

UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI PADOVA

DIPARTIMENTO DI SCIENZE STATISTICHE

Corso di Laurea Triennale in  
Statistica per l'Economia e l'Impresa



## Mortalità in Italia dal 2018 al 2020

Relatore:

**Prof.**

**Stefano MAZZUCO**

Laureanda:

**Eleonora BORDIN**

**Matr. 1171394**

ANNO ACCADEMICO 2021/2022



# Indice

<b>1</b>	<b>Analisi descrittiva</b>	<b>3</b>
1.1	Speranza di vita alla nascita . . . . .	3
1.2	Età modale alla morte . . . . .	7
1.3	Serie storiche mensile decessi . . . . .	9
1.3.1	Serie storiche ripartizione regionale . . . . .	10
<b>2</b>	<b>Modello di Gompertz: Italia</b>	<b>18</b>
2.1	Italia dal 2018 al 2020 . . . . .	19
2.2	Differenza tra generi . . . . .	21
2.3	Analisi effetto pandemico . . . . .	27
2.3.1	Confronto 2020 con il biennio 2018-2019 . . . . .	27
2.3.2	Confronto 2018-2020 . . . . .	29
2.3.3	Confronto 2019-2020 . . . . .	30
2.4	Analisi per zona geografica . . . . .	32
2.4.1	Nord Italia . . . . .	33
2.4.2	Centro Italia . . . . .	41
2.4.3	Mezzogiorno . . . . .	43
2.4.4	Differenza tra territori . . . . .	46
2.5	Età modale alla morte metodo di Gompertz . . . . .	50
<b>3</b>	<b>Stima modello di Gompertz: altri stati</b>	<b>54</b>
3.1	Germania studio effetto pandemico . . . . .	58
3.1.1	Germania: confronto tra generi . . . . .	60
3.1.2	Germania: confronto tra 2020 e anni precedenti . . . . .	62
3.2	Differenze Italia-Svezia . . . . .	64
3.2.1	Modello di Gompertz: Svezia . . . . .	64
3.2.2	Analisi effetto pandemico per genere tra Italia e Svezia . . . . .	66
<b>4</b>	<b>Conclusioni</b>	<b>77</b>



## Introduzione

Tale relazione intende verificare l'andamento della mortalità, negli anni dal 2018 al 2020, analizzando il variare del fenomeno in funzione di un modello che tiene in considerazione le variabili: età, genere e zona geografica.

Lo studio della mortalità contribuisce a fornire una misura di qualità della vita e provoca effetti sull'ammontare e sulla struttura per età della popolazione. Si tratta di un fenomeno complesso, che muta nel tempo e varia a seconda di genere, età, periodo storico, condizioni socioeconomiche e zona geografica di appartenenza.

In primo luogo si fornisce una rappresentazione generale dei dati relativi alla mortalità in Italia nel periodo di riferimento. Si analizza la differenza tra speranza di vita alla nascita ed età modale alla morte per genere e zona geografica. Essendo la mortalità un fenomeno in continua evoluzione, per poter catturare tale mutazione si utilizza una funzione continua, basata sul modello matematico di Gompertz.

Gompertz propose, a metà dell'800, una legge in grado di poter rappresentare e stabilire il modo in cui l'età influenza la mortalità. La legge proposta da Gompertz è stata la base dello studio di alcuni fenomeni demografici come la natalità e la mortalità. Il modello stabilisce che la forza di mortalità aumenta in maniera esponenziale con l'età, i parametri di tale modello sono: probabilità di morte iniziale che è indipendente dall'età, indicata con  $\alpha$ , e il tasso di invecchiamento della generazione che descrive la velocità con cui la log-forza del fenomeno aumenta con l'età, indicato con  $\beta$ . [1]

Il modello viene stimato per età comprese tra i 30 e gli 80 anni, per età successive il modello tende a sovrastimare la mortalità nelle classi d'età più anziane con una forza di mortalità superiore.

Le analisi effettuate hanno lo scopo, attraverso la stima del modello con il metodo dei minimi quadrati, di valutare se l'eccesso di mortalità nell'anno 2020 ha riguardato le classi d'età più anziane o la crisi di mortalità ha interessato tutta la popolazione in egual misura.

Nel primo caso ci si aspetta che nel 2020 si modifichi solo la stima di  $\beta$  ("rate

of ageing") mentre nel secondo caso ci si attende un impatto solo sul parametro  $\alpha$ , indipendente dall'età.

L'impatto della pandemia ha interessato prevalentemente una specifica zona d'Italia provocando un maggior numero di decessi nel Nord.

Un ulteriore effetto dello scenario del 2020 è stato il cambiamento del numero di decessi per la popolazione maschile rispetto a quella femminile, per questo si effettuerà un test valutando se la variazione del coefficiente della variabile genere risulta statisticamente significativa e positiva.

Le varie ondate pandemiche si sono verificate in tutto il mondo colpendo alcuni Stati in modo più intenso, registrando un incremento del numero di morti. Si valuterà se l'eccesso di mortalità negli Stati Uniti, Germania e Svezia riguarda la popolazione anziana oppure ha colpito tutte le età.

Si confronta l'andamento della mortalità in Germania e si stabilisce se il 2020 ha segnato particolari variazioni rispetto agli anni precedenti. Successivamente si valuta se le diverse politiche sanitarie attuate dal governo svedese hanno modificato l'andamento del fenomeno colpendo in modo differente la popolazione maschile e femminile in Svezia rispetto all'Italia.

Le analisi effettuate permettono di rappresentare la situazione della mortalità in seguito alla situazione sanitaria del 2020. L'Italia nel complesso risente di un eccesso di mortalità nel tasso di invecchiamento, inoltre la crisi del fenomeno si è verificata con intensità differente rispetto a sesso, età e zona geografica, con il genere maschile e le zone Nord e Centro Italia maggiormente colpiti.

Non è universale dire che la crisi di mortalità ha interessato solo la popolazione anziana ma dipende dalle variabili quali genere e zona geografica.

# 1 Analisi descrittiva

Alcune misure di cadenza come speranza di vita alla nascita ed età modale alle morte rendono visibile una prima forma di evoluzione di tale fenomeno.

## 1.1 Speranza di vita alla nascita

Nel corso degli anni è stato possibile notare un incremento della speranza di vita grazie allo sviluppo economico, tecnologico e sanitario.

Possiamo confrontare tra loro le mutazioni per genere, con la popolazione femminile più longeva della popolazione maschile, e alla zona geografica, Nord e Centro più longevi di Sud e Isole.

La speranza di vita viene calcolata con la seguente formula:

$$e_x = \frac{T_x}{l_x}$$

Per il calcolo della speranza di vita vengono estratti dalla tavola di mortalità:  $T_x$  retro-cumulata degli anni vissuti tra  $x$  e  $x - 1$  e  $l_x$  ovvero i sopravvissuti all'età esatta  $x$ .

La speranza media di vita corrisponde alla media degli anni vissuti da tutti gli individui della coorte fittizia della tavola di mortalità, ovvero la distanza media tra la nascita e il decesso di tutti gli individui.

In passato tale indicatore risentiva di un contributo eccessivo della mortalità infantile poiché i morti nei primi anni di vita erano molti, tuttavia, negli ultimi anni grazie al miglioramento delle condizioni sanitarie la mortalità infantile non è più così elevata.

Nel 2018 la speranza media di vita per la popolazione totale era di 82,9 anni, per quanto riguarda la popolazione maschile era di 80,8 anni mentre per la femminile era 85 anni.

Nell'anno successivo la speranza di vita media per il totale della popolazione italiana risulta di 83,1 anni, con il genere femminile e maschile rispettivamente a rispettivamente 85,4 e 81,0 anni.

Nel marzo 2020 la pandemia mondiale ha influito sul fenomeno della mortalità provocando un abbassamento a 82,0 anni, in particolare negli uomini si abbassa a 79,8 anni nelle donne a 84,4 si veda tabella 1.

La condizione sanitaria iniziata nel 2020 ha avuto varie ondate permanendo anche per l'anno successivo. Tuttavia la campagna vaccinale iniziata nel dicembre 2020 per la popolazione anziana e a luglio 2021 per la popolazione giovanile ha avuto un impatto positivo sulle stime della mortalità del 2021, rilevando un leggero aumento della speranza di vita che risulta pari a 82,3 anni per la popolazione italiana, 80,1 per gli uomini e 84,7 per le donne. [3]

I primi casi della malattia SARS-COV-2 sono stati riscontrati in una specifica zona geografica provocando il maggior numero di casi, di ricoveri e di morti nel Nord d'Italia.

Nel seguente capitolo e nei capitoli che seguono si parla di ripartizione geografica e si fa riferimento alla definizione data dall'Istat, la quale prevede che il Nord sia costituito da:

- Piemonte
- Lombardia
- Valle d'Aosta
- Trentino-Alto Adige
- Veneto
- Friuli Venezia Giulia
- Liguria
- Emilia-Romagna

Il Centro:

- Toscana
- Umbria
- Marche
- Lazio

Il Sud:

- Abruzzo



- Molise
- Campania
- Puglia
- Basilicata
- Calabria

Le isole:

- Sicilia
- Sardegna

Per Mezzogiorno si intende l'insieme delle regioni del Sud e delle Isole.

Confrontando la speranza di vita nelle zone geografiche si nota: Sud e Isole nel 2020 non presentano forti variazioni, mentre Nord e Centro Italia per gli anni 2018 e 2019 mostrano caratteristiche simili.

Nel 2020 il Nord d'Italia evidenzia un decremento della speranza di vita si rileva una diminuzione di 1,552 anni per la popolazione totale, 1,325 anni per i maschi e 1,773 per le femmine risultati che rendono visibile quanto la pandemia ha influito su tale fenomeno.

