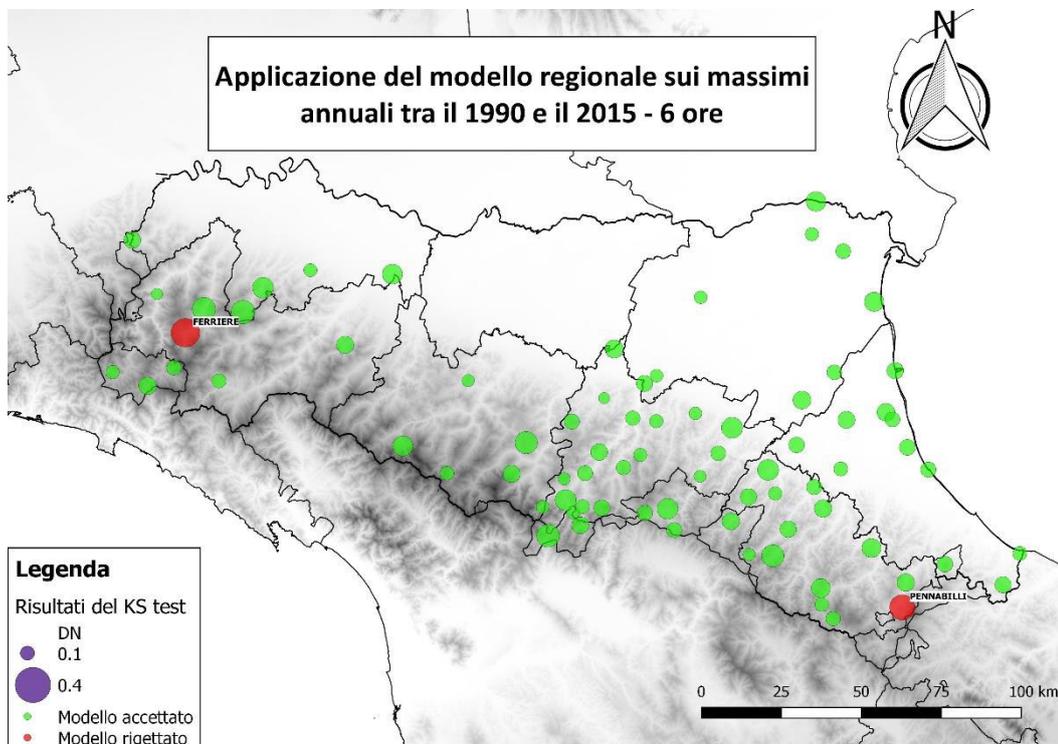


Figura 7.5e - Risultati del test di Kolmogorov-Smirnov sul modello regionale per gli AMS di durata 6 ore nel periodo 1990-2015: in verde si riportano le serie per cui il modello è accettato, in rosso si riportano le serie per cui il modello non è accettato. La dimensione dei markers è proporzionale alla distanza massima tra la frequenza cumulata calcolata dal modello e la frequenza osservata secondo una distribuzione campionaria di Weibull.

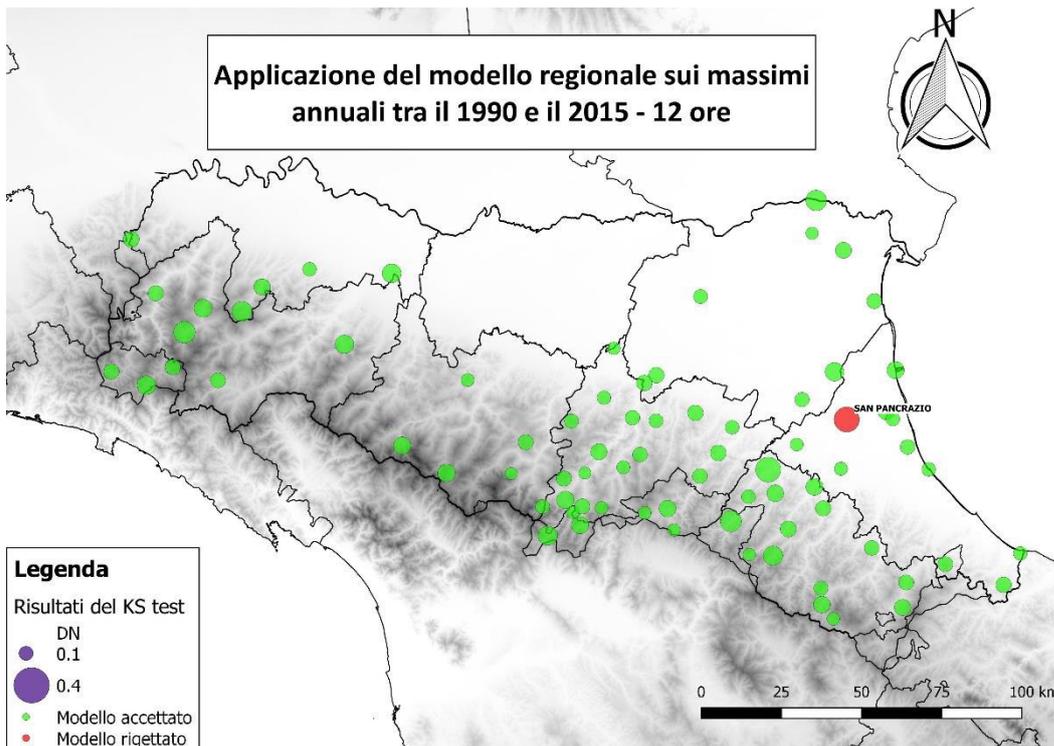


Figura 7.5f - Risultati del test di Kolmogorov-Smirnov sul modello regionale per gli AMS di durata 12 ore nel periodo 1990-2015: in verde si riportano le serie per cui il modello è accettato, in rosso si riportano le serie per cui il modello non è accettato. La dimensione dei markers è proporzionale alla distanza massima tra la frequenza cumulata calcolata dal modello e la frequenza osservata secondo una distribuzione campionaria di Weibull.

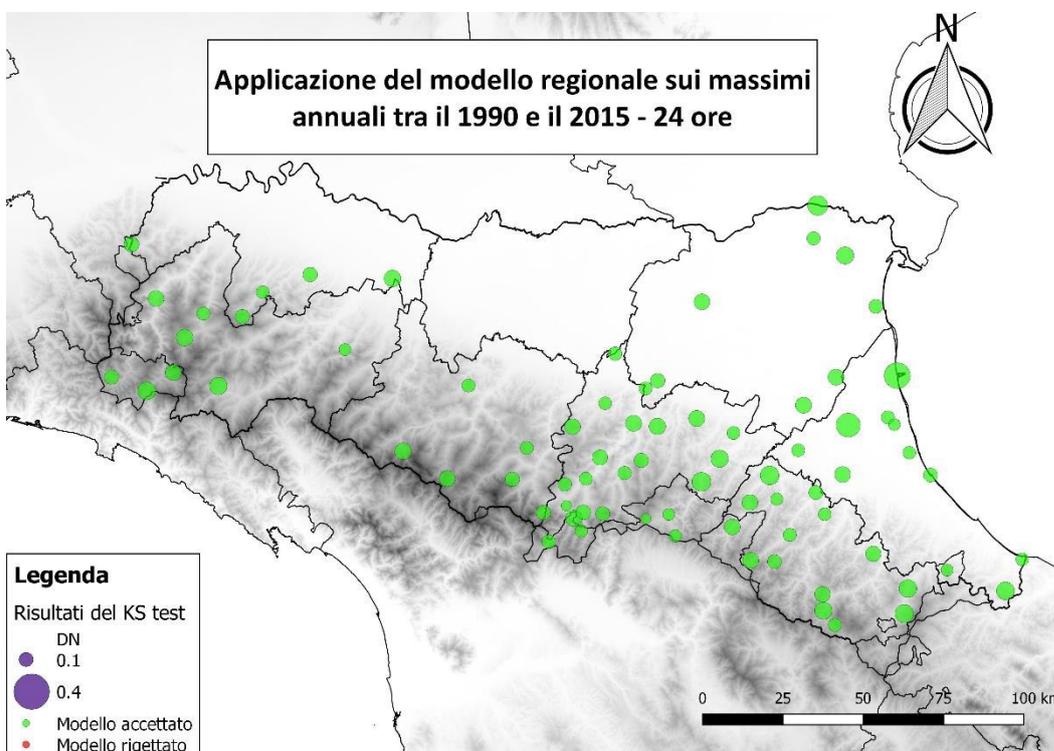


Figura 7.5g - Risultati del test di Kolmogorov-Smirnov sul modello regionale per gli AMS di durata 24 ore nel periodo 1990-2015: in verde si riportano le serie per cui il modello è accettato, in rosso si riportano le serie per cui il modello non è accettato. La dimensione dei markers è proporzionale alla distanza massima tra la frequenza cumulata calcolata dal modello e la frequenza osservata secondo una distribuzione campionaria di Weibull.

