

SLTo (Studio Longitudinale Toscano)

Condizione socio-economica e mortalità in Toscana

(n. 7 Dicembre 2001)INDICE

Presentazione

Premessa

Sintesi dei risultati

1. Differenze socio-economiche e mortalità a Livorno e a Firenze nello Studio Longitudinale Toscano (SLTo)

1.1 Materiali e metodi

1.1.1 Fasi di record-linkage

1.1.2 Metodi statistici

1.2 Mortalità per variabili socio-economiche

1.2.1 Istruzione

1.2.2 Professione

1.2.3 Classe sociale (Schizzerotto)

1.2.4 Zona di nascita

1.2.5 Stato civile

1.2.6 Tipologia familiare

1.2.7 Caratteristiche dell'abitazione

1.3 Confronto tra mortalità generale a Livorno nei periodi 1981-1987 e 1991-1997

1.4 Situazione italiana e internazionale

1.5 Analisi della mortalità per quartiere a Firenze e a Livorno

1.5.1 Materiali e metodi

1.5.2 Risultati

1.5.3 Discussione

1.6 La popolazione di Firenze e Livorno ai censimenti del 1981 e 1991

2. Deprivazione e Mortalità in Toscana

2.1 Materiali e metodi

2.1.1 Costruzione e significato degli indici di deprivazione

2.1.2 Correlazione tra mortalità e deprivazione

2.1.3 Stratificazione della mortalità per gli indici di deprivazione

2.2 Risultati

2.2.1 Indici di deprivazione materiale e sociale

2.2.2 Correlazione tra mortalità e deprivazione

2.2.3 Stratificazione della mortalità per indice di deprivazione materiale

Bibliografia

Quadro generale ai censimenti 1981, 1991

Appendice A

-

Appendice B

Descrizione degli indicatori socio-economici e professionali

-

Appendice C

Tabelle statistiche: coorti censuarie 1991-1997 di Livorno e Firenze

-

Grado di istruzione

Lavoro e classe sociale

Origini geografiche

Stato civile e tipologia familiare

Caratteristiche dell'abitazione

Appendice D

Tabelle statistiche: coorti censuarie di Livorno 1981-1987 e 1991-1997

-

Appendice E -

Deprivazione materiale e sociale e mortalità nei Comuni toscani 1987-1999

PRESENTAZIONE

La valutazione ed il monitoraggio delle condizioni di salute della popolazione è un compito ed un requisito per la attuazione delle politiche sanitarie che la Regione Toscana ha da sempre promosso. In particolare, dal 1998, la messa in opera dello Studio Longitudinale Toscano permette di avere un quadro delle disparità in termini di salute legate alle condizioni sociali ed economiche. Lo studio e la documentazione di tali diseguaglianze ha una grande importanza nella programmazione sanitaria e nella scelta di politiche di tutela dei gruppi svantaggiati.

L'esperienza toscana a riguardo si pone oggi come una delle poche in Italia per dimensione e qualità della rilevazione, e si colloca nell'ambito delle attività del sistema statistico nazionale (Sistan). Essa consta di uno studio di coorte censuario sui residenti nei comuni di Firenze e Livorno e su studi descrittivi della mortalità per tutti i comuni della regione. Vogliamo sottolineare le difficoltà della messa in opera di un simile studio per la necessità di garantire la collaborazione di enti diversi, dai Comuni alle Aziende sanitarie, dal Registro di Mortalità regionale alle Università, e per la necessità di individuare strumenti idonei a garantire la tutela della riservatezza del dato censuario e del dato relativo alla causa di morte.

Il secondo rapporto contenuto in questo volume "CONDIZIONE SOCIO-ECONOMICA E MORTALITA' IN TOSCANA" aggiorna i risultati sulla mortalità per i residenti nei comuni di Firenze e Livorno al 1997 e fornisce una valutazione della relazione tra deprivazione materiale e sociale e mortalità a livello comunale per il periodo 1987-1999.

Molte sono le considerazioni che si possono trarre dalla lettura di questi dati, ma, tra tutte le informazioni presentate, la documentazione per la prima volta della associazione tra il differenziale di mortalità tra le aree del nord-ovest ed il resto della regione e la presenza di un maggior livello di deprivazione materiale e sociale, praticamente costante dal censimento 1961 ad oggi, testimonia l'importanza di questo strumento informativo e la complessità dei meccanismi legati alle diseguaglianze sociali nelle condizioni di salute.

Il lavoro futuro sarà volto ad estendere la sorveglianza ad eventi sanitari quali l'incidenza e la sopravvivenza per tumori maligni ed ai ricoveri ospedalieri per specifiche patologie ed all'approfondimento sulle modalità che generano le diseguaglianze. Le indicazioni per la collettività ed i governanti di tali ricerche saranno nel contempo preziose e impegnative.

Carla Guidi
Assessore regionale al Sistema Informativo

Enrico Rossi
Assessore regionale al Diritto alla Salute

PREMESSA

Le differenze nella salute per reddito, professione e classe sociale sono documentate da molto tempo sia nel confronto tra paesi a differente prodotto interno lordo pro capite che all'interno stesso dei paesi più ricchi. Inoltre nei paesi sviluppati, nell'arco di tutto il secolo scorso, abbiamo osservato a fronte di un costante aumento della speranza di vita il mantenersi immutato del differenziale sociale di mortalità. Differenze sociali nell'esposizione a fattori di rischio e disuguaglianze nella capacità di fruizione della assistenza sanitaria per quanto riguarda diagnosi e trattamento, sono risultati i determinanti più importanti della mortalità prevenibile.

In questo contesto un sistema di sorveglianza della mortalità rispetto alla professione ed alla condizione sociale, permette di valutare e documentare l'entità del fenomeno ed individuare aree di diseguità in termini di salute presenti in una popolazione e nei suoi sottogruppi.

Vi è ormai una vasta letteratura ed esperienze internazionali di sistemi di sorveglianza sulle diseguaglianze sociali, in Italia ricordiamo il progetto nazionale (RESÒ) che utilizza le informazioni provenienti da diverse fonti (archivi anagrafici e censuari, archivi di mortalità, INPS, INAIL, anagrafe tributaria), mediante una metodologia basata sull'approccio longitudinale (studio di coorte di soggetti di cui siano disponibili informazioni socio-economiche), l'effettuazione di studi caso-controllo, a partire dai soggetti che sviluppano alcune malattie negli insiemi di gruppi sopra definiti e confrontando la loro storia di esposizione con quella di un campione casuale degli stessi gruppi, ed infine studi trasversali come l'indagine ISTAT per il 1991.

La Regione Toscana ha promosso lo Studio Longitudinale Toscano (SLTo) al fine di realizzare un sistema di sorveglianza sulla presenza o l'insorgenza di elementi di disuguaglianza nella mortalità per fattori socio-economici sul proprio territorio.

La presente pubblicazione segue il primo rapporto pubblicato nel 1998 e ne costituisce un aggiornamento. In particolare viene riportata l'analisi della mortalità per le due coorti censuarie relative ai residenti nei Comuni di Livorno e Firenze per i periodi 1991-1997; il confronto tra la coorte del Comune di Livorno 1981-87 e 1991-97; l'analisi della mortalità 1987-1999 in funzione dell'indice di deprivazione materiale e sociale per il complesso dei Comuni della Regione Toscana. La ricerca è stata svolta da un gruppo di lavoro appositamente costituito con delibera della Giunta Regionale Toscana n. 12084 del 27.12.1993 coordinato dalla Dott.ssa Paola Baldi (Servizio Statistica - Regione Toscana), dal Prof. Annibale Biggeri (Università di Firenze), dal Dott. Giuseppe Gorini (Unità di Epidemiologia, CSPO, Istituto scientifico regionale, Firenze). Esso è stato parte integrante del progetto "Un sistema informativo, un libro bianco, un modello di monitoraggio per implementare gli obiettivi di equità nella salute e nell'assistenza in Italia, ex Programmi speciali Art. 12, lett b) D.Lgs 502/92" - Esercizio 1998, promosso dalla Regione Piemonte, finanziato dal Ministero della Sanità e coordinato dal Dott. Giuseppe Costa (Laboratorio di Epidemiologia della Regione Piemonte). Lo SLTo è inserito nel Programma statistico nazionale. Ai fini di facilitare la lettura di quanto presentato nelle pagine seguenti, si ritiene utile premettere alcune informazioni fondamentali che saranno poi riprese e spiegate dettagliatamente nelle sezioni successive.

Innanzitutto la struttura della pubblicazione si articola in due capitoli, il primo dedicato alle coorti censuarie e il secondo alla analisi descrittiva sulla deprivazione e mortalità.

Il capitolo 1 "Differenze socio-economiche e mortalità a Firenze e Livorno nello Studio Longitudinale Toscano (SLTo)" si compone di sei parti: la prima (materiali e metodi) riporta il disegno dello studio e le modalità di raccolta e produzione dei dati statistici usati. Vengono descritte le varie fasi dello studio ed il ruolo di ciascun ente o istituto che ha collaborato alla realizzazione del presente lavoro (Anagrafi Comunali, Uffici statistici comunali, Ufficio di statistica regionale, Registro Regionale di Mortalità, Unità Operativa di Epidemiologia del CSPO, Università). Infine vengono elencati gli indicatori usati e le metodologie di analisi statistica e gli strumenti ed i

programmi di calcolo usati.

Nella seconda parte vengono riassunti i risultati più importanti relativi alla Mortalità per variabili socio-economiche nei residenti dei Comuni di Livorno e Firenze 1991-1997. In particolare vengono trattati i differenziali relativi:

- al livello di istruzione raggiunto;
- al lavoro inteso come condizione, posizione professionale e grado di controllo;
- alla classe sociale, definita secondo la di posizione e funzione nella professione;
- alla provenienza, intesa come zona di nascita;
- alla famiglia, per quanto è legato allo stato civile ed alla composizione del nucleo familiare;
- all'abitazione, per quanto è mediato dal titolo di godimento e dalle sue caratteristiche quali dimensione, disponibilità di servizi igienici e riscaldamento.

L'evento sanitario studiato è la mortalità, sia generale che specifica per gruppi di cause ed alcune cause scelte.

La terza parte si incentra nel confronto temporale, possibile per la coorte del Comune di Livorno, e documenta l'evoluzione delle diseguaglianze tra il periodo 1981-87 ed il decennio successivo (1991-97).

I risultati più salienti sono poi commentati alla luce delle analoghe esperienze italiane ed internazionali (parte quarta).

La parte quinta contiene l'analisi dei differenziali di mortalità a livello di quartiere per le due città di Livorno e Firenze, un approfondimento questo basato sui dati relativi al follow-up al 1995, che era stato pubblicato su riviste specializzate e che abbiamo ritenuto opportuno riassumere in questo volume complessivo sullo Studio Longitudinale Toscano.

Conclude il capitolo primo una descrizione delle caratteristiche delle due popolazioni al censimento 1991.

Il capitolo 2 affronta il tema della "Deprivazione e Mortalità in Toscana". Viene esaminata la mortalità a livello comunale per il periodo 1987-1999, sia generale che specifica per causa.

Costruzione e significato degli indici di deprivazione e procedure di analisi vengono descritte nella prima parte. Si sono considerati indici di deprivazione materiale e sociale a livello comunale relativi a ciascuno dei censimenti 1961, 1971, 1981 e 1991. Nella seconda parte sono discussi i risultati e presentate le rappresentazioni cartografiche dei differenziali di mortalità e di deprivazione.

In appendice viene riportato l'elenco delle classificazioni usate (appendice B) e tutti i risultati analitici della ricerca sulla mortalità per singolo indicatore socio-economico (appendice C) e per la deprivazione materiale e sociale (appendice D). Per tutte le tabelle sinottiche relative alle coorti censuarie vengono riportate le frequenze, i tassi standardizzati diretti sulla popolazione totale della coorte, i rischi relativi di mortalità (generale e specifica per causa) con i rispettivi intervalli di confidenza. Nelle tabelle (in appendice D) relative al confronto 1981-87 e 1991-97 per la coorte di Livorno sono riportate per ogni indicatore socio-economico e per sesso le frequenze di decessi, i rischi relativi e gli intervalli di confidenza. Per le tabelle relative alla deprivazione e mortalità vengono riportati, per classe di età (0-64; 65+) e sesso, i rapporti standardizzati di mortalità (SMR) con standard interno ed i relativi intervalli di confidenza secondo l'indice di deprivazione calcolato ai censimenti 1961, 1971, 1981, 1991 per la mortalità generale e secondo alcune cause specifiche di morte.

Passando ad illustrare le principali caratteristiche del lavoro qui presentato, questo ha coinvolto due Comuni, Livorno e Firenze, ed il Registro di Mortalità Regionale, in particolare per lo studio della relazione tra deprivazione e mortalità tra i Comuni toscani. Si compone pertanto di due parti: la prima è relativa ai residenti nel Comune di Livorno e Firenze censiti al 1991 e, per il confronto temporale, ai residenti nel Comune di Livorno censiti nel 1981 e 1991. La seconda riguarda tutti i residenti ed i deceduti nei Comuni toscani dal 1987 al 1999.

Sono state utilizzate tre diverse fonti di dati. I soggetti arruolati nelle coorti censuarie sono costituiti da tutti coloro che risultavano presenti nell'archivio dei censiti al 1981 (Livorno) e 1991 (Livorno e Firenze) e che risultavano vivi e residenti all'anagrafe comunale rispettivamente alle due date del

censimento 1981 e 1991. I soggetti arruolati sono stati seguiti circa il loro stato in vita e residenza presso gli uffici di Stato civile dei due Comuni di appartenenza. Nel caso in cui fosse risultato un trasferimento di residenza il soggetto veniva da quella data in poi escluso dallo studio; mentre nel caso in cui fosse risultato deceduto veniva ricercato il certificato di causa di morte ISTAT presso il Registro di Mortalità Regionale della Regione Toscana. L'Ufficio di statistica della Regione Toscana ha fornito le informazioni relative al questionario del Censimento della popolazione 1981 e 1991 per i residenti dei due Comuni di Livorno e Firenze. Con il contributo di queste varie fonti è stato possibile costruire un unico archivio anonimo che contenesse tutte le informazioni utili per eseguire le analisi statistiche sui differenziali socio-economici e mortalità. La popolazione in studio è perciò costituita dai censiti residenti a Livorno nel 1981 e seguiti per la mortalità generale fino al 1987, e dai censiti residenti a Livorno e Firenze nel 1991 e seguiti per la mortalità, sia generale che causa specifica, fino al 1997.

Il piano di analisi prevede la descrizione della mortalità per ogni popolazione studiata, la valutazione delle variazioni intercorse tra i due periodi 1981-87 e 1991-1997 e la valutazione dei differenziali di mortalità per quartiere cittadino.

L'indice di deprivazione materiale è una misura riassuntiva che tiene conto del reddito, del livello di istruzione raggiunto e della presenza di particolari condizioni di svantaggio quali la perdita del lavoro. La deprivazione sociale tiene conto, in aggiunta alle precedenti, della eventuale assenza di un supporto familiare. Entrambi gli indici sono calcolati per ogni Comune sulla base della percentuale di soggetti in condizioni di svantaggio residenti nei Comuni di interesse. Sono perciò misure aggregate utilizzate per classificare aree geografiche con alta prevalenza di gruppi di popolazione in condizioni di difficoltà. Abbiamo utilizzato indici di deprivazione calcolati a differenti periodi di tempo per tutti i Comuni toscani ed abbiamo calcolato i differenziali di mortalità 1987-1999 per gruppi di Comuni classificati sulla base del livello di deprivazione ottenuto.

Le misure epidemiologiche usate per descrivere la mortalità sono state i tassi standardizzati (per esprimere la forza di mortalità al netto degli effetti legati all'età cronologica); essi indicano quanti decessi, a parità di età, ci si aspetta in centomila persone seguite per un anno che abbiano una certa caratteristica (ad esempio licenza elementare). Per quanto riguarda la valutazione degli effetti delle variabili socio-economiche sulla mortalità si sono calcolati i rischi relativi rispetto ad una categoria di riferimento, al netto dell'effetto dell'età; rappresentano la probabilità di morte di coloro che hanno una determinata caratteristica (ad esempio licenza elementare) rispetto alla probabilità di morte di un gruppo di popolazione di riferimento: sono interpretabili come una misura di aumento (se superiore a uno) o diminuzione (se inferiore a uno) della probabilità di morte rispetto al gruppo di riferimento (ad esempio dei soggetti con licenza elementare rispetto ai soggetti con laurea o diploma di istruzione superiore). Queste misure servono a quantificare la forza dell'associazione tra la mortalità e le caratteristiche individuali studiate, tramite una valutazione comparativa del fenomeno studiato. Invece quando abbiamo considerato la mortalità aggregata a livello di tutti i Comuni della regione abbiamo calcolato i rapporti standardizzati di mortalità (SMR) con riferimento interno, che rappresentano l'aumento di probabilità di morte per ogni Comune o gruppi di Comuni considerati rispetto al valore medio regionale.

Le differenze socio-economiche sono difficili da misurare e nel nostro studio sono stati usati i dati desumibili dal questionario censuario. Abbiamo scelto di presentare i risultati per indicatori semplici dello stato socio-economico, spesso quali risultano da singole domande del questionario (il livello di istruzione, la condizione e la posizione nella professione, il titolo di godimento dell'abitazione, la presenza di riscaldamento, il numero di servizi igienici). In alcuni casi, tuttavia, abbiamo calcolato indicatori complessi che derivano da una elaborazione basata su più domande (il tipo di lavoro secondo varie classificazioni che valutano la fatica e il grado di controllo; i metri quadri pro capite e la tipologia dell'abitazione; la classe sociale secondo una classificazione adatta a società con forti componenti di lavoratori nei servizi; la tipologia familiare, relativa al nucleo e alle convivenze).

Infine la mortalità è stata studiata come tale e specifica per causa. Le dimensioni delle coorti e la durata del periodo di follow-up non sono però tali da permettere di valutare qualsiasi causa di morte. Abbiamo perciò scelto di analizzare i due gruppi di grandi cause (tumori e violente) ed alcune cause specifiche. Una valutazione aggiuntiva è stata riservata alle cause prevenibili (Rutstein, 1976), cioè al totale delle morti che è presumibile che un corretto funzionamento del servizio sanitario debba limitare.

Per quanto riguarda le particolarità ed i limiti di questo studio è importante considerare che, nei risultati che presentiamo la mortalità è l'indicatore utilizzato per valutare la "capacità delle persone di vivere in un particolare contesto sociale in modo soddisfacente rispetto alle proprie possibilità ed obiettivi" (Tarlov, 1996).

La mortalità è tuttavia un indicatore povero, perché sintetizza in maniera inadeguata i fenomeni che si vorrebbe misurare. Questo comporta limiti importanti nella possibilità di valutare le differenze socio-economiche, ma rappresenta pur sempre un indicatore facilmente disponibile ed utile per confronti con altri studi, e ben correlato con la morbosità.

Nel nostro studio le variabili utilizzate (cioè le condizioni considerate predittori della mortalità), ricavate dalle informazioni raccolte in occasione dei censimenti di popolazione, sono inadatte per diversi aspetti a spiegare i fenomeni che la complessità delle ipotesi in studio sulla natura delle disuguaglianze avrebbe comportato.

Ne risulta un compromesso, in qualche forma soddisfacente, se si considera che alcuni indicatori, utilizzati in quanto tali o come risultato delle trasformazioni da noi operate, ben rappresentano indicatori fondamentali, quali il reddito, già testati e dimostratisi robusti, della capacità di discriminare i soggetti in studio in funzione della appartenenza a classi sociali o gruppi sociali tra loro differenti.

Il vantaggio di questo studio longitudinale è avere utilizzato informazioni raccolte per altri scopi e di risultare poco costoso, rispetto all'investimento di uno studio longitudinale appositamente disegnato per lo stesso fine.

Nello stesso tempo, proprio perché raccolte per altri fini, le variabili disponibili sono solo parzialmente quelle che sarebbe stato opportuno avere.

Lo studio sugli eventi (decessi) successivi al censimento, a meno che sia in grado di includere i cambiamenti che avvengono nella popolazione in studio tra censimenti successivi, permette con difficoltà di valutare i processi di trasformazione e i cambiamenti che avvengono nei soggetti (intesi sia come singoli che come singoli soggetti influenzati dalle condizioni dell'aggregato familiare), di seguire l'ordine temporale dei possibili cambiamenti per poter valutare la loro influenza causale e di misurare l'effetto del cambiamento.

Peraltro, attualmente, disponiamo della possibilità potenziale di indagare l'effetto di alcuni limitati cambiamenti nella popolazione di Livorno, per la quale sono disponibili le informazioni relative al censimento di popolazione del 1981 e 1991.

La presentazione dei risultati privilegia il confronto tra quanto registrato nei residenti delle due città. Non è stata svolta, per ora, un'analisi congiunta relativa alle due popolazioni, che potrà risultare utile anche per aumentare la potenza statistica dello studio.

(1) Il termine **coorte** indica l'insieme degli individui che costituiscono una popolazione a partire da una certa data. Nel nostro caso, la coorte censuaria è costituita dall'insieme dei residenti nei comuni di Firenze e di Livorno alla data del censimento, che entrano a far parte della popolazione oggetto di osservazione e studio.

SINTESI DEI RISULTATI

Lo studio delle diseguaglianze in termini di salute legate alle condizioni socio-economiche ha mostrato in tutti i paesi sviluppati, compresa l'Italia, il paradosso della loro permanenza, negli ultimi cinquant'anni, nonostante il progressivo miglioramento dello stato di salute della popolazione e l'allungamento della durata media di vita.

Lo Studio Longitudinale Toscano ha permesso di quantificare e documentare l'evoluzione delle diseguaglianze nella salute nella nostra regione raccogliendo informazioni dalle coorti censuarie di Livorno (1981 e 1991) e Firenze (1991), dal Registro Regionale di Mortalità (1987-1999) e dagli archivi censuari a partire dal 1961.

Il livello di istruzione, la disoccupazione, la professione, la classe sociale, la tipologia familiare, il reddito (misurato attraverso la tipologia abitativa) sono i fattori principali che sono stati studiati:

- i soggetti con il solo diploma di scuola elementare mostrano un eccesso di mortalità per tutte le cause (aggiustato per età) del 39% nel sesso maschile, identico nella coorte livornese e fiorentina, e del 22-26% nel sesso femminile, rispettivamente, avendo come riferimento la categoria dei diplomati e/o laureati.
- L'effetto della disoccupazione è ancora più forte con aumenti del 168-158% nel sesso maschile e 182-188% nel sesso femminile, rispettivamente a Livorno e Firenze, avendo come riferimento la categoria degli occupati.
- La classe sociale è predittiva nel solo sesso maschile: la piccola borghesia mostra un aumento tra il 19 e il 42%, la classe operaia del 26-55%, rispetto alla borghesia (classificazione di Schizzerotto).
- Le persone che vivono sole o più in generale che risultano come famiglia senza nuclei sono in condizioni di rischio aumentato del 38-40% nel sesso maschile e 21-18% nel sesso femminile, rispettivamente a Livorno e Firenze, avendo come riferimento la categoria della coppia con figli.
- Non abbiamo misure dirette del reddito, così abbiamo scelto il titolo di possesso e le caratteristiche dell'abitazione: coloro che abitano in un appartamento in affitto con meno di 25 mq pro capite mostrano un eccesso di mortalità del 51-68% (maschi) e del 67-73% (femmine), rispettivamente a Livorno e Firenze, avendo come riferimento il possesso di un'abitazione di più di 25 mq con almeno due servizi.

Tutti gli indicatori usati sono risultati associati significativamente ad un eccesso di mortalità.

Si tratta di risultati stabili ed omogenei trattandosi infatti di un periodo di osservazione lungo (1991-97) e di quasi seicentomila persone seguite. Essi sono in linea con quanto osservato in altre città italiane ed europee, e documentano la presenza di importanti e significativi differenziali sociali di mortalità in Toscana: nell'insieme delle due città esaminate, per il gruppo con sola licenza elementare, l'ordine di grandezza è di circa 200 decessi in più ogni anno nel sesso maschile contro 100 nel sesso femminile e, per quanto riguarda la condizione di disoccupazione, 25 (maschi) e 10 (femmine) decessi attribuibili.

Complessivamente il sesso maschile è più colpito da queste diseguaglianze così come le persone in età giovane adulta rispetto agli anziani (ad esempio con eccessi intorno al 70% contro il 25% negli ultrasessantenni per l'istruzione elementare nel sesso maschile).

I tumori (il tumore del polmone in particolare nel sesso maschile), le malattie dell'apparato digerente (cirrosi epatica in particolare in entrambi i sessi), le malattie dell'apparato respiratorio, le cause evitabili (in particolare nel sesso femminile) sono le cause più fortemente associate alle condizioni socio-economiche.