Tabella 1: Speranza media di vita territorio italiano, distinto per genere, dal 2018 al 2020 e 2021(stime)

<b>Nord</b>			
Anno	Totale	Femmine	Maschi
2018	83.280	85.495	81.165
2019	83.529	85.757	81.403
<b>2020</b>	<b>81.977</b>	<b>84.432</b>	<b>79.630</b>
2021	82.908	85.247	80.674
<b>Centro</b>			
Anno	Totale	Femmine	Maschi
2018	83.325	85.438	81.309
2019	83.537	85.647	81.524
<b>2020</b>	<b>82.913</b>	<b>85.137</b>	<b>80.790</b>
2021	82.830	85.052	80.710
<b>Sud</b>			
Anno	Totale	Femmine	Maschi
2018	82.275	84.542	80.115
2019	82.460	84.645	80.379
<b>2020</b>	<b>81.771</b>	<b>84.162</b>	<b>79.490</b>
2021	81.304	83.656	79.061
<b>Isole</b>			
Anno	Totale	Femmine	Maschi
2018	82.083	84.321	79.949
2019	82.214	84.441	80.090
<b>2020</b>	<b>81.722</b>	<b>84.053</b>	<b>79.501</b>
2021	81.258	83.672	78.957

La popolazione del Nord e Centro Italia, nonostante risenta di una maggiore influenza sul numero di decessi nel 2020, risulta avere una speranza di vita superiore, rispetto a Sud e Isole, indicatore di una qualità di vita migliore.

## 1.2 Età modale alla morte

Il confronto tra la speranza di vita media è valido per una rappresentazione generale della popolazione.

L'età modale alla morte, invece, è un indicatore utile per confrontare le differenze tra numero di morti nelle diverse popolazioni risentendo in maniera inferiore della mortalità infantile. Individua l'età in cui avviene un incremento del numero di decessi nella coorte fittizia della tavola di mortalità, corrisponde a  $d_x$  massimo:

$$M = \operatorname{argmax}\{d(x) : x > x_1\}$$

Dove  $x_1$  corrisponde a qualche età superiore allo 0.

Nel 2018 e 2019 l'età modale alla morte era 89 anni, mentre nel 2020 risulta 88 anni tabella 2, ancora una volta sottolinea quanto ha influito la situazione sanitaria in termine di numero di morti anche in età non così longeva. L'età modale permette un confronto tra anni e popolazioni con caratteristiche differenti. Di seguito si riportano le tabelle relative all'età modale in Italia distinte per genere.

Tabella 2: Età modale alla morte, Italia, dal 2018 al 2020 e stime 2021

Genere	2018	2019	2020	2021
Maschi	87	87	86	87
Femmine	90	90	89	89

Per la popolazione femminile risulta una moda d'età di morte superiore a quella maschile confermando la maggiore longevità dipendente dal genere.

Di seguito confronteremo la moda della popolazione italiana ripartita per sesso e zona geografica di residenza.

Tabella 3: Età modale alla morte territorio italiano, distinto per genere, dal 2018 al 2020 e 2021(stime)

<b>Nord</b>				
Anno	2018	2019	2020	2021(stime)
Totale	89	89	88	89
Maschi	87	87	86	87
Femmine	91	91	89	89
<b>Centro</b>				
Anno	2018	2019	2020	2021(stime)
Totale	89	89	88	89
Maschi	88	87	88	87
Femmine	91	90	90	89
<b>Sud</b>				
Anno	2018	2019	2020	2021(stime)
Totale	88	88	87	87
Maschi	86	87	86	87
Femmine	89	89	90	88
<b>Isole</b>				
Anno	2018	2019	2020	2021(stime)
Totale	89	88	87	88
Maschi	87	86	85	86
Femmine	89	90	89	89

Nel 2020 il Nord d'Italia, come ci si aspettava, ha riscontrato un abbassamento dell'età modale di due anni per il genere femminile e un anno per quello maschile. Rimane però più elevata l'età modale per il totale della popolazione nel Nord e Centro Italia rispetto al Sud e alle Isole indice di una qualità di vita migliore nelle zone geografiche del Nord e Centro Italia.

Secondo le stime nel 2021 l'età modale al Sud per le donne subirà un decremento, in seguito ad un aumento della mortalità in parte relativa ad una nuova ondata di SARS-COV-2 che ha colpito anche il Sud con maggiore intensità.

Dai risultati ottenuti in queste prime due sezioni si nota una differenza tra i

due generi. Per l'anno 2020 le donne anziane del Nord sembrano aver subito maggior variazioni rispetto ad altre zone e rispetto agli uomini.

Nel capitolo 2.5 si calcola l'età modale alla morte attraverso i parametri stimati con il modello di Gompertz e si analizzano le differenze tra risultati ottenuti con entrambe le procedure.

### 1.3 Serie storiche mensile decessi

La mortalità risente di una componente stagionale<sup>1</sup> da tenere in considerazione alla luce dei differenti andamenti negli anni del fenomeno.

Notiamo dalla figura 1 nei mesi da Dicembre a Gennaio una maggiore intensità del fenomeno dovuto alle esposizioni ambientali che esercitano effetti significativi sulla salute.

Negli anni che precedono il 2020 si nota: nel trimestre febbraio-aprile del 2019 si sono registrati il 26,5% dei decessi avvenuti nel corso dell'anno, percentuali in linea con la media del 2015-2018. [5] La mortalità risente di un effetto stagionale pertanto con temperature più basse il numero di decessi aumenta, a Marzo 2020 la serie registra un trend decrescente successivamente aumenta fino ad ottenere un massimo assoluto.

E' utile analizzare la serie storica dei decessi mensili e come essa varia a seconda del genere, la figura 2 evidenzia un numero di decessi per il genere femminile superiore a quello maschile. Come per la serie totale è evidente il cambiamento della curva nel primo trimestre 2020 con un numero di morti per i maschi superiore. Confrontando l'ammontare di casi da Covid-19 e i morti il genere maschile ha risentito una maggiore influenza, con una mortalità in aumento, rispetto al genere femminile, nella fascia d'età compresa tra 0-49 anni. [6]

---

<sup>1</sup>stagionalità=movimento di un fenomeno nell'arco di un anno per verificare se si muove in maniera analoga anche negli anni successivi [4]

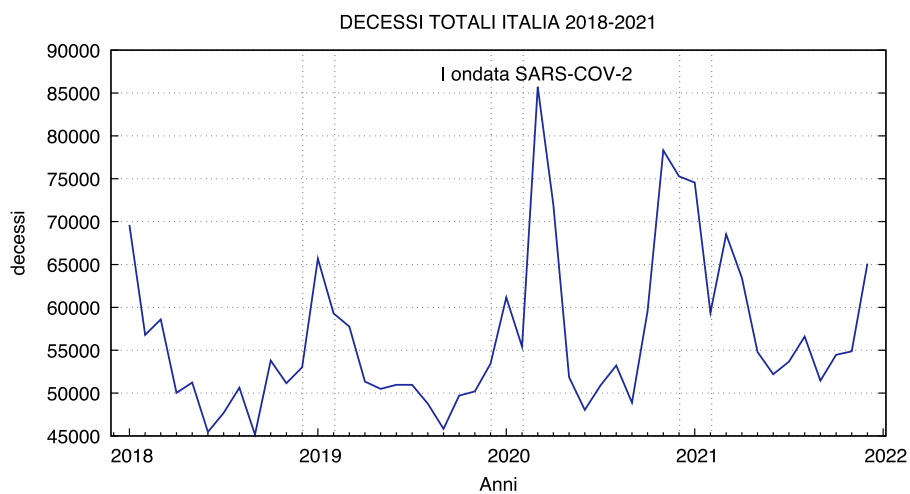


Figura 1: Andamento decessi 2018-2021, Italia. Fonte: Elaborazione personale dei dati reperiti dal sito Demo-Istat

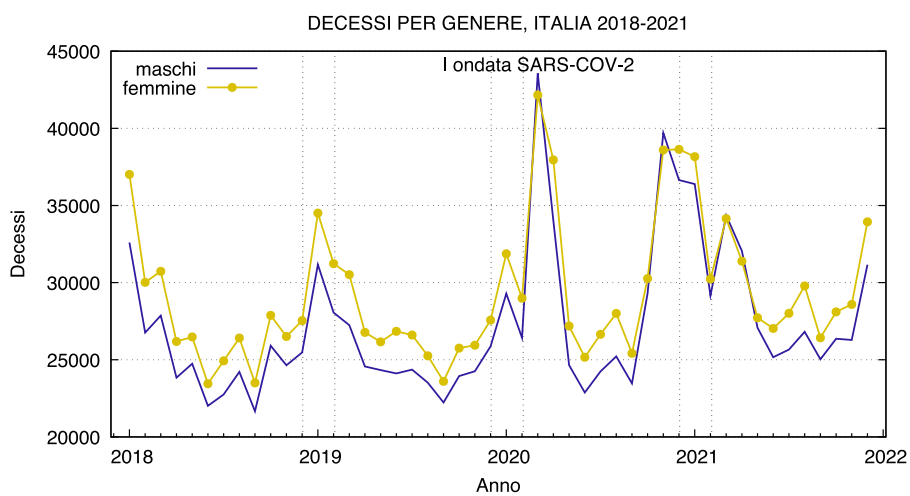


Figura 2: Andamento decessi per genere 2018-2021, Italia. Fonte: Elaborazione personale dei dati reperiti dal sito Demo-Istat

### 1.3.1 Serie storiche ripartizione regionale

L'Italia a seconda della zona geografica presenta differenti caratteristiche economiche, sociali, storiche, culturali, ambientali e sanitarie che comportano mutazioni anche su aspetti demografici.

Tali diversità sono state alterate dal maggior impatto dell'epidemia nelle regioni del Nord Italia provocando un aumento nella curva dei decessi.

Di seguito confronteremo il diverso andamento delle serie storiche mensili tenendo in considerazione la variabile genere nelle regioni: Veneto, Lombardia, Emilia-Romagna, Lazio e Campania. Le regioni Veneto, Lombardia ed Emilia-Romagna sono state prese in considerazione poiché nel corso della prima ondata di SARS-COV-2 hanno subito un rilevante incremento dei decessi. Lazio e Campania hanno subito un aumento dei ricoveri e dei morti inferiori rispetto a Lombardia e Veneto nel corso della prima ondata nel marzo 2020, tuttavia, nell'anno successivo hanno subito una variazione significativa di cui si vuole verificare l'andamento.