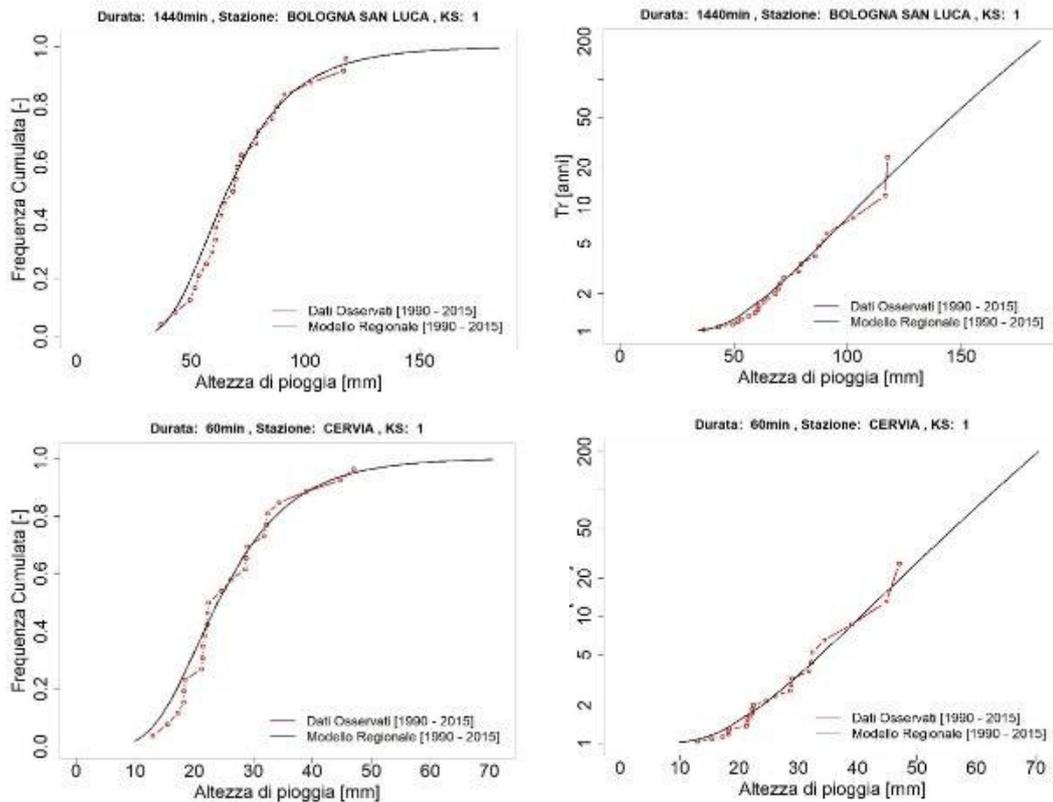


Figura 7.6a - Esempi di serie per le quali il modello è verificato: Bologna San Luca (BO) per la durata 24 ore e Cervia (RA) per la durata 1 ora. A sinistra si riporta la probabilità di non superamento e a destra il tempo di ritorno.

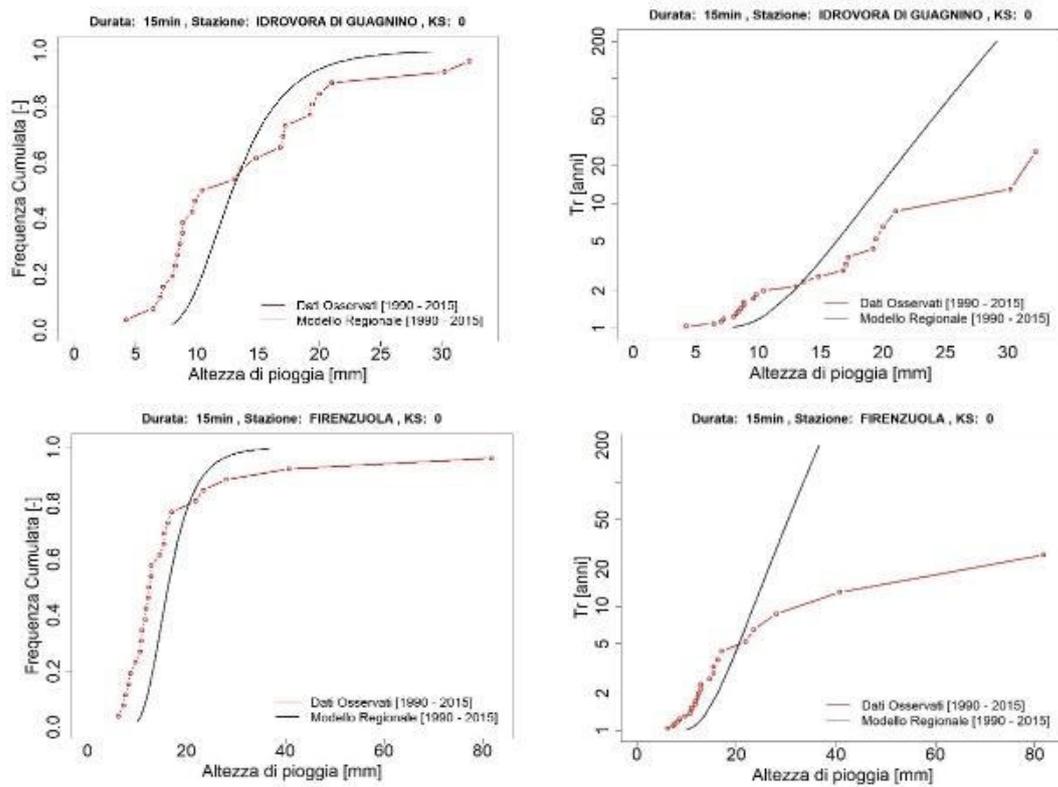


Figura 7.6b - Esempi di serie per le quali il modello non è verificato: Idrovora di Guagnino (FE), Firenzuola (FI) per la durata 15 minuti. A sinistra si riporta la probabilità di non superamento e a destra il tempo di ritorno.

7.3 Applicazione del modello con MAP e pioggia indice relativi al periodo 1935-1989

L'applicazione precedente del modello regionale sul periodo 1990-2015 era volta, come già enunciato, alla verifica della capacità del modello di descrivere la frequenza di accadimento degli estremi per un periodo successivo rispetto a quello per il quale era stato messo a punto. Appurato che, nella maggior parte delle serie osservate e per la maggior parte delle durate di evento, il modello è ancora valido per la stima dei quantili di precipitazione per una determinata frequenza o tempo di ritorno, si vuole ora valutare se le serie AMS dopo il 1990 risultano ben descritte da una GEV regionale ottenuta considerando gli L-momenti calcolati sul MAP prima del 1990 e una pioggia indice anch'essa calcolata con riferimento al periodo 1935-1989.

La medesima procedura descritta nel paragrafo precedente è stata dunque applicata alle serie che avevano almeno 20 anni di osservazioni dei massimi annuali dal 1990 al 2015, 30 anni tra il 1935 e il 1989 per le serie di durata oraria e sovra-oraria o 5 anni per le serie di durata sub-oraria e almeno l'80% di dati di precipitazione cumulata annuale dal 1935 al 1989. Come illustrato sopra, il calcolo risulta essere analogo, con la differenza che il fattore di crescita è stato calcolato con il MAP calcolato tra il 1935 e il 1989 e la pioggia indice come la media dei massimi annuali tra il 1935 e il 1989.

La distribuzione di probabilità così calcolata è stata confrontata con le serie AMS osservate tra il 1990 e il 2015. I risultati di Kolmogorov-Smirnov sono riportati nelle mappe in Figura 7.7. È indiscutibile un generale scostamento negli ultimi 26 anni dalla distribuzione dei valori estremi prima del 1989 per le durate sub-orarie di evento, mentre per le durate orarie e sovra-orarie molte delle serie che rigettano il modello sono localizzate nelle zone in cui erano già stati individuate tendenze di non stazionarietà durante le analisi precedenti.

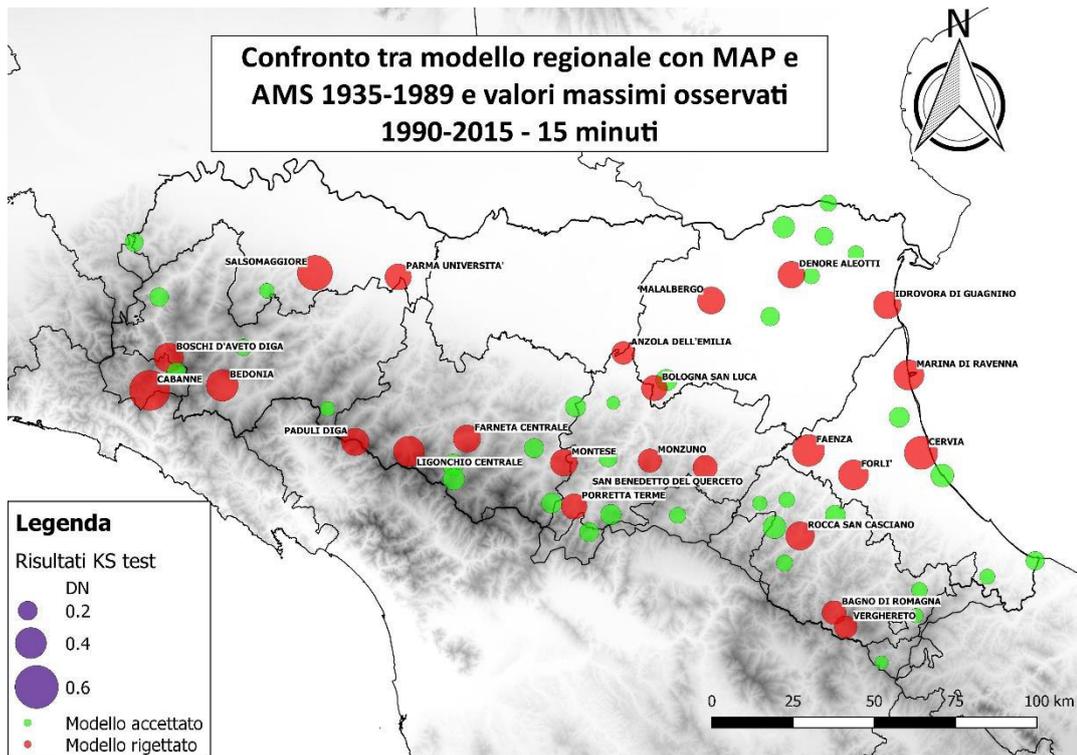


Figura 7.7a - Risultati del test di Kolmogorov-Smirnov sul modello regionale calcolato sul periodo 1935-1989 per gli AMS di durata 15 minuti nel periodo 1990-2015: in verde si riportano le serie per cui il modello è accettato, in rosso si riportano le serie per cui il modello non è accettato. La dimensione dei markers è proporzionale alla distanza massima tra la frequenza cumulata calcolata dal modello e la frequenza osservata secondo una distribuzione campionaria di Weibull.