Da questo quadro risulta come le diseguaglianze socio-economiche si riflettono in una sovra-

mortalità precoce che si esplica nell'età adulta ed è a carico del sesso maschile e relativamente a cause specifiche legate alla professione ed alle abitudini di vita. Tutte condizioni che rimandano a maggiori esposizioni a fattori nocivi, ad un difetto delle misure di prevenzione selettivo per le persone in condizioni di svantaggio sociale e della loro incapacità di sfruttare le potenzialità di benessere personale che le moderne società sviluppate offrono.

Con la notevole eccezione dell'aumento di mortalità per cause evitabili registrato nel sesso femminile per condizioni socio-economiche svantaggiate. Queste cause rimandano a fattori legati alla efficacia del sistema sanitario nel suo complesso. Evidentemente una quota rilevante di inappropriata degli interventi sanitari è subita selettivamente dai soggetti in condizioni di svantaggio e di sesso femminile.

Il secondo paradosso che caratterizza le disuguaglianze socio-economiche nella salute è che queste tendono ad aumentare. Anche nel nostro studio il confronto tra la coorte di Livorno 1981-87 e la coorte di Livorno 1991-97 mostra per quasi tutti gli indicatori usati un aumento dei differenziali di mortalità: ad esempio per i soggetti con sola licenza elementare si passa da un eccesso del 30-10% (maschi-femmine) nel primo periodo esaminato ad un eccesso del 39-22% nel secondo. Eppure la mortalità generale è diminuita, come le persone con la sola licenza elementare: questo farebbe propendere per una selezione delle persone svantaggiate nelle categorie estreme, più che per un approfondirsi delle disuguaglianze sociali. Ciò tuttavia non è sostenibile nel caso della classe sociale (secondo Schizzerotto) rimasta sostanzialmente stabile nei circa venti anni sotto osservazione: ebbene la piccola borghesia senza dipendenti mostra un peggioramento con una sovramortalità del 24% nel 1981 e del 42% nel 1991 (sesso maschile).

La lezione è che le persone in condizione di svantaggio sociale non riescono a sfruttare le opportunità di salute offerte dal miglioramento delle conoscenze. L'eventuale maggior disponibilità economica in senso assoluto non viene impiegata per accrescere le condizioni di salute ma per acquisire qualche altro status ritenuto socialmente più appagante. A ben riflettere non stupisce come il differenziale sociale più ampio in termini di salute sia quello legato all'istruzione.

Vi è un secondo aspetto della povertà sociale ed economica che si manifesta ad un livello ecologico, non più individuale. La mortalità che osserviamo nelle zone o quartieri più degradati è maggiore di quello che ci aspettiamo se sommiamo tutte le condizioni di svantaggio registrate a livello individuale. L'analisi della mortalità per circoscrizioni a Livorno (1987-95) e per quattordici quartieri a Firenze (1991-95) ha mostrato come le persone in condizioni di svantaggio che vivono nei quartieri più poveri sperimentino un eccesso del 10% maggiore di coloro, nelle stesse condizioni di svantaggio, vivono però in quartieri ricchi.

Qui l'interpretazione è più difficile, non avendo a disposizione altre informazioni su stili di vita ed esposizioni professionali. Ma è tuttavia suggestivo e denso di implicazioni per politiche di tutela.

Infine a livello dell'intera Regione Toscana, la mortalità (1987-99) si presenta secondo l'ormai noto gradiente che vede le aree del nord-ovest a maggior rischio rispetto alla parte sud-orientale.

Si tratta di un andamento presente anche in indagini svolte molti anni fa.

Abbiamo calcolato un indice di deprivazione materiale e sociale a livello di ogni singolo Comune toscano, sulla base dei censimenti 1961, 1971, 1981 e 1991. La distribuzione della deprivazione a livello comunale nella nostra regione ricalca quasi perfettamente l'andamento della mortalità, particolarmente per gli ultimi periodi (1981 e 1991). I differenziali per cause specifiche ricalcano quelli visti a livello individuale per Livorno e Firenze (tumori, tumore del polmone in particolare) così come la loro maggior entità per le classi di età inferiori a 65 anni.

Non è facile saper mettere in atto tutte le strategie ed accorgimenti necessari per ottenere dei benefici dagli sviluppi tecnologici che le nazioni ricche offrono. Entrano in gioco la conoscenza e le

abilità acquisite, le risorse economiche e sociali possedute. Le aree che risultano oggi in condizioni di deprivazione materiale o sociale risultano più penalizzate come mortalità di quelle che risultavano in svantaggio nel 1961: uno svantaggio oggi ad un livello sociale di complessità ed opportunità assai maggiore che nel 1961 ha un effetto più grave sulle capacità di mettere in atto comportamenti efficaci nel raggiungimento o mantenimento di un buono stato di salute.

Si tratta di fenomeni di grande spessore e dinamica storica e che per certi versi non sono ancora noti nelle loro cause. Parlare di politiche di efficaci di riduzione delle diseguaglianze è oltremodo difficile ed in passato si è ecceduto in semplificazioni. E' il tempo per investimenti e studi di intervento per valutare l'efficacia pratica di strategie alternative di riduzione delle diseguaglianze, ma anche per una attenta e colta politica di tutela sociale ed ambientale.

1. Differenze socio-economiche e mortalità a Livorno e a Firenze nello Studio Longitudinale Toscano (SLTo)

1.1. Materiali e metodi

1.1.1. Fasi di record-linkage

La realizzazione dello Studio Longitudinale Toscano (SLTo), ovvero di uno studio longitudinale di record-linkage tra censimento ISTAT della popolazione dei Comuni di Firenze e Livorno e Registro di Mortalità Regionale (RMR), ha richiesto diversi passaggi, descritti in modo analitico nel precedente volume pubblicato dalla Regione Toscana nel 1998 relativo allo SLTo (Biggeri et al., 1998). Qui di seguito riportiamo in sintesi le fasi principali:

1. linkage (aggancio) tra archivio censuario e archivio anagrafico dei Comuni di Firenze e Livorno, con assegnazione ad ogni individuo iscritto in anagrafe alla data del censimento, del codice censuario (provincia, comune, sezione, foglio, numero progressivo). Unità di analisi sono i soggetti residenti nei due comuni toscani alla data del censimento ISTAT della popolazione. Per il comune di Livorno è stato possibile effettuare l'aggancio tra anagrafe e il censimento ISTAT 1981 e 1991, mentre per Firenze solo per il censimento 1991.
2. linkage con il RMR dei soggetti individuati al punto (1) e risultanti deceduti all'anagrafe nel periodo successivo al censimento, privati della chiave censuaria. Per ogni deceduto rintracciato nel RMR è stato possibile attribuire la causa di morte.
3. creazione dell'archivio anonimo. All'archivio di cui al punto (2) è stata riagganciata la chiave censuaria. L'anagrafe comunale ha fornito l'elenco dei soggetti usciti dalla coorte per trasferimento di residenza in data successiva al censimento, con data e luogo di trasferimento. È stato quindi creato un archivio senza informazioni anagrafiche che permettessero il riconoscimento del soggetto, contenente la chiave del censimento, informazioni su data e luogo dell'eventuale uscita dalla coorte per morte o trasferimento, eventuale causa del decesso.
4. linkage dell'archivio al punto (3) con gli archivi censuari del 1981 e 1991 per il Comune di Livorno, del 1991 per Firenze. In tal modo si è ottenuto per ogni soggetto arruolato, in forma anonima, l'informazione contenuta nei questionari censuari e la storia di vita relativamente all'evento morte ed alle sue cause.

Lo Studio Longitudinale Toscano (SLTo) è uno studio sulla mortalità di coorti fisse costituite dai soggetti presenti al censimento generale, e residenti a Livorno o a Firenze. Tutti i soggetti sono stati seguiti nel tempo, è stato registrato il momento del decesso, ove avvenuto, e la causa di morte, e la data e il luogo dell'eventuale trasferimento in altro comune. In precedenza era stata condotta una analisi della mortalità del periodo 1981-1995 e 1991-1995 nella città di Livorno per le coorti individuate rispettivamente ai censimenti 1981 e 1991, e una analisi della mortalità 1991-1995 in Firenze per la coorte individuata al censimento 1991 (Biggeri et al., 1998). Per le analisi presentate in questa pubblicazione il follow-up della coorte, iniziato dalla data del censimento 1991 (Livorno: 167.512 abitanti; Firenze: 403.294 al 1991), è stato proseguito fino al 31.12.1997.

I deceduti e trasferiti nel periodo 1996 e 1997 facenti parte delle coorti censuarie dei Comuni di Livorno e Firenze sono stati rispettivamente 5.213 (contro 25.386 del periodo 1991-95) e 18.645 (contro 32.895). Proporzionalmente abbiamo più trasferimenti che decessi che potrebbero comportare una possibile distorsione legata alla migrazione di soggetti in età più anziana o in stato di malattia.

1.1.2. Metodi statistici

Le elaborazioni statistiche sono state realizzate utilizzando e adattando un programma sviluppato ad hoc per l'analisi di studi longitudinali, denominato PASL, realizzato nell'ambito dello studio longitudinale torinese, costituito da una serie di macro istruzioni in linguaggio SAS.

La mortalità della coorte censuaria è stata valutata stimando il tasso di morte nel periodo coperto dal follow-up. Il numero di decessi è stato rapportato al tempo totale di follow-up della coorte, calcolando per ogni soggetto in studio il periodo in cui è stato presente e sommando i periodi per tutti i componenti della coorte. I soggetti emigrati o deceduti hanno contribuito al denominatore del tasso di mortalità solo per il periodo di tempo in cui sono stati presenti. Poiché la composizione per età di una coorte fissa cambia al passare del tempo per effetto dell'invecchiamento progressivo dei soggetti, i tassi di mortalità sono stati calcolati per classe di età quinquennali, rapportando il numero di decessi in ogni classe di età agli anni di follow-up della stessa classe di età. Così un soggetto di 42 anni compiuti al censimento 1991 ed emigrato il 31.12.1996, contribuisce nel calcolo del denominatore per 2 anni alla classe di età 40-44 (relativamente al periodo 1991-1992), 4 anni alla classe 45-49 anni (1993-1996). La popolazione esaminata è quella tra 18 e 74 anni al censimento 1991; in alcuni casi l'analisi è stata ristretta alla classe di età 18-59 anni.

Per ottenere un indice sintetico della mortalità per gruppi individuati in base ad alcune variabili socio-economiche rilevate al censimento 1991 (descritte in Appendice B), sono stati calcolati i tassi standardizzati per età, che sono direttamente confrontabili e rappresentano la mortalità al netto dell'effetto relativo all'invecchiamento della popolazione. Eventuali differenze di mortalità riscontrate tra due tassi standardizzati, non sono quindi ascrivibili all'effetto di differenze per età, rimosse dalla procedura di standardizzazione. Sono stati calcolati tassi standardizzati diretti ottenuti facendo una media pesata dei tassi quinquennali per età. I pesi utilizzati sono le frequenze relative dei soggetti della coorte per classi quinquennali di età, sul totale dei soggetti della coorte (riferimento interno). Si deve notare tuttavia come per alcune categorie (ad esempio i disoccupati) la distribuzione per età sia fortemente sbilanciata o, addirittura, alcune classi di età siano vuote. In tali situazioni la standardizzazione diretta, in cui il tasso specifico per età osservato nel gruppo di popolazione considerato è estremamente instabile (con valori altissimi anche in presenza di un solo deceduto o con valori pari a zero), può fornire valori aberranti e poco informativi. In gran parte delle tabelle abbiamo perciò anche riportato l'analisi ristretta a specifici gruppi di età. Raccomandiamo al lettore tuttavia particolare cautela nell'uso dei tassi standardizzati, qualora il numero di decessi osservati sia piccolo inferiore a 30).

Nell'analisi dei differenziali socio-economici di mortalità è stato effettuato inoltre un confronto rispetto ad una categoria, presa come riferimento. Ad esempio, per l'istruzione è stato calcolato il rischio relativo, cioè l'incremento (o il decremento) della probabilità di morte per i soggetti con licenza elementare rispetto ai soggetti con diploma superiore o laurea. I rischi relativi, calcolati sempre al netto dell'effetto legato all'invecchiamento, per ogni variabile socio-economica sono stati stimati con il metodo della massima verosimiglianza formulando un modello di regressione multipla con distribuzione degli errori poissoniana. Questa procedura è più robusta rispetto al semplice confronto dei tassi standardizzati e raccomandiamo al lettore di considerare i rischi relativi per ogni confronto relativo ai differenziali di mortalità per categorie socio-economiche.

I rischi relativi così stimati sono da interpretarsi come il rapporto tra il tasso di mortalità registrato in una certa categoria diviso il tasso di mortalità della categoria di riferimento, al netto dell'effetto dell'età. Valori superiori all'unità indicano un aumento della probabilità di morte. I rischi relativi sono presentati con i relativi intervalli di confidenza calcolati secondo il metodo di Wald. Essi rappresentano una misura della precisione con cui gli effetti sono stati misurati. Quando l'intervallo di confidenza comprende l'unità, il tasso di mortalità per la categoria in esame non differisce significativamente da quello della categoria di riferimento.

L'analisi è stata condotta considerando la mortalità generale, e per alcune cause specifiche:

- tutti i tumori (ICD IX Rev. 140-239);

- tumore dello stomaco (ICD IX Rev. 151);
- tumore del colon retto (ICD IX Rev. 153,154);
- tumore del polmone (ICD IX Rev. 162);
- tumore della mammella femminile (ICD IX Rev. 174);
- malattie ischemiche di cuore (ICD IX Rev. 410-414);
- malattie respiratorie (ICD IX Rev. 460-519);
- cirrosi epatica (ICD IX Rev. 571);
- cause violente (ICD IX Rev. 800-999);
- cause evitabili.

Quest'ultime, secondo la definizione di Rutstein (Rutstein, 1976), sono casi di decesso che, per l'attuale stato delle conoscenze scientifiche e delle potenzialità tecniche dei servizi, non dovrebbero verificarsi.

Tabella 1.1: Raggruppamento delle cause di morte evitabili

Cause evitabili	Codifiche ICD IX Rev.	Età
malattie infettive intestinali	001-009	<65
Pertosse	033	<65
Tetano	037	<65
Morbillo	055	<65
infezioni delle ossa	730	<65
Tubercolosi	010-018	<65
postumi tubercolotici	137.0-137.4	<65
Appendicite	540-543	<65
ernie addominali	550-553	<65
litiasi biliare	574.0-574.5	<65
tumore maligno dell'utero	179-180	<55
Linfoma di Hodgkin	201	<65
Cardiopatie reumatiche	393-398	<45
Malattie ipertensive	401-405	35-64
Disturbi dell'encefalo	430-438	35-64
Asma	493	<45
Complicazioni della gravidanza e del parto	630-676	<45

Nella precedente analisi della mortalità 1991-1995 non erano presenti le cause di decesso per tumore dello stomaco; tumore del colon retto; malattie respiratorie.

L'insieme di cause scelte è dovuto a motivi di opportunità (adeguato numero atteso di decessi) ed alla considerazione che diseguaglianze sociali si esplicano in particolare su quelle cause che riconoscono un immediato determinismo psico-sociale (cause violente) o sono legate alla diffusione di particolari abitudini e stili di vita (tumori, in particolare tumori polmonari; cirrosi epatica).

1.2. Mortalità per variabili socio-economiche

1.2.1. Istruzione

La mortalità generale sia per Livorno che per Firenze presenta una tendenza costante alla crescita in funzione del decrescere del livello di istruzione raggiunto, in tutte le fasce di età considerate e per entrambi i sessi (tabelle C1.a e C.1c; figure 1.1a e 1.1b). Si osservano maggiori differenze nella mortalità generale soprattutto per i soggetti in età lavorativa (18-59 anni al censimento), sia per Livorno che per Firenze. Rispetto alle analisi della mortalità 1991-1995 presentate nella precedente pubblicazione, si osserva un approfondirsi dei differenziali di mortalità soprattutto per la classe 18-59 anni, sia per Livorno che per Firenze, a scapito soprattutto della classe “senza titolo” di istruzione.

Per molte cause di morte analizzate si osserva la tendenza all’aumento della mortalità al diminuire del livello di istruzione (tabelle C.1b e C.1d).

In particolare, per il tumore dello stomaco si ha un forte differenziale per i maschi di Livorno e per entrambi i sessi nella città di Firenze. Per il tumore del polmone si osserva una tendenza analoga nei maschi. A Livorno si osserva una tendenza inversa (maggior rischio di tumore nelle classi di istruzione medio/alta) per tumore della mammella e del polmone nel sesso femminile; fenomeno non presente nella coorte fiorentina. Tra le malattie non neoplastiche si osservano marcati differenziali di mortalità per malattie respiratorie; per cirrosi epatica; per cause violente (nel sesso maschile), e per cause evitabili.

1.2.2. Professione

Condizione professionale

La mortalità generale per condizione professionale sia a Firenze che a Livorno, mostra un eccesso, rispetto alla classe degli occupati, per le categorie dei disoccupati e in cerca di prima occupazione (tabelle C.2a-C.2d; figure 1.2a e 1.2b). A Firenze e a Livorno i maschi disoccupati mostrano eccessi di mortalità per tutti i tumori e per il tumore del polmone. L’eccesso di rischio per cirrosi epatica nei disoccupati interessa invece entrambi i sessi. Da sottolineare nei disoccupati/e fiorentini/e l’eccesso di mortalità per cause violente.

Non si osservano differenze significative con le analisi della mortalità 1991-1995.

Posizione nella professione

Nelle tabelle C.3a e C.3b sono riportati rispettivamente per Livorno e Firenze la mortalità generale e per tutti i tumori nei maschi e nelle femmine, con età compresa tra i 18 e i 59 anni al censimento, per posizione nella professione. Rispetto alla categoria di impiegato, scelta come riferimento, si osserva a Livorno nei maschi un aumento significativo della mortalità generale nella categoria “altro lavoratore dipendente” e “lavoratore in proprio”. Nelle femmine si evidenzia a Livorno un aumento significativo della mortalità generale nelle lavoratrici a domicilio. Da sottolineare una diminuzione di circa il 50% della mortalità generale tra i dirigenti nei maschi a Firenze, e un aumento significativo nelle categorie “operaio”, “altro lavoratore dipendente” e “apprendista”; nelle femmine si ha un aumento della mortalità nelle operaie.

La mortalità per tutti i tumori a Livorno e a Firenze presenta andamenti analoghi alla mortalità generale, con stime più incerte. Degno di nota l’aumento del 31% della mortalità per tumori maligni nella categoria “operaio” a Firenze. Non sono presentati i risultati della mortalità per altre cause scelte per il basso numero di decessi osservati nelle diverse posizioni professionali.

Rispetto alle analisi della mortalità 1991-1995 presentate nella precedente pubblicazione, si osserva un lieve aumento dei differenziali di mortalità rispetto agli impiegati.

Fatica/controllo

I soggetti svantaggiati in termini di mortalità generale, tra i maschi di Livorno e Firenze, sono quelli che fanno lavori faticosi (tabelle C.4a e C.4b). Da sottolineare, in particolare per i maschi fiorentini, un incremento della mortalità tra chi effettua lavori non faticosi, ma con un basso livello di controllo (in quanto dipendenti). Andamenti analoghi si hanno per la mortalità per tutti i tumori e per tumore del polmone nei maschi delle due coorti. Nel sesso femminile non si evidenziano differenziali significativi.

Non sono presentati i risultati della analisi della mortalità per altre cause che, per il basso numero di decessi presenti nelle diverse posizioni professionali, presentano rischi relativi non significativamente diversi da quello della categoria di riferimento (lavoro non faticoso con alto livello di controllo).

Rispetto alle analisi precedenti sulla mortalità 1991-1995, si osserva nei maschi una tendenza alla diminuzione dei differenziali di mortalità soprattutto nella coorte livornese per il tumore del polmone.

1.2.3. Classe sociale (Schizzerotto)

Nelle tabelle C.5a e C.5b e nelle figure 1.3a e 1.3b sono riportati rispettivamente per Livorno e Firenze la mortalità generale e per tutti i tumori nei maschi e nelle femmine di 18-59 anni al censimento 1991 per classe sociale secondo Schizzerotto. Si osservano eccessi significativi di mortalità generale nei maschi a Firenze, per tutte le classi sociali rispetto alla borghesia, con una tendenza all'aumento del differenziale di mortalità rispetto alla categoria di riferimento, passando a classi sociali sempre meno ricche. Questo trend è presente anche nei maschi a Livorno, con un andamento però più impreciso. Stessa fenomeno si osserva nella mortalità per tutti i tumori nei maschi delle due coorti toscane.

Per le femmine non si ha alcun andamento significativo della mortalità generale per classe sociale.

1.2.4. Zona di nascita

L'analisi della mortalità generale per zona di nascita dei soggetti appartenenti alle coorti di Livorno e Firenze (tabelle C.6a e C.6b) mostra una mortalità inferiore per i nati nel Sud Italia e nelle Isole. Questo effetto protettivo si ritrova anche considerando la mortalità per tutti i tumori. Stesso andamento si era osservato nelle analisi della mortalità 1991-1995 presentate nella precedente pubblicazione.

1.2.5. Stato civile

Nelle tabelle C.7a-d e nelle figure 1.4a e 1.4b sono riportati rispettivamente per Livorno e Firenze la mortalità generale e per alcune cause specifiche per stato civile. La mortalità generale a Firenze, sia nei maschi che nelle femmine, risulta significativamente più bassa nei soggetti coniugati rispetto ai soggetti appartenenti alle altre categorie di stato civile (celibe; separato; divorziato; vedovo). Questo andamento non si osserva per la mortalità tumorale a Firenze, ma per la mortalità dovuta a cause non neoplastiche: malattie ischemiche del cuore, malattie respiratorie, cirrosi epatica, cause violente, cadute e infortuni sul lavoro, cause evitabili. L'effetto protettivo del soggetto coniugato a Livorno non si osserva nella mortalità generale, soprattutto nei maschi. Si ha un andamento analogo a quello di Firenze per cause di morte non neoplastiche, anche se meno significativo.

1.2.6. Tipologia familiare

La mortalità generale presenta eccessi significativi rispetto alla categoria di riferimento, rappresentata dalla coppia con figli, nelle classi “famiglie senza nuclei” per entrambe le coorti (tabelle C.8a-d). La più bassa mortalità nelle famiglie costituite da una coppia con figli, è meno evidente se si considerano solo i tumori, soprattutto a Livorno; mentre si osserva più marcatamente per cause non tumorali (malattie ischemiche del cuore; malattie respiratorie, cirrosi epatica). La mortalità per cause violente e cause evitabili è lievemente aumentata nelle famiglie senza nuclei, soprattutto a Firenze.

1.2.7. Caratteristiche dell'abitazione

Il titolo di godimento dell'abitazione, i metri quadri pro capite, e il numero di bagni presenti nell'abitazione, sintetizzate nella variabile “tipologia abitativa”, mostrano di avere una loro influenza sulla mortalità generale e per causa delle due coorti toscane (tabelle C.9a-d; figure 1.5a e 1.5b). Si osserva infatti un eccesso di mortalità generale rispetto alla categoria “casa >25 metri quadri pro capite di proprietà/in affitto con più di un bagno” dei soggetti di entrambi i sessi, soprattutto più anziani, appartenenti a quasi tutte le altre classi. E' degno di nota come vi sia un gradiente per tumore dello stomaco e del polmone ed una sua assenza per tumore del colon retto. Eccessi significativi si osservano in entrambi i sessi per cause di decesso non tumorali, violente ed evitabili in alcune delle categorie di tipologia abitativa. Vi è un trend in crescita in funzione di tipologie abitative più modeste nella classe di età anziana, specialmente di sesso femminile.

1.3. Confronto tra mortalità generale a Livorno nei periodi 1981-1987 e 1991-1997

È stato effettuato un confronto Livorno della mortalità generale del periodo 1981-1987 nella coorte del censimento 1981 di Livorno, e della mortalità 1991-1997 della coorte del censimento 1991 della stessa città, per variabili socio-economiche (tabella D.1). Si osserva un approfondirsi dei differenziali di mortalità in entrambi i sessi quasi tutti gli indicatori usati: ad esempio, l'eccesso di mortalità nel 1981-87 per coloro con sola licenza elementare che è del 30% nel sesso maschile (10% nel sesso femminile) in più rispetto ai laureati e ai diplomati, diventa nel periodo 1991-97 intorno al 40% (22% nel sesso femminile). Si nota inoltre un aumento dei differenziali nei maschi per tipo di lavoro secondo la classificazione fatica/controllo: lo svantaggio si approfondisce soprattutto per coloro che effettuano lavori faticosi. Si nota invece una diminuzione dei differenziali di mortalità se si stratifica per stato civile: i celibi presentano un eccesso di mortalità del 48% in più rispetto ai coniugati nel periodo 1981-87, mentre nel periodo successivo non si osservano significativi eccessi di mortalità per i celibi.

