

**Disagio bioclimatico
e chiamate al 118:
una analisi sui capoluoghi
dell'Emilia-Romagna**

Centro Tematico Regionale Ambiente e Salute
ARPA Emilia-Romagna

A cura di:

Alessandrini Ester, Marchesi Stefano, Scotto Fabiana, Zauli Sajani Stefano

SOMMARIO

<i>Introduzione</i>	4
<i>I dati meteorologici e la definizione delle condizioni di disagio bioclimatico</i>	6
<i>I dati di inquinamento atmosferico</i>	15
<i>I dati delle chiamate al 118</i>	17
<i>Metodi</i>	22
<i>Risultati</i>	24
<i>Conclusioni</i>	29

Capitolo 1

Introduzione

Gli effetti sanitari associati a condizioni opprimenti di caldo-umido costituiscono un importante problema di salute pubblica. Eventi estremi come quello verificatosi durante l'estate 2003 nell'Europa centrale e meridionale possono dar luogo a vere e proprie situazioni di emergenza per i sistemi di sanità pubblica. A causa inoltre delle previsioni più largamente accreditate sui cambiamenti climatici e sull'intensità e frequenza delle ondate di calore, (IPCC, 2007) il problema degli effetti sanitari del disagio bioclimatico pare destinato ad assumere nelle prossime decadi un'importanza sempre maggiore (WHO, 2009).

Gli studi condotti fino ad oggi, aventi ad oggetto lo studio dell'associazione tra mortalità e condizioni di disagio bioclimatico (Hajat et al. 2006, Stafoggia et al. 2006, Pattenden et al. 2003, Hajat et al. 2002, Biggeri et al. 2005), hanno evidenziato come gli effetti cardiovascolari e respiratori siano preminenti e come molti decessi interessino persone con pre-esistenti patologie, come il diabete, l'infarto al miocardio, problemi respiratori e di salute mentale. A livello individuale, oltre ai fattori legati allo stato di salute, anche altri fattori di tipo demografico (età, sesso, razza, stato socio-economico), e comportamentale (fare uso di alcolici o psicofarmaci, vivere da soli, usare apparecchiature per il condizionamento dell'aria) possono influenzare il rischio legato al disagio bioclimatico. Le caratteristiche genetiche e le capacità di acclimatamento delle diverse popolazioni sono responsabili delle forti eterogeneità negli effetti riscontrate nei principali studi multi-centrici e rendono di grande importanza l'attivazione di studi locali. Le persone che vivono alle medie latitudini ed in particolare in aree con clima di tipo continentale sono più vulnerabili; esposte a rischio ancora maggiore sono le persone che vivono all'interno degli ambiti urbani, per ragioni sia di tipo sociale che meteorologico (le aree urbane sono interessate dal fenomeno chiamato "isola di calore").

Un elemento chiave per una corretta comprensione dell'importanza in termini di salute pubblica degli effetti sanitari legati al caldo e nell'ottica

dell'allestimento di un efficiente sistema di sorveglianza è l'approfondimento dell'impatto delle condizioni di disagio bioclimatico sugli eventi non letali. In questo ambito la letteratura scientifica è molto carente.

I dati utilizzati nella valutazione degli eventi morbosi sono prioritariamente di fonte ospedaliera, talvolta raccolti in forma routinaria, talvolta raccolti specificatamente per predisporre sistemi di sorveglianza sugli effetti del caldo.

In particolare, i primi studi sono stati basati sull'analisi dei dati di ricoveri ospedalieri (Michelozzi et al., 2009; Lin et al., 2009) o di accesso ai pronto soccorso (Kovats et al., 2004). Tali studi hanno nel loro insieme evidenziato un aumento dei disturbi respiratori, in particolari fra gli anziani. L'associazione con le patologie cardiovascolari è risultata invece più dubbia (Lin et al., 2009, Michelozzi et al, 2009).

I dati di ricovero nei reparti di pronto soccorso sono stati oggetto di alcuni studi in Francia (Claessens et al., 2006; Josseran et al., 2009). Scopo di questi studi è stato definire i gruppi di sindromi e le tipologie di soggetti maggiormente influenzate da prolungati periodi di caldo-umido.

Pochi sono gli studi basati su dati diversi dai ricoveri ospedalieri o dalle ammissioni al pronto soccorso.

In Inghilterra Leonardi et al hanno realizzato uno studio su dati provenienti dal UK National Health Service, trovando un'associazione tra l'utilizzo di un servizio telefonico di emergenza gestito da personale infermieristico (nurse helpine) e la temperatura. Hanno inoltre verificato un elevato aumento di chiamate per malesseri legati al caldo o per febbre durante due ondate di calore verificatesi durante l'estate del 2003.

Secondo quanto è a nostra conoscenza, solo 3 studi sono stati pubblicati sull'analisi dei dati di intervento da parte dei servizi di emergenza (in Italia 118). Questi studi sono stati condotti in regioni normalmente non interessate da condizioni meteorologiche di caldo estremo e sono focalizzati sull'analisi degli effetti durante specifiche ondate di calore.

Uno studio sulla città di Toronto in Canada ha mostrato un aumento, differenziato per le varie aree della città,

delle richieste di soccorso durante le ondate di calore. (Dolney e Sheridan 2006). Sempre a Toronto, uno studio successivo (Bassil et al., 2009) ha mostrato una notevole concordanza tra le segnalazioni del sistema di allerta bioclimatica e le richieste di soccorso.

Un altro studio americano, condotto nella città di Phoenix (Golden et al., 2008), ha mostrato una forte correlazione tra le richieste di soccorso e un indice complesso, costruito a partire dai dati di temperatura, umidità e irraggiamento solare.

L'unico studio europeo è uno studio condotto in Ticino (Cerruti et al, 2006) che ha mostrato un incremento delle chiamate da parte di anziani durante le ondate di calore del 2003.

L'entità del rischio sanitario legato alle ondate di calore evidenzia l'importanza di allestire, soprattutto in un'area fortemente urbanizzata e con caratteristiche climatiche come quella emiliano-romagnola, sistemi di allerta e di prevenzione bioclimatica. In quest'ottica ARPA Emilia-Romagna ha attivato fin dall'estate 2004 un servizio sperimentale di previsione del disagio bioclimatico. Il servizio, nato dalla volontà della Direzione Generale Sanità e Politiche Sociali della Regione e di ARPA Emilia-Romagna, è stato realizzato

in collaborazione tra il Centro Tematico Ambiente e Salute, il Servizio Idro-Meteo-Clima, l'Area Comunicazione e il Sistema Informativo di ARPA. Di concerto e con il supporto della Regione Emilia-Romagna (delibera regionale n. PRC/05/40031) è stato definito un piano di sviluppo in termini organizzativi, scientifici e comunicativi del sistema avviato nel corso dell'estate 2004. Il piano ha come obiettivo principale l'allestimento e lo sviluppo operativo e contenutistico di un sito web di previsione del disagio bioclimatico che possa utilmente inserirsi nei piani e nelle strategie di prevenzione sanitaria degli enti competenti.

L'obiettivo di questo studio è l'analisi del legame tra condizioni di disagio bioclimatico ed interventi dei servizi di emergenza (118) nei capoluoghi dell'Emilia-Romagna, utilizzando tecniche di serie temporali simili a quelle già utilizzate negli studi sulla mortalità. Un aspetto importante non solo per lo studio ma anche per le prospettive di utilizzo di tali tipi di analisi, è rappresentato dalla disponibilità in tempo reale sull'intero territorio regionale dell'Emilia-Romagna di un database unico delle chiamate e degli interventi del 118.

Bibliografia

1. Bassil K. L., Cole D.C., Moineddin R., Craig A.M. et al. Temporal and spatial variation of heat related illness using 911 medical dispatch data. *Environ Res* 2009;109: 600-606.
2. Biggeri A., Baccini M., Michelozzi P., Kirchmayer U. et al. Short term Effects of Apparent Temperature on Mortality in European Cities: Results from the PHEWE project. *Epidemiology* 2005; 16(5): S140.
3. Cerutti B., Tereanu C., Domenighetti G. et al. Temperature related mortality and ambulance service interventions during the heat waves of 2003 in Ticino (Switzerland). *Soz Präventiv Med* 2006; 51:185-193.
4. Claessens Y., Taupin P., Kierzek G. et al. How emergency departments might alert for prehospital heat-related excess mortality? *Crit Care* 2006;10:R156 .
5. Dolney T. J., Sheridan S.C. The relationship between extreme heat and ambulance response calls for the city of Toronto, Ontario, Canada. *Environ. Res* 2006; 101:94-103.
6. Golden J.S., Hartz D., Brazel A., Lubert G., Phelan P. A biometeorology study of climate and heat-related morbidity in Phoenix from 2001 to 2006. *Int J Biometeorology* 2008; 52: 471-480.
7. Hajat S., Armstrong B., Baccini M., Biggeri A. et al. Impact of high temperature on mortality. Is there an added heat wave effect? *Epidemiology* 2006; 17: 632-638.
8. Hajat S., Kovats R.S., Atkinson R.W., Haines A. Impact of hot temperature on death in London: a time series approach. *J Epidemiol Community Health* 2002; 56: 367-372.
9. IPCC. *Climate Change 2007 - The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the 4th Assessment Report of the IPCC 2007*, ISBN 978052188009-1.
10. Josseran L., Caillère N. et al. Syndromic surveillance and heat wave morbidity: a pilot study based on emergency departments in France. *BMC Medical Informatics and Decision Making* 2009, 9:14.
11. Kovats R. S., Hajat S. Wilkinson P., Contrasting patterns of mortality and hospital admissions during hot weather and heat waves in Greater London, UK. *Occup Environ Med* 2004; 61: 893-898.
12. Leonardi G.S., Hajat S., Kovat R.S., Smith G.E. et al. Syndromic surveillance use to detect the early effects of heat-waves: an analysis of NHS Direct data in England . *Soz Präventiv Med* 2006; 51: 194-201.
13. Lin S., Luo M., Walker R.J., Liu X. et al. Extreme high temperature and hospital admissions for respiratory and cardiovascular diseases. *Epidemiology* 2009; 20: 738-746.
14. Michelozzi P., Accetta G., De Sario M., D'Ippoliti D. et al. High temperature and hospitalizations for cardiovascular and respiratory causes in 12 European cities. *Am J Respir Crit Care Med* 2009; 179(5): 383-389.
15. Stafoggia M., Forastiere F., Agostini D., Biggeri A. et al. Vulnerability to heat-related mortality. A multicity, population-based, case-crossover analysis. *Epidemiology* 2006; 17: 315-323.
16. Pattenden S. Nikiforov B., Armstrong B. G. Mortality and temperature in Sofia and London. *J Epidemiol Community Health* 2003; 57:628-633.
17. WHO. *Protecting health from climate change : connecting science, policy and people*, Geneva, 2009, 32pp, ISBN 9789241598880.
18. Curriero FC, Heiner KS, Samet JM, Zeger SL, Strug L, Patz JATemperature and Mortality in 11 Cities of the Eastern United States, *Am J Epidemiol* Vol. 155, No. 1, 2002

Capitolo 2

I dati meteorologici e la definizione delle condizioni di disagio bioclimatico

La caratterizzazione delle condizioni di disagio bioclimatico all'interno delle aree urbane ha rappresentato una fase importante dello studio.

L'area urbana rappresenta un ambito meteorologico molto particolare. Le emissioni antropogeniche insieme alle proprietà fisiche dei materiali usati nella costruzione di case e strade generano il fenomeno chiamato "isola di calore". (Landsberg, 1981) Sebbene tale fenomeno sia conosciuto da tempo dai meteorologi (e oggetto anche di una recente indagine di ARPA nell'area di Bologna (Zauli Sajani et al, 2008), soltanto recentemente esso sta ricevendo attenzioni adeguate in termini di monitoraggio in connessione con le esigenze emerse negli studi sul disagio bioclimatico e nella modellistica dell'inquinamento urbano (progetto FUMAPEX - <http://fumapex.dmi.dk/>).

Il problema del monitoraggio meteorologico in ambito urbano è però difficoltoso da affrontare a causa della elevata variabilità spaziale dei parametri meteorologici (e la conseguente limitata rappresentatività spaziale delle misure). Nel 2006 l'organizzazione meteorologica mondiale (World Meteorological Organization – WMO, 2006) ha pubblicato una "Guida iniziale per ottenere osservazioni meteorologiche rappresentative in siti urbani". Tale guida suggerisce come possibile approccio al problema l'adozione di una strategia di monitoraggio basata sull'installazione di centraline collocate ad una altezza superiore a quella degli edifici tipici dell'area. Nella pratica, anche a causa della loro recente emanazione, le rilevazioni meteorologiche in ambito urbano molto raramente rispondono alle indicazioni del WMO e quasi tutti gli studi epidemiologici e i sistemi di allerta bioclimatica si basano su dati meteorologici misurati da centraline collocate in aeroporti o aree rurali. Rappresenta quindi un importante valore aggiunto di questo studio l'aver avuto la possibilità di utilizzare i dati della rete di monitoraggio urbano implementata negli anni 2004-2005 in Emilia-Romagna. La rete è costituita da una centralina per ogni capoluogo di provincia. Per i dettagli sulla configurazione della rete e sulle sue caratteristiche si rimanda alla consultazione del report tecnico "La rete meteorologica urbana" di ARPA (ARPA, 2006)

Gli individui residenti in ogni area urbana capoluogo sono stati considerati esposti ai livelli di disagio associati ai parametri meteo misurati dalla centralina meteo della rispettiva area urbana. Si tenga a questo proposito in considerazione che gli individui che abitano in un'area urbana sperimentano nel corso della giornata condizioni di disagio molto differenziate, effetto della variabilità nel tempo (diverse ore della giornata) e nello spazio (diverse zone della città e diversi micro-ambienti) delle grandezze meteorologiche. La problematica della caratterizzazione delle condizioni di disagio sperimentate dai singoli individui presenta a questo proposito aspetti analoghi a quelli che si riscontrano nella definizione dell'esposizione agli inquinanti atmosferici. Così come per definire l'esposizione all'inquinamento atmosferico negli studi ecologici di serie temporali si definisce un indicatore unico per tutta la popolazione in studio sulla base dei dati rilevati dalle centraline collocate all'interno dell'ambito urbano (scegliendone una o facendone una media dei valori misurati), così per lo studio degli effetti sanitari del disagio bioclimatico si utilizza un indicatore di disagio unico per ogni individuo residente basandosi su un'unica centralina meteo. Il presupposto logico (oltre all'evidenza a posteriori accumulata in letteratura sulla utilità di un tale tipo di approccio) è che, benché estremamente differenziate a livello individuale, le esposizioni siano comunque in linea di massima modulate nel tempo in modo ragionevolmente uniforme da uno stato complessivo comune sull'intera macro-area urbana (frutto di una relativa coerenza nelle emissioni – di calore sensibile e latente o di inquinamento – e di una sostanziale uniformità negli andamenti meteorologici alla scala urbana).

Il riempimento dei dati mancanti

Le serie storiche delle variabili meteo per gli anni dello studio sono state ricostruite, sia per quanto riguarda i dati mancanti, sia per quanto riguarda i dati antecedenti all'installazione delle centraline urbane, utilizzando le

regressioni lineari ricavate tra ogni centralina urbana e una corrispondente centralina collocata in area rurale.

Le analisi preliminari condotte hanno permesso di osservare come la relazione che lega le rilevazioni meteo in due diversi siti possa essere ritenuta in ottima approssimazione lineare, nonostante la dispersione dei dati attorno alla retta interpolante sia molto variabile a seconda del parametro utilizzato. In particolare, mentre la correlazione risulta in genere molto elevata per la temperatura, valori sensibilmente inferiori si ottengono per l'umidità relativa.