**Serie storiche Veneto** Il Veneto il 1 gennaio 2018 aveva una popolazione residente pari a 4'880'936 con 48,8% genere maschile e 51,2% di genere femminile, nell'anno successivo la popolazione residente al 1 gennaio risultava: 4'884'590 per i maschi pari al 48,9% e 51,1% per le femmine.

Nell'anno 2020 la popolazione risulta pari a 4'879'133, popolazione femminile 51% e 49% la maschile. L'anno successivo, che risente dei numerosi decessi in seguito alla pandemia, la popolazione residente al 1 gennaio risulta 4'869'830, 49,1% per il genere maschile e 51,9% per il femminile.

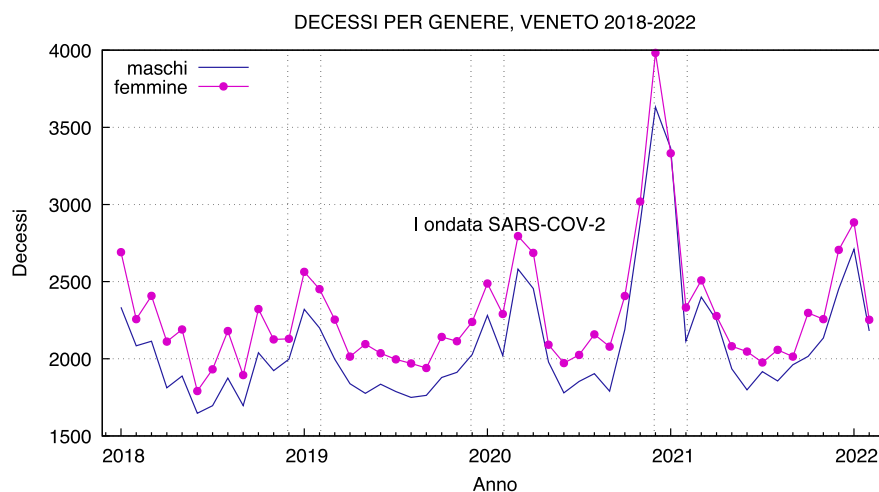


Figura 3: Andamento decessi per genere da Gennaio 2018 a Febbraio 2022, Veneto. Fonte: Elaborazione personale dei dati reperiti dal sito Demo-Istat

La figura 3 rappresenta un incremento del numero di decessi per novembre-dicembre tra il 2020. Si nota un aumento della curva per tutta la serie storica, a differenza del territorio nazionale, per la popolazione femminile. Le donne con età superiore ai 65 anni costituiscono la maggioranza della popolazione, risultando inoltre più longeve, si ritiene quindi che l'incremento significativo dei decessi nella classe d'età tra i 65 e i 79 anni sia maggiore poiché la popolazione risulta più sensibile a variazioni del fenomeno.

**Serie storiche Lombardia** Nel gennaio 2018 la regione Lombardia registra una popolazione residente pari a 9'989'962 con la popolazione femminile maggiore rispetto alla maschile. Nel 2019 risultava pari a 10'010'833, nel 2020 pari a 10'027'602, nel 2021 notiamo un calo a 9'981'554 e un ulteriore calo si è verificato nel 2022 con una popolazione residente pari a 9'965'046.

Il decremento verificato tra 2019 e 2020 è dovuto al forte impatto dell'epidemia su tale regione, che ha provocato il maggior numero di decessi rispetto a tutto il territorio nazionale.



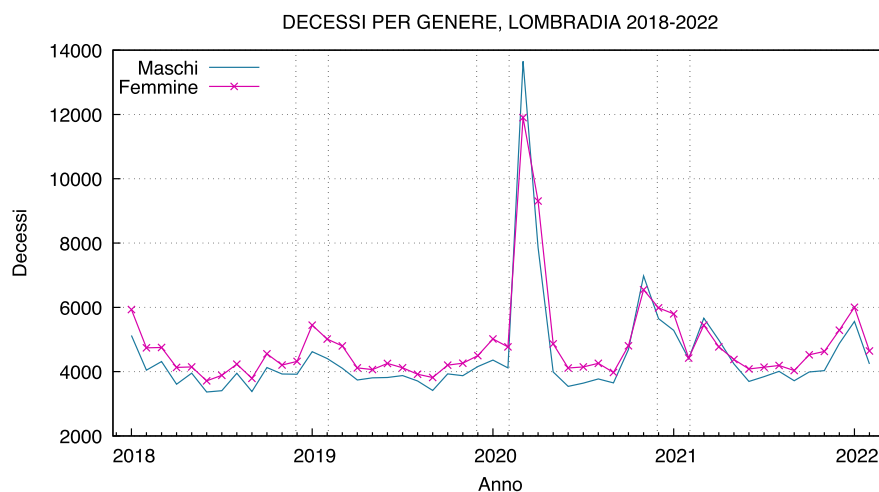


Figura 4: Andamento decessi per genere da Gennaio 2018 a Febbraio 2022, Lombardia. Fonte: Elaborazione personale dei dati reperiti dal sito Demo-Istat

Con la figura 4 si nota un cambiamento della curva dei decessi per la popolazione maschile con il più alto numero di morti mai registrato. Il 18% di decessi rispetto al numero totale di morti avvenuti in Italia nel 2020. Nel 2018 e 2019 tale percentuale sul totale dei decessi in Italia era 15,7%.

**Serie storiche Emilia-Romagna** Tale regione presenta nel 2018 una popolazione maschile pari al 48,6% e femminile 51,4%, nel 2019 la popolazione era così ripartita: 48,7% maschi e il restante 51,3% per le femmine. Nel 2020 la percentuale di popolazione femminile e maschile rimane invariata, per il 2021 48,8% maschi e 51,2% per le femmine.

La figura 5 per gli anni 2018 e 2019 indica un numero maggiore di decessi per la popolazione femminile rispetto alla maschile. La mortalità nel 2020, anche per l'Emilia-Romagna, risente di un forte impatto dell'epidemia colpendo maggiormente gli uomini rispetto alle donne.

Le donne, nelle ondate successive a quelle di febbraio-marzo 2020, risulta avere un numero di decessi superiore rispetto agli uomini.

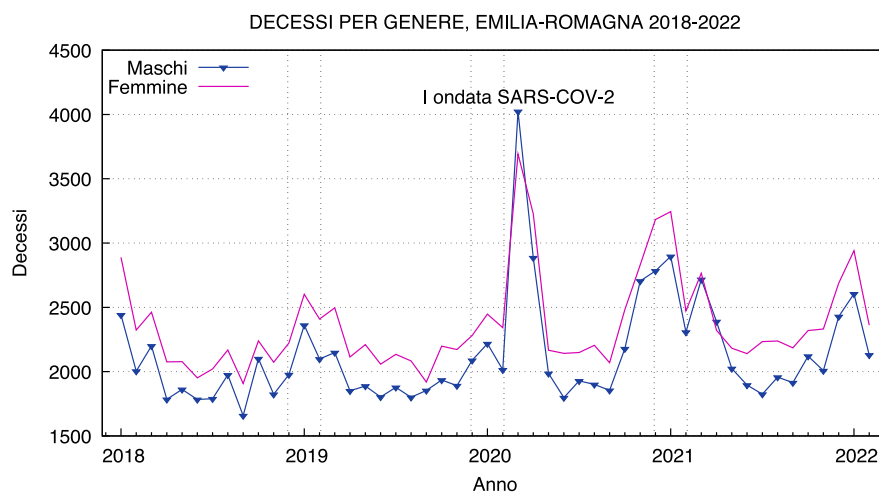


Figura 5: Andamento decessi per genere da Gennaio 2018 a Febbraio 2022, Emilia-Romagna. Fonte: Elaborazione personale dei dati reperiti dal sito Demo-Istat

**Serie storiche Lazio** La regione Lazio presenta nel 2018 una popolazione maschile pari al 48,2%, nel 2019, 2020 e 2021 pari al 48,3%.

La figura 6 permette di osservare un andamento differente rispetto alle regioni Lombardia, Veneto ed Emilia-Romagna. Si nota che per il 2020 il numero di decessi nel mese di marzo è inferiore a quello registrato in altri periodi dell'anno, con un incremento nei mesi tra ottobre 2020 e gennaio del 2021 in seguito ad una nuova mutazione e peggioramento della situazione sanitaria.

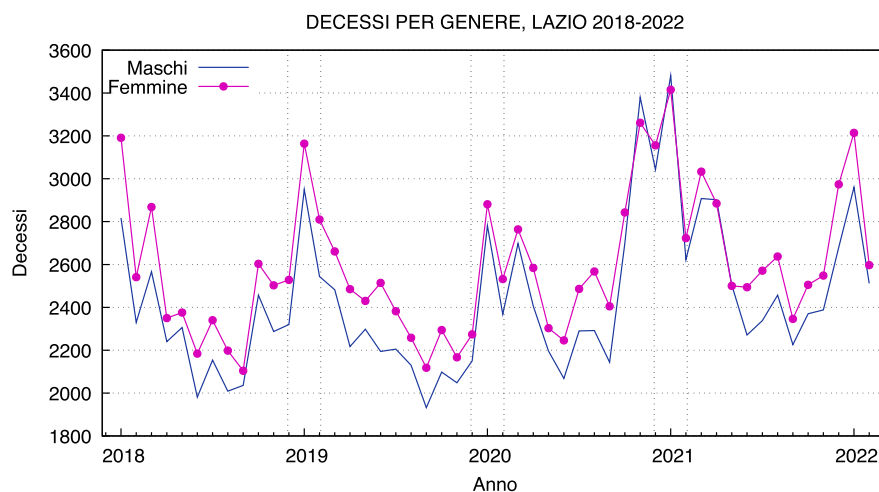


Figura 6: Andamento decessi per genere da Gennaio 2018 a Febbraio 2022, Lazio. Fonte: Elaborazione personale dei dati reperiti dal sito Demo-Istat

**Serie storiche Campania** La popolazione maschile risulta pari al 48,7% della popolazione totale residente al 1 gennaio degli anni dal 2018 al 2021.