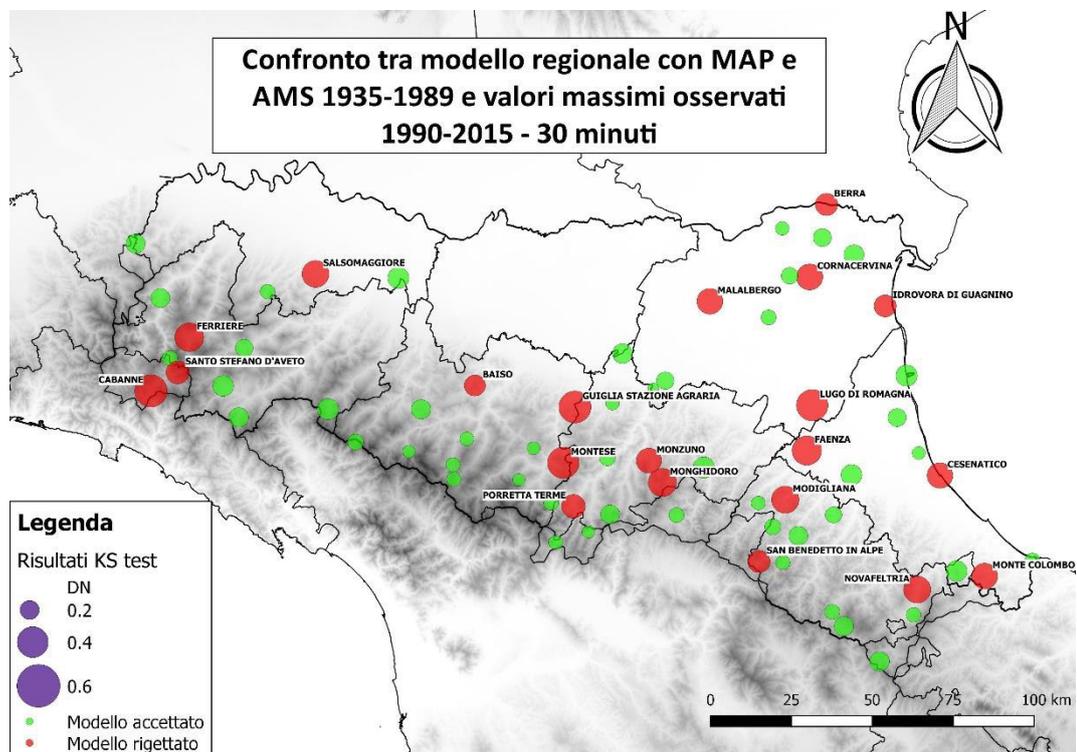


Figura 7.7b - Risultati del test di Kolmogorov-Smirnov sul modello regionale calcolato sul periodo 1935-1989 per gli AMS di durata 30 minuti nel periodo 1990-2015: in verde si riportano le serie per cui il modello è accettato, in rosso si riportano le serie per cui il modello non è accettato. La dimensione dei markers è proporzionale alla distanza massima tra la frequenza cumulata calcolata dal modello e la frequenza osservata secondo una distribuzione campionaria di Weibull.

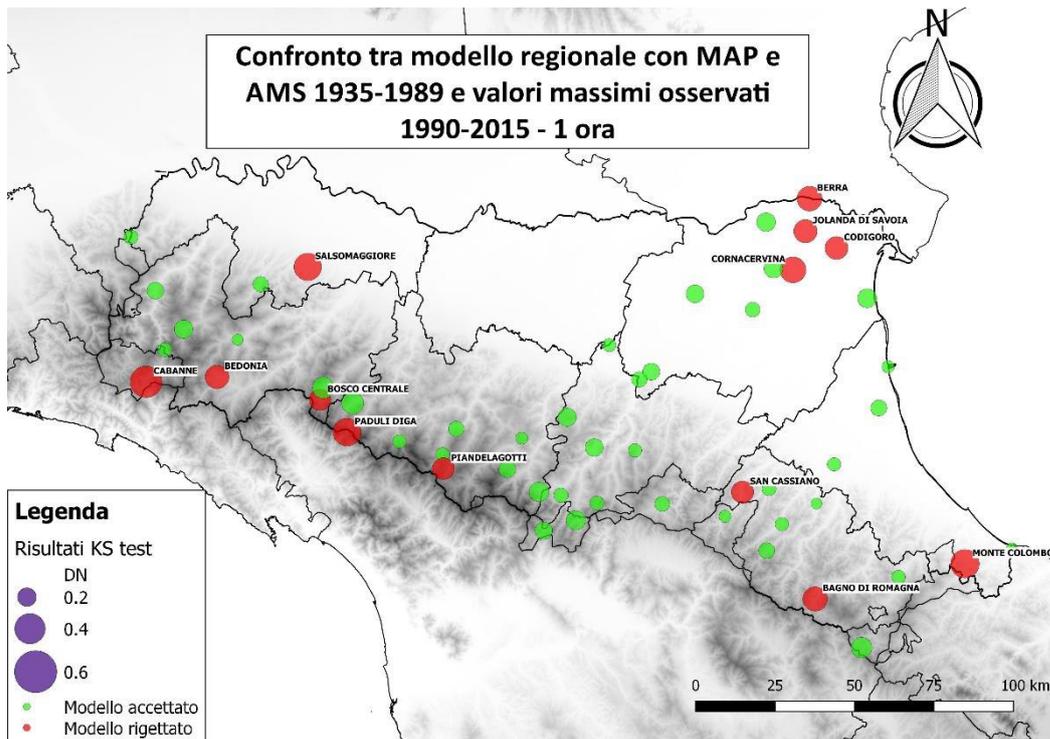


Figura 7.7c - Risultati del test di Kolmogorov-Smirnov sul modello regionale calcolato sul periodo 1935-1989 per gli AMS di durata 1 ora nel periodo 1990-2015: in verde si riportano le serie per cui il modello è accettato, in rosso si riportano le serie per cui il modello non è accettato. La dimensione dei markers è proporzionale alla distanza massima tra la frequenza cumulata calcolata dal modello e la frequenza osservata secondo una distribuzione campionaria di Weibull.

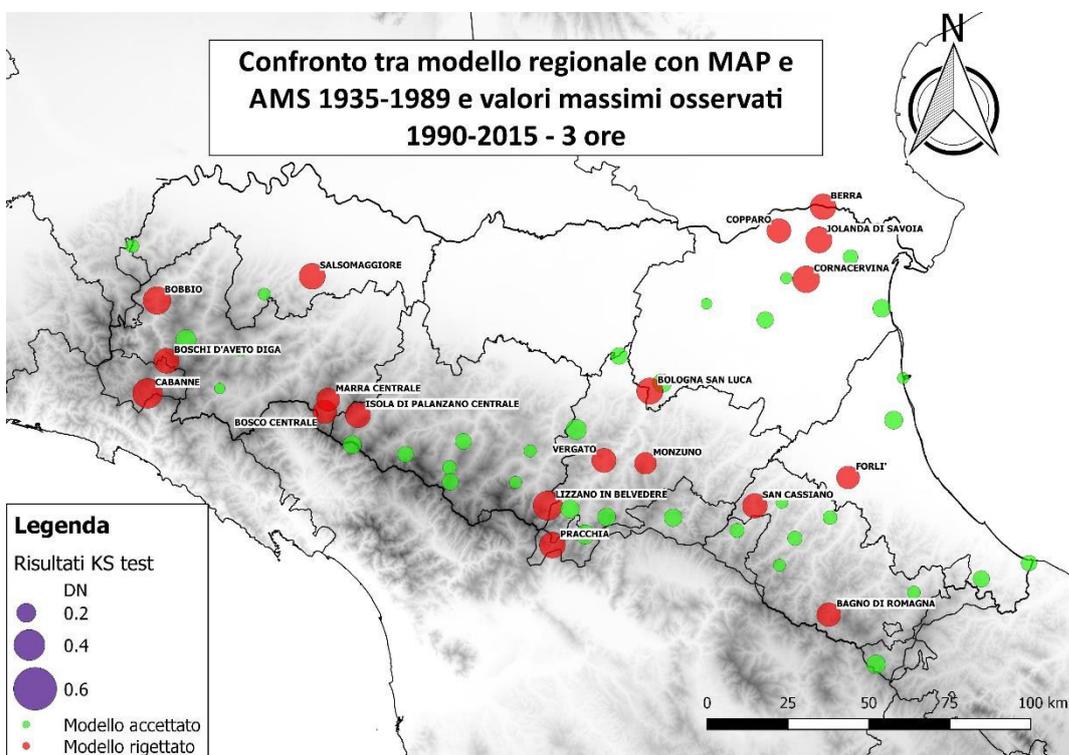


Figura 7.7d - Risultati del test di Kolmogorov-Smirnov sul modello regionale calcolato sul periodo 1935-1989 per gli AMS di durata 3 ore nel periodo 1990-2015: in verde si riportano le serie per cui il modello è accettato, in rosso si riportano le serie per cui il modello non è accettato. La dimensione dei markers è proporzionale alla distanza massima tra la frequenza cumulata calcolata dal modello e la frequenza osservata secondo una distribuzione campionaria di Weibull.

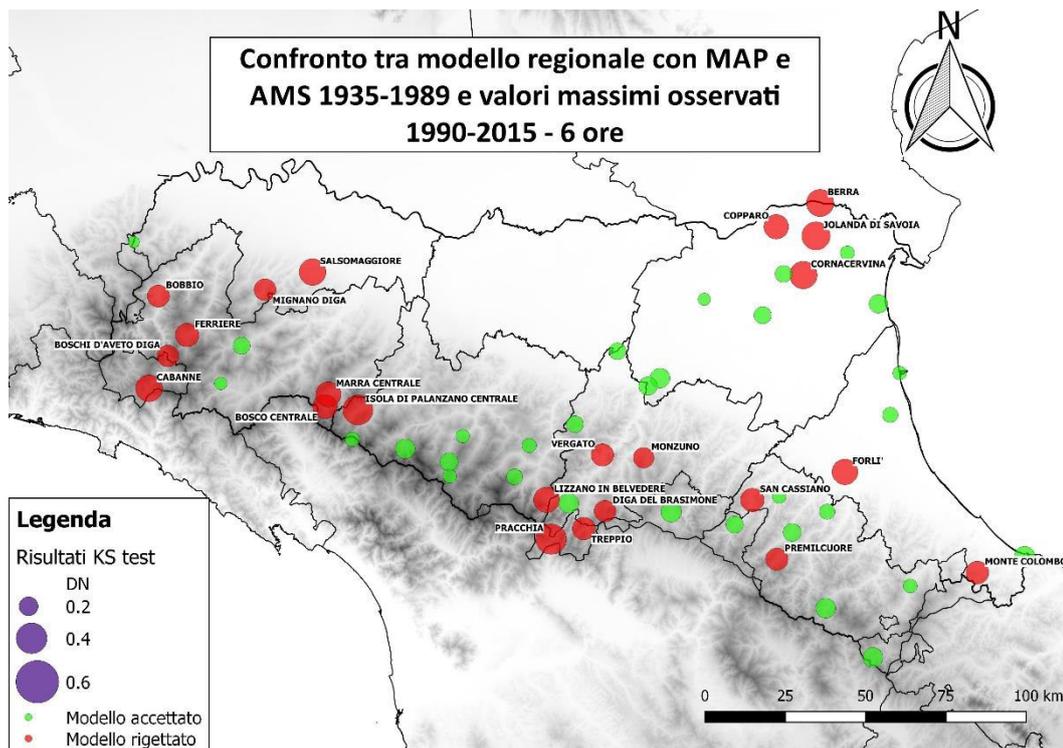


Figura 7.7e - Risultati del test di Kolmogorov-Smirnov sul modello regionale calcolato sul periodo 1935-1989 per gli AMS di durata 6 ore nel periodo 1990-2015: in verde si riportano le serie per cui il modello è accettato, in rosso si riportano le serie per cui il modello non è accettato. La dimensione dei markers è proporzionale alla distanza massima tra la frequenza cumulata calcolata dal modello e la frequenza osservata secondo una distribuzione campionaria di Weibull.