Per quanto riguarda la scelta del modello regressivo, non è sembrato opportuno, in questo contesto, il ricorso all'usuale metodo dei minimi quadrati (che individua la retta che rende minima la somma dei quadrati degli scarti tra ordinate empiriche e teoriche). Tale metodo conduce alla determinazione della relazione funzionale che ha maggior probabilità di corrispondere alla reale relazione lineare che si ammette esistere tra una variabile indipendente X e una variabile dipendente Y. La scelta della variabile che si considera dipendente risulta però determinante nella stima del modello: quanto minore è la correlazione tra le due variabili quanto più le due rette di regressioni saranno differenti. Nel caso particolare di applicazione del modello regressivo alle variabili meteo, sono due gli aspetti che sconsigliano l'utilizzo di una regressione ai minimi quadrati. Da un lato, non esiste un antecedente causale tra i rilevamenti meteo in due diversi siti e quindi non esiste una precedenza logica tra le stazioni, e dall'altro nel modello ai minimi quadrati tradizionale si ipotizza che solo i valori della variabile dipendente siano perturbati da errori casuali, ipotesi che non appare plausibile nel caso in cui si considerino le rilevazioni di

due centraline meteo, entrambe soggette ad errori strumentali e perturbazioni locali considerabili come rumore di fondo. Per la determinazione della relazione funzionale che si ammette intercedere tra X e Y, si è quindi optato per il modello regressivo proposto da Pearson, che risulta valido anche nel caso in cui entrambe le variabili siano soggette ad errori accidentali ed è invariante rispetto alla scelta della centralina dipendente. Tale modello porta alla stima dei parametri della retta che minimizza la somma dei quadrati delle distanze dei punti da essa anziché la somma dei quadrati delle distanze tra ordinate empiriche e ordinate teoriche (questo equivale a determinare la retta di regressione come prima componente principale in una analisi delle componenti principali).

Le funzioni di regressione sono state calcolate sull'intero anno per ogni indicatore giornaliero (valore minimo, medio e massimo) di temperatura ed umidità. Considerato il notevole grado di correlazione esistente tra i rilevamenti delle diverse centraline, per ridurre al minimo i dati mancanti, si sono prioritariamente riempiti i dati mancanti della centralina rurale di riferimento utilizzando un'altra centralina rurale. La tabella 2.1 mostra le centraline utilizzate nella fase di riempimento dei dati mancanti. Nella scelta delle centraline rurali si è data priorità alla completezza della serie storica e alla prossimità spaziale. Sono state scartate alcune centraline a causa dell'esistenza di problemi sul valore dell'umidità relativa massima (spesso per lunghi periodi pari al 100%) emersi in fase di analisi esplorativa dei dati. Le figure 2.2 e 2.3 esemplificano graficamente le relazioni esistenti tra centraline rurali ed urbane.

Area urbana di riferimento	Centraline rurali
Piacenza	Fiorenzuola, San Pancrazio
Parma	San Pancrazio, Correggio
Reggio Emilia	San Pancrazio, Cavriago
Modena	Borgo Panigale, Castelfranco Emilia
Bologna	Borgo Panigale, Padulle Sala Bolognese
Ferrara	Copparo, Malborghetto di Boara
Ravenna	San Pancrazio, Martorano
Forlì	Martorano, Sant'Agata sul Santerno
Cesena	Martorano, Vergiano

Tabella 2.1: Stazioni meteorologiche collocate in aree rurali utilizzate per il riempimento dei dati mancanti

La tabella 2.2 mostra i livelli di correlazione esistenti tra i dati della centralina rurale scelta come riferimento per il riempimento dei dati mancanti e la corrispondente centralina urbana. La tabella evidenzia gli elevati valori dell'indice di correlazione lineare esistenti per ogni singolo indicatore giornaliero (valori minimi, medi e

massimi giornalieri). Relativamente più bassi rispetto alla temperatura sono risultati quelli calcolati sui dati di umidità relativa, in particolare sui valori massimi (frequentemente prossimi al valore di 100 %)

	Tmin	Tmed	Tmax	URmin	URmed	URmax
Piacenza	0,982	0,996	0,991	0,909	0,908	0,695
Parma	0,985	0,997	0,998	0,984	0,980	0,891
Reggio Emilia	0,986	0,996	0,996	0,966	0,963	0,827
Modena	0,989	0,997	0,996	0,962	0,962	0,740
Bologna	0,987	0,996	0,995	0,959	0,947	0,783
Ferrara	0,977	0,995	0,997	0,966	0,952	0,674
Forlì	0,976	0,995	0,994	0,940	0,958	0,611
Cesena	0,986	0,997	0,997	0,954	0,966	0,729
Ravenna	0,976	0,989	0,972	0,843	0,856	0,684

Tabella 2.2: Coefficienti di correlazione calcolati sui dati delle centraline urbane accoppiati con le corrispondenti centraline rurali

La scelta degli indicatori di disagio bioclimatico

Il disagio bioclimatico sperimentato da ogni singolo individuo è legato ad un complesso insieme di variabili meteorologiche e di condizioni fisiologiche e personali. Negli studi ecologici l'approccio normalmente utilizzato è quello di prescindere, ovviamente, dalle caratteristiche individuali e da gran parte delle grandezze meteorologiche in linea teorica utilizzabili e di utilizzare indici bioclimatici che tengano conto di un loro piccolo sottoinsieme.

In questo studio in particolare, si è scelto di utilizzare due tra i più utilizzati indici bioclimatici: l'indice di Thom (Thom e Bosen, 1959) - già utilizzato in diversi studi epidemiologici condotti in Emilia-Romagna (Zauli Sajani et al, 2002) - e la Temperatura Apparente (Steadman, 1979). Tali indici sono calcolati sulla base dei soli valori di temperatura ed umidità.

In particolare l'indice di Thom è calcolato mediante la seguente equazione lineare:

$$DI = 0.4 * (T_a + T_w) + 4.8$$

dove

T_a = temperatura di bulbo asciutto (°C);

T_w = temperatura di bulbo umido (°C).

mentre la Temperatura Apparente è stata calcolata utilizzando la seguente formula:

$$T_{App} = -2.653 + 0.994 T + 0.00153 T_d^2$$

dove

T_d=Temperatura di rugiada (Dew point)

Non vengono quindi inclusi nel calcolo né l'intensità del vento (quasi sempre assente nell'area in studio in condizioni di disagio bioclimatico), né l'irraggiamento del sole o dell'ambiente circostante nelle diverse bande di frequenza (eccessivamente variabile nei diversi microambienti e poco definibile in termini di valori medi). Nonostante i due indici appaiano diversi nella loro formulazione, il loro calcolo evidenzia una stretta analogia. Innanzitutto rivelano entrambi uno stretto legame con la temperatura, che rappresenta sicuramente il parametro meteorologico più importante rispetto al determinarsi delle condizioni di disagio. A questo proposito la figura 2.3 riporta la dipendenza dei due indici dalla temperatura utilizzando i dati calcolati sulla base delle rilevazioni meteo della stazioni di Borgo Panigale negli anni 1989-2003. Il legame tra i due indici appare con ulteriore evidenza nella figura 2.4 dove, per gli stessi anni, ne vengono posti in relazione i valori. L'indice di determinazione lineare raggiunge in questo caso valori pari a 0.998 (pur in presenza di una debole non-linearità non coglibile dalla regressione lineare).

In analogia con diversi studi a livello internazionale (Curriero et al, 2002) ed in accordo con le valutazioni sopra espresse, si è deciso di considerare anche la sola temperatura come indicatore di disagio bioclimatico.

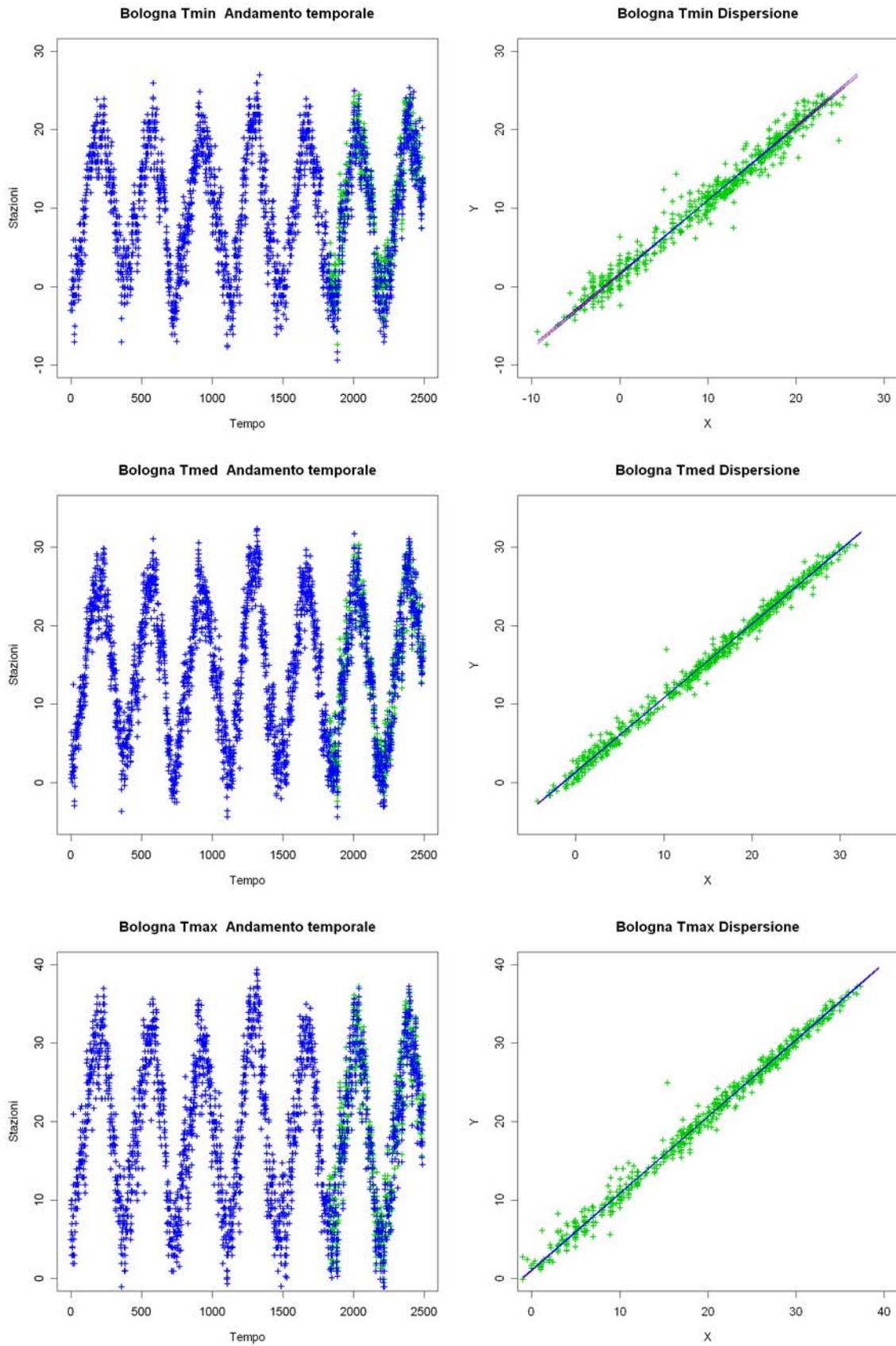


Figura 2.1: Grafici a dispersione della temperatura minima, media e massima giornaliera dei dati della centralina urbana di Bologna accoppiati con la corrispondente centralina rurale

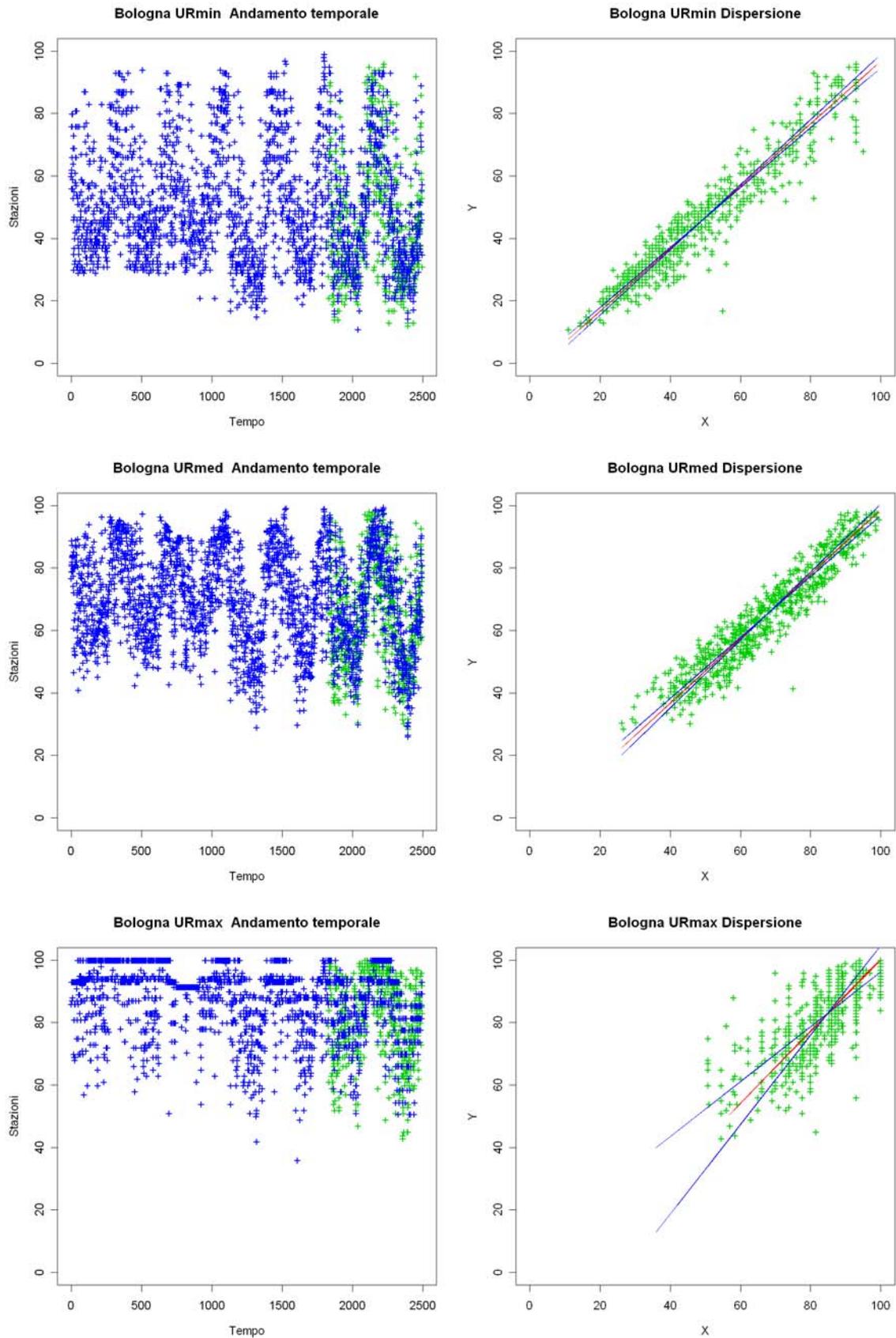


Figura 2.2: Grafici a dispersione dell'umidità relativa minima, media e massima giornaliera dei dati della centralina urbana di Bologna accoppiati con la corrispondente centralina rurale