I risultati della presente analisi sono in linea con quelli dell'analisi effettuata per le stesse coorti per i periodi 1981-1985 e 1991-1995 (Merler, 1999).

Confronti sulla mortalità per indicatori sociali in periodi consecutivi sono stati effettuati anche a Roma per i periodi 1990-92 e 1993-95, ed a Torino nel periodo 1971-1991. Questi studi concordano nel mostrare un approfondirsi delle disuguaglianze sociali sia per la mortalità generale che per la maggior parte delle cause di decesso, soprattutto nel sesso maschile.

Figura 1.1a - Mortalità nei residenti di Livorno per grado di istruzione - Tutte le cause
Rischi Relativi (riferimento: laurea + diploma) con intervallo di confidenza al 95%

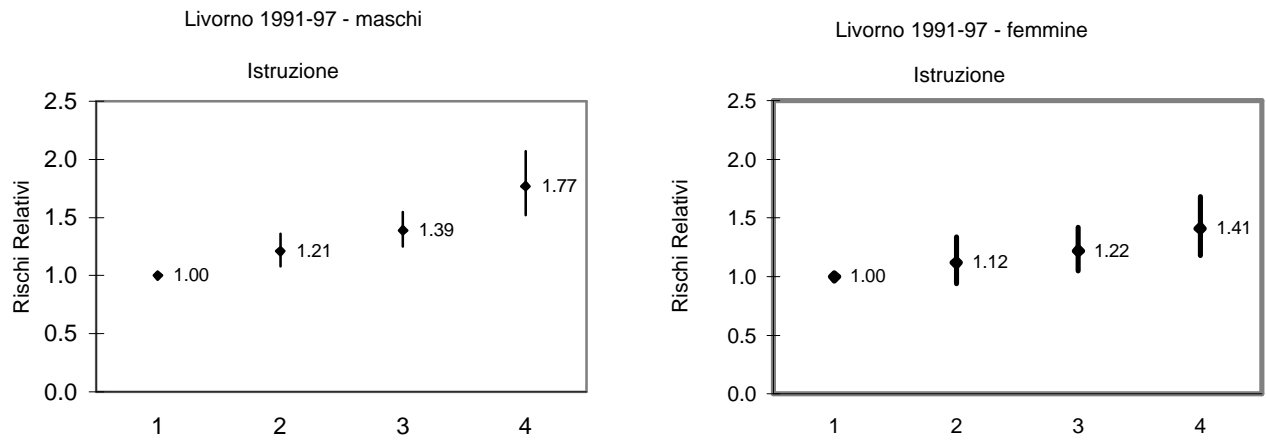
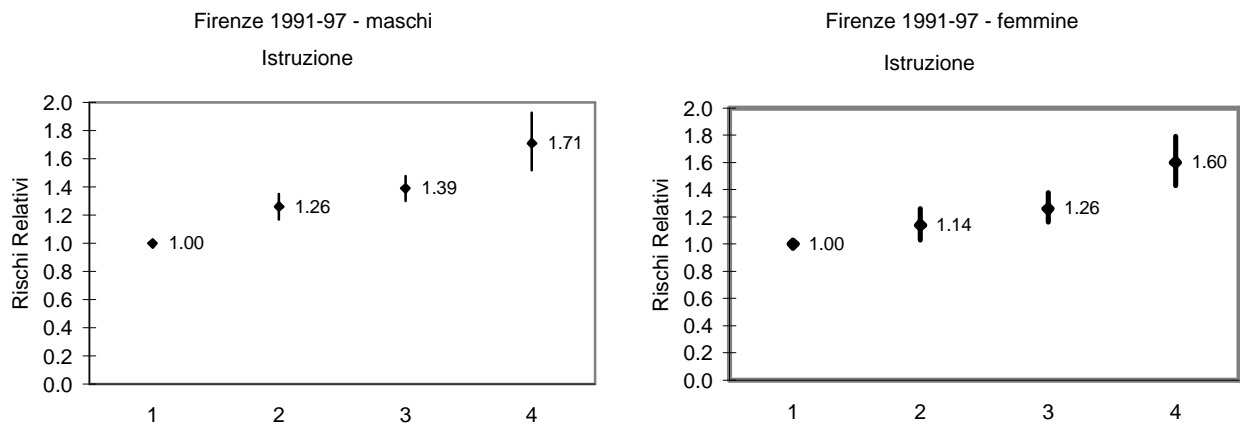


Figura 1.1b - Mortalità nei residenti di Firenze per grado di istruzione - Tutte le cause
Rischi relativi (riferimento: laurea + diploma) con intervallo di confidenza al 95%



Legenda: 1=Laurea + Media superiore 2=Media inferiore 3=Licenza elementare 4=Senza titolo

Figura 1.2a - Mortalità nei residenti di Livorno per condizione professionale. Tutte le cause
Rischi relativi (riferimento: occupato) con intervallo di confidenza al 95%

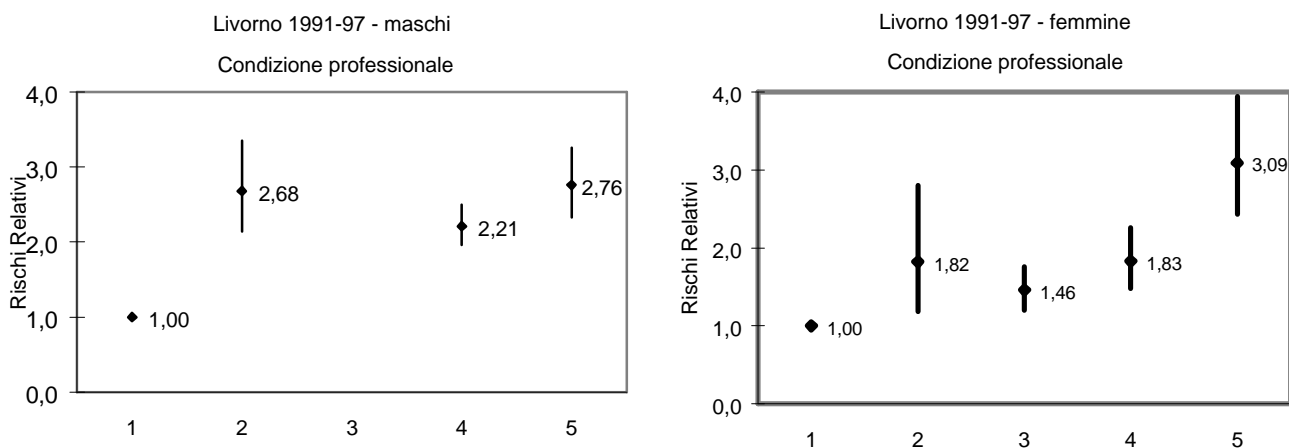
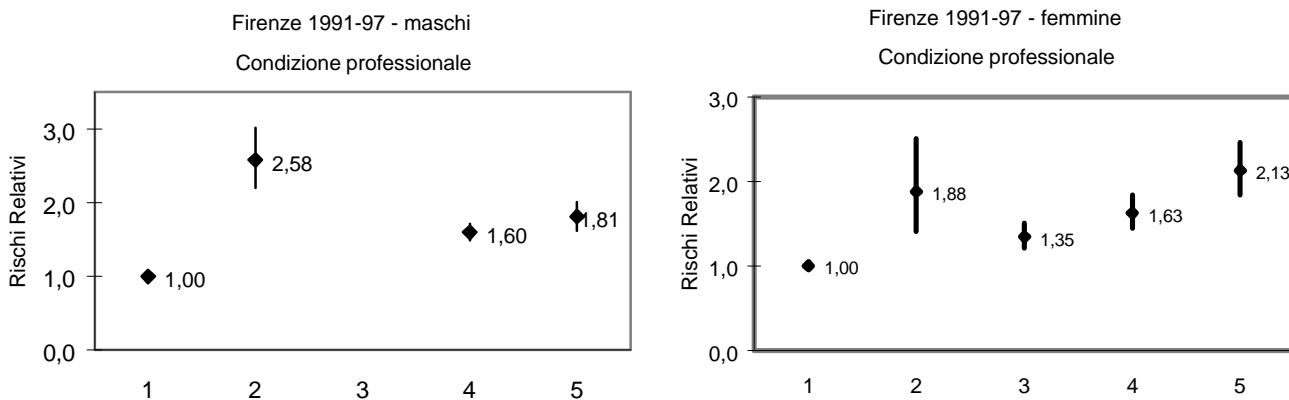
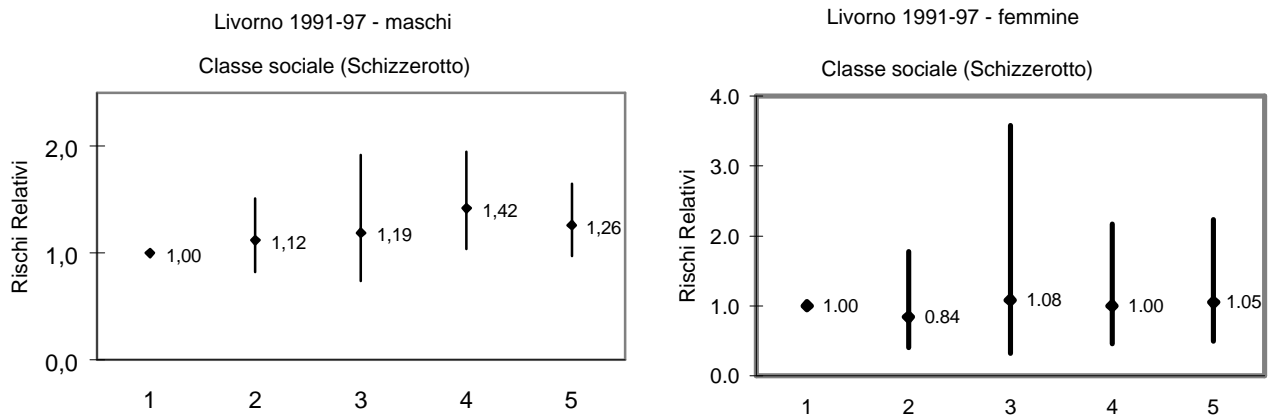


Figura 1.2b - Mortalità nei residenti di Firenze per condizione professionale. Tutte le cause
Rischi relativi (riferimento: occupato) con intervallo di confidenza al 95%

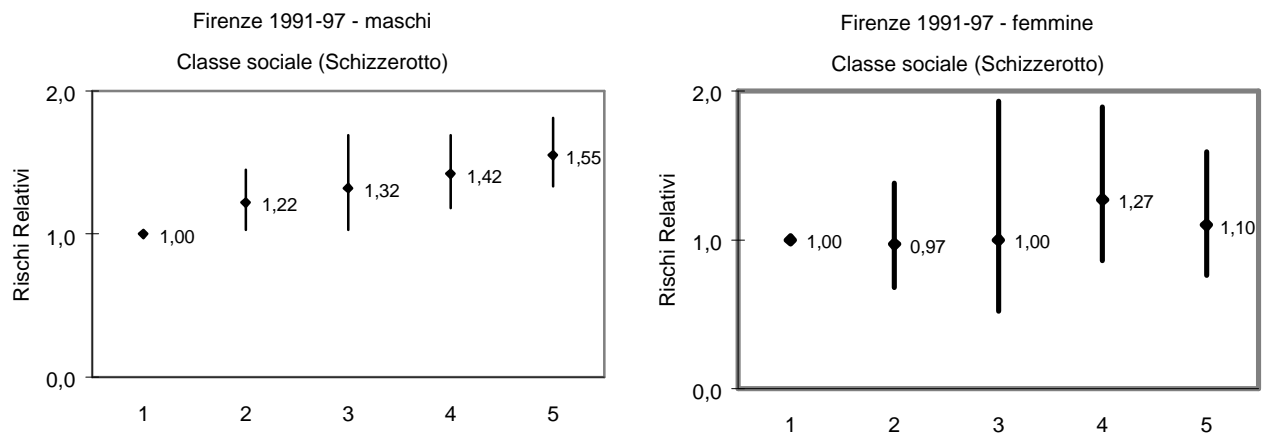


Legenda: 1=Occupato 2=Disoccupato + In cerca di prima occupazione 3=Casalinga 4=Ritirato dal lavoro 5=Altro

**Figura 1.3a - Mortalità nei residenti di Livorno per classe sociale (Schizzerotto). Tutte le cause
Rischi relativi (riferimento: borghesia) con intervallo di confidenza al 95%**

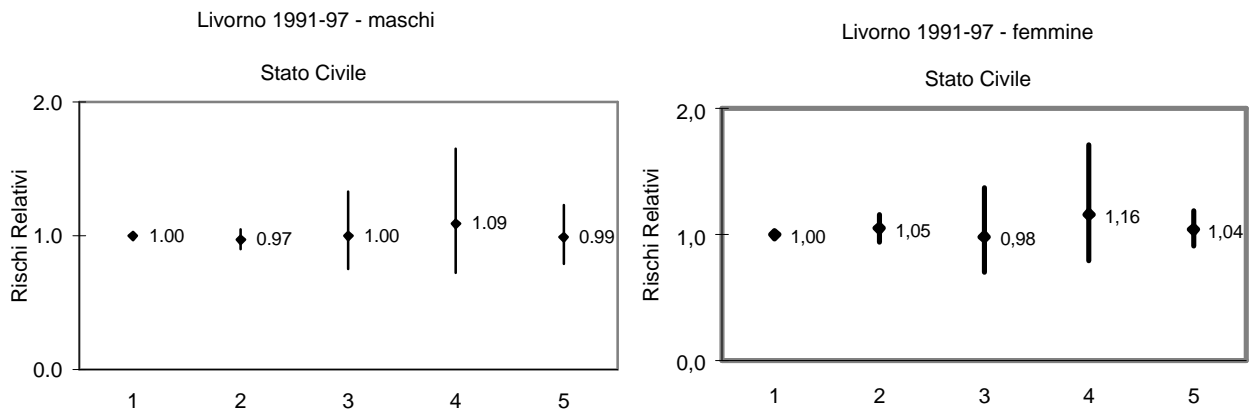


**Figura 1.3b - Mortalità nei residenti di Firenze per classe sociale (Schizzerotto). Tutte le cause
Rischi relativi (riferimento: borghesia) con intervallo di confidenza al 95%**

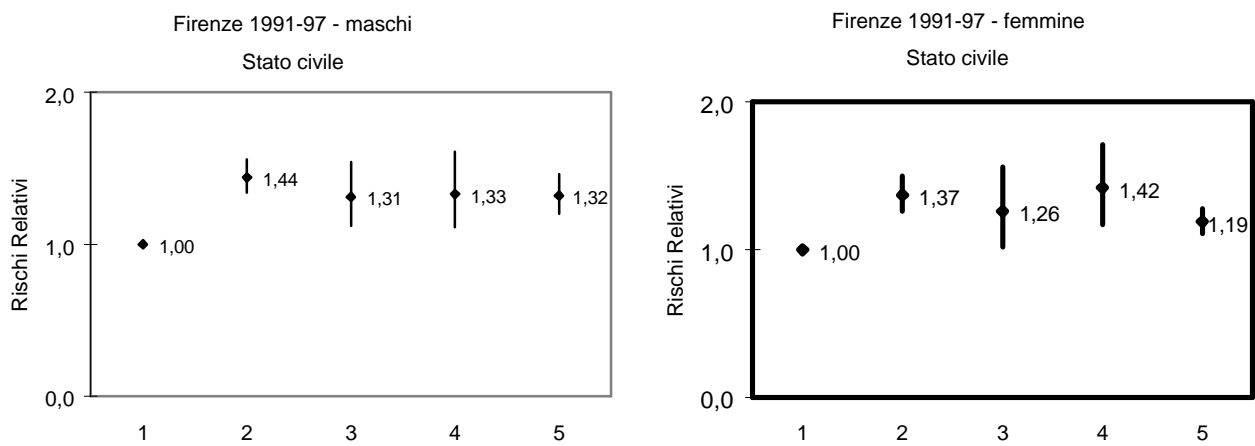


Legenda: 1=Borghesia 2=Classe media impiegatizia 3=Piccola borghesia con dipendenti
4=Piccola borghesia senza dipendenti 5=Classe operaia

**Figura 1.4a - Mortalità nei residenti di Livorno per stato civile. Tutte le cause
Rischi relativi (riferimento: coniugato) con intervallo di confidenza al 95%**

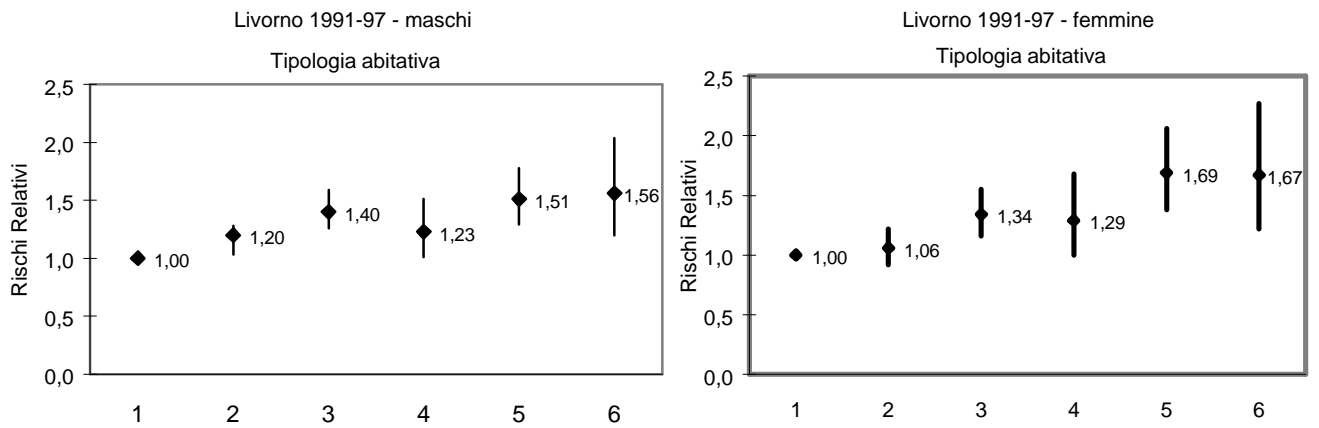


**Figura 1.4b - Mortalità nei residenti di Firenze per stato civile. Tutte le cause
Rischi relativi (riferimento: coniugato) con intervallo di confidenza al 95%**

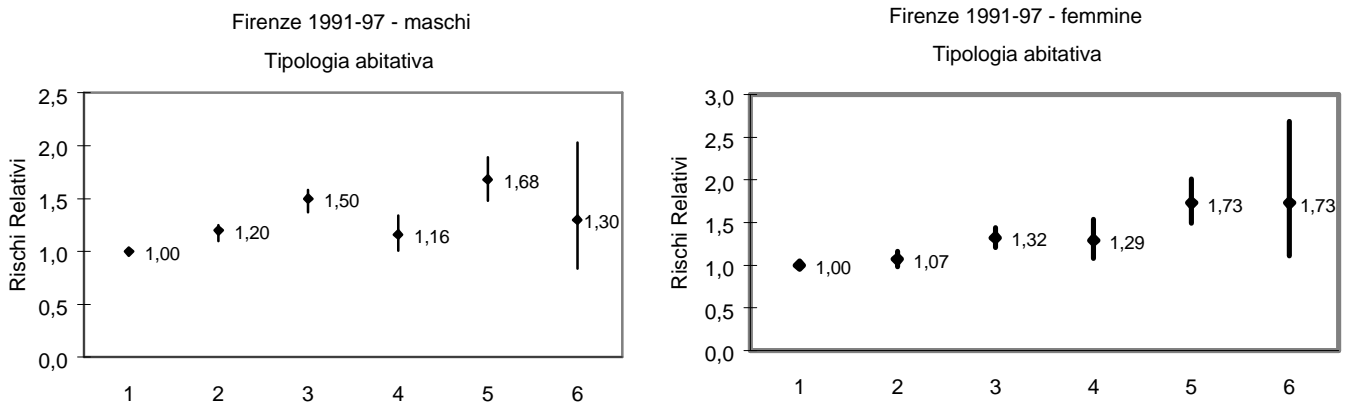


Legenda: 1=Coniugato 2=Celibe/Nubile 3=Separato 4=Divorziato 5=Vedovo

**Figura 1.5a - Mortalità nei residenti di Livorno per tipologia abitativa. Tutte le cause
Rischi relativi (riferimento: app. > 25 mqp > 2 servizi) con intervallo di confidenza al 95%**



**Figura 1.5b - Mortalità nei residenti di Firenze per tipologia abitativa. Tutte le cause
Rischi relativi (riferimento: app. > 25 mqp > 2 servizi) con intervallo di confidenza al 95%**



Legenda: 1=Appart. >25 mqp >2 servizi 2=Appart. di proprietà >25 mqp 1 servizio 3=Appart. in affitto > 25mqp 1 servizio 4=Appart. di proprietà <26 mqp 5=Appart. in affitto <26 mqp 6=Appart. senza servizi igienici

1.4. Situazione italiana e internazionale

In Italia è stato condotto uno studio longitudinale a Torino analogo allo SLTo (Costa, 1998), che mostra differenziali di mortalità per condizione socio-economica, sostanzialmente paragonabili a quelli rilevati nello SLTo.

Sono stati condotti studi sulla relazione tra classe socio-economica e mortalità che mostrano andamenti simili in Inghilterra (Townsend, 1982; OPCS, 1990; Davey Smith, 1991; Marmot, 1984; Marmot, 1986; Marmot 1991), Stati Uniti (Kitagawa, 1973; Rogot, 1992; Pappas, 1993), Canada, Paesi Scandinavi (Valkonen, 1990; Diderichsen, 1997), Spagna (Borrell, 1997; Regidor, 1995), Olanda (Doornbos, 1990), Giappone (Hirayama, 1990), Australia (Bennet, 1996; Turrell, 2001) e Nuova Zelanda (Pearce, 1986). Studi analoghi sono stati effettuati anche in paesi in via di sviluppo, quali il Brasile (Bouchardy, 1993), la Colombia (Cuello, 1982), e la Turchia (Dosemeci, 1993). Una rassegna esaustiva riguardante i paesi del bacino del Mediterraneo si trova negli atti del convegno dell'Associazione Italiana di Epidemiologia dell'ottobre 2000 "Epidemiology of Inequity in Health. International Workshop of Mediterranean Countries".

Anche se le disuguaglianze economiche sono correlate ai differenziali di mortalità, attesa di vita e morbilità all'interno di singoli stati, non sembra siano utilizzabili per spiegare i differenziali di salute nel confronto tra diversi paesi industrializzati, come affermato in precedenza. Anche il cosiddetto ambiente psico-sociale, non spiega le differenze di mortalità esistenti tra diversi paesi occidentali, che presumibilmente dipendono da complessi fenomeni di interazione tra storia, cultura, politica ed economia (Lynch, 2001; Wilkinson, 1992).

Studi che analizzano la mortalità per condizione socio-economica in diversi paesi europei mostrano che le differenze di mortalità generale per classe sociali sono dello stesso ordine di grandezza sia nei paesi scandinavi, con politiche sociali tradizionalmente più forti, che nei paesi del Sud Europa. Si osserva invece un gradiente Nord-Sud nella mortalità per malattie ischemiche del cuore: si hanno eccessi di mortalità più marcati nei paesi del Nord Europa (Inghilterra, Irlanda, Paesi Scandinavi), di minore entità in Svizzera, Francia, Italia, Spagna e Portogallo. Nei paesi mediterranei i tumori e le malattie gastrointestinali contribuiscono maggiormente alle differenze di mortalità tra classi sociali. Queste variazioni nella mortalità per causa mostrano le grandi differenze esistenti tra diversi paesi nel contributo che specifici fattori di rischio, quali il fumo, la dieta e il consumo di alcool, hanno nel determinare disuguaglianze socio-economiche nella mortalità (Leclerc, 1990; Illsey, 1990; Kunst, 1994a; Kunst, 1994b; Kunst, 1998a; Kunst 1998b; Kunst, 1999; Mackenbach, 1997; Kogevinas, 1997).