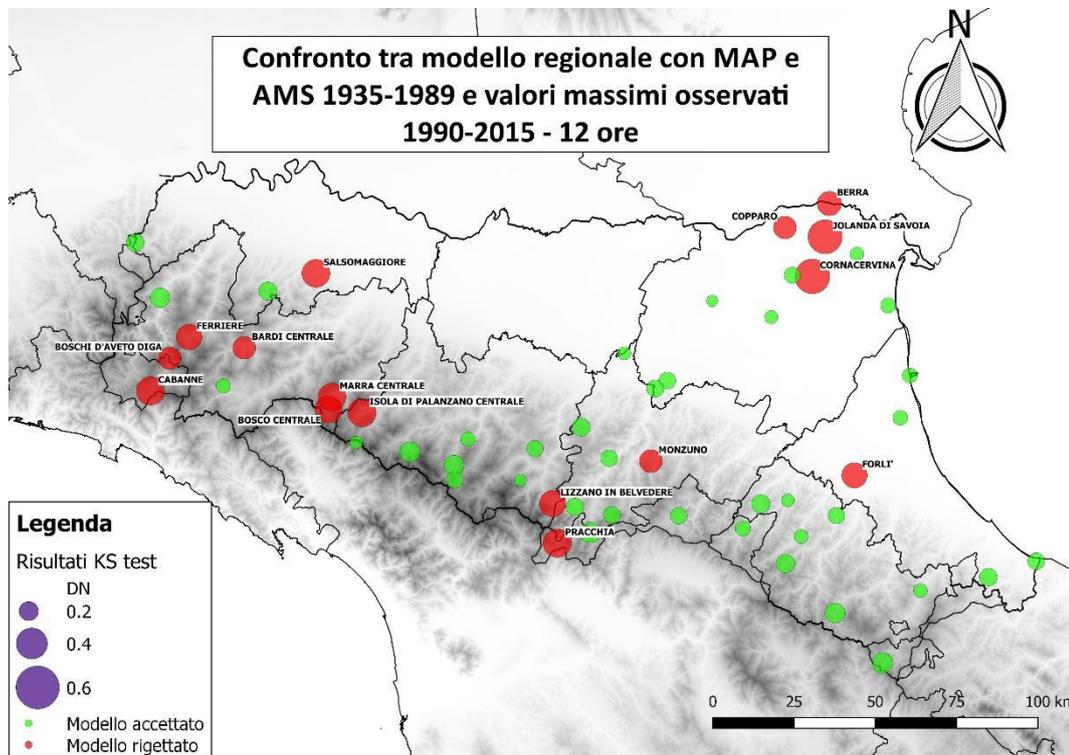


Figura 7.7f - Risultati del test di Kolmogorov-Smirnov sul modello regionale calcolato sul periodo 1935-1989 per gli AMS di durata 12 ore nel periodo 1990-2015: in verde si riportano le serie per cui il modello è accettato, in rosso si riportano le serie per cui il modello non è accettato. La dimensione dei markers è proporzionale alla distanza massima tra la frequenza cumulata calcolata dal modello e la frequenza osservata secondo una distribuzione campionaria di Weibull.

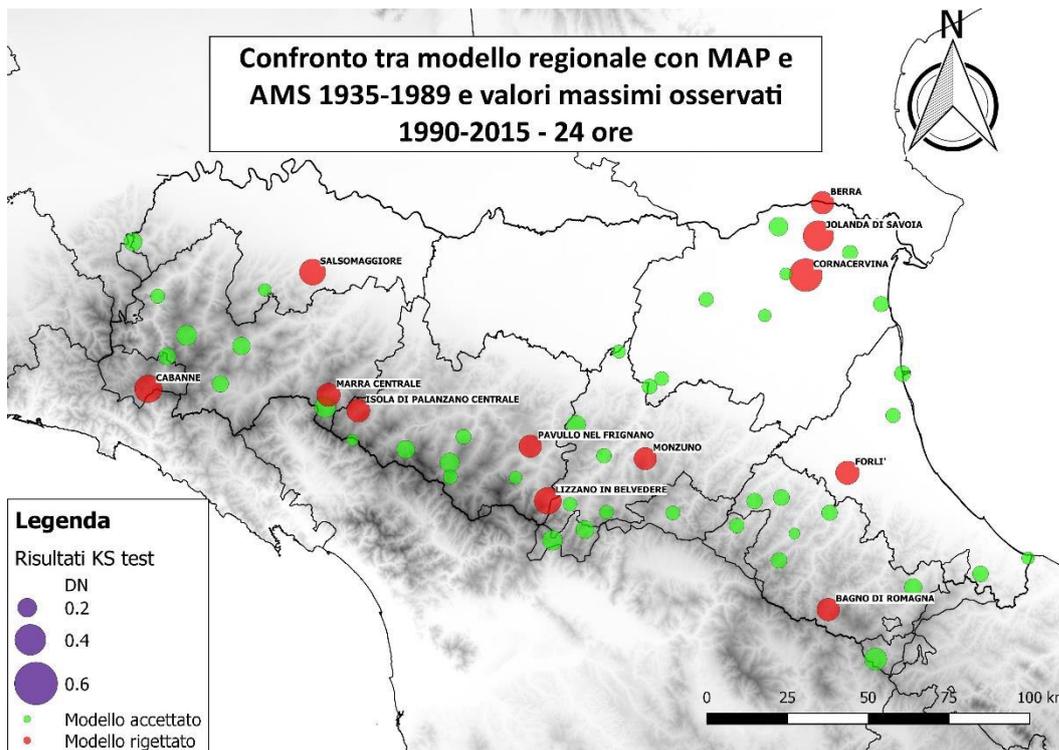


Figura 7.7g - Risultati del test di Kolmogorov-Smirnov sul modello regionale calcolato sul periodo 1935-1989 per gli AMS di durata 24 ore nel periodo 1990-2015: in verde si riportano le serie per cui il modello è accettato, in rosso si riportano le serie per cui il modello non è accettato. La dimensione dei markers è proporzionale alla distanza massima tra la frequenza cumulata calcolata dal modello e la frequenza osservata secondo una distribuzione campionaria di Weibull.

Nei grafici di confronto delle distribuzioni (v. Figura 7.8), si nota come la causa del rigetto del modello risieda principalmente nel cambiamento nella media dei massimi annuali. Infatti, la forma della distribuzione segue bene l'andamento della GEV, sintomo del fatto che, nella stima del fattore di crescita, il modello regionale non risente di cambiamenti nella media delle precipitazioni annuali. Lo stesso non si può dire della pioggia indice, ovvero della media dei massimi annuali. Le distribuzioni sono, infatti, spesso traslate di un certo intervallo rispetto alla GEV stimata mediante modello regionale. Questo avviene perché il fattore di crescita viene moltiplicato per una pioggia indice che si riferisce al periodo 1935-1989 che è diversa da quella degli anni 1990-2015, con cui si esegue il confronto. Il modello risente molto non solo dei cambiamenti repentini nelle medie delle AMS intercettati dal test di Pettitt, ma anche di