La figura 7 si nota un andamento differente rispetto alle regioni del Nord e all'Italia nel complesso. Nei mesi di dicembre e gennaio del 2018 e 2019 si registra un aumento del numero di decessi, nello stesso periodo nel 2020 il numero di morti aumenta ma rimane inferiore ai livelli dei due anni precedenti. Ad ottobre 2021 si verifica un aumento anomalo per la popolazione maschile con un picco massimo mai registrato nella serie.

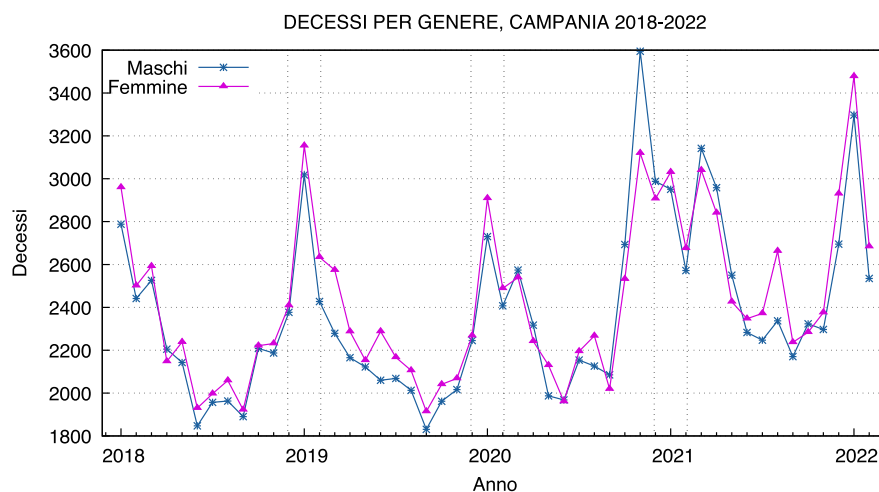


Figura 7: Andamento decessi per genere da Gennaio 2018 a Febbraio 2022, Campania. Fonte: Elaborazione personale dei dati reperiti dal sito Demo-Istat

Il confronto tra numero di decessi percentuali<sup>2</sup> per le regioni Campania e Lazio si rappresenta con la figura 8 che permette di notare il differente andamento della serie storica nelle due regioni in esame. Tra ottobre e novembre 2020 la Campania, come visto nella sezione precedente, registra una mutazione fino ad ottenere un livello massimo mai registrato.

La figura 9 mostra l'andamento del fenomeno per il genere femminile e permette di notare un maggior numero di decessi nella regione Lazio rispetto alla Campania.

Dalla figura 8, confrontando il numero di decessi maschili su decessi totali tra Campania e Lazio, si verifica un incremento dei morti nella regione campana con un picco massimo tra ottobre e novembre 2020.

Per il genere femminile di Lazio e Campania si nota la regione Lazio con un numero di decessi maggiore rispetto alla Campania, tuttavia, tra ottobre e novembre del 2020, a differenza del genere maschile, registra una controtendenza con un numero di decessi inferiore anche rispetto ai decessi percentuali degli anni precedenti come si nota dalla figura 9.

<sup>2</sup>calcolati mediante il rapporto tra decessi maschili su totali

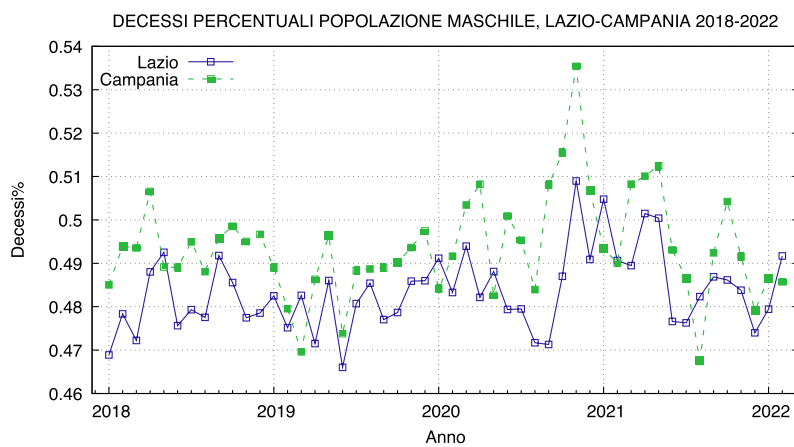


Figura 8: Confronto decessi in termini percentuali su popolazione maschile Gennaio 2018- Febbraio 2022, regioni Campania Lazio. Fonte: Elaborazione personale dei dati reperiti dal sito Demo-Istat

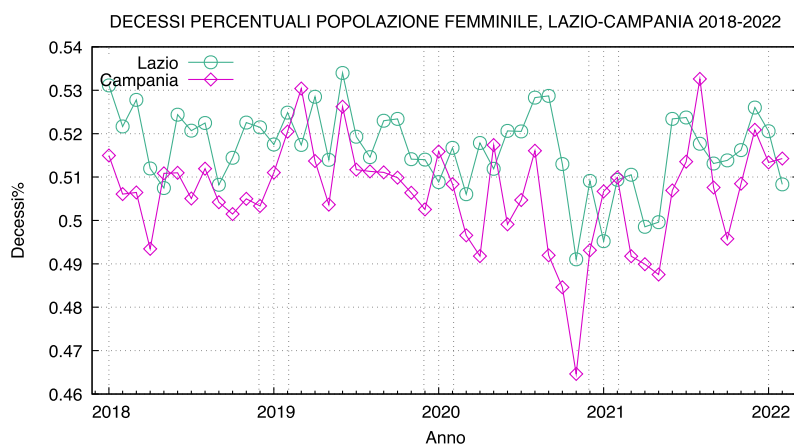


Figura 9: Confronto decessi in termini percentuali popolazione femminile Gennaio 2018- Febbraio 2022, regioni Campania Lazio. Fonte: Elaborazione personale dei dati reperiti dal sito Demo-Istat

## 2 Modello di Gompertz: Italia

Le tavole di mortalità sono uno strumento essenziale per descrivere e analizzare fenomeni demografici, tuttavia si cerca un modello matematico per poter evidenziare la differente variazione dell'età sul rischio di mortalità.

Il modello matematico che si propone è quello di Gompertz, una legge di progressione geometrica che si diffonde sull'andamento della mortalità adulta, presuppone che la forza di mortalità aumenta in maniera esponenziale con l'età.

La formula di partenza del modello risulta:

$$\mu(x; \alpha, \beta) = \alpha e^{\beta x} \quad (1)$$

La stima dei parametri del modello ha un ottimo adattamento per le classi d'età tra i 30 e gli 80 anni, ci si ferma all'età di 80 anni poiché età superiori tendono ad ottenere un aumento della intensità superiore rispetto a quella osservabile a partire dai dati. [7]

La trasformazione logaritmica consente di rendere la funzione lineare [8] :

$$\log[\mu(x; \alpha, \beta)] = \log \alpha + \beta x \quad (2)$$

Gompertz ci propone una formula matematica che comprende due parametri:

- $\alpha$  tasso di mortalità iniziale nella classe d'età più giovane, indipendente dall'età
- $\beta$  tasso di invecchiamento della generazione e descrive come la log-forza della mortalità aumenta con l'età. [9]

In tale relazione si utilizza il metodo dei minimi quadrati e si confronta la stima dei coefficienti negli anni di studio in differenti zone geografiche e per i diversi generi utilizzando test d'ipotesi.

Le variazioni numeriche dei coefficienti del modello di Gompertz permettono di trarre conclusioni rispetto alle differenti mutazioni del fenomeno di mortalità rispetto a genere, anno di riferimento e zona geografica. Al crescere del coefficiente  $\alpha$  aumenta la sopravvivenza con una probabilità di morte elevata per tutte le età di interesse, all'aumentare del coefficiente  $\beta$  si incrementa il tasso di invecchiamento, che costituisce la misura normalmente utilizzata in biodemografia per misurare la velocità dell'invecchiamento, con una maggior crisi di

mortalità per la popolazione anziana<sup>3</sup>.

Nelle sezioni che seguono si è interessati a valutare il variare dei due parametri di Gompertz e si vuole verificare se la crisi di mortalità negli anni di riferimento ha colpito soprattutto la popolazione anziana, ci si aspetta un aumento del coefficiente  $\beta$ , oppure ha colpito indistintamente tutta la popolazione, con un incremento di  $\alpha$ .

Le differenze tra i parametri verranno valutate per anni differenti e si vuole verificare se la mortalità e la condizione sanitaria iniziata nel 2020 ha comportato particolari divergenze a seconda di genere e zona geografica.

Per la stima dei modelli di regressione lineare mediante variabile dicotomica si utilizza:

$$\mu(x; \alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2) = (\alpha_1 + \alpha_2 x_2) e^{\beta_1 x_1 + \beta_2 x_1 x_2} \quad (3)$$

dove la variabile  $x_2$  assume valore 1 in corrispondenza del fenomeno da verificare.

Il modello in corrispondenza di  $x_2=1$  sarà:

$$\mu(x; \alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2) = (\alpha_1 + \alpha_2) e^{\beta_1 x_1 + \beta_2 x_1} = \tilde{\alpha} e^{\beta_1 x_1 + \beta_2 x_1} \quad (4)$$

dove  $\beta_2$  valuta la correlazione tra le variabili da confrontare. Con  $x_2=0$  sarà:

$$\mu(x; \alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2) = \alpha_1 e^{\beta_1 x_1} \quad (5)$$

Successivamente viene reso lineare attraverso la trasformazione logaritmica:

$$\log[\mu(x; \alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2)] = \log(\alpha_1 + \alpha_2) + (\beta_1 + \beta_2) x_1 = \log \tilde{\alpha} + \tilde{\beta} x_1 \quad (6)$$

con  $(\beta_1 + \beta_2) = \tilde{\beta}$ . Pertanto si indica  $\tilde{\alpha}$  il coefficiente  $(\alpha_1 + \alpha_2)$  e  $\tilde{\beta}$  coefficienti  $(\beta_1 + \beta_2)$  del modello stimato con metodo dei minimi quadrati lineari.