Per quanto riguarda i tumori, sono stati osservati in molti paesi eccessi di mortalità negli uomini delle classi sociali più basse per il tumore del naso, laringe, e polmone, della cavità orale, faringe, esofago, stomaco e, in alcuni paesi, del fegato. I maschi nelle classi sociali più abbienti presentano un rischio di morte maggiore per il tumore del colon e del cervello, e per il melanoma della pelle. Le femmine di bassa condizione socio-economica presentano un eccesso di mortalità per il tumore dell'esofago, stomaco, cervice uterina e, in alcuni paesi, del fegato. Eccessi di mortalità nelle donne di classi abbienti si hanno nel tumore del colon, mammella, dell'ovaio e nel melanoma della pelle (Faggiano, 1997). È interessante notare che per alcuni tipi di tumore il trend di mortalità per condizione socio-economica è inconsistente o addirittura inesistente: per gli uomini il tumore del retto, pancreas, ossa, tessuto connettivo, prostata, testicolo, vescica, rene, tiroide, linfomi maligni e leucemie; nelle donne il cancro del retto, pancreas, naso, laringe, polmone, ossa, tessuto connettivo, corpo dell'utero, vescica, rene, linfomi maligni e leucemie (Faggiano, 1997). Tali gradienti non sono stabili nel tempo e, come mostrano le nostre analisi sulle corti fiorentine e livornesi, addirittura coesistono all'interno della stessa regione andamenti contrastanti (si veda ad esempio il tumore del colon o il tumore del polmone nel sesso femminile a Firenze e Livorno).

I fattori che sono stati chiamati in causa per spiegare i differenziali di mortalità per condizione socio-economica sono molteplici.

Innanzitutto l'eccesso di mortalità non riguarda esclusivamente i gruppi sociali più poveri in assoluto. Lo studio sugli impiegati inglesi, denominato Whitehall study (Marmot, 1984; Marmot, 1991; van Rossum, 2000), mostra che lo stesso gradiente di mortalità che si osserva nella popolazione generale per classe sociale, si ha anche considerando esclusivamente gli impiegati, stratificati per grado gerarchico. Anche al livello più basso, gli impiegati non appartengono alle classi sociali in assoluto più povere. Quindi questo gradiente sociale sembra determinato da fattori "trasversali", operanti in tutte le classi sociali, non solo in quelle più povere.

Le diseguaglianze sociali in termini di salute potrebbero dipendere dalla distribuzione non equa delle cure mediche tra classi sociali. A supporto di questa ipotesi, è stato osservato in Inghilterra tra il 1961 e il 1981 una diminuzione della mortalità per cause riferibili a cure mediche lievemente maggiore per le classi sociali più abbienti (Mackenbach, 1989). Ma il crescente divario della mortalità tra classi sociali è chiaramente il risultato del declino della mortalità per cause non riferibili a cure mediche nelle classi sociali più abbienti, e dell'assenza di questa diminuzione nelle classi più povere. Lo studio longitudinale inglese condotto dall'Office of Population Censuses and Surveys, evidenzia che le differenze nella mortalità per tumori sono dovute essenzialmente a differenze nella incidenza tumorale, piuttosto che a differenziali di sopravvivenza (Kogevinas, 1991). Il ruolo della distribuzione non equa delle cure mediche sembra quindi essere piuttosto limitato nel generare diseguaglianze sociali in termini di salute, come sembrerebbero dimostrare gli studi riportati nel numero speciale dell'International Journal of Epidemiology di aprile 2001.

Tuttavia i gradienti osservati per le cause evitabili e per le differenti fasce di età tenderebbero ad enfatizzare il ruolo dei fattori che si traducono in una scarsa capacità dei soggetti deboli a sfruttare adeguatamente le opportunità di cura che il servizio sanitario offre. In questo senso le classi povere hanno alti tassi di ospedalizzazione ma relativi a condizioni con alta frequenza di prestazioni inappropriate, alto consumo sanitario ma legato a farmaci poco o inefficaci, limitata adesione a programmi di prevenzione ed a interventi efficaci di riduzione del rischio.

Un'altra spiegazione potrebbe essere l'ipotesi che la salute determini la posizione sociale del singolo, piuttosto che viceversa (ipotesi dell'effetto selettivo della salute sulla posizione sociale). Uno stato di salute precario durante l'infanzia sembrerebbe essere associato ad una mobilità verso classi sociali più basse.

Una versione differente dell'ipotesi precedente prevede che fattori presenti nei primi anni di vita determinino sia lo stato di salute che la posizione sociale nell'età adulta (ipotesi della selezione indiretta). Il singolo soggetto porta con sé nell'età adulta il risultato delle influenze dei primi anni di vita. L'altezza, caratteristica influenzata dalle condizioni ambientali e dall'eredità genetica, può essere considerata un indicatore delle influenze sociali che hanno operato nei primi anni di vita. Nel Whitehall study, è stato rilevato che l'altezza è correlata alla posizione gerarchica raggiunta; inoltre la bassa statura è predittiva della mortalità indipendentemente dal grado gerarchico (Marmot, 1984); è ragionevole pensare che questo può essere in parte il riflesso di un'influenza che persiste sin dall'infanzia. D'altronde nello stesso studio è stato osservato che la posizione gerarchica, indicatore delle influenze sociali che operano nel presente, è un fattore predittivo della mortalità indipendentemente dall'altezza. Quindi due diversi tipi di fattori influenzano la mortalità: fattori presenti nei primi anni di vita e influenze che operano nel presente.

Un'altro tentativo di spiegazione delle disuguaglianze socio-economiche si basa sull'osservazione che il gradiente socio-economico si ritrova in molte patologie, anche se non in tutte (ad esempio il tumore del retto, prostata, mammella), come se fattori comuni determinino un aumento della suscettibilità generale alle malattie, e, per inverso o contemporaneamente, fattori causa-specifici determinino le differenze sociali per alcune patologie (ipotesi della suscettibilità generale e dei fattori causa-specifici).

L'ipotesi più semplice è che le differenze di mortalità per condizione socio-economica siano attribuibili a differenti stili di vita tra gli strati sociali, come l'abitudine al fumo, il consumo di alcool, la dieta. Ma quanto del differenziale di mortalità può essere attribuito a differenze tra le classi sociali negli stili di vita? E perchè ci sono differenze tra le classi sociali negli stili di vita? Nel

Whitehall study i fattori di rischio più importanti nelle diverse cause specifiche di morte (colesterolo, fumo, pressione sistolica, intolleranza al glucosio, diabete) spiegano solo un terzo del gradiente sociale tra gli impiegati (van Rossum, 2001).

Nello studio longitudinale inglese (OPCS, 1990), altri indicatori sociali, quali il titolo di godimento dell'abitazione, il possesso dell'automobile e altre condizioni materiali, possono essere buoni predittori di mortalità (ipotesi delle condizioni materiali). La difficoltà sta nel capire come questi fattori operano.

Anche fattori psico-sociali, quali la tensione nell'ambiente di lavoro, uno scarso supporto sociale e la percezione di scarse possibilità di influenza sul proprio stato di salute, sono chiamati in causa per spiegare le disuguaglianze socio-economiche nella salute soprattutto per malattie cardiovascolari e mentali (Krishnan 2001, Marmot, 1997).

Gli ultimi anni hanno portato ad un numero crescente di lavori scientifici sull'argomento che hanno evidenziato un quadro molto più complesso di quello tratteggiato anche poco tempo fa. Mancano ancora spiegazioni complete ma soprattutto manca una strategia di intervento per contrastare la straordinaria persistenza delle disuguaglianze sociali nella salute. La ricerca è perciò chiamata a questo difficile compito valutativo ed anche ad evitare effetti paradossali di strategie preventive. Appare sempre più chiaramente la esistenza di differenziali sociali di efficacia terapeutica, legati alla mancanza di una strategia integrata ed a una incomprendione di meccanismi sociali e di contesto che condizionano la reale fruibilità delle prestazioni sanitarie. Ad esempio le terapie per la cessazione dell'abitudine al fumo di tabacco insieme con politiche di aumento del prezzo delle sigarette appaiono molto efficaci a livello di popolazione nel ridurre i rischi connessi al fumo. Tuttavia la combinazione di questi interventi può approfondire le disuguaglianze sociali in quanto le terapie per la cessazione dell'abitudine al fumo sono molto poco efficaci negli strati più poveri della popolazione, che quindi si trovano solo a dover sostenere un costo maggiore delle sigarette. Paradossalmente le terapie efficaci vengono pagate dalla classe sociale più povera (Birch 2000).

1.5. Analisi della mortalità per quartiere a Firenze e a Livorno

Lo studio della variazione del rischio di mortalità tra differenti quartieri cittadini ha riservato alcune sorprese, specialmente per l'entità delle differenze emerse anche nelle nostre città (ad esempio nel bel libro su Torino di Costa, Cardano e Demaria, 1998, e nel rapporto su Roma prodotto dall'Osservatorio epidemiologico della Regione Lazio, Michelozzi *et al.*, 1999; mentre per un recente esempio non italiano si veda l'analisi del basso peso alla nascita nella città di Dublino, Kelly, 1999). Da un lato è sempre difficile interpretare questi risultati, sia in senso eziologico (il ruolo della professione, della provenienza sociale, del livello economico) che come espressione di una qualche forma di distorsione dovuta alla natura aggregata dell'informazione sulla frequenza di malattia e sulla prevalenza dei fattori di rischio ipotizzati. Dall'altro invece la misurazione, a questo livello di dettaglio, dei rischi di mortalità o, dove disponibile, di malattia, è di immediata utilità per tutte le attività di programmazione sanitaria, tutela della popolazione e allocazione di servizi.

1.5.1. Materiali e Metodi

Il territorio comunale e le sezioni di censimento 1981 o 1991 sono stati georeferenziati in sede ISTAT e sono stati acquisiti dagli uffici comunali di competenza e dal Dipartimento di Statistica. Dall'archivio su sistema geografico informativo (GIS) si è proceduto alla riclassificazione delle sezioni rispetto alle circoscrizioni 1981, per Livorno, ed ai quartieri 1991, per Firenze.

Per ogni città separatamente, sono stati calcolati per ogni area geografica definita (circoscrizioni o quartieri) i rapporti standardizzati di mortalità (SMR) usando come tassi di riferimento quelli osservati sulla totalità della coorte censuaria delle due città. In questa analisi abbiamo usato il follow-up al 1995. L'analisi è troncata per età sopra i 15 anni compiuti. Un'analisi della mortalità infantile richiederebbe un diverso disegno dello studio.

Data la piccola numerosità della popolazione per le aree considerate (i quartieri cittadini), e data anche la sua variabilità, alternandosi quartieri densamente popolati a quartieri scarsamente abitati, gli SMR mostrano un'alta fluttuazione. In particolare i quartieri scarsamente popolati hanno un numero atteso di eventi molto basso ed eventuali variazioni di anche solo una unità nel numero di decessi osservati possono produrre SMR estremamente diversi (in alcune circostanze da 0.23 a 2.95). Abbiamo perciò utilizzato il modello di Besag, York e Mollié (1991) per controllare questo tipo di instabilità degli SMR. In sintesi il rapporto standardizzato di mortalità è dato dal rapporto tra osservati (O) ed attesi (E) per ogni area e , condizionatamente al numero di attesi ed al rischio relativo proprio dell'area considerata θ , si assume che il numero di decessi osservati segua un processo poissoniano con parametro $E\theta$. Il rischio relativo θ è a sua volta modellato nel modo seguente:

$$\log \theta = \mu + u + v \quad (1)$$

dove μ indica il logaritmo della media generale dei rischi relativi (anche se, avendo usato come tassi di riferimento per la standardizzazione indiretta il tasso totale, esso è pari a zero), ed i due termini u e v rappresentano la componente spazialmente strutturata e non strutturata di eterogeneità tra i rischi. In altri termini la variabilità tra le aree è espressa dalla deviazione standard dei termini u , per la variazione rappresentata da gruppi di aree contigue con livelli più alti o più bassi della media, e dalla deviazione standard dei termini v , che quantifica l'entità degli eccessi o difetti isolati di singole aree.

Trattandosi di un modello Bayesiano l'inferenza sui parametri del modello (i termini u e v) si basa sulla distribuzione a posteriori, cioè la distribuzione dei parametri condizionata ai dati osservati. Usando il teorema di Bayes infatti abbiamo

$$f(u, v | O, E) = f(O | u, v, E) f(u, v) / \iint f(O | u, v, E) f(u, v) du dv \quad (2)$$

dove risulta la natura gerarchica del modello con le distribuzioni condizionate per O , u e v . Sono in tal modo le osservazioni stesse che determinano in una certa misura il peso relativo delle due componenti del rischio relativo. Spesso si discute dell'influenza della scelta delle distribuzioni a priori, che è di solito, ed anche nella nostra applicazione, scelta come 'non informativa' cioè assumendo che la precisione (l'inverso della varianza dei termini u e v) possa variare tra quasi zero (0,001) e 1000.

I rischi relativi per ogni area sono stimati sulla base della media della distribuzione a posteriori $f(u, v|O,E)$ usando la formula (1) e sono poi usati per disegnare le cartografie. Disponendo dell'intera distribuzione l'incertezza delle stime è espressa dall'intervallo di credibilità al 95%, definito dai valori di rischio relativo che comprendono il 95% della distribuzione. Per la rappresentazione cartografica abbiamo scelto i quintili della distribuzione dei rischi relativi per raggruppare in classi e stabilire i livelli di grigio. La presenza di una significativa variazione del rischio di mortalità tra le differenti zone esaminate può essere immediatamente valutata dalla deviazione standard dei termini u e v (indicata rispettivamente con il termine gergale di *clustering* ed *heterogeneity*). Un valore

significativo per il termine di *clustering* indica la presenza nella città di aggregati di zone contigue a rischio più alto o più basso della media, mentre al contrario un significativo termine di *heterogeneity* denota la presenza di zone isolate a rischio più alto o più basso. Come verrà detto nella sezione dei risultati, nel nostro caso emerge come importante la sola componente di *clustering*. Il modello bayesiano gerarchico richiede la valutazione di integrali che non sono ottenibili in forma chiusa. Pertanto si ricorre ad una soluzione approssimata, nel nostro caso usando un algoritmo Monte Carlo markoviano.

Abbiamo calcolati gli attesi in tre modi distinti: usando i tassi specifici per classi di età (15-19, ..., 75+); usando i tassi specifici per età e livello di deprivazione; ed in alcune situazione limitandoci ad aggiustare per età e livello di istruzione. L'indice di deprivazione è stato calcolato a livello individuale sommando per ogni soggetto la presenza delle seguenti condizioni di svantaggio: disoccupazione, residenza in un'abitazione con meno di 25 mq pro capite, assenza di servizi interni all'abitazione, livello di istruzione inferiore o pari alla licenza elementare. La coorte è stata poi suddivisa in distinte popolazioni corrispondenti a coloro che non hanno nessuna delle condizioni di svantaggio, solo una, due o più. I tassi di riferimento sono poi stati calcolati in modo specifico per ciascuna sotto-coorte. Indici di deprivazione sono stati proposti ed usati allo scopo di identificare zone particolari per programmi di protezione sociale e sanitaria. In generale vi è una forte correlazione tra mortalità e indice di deprivazione. Due grandi tipologie di indici sono riscontrabili nella letteratura sull'argomento: indici di deprivazione materiale (Townsend, Carstairs, nella stessa logica dell'indice qui riportato) ed indici che tengono conto anche della struttura familiare e più in generale di una deprivazione sociale (Jarman, ad esempio; si rimanda per un'approfondita discussione sul significato ed il ruolo degli indici di deprivazione al volume monografico del *Journal of Epidemiology & Community Health*, a cura di Selwyn St Leger, 1995). Nel presente lavoro abbiamo inteso studiare la presenza di zone a differente rischio di mortalità anche tenendo conto di quella quota della mortalità attribuibile alla deprivazione materiale a livello individuale.

Abbiamo limitato la presente analisi alla mortalità per tutte le cause, alla mortalità per malattie dell'apparato circolatorio, neoplasie maligne, tumore del polmone nel sesso maschile, tumore della mammella nel sesso femminile e tumore della pleura nel sesso maschile per il solo territorio del Comune di Livorno. Questa scelta privilegia i due grandi gruppi di cause ed i tumori più frequenti nei due sessi. La presenza storica di attività produttive portuali che esponevano i lavoratori e la popolazione a fibre di asbesto giustifica la scelta di indagare il tumore pleurico a Livorno.

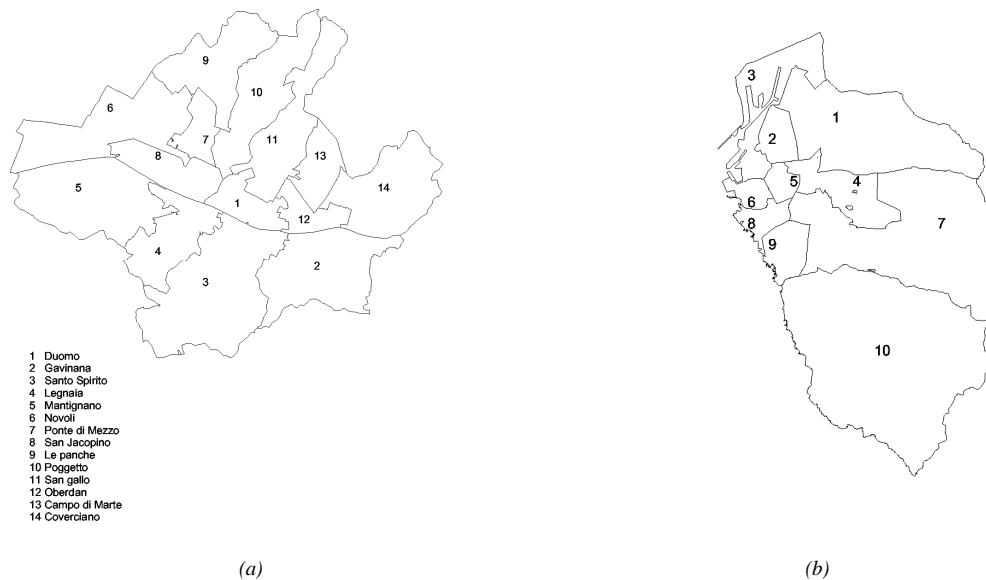


Figura 1.2 - Quartieri della città di Firenze e circoscrizioni della città di Livorno

1.5.2. Risultati

Comune di Firenze

Nella tabella 1.2 sono riportati, per i 14 quartieri cittadini e per il sesso maschile e femminile, i decessi osservati per la mortalità generale; gli SMR, le stime bayesiane di rischio relativo (con i relativi intervalli di credibilità al 95%) e le stime di rischio relativo aggiustate anche per indice di deprivazione. Nella tabella 1.3 viene riportata la mortalità per alcune cause o gruppi di cause: malattie cardiovascolari, tumori maligni, tumore del polmone per il sesso maschile e tumore della mammella per il sesso femminile. Per ogni tabella sono riportate le stime della deviazione standard, ed il suo errore standard, soltanto per la componente spazialmente strutturata (*clustering*) dato che la componente di *heterogeneity* è risultata trascurabile e statisticamente non significativa. In figura 1.3 sono riportate le cartografie corrispondenti; in figura 1.2a si trova l'indicazione dei quartieri di Firenze. Due quartieri emergono in particolare, anche tenendo conto delle variabili relative alla deprivazione a livello individuale. Per valutare un eventuale effetto di contesto (si veda Boyd e Iversen, 1979 e Schwartz, 1994) abbiamo ripetuto l'analisi per i soli soggetti non svantaggiati: come risulta dalla tabella 1.4, relativa alla mortalità generale, i due quartieri risultano con una mortalità più alta anche per coloro che non sono in condizioni di svantaggio. Complessivamente si tratta di circa il dieci per cento di eccesso per la mortalità generale rispetto alla media cittadina, con variazioni di SMR nel sesso maschile (femminile) da 0.90 (0.93) a 1.15 (1.15) tutt'altro che trascurabili e che identificano l'area ovest della città come quella maggiormente svantaggiata in termini di salute. È degno di nota come si differenzi la distribuzione della mortalità nei due sessi: nei maschi, la mortalità per malattie dell'apparato circolatorio è alta anche in quartieri ricchi, mentre al contrario nel sesso femminile è la mortalità tumorale (t. mammella in particolare) che presenta rischi relativi superiori anche in zone più benestanti (nord e nord-est).

La tabella 1.5 riporta la composizione dei quartieri per una serie di variabili rilevate direttamente o derivate da quelle ottenute con il questionario al censimento. Vi è una forte differenziazione tra quartieri, relativamente alla classe sociale ed al livello di istruzione, ma in qualche caso anche per tipologia familiare o luogo di nascita. Per rappresentare descrittivamente quest'insieme di indicatori abbiamo costruito i diagrammi a faccia di Chernoff (Chernoff, 1973) nel modo seguente (tra parentesi l'abbreviazione usata in tabella): la grandezza della faccia è proporzionale alla percentuale

di soggetti appartenenti alla borghesia (sec. Sylos-Labini) (*borgh*); la forma della faccia all'istruzione inferiore o pari alla licenza elementare (più allungata maggiore la percentuale di soggetti con livello basso) (*Educ*); la lunghezza del naso alla percentuale di soggetti nati al Sud (*sud*); la grandezza della bocca alla percentuale di soggetti che lavora in posizione subalterna (lavoro manuale non qualificato, sec. Andersen) (*operaio*); la curva della bocca alla percentuale di disoccupati (se sorride quest'ultima è proporzionalmente più bassa) (*disocc*); la grandezza degli occhi alla percentuale di soggetti coniugati (*conviv*); la lunghezza delle sopracciglia alla percentuale di soggetti che vivono in abitazioni piccole (<25 mq pro capite) (<25m²); l'angolo delle sopracciglia alla percentuale di soggetti che non hanno due o più servizi nella abitazione (più sono corrugate minore la percentuale) (*2 serv*). In altre parole una faccia piccola, allungata e con un lungo naso, con una bocca grande ed incurvata in una smorfia di tristezza, con occhi piccoli e con sopracciglia ispide ed aggrottate indica una situazione di estremo disagio, basso livello di istruzione, condizione operaia e storia di emigrazione dal Sud, disoccupazione o lavoro non qualificato, nucleo familiare ridotto, abitazione piccola e poco dotata di comfort. In figura 1.4 vediamo le facce dei quartieri di Firenze, ordinate per percentuale di soggetti classificati nella categoria 'borghesia' secondo Sylos-Labini. Non è difficile notare come i due quartieri con mortalità più alta si collochino più in basso nella graduatoria (basso livello di istruzione 42.05% e 39.85%; disoccupati pari al 4.15% e 3.10%; abitazione <25 mq pro capite per il 12.85% ed il 15.55%).