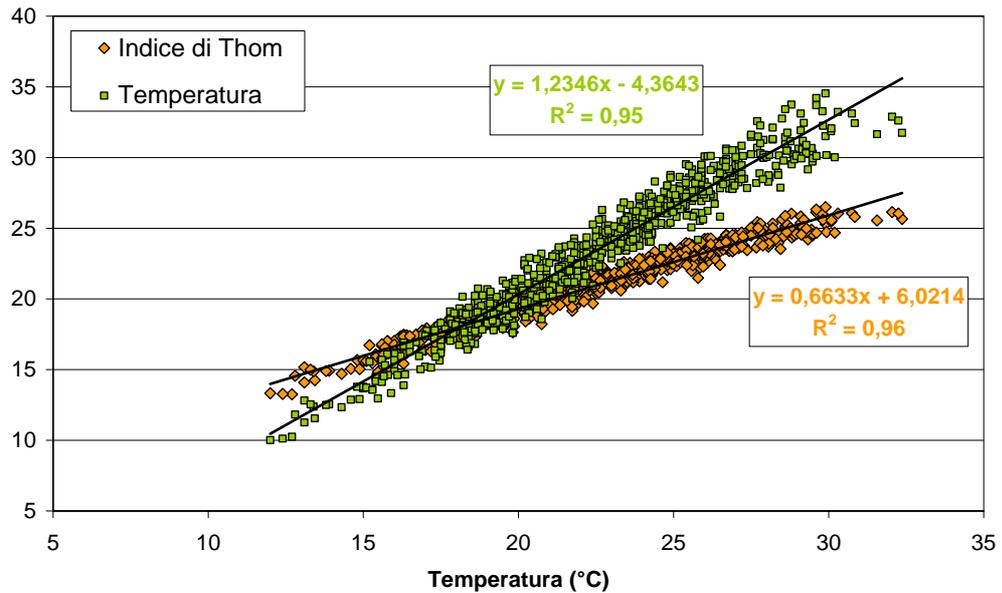


Figura 23: Grafico a dispersione dei valori assunti dall'indice di Thom e dalla temperatura apparente vs i corrispondenti valori di temperatura. Dati della centralina di Borgo Panigale (Bologna)

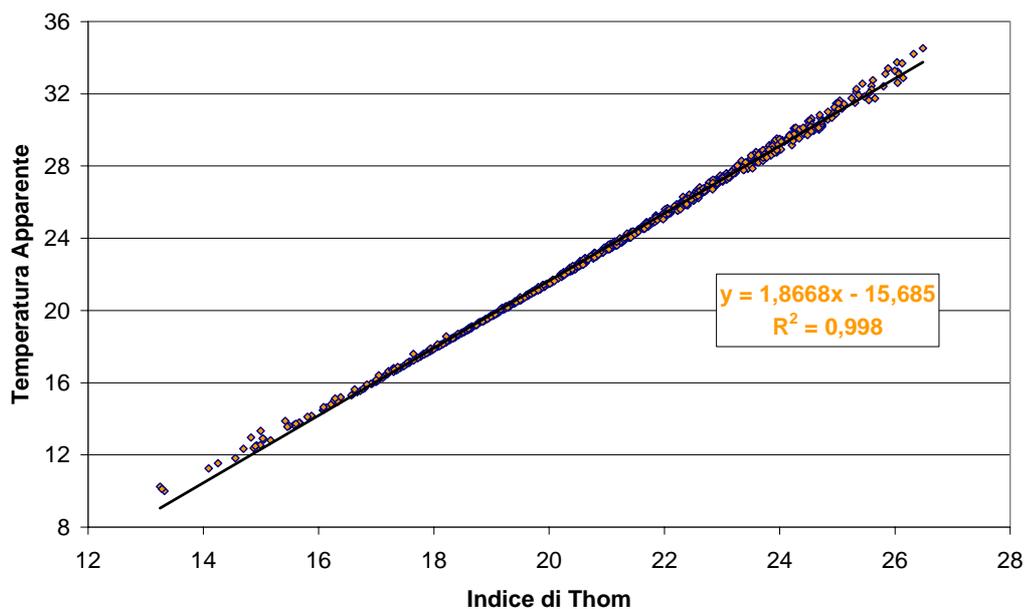


Figura 2.4: Grafico a dispersione dei valori assunti dalla temperatura apparente vs i corrispondenti valori assunti dall'indice di Thom. Dati della centralina di Borgo Panigale (Bologna)

Il quadro bioclimatico regionale

Completato il riempimento dei dati mancanti e individuati i parametri bioclimatici di riferimento, si è proceduto a calcolo di alcune statistiche descrittive per i suddetti parametri nei vari ambiti urbani. Le figure 2.5 e 2.6 forniscono una visione complessiva della variabilità dei diversi indicatori nel periodo estivo (15/5-15/9) negli anni 2000-2006.

Il quadro che emerge dal confronto tra le varie città è di una forte omogeneità climatica. Gli unici segnali di

differenziazione tra i diversi ambiti urbani emergono rispetto alla temperatura apparente e all'indice di Thom i cui valori mediани mostrano un debole decremento dalle zone più interne a quelle più prossime alla costa. Di più ardua interpretazione appaiono le variazioni geografiche di temperatura ed umidità. In particolare l'umidità relativa pare influenzata anche negli indicatori statistici più sintetici da problematiche di misura di non trascurabile entità.

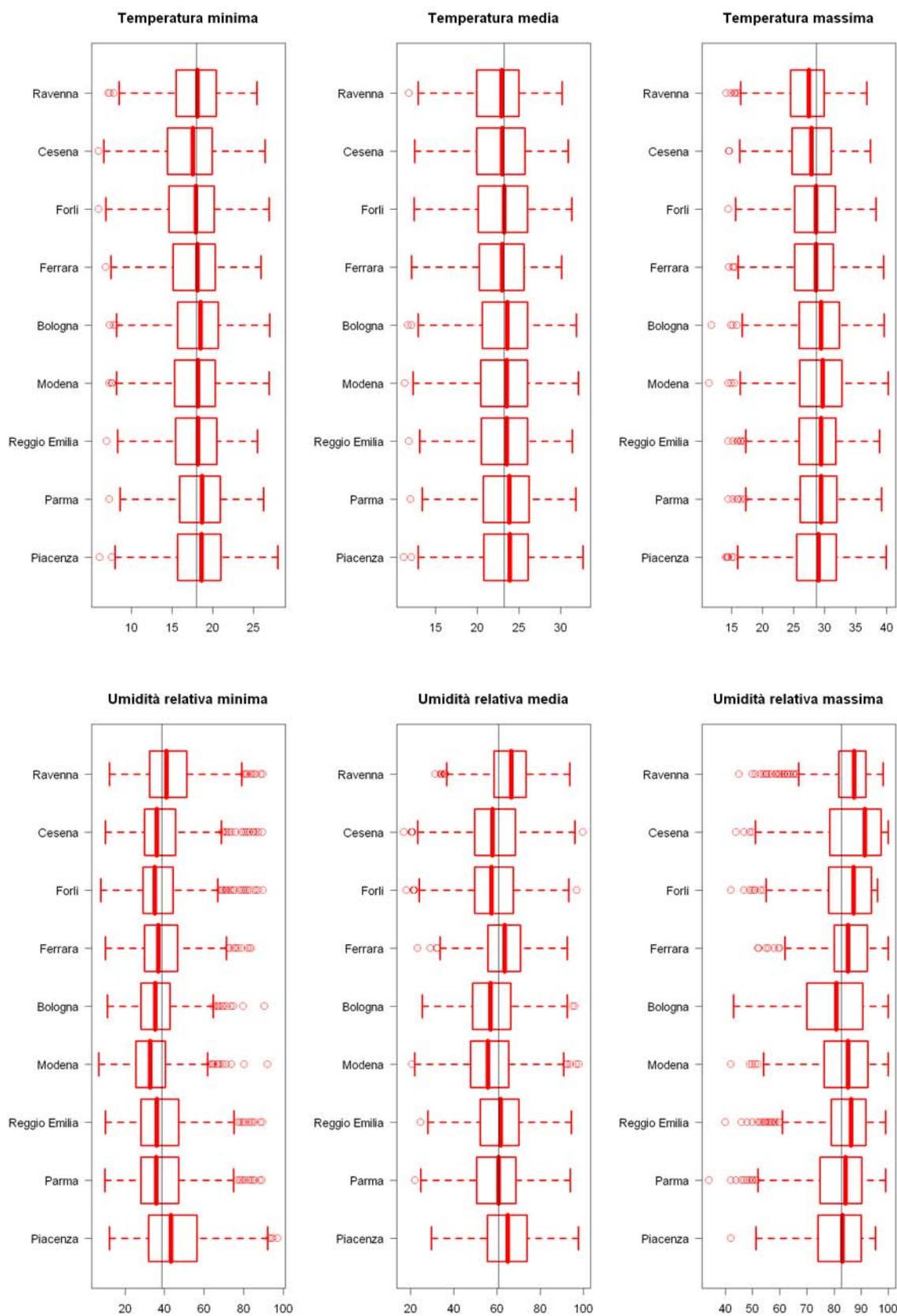


Figura 2.5: Grafici box-and-whiskers dei diversi indicatori giornalieri di temperatura ed umidità relativa. Per ogni città sono riportati il valore mediano, il primo ed il terzo quartile, il valore adiacente superiore e quello inferiore (1,5 volte la distanza interquartile) e i valori anomali (valori superiori al valore adiacente superiore o inferiori al valore adiacente inferiore)

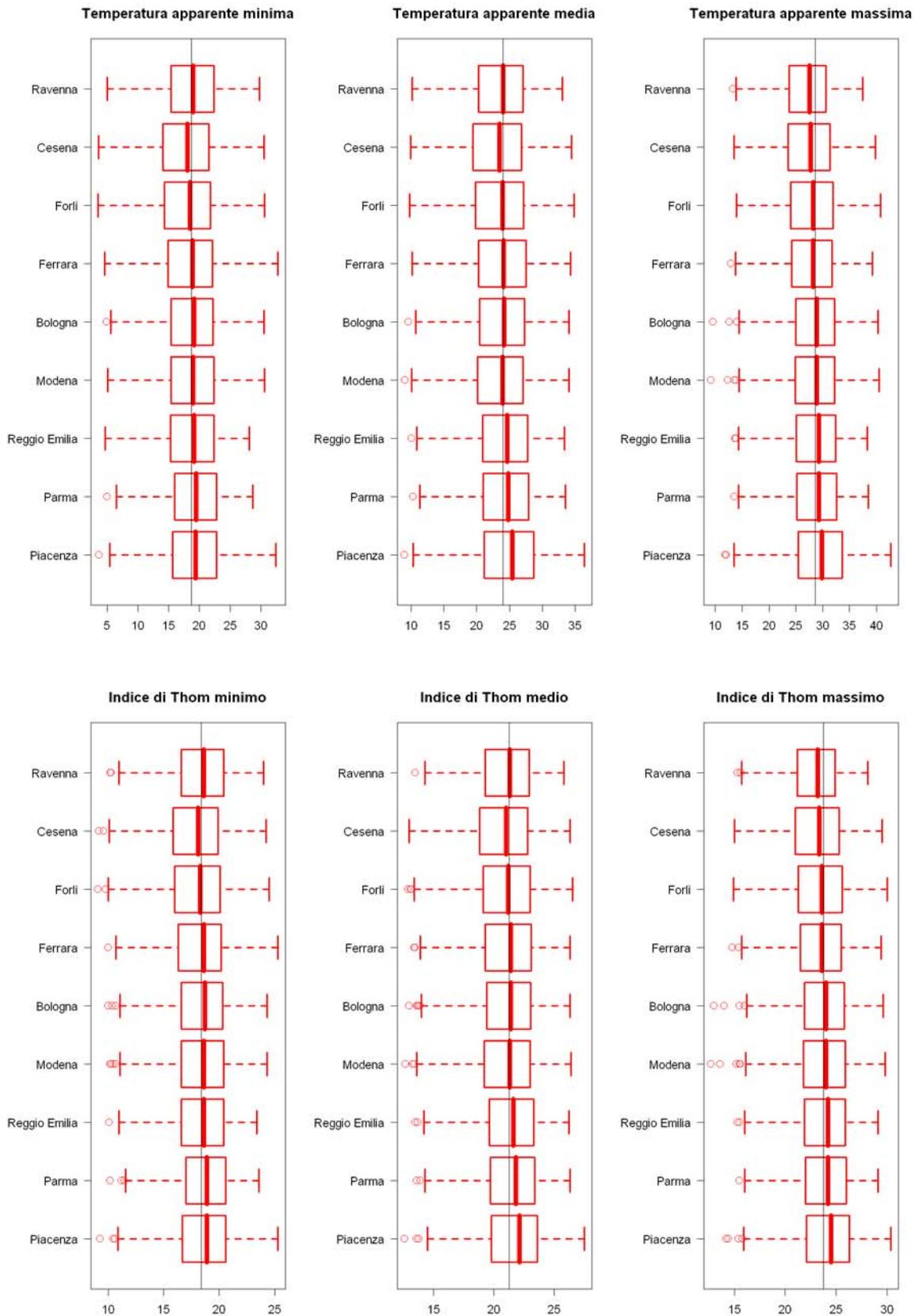


Figura 2.6: Grafici box-and-whiskers dei diversi indicatori giornalieri di temperatura apparente e Indice di Thom. Per ogni città sono riportati il valore mediano, il primo ed il terzo quartile, il valore adiacente superiore e quello inferiore (1,5 volte la distanza interquartile) e i valori anomali (valori superiori al valore adiacente superiore o inferiori al valore adiacente inferiore)

Bibliografia

1. ARPA-SIMC. "La rete meteorologica urbana" – Report interno ARPA 2006
http://www.arpa.emr.it/dettaglio_documento.asp?id=426&idlivello=64
2. Curriero FC, Heiner KS, Samet JM, Zeger SL, Strug L, Patz JA Temperature and Mortality in 11 Cities of the Eastern United States, *Am J Epidemiol* Vol. 155, No. 1, 2002
3. Landsberg HE (1981) *The urban climate*. Academic, New York
4. Steadman R.G.; 1979. The assessment of sultriness. Part I: A temperature-humidity index based on human physiology and clothing science. *J. Applied Meteorol.*, Vol 18: 861-873
5. Thom EC, Bosen JF: The discomfort index. *Weatherwise* 1959;12:57-60.
6. WMO (World Meteorological Organization), 2006. Initial guidance to obtain representative meteorological observations at urban sites. WMO/TD- No. 1250
7. Zauli Sajani S, Tibaldi S, Scotto F, Lauriola P. Bioclimatic characterisation of an urban area: a case study in Bologna (Italy). *Int J Biometeorol.* 2008 Nov;52(8):779-85.
8. Zauli Sajani S, Garaffoni G, Goldoni CA et al (2002) Mortality and bioclimatic discomfort in Emilia-Romagna, Italy. *J Epidemiol Community Health* 56(7):536-537

Capitolo 3

I dati di inquinamento atmosferico

Il livello di inquinamento che si riscontra in una determinata area gioca un ruolo fondamentale nella caratterizzazione delle condizioni ambientali sperimentate dalla popolazione che vive nell'area stessa. L'obiettivo dell'analisi è quello di caratterizzare l'esposizione all'inquinamento della popolazione che abita nelle aree urbane dei Comuni capoluogo di Provincia dell'Emilia-Romagna, basandosi sui dati di rilevamento delle centraline di monitoraggio che operano all'interno dell'area urbana stessa. In questa ottica si presuppone che l'andamento temporale in un numero limitato di siti possa essere rappresentativo dell'andamento temporale di un inquinante nell'intera città e, di conseguenza, dell'esposizione della popolazione.

La tipologia di centraline più interessante per lo studio riguarda quelle posizionate in luoghi non direttamente interessati a specifici fenomeni di inquinamento, in modo che possano essere considerate rappresentative di una situazione media sperimentata da tutta la popolazione residente nel Comune. La scelta delle centraline da includere nello studio rappresenta, quindi un punto estremamente delicato, in quanto sarebbe auspicabile che le caratteristiche delle centraline selezionate siano il più possibile omogenee tra tutti i Comuni capoluogo.

Anche la scelta degli inquinanti rappresenta un punto molto importante: nel periodo compreso tra il 1/1/2002 e il 31/12/2006 in Emilia-Romagna sono attive un centinaio di centraline, classificate in modo diverso a seconda della dislocazione, che misurano uno o più inquinanti tra il biossido di zolfo (SO_2), il particolato fine (di diametro inferiore a $10 \mu\text{m}$; PM_{10}), l'ozono (O_3), il biossido di azoto (NO_2), il monossido di carbonio (CO), il benzene (C_6H_6) ed il monossido di azoto (NO). Fra questi, in base alla tipologia dello studio, sono stati considerati gli inquinanti con effetti a breve termine che in Emilia-Romagna presentano le maggiori criticità, cioè PM_{10} , ozono e biossido di azoto, mentre gli altri inquinanti sono stati presi in considerazione soltanto per completare la caratterizzazione delle centraline di monitoraggio.