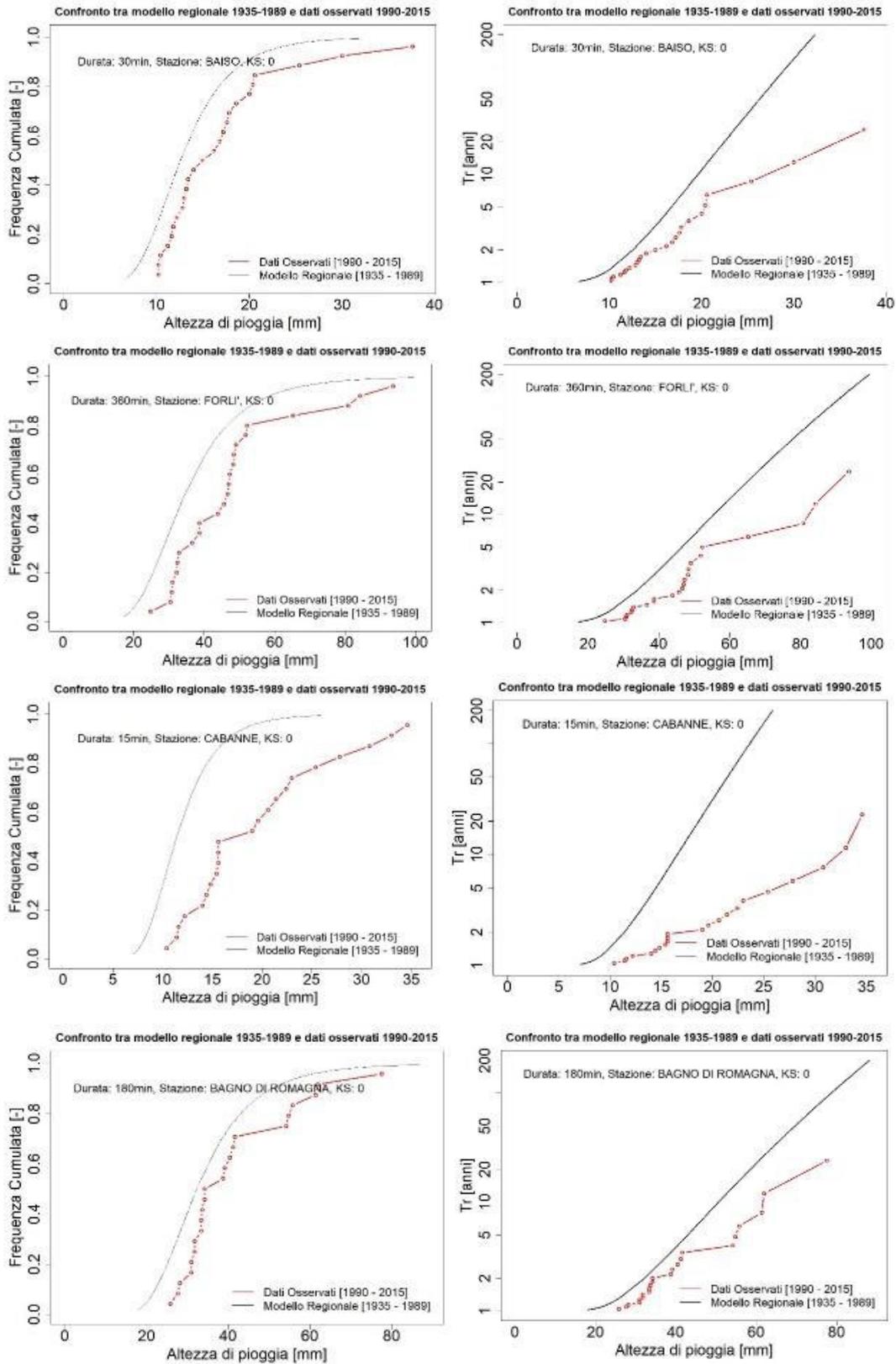


Figura 7.8 - Esempi di serie che hanno subito un cambiamento nel regime di frequenza: Baiso (RE) per la durata 30 minuti, Forlì (FC) per la durata 6 ore, Cabanne (GE) per la durata 15 minuti, Bagno di Romagna (FC) per la durata 3 ore. A sinistra si riporta la probabilità di non superamento e a destra il tempo di ritorno.

cambiamenti che non sono risultati significativi al test. Infatti un 30-40% delle

serie prese in esame subisce uno scostamento significativo del regime di frequenza, molte delle quali non avevano dato segnali significativi di cambiamento nella media.

L'applicazione del modello regionale con valori di MAP e pioggia indice derivati localmente e relativi a diversi periodi di osservazione illustrata ai paragrafi precedenti ha messo chiaramente in evidenza alterazioni anche significative del regime di frequenza degli estremi di precipitazione a durata sub-giornaliera. A causa di dette alterazioni, l'altezza di precipitazione in assegnata durata ed associata ad un tempo di ritorno $T=100$ anni stimabile per una data stazione sulla base di MAP e pioggia indice relativi al periodo 1935-1989, può risultare associata ad un tempo di ritorno anche significativamente diverso secondo lo stesso modello regionale in cui si adottino valori di MAP e pioggia indice riferiti al periodo 1990-2015. Nelle mappe seguenti (Figura 7.9), ad esempio, si mostra il tempo di ritorno associabile all'altezza di precipitazione centennale stimata sulla base di osservazioni raccolte prima del 1990, una volta che venga adottato un modello regionale i cui parametri siano stati derivati per le osservazioni raccolte tra il 1990 e il 2015.

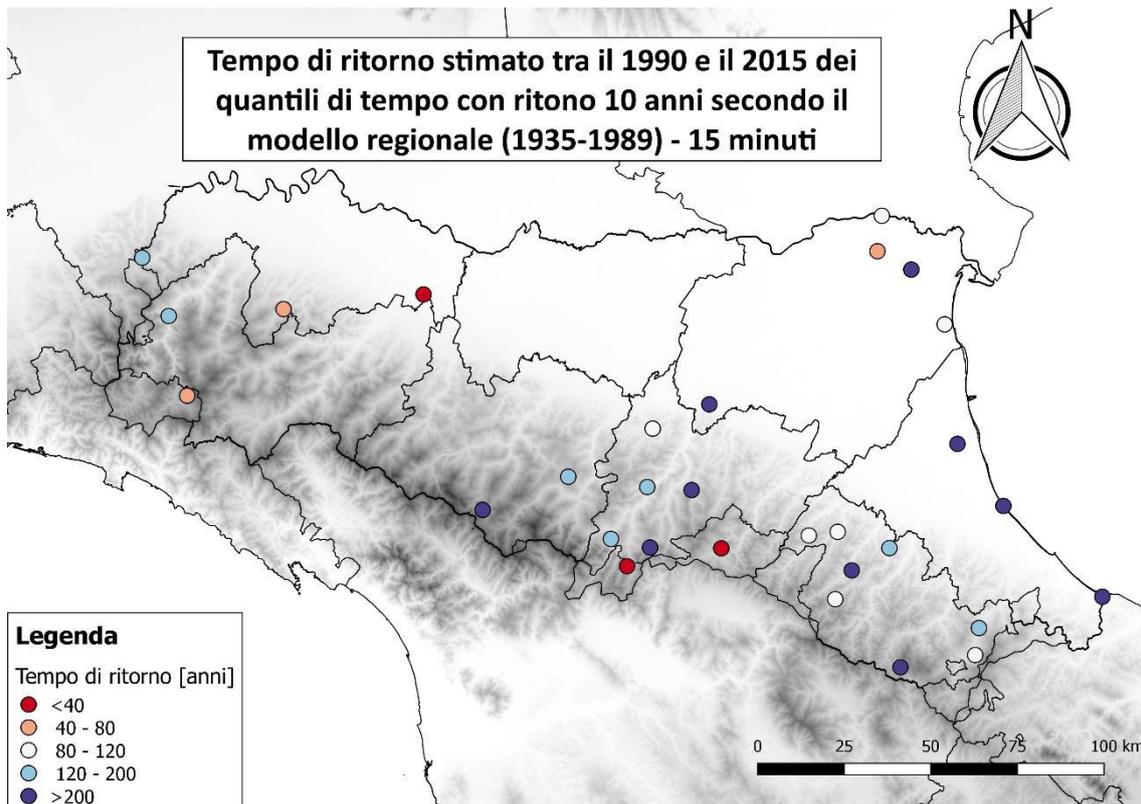


Figura 7.9a - T_r stimato dopo il 1990 per eventi di durata 15 minuti con $T_r = 100$ anni secondo il modello regionale stimato su osservazioni prima del 1990.

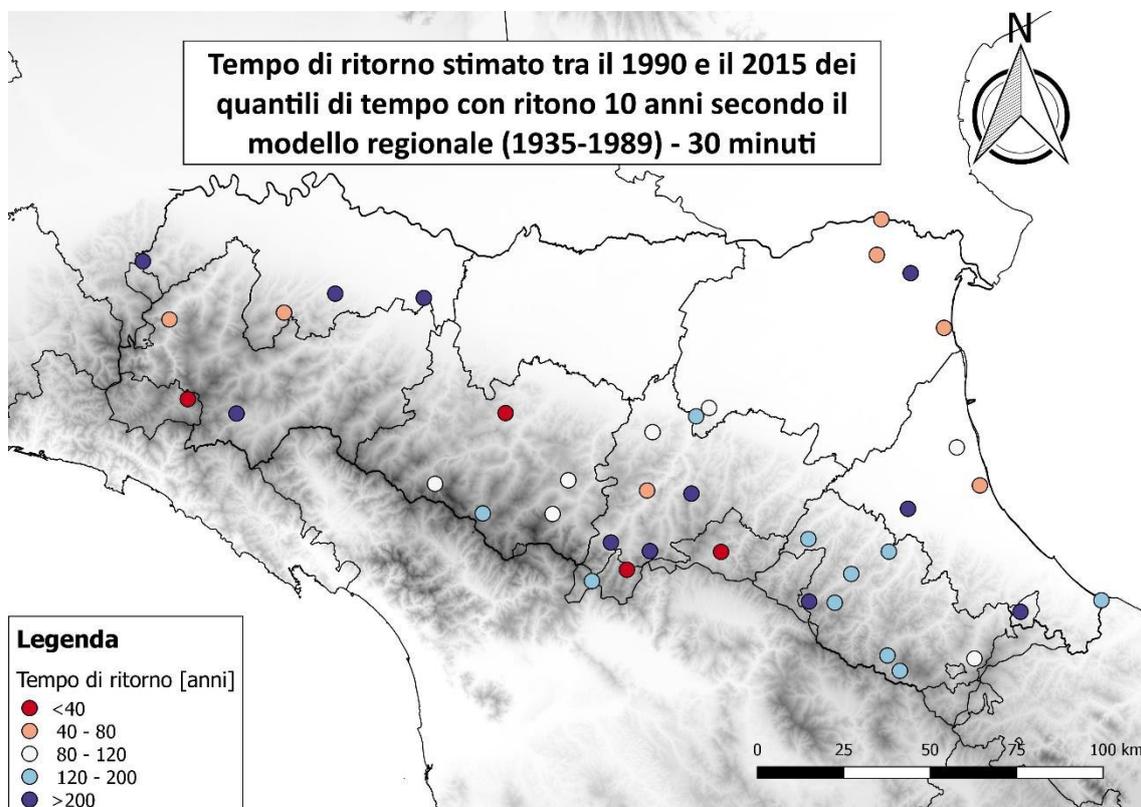


Figura 7.9b - T_r stimato dopo il 1990 per eventi di durata 30 minuti con $T_r = 100$ anni secondo il modello regionale stimato su osservazioni prima del 1990.