Tabella 1.2a - Firenze 1991-95. Decessi per quartiere. Maschi. Eta' > 15 - Tutte le cause – Rapporti standardizzati di mortalità (SMR), Rischi Relativi (RR) bayesiani ed intervalli di credibilità al 95% (IC), Rischi Relativi bayesiani aggiustati per indice di deprivazione (RR-D1)

Quartieri	Maschi				
	Oss.	SMR	RR	IC 95%	RR-D1
Duomo	679	1.02	1.02	0.94 - 1.09	1.02
Gavinana	719	0.94	0.95	0.88 - 1.01	0.94
Santo Spirito	637	1.02	1.01	0.94 - 1.09	1.01
Legnaia	877	1.00	1.01	0.95 - 1.08	1.00
Mantignano	548	1.14	1.13	1.04 - 1.22	1.11
Novoli	747	1.01	1.01	0.95 - 1.09	1.01
Ponte di mezzo	440	1.15	1.13	1.03 - 1.24	1.12
San Jacopino	529	1.09	1.08	1.00 - 1.17	1.09
Le Panche	355	0.91	0.92	0.83 - 1.01	0.92
Poggetto	755	0.90	0.91	0.85 - 0.97	0.92
San Gallo	531	1.00	1.00	0.92 - 1.09	1.00
Oberdan	795	1.02	1.01	0.95 - 1.08	1.02
Campo di Marte	483	0.96	0.96	0.88 - 1.05	0.97
Coverciano	530	0.95	0.95	0.87 - 1.03	0.95
Clustering (e.s.)	0.11 (0.05)				

Tabella 1.2b - Firenze 1991-95. Decessi per quartiere. Femmine. Eta' > 15 - Tutte le cause – Rapporti standardizzati di mortalità (SMR), Rischi Relativi (RR) bayesiani ed intervalli di credibilità al 95% (IC), Rischi Relativi bayesiani aggiustati per indice di deprivazione (RR-D1)

Quartieri	Femmine				
	Oss.	SMR	RR	IC 95%	RR-D1
Duomo	874	1.06	1.05	0.99 - 1.13	1.06
Gavinana	722	0.96	0.96	0.90 - 1.04	0.96
Santo Spirito	714	1.01	1.01	0.94 - 1.08	1.00
Legnaia	902	1.04	1.04	0.97 - 1.10	1.03
Mantignano	463	1.12	1.11	1.01 - 1.21	1.08
Novoli	689	0.98	0.98	0.91 - 1.05	0.98
Ponte di mezzo	480	1.15	1.14	1.04 - 1.24	1.12
San Jacopino	572	0.97	0.98	0.91 - 1.06	0.99
Le Panche	371	0.97	0.97	0.88 - 1.07	0.96
Poggetto	923	0.99	0.99	0.93 - 1.05	1.00
San Gallo	575	0.93	0.93	0.86 - 1.01	0.94
Oberdan	877	0.96	0.96	0.90 - 1.02	0.97
Campo di Marte	548	0.94	0.94	0.86 - 1.02	0.95
Coverciano	548	0.99	0.99	0.91 - 1.07	0.99
Clustering (e.s.)	0.10 (0.05)				

**Tabella 1.3a - Firenze 1991-95. Decessi per quartiere. Maschi. Eta' > 15 –
Rischi Relativi (RR) bayesiani, in grassetto i RR
corrispondenti ad intervalli di credibilità del 95% che escludono il valore 1**

Quartieri	<i>Maschi</i>					
	App. circ.		Tumori		T. polmonare	
	Oss.	RR	Oss.	RR	Oss.	RR
Duomo	263	1.00	209	0.94	55	0.92
Gavinana	282	0.95	263	0.99	73	0.98
Santo Spirito	246	1.00	218	1.00	65	1.0
Legnaia	323	0.96	308	1.00	94	1.07
Mantignano	177	1.00	223	1.22	69	1.26
Novoli	272	0.98	282	1.06	84	1.10
Ponte di mezzo	174	1.14	146	1.06	46	1.14
San Jacopino	213	1.09	181	1.07	49	1.05
Le Panche	147	0.98	118	0.88	42	1.06
Poggetto	325	0.98	250	0.89	60	0.84
San Gallo	235	1.09	153	0.88	37	0.82
Oberdan	312	1.00	298	1.10	76	1.00
Campo di Marte	197	0.99	158	0.93	40	0.86
Coverciano	208	0.96	197	0.99	49	0.89
Clustering (e.s.)	0.11 (0.05)		0.13 (0.06)		0.17 (0.08)	

**Tabella 1.3b - Firenze 1991-95. Decessi per quartiere. Femmine. Eta' > 15 –
Rischi Relativi (RR) bayesiani, in grassetto i RR
corrispondenti ad intervalli di credibilità del 95% che escludono il valore 1**

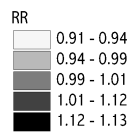
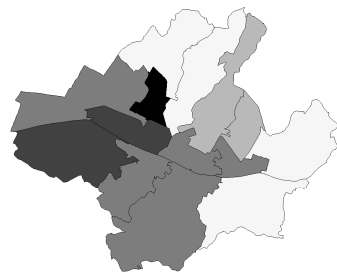
Quartieri	<i>Femmine</i>					
	App. circ.		Tumori		T. mamm.	
	Oss.	RR	Oss.	RR	Oss.	RR
Duomo	425	1.09	206	0.97	34	0.98
Gavinana	338	1.00	196	0.94	36	1.01
Santo Spirito	339	1.04	176	0.94	28	0.94
Legnaia	404	1.04	252	1.02	39	0.95
Mantignano	194	1.10	138	1.05	19	0.88
Novoli	288	0.94	205	1.00	41	1.08
Ponte di mezzo	200	1.04	135	1.13	19	1.01
San Jacopino	249	0.92	157	1.02	19	0.90
Le Panche	155	0.91	117	1.08	17	1.00
Poggetto	411	0.95	263	1.06	53	1.21
San Gallo	286	0.98	164	1.03	23	0.97
Oberdan	429	1.00	225	0.95	40	1.01
Campo di Marte	267	0.98	147	0.96	25	0.99
Coverciano	254	1.01	144	0.93	22	0.91
Clustering (e.s.)	0.11 (0.05)		0.11 (0.05)		0.18 (0.05)	

**Tabella 1.4 - Firenze 1991-95. Decessi e Rapporti standardizzati di mortalità (SMR) per quartiere-
eta' > 15 – Soggetti che non sono in condizione di svantaggio**

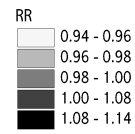
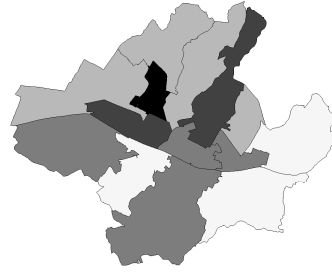
Quartieri	Popolazione meno svantaggiata			
	Maschi		Femmine	
	Oss.	SMR	Oss.	SMR
Duomo	575	1.05	641	1.04
Gavinana	575	0.92	497	0.97
Santo Spirito	490	0.98	483	0.99
Legnaia	720	1.00	628	1.06
Mantignano	410	1.14	260	1.06
Novoli	610	1.04	457	0.94
Ponte di mezzo	341	1.14	327	1.17
San Jacopino	468	1.10	451	1.00
Le Panche	289	0.93	252	1.01
Poggetto	663	0.91	754	1.01
San Gallo	455	1.01	449	0.95
Oberdan	689	1.01	693	0.97
Campo di Marte	425	0.95	448	0.96
Coverciano	456	0.98	385	0.96

Tabella 1.5 - Composizione dei quartieri di Firenze al Censimento 1991

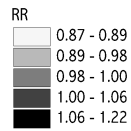
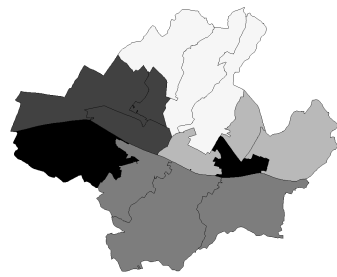
Quartieri	conviv	sud	Educ	disocc	operaio	borgh	2 serv	<25m ²
Duomo	40.70	13.05	27.75	3.65	9.80	10.55	28.65	12.15
Gavinana	52.25	6.30	37.60	2.40	9.10	6.20	26.20	11.10
Santo Spirito	47.15	7.25	34.80	2.95	9.50	8.05	29.60	13.60
Legnaia	51.95	8.75	39.00	2.70	9.70	4.90	19.70	11.00
Mantignano	50.25	14.35	42.05	4.15	13.90	3.25	25.95	12.85
Novoli	51.40	12.95	39.00	3.35	11.70	4.50	22.35	10.95
Ponte di mezzo	49.20	11.20	39.85	3.10	10.10	5.10	16.75	15.55
San Jacopino	49.15	10.50	30.20	2.60	7.40	7.45	20.80	8.45
Le Panche	52.80	9.10	40.10	2.30	9.00	4.85	19.90	12.50
Poggetto	50.10	8.85	28.45	1.85	6.40	8.70	26.05	7.60
San Gallo	48.50	8.25	28.35	2.25	7.20	9.60	33.00	9.85
Oberdan	49.35	8.00	29.20	2.05	6.60	9.00	32.10	7.95
Campo di Marte	49.60	7.60	27.80	2.15	5.70	8.55	32.10	6.65
Coverciano	52.15	7.05	35.05	2.45	8.00	6.80	29.00	10.00



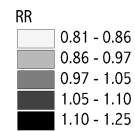
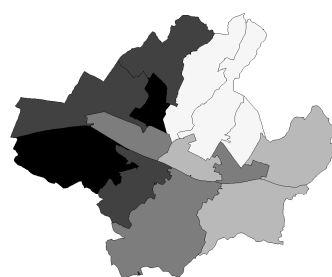
(a)



(b)

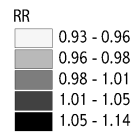
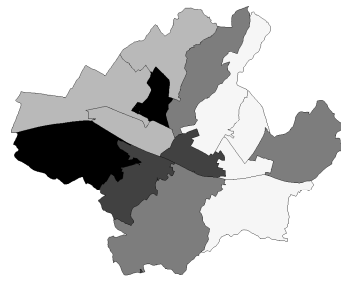


(c)

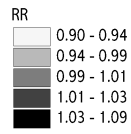
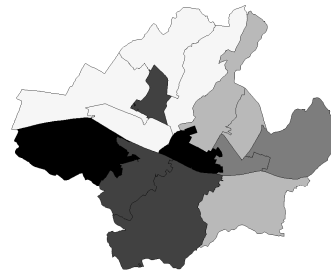


(d)

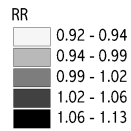
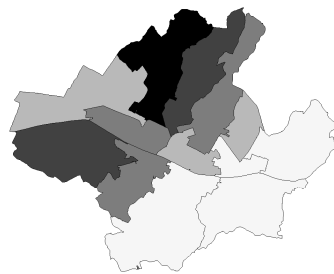
Figura 1.3a - Firenze 1991-95. Rischio relativo bayesiano per la popolazione maschile: mortalità generale (a), malattie app. circolatorio (b), tumori maligni (c) e tumore del polmone (d)



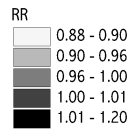
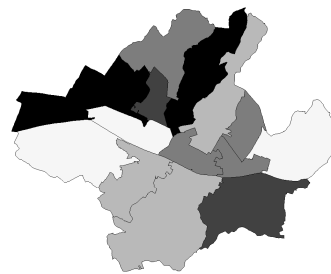
(a)



(b)



(c)



(d)

Figura 1.3b - Firenze 1991-95. Rischio relativo bayesiano per la popolazione femminile: mortalità generale (a), malattie app. circolatorio (b), tumori maligni (c) e tumore della mammella (d)

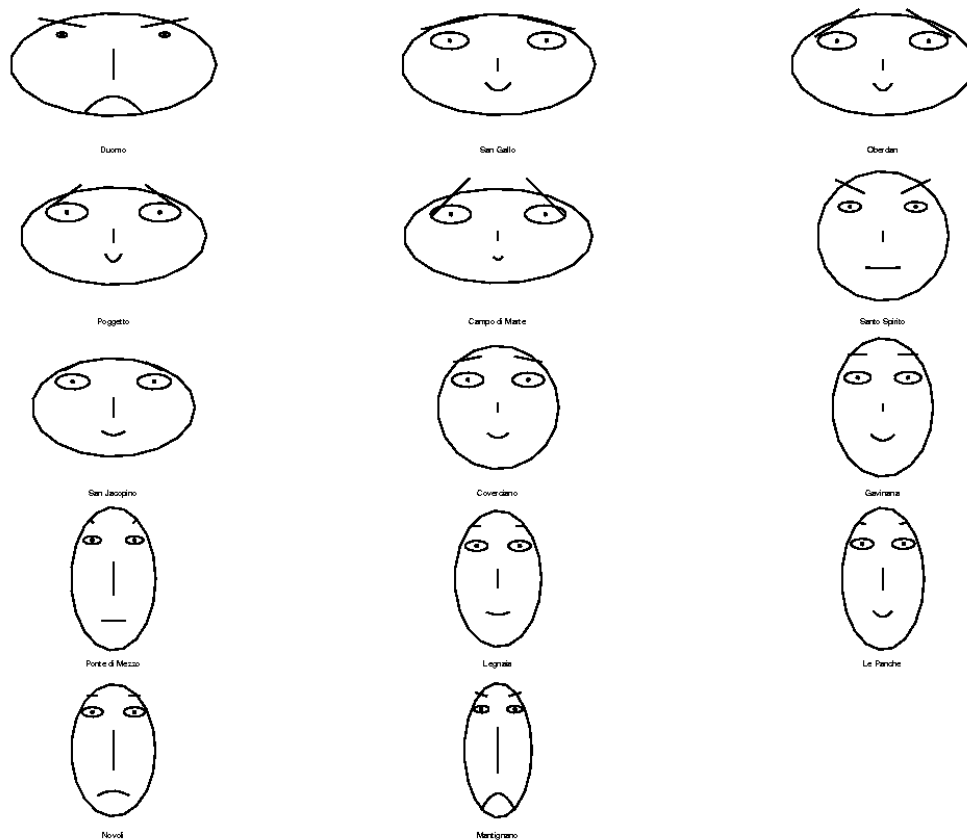


Figura 1.4 - Diagrammi a faccia di Chernoff relativi ai quartieri di Firenze. Censimento 1991.

Comune di Livorno

Per il Comune di Livorno abbiamo usato le circoscrizioni al 1981. Nelle tabelle 1.6 e 1.7 sono riportati i dati di mortalità ed in figura 1.6 le relative cartografie (in figura 1.2b sono identificate le circoscrizioni di Livorno). Infine nella tabella 1.8 i valori dei rapporti standardizzati di mortalità generale per i soggetti in condizioni meno svantaggiate. Abbiamo riportato anche la mortalità per tumore pleurico nel sesso maschile dato che la ASL 6 Livorno ha registrato un tasso di mortalità per questa causa pari a 3.87 per centomila (95% IC 2.8-4.9; tasso standardizzato diretto sulla popolazione europea) nel periodo 1987-97, contro il valore regionale di 1.54. La struttura sociale delle circoscrizioni è riportata nella tabella 1.9 e le facce di Chernoff nella figura 1.5. Una circoscrizione emerge a maggior rischio per la mortalità generale ed una mostra valori inferiori alla media, anche tenendo conto delle variabili relative alla deprivazione a livello individuale. L'analisi per i soli soggetti non svantaggiati conferma la situazione emersa con l'analisi complessiva. Abbiamo il 7% circa (10%) di eccesso di rischio nel sesso maschile (femminile) per la circoscrizione più svantaggiata rispetto ad una diminuzione del 7% (10% per il sesso femminile) nelle circoscrizioni più avvantaggiate. Tali variazioni sono di un ordine di grandezza simile a quello registrato a Firenze: infatti il termine di *clustering* risulta pari a 0.14 (statisticamente significativo, dato che è più di 1.96 volte il suo errore standard) contro il valore di 0.10 ottenuto per il Comune di Firenze, sempre per la mortalità generale. Questi valori corrispondono a range interquantili di rischio relativo di 1.09-0.91 e 1.07-0.94, rispettivamente. La precisione con cui i rischi e la loro variazione sono stimati è tuttavia minore per Livorno, data la minor numerosità dei decessi osservati. L'area a nord nord-ovest della città appare come quella maggiormente svantaggiata in termini di salute, contro la zona litoranea e tutta la parte a sud. La circoscrizione corrispondente al

centro cittadino mostra i rischi relativi più alti per entrambi i sessi e per pressoché tutte le cause esaminate (m. app. circolatorio e tumori maligni). La circoscrizione a nord dell'Ardenza, lungo il litorale, si presenta specularmente protetta per tutte le cause esaminate tranne che per il tumore della mammella femminile (RR=1.12), presente anche nella circoscrizione del porto (RR=1.32). Il tumore pleurico si concentra nella zona del porto (RR=1.96) ed in quella industriale retrostante (RR=1.32). La composizione sociale della popolazione delle circoscrizioni mostra differenze assai rilevanti: per la circoscrizione con mortalità più alta abbiamo il 63.8% di abitanti con la sola licenza elementare contro il 34.15% in quella più avvantaggiata. Passiamo dal 10.64% al 4.67% di operai e, al contrario, dal 3.73% al 29.73% di soggetti con abitazione dotata di due o più servizi. La disoccupazione è contenuta (solo la circoscrizione più a rischio ha valori intorno al 2%), i nati al Sud si concentrano soprattutto nella zona del porto che mostra però una discreta percentuale di soggetti classificabili come appartenenti alla borghesia.

Tabella 1.6.a - Livorno 1987-95. Decessi per quartiere. Maschi. Eta' > 15 – Tutte le cause – Rapporti standardizzati di mortalità (SMR), Rischi Relativi (RR) bayesiani ed intervalli di credibilità al 95% (IC), Rischi Relativi bayesiani aggiustati per indice di deprivazione (RR-D1)

Circoscr.	Maschi				
	Oss.	SMR	RR	IC 95%	RR-D1
Circ. 1	904	1.06	1.06	0.99 - 1.12	1.04
Circ. 2	1085	1.07	1.07	1.01 - 1.13	1.04
Circ. 3	456	0.95	0.96	0.87 - 1.04	0.97
Circ. 4	814	1.00	1.00	0.93 - 1.07	0.99
Circ. 5	983	0.97	0.97	0.91 - 1.04	0.98
Circ. 6	638	1.02	1.01	0.93 - 1.09	1.01
Circ. 7	511	1.01	1.01	0.93 - 1.09	1.00
Circ. 8	891	0.92	0.93	0.87 - 0.99	0.95
Circ. 9	731	0.96	0.96	0.90 - 1.03	0.97
Circ. 10	448	1.03	1.02	0.94 - 1.12	1.03
Clustering (e.s.)	0.14 (0.07)				

Tabella 1.6b - Livorno 1987-95. Decessi per quartiere. Femmine. Eta' > 15 – Tutte le cause – Rapporti standardizzati di mortalità (SMR), Rischi Relativi (RR) bayesiani ed intervalli di credibilità al 95% (IC), Rischi Relativi bayesiani aggiustati per indice di deprivazione (RR-D1)

Circoscr.	Femmine				
	Oss.	SMR	RR	IC 95%	RR-D1
Circ. 1	766	1.04	1.03	0.96 - 1.10	1.02
Circ. 2	1100	1.11	1.10	1.04 - 1.17	1.07
Circ. 3	458	0.97	0.98	0.90 - 1.07	0.98
Circ. 4	761	1.03	1.03	0.97 - 1.11	1.03
Circ. 5	1038	0.98	0.98	0.92 - 1.04	0.99
Circ. 6	646	1.06	1.06	0.98 - 1.14	1.06
Circ. 7	389	0.98	0.98	0.89 - 1.07	0.97
Circ. 8	840	0.91	0.92	0.85 - 0.97	0.94
Circ. 9	630	0.96	0.97	0.89 - 1.04	0.97
Circ. 10	369	0.89	0.90	0.81 - 0.99	0.89
Clustering (e.s.)	0.14 (0.07)				

Tabella 1.7a - Livorno 1987-95. Decessi per quartiere. Maschi. Eta' > 15 – Rischi Relativi (RR) bayesiani in grassetto i RR corrispondenti ed intervalli di credibilità al 95% che escludono il valore 1

Circoscr.	Maschi							
	App. circ.		Tumori		T. polmonare		T. pleura	
	Oss.	RR	Oss.	RR	Oss.	RR	Oss.	RR
Circ. 1	353	1.09	292	1.02	85	1.01	9	1.32
Circ. 2	394	1.02	355	1.05	114	1.14	4	0.81
Circ. 3	169	0.94	150	0.95	37	0.85	10	1.96
Circ. 4	320	1.01	277	1.03	81	1.04	6	1.01
Circ. 5	375	0.97	307	0.93	85	0.90	7	0.95
Circ. 6	262	1.06	197	0.97	54	0.92	1	0.66
Circ. 7	191	1.01	191	1.10	56	1.07	3	0.91
Circ. 8	350	0.95	300	0.94	84	0.92	5	0.80
Circ. 9	261	0.94	268	1.03	90	1.13	7	1.10
Circ. 10	169	1.00	138	0.98	34	0.88	1	0.68
Clustering (e.s.)	0.15 (0.08)		0.16 (0.09)		0.21 (0.13)		0.79 (0.71)	

Tabella 1.7b - Livorno 1987-95. Decessi per quartiere. Femmine. Eta' > 15 – Rischi Relativi (RR) bayesiani in grassetto i RR corrispondenti ed intervalli di credibilità al 95% che escludono il valore 1

Circoscrizioni	Femmine					
	App. circ.		Tumori		T. mamm.	
	Oss.	RR	Oss.	RR	Oss.	RR
Circ. 1	368	1.06	198	1.02	40	1.03
Circ. 2	531	1.11	254	1.03	49	1.02
Circ. 3	205	0.95	127	1.04	36	1.32
Circ. 4	365	1.04	204	1.09	40	1.08
Circ. 5	490	0.96	272	1.05	52	1.03
Circ. 6	322	1.09	134	0.91	25	0.92
Circ. 7	165	0.93	103	0.95	16	0.82
Circ. 8	390	0.90	227	0.98	55	1.12
Circ. 9	299	1.00	159	0.91	27	0.76
Circ. 10	173	0.87	95	0.94	15	0.78
Clustering (e.s.)	0.16 (0.09)		0.16 (0.09)		0.28 (0.18)	

Tabella 1.8 - Livorno 1987-95. Decessi e Rapporti standardizzati di mortalità (SMR) per quartiere-eta' > 15 – Soggetti che non sono in condizione di svantaggio

Circoscrizioni	Popolazione meno svantaggiata			
	maschi		femmine	
	Oss.	SMR	Oss.	SMR
Circ. 1	607	1.07	367	0.98
Circ. 2	650	1.07	535	1.13
Circ. 3	371	0.98	316	1.00
Circ. 4	612	1.01	445	1.00
Circ. 5	746	0.94	717	1.02
Circ. 6	458	1.01	394	1.06
Circ. 7	368	1.02	200	0.97
Circ. 8	783	0.95	651	0.93
Circ. 9	562	0.97	435	1.01
Circ. 10	326	1.06	210	0.85

Tabella 1.9 - Composizione delle circoscrizioni di Livorno al Censimento 1981 (vedi testo)

Circoscrizioni	conviv	sud	educ	disocc	operaio	borg h	2 serv	<25m ²
Circ. 1	55.16	7.41	58.87	1.65	8.84	1.70	5.93	22.61
Circ. 2	52.61	7.59	63.68	2.00	10.64	1.13	3.73	30.05
Circ. 3	51.69	12.39	49.02	1.32	8.21	4.36	11.28	11.69
Circ. 4	54.63	7.44	54.67	1.39	7.50	2.21	5.74	20.01
Circ. 5	52.36	8.81	45.04	1.51	6.65	5.27	22.73	9.43
Circ. 6	52.40	9.30	52.47	1.68	7.73	3.82	13.31	14.28
Circ. 7	54.13	7.98	60.36	1.88	9.14	1.50	8.67	17.24
Circ. 8	54.04	8.66	34.15	0.97	4.67	7.95	29.73	5.98
Circ. 9	53.05	6.77	47.67	1.84	8.10	3.83	20.99	11.49
Circ. 10	54.31	5.30	47.18	1.24	5.87	5.53	25.54	13.95

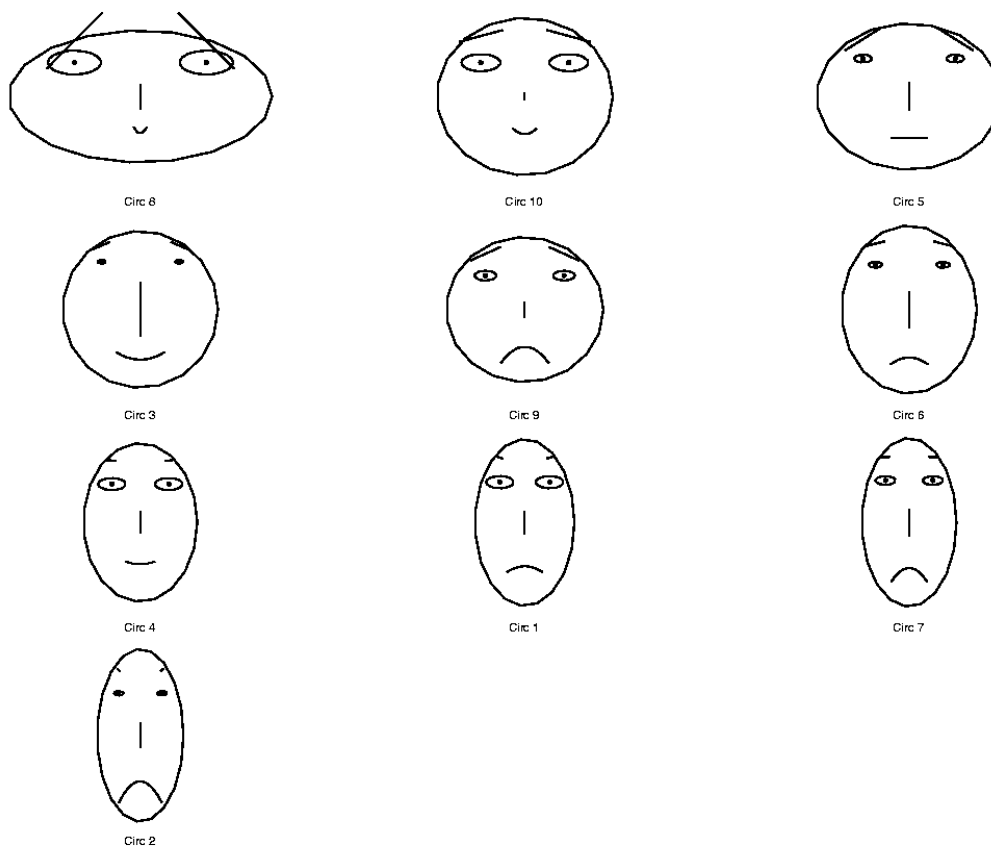


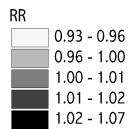
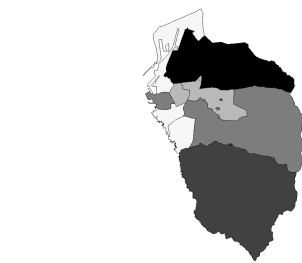
Figura 1.5 - Diagrammi a faccia di Chernoff per le circoscrizioni di Livorno. Censimento 1981