## 2.1 Italia dal 2018 al 2020

Il 2020 ha segnato un notevole cambiamento per fenomeni economici, sociali e demografici. In questa sezione la stima dei parametri si effettua con la funzione (1), questo modello è stato poi stimato mediante la procedura dei minimi quadrati lineari (2).

---

<sup>3</sup>persone con età superiore a 65 anni

Il coefficiente  $\alpha$  diminuisce dal 2018 al 2020. La mutazione di  $\beta$  risulta superiore rispetto al coefficiente  $\alpha$ , si osserva quindi un'eccesso di mortalità per la popolazione anziana. Dalla procedura di stima mediante metodo dei minimi quadrati lineari si notano i coefficienti  $\tilde{\alpha}$  in riduzione e  $\beta$  in aumento, tuttavia i livelli di crescita del parametro tasso di invecchiamento risultano superiori del tasso di mortalità iniziale, confermando i risultati ottenuti attraverso la stima del modello di regressione non lineare.

Per entrambe le stime, infatti, si nota un impatto dell'epidemia sulla popolazione anziana.

Tabella 4: Stima modello di Gompertz metodo dei minimi quadrati non lineari **Italia** dal 2018 al 2020

Anno	$\alpha$	$\beta$
2018	0.000010	0.1029
2019	0.000008	0.1050
2020	0.000008	0.1079

Tabella 5: Stima modello di Gompertz (2) metodo dei minimi quadrati lineari **Italia** dal 2018 al 2020

Anno	$\log \alpha$	$\beta$
2018	-10.916	0.0943
2019	-10.934	0.0941
2020	-11.097	0.0985

Per valutare la differente variazione del fenomeno demografico della mortalità si fornisce una rappresentazione grafica della curva degli  $m_x$ , ovvero tassi specifici di mortalità, per l'età dai 30 agli 80 anni dal 2018 al 2020.



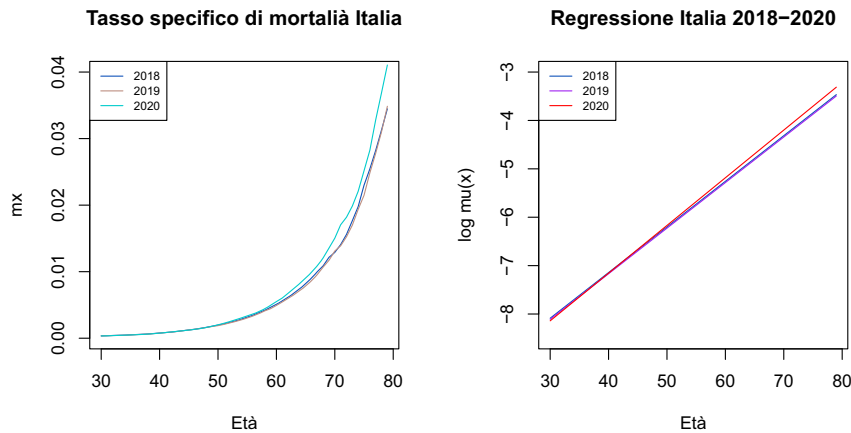


Figura 10: Andamento tassi specifici di mortalità dal 2018 al 2020, Italia (grafico di sinistra)

Rette di regressione basate sulla stima dei coefficienti con metodo dei minimi quadrati LINEARI, anni tra 2018 e 2020 Italia (grafico di destra)

La rappresentazione grafica di sinistra 10 mostra un andamento simile per gli anni 2018 e 2019. Per l'anno 2020 si evidenzia un tasso di mortalità maggiore per la popolazione tra i 70 e gli 80 anni e a differenza degli anni precedenti un aumento del tasso anche per l'età comprese tra i 60 e i 70 anni.

La crisi di mortalità in Italia dal 2018 al 2020, come si nota dalla rappresentazione grafica di destra 10 e dai modelli stimati, ha colpito la popolazione anziana (età superiore ai 65 anni) risultato che sottolinea ancora una volta l'importante impatto che la condizione sanitaria ha avuto su tale fenomeno.

La pandemia sembra aver influito in maniera differente tra i generi, nei capitoli che seguono si valuta la differenza tra gli uomini e le donne negli anni d'interesse.

## 2.2 Differenza tra generi

*"Gli uomini tendono ad avere malattie cardiovascolari, donne malattie infiammatorie. C'è accordo sulle cause generali delle differenze di sesso in termini di salute e mortalità. Alcuni sono biologici, innati o correlati a differenze di sesso nella genetica e negli ormoni. Il fatto che le donne abbiano 2 cromosomi*

*X può fornire una ridondanza vantaggiosa perché le donne hanno una seconda X per compensare una mutazione, mentre gli uomini no. L'eredità materna asimmetrica dei mitocondri può giovare alle donne fornendo mutazioni deleterie agli uomini, causando un forte dimorfismo sessuale nell'invecchiamento e uno svantaggio nella sopravvivenza tra gli uomini. Gli ormoni femminili possono fornire protezione contro alcune condizioni; inoltre, le donne possono avere un funzionamento immunitario più reattivo e le capacità delle donne di mantenere l'omeostasi e ridurre lo stress ossidativo possono differire da quelle degli uomini. Altri fattori sono comportamentali, come ad esempio gli uomini che hanno maggiori probabilità di assumere comportamenti rischiosi e pericolosi e le donne hanno maggiori probabilità di impegnarsi in comportamenti di ricerca della salute. La struttura economica influenza anche la salute di uomini e donne a causa delle differenze nelle occupazioni, nel benessere economico e nelle responsabilità e coinvolgimento familiari, che possono avere conseguenze sulla salute a lungo termine. Pertanto, vi è motivo di sospettare che le differenze di salute maschile e femminile probabilmente varieranno nel tempo storico e tra i paesi e in base al tipo di esito sanitario studiato." [10]*

La differenza tra generi nei risultati sanitari dipende da diversi fattori tra cui l'ambiente, il comportamento epidemiologico e sociale.

Il modello di Gompertz (1) stimato con metodo dei minimi quadrati non lineari riporta i seguenti risultati:

Tabella 6: Stima modello (1) dei minimi quadrati NON LINEARI per genere dal 2018 al 2020

<b>Uomini</b>			
Anno	2018	2019	2020
$\alpha$	0.000014	0.000011	0.000011
$\beta$	0.1024	0.1043	0.1067
<b>Donne</b>			
$\alpha$	0.000005	0.000004	0.000003
$\beta$	0.1079	0.1100	0.1155

Tabella 7: Stima modello di Gompertz (2) dei minimi quadrati LINEARI **genere maschile** dal 2018 al 2020

<b>Uomini</b>			
Anno	2018	2019	2020
$\log \alpha$	-10.704	-10.700	-10.881
$\beta$	0.095	0.094	0.099
<b>Donne</b>			
$\log \alpha$	-11.249	-11.307	-11.445
$\beta$	0.095	0.095	0.099

Il genere maschile presenta un tasso di mortalità iniziale  $\alpha$  in diminuzione nel corso degli anni di studio, indice di una minor sopravvivenza e maggior forza di mortalità iniziale. Il coefficiente  $\beta$  risulta in controtendenza rispetto al coefficiente  $\alpha^4$ , nel 2020 si rileva un incremento del tasso di invecchiamento. Sia dal modello dei minimi quadrati lineari che non lineari registrano un eccesso di mortalità per la popolazione anziana maschile.

Il coefficiente  $\alpha$  per la popolazione femminile risulta inferiore rispetto a quello della maschile. Tra il 2018 e il 2020 la probabilità di morte evidenzia un aumento della sopravvivenza per età inferiori, relativo ad un differente impatto sulla mortalità in seguito alla pandemia per età tra i 30 e in 64 anni.

Sia per gli uomini che per le donne si registra una maggiore variazione del coefficiente  $\beta$  rispetto al livello iniziale dei sopravvivenza, indice di una maggior mortalità per la popolazione anziana.

La popolazione anziana maschile e femminile ha risentito nel 2020 di un eccesso di decessi. Ma l'ipotesi che si vuole verificare è se gli uomini abbiano risentito maggiormente della crisi di mortalità rispetto alle donne, si valuta tale differenza attraverso la stima di un nuovo modello (6) dove  $x_2$  rappresenta la popolazione maschile e  $x_1$  rappresenta l'età.

Il coefficiente  $\alpha_1$  rappresenta l'intercetta sotto ipotesi che il livello iniziale di sopravvivenza o forza di mortalità iniziale sia la stessa per gli uomini rispetto alle donne e  $\alpha_2$  indica la variazione di tale sopravvivenza nella popolazione maschile,

<sup>4</sup>correlazione negativa tra i parametri di Gompertz

se  $\alpha_2$  negativo rappresenta una sopravvivenza superiore nelle femmine rispetto ai maschi. Il coefficiente  $\beta_1$  indica il tasso di invecchiamento iniziale mentre  $\beta_2$  indica la variazione di tale parametro nel caso della popolazione maschile. Ciò che ci si aspetta è una variazione di  $\alpha_2$  positiva ma non significativa mentre  $\beta_2$  positivo, in modo tale da verificare l'ipotesi che l'eccesso di mortalità in età anziana ha colpito maggiormente la popolazione maschile rispetto a quella femminile.

Le statistiche mondiali sottolineano come l'infezione da SARS-COV-2 ha prodotto effetti diversi a seconda del genere. [11]

Secondo l'Istituto Superiore di Sanità, nel 2020, gli uomini hanno risentito di un maggiore impatto sull'insorgenza della malattia SARS-COV-2 e sulle risposte ai trattamenti. Il fenomeno delle differenze tra sessi si basa su alcune ipotesi: la popolazione maschile ha una maggiore tendenza al tabagismo mentre la popolazione femminile tende a dedicare più spazio alla propria quotidiana igiene personale. Inoltre le donne hanno una risposta immunitaria, sia innata che adattativa, più pronta ed efficace. [12]

I coefficienti stimati negli anni di riferimento risultano:

Tabella 8: Coefficienti modello (6) di regressione lineare **genere maschile** dal 2018 al 2020

Anno	$\alpha_1$	$\alpha_2$	Signif. $\alpha_2$	$\beta_1$	$\beta_2$	Signif. $\beta_2$
2018	-11.2492	0.5448	***	0.0954	0.0003	
2019	-11.3069	0.6064	***	0.0951	-0.0008	
2020	-11.4453	0.5643	***	0.0986	0.0007	

Nel 2018 la probabilità di morte è superiore negli uomini rispetto alle donne con un  $\alpha_2$  positivo e significativo, inoltre, il tasso di invecchiamento, non significativo, risulta superiore negli uomini. Nel 2019 il coefficiente  $\alpha_2$  è positivo e significativo mentre il tasso di invecchiamento risulta maggiore per il genere femminile.