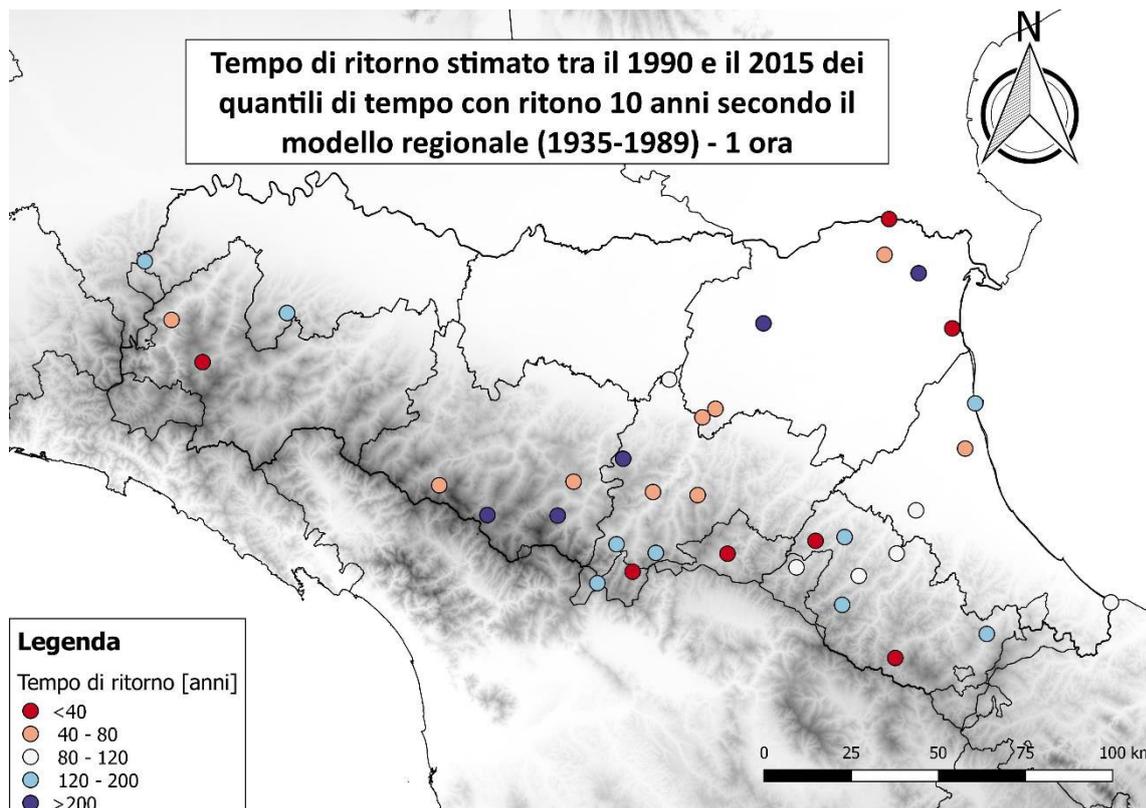


Figura 7.9c - T_r stimato dopo il 1990 per eventi di durata 1 ora con $T_r = 100$ anni secondo il modello regionale stimato su osservazioni prima del 1990.

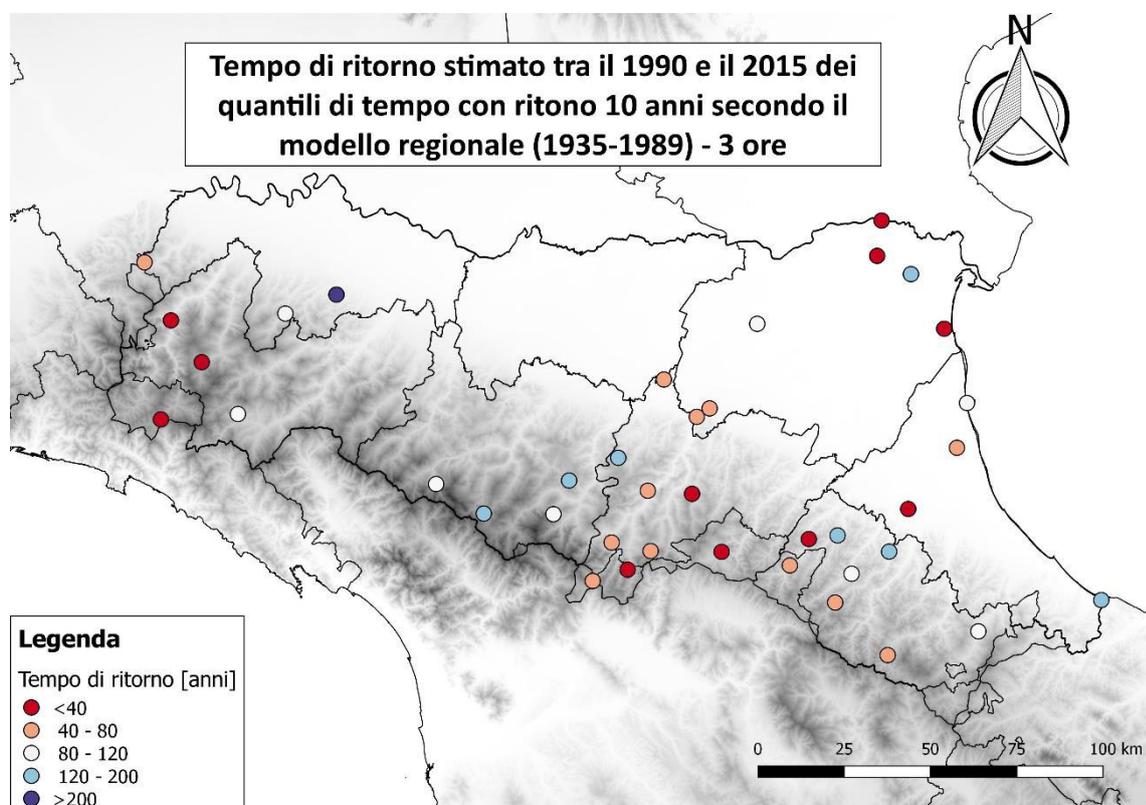


Figura 7.9d - T_r stimato dopo il 1990 per eventi di durata 3 ore con $T_r = 100$ anni secondo il modello regionale stimato su osservazioni prima del 1990.

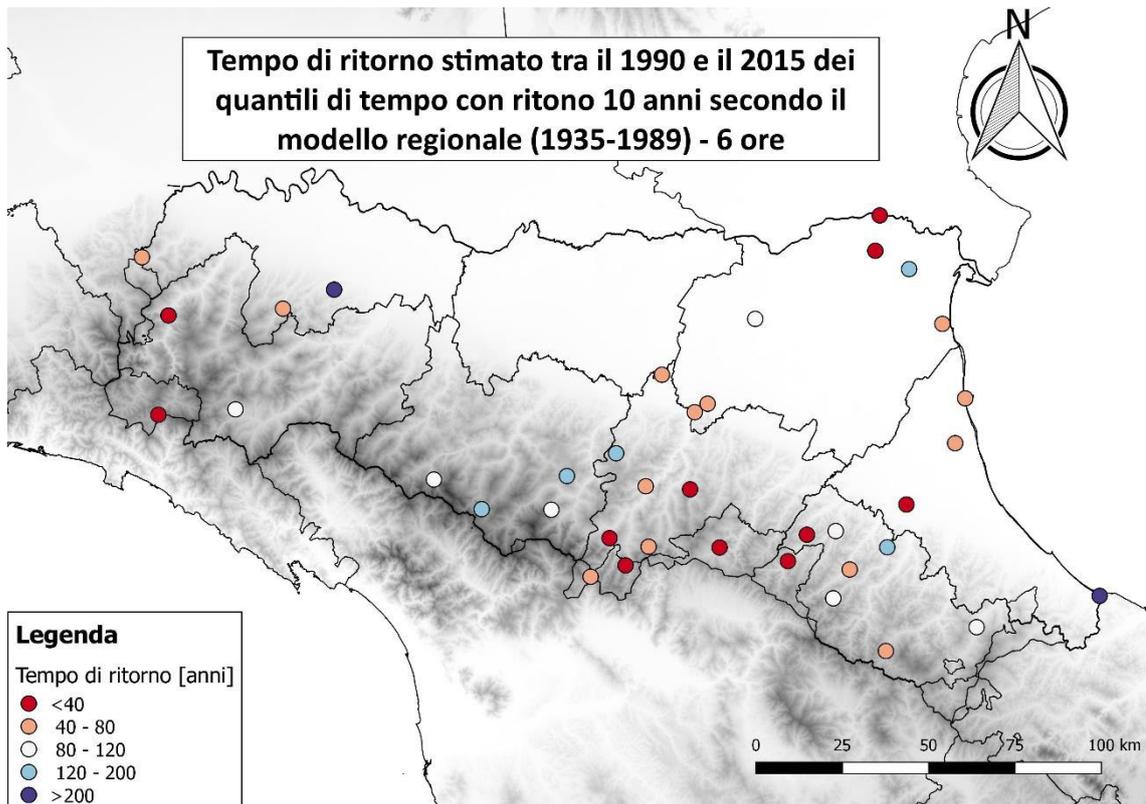


Figura 7.9e - T_r stimato dopo il 1990 per eventi di durata 6 ore con $T_r = 100$ anni secondo il modello regionale stimato su osservazioni prima del 1990.