Tabella 1.10a - Distribuzione popolazione emigrata per quartieri di Firenze 1991-95

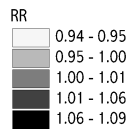
Firenze (totale maschi e femmine)			
Quartieri	Emigrati	% emigrati	totale
Duomo	2792	8.41	33202
Gavinana	2144	6.72	31891
Santo Spirito	1820	6.26	29062
Legnaia	2270	5.70	39837
Mantignano	1928	6.52	29551
Novoli	2851	6.97	40882
Ponte di mezzo	1033	6.01	17199
San Jacopino	1491	6.92	21556
Le Panche	1248	7.08	17621
Poggetto	2091	6.19	33790
San Gallo	1352	6.28	21541
Oberdan	2035	6.25	32556
Campo di Marte	1306	6.32	20665
Coverciano	1386	5.53	25058
non noto	24	2.56	938
Totale	25771	6.52	395349

Tabella 1.10b - Distribuzione popolazione emigrata per circoscrizioni di Livorno 1981-95

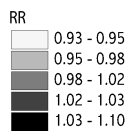
Livorno (media maschi e femmine)			
Circoscrizioni	emigrati	% emigrati	totale
Circ.1	794.5	8.34	9525.5
Circ.2	1076	8.92	12063.5
Circ.3	731.5	12.15	6020.5
Circ.4	734	8.86	8285.5
Circ.5	1317.5	10.92	12065
Circ.6	715.5	10.07	7103.5
Circ.7	562	9.09	6184.5
Circ.8	1311	12.04	10884.5
Circ.9	975.5	9.89	9867
Circ.10	465.5	9.86	4721.5
non noto	1	6.90	14.5
Totale	8684	10.01	86735.5



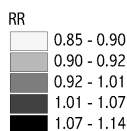
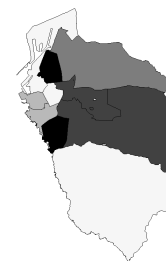
(a)



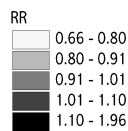
(b)



(c)



(d)



(e)

Figura 1.6a - Livorno 1987-95. Rischio relativo bayesiano, maschi. Mortalità generale (a), malatt. app. circolatorio (b), tumori maligni (c), tumore del polmone (d) e tumore pleura (e)

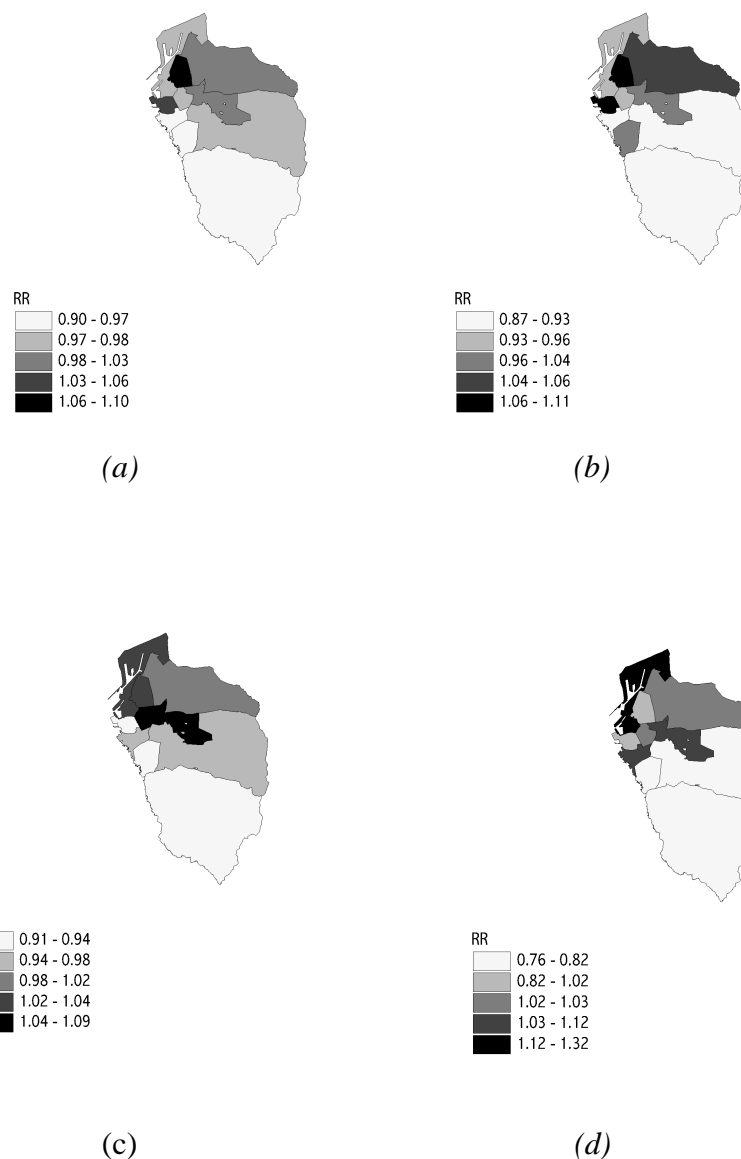


Figura 1.6b - Livorno 1987-95. Rischio relativo bayesiano, femmine. Mortalità generale (a), malattie app. circolatorio (b), tumori maligni (c) e tumore della mammella (d)

1.5.3. Discussione

Le differenze riportate possono essere spurie e frutto delle distorsioni tipiche degli studi ecologici. Tuttavia siamo partiti da uno studio di coorte su base individuale ed i confronti tra zone sono condotti internamente alla coorte. Eventuali distorsioni dovute alla selezione dei soggetti (denominatori dei tassi di mortalità) sono quindi da escludere. Errori nel numeratore sono analogamente da escludere visto che non vi sono state rilevanti perdite legate al mancato accoppiamento nelle procedure di *record linkage*. I persi al *follow-up* cioè i soggetti che sono emigrati successivamente al censimento e per i quali non è stato condotto il *follow-up* di mortalità ma sono usciti semplicemente dalla coorte hanno contribuito al volume complessivo degli anni-

persona solo per il periodo di presenza nel Comune di residenza al censimento. L'analisi resta valida se la loro distribuzione non differisce tra le varie zone cittadine (si veda la tabella 1.10). In Firenze è il quartiere del centro storico propriamente detto che mostra, specialmente nel sesso maschile, un maggior tasso di migratorietà. Per Livorno il più lungo *follow-up* rende ragione dei tassi più alti. Due circoscrizioni hanno valori superiori, il porto e la zona più ricca sul litorale. Non possiamo perciò essere sicuri che i nostri risultati, in relazione al livello di mortalità di questi quartieri, non siano stati distorti da questa selezione spontanea che ha portato all'emigrazione di un 9-12% degli abitanti arruolati nelle due coorti. Tuttavia l'entità di questa distorsione è presumibilmente modesta (ricordiamo che negli studi clinici sono sospette percentuali di persi al *follow-up* dell'ordine del 20% o più).

Le informazioni relative alla residenza (via e numero civico) sono quelle ottenute al momento del censimento. Eventuali variazioni all'interno del Comune, come pure un domicilio diverso dalla residenza, non possono essere considerate e potrebbero contribuire a produrre risultati spuri nell'analisi per quartiere o circoscrizione. Questo può essere rilevante per apprezzare il risultato sul centro storico di Firenze dove è presumibile che vivano un numero non piccolo di soggetti come domiciliati non residenti.

La presenza di una eterogeneità dei rischi di mortalità tra zone cittadine potrebbe essere dovuta alla fluttuazione naturale delle morti, legata alla piccola numerosità della popolazione indagata. Questa variabilità casuale è stata però controllata e filtrata usando un modello, quello Bayesiano, che tende ad essere molto specifico, limitando cioè il numero di falsi positivi. In quasi tutte le cause riportate vi è una significativa eterogeneità tra zone, evidenziata da un valore elevato del termine di *clustering*. L'indicazione quindi che proviene dai nostri risultati è che siamo in presenza nelle nostre città di rilevanti disuguaglianze di mortalità, evidenti a livello di zone abitative diverse. Questa concentrazione è indicativa di un livello di bisogno sanitario che non è omogeneamente distribuito nel territorio e che deve essere tenuto in conto nel programmare il numero e l'ubicazione dei servizi, le politiche intese a favorirne la fruizione e l'accessibilità, le iniziative di educazione sanitaria e di protezione sociale.

Tali differenze possono essere attribuite alla diversa composizione della popolazione nelle diverse zone. In altre parole sono le caratteristiche individuali (esposizioni lavorative, stili di vita) che determinano lo stato di salute, e le variabili di tipo socio-economico sono dei determinanti che incidono a monte della rete di causazione ed in forme ancora oggetto di studio ma sempre e comunque relative a componenti individuali. Dal punto di vista eziologico e di Medicina preventiva perciò questo tipo di analisi ha un valore limitato. Suggerisce ipotesi di ricerca, descrive un fenomeno e può aiutare a localizzare o circoscrivere dei gruppi di popolazione a rischio. In questa linea può essere più utile la rappresentazione della prevalenza dei fattori rischio nella popolazione, ad esempio dell'abitudine al fumo di tabacco.

Una certa parte delle differenze osservate potrebbero però avere una origine ambientale. In due sensi distinti: da un lato essere frutto di una esposizione legata a fenomeni di inquinamento dell'ambiente (si veda la mappa del rischio di tumore pleurico a Livorno), dall'altro può essere legata ad effetti di contesto. Vivere in un quartiere degradato può comportare una serie di svantaggi che si pagano anche in termini di salute, sebbene individualmente non sia in condizioni di svantaggio. Nella nostra analisi abbiamo cercato di evidenziare questo aspetto calcolando il rischio relativo per ciascuna zona limitatamente ai soli soggetti in assenza di condizioni di svantaggio socio-economico. Ebbene possiamo concludere per la presenza di un residuo effetto di contesto. Le conseguenze in termini di politica di tutela della salute sono ovvie e non richiedono ulteriori commenti.

Da un punto di vista teorico la 'deprivazione materiale' come definita dagli autori anglosassoni ed usata in questa analisi è legata alla dimensione del reddito, della disponibilità di beni di consumo e dell'istruzione. Di queste tre dimensioni, nel caso della salute, l'istruzione è di gran lunga il fattore più importante, in altre parole basterebbe correggere per livello di istruzione per eliminare il differenziale a livello individuale. Abbiamo standardizzato anche per indice di deprivazione,

tenendo conto della tipologia familiare, istruzione, e limitatamente all'età giovanile (<44 anni), adulta (45-64) ed anziana (65+). Il differenziale tra le zone è rimasto poco influenzato, a riprova di quanto affermato al punto precedente, e nel lavoro qui riportato abbiamo mostrato solo i risultati usando un semplice indice di deprivazione materiale e solo nella tabella sulla mortalità generale.

La composizione della famiglia ha un forte effetto sulla salute. Le analisi che tengono conto di questo fattore non modificano in modo importante le conclusioni relative ad un effetto contestuale, ma evidenziano che alcune zone hanno una particolare composizione sociale che può risultare in rischi di mortalità anche elevati. Ad esempio a Firenze la zona del centro storico si caratterizza ad alto rischio per il sesso femminile e questo è 'spiegato' dalla dimensione della composizione del nucleo familiare (famiglie mononucleari). Infatti abbiamo un SMR=1.54 per la mortalità generale nel sesso femminile per i soggetti in condizioni di svantaggio del quartiere Duomo, che diviene non diverso da 1.00 aggiustando per tipologia familiare (dati non riportati in tabella).

Le analisi età-specifiche sono particolarmente importanti ma difficili da interpretare, e sono state omesse dalla presentazione dei risultati. Infatti in questo studio si hanno coorti chiuse in cui tutti i soggetti sono arruolati allo stesso tempo e che quindi invecchiano progressivamente. La assenza di un arruolamento dinamico rende particolarmente difficile l'analisi età-specifica, mescolandosi effetti coorte ed effetti periodo di calendario. Tuttavia appare suggestiva la differente distribuzione del rischio relativo nelle analisi età-specifiche per il Comune di Firenze, con una delle due zone a rischio che si rivela tale per gli adulti (Mantignano) e la seconda per gli anziani (Ponte di mezzo).

1.6. La popolazione di Firenze e Livorno ai censimenti del 1981 e 1991

Livorno e Firenze sono due grandi città toscane, diverse per ambiente naturale, storia ed economia, e proprio per questo sono risultate di grande interesse ai fini esplorativi della nostra ricerca. I censimenti ISTAT, svoltisi nel 1981 e nel 1991, sia su popolazione ed abitazioni che sulle attività economiche, aiutano a dimensionare quantitativamente alcuni fenomeni di carattere socio-economico, già oggetto di altre pubblicazioni e quindi qui semplicemente tratteggiati per fornire un inquadramento ai risultati della ricerca.

Si osserva innanzitutto un decremento della popolazione residente, comune del resto a molte altre città non solo toscane, molto più marcato a Firenze (-10%) che a Livorno (-4,7%), con diverse condizioni abitative, basti pensare infatti che la prima presenta al 1991 una densità di 3938 ab/km² mentre Livorno si ferma a 1599, ovvero meno della metà.

Accanto al decremento, va sottolineato il progressivo invecchiamento della popolazione, dovuto in parte alla sopravvivenza fino a più tarda età della popolazione adulta ma soprattutto ad una riduzione del numero dei soggetti appartenenti alle classi giovanili. Questo è dimostrato dal vertiginoso aumento dal 1981 al 1991 degli indici di vecchiaia¹ della popolazione sia a Livorno che a Firenze, dove passano rispettivamente da 82,9 a 159,4 e da 121,0 a 221,5, degli indici di ricambio² generazionale, che passano rispettivamente da 75,5 a 88,8 e da 80,0 a 121,0, mentre diminuiscono rispettivamente del 6,1% e del 3,2% quelli di dipendenza³.

L'aumento della popolazione anziana (65 anni ed oltre) è invece contenuto sul 3,5% circa in entrambe le città. Il rapporto numerico tra i sessi risulta stazionario sia a Firenze che Livorno, mentre la prima si caratterizza per la presenza all'interno della propria popolazione di un maggior numero di stranieri residenti (18,1%o abitanti), fatto questo che contribuisce a creare un ventaglio più ampio di situazioni esistenziali e di storie di vita, anche in termini di salute.

Rimane invece sostanzialmente stabile la ripartizione della popolazione tra celibi, coniugati, divorziati e vedovi, sia a Firenze che a Livorno, variando nell'ordine del punto percentuale, anche

¹ Indice di vecchiaia = rapporto percentuale tra la popolazione di 65 anni ed oltre e quella di 0-14 anni.

² Indice di ricambio = rapporto percentuale tra la popolazione della classe 60-64 anni e della classe 15-19 anni.

³ Indice di dipendenza = rapporto percentuale tra la somma della popolazione delle classi 0-14 anni e 65 ed oltre e la popolazione in età da 15 a 64 anni.

se crescono in valore assoluto i divorziati (+130% circa tra 1981 e 1991, sia a Firenze che a Livorno) ed a Livorno i separati legalmente (+27,5%) che invece calano a Firenze.

Cresce sostanzialmente in entrambi i comuni il livello generale di istruzione, a ritmi anche sostenuti, se si tiene conto del minore peso delle classi giovanili sul totale della popolazione. I laureati crescono infatti in entrambe le città di oltre il 20%, mentre i diplomati addirittura raggiungono il +44,4% a Livorno ed il 37,8% a Firenze. Calano invece in misura altrettanto consistente gli alfabetizzati (cioè le persone che sanno leggere e scrivere ma non hanno alcun titolo di studio) e gli analfabeti, di oltre il 40% ed il 30% rispettivamente.

Note meno felici purtroppo fa registrare il settore lavorativo, dove, a fronte di un generale aumento del tasso di attività anche tra i soggetti di sesso femminile ed i giovani, si deve registrare un aumento della disoccupazione, che a Livorno tocca dei valori preoccupanti: si passa infatti dal 12,3% nel 1981 al 18,4% nel 1991, ed il quadro peggiora se si considerano le donne ed i giovani. Per le prime infatti si ha una percentuale nel 1991 del 26,7%, mentre per i giovani si arriva addirittura al 40,4%. A Firenze la situazione presenta contorni più "normali", sfiorando nel 1991 il 24% per i giovani ed il 13% per le donne, con un tasso generale del 10,1%.

Si modifica anche la struttura del lavoro in termini di posizione professionale, e questa volta in modo difforme tra i due comuni, non solo nelle cifre ma anche nella tipologia. A Firenze cresce del 3% la quota di imprenditori, liberi professionisti e lavoratori in proprio, che invece a Livorno cresce di un solo punto percentuale. Altra differenza si osserva tra i lavoratori dipendenti, che diminuiscono in entrambi i comuni, ma con percentuali di gran lunga superiori a Livorno. Si conferma invece in entrambe le città la tendenza ad una riduzione dell'occupazione nel settore industriale e ad un aumento dei settori terziari, mentre l'agricoltura rimane stabile, pur contando pochi soggetti (solo l'1% circa della popolazione occupata in entrambi i comuni).

Per finire questa succinta presentazione, diamo uno sguardo al panorama abitativo. Questo si presenta sostanzialmente stabile tra i due censimenti in termini di "spazio vitale" a disposizione dei singoli. Ogni abitazione risulta mediamente fornita di oltre quattro stanze, sia a Firenze che a Livorno, mentre ogni persona ha mediamente un po' di più di una stanza a testa.

Cresce, come nel resto d'Italia, la percentuale delle case di proprietà rispetto a quelle in affitto: le prime aumentano del 14,6% a Livorno e del 13,3% a Firenze, mentre le seconde calano del 14,2% in entrambi i comuni. Come conseguenza dei problemi nel mercato delle locazioni, aumentano le case sfitte, che arrivano all'8-9%. Pur tra i problemi propri del settore edilizio, aumenta il numero di abitazioni, in misura più marcata a Livorno che a Firenze (+8,16% e + 5,2 % rispettivamente).

Queste semplici note vogliono mettere il lettore in condizioni di apprezzare meglio quanto descritto in Appendice A. I dati usati provengono dalla pubblicazione del Servizio Statistica della Regione Toscana sul 13° censimento generale della popolazione e delle abitazioni (20 ottobre 1991) e in misura minore dai fascicoli provinciali dell'ISTAT sul censimento 1981.

2. Deprivazione e mortalità in Toscana

La misura delle differenze sociali nella salute può essere affidata a indicatori su base individuale, come quelli utilizzati nello SLTo, o su base aggregata, come gli indici di deprivazione, costruiti a partire da classificazioni sociali su base geografica. Questi indicatori mostrano di saper cogliere anche una componente "ambientale" delle differenze sociali, indipendente dalla componente attribuibile a caratteristiche individuali (titolo di studio, classe sociale), a condizione che l'area geografica sia sufficientemente ristretta (Sloggett, 1994).

Gli indici di deprivazione sono stati utilizzati inizialmente in Inghilterra per spiegare i differenziali di mortalità tra l'Inghilterra, il Galles e la Scozia (Townsend, 1988; Cairstairs, 1989; Eames, 1993; McCarron, 1994; Phillimore, 1994; McLoone, 1994). L'indice di Townsend, ad esempio, (Townsend, 1988; Eames, 1993) è costruito utilizzando la proporzione di familiari che hanno accesso alla autovettura; la percentuale di disoccupati; la percentuale di proprietari dell'abitazione;

e il grado di sovraffollamento. L'indice della Cairstairs (Cairstairs, 1989) invece sintetizza 4 variabili censuarie (sovraffollamento; disoccupazione negli uomini; classe sociale; possesso di una automobile).

Gli indici di deprivazione sono stati successivamente utilizzati anche in altri paesi occidentali (Mackenbach, 1991; Benach, 1998; Benach, 2000; Cadum, 1999; Michelozzi, 1999; Lorant, 2000; Turrell, 2001).

2.1. Materiali e metodi

2.1.1. Costruzione degli indici di deprivazione

Sono stati costruiti due diversi tipi di indici di deprivazione su base comunale a partire da variabili registrate nei censimenti ISTAT 1961, 1971, 1981 e 1991 (C61; C71; C81; C91) (Cadum, 1999).

L'indice di deprivazione materiale (IDM), calcolato rispettivamente per i 4 censimenti ISTAT, è stato costruito utilizzando le seguenti variabili censuarie calcolate su base comunale:

1. proporzione di popolazione istruita con licenza elementare sul totale della popolazione, presente in tutti i censimenti;
2. proporzione di popolazione in cerca di prima occupazione > 14 anni sul totale di popolazione attiva (C61; C71); proporzione di popolazione disoccupata e in cerca di prima occupazione sul totale della popolazione attiva (C81; C91). Nei C61 e C71 non è prevista la categoria dei disoccupati;
3. proporzione di abitazioni occupate senza latrina all'interno dell'abitazione sul totale delle abitazioni occupate (C61); proporzione di abitazioni senza gabinetto all'interno dell'abitazione sul totale delle abitazioni (C71); proporzione di abitazioni occupate senza gabinetto all'interno dell'abitazione sul totale delle abitazioni occupate (C81 e C91);
4. proporzione di abitazioni in affitto sul totale delle abitazioni occupate, presente in tutti i censimenti.

L'indice di deprivazione sociale (IDS) è stato calcolato utilizzando le variabili presenti nell'IDM, più una ulteriore variabile, la proporzione di famiglie monogenitoriali con figli, rilevata solo nei censimenti 1981 e 1991; quindi l'IDS è stato costruito solo per questi due censimenti.

Su queste variabili si sono costruiti gli indici, calcolando per ogni osservazione di ogni variabile la deviazione standardizzata, ottenuta sottraendo la media regionale della variabile dal valore della singola osservazione e dividendo il risultato per la deviazione standard regionale della variabile; gli z score sono stati sommati tra loro per le 4 (IDM) o le 5 (IDS) variabili selezionate. La distribuzione dei punteggi risultanti è stata suddivisa in 5 ranghi per quintili di popolazione residente al corrispettivo censimento, in modo da lasciare un uguale numero di popolazione per ogni categoria.

Nel 1961 Poggio a Caiano (PO), Semproniano (GR) e Chiesina Uzzanese (PT) erano frazioni rispettivamente dei comuni di Carmignano (PO), Roccalbegna (GR), Uzzano (PT). Successivamente, prima del censimento 1971, sono diventati comuni. Per rendere omogenea la rappresentazione cartografica degli IDM nei 4 censimenti, nella mappa dell'IDM del Censimento 1961, è stato attribuito a Poggio a Caiano, Semproniano e Chiesa Uzzanese il rango dei rispettivi comuni a cui appartenevano in quel periodo.

2.1.2. Correlazione tra mortalità e deprivazione

Sono stati utilizzati i dati relativi ai deceduti per sesso e classi di età (0-64; 65+ anni) nel periodo 1987-1999 in Toscana, forniti dal Registro Mortalità Regionale (RMR). Per stimare gli eccessi di

mortalità generale per comune, non è stato utilizzato il Rapporto Standardizzato di Mortalità (SMR), ovvero il rapporto tra deceduti “osservati” e deceduti attesi, calcolati in base ai tassi di mortalità regionale: infatti i comuni scarsamente popolati hanno un numero atteso di eventi molto basso ed eventuali variazioni di anche una sola unità nel numero dei decessi osservati possono produrre SMR estremamente diversi. Quindi, per stimare gli eccessi di mortalità, è stato impiegato il rischio relativo secondo il modello gerarchico bayesiano proposto da Besag, York e Mollié, che permette di controllare l'instabilità degli SMR per aree poco popolate, modellando l'eterogeneità dei rischi con termini sia strutturati spazialmente che non (Besag, 1991).