Sulla base della normativa vigente nel periodo a cui si riferisce lo studio, la classificazione delle centraline prevede quattro diverse tipologie: tipo A: centraline non

direttamente interessate a sorgenti di emissione urbana; tipo B: centraline posizionate in zone ad alta densità abitativa; tipo C: centraline posizionate in zone ad elevato traffico veicolare; tipo D: centraline posizionate in zone periferiche o in aree suburbane.

Sulla base di queste tipologie, la situazione in Regione presenta una notevole disomogeneità: infatti, soltanto in un numero limitato di Comuni si può disporre di una centralina di tipo A nel periodo in esame, mentre per gli altri si deve ricorrere ad una centralina di tipo B e, in un caso, anche ad una centralina di altra tipologia, in assenza di centraline di tipo A o B. In alcuni casi, inoltre, centraline di tipo A non misurano contestualmente tutti e tre gli inquinanti selezionati.

La complessità della situazione descritta implica che il requisito dell'omogeneità alla base della selezione delle centraline non può essere ottenuto in modo rigoroso. Inoltre, tenendo conto sia delle caratteristiche dello studio che dei risultati presentati in [1], risulta che l'aggregazione del dato di inquinamento su una scala più ampia rispetto a quella rappresentata dalla singola centralina che può presentare una specificità particolare garantisce una migliore rappresentatività dell'esposizione, riducendo il rischio di una sua errata classificazione, con conseguenze che possono inficiare il risultato dello studio. Per questa ragione, le serie temporali dei dati di inquinamento sono state ricavate a livello di macro-area, suddividendo la Regione Emilia-Romagna in tre zone (Piacenza, Parma, Reggio Emilia; Modena, Bologna, Ferrara; Forlì, Cesena, Ravenna) e mediando i valori degli inquinanti misurati in tutte le centraline appartenenti all'area urbana dei Comuni che si trovano all'interno della macro-area.

Un confronto preliminare in cui la media per ogni Comune è stata ottenuta usando tutte le centraline dell'area urbana relativa, indipendentemente dalla loro tipologia è presentato nella tabella 3.1, dalla quale risulta che le concentrazioni medie di PM_{10} sono maggiori a Cesena ($31,3 \mu\text{g}/\text{m}^3$) e a Bologna ($31,0 \mu\text{g}/\text{m}^3$) mentre sono minori a Piacenza ($24,8 \mu\text{g}/\text{m}^3$) e a Ferrara ($25,0 \mu\text{g}/\text{m}^3$). A Bologna si registra la concentrazione media più alta di tutta la regione di biossido d'azoto ($51,2 \mu\text{g}/\text{m}^3$), mentre a Parma quella più alta di ozono ($115 \mu\text{g}/\text{m}^3$). I valori ottenuti indicano, comunque, una sostanziale omogeneità su

tutta la Regione Emilia-Romagna. Per avere informazioni più dettagliate relativamente ai livelli di inquinamento che caratterizzano le città dell'Emilia-Romagna si rimanda alla pubblicazione [2] relativa alla situazione dell'anno 2009.

Predisposizione delle serie temporali giornaliere

La misura dell'ozono e del biossido di azoto nella centralina prevede che i dati siano disponibili con cadenza oraria; per il PM₁₀, a seconda della strumentazione presente, il tempo di mediazione può variare e può essere orario, biorario o giornaliero. Risulta pertanto necessario procedere ad un'aggregazione su scala giornaliera dei dati che presentano una frequenza maggiore. L'ottica nella fase di aggregazione del dato è quella di prendere in considerazione la maggiore quantità possibile dei dati orari originali. la presenza di alcuni flag di validazione con un ordine gerarchico di importanza consente un certo margine di manovra, per affrontare anche il caso in cui non tutti i flag siano definiti. Partendo dal più importante in questa gerarchia c'è quello annuale, quello semestrale, quello mensile, quello giornaliero e quello strumentale. Il criterio che è stato introdotto per conservare o escludere i dati orari nell'aggregazione giornaliera si basa sulla richiesta della presenza di almeno uno dei flag precedenti corrispondente al codice di dato validato, valutati a partire da quello annuale (considerato il più rilevante) fino a quello strumentale (considerato il meno rilevante). L'esclusione di un

singolo dato orario, quindi, può avvenire soltanto per due motivi: (a) quando nessuno dei flag precedenti risulta definito; (b) quando almeno uno dei flag presenti assume un valore corrispondente ad uno dei codici di "dato invalidato".

Una volta introdotto questo criterio per la validazione del dato orario, il dato giornaliero del biossido di azoto e del PM₁₀ viene calcolato come media dei valori orari validati positivamente (purché siano disponibili almeno il 75% dei dati orari nell'arco delle 24 ore, in altre parole, 18 dati orari su 24). Per quanto riguarda l'ozono, invece, il dato giornaliero è il massimo delle medie mobili calcolate su 8 ore dei valori orari validati (purché siano disponibili il 75% dei dati, in altre parole 6 valori orari su 8 per la singola media mobile e 18 medie mobili nell'arco delle 24 ore).

A questo proposito, un'ulteriore considerazione riguarda il fatto che l'uso dei flag di validazione non assicura completamente sulla qualità del dato orario, in quanto è stato osservato che sono comunque presenti, anche dopo l'applicazione della procedura di validazione dati palesemente non realistici, come valori negativi e valori molto elevati, probabilmente frutto di problemi derivanti dalla procedura di calibrazione dello strumento: questi problemi per il momento non sono stati indagati in modo approfondito, ma questi valori sono stati esclusi arbitrariamente applicando un filtro che esclude i dati al di fuori di una certa banda di valori definita arbitrariamente in funzione dell'inquinante.

	PM ₁₀		NO ₂		O ₃	
	Media	95° perc	Media	95° perc	Media	95° perc
Piacenza	24,8	48,0	33,8	57,9	114,7	181,9
Parma	27,5	50,3	40,7	57,0	115,5	177,2
Reggio Emilia	26,1	48,0	41,3	59,1	114,0	173,5
Modena	30,0	51,0	49,1	75,7	104,6	160,2
Bologna	31,0	51,2	51,2	76,1	92,9	151,9
Ferrara	25,0	45,0	31,4	48,6	113,8	160,6
Forlì	28,8	49,0	30,1	44,9	107,2	160,6
Cesena	31,3	53,5	43,1	60,8	102,7	153,0
Ravenna	28,6	49,2	32,2	51,5	105,5	154,1

Tabella 3.1. Valore medio e 95mo percentile delle distribuzioni degli inquinanti ottenute aggregando i dati provenienti dalle centraline di monitoraggio della qualità dell'aria nelle aree urbane dei Comuni capoluogo di Provincia.

Bibliografia

1. Zauli Sajani S, Hänninen O., Marchesi S., Lauriola P.: Comparison of different exposure settings in a case-crossover study on air pollution and daily mortality: counterintuitive results,

J Expo Sci Environ Epidemiol. 2010 Jun 23 [Epub ahead of print].

2. Annuario regionale dei dati ambientali 2009 di Arpa Emilia-Romagna, (<http://www.arpa.emr.it/>).

Capitolo 4

I dati delle chiamate al 118

Disponibilità dei dati

I dati delle chiamate al servizio 118 sono stati raccolti per tutte le province della regione, ad eccezione di Rimini, le cui peculiari dinamiche di popolazione legate alle attività turistiche avrebbero reso molto difficoltoso il trattamento dei dati. I dati sono stati in via preferenziale estratti dal database collegato al software “118 Net” di cui si avvalgono tutti i centri locali ad eccezione di quello di Rimini. In particolare, questo è

stato possibile per Piacenza, Parma, Reggio Emilia, Modena Bologna e Ravenna per le quali erano disponibili nel database serie storiche di dati di sufficiente lunghezza. Non è stato invece possibile per il motivo opposto l'estrazione dei dati dal database centralizzato per le città di Ferrara, Forlì e Cesena. Per esse si è scelto di richiedere una estrazione dei dati ai referenti locali.

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Bologna									
Modena									
Parma									
Reggio Emilia									
Ravenna									
Ferrara									
Forlì									
Piacenza									
Cesena									

Tabella 4.1 Disponibilità dei dati per capoluogo

Le variabili raccolte sono state:

- data e ora della chiamata
- età e sesso dell'assistito
- patologia presunta (in 10 macrocause)
- luogo di provenienza della chiamata
- criticità della chiamata (attribuita sulla base della telefonata, prima dell'invio del mezzo di soccorso)
- comune di provenienza della chiamata.

La modalità di raccolta di tali dati e le modalità per l'assegnazione dei diversi valori per ogni variabile sono risultati molto omogenei sul territorio regionale, sia per l'utilizzo dello stesso software, sia per l'adozione di protocolli operativi simili in tutte le sedi locali.

Qualche differenza si è riscontrata nei valori assegnati alle variabili patologia per il database di Forlì e per il campo criticità in alcune province, ma è stato comunque agevolmente possibile giungere ad una codifica comune.

Nonostante l'estrazione dei dati sia stata effettuata *per assistito*, in modo che ad ogni record del database corrispondesse l'intervento per una singola persona, nei

database erano presenti casi di chiamate “duplicata”, ossia verosimilmente riferite allo stesso paziente, in quanto caratterizzate dalla coincidenza dei campi data e ora della chiamata (con precisione al secondo), età e sesso dell'assistito, comune di provenienza della chiamata e patologia presunta. Tuttavia questi campi non sono sempre disponibili per ogni singolo record. Si è reso necessario quindi definire operativamente le chiamate duplicate.

In alcuni casi età e sesso diversi dell'assistito indicano che i due record con lo stesso campo data_ora si generano per una stessa chiamata in cui viene richiesta l'assistenza per più pazienti. Si può trattare di due persone coinvolte nello stesso incidente, oppure di due episodi di intossicazione nella stessa famiglia oppure ancora di uno shock di tipo emotivo legato ad un malessere importante di un familiare. Questi casi, che a rigore non costituiscono delle duplicazioni vere e proprie, trattandosi di assistiti diversi, sono stati trattati come episodi duplicati perché si è ritenuto che le chiamate contemporanee fossero in qualche modo correlate tra loro e provocate o una dall'altra o dalla stessa causa e comunque non legate ad alcun fattore

ambientale. Si è ritenuto pertanto di poterle eliminare ai fini della nostra analisi.

La decisione finale è stata quella di considerare *duplicate* tutte le chiamate che presentavano la stessa data e ora, ritenendo improbabile la contemporaneità al secondo delle chiamate, e potendo in tal modo intervenire anche dove fossero mancanti gli altri campi (Tabella 4.2).

Città	Duplicazioni (%)
Bologna	3,1%
Modena	7,3%
Parma	8,7%
Reggio	8,3%
Ravenna	8,1%
Ferrara	2,4%
Forlì	8,2%
Piacenza	4,0%
Cesena	4,9%

Tabella 4.2 Duplicazioni di chiamata per data ed ora

Non è stato possibile eliminare le duplicazioni nei dati precedenti al 26/5/2005 per la città di Cesena per l'indisponibilità del campo ora. Si è però deciso di fare una analisi sulle chiamate duplicate successive a tale data. La percentuale di chiamate duplicate è risultata pari al 4.9% del totale, in gran parte associate a traumi provenienti in strada, patologie queste comunque escluse dall'analisi di associazione con i dati di disagio bioclimatico.

Analisi descrittive

Le analisi descrittive sono state effettuate sia con un intento puramente descrittivo nell'ambito di un utilizzo di dati raramente utilizzati sia in Italia che a livello internazionale, sia per evidenziare eventuali problemi e peculiarità presenti nei dati.

Nel corso degli anni per i quali vi è disponibilità dei dati, si è potuto osservare un aumento progressivo del ricorso al servizio 118 per tutte le città capoluogo.

Le analisi descrittive all'interno di una stessa città non hanno mostrato comportamenti difforni delle variabili prese in esame nel corso degli anni.

Nella fase di analisi sono state considerate anche variabili che però non sono poi state utilizzate nello studio dell'associazione con il disagio bioclimatico. In

particolare sono state analizzate le variabili luogo, criticità, valutazione sanitaria e sesso.

In appendice sono riportati alcuni grafici descrittivi città-specifici relativi a queste variabili.

Le distribuzioni delle chiamate per mese hanno evidenziato andamenti simili tra le varie città, con un andamento pressoché costante per i vari mesi dell'anno eccetto i mesi estivi dove si riscontra una decrescita, in particolare nel mese di agosto.

Fanno eccezione le città di Ferrara e Ravenna. Ferrara presenta i picchi a marzo ed ottobre e nessun minimo ad agosto mentre Ravenna presenta addirittura un aumento delle chiamate nei mesi estivi con un picco nel mese di agosto, dovuto probabilmente al turismo dei mesi estivi lungo la costa. Al fine di comprendere meglio l'atipicità delle frequenze di chiamata al 118 per Ravenna, sono state sviluppate delle ulteriori analisi, stratificando per la popolazione più anziana, in particolar modo per gli ultra sessantacinquenni e successivamente per gli ultra settantacinquenni, poiché essi rappresentano fasce di popolazione con scarsa mobilità durante i mesi estivi.

Da queste indagini risulta evidente che le frequenze di chiamata per Ravenna, con l'inclusione della sola popolazione anziana, sono comunque più elevate nei mesi estivi, differenziandosi ancora dalle altre città, ma quest'effetto tende a diminuire man mano che si decide di includere popolazione sempre più anziana, fino a scomparire quasi del tutto quando si considera la sola popolazione degli ultra ottantacinquenni. (Figura 4.2)

Gli andamenti settimanali, sovrapponibili tra le varie città, mostrano un picco di chiamate il lunedì, seguito da un decremento sensibile il martedì e da un successivo leggero aumento fino a venerdì. Al sabato si ha una riduzione del numero di chiamate che continua la domenica dove si ha il minimo di chiamate della settimana. Solo Ravenna registra il massimo afflusso di chiamate nel weekend ed un minimo di mercoledì.