La situazione nel 2020 mostra una diminuzione del livello iniziale con un valore inferiore nell'intercetta, il coefficiente  $\alpha_2$  rimane positivo e significativo indice di una maggior probabilità di morte nella popolazione maschile anche in tale

anno.  $\beta_1$  è superiore rispetto ai due anni precedenti e la variazione di tale parametro per gli uomini rappresentata dal coefficiente  $\beta_2$  risulta positiva ma non significativa.

La popolazione maschile negli anni precedenti al 2020 indicano inferiori livelli di sopravvivenza iniziale nella popolazione maschile, mentre nel 2019 la popolazione femminile presenta una variazione superiore nel tasso di invecchiamento. Nel 2020 la mutazione di  $\alpha_2$  rimane positiva con una maggior probabilità per gli uomini,  $\beta_2$  varia positivamente indicando un tasso di invecchiamento superiore per i maschi.

I modelli stimati separatamente per i due generi hanno rilevato un eccesso di mortalità per gli anziani, nel modello di confronto appena stimato si nota un livello elevato del tasso di invecchiamento maschile ciò indica una maggior forza di mortalità negli uomini rispetto alle donne.

La figura 11 mostra come per gli anni 2018 e 2019 sia per il genere maschile che per il femminile le due rette si sovrappongono, mentre per il 2020 la variazione registrata non è lineare con un incremento della forza di mortalità. La mutazione riportata dal grafico risulta evidente per entrambi i generi ma gli uomini presentano un incremento a partire dai 40 anni d'età mentre per le donne varia a partire 60 anni d'età.

Dal grafico inoltre si osservano le differenze tra due modelli con il genere femminile in cui la variazione non è significativa mentre per il genere maschile la forza di mortalità cresce significativamente a partire dai 40 anni.

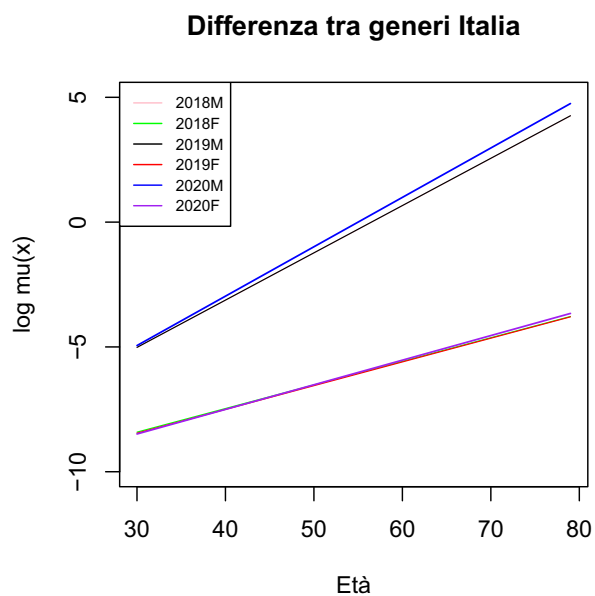


Figura 11: Rette di regressione per genere tra 2018 e 2020, Italia

I modelli stimati e le rappresentazioni grafiche mostrano una maggior forza di mortalità per l'anno 2020 soprattutto per il genere maschile per gli anziani<sup>5</sup> con un significativo un aumento di mortalità. Il genere femminile, sebbene più longevo, risente di un incremento della mortalità in età successiva ai 60 anni come riportato dal modello, registrando una variazione del coefficiente  $\beta$ .

<sup>5</sup>popolazione compresa tra i 60 e i 80 anni d'età

## 2.3 Analisi effetto pandemico

Nel 2018 i decessi si assestano sulle 633 mila unità in linea con il trend di aumento registrato a partire dal 2012, ma in calo rispetto al 2017 (-15 mila). In una popolazione che invecchia ci si attende un aumento tendenziale del numero dei decessi, le oscillazioni che si verificano di anno in anno sono spesso di natura congiunturale. Le condizioni climatiche e le virulenze delle epidemie influenzali stagionali, possono influire sull'andamento del fenomeno, come è avvenuto nel 2015 e nel 2017, anni di un visibile aumento dei morti. Dalla capacità del nostro sistema socio-sanitario di proteggere gli individui più fragili dalle condizioni di rischio congiunturali e ambientali, con azioni di prevenzione e di cura mirate dipenderà, in buona parte, l'evoluzione futura altalenante o meno dei decessi. [13] Nel 2019 i morti ammontano a 634 mila unità, con un aumento rispetto al 2018 decisamente contenuto (appena 1.300 in più). [4] Nel 2020 i decessi raggiungono un livello eccezionale di 746 mila, 18% rispetto a quelli rilevati nel 2019 con una sopravvivenza media in contrazione. Secondo il Sistema di Sorveglianza Nazionale integrata dell'Istituto Superiore di Sanità, nel corso del 2020 sono stati registrati 75.891 decessi attribuibili in via diretta a Covid-19. Tuttavia, come già evidenziato, l'incremento assoluto dei morti per tutte le cause di morte sull'anno precedente è stato pari a +112 mila. [14]

In questa sezione si valutano le differenze tra anni in analisi attraverso la stima di un nuovo modello:

$$\log[\mu(x; \alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2)] = \log(\alpha_1 + \alpha_2 x_1) + (\beta_1 + \beta_2 x_2) x_1 = \log \tilde{\alpha} + \tilde{\beta} x_1 \quad (7)$$

con  $(\beta_1 + \beta_2) = \tilde{\beta}$   $x_1$  variabile dicotomica che rappresenta il 2020 a confronto con gli anni precedenti.

I dati indicano che globalmente le donne, rispetto agli uomini, presentano meno complicanze e hanno una minore mortalità: nel sesso maschile la mortalità risulta, infatti, superiore di circa 1.5 volte rispetto al genere femminile. [15]

### 2.3.1 Confronto 2020 con il biennio 2018-2019

La struttura per età della popolazione italiana mostra un maggior numero di persone anziane rispetto nell' giovani, pertanto più individui sono esposti al rischio di morte.

La mortalità costituisce uno degli indicatori di qualità della vita, nel quadro di una popolazione che tende a invecchiare e ad aumentare di ampiezza alle età anziane, richiede l'aumento del numero di decessi.

Il confronto tra 2020 e il biennio precedente risulta utile per comprendere la dinamica della mortalità inseguito alla pandemia. Si vuole verificare come la forza di mortalità è mutata nel corso degli anni di interesse, se la pandemia ha contribuito ad un significativo aumento della crisi di mortalità nella popolazione anziana provocando un incremento della variazione del tasso di invecchiamento. Il modello stimato attraverso la trasformazione logaritmica consente di stimare il modello in forma lineare con la funzione (7). La variabile dicotomica  $x_2$  assume valore 1 in corrispondenza del 2020, 0 per il 2019 e 2018.

La variazione dell'intercetta indica una probabilità di morte più elevata nel biennio precedente alla pandemia poiché il coefficiente  $\alpha_2$  risulta negativo e significativo. Il tasso di invecchiamento invece risulta superiore per il 2020 con un eccesso di morti nella popolazione anziana. La crisi di mortalità comparando gli anni di studio conferma ciò che si era riscontrato nei modelli di confronto tramite procedura dei minimi quadrati lineari nel capitolo 2.1.

Tabella 9: Modello di regressione lineare (6), **confronto tra 2020** e biennio 2018-2019

Parametro	Stima	Pr(< t )	Signif.
$\log \alpha_1$	-10.9251	<0.01	***
$\log \alpha_2$	-0.7118	<0.01	***
$\beta_1$	0.0942	<0.01	***
$\beta_2$	0.0043	<0.01	***

Nelle sezioni che seguono si stimano modelli di regressione lineare per confrontare il 2020 con il 2019 e il 2020 con il 2018. La funzione utilizzata risulta:

$$\log[\mu(x; \alpha, \beta)] = \log(\alpha_1 + \alpha_2 x_2) + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_1 x_2 = \log \tilde{\alpha} + \tilde{\beta} x_1$$

con  $(\beta_1 + \beta_2) = \tilde{\beta}$  dove  $x_2$  assume valore 1 in corrispondenza del 2020, 0 altrimenti.



### 2.3.2 Confronto 2018-2020

In questa sezione per comprendere come il fenomeno della mortalità è cambiato nel tempo, si stima un modello e si confrontano i coefficienti stimati.

$x_1$  rappresenta una variabile dicotomica che assume valore 1 in corrispondenza degli  $m_x$  del 2020 e 0 nel 2018. Si vuole verificare come la mortalità si è modificata a fronte dei cambiamenti sanitari del 2020.

Nel modello stimato nel capitolo 2.1 si mostra una variazione del coefficiente  $\beta_2$  superiore rispetto alla variazione di  $\alpha_2$ , nella sezione che segue attraverso il modello (7) dove  $x_2$  rappresenta il 2020. Si vuole valutare come i parametri del modello variano. Se  $\alpha_2$  è positivo allora la variazione della probabilità di morte è superiore nel 2020 rispetto al 2018, inoltre, se  $\beta_2$  è positivo allora nel 2020 la variazione del tasso di invecchiamento è maggiore rispetto alla variabile di riferimento. Nel caso in cui il tasso di invecchiamento risulta positivo si verifica l'ipotesi che il 2020 ha risentito maggiormente di un eccesso di mortalità nella popolazione anziana.

I parametri stimati indicano una variazione della probabilità di morte negativa e significativa, tra il 2018 e il 2020 tale indice risulta superiore nel anno 2018 con una forza di mortalità nel 2020 che dipende in misura inferiore da tale fattore. Il coefficiente  $\beta_2$  è positivo e significativo pertanto l'eccesso di mortalità ha riguardato prevalentemente la popolazione anziana.