2.1.3. Stratificazione della mortalità per gli indici di deprivazione

Per valutare la capacità predittiva dell'indice di deprivazione materiale sugli indicatori di salute, è stata effettuata una stratificazione per IDM della mortalità generale e per alcune cause del periodo 1987-1999 in Toscana (tutti i tumori (ICD IX Rev. 140-239); malattie ischemiche del cuore (ICD IX Rev. 410-414); tumore del polmone (ICD IX Rev. 162) nei maschi; tumore dello stomaco (ICD IX Rev. 151) nei maschi e nelle femmine; tumore della mammella (ICD IX Rev. 174) nelle femmine). I dati per comune, sesso e fasce di età dei deceduti residenti in Toscana sono stati estratti dal Registro Mortalità Regionale (RMR). Per ognuno dei 287 comuni toscani censiti al 1991 sono stati calcolati per entrambi i sessi e per due fasce di età (0-64 anni e 65 anni e più), i decessi attesi per tutte le cause e per le cause selezionate, utilizzando come riferimento i tassi di mortalità della popolazione toscana. Nella stratificazione della mortalità per IDM sono stati esclusi dal calcolo i comuni con più di 80.000 abitanti; la disaggregazione comunale dell'IDM lo rende infatti poco significativo per i comuni di grandi dimensioni, per i quali sarebbe necessaria la disaggregazione per quartiere.

Per ognuna delle 5 classi in cui è stato suddiviso il punteggio dell'IDM, è stato calcolato il rapporto standardizzato di mortalità (SMR) per la mortalità generale e per le cause selezionate, sommando i decessi osservati e i decessi attesi dei comuni facenti parte di ciascuna classe. Gli intervalli di confidenza al 95% degli SMR sono stati calcolati secondo il metodo di Byar (Breslow, 1987).

2.2. Risultati

2.2.1. Indici di deprivazione materiale e sociale

In tabella 2.1 sono riportate alcune caratteristiche delle distribuzioni di IDM e IDS. La distribuzione dell'IDM 1961 è pressochè simmetrica e decisamente leptocurtica (i valori sono molto concentrati nelle classi centrali, e quindi la curva risulta molto appuntita), mentre per gli altri 3 IDM si nota una simile curtosi, e una lieve asimmetria positiva, con coda più lunga a destra, parte della distribuzione dove si trovano i comuni più poveri. Le distribuzioni di IDS 1981 e IDS 1991 sono anch'esse lievemente asimmetriche con coda a destra e decisamente leptocurtiche.

L'IDS 1991, calcolato per tutta l'Italia (Cadum, 1999), presenta una distribuzione asimmetrica con coda molto più lunga a destra rispetto all'IDS 1991 toscano; il range dell'IDS 1991 italiano è infatti -5,42 ; 34,40: evidentemente i comuni toscani si collocano ad un livello poco deprivato rispetto agli altri comuni italiani.

Tabella 2.1: Descrittiva dell'IDM e dell'IDS

	IDM 1961	IDM 1971	IDM 1981	IDM 1991	IDS 1981	IDS 1991
range	-9,17 ; 6,30	-3,84 ; 13,14	-4,53 ; 7,46	-4,08 ; 9,74	-5,98 ; 10,68	-5,24 ; 9,93

5° percentile	-3,22	-2,58	-2,93	-3,01	-3,9	-3,52
25° percentile	-1,31	-1,38	-1,46	-1,54	-1,94	-1,82
mediana	-0,06	-0,30	-0,28	-0,21	-0,32	-0,34
75° percentile	1,21	1,24	1,18	1,06	1,59	1,17
95° percentile	3,44	3,27	4,06	4,15	5,36	5,08
media	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
dev. standard	2,17	1,93	2,18	2,20	2,75	2,65

Le rappresentazioni cartografiche delle figure 2.2 e 2.3 mostrano rispettivamente gli IDM calcolati per i 4 censimenti, e gli IDS costruiti sulle variabili dei censimenti 1981 e 1991.

Nella mappa toscana relativa all'IDM 1961, si notano aree appartenenti alle classi "molto deprivato" e "deprivato", nei comuni dell'area che comprende le città di Pisa, Livorno e Lucca; nei comuni della Versilia, della Lunigiana e della Garfagnana; in alcuni comuni appenninici del pistoiese e della provincia di Firenze; nell'area intorno a Piombino e nell'isola d'Elba. Nella mappa dell'IDM 1971 si aggiunge alle suddette, anche l'area fiorentina, il Mugello, alcuni comuni dell'entroterra pisano della Valdera e l'area intorno alle Colline Metallifere. Nelle mappe degli IDM 1981 e 1991 si nota una maggiore concentrazione di deprivazione soprattutto nelle aree della Lunigiana, della Versilia e della Garfagnana (province di Massa Carrara e Lucca), dove quasi tutti i comuni sono nella classe dei molto deprivati, nelle città di Pisa e Livorno, nell'area di Piombino, nell'isola d'Elba, e in alcuni comuni appenninici nella provincia di Firenze.

Le mappe dell'IDS 1981 e 1991 presentano una concentrazione maggiore delle aree deprivate e molto deprivate rispetto all'IDM 1981 e IDM 1991, nelle province di Massa Carrara e Lucca, nelle città di Pisa e Livorno, nei comuni appenninici della provincia di Firenze.

2.2.2. Correlazione tra mortalità e deprivazione

Nelle figure 2.1a-d sono presentati i rischi relativi (RR) bayesiani per sesso e classi di età (0-64; 65+ anni). Si nota nei più giovani di entrambi i sessi eccessi di mortalità nelle zone nord-occidentali della Toscana (città di Pisa, Livorno e provincia di Massa Carrara e Lucca), e nell'area costiera intorno a Piombino e Grosseto. La concentrazione nord-occidentale della mortalità è meno evidente se si considerano i soggetti più anziani.

La distribuzione degli eccessi di mortalità, soprattutto nei soggetti più giovani, ricalca approssimativamente quella presente nelle mappe degli indici di deprivazione materiale, in particolar modo dei censimenti 1981 e 1991, e degli indici di deprivazione sociale.

2.2.3. Stratificazione della mortalità per indice di deprivazione materiale

Nelle tabelle E.1-E.5 sono presentati i risultati della stratificazione della mortalità nelle 5 categorie degli IDM 1961, 1971, 1981, 1991.

Per quanto riguarda la mortalità generale, si nota nei maschi più giovani (0-64 anni) un gradiente del valore degli SMR all'aumentare del grado di deprivazione (un po' incerto nelle classi centrali per IDM 1961, 1971 e 1981), passando mediamente da valori di 95 a valori di 110-120. Tra le donne di 0-64 anni e gli uomini anziani la classe a maggior livello di deprivazione presenta eccessi di mortalità significativi, e il gradiente di mortalità è molto irregolare. Nelle donne anziane non è evidenziabile alcun tipo di trend.

Questi andamenti della mortalità generale per deprivazione sono in linea con i profili di mortalità ISTAT 1990-1992 del Centro Italia per IDS 1991 italiano (Cadum, 1999), che risultano più irregolari rispetto a quelli registrati nel Nord e nel Sud Italia, con differenze molto contenute per le

categorie meno deprivate, tranne che per i maschi più giovani (0-64 anni). La differenza maggiore con i dati qui presentati si osserva nelle donne anziane, per le quali si registra per il Centro Italia un gradiente di mortalità per deprivazione (Cadum, 1999).

Nei maschi la mortalità tumorale per indice di deprivazione è analoga alla mortalità generale, in alcuni casi con gradiente maggiormente pronunciato. Nelle donne anziane, analogamente alla mortalità generale, non si registra alcun trend, e non si rileva alcun eccesso significativo di mortalità; anche le donne più giovani non presentano alcun gradiente per la mortalità tumorale.

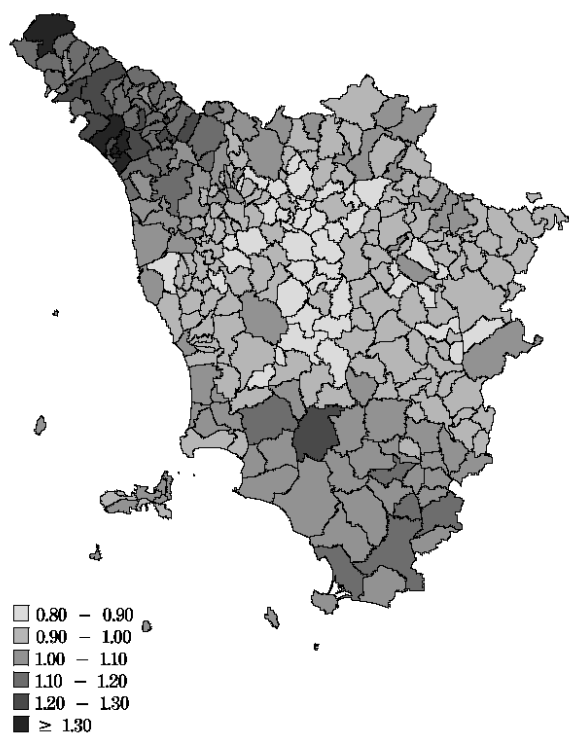
Per la cardiopatia ischemica si osserva nei maschi e femmine anziani (65+ anni) un aumento della mortalità all'aumentare del livello di povertà soprattutto per gli IDM 1981 e 1991, mentre nei soggetti più giovani non si osserva alcun andamento, né variazioni significative di mortalità dalla media regionale.

Il tumore del polmone nei maschi presenta un forte gradiente per deprivazione in entrambe le fasce di età: per tutti gli IDM le due classi più ricche presentano una protezione significativa, mentre la classe maggiormente deprivata presenta eccessi significativi di mortalità.

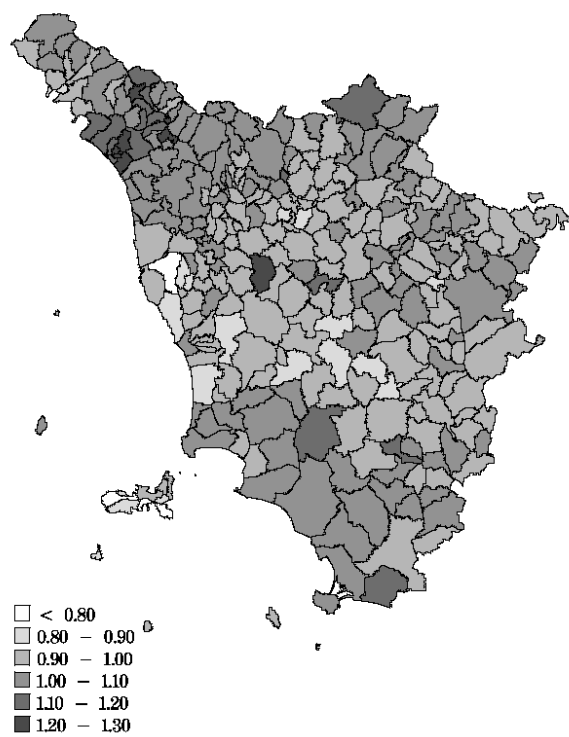
Il tumore dello stomaco presenta nei maschi e femmine anziani un pronunciato gradiente inverso (eccesso di mortalità nelle aree più ricche), mentre nei soggetti più giovani non si rileva alcun andamento particolare, anche se gli eccessi di mortalità si registrano comunque solo nelle classi più ricche. Questo effetto di gradiente inverso dipende presumibilmente dal fatto che le aree a elevata incidenza del tumore dello stomaco (area fiorentina e aretina) risultano aree ricche, con un basso punteggio all'indice di deprivazione.

Il tumore della mammella nelle femmine non presenta particolari andamenti né eccessi significativi; si registrano solo alcune diminuzioni significative di mortalità nelle classi meno deprivate, soprattutto nelle donne più anziane. Le aree urbane con più di 80.000 abitanti sono state escluse in questa analisi, al fine di evitare distorsioni dovute alla scarsa capacità predittiva degli indici di deprivazione per grandi comuni. In questo modo sono state escluse le aree maggiormente a rischio per il tumore della mammella.

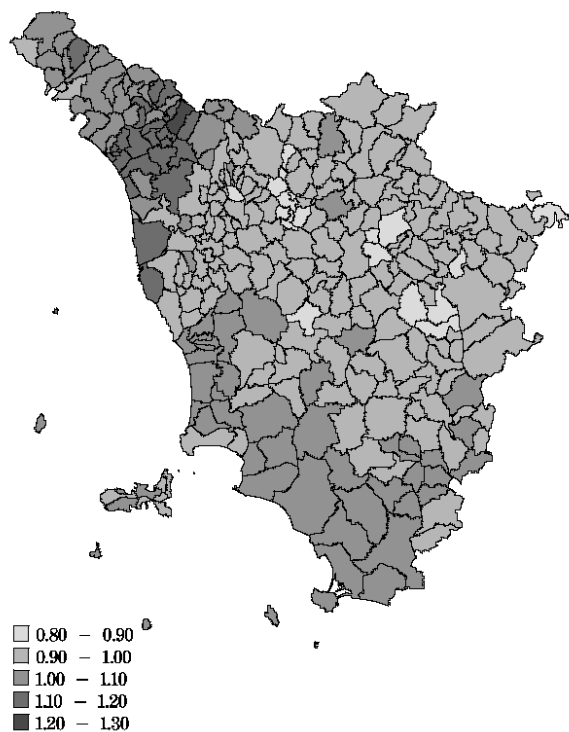
Oltre lo studio di Cadum che analizza la mortalità generale 1990-1992 in Italia per IDM 1991 (Cadum, 1999), è stato condotto uno studio di mortalità 1990-1995 nella città di Roma secondo un indice socio-economico per sezione di censimento (Michelozzi, 1999). Anche in questo studio la mortalità generale negli uomini presenta un gradiente socio-economico pronunciato, soprattutto nella classe di età 15-44 anni, mentre per le donne il gradiente, seppur presente, è di minor entità. A differenze dei risultati qui presentati, nello studio romano la mortalità per tumore dello stomaco risulta correlata al grado di deprivazione sia nei maschi che nelle femmine, e il tumore della mammella nelle femmine mostra un gradiente inverso.



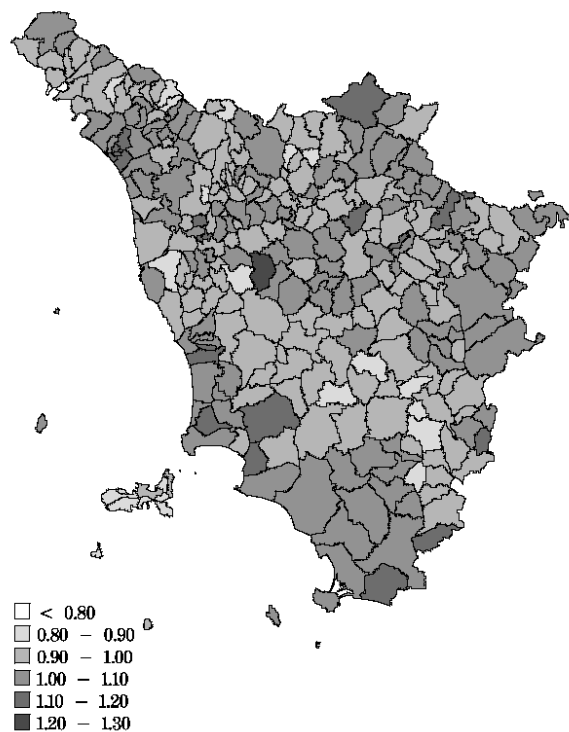
Maschi 0-64



Maschi oltre 65 anni

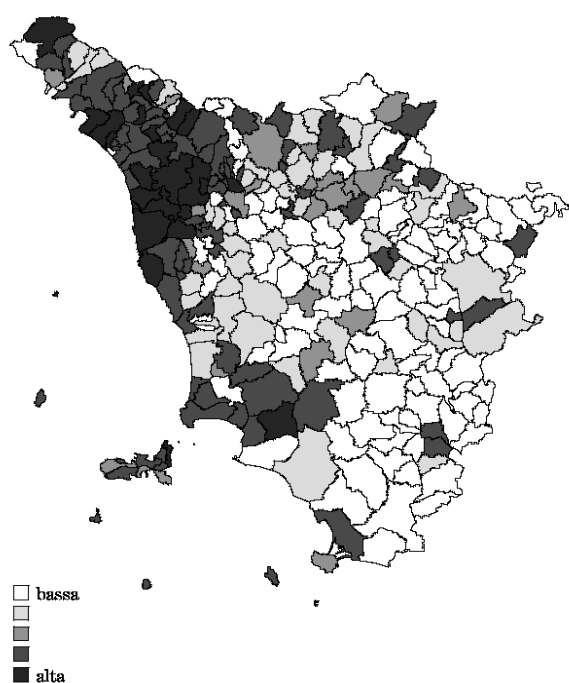


Femmine 0-64

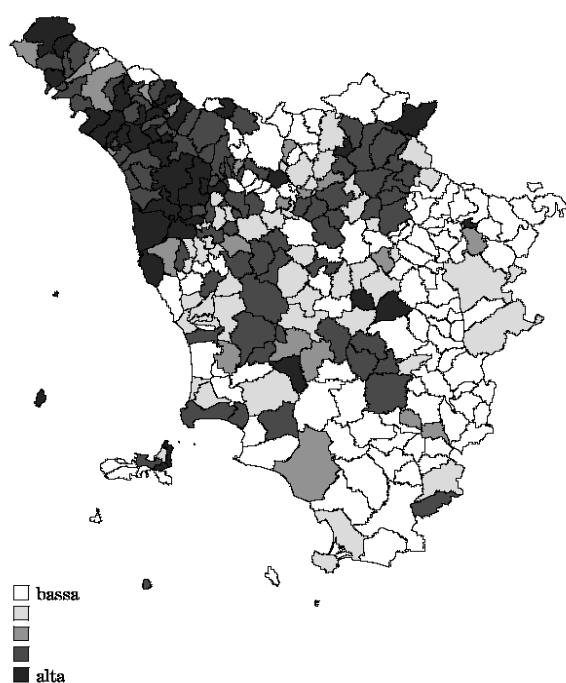


Femmine oltre 65 anni

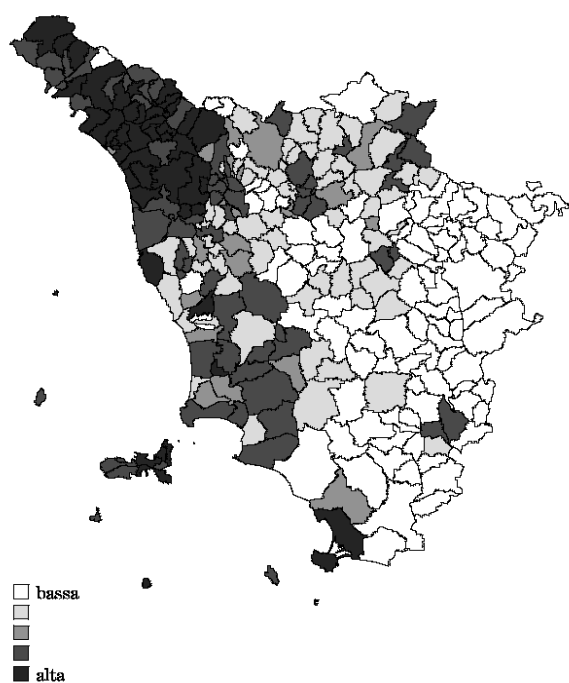
Figura 2.1 – Mortalità per tutte le cause 1987-99



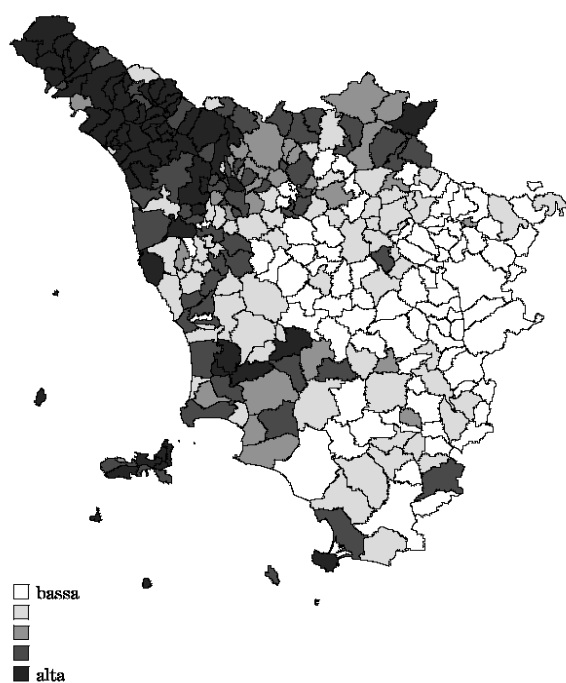
1961



1971



1981



1991

Figura 2.2 – Deprivazione materiale

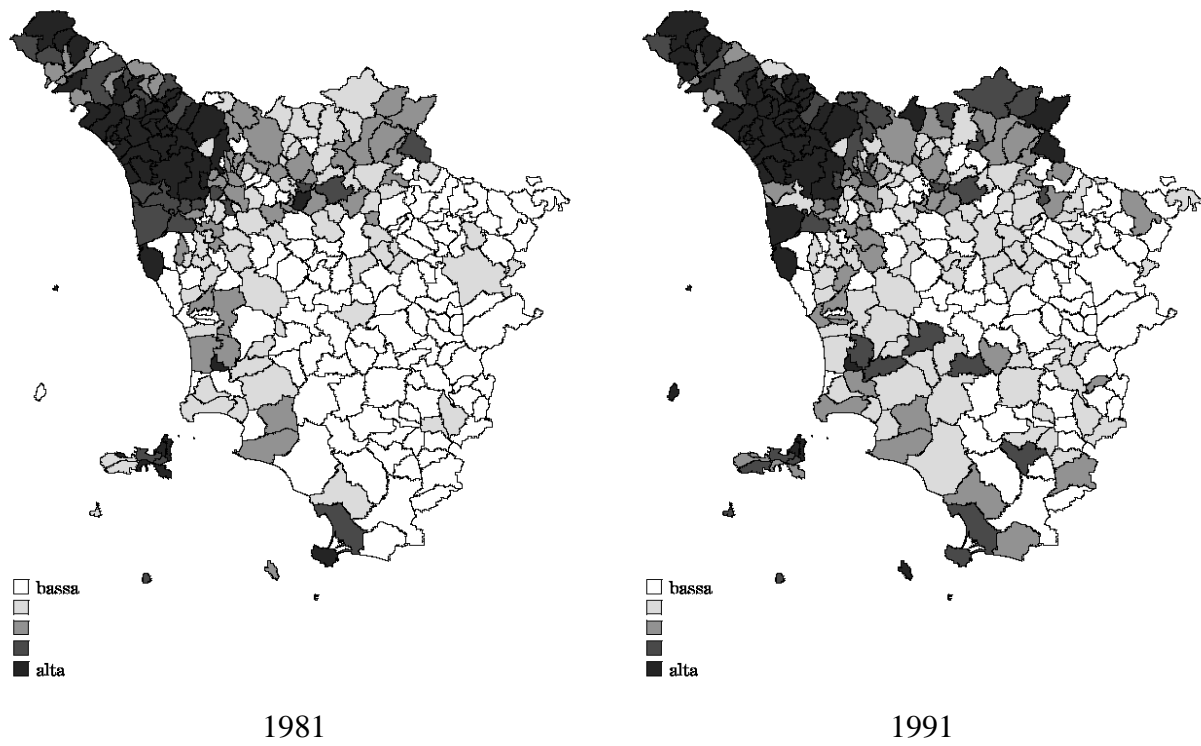


Figura 2.3 – Deprivazione socio-economica

APPENDICE A

TABELLA A.1 - Indicatori demografici e socio-economici nei comuni di Livorno e Firenze.

Confronto tra i censimenti 1981-1991

INDICATORI	LIVORNO		FIRENZE	
	1981	1991	1981	1991
I. Demografici *				
Densità (n. persone residenti per km2)	1677	1599	4378	3938
Incremento % popolazione residente	-	-4,7	-	-10
Rapporto mascolinità	91,5	91,7	87,1	87,3
Vecchiaia	82,9	159,4	121,0	221,5
Dipendenza	51,8	45,7	50,0	46,8
Ricambio	75,5	88,8	80,1	121,0
% popolazione 65 anni e più	15,5	19,3	18,3	22,0
% donne 65 anni e più	60,7	60,0	62,7	62,0
% popolazione 75 anni e più	5,7	8,1	7,3	10,2
% donne 75 anni e più	67,1	65,1	67,9	66,7
Stranieri residenti per 1000 ab.	-	5,7	-	18,1
Stranieri presenti per 1000 ab.	-	5,0	-	46,4
I. Istruzione e lavoro				
Tasso non conseguimento scuola dell'obbligo (15-42 anni)	-	10,8	-	7,2
Tasso di attività	37,9	41,1	42,1	44,5
Tasso di attività femminile	23,3	29,4	30,8	34,6
Tasso di attività giovanile	54,4	56,2	55,6	55,6
Tasso di disoccupazione	12,3	18,4	8,4	10,1
Tasso di disoccupazione femminile	21,1	26,7	11,9	13,1
Tasso di disoccupazione giovanile	31,9	40,4	23,4	23,8
% imprenditori e liberi professionisti	4,5	7,5	7,0	10,9
agricoltura	7,7	9,1	13,8	15,0
industria	1,0	4,9	2,7	7,4
altre attività	5,7	8,3	8,7	12,0
I. Abitazione				
N. abitazioni	59.267	64.102	165.373	174.035
N. medio di stanze per abitazione	4,2	4,3	4,4	4,4
N. medio di occupanti per stanza	0,7	0,7	0,6	0,6
% abitazioni di proprietà	44,7	59,3	46,8	60,1
% abitazioni in affitto	50,6	36,2	48,6	34,4
% abitazioni non occupate	5,9	8,0	5,1	8,8
Incremento percentuale abitazioni 1981-1991	-	8,2	-	5,2

* Indice di vecchiaia = rapporto percentuale tra la popolazione di 65 anni ed oltre e quella di 0-14 anni.