Gli andamenti orari rivelano anch'essi forti analogie tra le città con un minimo nelle prime ore del mattino seguito da una rapida crescita che porta alla massima frequenza di chiamate verso le 10. Dalle 11 comincia una progressiva diminuzione interrotta nel tardo pomeriggio da un piccolo aumento del numero di chiamate. (Figura 4.3)

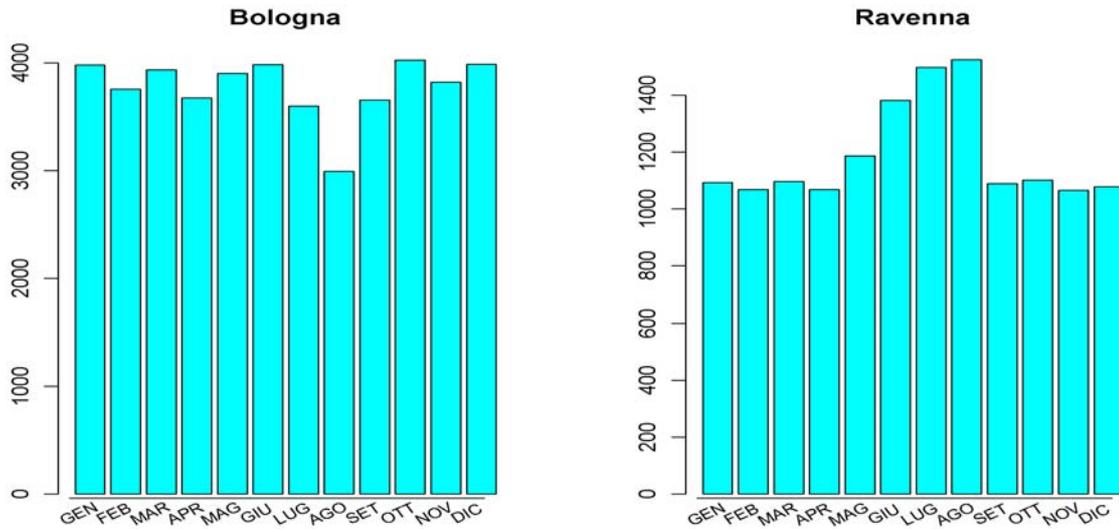


Figura 4.2: Andamenti mensili delle chiamate al 118 per le città di Bologna e Ravenna

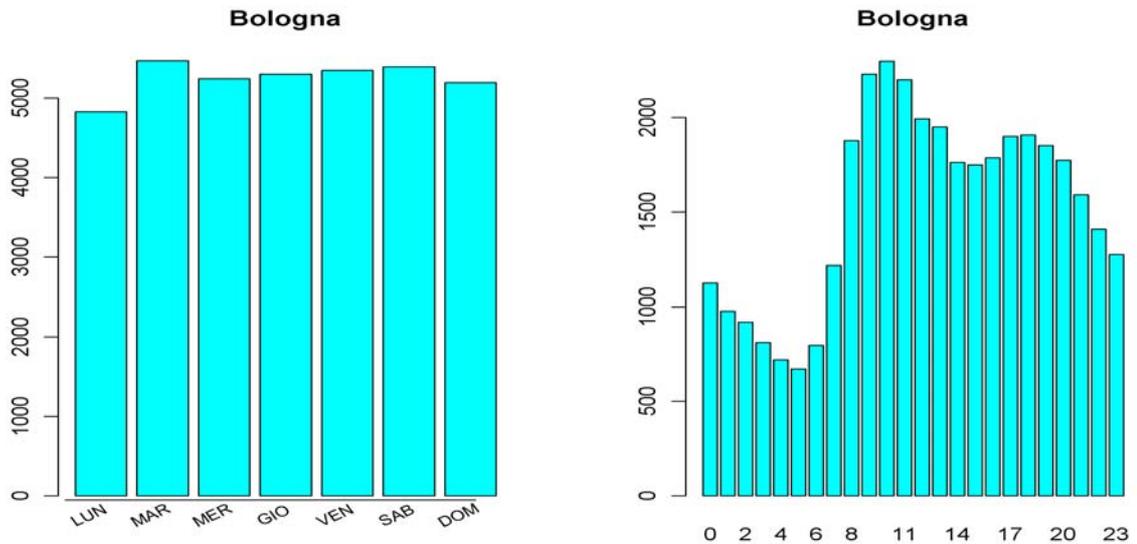


Figura 4.3: Grafici di frequenza di chiamata al 118 per giorno della settimana e per ora del giorno per la città di Bologna

L'analisi dei dati in termini della variabile età mostra una distribuzione trimodale con un picco massimo in corrispondenza delle età più anziane, verso gli 85 anni, un secondo marcato picco intorno ai 30-35 anni di età e un terzo picco di minore entità nei primi anni di vita (1-3 anni). Fa eccezione la città di Ferrara che mostra una struttura per età con il secondo picco pressoché assente.

In diverse città si riscontrano dei picchi di frequenza di chiamate in corrispondenza di intervalli quinquennali (5,10,15,20, etc.). Questo effetto è da addebitare all'approssimazione nell'attribuzione dell'età in caso di incertezza da parte della persona chiamante. (Figura 4.4)

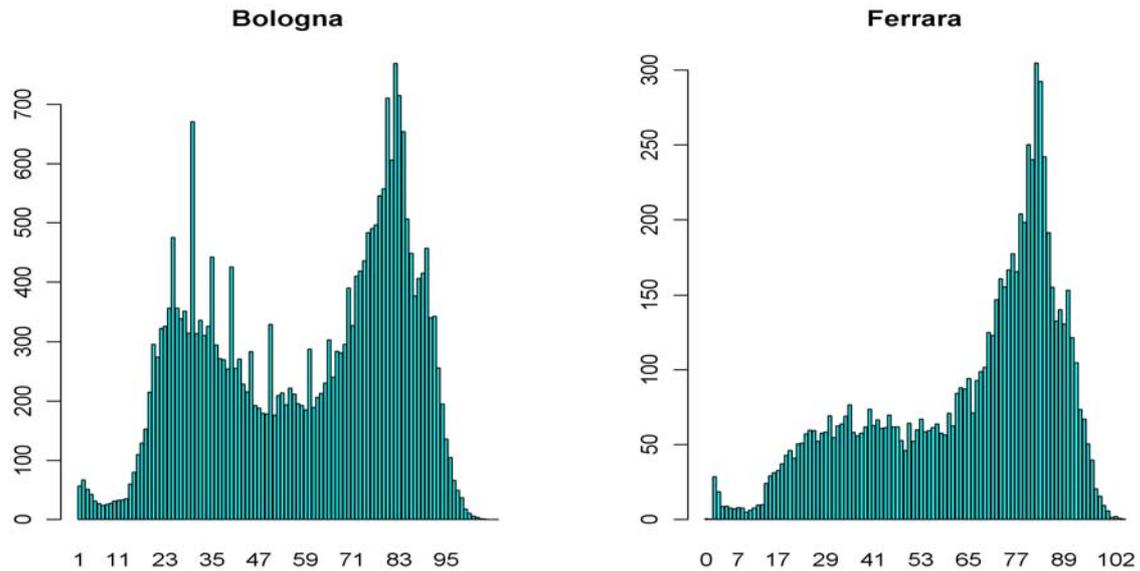


Figura 4.4: Grafici di frequenza di chiamata al 118 per età le città di Bologna e Ferrara

E' stata condotta una analisi anche in termini di macro aggregazioni di patologie. Nel database le patologie sono raggruppate in dieci macrocause identificate dai corrispondenti codici di registrazione:

- C0: Etilista;
- C1: Traumatica;
- C2: Cardiocircolatoria;
- C3: Respiratoria;
- C4: Neurologica;
- C5: Psichiatrica;
- C6: Neoplastica;
- C7: Intossicazione;
- C8: Altra patologia;
- C9: Patologia non identificata.

I traumi rappresentano il gruppo di patologie preponderante. Tuttavia esiste un numero elevato di patologie non ben classificate e denominate "Altra patologia" che in diverse città risultano addirittura più elevate dell'insieme dei traumi. Le aggregazioni di patologia hanno evidenziato una certa variabilità di frequenza nelle diverse città. (vedi Appendice)

Per tutte le città in esame negli anni aumentano le patologie C8, C2 e C3; inoltre si è osservato che i traumi tendono ad aumentare a partire da aprile fino a novembre, con una leggera contrazione ad agosto, mentre le patologie C2, C3 e C4 sono più presenti nei mesi invernali, in particolar modo a gennaio e febbraio, e si riducono nei mesi estivi.

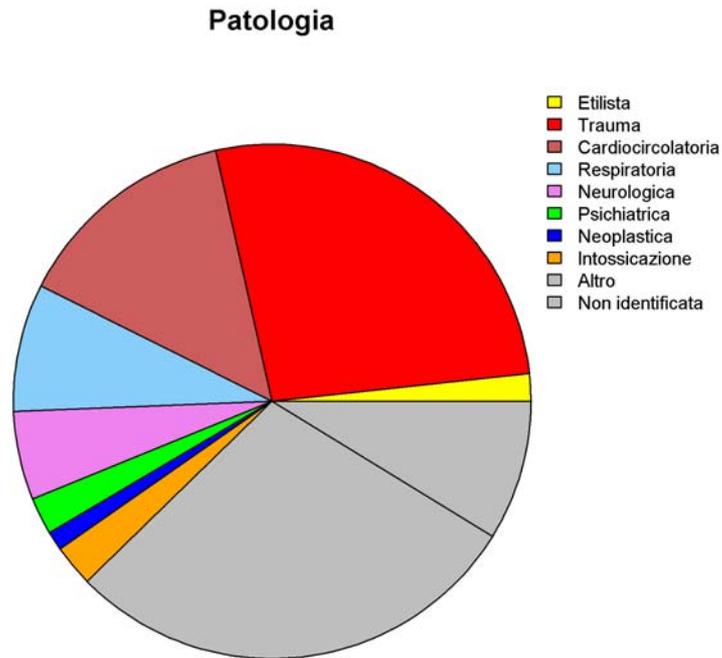


Figura 4.5: Frequenze di patologie presunte per la città di Bologna

E' interessante studiare il confronto tra la variabile patologia e la variabile età, suddivisa in cinque macro classi. Quello che emerge è che i traumi si riducono con l'aumentare dell'età, al contrario le patologie respiratorie aumentano con l'avanzare degli anni, ad

esclusione della prima classe di età, in cui invece è fortemente presente.

Le patologie cardiocircolatorie crescono con l'età fino alla classe 65-74 per poi subire una lieve riduzione a favore delle patologie respiratorie.

Capitolo 5

Metodi

Le analisi statistiche sono state condotte in due fasi. Nella prima fase sono state effettuate analisi città specifiche per nove dei dieci capoluoghi di provincia dell'Emilia Romagna. Sono stati considerati i soli mesi estivi da maggio a settembre per gli anni dal 2002 al 2006, a seconda della disponibilità dei dati giornalieri di chiamate al 118 e delle variabili per le singole città.

E' stata studiata la relazione tra numero medio giornaliero di chiamate al 118 e Temperatura Apparente media giornaliera usando la regressione di Poisson, con funzione link logaritmica, in un modello additivo generalizzato (GAM)¹. I GAM consentono, infatti, di modellare in modo semi parametrico l'andamento temporale, la stagionalità e l'influenza di componenti ambientali rispetto all'ammontare giornaliero di richieste di soccorso giunte al servizio 118.

La natura della relazione dose-risposta è stata esplorata prima mediante funzioni non parametriche, spline cubiche di regressione, della Temperatura Apparente, per tenere conto di un possibile effetto non lineare sul numero di richieste di soccorso. Successivamente tale relazione è stata modellata inserendo dei termini lineari, spline lineari, per quantificare l'effetto della temperatura²⁻³. Sono quindi state introdotte nel modello GAM tre spezzate per approssimare la curva a J della Temperatura Apparente con le richieste di soccorso costruite utilizzando due valori soglia di tale curva comuni per tutte le città.

Il confondimento temporale e la stagionalità nelle serie di dati sono state controllate stimando in modo non parametrico una spline cubica sull'indicatore progressivo del giorno. Sono stati inseriti nei modelli GAM degli altri indicatori opportunamente costruiti per tenere conto di ulteriori effetti di calendario, come le vacanze, i week-end ed il decremento della popolazione durante l'estate. Si è corretto per il ruolo confondente dell'età, suddivisa in 6 classi d'età (0-14, 15-34, 35-64, 65-74, 75-84, 85+).

Le analisi città specifiche sono state condotte sulla popolazione di tutte le età e successivamente

un'analisi di approfondimento si è focalizzata soltanto sugli ultra 75enni. Sono state effettuate analisi differenti anche a seconda della classe di patologia presunta che si intendeva studiare, valutando gli effetti sulla salute delle elevate temperature su soggetti che presentavano al momento della chiamata patologie naturali (non dovute ad eventi traumatici), patologia respiratoria e cardiovascolare.

Si è tenuto conto anche dell'effetto confondente dell'inquinamento atmosferico, includendo nel modello le concentrazioni medie giornaliere di PM₁₀⁴. Analisi di sensibilità hanno poi valutato l'impatto sulla salute associato ad inquinanti diversi dal particolato atmosferico, come il biossido di azoto NO₂ e l'ozono O₃.

Nella seconda fase gli effetti città specifici sono stati combinati in meta analisi ad effetti fissi o ad effetti random, valutando la presenza di eterogeneità negli outcome delle diverse città attraverso il test Q. La metanalisi ad effetti fissi, infatti, è più adeguata quando non c'è evidenza di eterogeneità tra gli studi e la stima globale è una media ponderata delle stime città specifiche, con pesi pari all'inverso della loro varianza. Se il test Q dà prova dell'esistenza di eterogeneità tra le stime, allora il modello ad effetti random sarà preferibile, poiché esso terrà conto di una fonte di variabilità aggiuntiva oltre quella entro gli studi. Le stime ottenute con il modello ad effetti fissi o con quello ad effetti random sono stimate mediante il metodo della massima verosimiglianza⁵.

Tutte le analisi sono state condotte considerando l'effetto della Temperatura Apparente nello stesso giorno in cui sono giunte le richieste di soccorso (lag 0).

Prima di procedere con le analisi è stata presa la decisione di considerare le sole chiamate provenienti dal capoluogo per ogni provincia per ovviare a problemi di disomogeneità bioclimatica (comuni montani e isola di calore urbano), di disomogeneità socio-economica e demografica di comuni dell'area

da cui provengono le chiamate, di disomogeneità delle abitudini migratorie (comuni costieri e comuni sui colli) e problemi di esclusione dei cittadini non residenti nelle provincie di riferimento per il servizio. Il problema dello spopolamento dei grandi comuni capoluogo durante i mesi estivi, invece, verrà risolto in fase di costruzione del modello statistico, mediante correzione per stagionalità e definizione di opportuni indicatori.

Bibliografia

1. Hastie T., Tibshirani R., Generalized additive models. Chapman & Hall, London, 1990.
2. Stafoggia M., Forestiere F., et al. Vulnerability to heat-related mortality. A multicity, population-based, case-crossover analysis. *Epidemiology* 2006, 17: 315-323.
3. Hajat S., Armstrong B., et al. Impact of high temperature on Mortality. Is there an added heat wave effect? *Epidemiology* 2006, 17: 632- 638.
4. Forestiere F., Stafoggia m., et al. Particolar matter and daily mortality. A case-crossover analysis of individual effect modifiers. *Epidemiology* 2008, 19: 571-580.
5. Sutton A.J., Abrams K.R., Jones D.R., et al. methods for meta-analysis in medical research. Wiley, Chichester, 2000.

Capitolo 6

Risultati

Nella tabella 6.1 sono riportate alcune statistiche descrittive della popolazione in studio. La popolazione totale coinvolta ammonta a 1.451.296 (dato al 31/12/2006). Gli ultra-75enni rappresentano sull'insieme dei capoluoghi il 12,6% della popolazione. Bologna e Ferrara sono le città con la percentuale più alta di anziani, con valori pari al 16% e al 13% rispettivamente.

Il numero totale delle chiamate negli anni in studio è pari a circa 250.000, con una media giornaliera di poco inferiore alle 400 chiamate.

La tabella 6.2 fornisce un quadro della prevalenza delle diverse aggregazioni di patologie. Le richieste di soccorso per cause naturali rappresentano il 71,2% del totale (range inter-città 66,9-74,3%) e di queste circa un terzo provengono da anziani ultra 75enni. Le richieste di soccorso per cause cardiovascolari e

respiratorie sono rispettivamente circa il 10% e il 7,1%, mentre a quasi il 10% delle chiamate non è associata alcuna classe di patologie.

	Periodo di studio	Totale	75+ (%)
Bologna	2002-2005	371.218	16%
Modena	2002-2006	178.196	11%
Parma	2002-2006	172.637	11%
Reggio	2002-2006	152.889	10%
Ravenna	2003-2006	144.881	11%
Ferrara	2003-2006	130.972	13%
Forlì	2003-2006	110.120	12%
Piacenza	2005-2006	98.146	12%
Cesena	2003-2006	92.227	11%
Regione		1.451.296	13%

Tabella 6.1: Statistiche descrittive della popolazione in studio

	Totale	Media giornaliera	Nat. (%)	Cardio. (%)	Resp. (%)	Nat 75+ (%)
Bologna	70.883	115,8	72,6%	13,3%	7,0%	30,2%
Modena	39.828	52,0	74,3%	6,8%	6,3%	29,7%
Parma	31.921	41,7	70,2%	8,4%	6,5%	33,0%
Reggio	32.101	42,0	69,0%	7,6%	5,5%	31,0%
Ravenna	26.705	43,6	69,1%	10,7%	8,5%	30,4%
Ferrara	17.207	28,1	72,4%	14,9%	8,7%	42,1%
Forlì	15.945	26,0	69,1%	10,0%	9,5%	39,6%
Piacenza	7.823	25,6	72,6%	8,4%	7,2%	34,6%
Cesena	11.891	19,5	66,9%	5,7%	7,9%	25,7%
Regione	254.304	394	71,2%	10,0%	7,1%	31,8%

Tabella 6.2. Statistiche descrittive delle chiamate al 118

La figura 6.1 mostra il risultato a livello aggregato regionale dell'analisi non parametrica tramite spline cubiche della relazione tra temperatura apparente e chiamate al 118. La spline evidenzia come il numero di chiamate si mantenga pressoché costante all'aumentare della TA fino ad un valore soglia oltre il quale all'aumentare della TA è associato un corrispondente aumento del numero di chiamate. Sebbene il valore soglia non sia univocamente determinabile, si è fissato come valore la TA pari a

25°C. Si è poi fissata la seconda soglia, per studiare gli effetti delle condizioni di forte disagio bioclimatico, in corrispondenza del valore di TA pari a 30°C. Questi sono stati quindi i valori soglia comuni a tutte le città scelti per l'approssimazione della relazione dose-risposta con tre spline lineari.