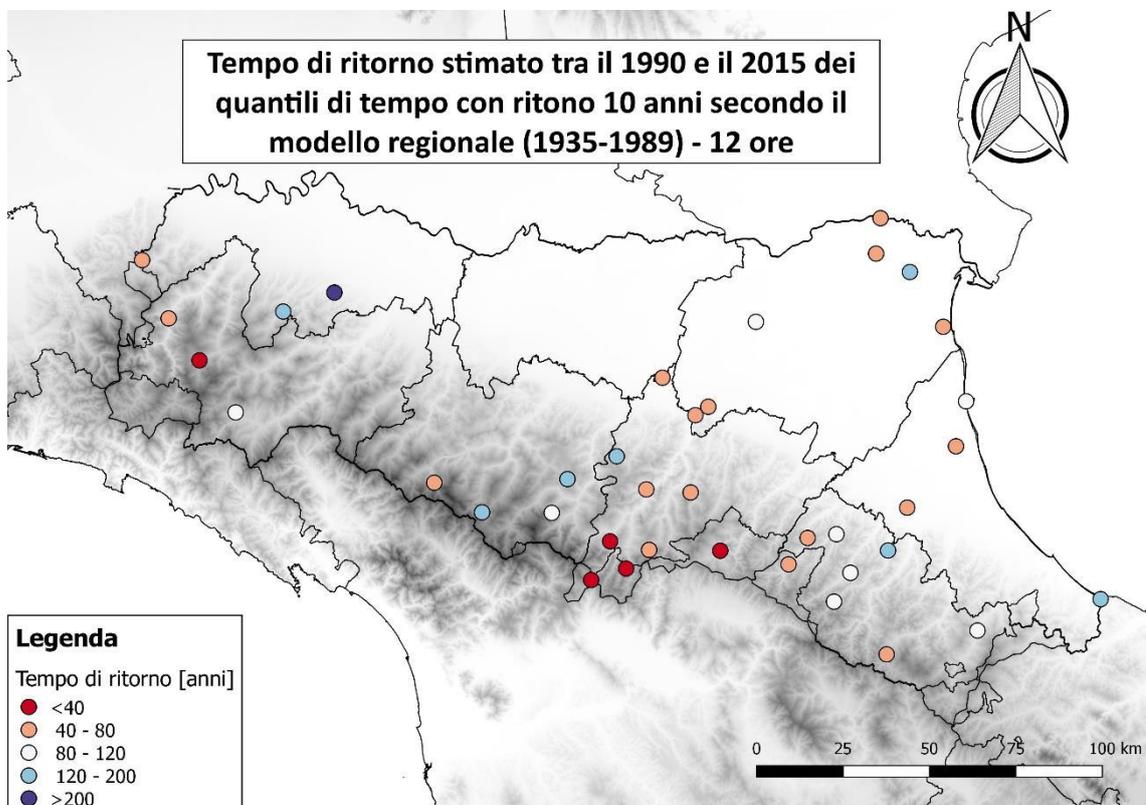


Figura 7.9f - T_r stimato dopo il 1990 per eventi di durata 12 ore con $T_r = 100$ anni secondo il modello regionale stimato su osservazioni prima del 1990.

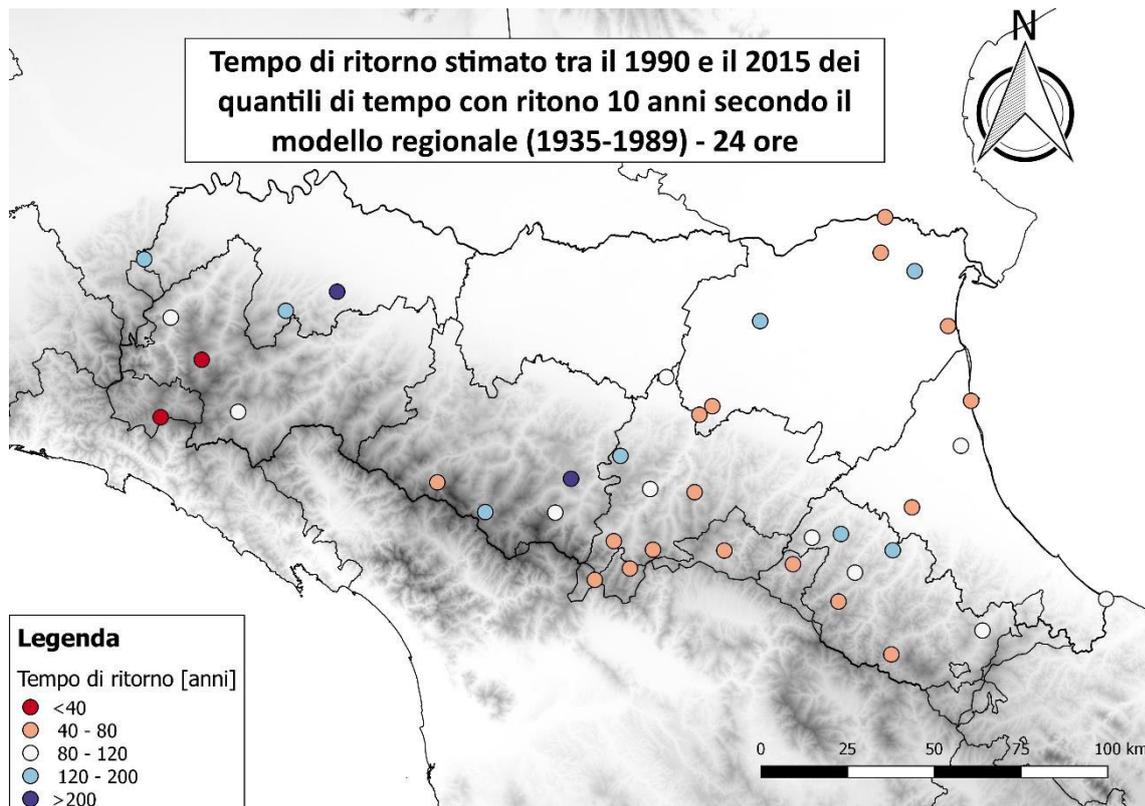


Figura 7.9g - T_r stimato dopo il 1990 per eventi di durata 24 ore con $T_r = 100$ anni secondo il modello regionale stimato su osservazioni prima del 1990.

Il fenomeno che si osserva è una generale sottostima del tempo di ritorno per gli eventi massimi più brevi (durate di 15 e 30 minuti) prima del 1990. Si tenga presente che le serie considerate per queste durate sono molto brevi (minimo 5 anni tra il 1935 e il 1989) e, come si è visto ai paragrafi precedenti, la capacità del modello di riprodurre le statistiche di questi eventi è debole. Per le precipitazioni massime di durate maggiori il tempo di ritorno viene sovrastimato per la maggior parte delle serie considerate. I maggiori divari si notano sull'Appennino nei bacini del Reno, Lamone e Savio, bacini di Trebbia e Taro e provincia ferrarese. In queste zone gli eventi di maggiore intensità tendono ad essere osservati più frequentemente, come si è appurato anche dalle analisi effettuate e riportate nei capitoli precedenti.

CONCLUSIONI

Il presente elaborato di Tesi ha preso in esame un consistente database di massimi annuali di precipitazione sub-giornaliera, aventi durate pari a 1, 3, 6, 12 e 24 ore e di dati relativi ai massimi eventi di scroscio (durata sub-oraria) per quanto riguarda il territorio dell'Emilia-Romagna e i bacini idrografici limitrofi, nel periodo 1931-2015. Lo scopo è stato quello di valutare se, alla luce degli eventi estremi di precipitazione che sempre più spesso investono il territorio, il regime di frequenza delle precipitazioni estreme sia effettivamente mutato nel corso dell'ultimo secolo.

A tal fine, sono state calcolate le mediane e la dispersione delle serie ai massimi annuali aventi un 80% di completezza sui tre periodi 1931-1960, 1961-1990, 1991-2015 e sono state confrontate. Inoltre, la distribuzione delle osservazioni è stata rappresentata tramite tecnica dei *boxplot*. Inoltre, al fine di ottenere un'informazione complessiva della variabilità temporale sull'area di studio, si è eseguita un'aggregazione dei dati sulle macroaree, definite in base ad aree climaticamente omogenee, utilizzate come riferimento da ARPAE per gli studi climatici e dalla Protezione Civile per le allerte meteo, e ne sono state rappresentate le distribuzioni sui tre trentenni considerati.

In seguito, le serie storiche aventi completezza pari almeno all'80% sono state sottoposte a test statistici non parametrici (applicati con livello di significatività pari al 5%) volti ad intercettare l'eventuale presenza di trend (test di Mann-Kendall e Sen) e cambiamenti repentini nella media delle osservazioni (test di Pettitt) con riferimento a due diversi periodi: 1931-2015 e 1961-2015. In particolare, sul periodo 1961-2015 è stata eseguita un'attenta analisi della stagionalità degli eventi estremi di precipitazione, prendendo in esame la distribuzione temporale delle date di accadimento dei massimi annuali per due diversi sotto-periodi identificati con riferimento all'anno mediano del periodo esaminato (1988): 1961-1988 e 1989-2015

Infine, il modello regionale sviluppato da Di Baldassarre et al. [2006] è stato applicato alle serie di massimi annuali dal 1990 al 2015 per verificare cambiamenti nel regime di frequenza rispetto al periodo di messa a punto del modello (1935-1989).

Sulla base dei risultati illustrati nei capitoli 6 e 7 si evince che il comportamento degli eventi estremi di precipitazione è fortemente variabile e di difficile interpretazione e previsione. Tale fatto può essere legato sia alla natura intrinseca degli eventi stessi che all'incompletezza delle informazioni a disposizione. Tendenze diverse vengono messe in luce da analisi di tipo diverso e da periodi di riferimento differenti.

Ciononostante, lo studio ha messo in luce la presenza sul territorio emiliano-romagnolo di alcune aree caratterizzate da marcati cambiamenti statisticamente significativi. Un insieme di serie situate tra il versante tirrenico e il versante piacentino e parmense dell'Appennino Sud-Occidentale, appartenenti all'area dei bacini idrografici del Trebbia e Taro, hanno evidenziato per tutte le durate orarie e sovra-orarie considerate la presenza di trend e cambiamenti statisticamente significativi nella media della distribuzione con riferimento al periodo tra il 1961 e il 2015. In particolare, gli anni di cambiamento repentino evidenziati dal test di Pettitt si collocano nel periodo tra il 1980 e il 1996. Questo aumento nell'intensità degli eventi di precipitazione massimi annuali non sembra avere riscontro sulle precipitazioni cumulate annuali, per le quali non si sono osservati aumenti significativi in questa zona [Pavan et al., 2018, Antolini et al., 2015, Pavan et al., 2008].

Trend e cambiamenti repentini di tipo crescente sono stati evidenziati anche per una ristretta area all'interno della provincia di Ferrara con riferimento a entrambi i periodi 1961-2015 e 1931-2015. Gli anni di cambiamento repentino rilevati risultano diversi a seconda della serie considerata. Questo andamento è consistente con il significativo aumento delle precipitazioni annuali osservato nella zona in precedenti studi [Pavan et al., 2018, Antolini et al., 2015] e trova

conferma anche nella dispersione aggregata delle osservazioni sulla macroarea della pianura di Bologna e Ferrara.