Viene dimostrato quindi come la pandemia ha avuto effetti sulla forza di mortalità in seguito ad un incremento del tasso di invecchiamento riflettendosi in una maggiore mortalità nella popolazione anziana.

La differenza tra 2018 e 2020 risulta statisticamente significativa, indica una situazione analoga a quella mostrata dal modello di confronto lineare semplice tra anni (capitolo 2.1) e alla situazione verificata nella sezione precedente.

Tabella 10: Modello di regressione lineare (6) **confronto tra 2020** con 2018

Parametro	Stima	Pr(< t )	Signif.
$\log \alpha_1$	-10.9161	<0.01	***
$\log \alpha_2$	-0.1808	<0.01	***
$\beta_1$	0.0943	<0.01	***
$\beta_2$	0.0042	<0.01	***

### 2.3.3 Confronto 2019-2020

Le differenze rilevate nel modello di comparazione tra 2018 e 2020 risultano significative e con un incremento positivo del tasso di invecchiamento e negativo della probabilità di morte. Il modello stimato di seguito utilizza il 2020 come base di confronto con l'anno 2019.

L'ipotesi che si vuole verificare è anche per tale modello la variazione del parametro  $\alpha_2$  sia negativa indicando una minor probabilità di morte nel 2020 mentre il  $\beta_2$  positivo con una maggiorazione del tasso di invecchiamento nel 2020 confermando l'ipotesi dell'eccesso di mortalità nella popolazione anziana.

La stima dei parametri riporta, in modo analogo al modello precedente,  $\alpha_2$  negativo pertanto nel 2019 la probabilità di morte era più elevata.  $\beta_2$  risulta positivo, significativo e superiore rispetto al modello precedentemente stimato. L'ipotesi di un eccesso di mortalità superiore per le età sensibili, rispetto a quelle comprese tra i 30 e i 64 anni, viene verificata con variazioni significative del parametro  $\beta_2$  negli anni tra il 2019 e il 2020.

Tabella 11: Stima modello lineare (6) **confronto tra 2020** con 2019

Parametro	Stima	Pr(< t )	Signif.
$\log \alpha_1$	-10.9341	<0.01	***
$\log \alpha_2$	-0.1627	<0.01	***
$\beta_1$	0.0942	<0.01	***
$\beta_2$	0.0044	<0.01	***

In un anno in cui il numero di deceduti è aumentato notevolmente ci si è chiesto se la pandemia abbia influito anche sul livello di invecchiamento della popolazione. La risposta a livello nazionale è negativa, l'eccesso di mortalità non è stato tale da rallentare la crescita dell'invecchiamento.

La popolazione ultrasessantacinquenne, 13 milioni 923mila individui a inizio 2021 (+64 mila), costituiva il 23,5% della popolazione totale contro il 23,2% dell'anno precedente. Nel caso specifico degli ultraottantenni, colpiti dalla supermortalità, si riscontra comunque un incremento (+61 mila) che li porta a 4 milioni 480mila ed a rappresentare il 7,6% della popolazione totale. Viceversa, risultano in diminuzione tanto gli individui in età attiva quanto i più giovani: i 15-64enni scendono dal 63,8% al 63,7% mentre i ragazzi fino a 14 anni passano dal 13% al 12,8% del totale. [15]

I modelli di regressione lineare stimati ci permettono di rappresentare la variazione avvenuta tra 2018 e 2020. Le rette relative alla forza di mortalità nel 2018 e nel 2019 mostrano una situazione simile con le due rette sovrapposte. Nel 2020 si verifica un incremento della forza di mortalità, dovuta principalmente come visto nel modello non lineare dalla variazione maggiore del parametro  $\beta$ . Sia per la popolazione totale che per i due generi la mortalità è mutata principalmente dal maggior numero di morti della popolazione anziana che ha risentito notevolmente di tale fenomeno.

## 2.4 Analisi per zona geografica

Nel 2018 si è riportata una diminuzione del numero di decessi in quasi tutto il territorio italiano. Un decremento più consistente nel Centro (-4,3%) e nel Sud (-4,4%). Solo nel Nord-ovest si è registrato un lieve aumento di decessi (+0,4%). [13]

Nel febbraio 2020 il Paese è stato fortemente colpito dalla diffusione di un virus che ha provocato un gran numero di infezioni e morti. La rapida e progressiva diffusione del virus con un esponenziale aumento del numero di ricoveri e decessi ha indotto il Governo italiano a prendere alcune precauzioni.

Il 23 febbraio 2020 undici comuni del Nord Italia sono stati individuati come cluster principale dell'epidemia e messi in quarantena. Successivamente con l'aumento dei casi da SARS-COV-2 si sono messe in atto altre restrizioni per contenere il contagio e l'incremento dei decessi. [14]

Sin dalle prime fasi dell'epidemia italiana, sono emerse differenze regionali in termini di tempi e dimensioni della diffusione del virus. Tuttavia nel 2020 tutte le regioni, nessuna esclusa, subiscono un abbassamento dei livelli di sopravvivenza. Tra gli uomini la riduzione della speranza di vita alla nascita varia da un minimo di 0,5 anni (vale a dire 6 mesi di vita media in meno) riscontrato in Calabria, a un massimo di ben 2,6 anni in Lombardia. Le regioni del Centro-Sud registrano perdite inferiori, poiché meno colpite dagli effetti della pandemia ma solo nelle prime fasi di diffusione dell'epidemia comunque importanti. In Abruzzo, Puglia e Campania, la riduzione di sopravvivenza per gli uomini è di oltre un anno rispetto al 2019. Ma è soprattutto il Nord a pagare il prezzo più alto: oltre che nella già citata Lombardia, gli uomini registrano riduzioni rilevanti anche in Piemonte (-1,7 anni), Valle d'Aosta (-1,7), Liguria (-1,6), Trentino-Alto Adige (-1,6) ed Emilia-Romagna (-1,5). [15]

Alla luce di alcuni studi effettuati dall'Istat si valuta attraverso la stima di un modello matematico le differenze tra regioni e tra specifiche zone geografiche.

Il primo modello stimato confronta l'evoluzione della mortalità negli anni di studio, la ripartizione territoriale di cui si parla riguarda Nord, Centro, Sud ed Isole.

Come già visto nel capitolo sull'età modale le caratteristiche di tali territori influenzano la mortalità, provocando effetti sull'evoluzione del fenomeno.

### 2.4.1 Nord Italia

Le caratteristiche geografiche, economiche, sociali e sanitarie hanno un impatto fondamentale.

Il Nord presenta un sistema sanitario piuttosto sviluppato con un investimento medio annuale superiore rispetto a Sud e Isole. Tuttavia, il sistema sanitario è stato messo a dura prova nel corso del 2020 per l'inizio della pandemia e un picco del numero di ricoveri e un successivo ed esponenziale aumento dei decessi. Prima della stima dei modelli nei differenti anni di riferimento si riporta qui di seguito il numero di morti registrati nel 2020 nelle regioni del Nord:

- Piemonte= 7979
- Lombardia= 25362
- Valle d'Aosta= 382
- Trentino-Alto-Adige= 1744
- Veneto= 7220
- Friuli-Venezia-Giulia= 1802
- Liguria= 2880
- Emilia-Romagna= 7863
- NORD= 55232

Le regioni maggiormente colpite per numero di decessi dovuti ad epidemia da SARS-COV-2 nel Nord risultano Lombardia e Piemonte.

Il tasso annuale standardizzato di mortalità associata a Covid-19 nel 2020 risulta pari a 50,5 decessi ogni 100'000 abitanti. A partire dai dati segnalati in precedenza si è stimato il modello con il metodo dei minimi quadrati per verificare l'impatto sulla mortalità totale in tale territorio. [16]

La probabilità di morte tra il 2018 e il 2020 registra una diminuzione, nonostante un elevato numero di decessi per il 2020 tale probabilità si riduce. Il coefficiente tasso di invecchiamento registra un incremento in tutti gli anni di

studio con una variazione significativa rispetto al parametro  $\alpha$ . Il tasso di invecchiamento, come mostrano i risultati del modello stimato con entrambe le procedure, nel 2020 aumenta significativamente. La mutazione del parametro  $\beta$  indica un eccesso di mortalità nella popolazione anziana che a causa della situazione sanitaria risente di un numero elevato di decessi nella popolazione con età superiore a 65 anni.

Tabella 12: Stima modello di Gompertz dei minimi quadrati non lineari **Nord Italia** dal 2018 al 2020

Anno	2018	2019	2020
$\alpha$	0.000010	0.000008	0.000007
$\beta$	0.1028	0.1050	<b>0.1111</b>

Tabella 13: Stima modello di Gompertz dei minimi quadrati lineari **Nord Italia** dal 2018 al 2020

Anno	2018	2019	2020
$\log \alpha$	-11.0623	-11.0423	-11.2973
$\beta$	0.0959	0.0951	<b>0.1015</b>

Nel Nord Italia la pandemia ha caratterizzato un maggior numero di decessi non solo per le classi d'età più sensibili ma, sebbene in misura inferiore, anche nelle classi d'età tra i 30 e 64 anni. [16] Nonostante la situazione sanitaria la struttura per età della popolazione del Nord rimane propensa ad invecchiare registrando anche per il 2020 una maggior speranza di vita media.

Dalla mutazione dei parametri, negli anni di interesse, si nota un tasso di mortalità iniziale in diminuzione indice di una progressiva riduzione del livello di sopravvivenza. Un tasso di invecchiamento in aumento dal 2019 al 2020 comporta un progressivo incremento della crisi della mortalità nell'età più anziane. [17]

**Nord: differenza tra generi** Nel capitolo 2.2 si è analizzata la differenza tra generi per il territorio italiano, nella sezione che segue si vuole valutare tale differenza nel Nord Italia. Il territorio italiano evidenzia un incremento del coefficiente  $\beta$  sia per il genere maschile che per quello femminile con un numero di decessi più elevato negli uomini rispetto alle donne. La variazione del tasso di invecchiamento per l'Italia è tale da essere superiore al parametro  $\alpha$  indicando un eccesso di mortalità per la popolazione anziana.