Il 28% dei giorni nel periodo considerato sono risultati caratterizzati da TA comprese tra 25°C e 30°C ed il 7% da TA superiori a 30°C.

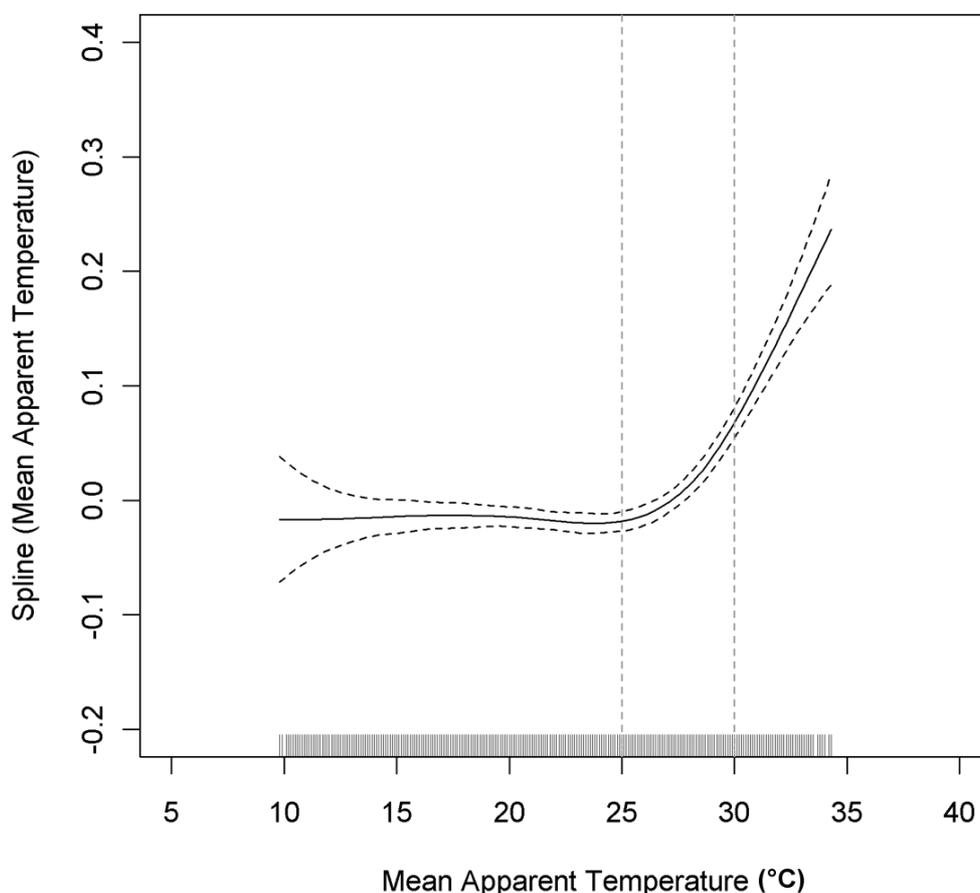


Figura 6.1. Spline metanalitica della relazione tra temperatura apparente e chiamate al 118 ottenuta a livello aggregato regionale

Le figure 6.2 e 6.3 mostrano i forest plot delle stime città specifiche e delle corrispondenti stime meta-analitiche per tutte le età e per gli ultra-75enni stratificate per aggregazioni di patologie. Le figure evidenziano una certa variabilità delle stime città-specifiche, variabilità che è stata analizzata tramite il test di eterogeneità Q di Cochran. Il test Q è risultato statisticamente significativo solo per le stime degli effetti per le patologie naturali quando TA è sotto i 25°C, in questo caso è stato opportuno utilizzare un modello di meta analisi ad effetti random. Altrove è stata dimostrata l'omogeneità delle stime degli effetti tra le città.

I risultati delle analisi meta-analitiche degli incrementi percentuali di chiamate al 118 associati ad incrementi unitari della temperatura apparente sono riportati nella tabella 6.3. Le stime sono differenziate rispetto ai tre intervalli di temperature apparenti

identificati dalle spline lineari. Per temperature inferiori a 25°C viene stimato dai modelli GAM un leggero decremento del numero giornaliero di casi nella quasi totalità delle analisi svolte, sebbene tale effetto risulti non statisticamente significativo.

Per le patologie naturali e respiratorie la meta analisi ad effetti fissi stima un incremento percentuale di rischio associato ad un incremento unitario di TA tra 25°C e 30°C statisticamente significativo. Per le patologie naturali l'incremento percentuale è pari a 1,59 (CI95%:1,15-2,03) per la popolazione di tutte le età e 1,31 (CI95%:0,61-2,01) per gli ultra 75enni.

Per le patologie respiratorie si hanno incrementi più elevati pari rispettivamente a 1,92 (CI95%: 0,57-3,27) e 3,54 (CI95%:1,83-5,28). L'effetto meta analitico è invece negativo nel sottogruppo di patologie cardiovascolari anche se non statisticamente significativo.

	TA media < 25°C		25°C < TA media ≤ 30°C		TA media ≥ 30°C	
	vp (%)	95% CI	vp (%)	95% CI	Vp (%)	95% CI
<i>Naturali</i>						
Tutte le età	0,14%	-0,35; 0,64	1,54%	1,10; 1,99	6,06%	4,64; 7,49
75+	-0,17%	-0,64; 0,30	1,31%	0,61; 2,00	9,90%	7,70; 12,7
<i>Cardiovascolari</i>						
Tutte le età	-0,23%	-0,68; 0,23	-0,09%	-1,21; 1,05	4,78%	1,24; 8,45
75+	-0,43%	-1,08; 0,22	-0,37%	-1,97; 1,26	8,90%	3,79; 14,3
<i>Respiratorie</i>						
Tutte le età	-0,65%	-1,18; -0,11	1,92%	0,57; 3,27	1,06%	-2,93; 5,21
75+	-1,28%	-1,95; -0,6	3,54%	1,83; 5,28	4,60%	-0,49; 9,94

* I risultati in corsivo sono ottenuti con meta analisi ad effetti random

Tabella 6.2: Stime meta analitiche delle variazioni percentuali di rischio per aumenti unitari di Temperatura Apparente

L'incremento percentuale di rischio è più elevato quando la TA supera i 30°C. Tale incremento è pari per gli anziani ultra 75enni a circa il 10% sull'insieme delle patologie naturali. Per TA superiori a 30°C anche le chiamate per patologie

Si evidenzia, invece, in questo range di TA un effetto positivo ma non più statisticamente significativo per il sottogruppo di chiamate per patologie respiratorie. E' stata anche condotta una analisi di sensibilità volta a valutare l'effetto dell'inserimento nel modello come

	25°C < TA media ≤ 30°C				TA media ≥ 30°C			
	NO ₂		O ₃		NO ₂		O ₃	
	vp (%)	95% CI	vp (%)	95% CI	vp	95% CI	vp (%)	95% CI
<i>Naturali</i>								
Tutte le età	1,86	1,42; 2,29	1,63%	0,99; 2,28	6,51%	5,11; 7,94	6,52%	5,11; 7,95
75+	1,64	0,96; 2,32	1,45%	0,44; 2,46	10,41%	8,23;12,6	10,43%	8,23;12,66
<i>Cardiovascolari</i>								
Tutte le età	0,15	-0,96; 1,26	-0,03%	-1,21; 1,17	5,03%	1,50; 8,68	5,09%	1,54; 8,75
75+	0,01	-1,57; 1,60	-0,31%	-1,99; 1,39	9,36%	4,27;14,71	9,54%	4,39;14,94
<i>Respiratorie</i>								
Tutte le età	2,06%	0,74; 3,39	1,91%	0,49; 3,33	1,47%	-2,49; 5,59	1,45%	-2,54; 5,60
75+	4,02%	2,35; 5,71	3,76%	1,97; 5,59	5,42%	0,33; 10,76	5,49%	0,37;10,90

Tabella 6.3: Stime meta analitiche delle variazioni percentuali di rischio per aumenti unitari di Temperatura Apparente aggiustate per NO₂ e O₃

cardiovascolari risultano positivamente associate alle condizioni di disagio, diversamente da quanto accadeva nell'intervallo di temperatura precedente. Per i soggetti ultra-75enni gli incrementi delle chiamate per patologie cardiovascolari sono pari all'8,90% (CI95%: 3,79-14,28) per ogni grado di TA.

confondenti dell'NO₂ o dell'O₃ al posto del PM10 come indicatori dell'esposizione all'inquinamento atmosferico. I coefficienti così ricalcolati, riportati nella tabella 6.3, sono risultati leggermente più elevati rispetto a quelle ottenuti correggendo per PM10, ma fondamentalmente coerenti.

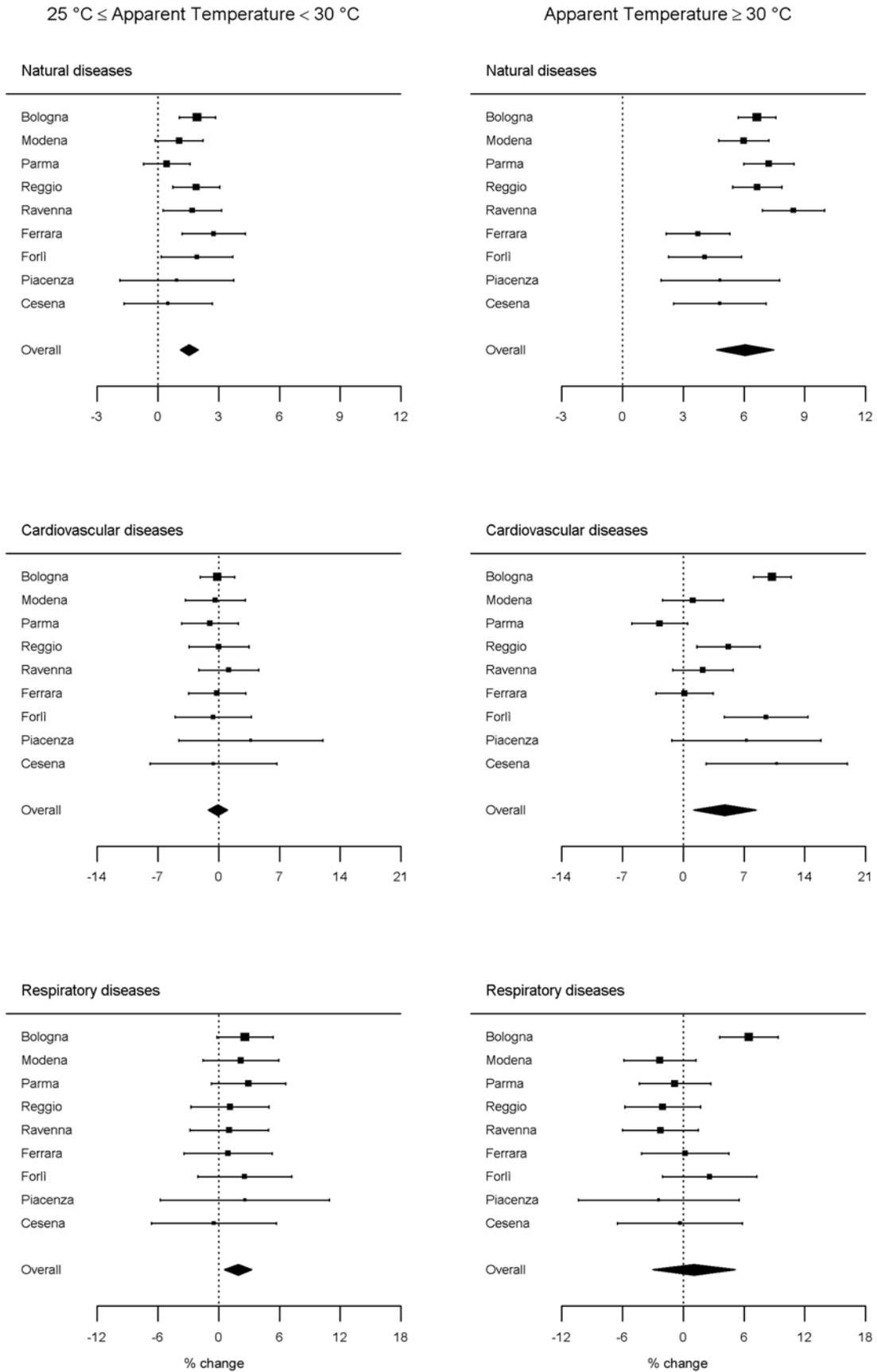


Figura 6.2. Forest plot delle stime città specifiche e delle corrispondenti stime meta-analitiche per tutte le età

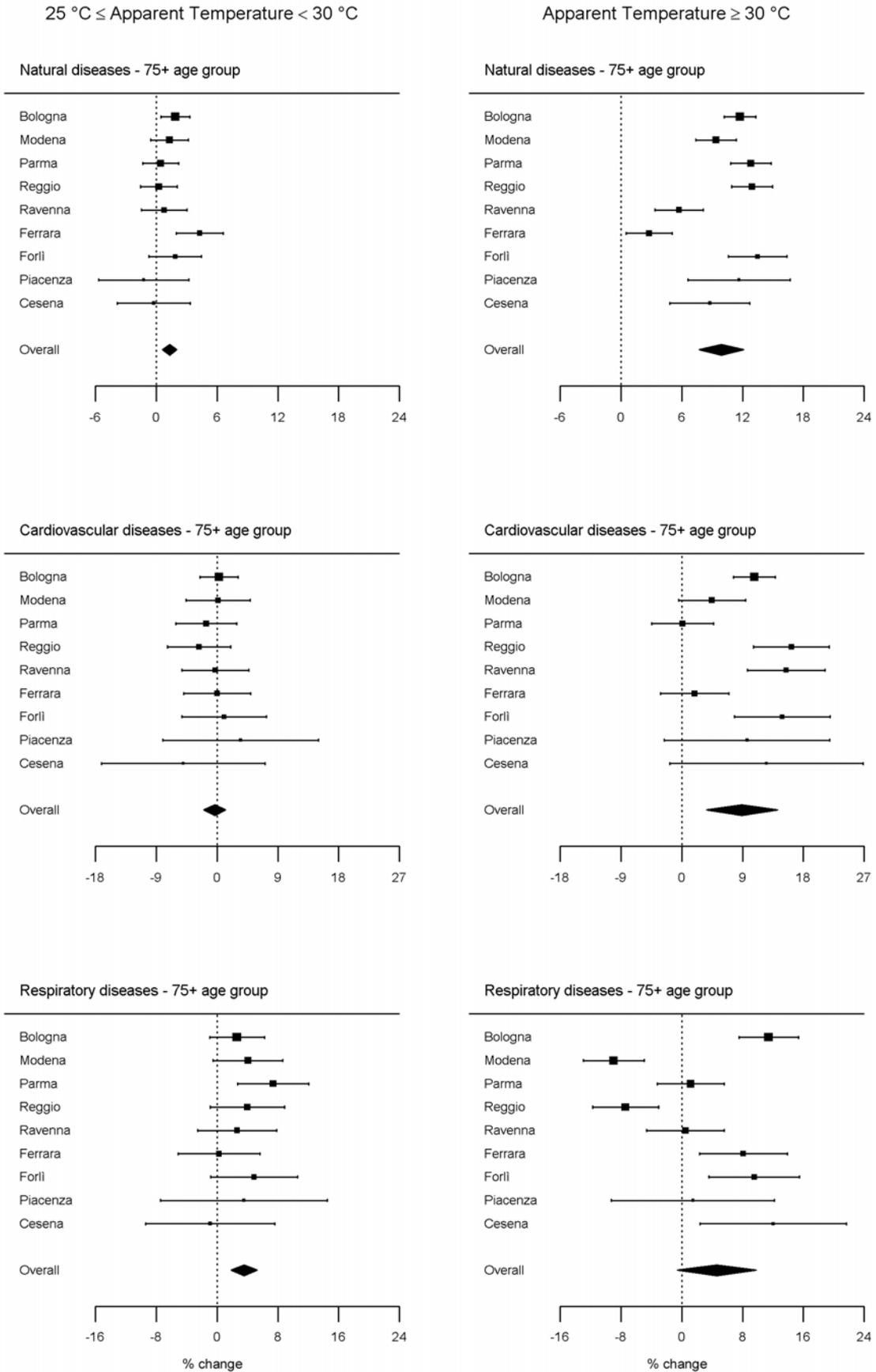


Figura 6.3. Forest plot delle stime città specifiche e delle corrispondenti stime meta-analitiche per gli ultra-75enni

Capitolo 7

Conclusioni

Lo studio ha analizzato i dati degli interventi del 118 in rapporto alle condizioni bioclimatiche utilizzando per la prima volta tecniche di serie temporali. I risultati hanno evidenziato una forte relazione tra le due variabili.