Un ulteriore segnale di aumento dell'intensità degli eventi estremi nel periodo 1961-2015, meno significativo dal punto di vista statistico, ma anch'esso ricorrente specialmente per brevi durate, è localizzato sull'Appennino Romagnolo, con cambiamenti repentini nella media di alcune serie negli anni '80. Sul periodo 1931-2015 questo trend viene evidenziato solo in rari casi, mostrando, invece, un andamento sempre crescente localizzato più in pianura, con particolare riferimento alla stazione di Forlì. Si ritiene improbabile che questi risultati siano dovuti esclusivamente alla variabilità statistica dei test, in quanto si è mostrato che i trend rilevati superano sempre il 5% del totale delle serie considerata, quindi della significatività statistica. Inoltre, la coerenza spaziale tra le serie fa escludere che la componente casuale sia la sola responsabile.

Oltre all'intensità, si è evidenziata anche una certa variabilità nella stagionalità generale degli eventi. Il comportamento più frequente dal 1961 al 2015 è uno spostamento della data media di accadimento degli eventi estremi verso i mesi autunnali, che diventa più marcato a quote più elevate e per durate maggiori. Di pari passo, si evidenzia anche una minore distribuzione degli accadimenti nell'arco dell'anno, connesso alla minore frequenza relativa dei massimi annuali nei mesi primaverili ed estivi.

Nonostante i cambiamenti rilevati, la forma della distribuzione di frequenza ottenibile dall'applicazione del modello regionale proposto da Di Baldassarre et al. [2006] risulta valida con riferimento alle osservazioni raccolte successivamente al 1990, nonostante alcune relazioni tra le statistiche delle serie ai massimi annuali e i valori di precipitazione media annua non risultino del tutto verificate. Le stime ottenibili mediante modello regionale mostrano, tuttavia, una marcata sensibilità al cambiamento nella media delle serie ai massimi annuali, che costituisce la pioggia indice considerata dal modello. Per la maggior parte delle serie considerate si è mostrato, infatti, che se il modello regionale stima la

pioggia indice in base ai soli massimi annuali registrati nel periodo 1935-1989, esso risulta non in grado di rappresentare compiutamente la distribuzione dimensionale dei massimi registrati dal 1990-2015.

I risultati illustrati presentano ancora un ampio margine di perfezionamento. In molte analisi è stato appurato, infatti, come molte zone della regione fossero quasi completamente scoperte e questo fatto ha impedito di delineare un segnale univoco e completo per la regione, denotando, invece, una certa variabilità spaziale e temporale delle dinamiche con le quali si verificano gli eventi estremi di precipitazione in regione. Futuri studi potrebbero integrare più dati di serie storiche o, in presenza di serie di precipitazione continua nell'arco dell'anno, utilizzare un metodo POT (*Peak Over Threshold*) per avere più informazioni possibili distribuite in maniera più omogenea, oltre che indagare le effettive cause delle variabilità che sono state individuate.

BIBLIOGRAFIA

Alexander, L. V., et al. (2006). *Global observed changes in daily climate extremes of temperature and precipitation*, J. Geophys. Res., 111, D05109, doi: 10.1029/2005JD006290

Antolini, G., Auteri, L., Pavan, V., Tomei, F., Tomozeiu, R. and Marletto V. (2016). *A daily high-resolution gridded climatic data set for Emilia-Romagna, Italy, during 1961–2010*, Int. J. Climatol., 36: 1970-1986. doi:10.1002/joc.4473

Barca G., Bussetтини M., Lastoria B. e Mariani S. (2013). *Linee guida per l'analisi e l'elaborazione statistica di base delle serie storiche di dati idrologici*, ISPRA, Manuali e Linee Guida 84/13 ISBN 978-88-448-0584-5

Bartolini, G., Grifoni D., Torrigiani T., Vallorani R., Meneguzzo F., Gozzini B. (2014). *Precipitation changes from two long-term hourly datasets in Tuscany, Italy*, International Journal of Climatology, 34: 3977 – 3985

Brath, A., Castellarin A., and Montanari A. (2003). *Assessing the reliability of regional depth-duration-frequency equations for gaged and ungaged sites*. Water Resources Research, 39: 12 – 1367. doi:10.1029/2003WR002399

Brunetti, M., Maugeri M., Nanni T. and Navarra A. (2002). *Droughts and extreme events in regional daily Italian precipitation series*. Int. J. Climatol., 22: 543-558. doi:10.1002/joc.751

Brunetti, M., Caloiero T., Coscarelli R., Gullà G., Nanni T. and Simolo C. (2012). *Precipitation variability and change in the Calabria region (Italy) from a high resolution daily dataset*, Int. J. Climatol., 32: 57-73. doi:10.1002/joc.2233

Dalrymple, T. (1960). *Flood Frequency Analysis*. US Geological Survey, Water Supply Paper, 1543 A.

Di Baldassarre, G., Castellarin A. and Brath A. (2006). *Relationships between statistics of rainfall extremes and mean annual precipitation: an application for design-storm estimation in northern central Italy*. Hydrol. Earth Syst. Sci., 10, 589–601, 2006

Ducrocq, V & Braud, Isabelle & Davolio, Silvio & Ferretti, Rossella & Flamant, Cyrille & Jansa, Agusti & Kalthoff, Norbert & Richard, Evelyne & Taupier-Letage, Isabelle & Ayrat, Pierre-Alain & Belamari, Sophie & Berne, Alexis &

Borga, Marco & Boudevillain, Brice & Bock, Olivier & Boichard, Jean-Luc & Bouin, Marie-Noëlle & Bousquet, Olivier & Bouvier, Christophe & Tamayo, Jorge. (2014). *HYMEX-SOPI The Field Campaign Dedicated to Heavy Precipitation and Flash Flooding in the Northwestern Mediterranean*. Bulletin of the American Meteorological Society. 10.1175/BAMS-D-12-00244.1.

Fioravanti G. (2014), *Analisi statistica degli estremi di precipitazione in Italia*, ISPRA, Stato dell'Ambiente 51/2014 ISBN 978-88-448-0674-3

Gallant, A.J.E., and D.J. Karoly. (2010). *A combined climate extremes index for the Australian region*. Journal of Climate, 23(23), 6153-6165

Gallus, W. A., Parodi A. and Maugeri M. (2018). *Possible impacts of a changing climate on intense Ligurian Sea rainfall events*. Int. J. Climatol, 38: e323-e329. doi:10.1002/joc.5372

Gilbert, R.O. (1987). *Statistical Methods for Environmental Pollution Monitoring*. John Wiley and Sons, New York.

Giuliaci M., *Climatologia fisica e dinamica della Valpadana*, E.R.S.A. Servizio Meteorologico Regionale, Bologna 1988

Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC). (2012). *Changes in climate extremes and their impacts on the natural physical environment*. In: *Managing the Risks of Extreme Events and Disasters to Advance Climate Change Adaptation*, Field, C.B., V. Barros, T.F. Stocker, D. Qin, D.J. Dokken, K.L. Ebi, M.D. Mastrandrea, K.J. Mach, G.-K. Plattner, S.K. Allen, M. Tignor, and P.M. Midgley (eds.). Cambridge University Press, Cambridge, UK, and New York, NY, USA, pp. 109-230.

Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC). (2013). *Technical Summary*. In: *Climate Change 2013: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*, Stocker, T.F., D. Qin, G.-K. Plattner, M. Tignor, S.K. Allen, J. Boschung, A. Nauels, Y. Xia, V. Bex and P.M. Midgley (eds.). Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA.

Karl, T.R., G.A. Meehl, T.C. Peterson, K.E. Kunkel, W.J. Gutowski, Jr., D.R. Easterling. (2008). *Executive Summary in Weather and Climate Extremes in a Changing Climate. Regions of Focus: North America, Hawaii, Caribbean, and U.S. Pacific Islands*. T.R. Karl, G.A. Meehl, C.D. Miller, S.J. Hassol, A.M. Waple, and

W.L. Murray (eds.). A Report by the U.S. Climate Change Science Program and the Subcommittee on Global Change Research, Washington, DC

Kendall, M.G. (1975). *Rank Correlation Methods*. 4th Edition, Charles Griffin, London.

Maione U. e Moisello U. (2015). *Elementi di statistica per l'idrologia*, Seconda Edizione, MEDEA

Mann, H.B. (1945). *Nonparametric Tests against Trend*. *Econometrica*, 13, 245-259. doi.org/10.2307/1907187

Moberg, A. and Alexandersson H., (1997). *Homogenization of Swedish temperature data. Part II: homogenized gridded air temperature compared with a subset of global gridded air temperature since 1891*. *International Journal of Climatology* 17: 35-54

Pavan, V., Tomozeiu R., Cacciamani C., Di Lorenzo M. (2008). *Daily precipitation observations over Emilia-Romagna: mean values and extremes*, *International Journal of Climatology* 28: 2065 – 2079

Pavan, V., Antolini G., Barbiero R., Berni N., Brunier F., Cacciamani C., Cagnati A. et al. (2018). *High resolution climate precipitation analysis for north-central Italy, 1961 – 2015*, *Clim. Dyn.* DOI 10.1007/s00382-018-4337-6.

Pettitt, A. (1979). *A Non-Parametric Approach to the Change-Point Problem*. *Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)*, 28(2), 126-135. doi:10.2307/2346729

Persiano S., Domeneghetti A., Carisi F., Antolini G., Pavan V., Brath A., Castellarin A. (2018). *A multi-perspective overview of flood-risk changes in Emilia-Romagna (Northern Italy)*, 1° Congresso Nazionale AISAM, 10-13 Settembre 2018, Bologna, Italy

Sen, P.K. (1968). *Estimates of the Regression Coefficient based on Kendall's Tau*. *Journal of the American Statistical Association*, 63, 1379-1389. doi.org/10.1080/01621459.1968.10480934

Theil, H. (1950). *A Rank-Invariant Method of Linear and Polynomial Regression Analysis*. *Proceedings of the Koninklijke Nederlandse Akademie*

Wetenschappen, Series A -- Mathematical Sciences. 53. 386-392, 521. 10.1007/978-94-011-2546-8_20.

Uboldi F., Lussana C. (2018). *Evidence of non-stationarity in a local climatology of rainfall extremes in northern Italy*. International Journal of Climatology 38: 506 – 516 (2018)

Zolina, O., C. Simmer, S. K. Gulev, and S. Kollet. (2010). *Changing structure of European precipitation: Longer wet periods leading to more abundant rainfalls*, Geophys. Res. Lett., 37, L06704, doi:10.1029/2010GL042468.