* Indice di ricambio = rapporto percentuale tra la popolazione della classe 60-64 anni e della classe 15-19 anni.

* Indice di dipendenza = rapporto percentuale tra la somma della popolazione delle classi 0-14 anni e 65 ed oltre e la popolazione in età da 15 a 64 anni.

TABELLA A.2 - Popolazione residente per classi di età e sesso nei comuni di Livorno e Firenze. Confronto tra i censimenti 1981-1991

CLASSI DI ETA'	POPOLAZIONE RESIDENTE					
	Maschi		Femmine		Totale	
	1981	1991	1981	1991	1981	1991
LIVORNO						
0-13	15.401	9.356	14.681	9.112	30.082	18.468
14-17	5.281	4.334	5.347	4.210	10.628	8.544
18-59	48.015	48.676	50.013	48.932	98.028	97.608
60-64	4.615	4.850	5.215	5.773	9.830	10.623
65 e più	10.670	12.908	16.503	19.361	27.173	32.269
Totale	83.982	80.124	91.759	87.388	175.741	167.512
FIRENZE						
0-13	31.734	18.864	30.033	17.696	61.767	36.560
14-17	12.731	8.228	12.256	7.938	24.987	16.166
18-59	122.563	114.559	132.330	119.488	254.893	234.047
60-64	11.105	12.669	13.750	15.202	24.855	27.871
65 e più	30.533	33.708	51.296	54.942	81.829	88.650
Totale	208.666	188.028	239.665	215.266	448.331	403.294

TABELLA A.3 - Popolazione residente per grado di istruzione e sesso nei comuni di Livorno e Firenze. Confronto tra i censimenti 1981-1991

GRADO DI ISTRUZIONE	POPOLAZIONE RESIDENTE					
	Maschi		Femmine		Totale	
	1981	1991	1981	1991	1981	1991
LIVORNO						
Laurea	3.842	4.440	2.407	3.205	6.249	7.645
Diploma Media Superiore	12.679	17.543	11.783	17.791	24.462	35.334
Licenza Media Inferiore	22.466	26.703	18.760	22.752	41.226	49.455
Licenza Elementare	29.051	21.831	36.339	29.577	65.390	51.408
Alfabeti	10.336	5.445	16.179	9.777	26.515	15.222
Analfabeti	512	412	1.238	799	1.750	1.211
Totale	78.886	76.374	86.706	83.901	165.592	160.275
FIRENZE						
Laurea	16.158	19.083	10.814	15.050	26.972	34.133
Diploma Media Superiore	35.947	46.967	36.216	52.464	72.163	49.431
Licenza Media Inferiore	54.969	55.836	52.931	50.751	107.900	106.587
Licenza Elementare	69.458	47.610	94.755	70.264	164.213	117.874
Alfabeti	20.368	10.073	32.354	17.708	52.722	27.781
Analfabeti	1.309	898	14.661	1.818	4.296	2.716
Totale	198.209	180.467	256.392	208.055	428.266	388.522

TABELLA A.4 - Popolazione residente per posizione professionale nei comuni di Livorno e Firenze. Confronto tra i censimenti 1981-1991

POSIZIONE PROFESSIONALE	POPOLAZIONE RESIDENTE			
	LIVORNO		FIRENZE	
	1981	1991	1981	1991
Imprenditori e liberi profess.	2.731	4.568	12.449	18.648
Lavoratori in proprio	7.173	10.333	24.302	28.856
Coadiuvanti	2.031	1.735	4.664	2.952
Dirigenti ed impiegati	21.830	20.893	74.477	68.918
Altri lavoratori dipendenti	26.782	23.445	61.310	51.809
Totale	60.547	60.974	177.202	171.183

TABELLA A.5 - Popolazione residente per attività economica e sesso nei comuni di Livorno e Firenze. Confronto tra i censimenti 1981-1991. Valori assoluti e percentuali

ATTIVITA' ECONOMICA	POPOLAZIONE RESIDENTE								
	Maschi		Femmine		Totale		Totale (%)		Totale
	1981	1991	1981	1991	1981	1991	1981	1991	1991 / 1981(%)

LIVORNO

Agricoltura	559	607	199	229	758	836	1,3	1,4	110,3
Industria	14.277	12.185	1.834	2.111	16.111	14.296	26,6	23,4	88,7
Altre Attività	27.826	27.070	15.852	18.772	43.678	45.842	72,1	75,2	105,0
Totale	42.662	39.862	17.885	21.112	60.547	60.974	100,0	100,0	100,7

FIRENZE

Agricoltura	1.585	1.050	568	501	2.153	1.551	1,2	0,9	72,0
Industria	36.248	29.523	16.073	12.343	52.321	41.866	29,5	24,5	80,0
Altre Attività	71.904	70.628	50.824	57.138	122.728	127.766	69,3	74,6	104,1
Totale	109.737	101.201	67.465	69.982	177.202	171.183	100,0	100,0	96,6

TABELLA A.6 - Popolazione residente per stato civile e sesso nei comuni di Livorno e Firenze. Confronto tra i censimenti 1981-1991. Valori assoluti e percentuali

STATO CIVILE	POPOLAZIONE RESIDENTE								
	Maschi		Femmine		Totale		Totale (%)		Totale
	1981	1991	1981	1991	1981	1991	1981	1991	1991 / 1981(%)

LIVORNO

Celibi/Nubili	34.435	32.749	31.866	28.620	66.301	61.369	37,7	36,6	92,6
Coniugati	46.170	43.390	46.388	43.952	92.558	87.342	52,7	52,1	94,4
Separati legalmente	824	1.013	1.023	1.341	1.847	2.354	1,1	1,4	127,4
Divorziati	244	602	482	1.044	726	1.646	0,4	1,0	226,7
Vedovi	2.309	2.370	12.000	12.431	14.309	14.801	8,1	8,8	103,4
Totale	83.982	80.124	91.759	87.388	175.741	167.512	95,3	4,7	95,3

FIRENZE

Celibi/Nubili	85.314	78.971	85.198	75.187	170.512	154.158	38,0	38,2	90,4
Coniugati	113.499	98.126	114.077	98.875	227.576	197.001	50,8	48,8	86,6
Separati legalmente	2.992	2.707	3.782	3.552	6.774	6.259	1,5	1,6	92,4
Divorziati	901	2.244	1.782	4.020	2.683	6.264	0,6	1,6	233,5
Vedovi	5.960	5.980	34.826	33.632	40.786	39.612	9,1	9,8	97,1
Totale	208.666	188.028	239.665	215.266	448.331	403.294	100,0	100,0	90,0

Fonte: I dati dell'appendice A sono stati tratti dalla pubblicazione del Servizio Statistica della Regione Toscana sui dati definitivi comunali del 13° censimento generale della popolazione e delle abitazioni (20 ottobre 1991) e in misura minore dai fascicoli provinciali dell'ISTAT sul censimento 1981.

Tabella A.7 – Distribuzione della coorte censuaria di Firenze per le variabili considerate

Istruzione

	MASCHI		FEMMINE	
	<i>Frequenze</i>	<i>Percentuale</i>	<i>Frequenze</i>	<i>Percentuali</i>
laurea	19083	10.15	15050	6.99
diploma	46967	24.98	52464	24.37
medie	55836	29.70	50751	23.58
elementari	47610	25.32	70264	32.64
senza titoli	18532	9.86	26737	12.42
Totale	188028	100.00	215266	100.00

Posizione nella professione

	MASCHI		FEMMINE	
	<i>Frequenze</i>	<i>Percentuale</i>	<i>Frequenze</i>	<i>Percentuali</i>
dirigente	4003	3.96	966	1.38
direttivo	7161	7.08	3321	4.75
impiegato	22616	22.35	30851	44.08
intermedia	1807	1.79	1327	1.90
operaio	22266	22.00	10678	15.26
altro dip	3669	3.63	4472	6.39
apprendista	2184	2.16	1550	2.21
lav domicili	140	0.14	625	0.89
gr militare	2784	2.75	307	0.44
imprenditore	5095	5.03	2023	2.89
lav proprio	20084	19.85	8772	12.53
lib profess	8372	8.27	3158	4.51
coadiuvanti	1020	1.01	1932	2.76
Totale	101201	100.00	69982	100.00

Classe sociale (Schizzerotto)

	MASCHI		FEMMINE	
	<i>Frequenze</i>	<i>Percentuale</i>	<i>Frequenze</i>	<i>Percentuali</i>
imprenditori	1714	0.91	558	0.26
dirigente	10486	5.58	2965	1.38
lib profess	8800	4.68	3199	1.49
CMI	24902	13.24	33793	15.70
PB con dip	5230	2.78	1791	0.83
PB senz dip	15559	8.27	9210	4.28
CO	33907	18.03	17894	8.31
da assegnare	1231	0.65	1051	0.49
n.a.c.	86199	45.84	144805	67.27
Totale	188028	100.00	215266	100.00

Fatica controllo

	MASCHI		FEMMINE	
	<i>Frequenze</i>	<i>Percentuale</i>	<i>Frequenze</i>	<i>Percentuali</i>
non fat/alto	16727	16.53	6290	8.99

non fat/med	34096	33.69	33465	47.82
non fat/bass	14380	14.21	14897	21.29
fatica/alto	2222	2.20	421	0.60
fatica/medio	19209	18.98	5212	7.45
fatica/basso	14567	14.39	9697	13.86
Totale	101201	100.00	69982	100.00

Zona di nascita

	MASCHI		FEMMINE	
	Frequenze	Percentuale	Frequenze	Percentuali
europa+usa	3153	1.68	6101	2.83
resto mondo	3379	1.80	3659	1.70
provincia	128400	68.29	138432	64.31
Toscana	17443	9.28	24864	11.55
nord	9019	4.80	14642	6.80
centro	6741	3.59	7620	3.54
sud+isole	19893	10.58	19948	9.27
Totale	188028	100.00	215266	100.00

Stato civile

	MASCHI		FEMMINE	
	Frequenze	Percentuale	Frequenze	Percentuali
celibe/nubile	78971	42.00	75187	34.93
coniugato	97357	51.78	97921	45.49
separato	3476	1.85	4506	2.09
divorziato	2244	1.19	4020	1.87
vedovo	5980	3.18	33632	15.62
Totale	188028	100.00	215266	100.00

Tipologia abitativa

	MASCHI		FEMMINE	
	Frequenze	Percentuale	Frequenze	Percentuali
gab.f.+no gal	575	0.31	623	0.29
affit picc	10558	5.62	11188	5.20
propr picc	8587	4.57	8832	4.10
aff mg+1bag	41631	22.14	49099	22.81
pro mg+1bag	66838	35.55	78550	36.49
aff pro mg+2	47177	25.09	52433	24.36
n.a.c	12662	6.73	14541	6.75
Totale	188028	100.00	215266	100.00

Tipologia familiare

	MASCHI		FEMMINE	
	Frequenze	Percentuale	Frequenze	Percentuali
fam sen nucl	21645	11.74	39735	18.84
coppia s fig	30197	16.37	30197	14.32

coppia c fig	100194	54.32	101521	48.14
fam estesa	22966	12.45	29265	13.88
fam multipla	9444	5.12	10185	4.83
Totale	184446	100.00	210903	100.00

Tabella A.8 - Distribuzione della coorte censuaria di Livorno per le variabili considerate

Istruzione

	MASCHI		FEMMINE	
	Frequenze	Percentuali	Frequenze	Percentuali
laurea	4439	5.54	3206	3.67
diploma	17543	21.90	17791	20.36
medie	26709	33.33	22746	26.03
elementari	21827	27.24	29581	33.85
senza titoli	9605	11.99	14065	16.09
Totale	80123	100.00	87389	100.00

Posizione professionale

	MASCHI		FEMMINE	
	<i>Frequenze</i>	<i>Percentuali</i>	<i>Frequenze</i>	<i>Percentuali</i>
dirigente	1076	2.70	204	0.97
direttivo	2272	5.70	826	3.91
impiegato	8205	20.58	8310	39.37
intermedia	793	1.99	391	1.85
operaio	11896	29.84	3110	14.73
altro dip	1413	3.54	1713	8.12
pprendista	830	2.08	580	2.75
lav domicili	74	0.19	100	0.47
gr militare	2413	6.05	132	0.63
imprenditore	1510	3.79	606	2.87
lav proprio	6747	16.92	3586	16.99
lib profess	1925	4.83	527	2.50
coadiuvante	711	1.78	1024	4.85
Totale	39865	100.00	21109	100.00

Schizzerotto

	MASCHI		FEMMINE	
	<i>Frequenze</i>	<i>Percentuali</i>	<i>Frequenze</i>	<i>Percentuali</i>
imprenditori	394	0.49	98	0.11
lib profess	2168	2.71	536	0.61
dirigente	3345	4.17	659	0.75
CMI	10276	12.83	10001	11.44
PB con dip	1603	2.00	553	0.63
PB senz dip	6498	8.11	4567	5.23
CO	22325	27.86	6372	7.29
da assegnare	536	0.67	393	0.45
n.a.c	32978	41.16	64210	73.48
Totale	80123	100.00	87389	100.00

Fatica-controllo

	MASCHI		FEMMINE	
	<i>Frequenze</i>	<i>Percentuali</i>	<i>Frequenze</i>	<i>Percentuali</i>
non fat/alto	4095	10.27	1270	6.02
non fat/med	13076	32.80	10933	51.79
non fat/bass	5165	12.96	4362	20.66

fatica/alto	642	1.61	68	0.32
fatica/medio	8489	21.29	1675	7.94
fatica/basso	8398	21.07	2801	13.27
Totale	39865	100.00	21109	100.00

Zona di nascita

	MASCHI		FEMMINE	
	<i>Frequenze</i>	<i>Percentuali</i>	<i>Frequenze</i>	<i>Percentuali</i>
europa+usa	728	0.91	1164	1.33
resto mondo	905	1.13	884	1.01
provincia	56322	70.29	59701	68.32
Toscana	8927	11.14	11950	13.67
nord	3325	4.15	4365	4.99
centro	2282	2.85	2173	2.49
sud+isole	7634	9.53	7152	8.18
Totale	80123	100.00	87389	100.00

Stato civile

	MASCHI		FEMMINE	
	<i>Frequenze</i>	<i>Percentuali</i>	<i>Frequenze</i>	<i>Percentuali</i>
celibe/nubil	32757	40.88	28612	32.74
coniugato	43118	53.81	43645	49.94
separato	1287	1.61	1646	1.88
divorziato	602	0.75	1044	1.19
vedovo	2359	2.94	12442	14.24
Totale	80123	100.00	87389	100.00

Tipologia Familiare

	MASCHI		FEMMINE	
	<i>Frequenze</i>	<i>Percentuali</i>	<i>Frequenze</i>	<i>Percentuali</i>
fam sen nucl	5476	6.96	10969	12.72
coppia s fig	11676	14.83	11670	13.53
coppia c fig	45325	57.58	44566	51.69
fam estesa	10860	13.80	13316	15.44
fam multipla	5381	6.84	5705	6.62
Totale	78718	100.00	86226	100.00

Tipologia abitativa

	MASCHI		FEMMINE	
	<i>Frequenze</i>	<i>Percentuali</i>	<i>Frequenze</i>	<i>Percentuali</i>
gab.f.+no ga	1182	1.48	1327	1.52
affit picc	7630	9.52	7811	8.94
propr picc	4598	5.74	4773	5.46
aff mg+1bag	17127	21.38	19690	22.53
pro mg+1bag	28160	35.15	31335	35.86
aff pro mg+2	17141	21.39	18385	21.04

n.a.c	4285	5.35	4068	4.66
Totale	80123	100.00	87389	100.00

APPENDICE B

La condizione socio-economica è stata descritta utilizzando variabili ricavate dal censimento 1991 (si veda l'Appendice A).

Istruzione

Il grado di istruzione di riferisce al più alto titolo di studio conseguito. Le modalità sono:

- laurea;
- diploma media superiore;
- diploma media inferiore;
- licenza elementare;
- senza titolo di studio (rientrano in questa modalità gli analfabeti e gli alfabetizzati).

Per il calcolo dei rischi relativi è stata scelta come categoria di riferimento il raggruppamento laurea o diploma media superiore.

Condizione professionale

Questa variabile rileva lo stato professionale del soggetto nella settimana precedente la data del censimento, e comprende sia la popolazione attiva che quella non attiva. Le sue modalità sono:

- occupati;
- disoccupati;
- in cerca di prima occupazione;
- casalinghe (per le femmine);
- studenti;
- militari;
- persone ritirate dal lavoro;
- altra condizione.

Per il calcolo dei rischi relativi è stata scelta come categoria di riferimento quella degli occupati, e sono stati raggruppati i "disoccupati" con coloro "in cerca di prima occupazione", i "militari" con gli "studenti" e con i soggetti appartenenti alla categoria "altra condizione" nella nuova classe "altro".

Posizione nella professione

Le categorie considerate sono:

- liberi professionisti: esercitano in conto proprio una professione o arte liberale;
- imprenditori: gestiscono in proprio un'impresa, nella quale impiegano l'opera manuale di dipendenti;
- lavoratori in proprio: gestiscono un'azienda, o un'attività commerciale, partecipandovi con il proprio lavoro manuale;
- coadiuvanti: collaborano con un familiare che svolge attività lavorativa per conto proprio, senza un rapporto di lavoro regolato da contratto;
- dirigenti: ricoprono un ruolo caratterizzato da un elevato grado di professionalità, autonomia e potere decisionale, ed esplicano la loro funzione al fine di realizzare gli obiettivi dell'impresa o dell'ente presso cui lavorano;
- direttivi: esercitano funzioni direttive e di coordinamento;
- impiegati: svolgono funzioni di concetto;
- intermedi: guidano e controllano gruppi di altri lavoratori;
- operai;
- altri lavoratori dipendenti;
- apprendisti;
- lavoratori a domicilio;
- graduati militari;

- non altrimenti classificati (n.a.c.).

Per il calcolo dei rischi relativi è stata scelta come categoria di riferimento quella degli impiegati.

Tipo di lavoro: classificazione fatica/controllo

Variabile per la classificazione delle attività lavorative a seconda della fatica richiesta al loro svolgimento, e dei margini di controllo di cui può disporre chi in esse opera. La considerazione congiunta di queste due dimensioni consente di identificare situazioni di lavoro sufficientemente diverse tra loro.

Sono considerate faticose le professioni inerenti l'agricoltura, la silvicoltura, l'allevamento del bestiame e la pesca, quelle inerenti l'estrazione e la lavorazione dei minerali, le costruzioni edili e l'installazione e l'esercizio di impianti di elettricità, gas, acqua. Nel settore dei servizi sono da considerarsi faticose le professioni di infermiere, atleta, allenatore, commerciante ambulante, macchinista, cuoco, cameriere, barista, spazzino. Il grado di controllo è stato definito in base alla classificazione per classe occupazionale di Esping-Andersen (Biggeri, 1998). I soggetti appartenenti alla piccola borghesia con dipendenti, gli imprenditori, i dirigenti e i liberi professionisti dispongono di un alto grado di controllo sul lavoro; un livello medio di controllo compete agli impiegati di concetto, alla piccola borghesia senza dipendenti, agli operai qualificati, ai semiprofessionisti e agli addetti a servizi qualificati. Il livello più basso di controllo si ha negli impiegati esecutivi, negli operai comuni e negli addetti a servizi non qualificati. Le categorie costruite sono:

- non fatica-alto controllo;
- non fatica-medio controllo;
- non fatica-basso controllo;
- fatica-alto controllo;
- fatica-medio controllo;
- fatica-basso controllo.

Per il calcolo dei rischi relativi è stata scelta come categoria di riferimento quella non fatica-alto controllo.

Classe sociale secondo Schizzerotto

L'attribuzione della classe sociale in base al modello di Schizzerotto (Schizzerotto, 1993; Cobalti e Schizzerotto, 1994), utilizzata nello studio longitudinale torinese (Costa, 1998), è stata condotta considerando le variabili censuarie: condizione professionale; posizione nella professione; titolo di studio; settore di attività dei soggetti occupati. Nel modello di Schizzerotto le risorse di potere determinano lo svolgimento delle attività lavorative e l'appartenenza ad una classe. Le risorse di potere considerate sono il possesso dei mezzi di produzione, il controllo organizzativo, il titolo di studio, e la forza lavoro. Il modello di Schizzerotto conduce all'individuazione di sette classi sociali:

Imprenditori: la risorsa di potere che fonda la posizione di questa classe è il possesso dei mezzi di produzione;

- Liberi professionisti: in questa classe la risorsa di potere è determinata dal possesso di credenziali educative (titolo di studio);
- Dirigenti: la risorsa di dominio che fonda la posizione di questa classe è il controllo organizzativo;
- Classe media impiegatizia: la risorsa di questa classe sta nel possesso di credenziali educative;
- Piccola borghesia con dipendenti: soggetti che hanno una piccola attività con dipendenti; le risorse di potere che fondano la posizione di questa classe sono costituite dal possesso dei mezzi di produzione, in misura minore rispetto agli imprenditori, e dalla forza lavoro;

- Piccola borghesia senza dipendenti: soggetti con piccola attività dove svolgono anche compiti esecutivi; le risorse di dominio sono il possesso dei mezzi di produzione e la forza lavoro;
- Classe operaia: lavoratori dipendenti a basso livello di qualificazione; la risorse di cui dispone questa classe è la forza lavoro.

Nell'analisi della mortalità per classe sociale secondo Schizzerotto le categorie imprenditori, liberi professionisti, e dirigenti sono state raggruppate nella modalità borghesia, scelta come categoria di riferimento per il calcolo dei rischi relativi.

Zona di nascita

Questa variabile è stata ricostruita in base alle informazioni censuarie relative al luogo di nascita. Le categorie utilizzate sono:

- provincia (di Livorno/Firenze);
- resto della Toscana;
- Nord Italia;
- Centro Italia;
- Sud Italia e isole;
- nati in Europa o USA;
- nati in altre nazioni.

Per il calcolo dei rischi relativi è stata scelta come categoria di riferimento la categoria dei nati nella provincia (di Livorno/Firenze).

Stato civile

La variabile stato civile è direttamente ricavata dalle informazioni censuarie, e prevede le seguenti modalità:

- coniugato;
- celibe;
- separato legalmente o di fatto;
- divorziato;
- vedovo.

Per il calcolo dei rischi relativi è stata scelta come categoria di riferimento la categoria dei coniugati.

Tipologia familiare

La tipologia familiare è stata analizzata a partire dalla classificazione ISTAT a 54 modalità del censimento 1991, sulla quale sono stati effettuati alcuni raggruppamenti. Le categorie sono le seguenti:

- Famiglia senza nuclei: include i soggetti che vivono da soli, e i soggetti che coabitano senza alcun vincolo di matrimonio;
- Coppia con figli;
- Coppia senza figli;
- famiglia estesa: famiglia composta da un nucleo di base e da uno o più soggetti che non compongono un nucleo a sé stante;
- Famiglia multipla: famiglia composta da più nuclei.

Per il calcolo dei rischi relativi è stata scelta come categoria di riferimento la classe coppia con figli.

Tipologia abitativa

Questa variabile è stata costruita a partire dalle seguenti variabili censuarie: numero di servizi igienici; metri quadrati pro capite; titolo di godimento dell'abitazione. Le categorie sono:

- appartamento senza servizi igienici;
- appartamento con meno di 26 metri quadri pro capite in affitto;
- appartamento con meno di 26 metri quadri pro capite di proprietà;
- appartamento con più di 25 metri quadri pro capite in affitto con un servizio igienico;
- appartamento con più di 25 metri quadri pro capite di proprietà con un servizio igienico;
- appartamento con più di 25 metri quadri pro capite con più di un servizio igienico;
- non altrimenti classificato (n.a.c.).

Per il calcolo dei rischi relativi è stata scelta come categoria di riferimento la categoria appartamento con più di 25 metri quadri pro capite con più di un servizio igienico.