Sono state identificati tre intervalli di temperatura apparente per i quali questa relazione assume caratteristiche specifiche. Per valori di temperatura apparente inferiori ai 25°C le chiamate non risultano influenzate dalle condizioni bioclimatiche ma dopo questa soglia gli interventi del 118 cominciano ad aumentare proporzionalmente alla temperatura apparente, in particolare per le patologie respiratorie. Il rischio associato alle condizioni bioclimatiche risulta ancora maggiore oltre la soglia dei 30°C di temperatura apparente. In questo range di temperature gli effetti cardiovascolari diventano preminenti. Come atteso, gli anziani sono risultati più suscettibili alle condizioni di disagio. Le stime sono risultate significative e con una notevole omogeneità degli effetti tra le varie città della regione.

Una comparazione dei risultati ottenuti in questo studio con quelli della letteratura è difficile. Come già accennato, l'utilizzo dei dati delle chiamate ai numeri di emergenza è raro in epidemiologia e i pochi studi disponibili sono stati impostati nella prospettiva di un confronto tra utilizzo dei numeri di emergenza durante e al di fuori dei periodi di ondate di calore. In ogni caso, è possibile dire che qualitativamente il nostro studio concorda con la letteratura mostrando un aumento delle degli interventi del 118 in situazioni di caldo eccessivo. (Dolney and Sheridan, 2006, Cerutti et al., 2006).

I dati degli interventi del 118 nei mesi estivi emergono quindi come una importante risorsa nelle attività di salute pubblica legate agli effetti delle condizioni di disagio bioclimatico. Tale importanza è ancora maggiore nella nostra regione dove i dati degli interventi del 118 sono raccolti e organizzati in un database unico sull'intera regione e sono disponibili

in tempo reale. Essi appaiono quindi uno strumento ideale per attività di sorveglianza.

In questa prospettiva, la variabile generalmente utilizzata per il controllo degli effetti sanitari del caldo è la mortalità. Sistemi di questo tipo sono attivi in alcuni paesi come l'Italia (Michelozzi et al. 2010), il Portogallo (Nogueira et al., 2010) e il Belgio (Cox et al. 2010). Questi sistemi risentono della difficoltà di avere dati di mortalità affidabili prima di 48-72 ore rendendo questi sistemi di sorveglianza non molto efficienti.

Un altro importante aspetto legato al valore di questa fonte informativa è il fatto che gli interventi del 118 rappresentano una categoria di eventi sanitari molto più ampia (circa 10 volte) rispetto agli eventi letali e permettono quindi l'analisi e il controllo degli effetti sanitari del caldo in un senso più ampio.

La principale limitazione nell'utilizzo di tali dati è rappresentata dalla scarsa precisione nella definizione della patologia. I dati di intervento di emergenza sono infatti raccolti tramite interviste telefoniche da personale specializzato ma le condizioni impediscono la formulazione di una diagnosi accurata. Questo comporta la presenza nel database di un numero elevato di diagnosi poco accurate o addirittura errate. In conseguenza di ciò l'utilizzo di tali dati è limitato all'analisi di macroaggregazioni di patologie.

L'allestimento di sistemi di sorveglianza, insieme a piani di intervento, strategie comunicative e attività di educazione e sensibilizzazione hanno dimostrato di essere in grado di ridurre gli effetti delle ondate di calore (Weisskopf et al., 2002; Kovats and Ebi, 2006). L'identificazione di indicatori diversi dalla mortalità è in questo contesto molto importante sia per ottenere un quadro più completo degli effetti sanitari del caldo, sia per permetterne il monitoraggio in tempo reale.

Bibliografia

1. Cerutti B., Tereanu C., Domenighetti G. et al. Temperature related mortality and ambulance service interventions during the heat waves of 2003 in Ticino (Switzerland). *Soz Präventiv Med* 2006; 51:185-193.
2. Cox B, Wuillaume F, Van Oyen H, Maes S. Monitoring of all-cause mortality in Belgium (Be-MOMO): a new and automated system for the early detection and quantification of the mortality impact of public health events. *Int J Public Health*. 2010 Apr 8. [Epub ahead of print]
3. Dolney T. J., Sheridan S.C. The relationship between extreme heat and ambulance response calls for the city of Toronto, Ontario, Canada. *Environ. Res* 2006; 101:94-103.
4. Kovats R. S., Ebi K. L. Heatwaves and public health in Europe. *Eur J Public Health* 2006; 16(6): 592-599.
5. Michelozzi P, de' Donato F, Bargagli AM, D'Ippoliti D, et al. Surveillance of Summer Mortality and Preparedness to Reduce the Health Impact of Heat Waves in Italy. *Int. J. Environ. Res. Public Health* 2010, 7, 2256-2273; doi:10.3390/ijerph7052256
6. Nogueira PJ, Machado A, Rodrigues E, Nunes B, et al. The new automated daily mortality surveillance system in Portugal. *Euro Surveill*. 2010 Apr 1;15(13). *Euro Surveill*. 2010; 1;15(13). pii: 19529.
7. Weisskopf M.G., Anderson H.A., Foldy S., Hanrahan L.P. et al. Heat wave morbidity and mortality, Milwaukee, Wis, 1999 vs 1995: An improved response?. *Am J Public Health* 2002; 92(5): 830-833.

Appendice

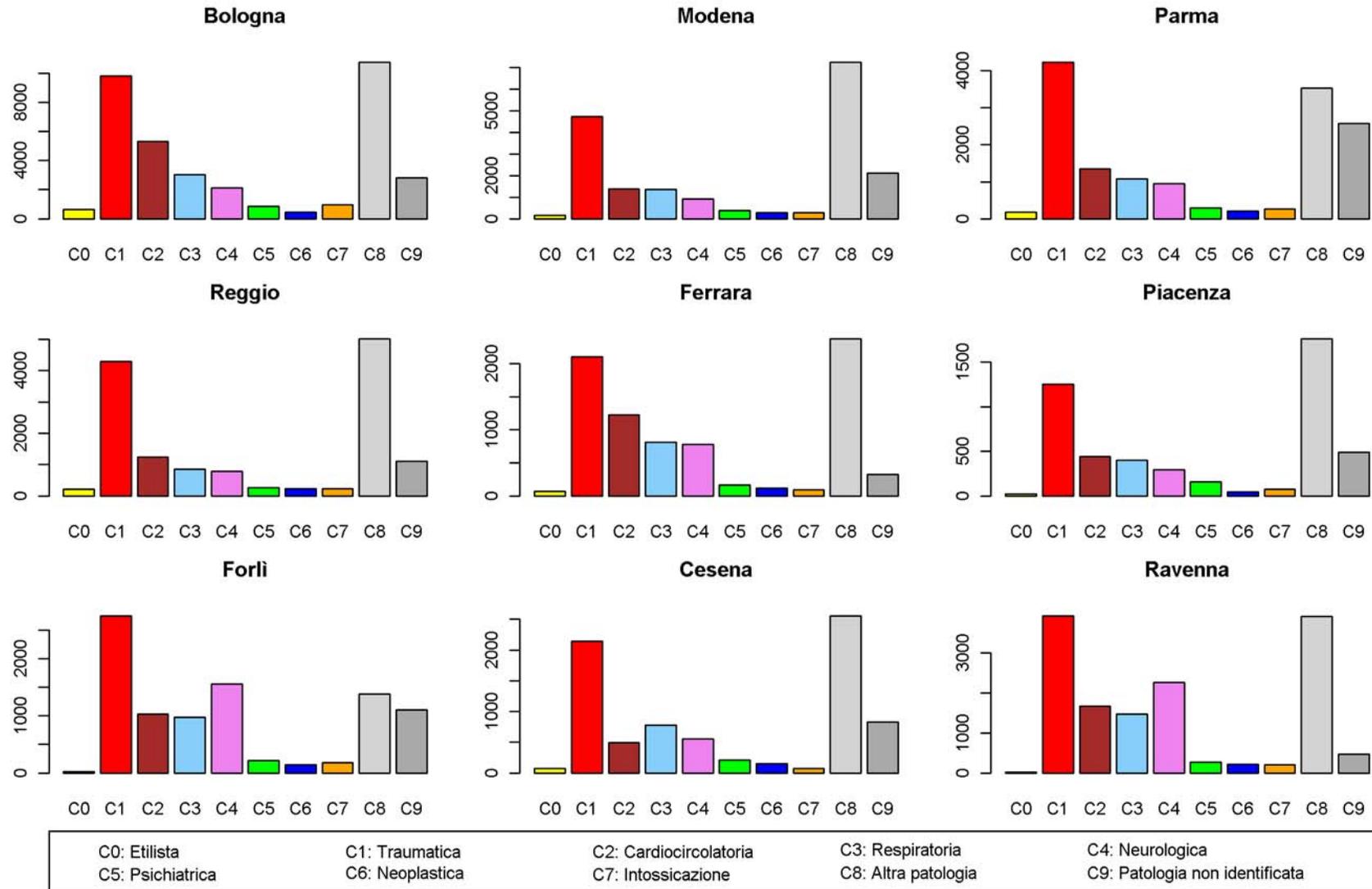


Figura A1: Distribuzione città-specifica delle patologie associate agli interventi

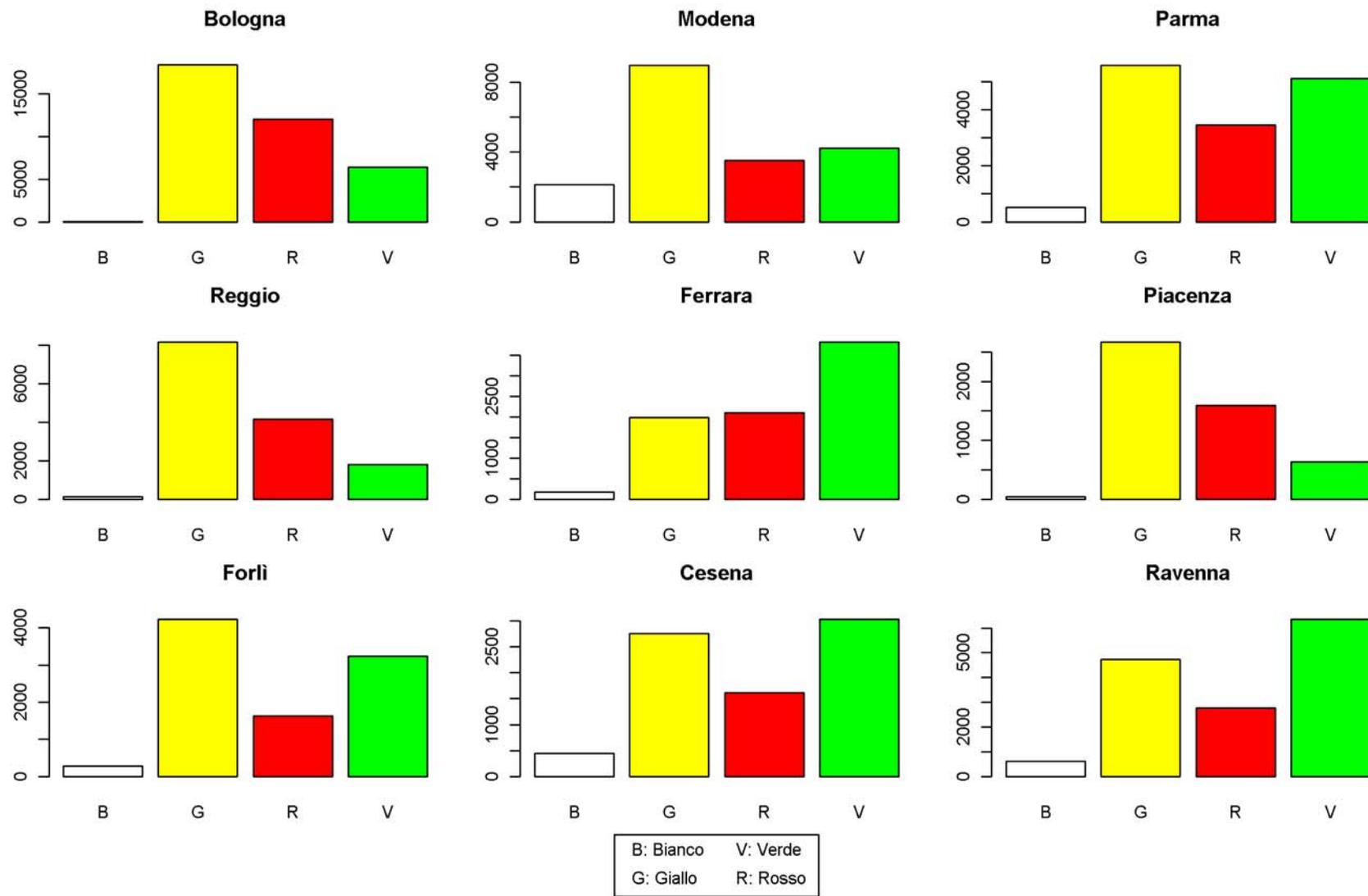


Figura A2: Distribuzione città-specifica del codice di gravità associato agli interventi

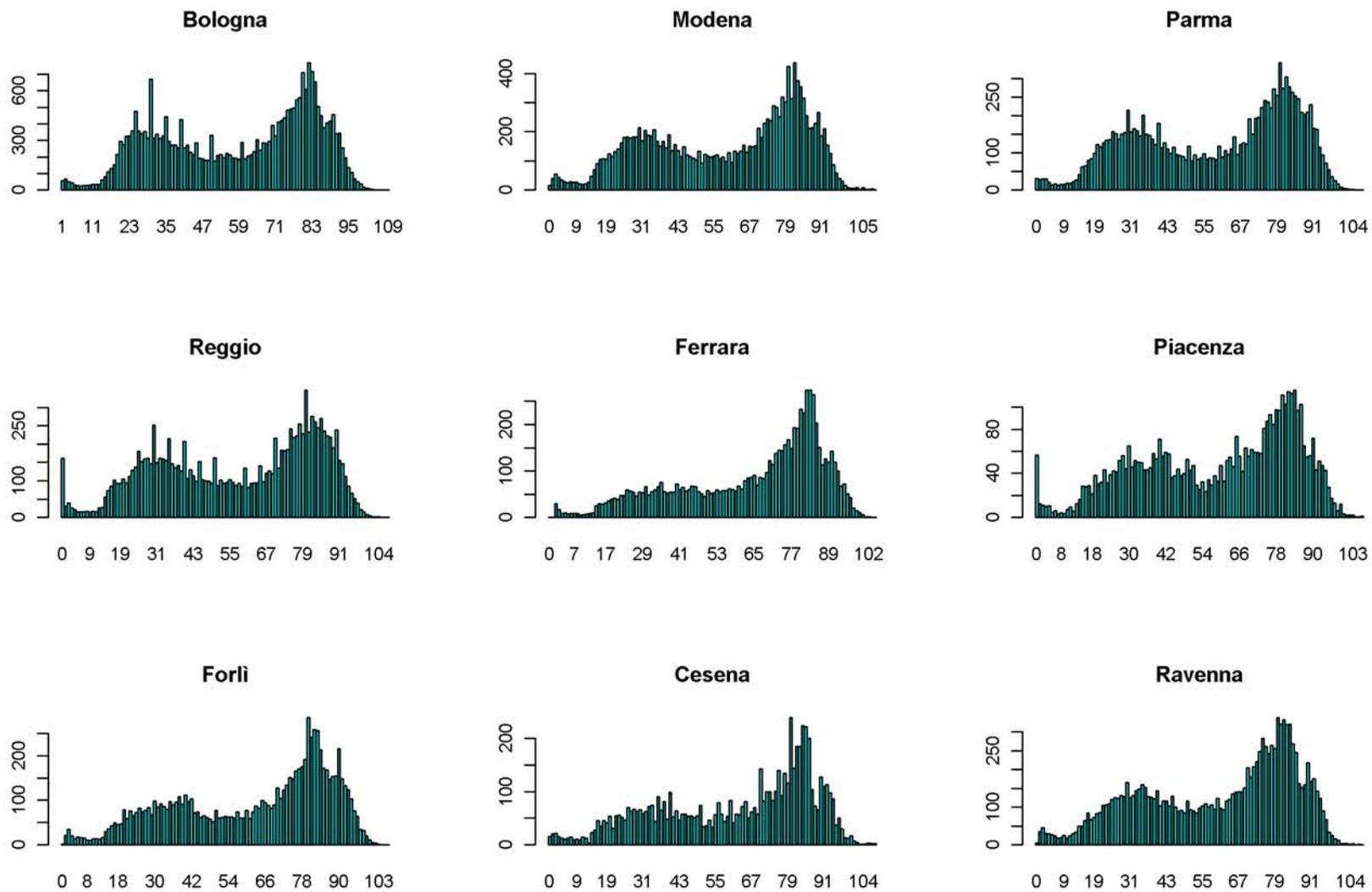


Figura A3: Distribuzione città-specifica dell'età degli assistiti

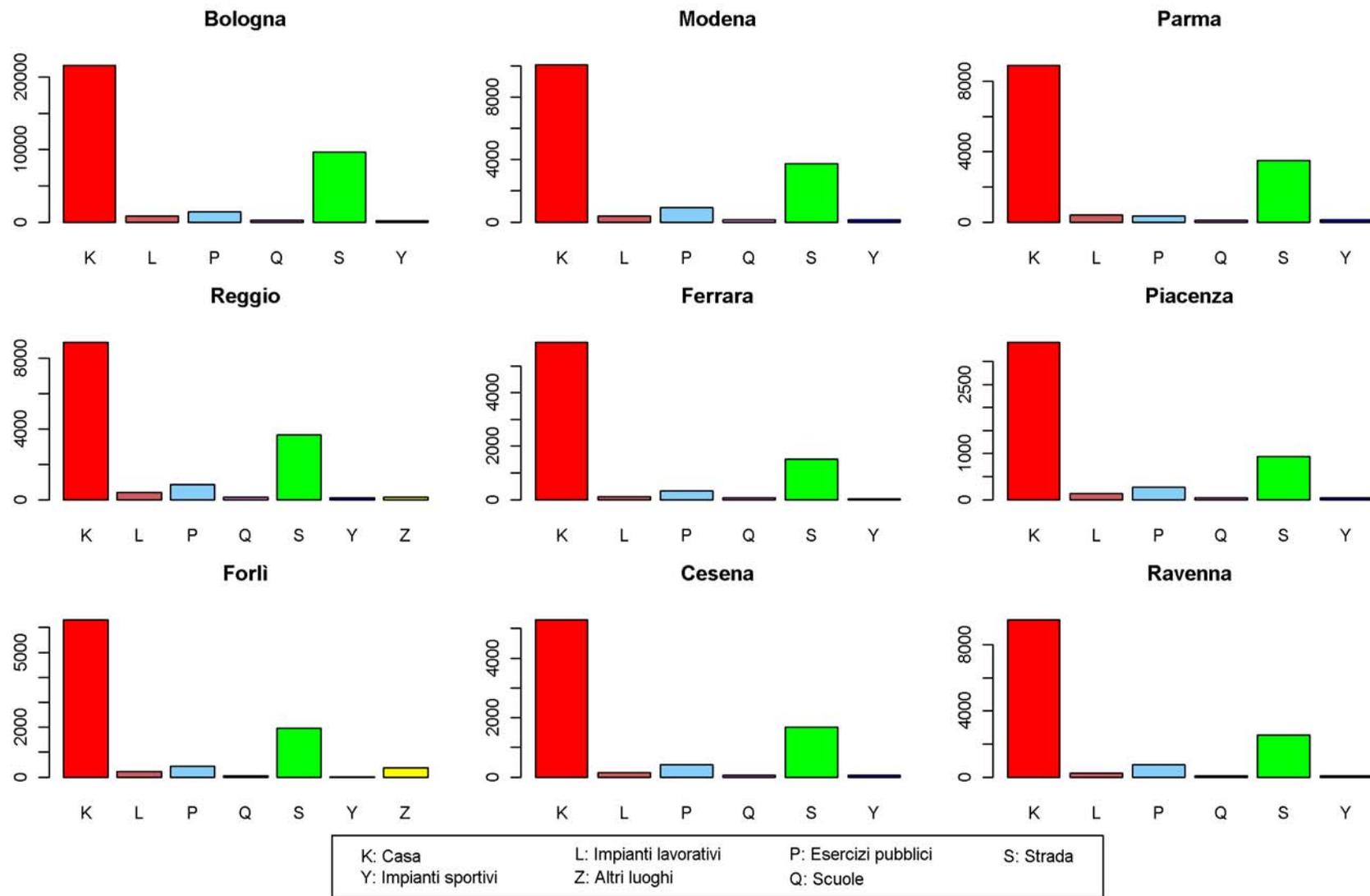


Figura A4: Distribuzione città-specifica del luogo degli interventi

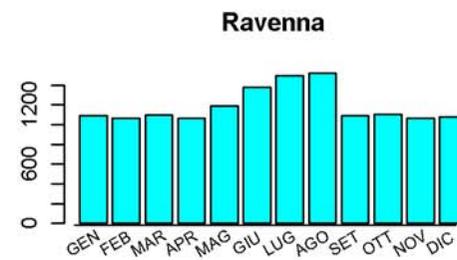
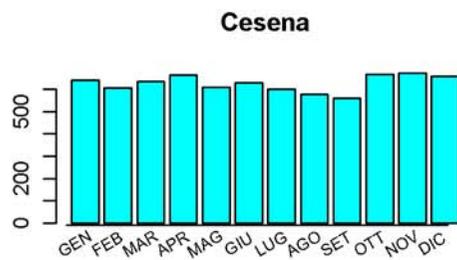
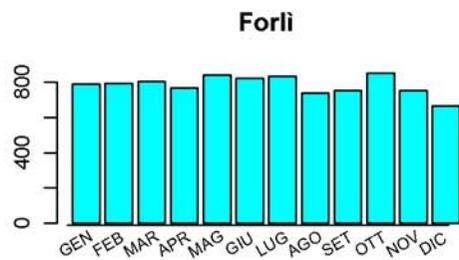
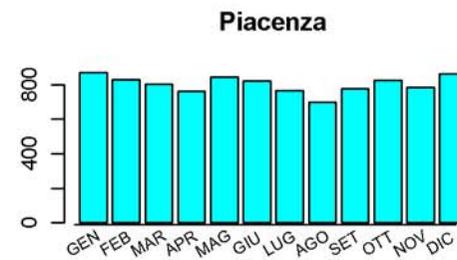
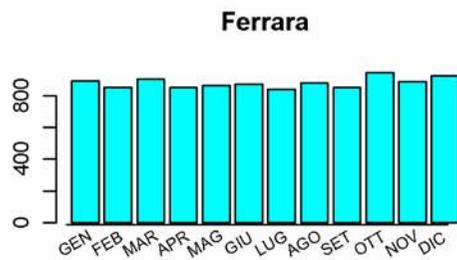
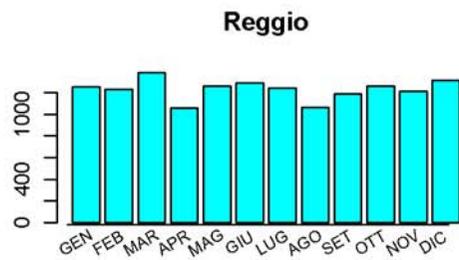
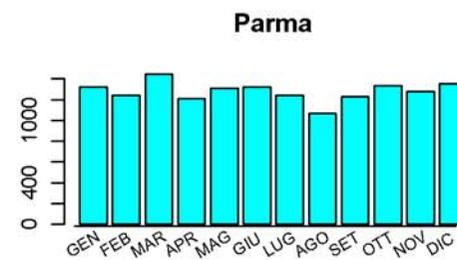
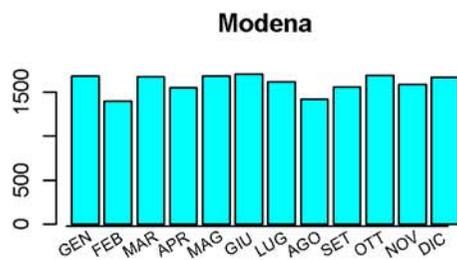
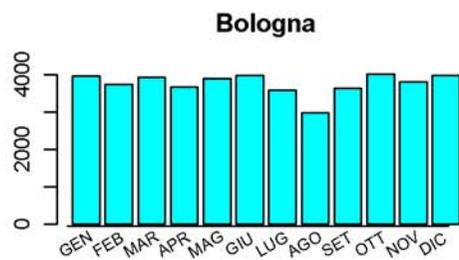


Figura A5: Distribuzione per mese città-specifica degli interventi

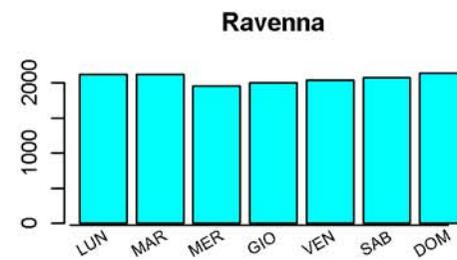
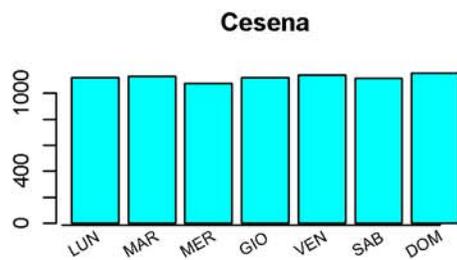
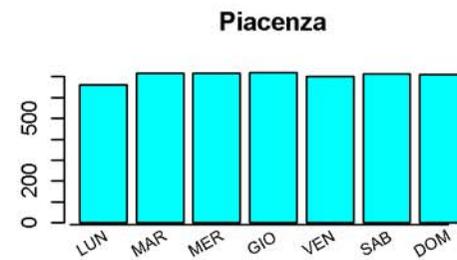
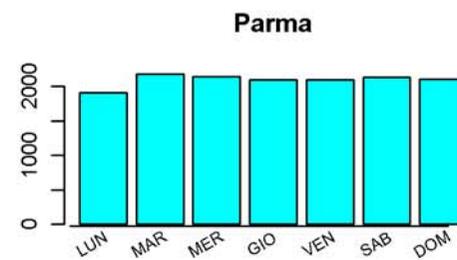
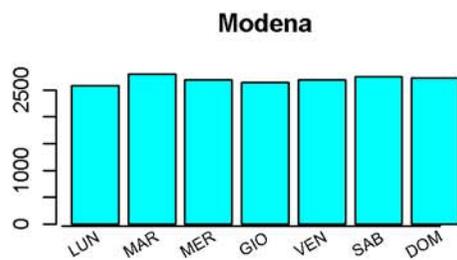
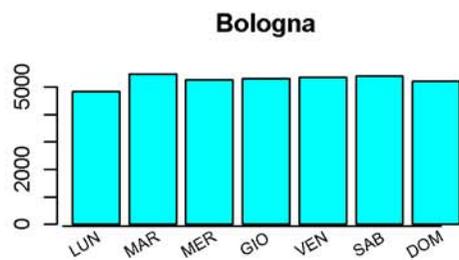


Figura A6: Distribuzione per giorno della settimana città-specifica degli interventi

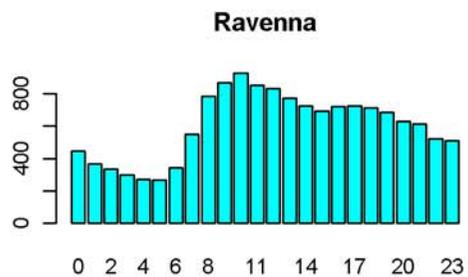
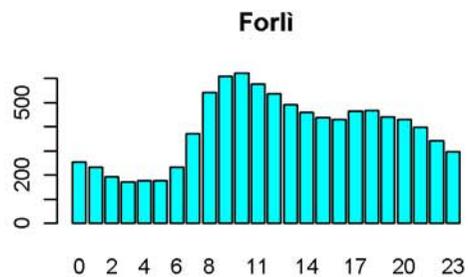
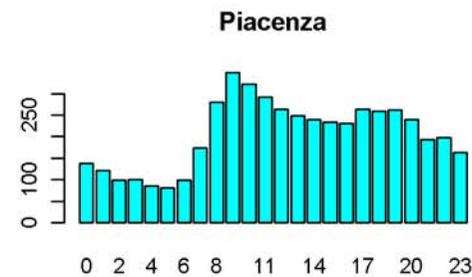
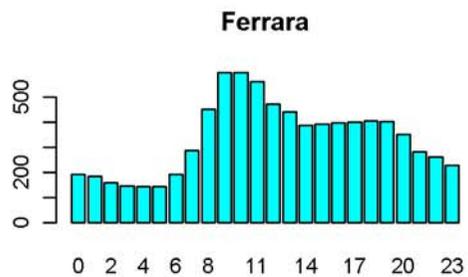
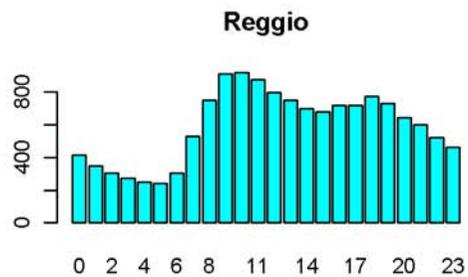
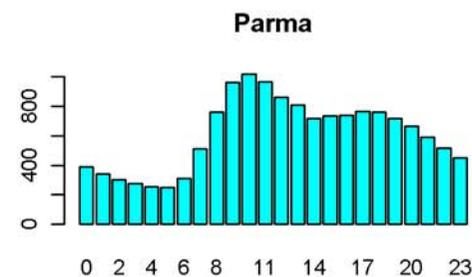
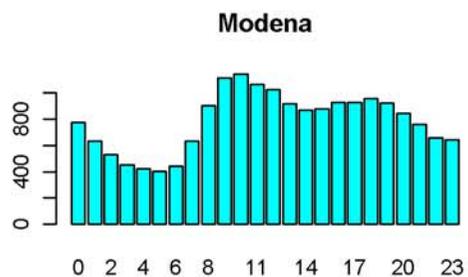
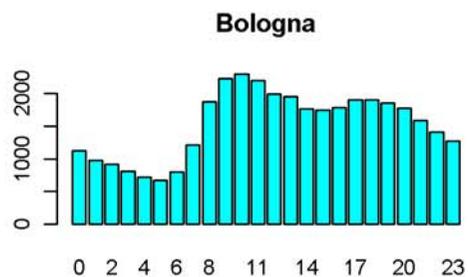


Figura A7: Distribuzione per ora del giorno città-specifica degli interventi