Secondo il Sistema di sorveglianza integrata Covid-19 nel Nord d'Italia la ripartizione dei decessi per genere ed età risulta: [18]

Tabella 14: Decessi per Covid 2020 Nord Italia

Età	Uomini	Donne
0-49	311	157
50-64	2415	807
65-79	11151	4790
80+	16730	18871
Totale	30607	24625

Il numero di decessi, dei dati citati qui sopra, risulta superiore per il genere maschile rispetto a quello femminile con un picco massimo nelle classi d'età 80+ con il 54,66% di decessi per gli uomini e 76,63% per le donne.

Da questa prima rappresentazione il genere maschile e quello femminile sembrano essere maggiormente colpito nelle classi d'età superiori ai 65 anni.

Attraverso la stima di un modello di regressione lineare e non lineare si valuta se anche per il Nord Italia la popolazione anziana ha risentito di un eccesso di mortalità.

Si riporta qui di seguito i coefficienti stimati del modello per il genere maschile:

Tabella 15: Stima modello di Gompertz metodo dei minimi quadrati non lineari **Nord Italia maschi** dal 2018 al 2020

Anno	2018	2019	2020
$\alpha$	0.000013	0.000010	0.000009
$\beta$	0.1026	0.1056	0.1102

Per i maschi del Nord Italia, come per il territorio italiano, risultano una crisi di mortalità sulla popolazione anziana, con il coefficiente  $\alpha$  diminuito dal 2018 al 2020. Il coefficiente  $\beta$  aumenta in maniera significativa nel corso di ogni anno di studio.

Per il genere femminile si nota un coefficiente  $\alpha$  in diminuzione. La mutazione di  $\beta$ , anche per le donne, indica una mortalità superiore nella popolazione anziana.

Nel Nord Italia sia per la popolazione totale che considerando i due generi a confronto risulta un eccesso di mortalità che ha interessato prevalentemente la popolazione di età superiore a 65 anni.

Tabella 16: Stima modello di regressione non lineare **Nord Italia femmine** dal 2018 al 2020

Anno	2018	2019	2020
$\alpha$	0.000005	0.000005	0.000003
$\beta$	0.1068	0.1077	0.1191

Mediante la stima di un modello di regressione lineare si valuta se anche nel Nord Italia la popolazione maschile ha una mortalità superiore rispetto al genere femminile. I coefficienti riportati dalla stima del modello evidenziano  $\alpha_2$  in aumento dal 2018 al 2019 e in riduzione nel 2020,  $\beta_2$  negativo nel 2019 indice di un tasso di invecchiamento in variazione superiore per le donne. Nonostante per entrambi i generi la mutazione maggiore si verifica nel parametro  $\beta$  dei modelli precedenti, i valori stimati in tale modello indicando una mortalità significativa anche per la popolazione anziana maschile del Nord rispetto a quella femminile.



Nel 2020 il Nord Italia ha risentito maggiormente del impatto da SARS-COV-2 abbassando i livelli di sopravvivenza per entrambi i generi.

Tabella 17: Stima modello minimi quadrati lineari **NORD genere maschile** dal 2018 al 2020

Anno	$\alpha_1$	$\alpha_2$	Signf. $\alpha_2$	$\beta_1$	$\beta_2$	Signf. $\beta_2$
2018	-11.3771	0.5150	***	0.0958	0.0008	
2019	-11.4227	0.6167	***	0.0961	-0.0009	
2020	-11.6304	0.5276	***	0.1011	<b>0.0017</b>	

La figura 12 evidenzia per il genere maschile un andamento simile per il 2018 e 2019, mentre nel 2020 si rileva un aumento della forza di mortalità a partire dai 40 anni in poi. Per il genere femminile, nel 2020, viene rilevata una riduzione dell'intercetta  $\tilde{\alpha}$  ed un progressivo aumento del logaritmo della forza di mortalità nelle età successive ai 55 anni.

## Regressione tra generi Nord

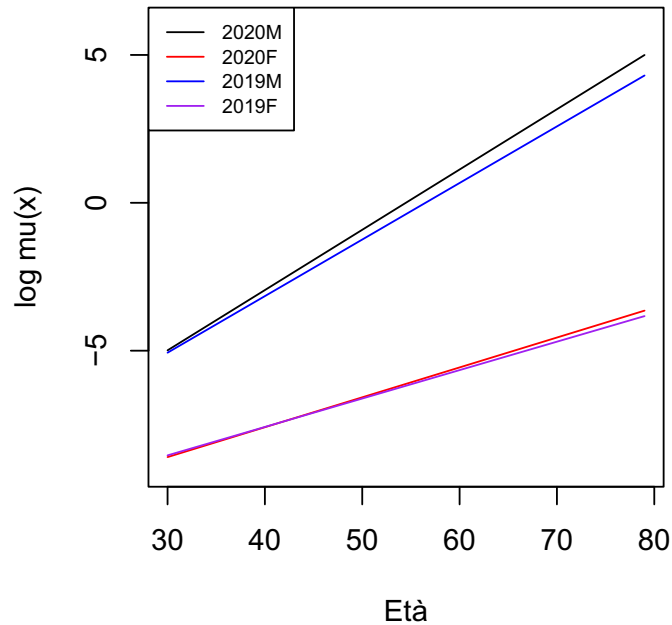


Figura 12: Rette di regressione distinte per genere, Nord Italia

**Nord: differenza tra anni** La struttura per età della popolazione del Nord Italia mostra una maggior concentrazione nelle classi d'età centrali. L'Italia è considerato un paese vecchio<sup>6</sup> registra infatti nel 2018 un indice di vecchiaia<sup>7</sup> pari a 169,5, nel 2019 pari a 174 e nel 2020 pari a 179,4. Il Nord Italia rappresenta una delle zone del territorio in cui il tasso di vecchiaia è elevato registrando nel 2018: 178, nel 2019 181,7 e nel 2020: 184,4.[19]

Attraverso la stima di un modello con variabile dicotomica che indica il 2020 si valuta come il fenomeno è variato nei differenti anni di interesse. Si cerca di valutare se dal 2018 e 2020 la crisi di mortalità è stata effettivamente rilevata nella popolazione anziana.

<sup>6</sup>propensione all'invecchiamento più elevata

<sup>7</sup>rapporto tra la popolazione con età superiore ai 65 anni e popolazione con età inferiore ai 14 anni

**Differenza tra 2020 e biennio 2018-2019** I coefficienti stimati mediante il modello di regressione lineare che rappresenta come variabile dicotomica di valore 1 per  $x_2$  nel caso del 2020 risultano:  $\alpha_2$  negativo e significativo indice di una probabilità di morte superiore nel biennio precedente al 2020,  $\beta_2$  è positivo e significativo. Il segno positivo e la significatività del parametro tasso di invecchiamento indicano un eccesso di mortalità per la popolazione anziana del Nord.

Dai risultati ottenuti dal modello viene verificata l'ipotesi che effettivamente tale fenomeno si verifica con intensità superiore nella popolazione anziana nel 2020 rispetto al biennio precedente.

Nelle sezioni successive vengono stimati due modelli differenti, il primo confronta il 2018 con il 2020, il secondo il 2019 con il 2020 per verificare se anche considerando congiuntamente i due anni la crisi nel 2020 ha interessato le età più sensibili<sup>8</sup>.

Tabella 18: Stima modello di regressione lineare **di confronto tra 2020 e 2019-2018**, Nord Italia

Parametro	Stima	Pr(< t )	Signif.
$\alpha_1$	-11.0523	<0.01	***
$\alpha_2$	-0.2450	<0.01	***
$\beta_1$	0.0955	<0.01	***
$\beta_2$	0.0060	<0.01	***

**Differenza tra 2018 e 2020** Il confronto tra 2018 e 2020 avviene mediante la stima di un nuovo modello che rappresenta come variabile dicotomica con valore 1 in corrispondenza del 2020.

Il coefficiente  $\alpha_2$  (variazione dell'intercetta nel 2020) risulta inferiore rispetto al 2018 con un livello di sopravvivenza più elevato precedente alla pandemia del 2020. Positivo e significativo è il parametro  $\beta_2$ , tasso di invecchiamento nel 2020 più alto rispetto a quello riscontrato nel 2018.

Le variazioni dei due parametri sono significative indicando e confermando la

<sup>8</sup>riferito alle persone con età superiore ai 60 anni d'età

maggior crisi di mortalità nella popolazione anziana in seguito alla pandemia che ha incrementato i decessi nelle persone in età superiore ai 65 anni.

Tabella 19: Stima modello di regressione lineare **per l'anno 2020** confrontato con il 2018, Nord Italia

Parametro	Stima	Pr(< t )	Signif.
$\alpha_1$	-11.0623	<0.01	***
$\alpha_2$	-0.2351	<0.01	***
$\beta_1$	0.0959	<0.01	***
$\beta_2$	0.0056	<0.01	***

**Differenza tra 2019 e 2020** Nel confronto tra 2018 e 2020 si evidenziano particolari differenze con un aumento significativo della crisi di mortalità per la popolazione anziana. Il modello stimato per il confronto tra 2019 e 2020 registra un tasso di mortalità iniziale più elevato nel 2019 (maggiore rispetto a quella riscontrata nel confronto tra 2018 e 2020). Il tasso di invecchiamento è positivo, significativo e superiore rispetto a quello rilevato nel modello precedente. Le variazioni tra 2019 e 2020 risultano incrementate rispetto al modello tra 2018 e 2020, tuttavia si verifica in entrambi i casi un eccesso di mortalità nella popolazione di età superiore ai 65 anni.

Tabella 20: Stima modello metodo dei minimi quadrati lineari **confronto tra 2020 e 2019**, Nord Italia

Parametro	Stima	Pr(> t )	Signif.
$\alpha_1$	-11.0423	<0.01	***
$\alpha_2$	-0.2550	<0.016	***
$\beta_1$	0.0951	<0.01	***
$\beta_2$	0.0064	<0.01	***

Per il 2020 si nota una forte variazione sul numero di decessi totali, in parti-

colare oltre ai dati assoluti sui decessi si nota una prevalenza di decessi maschile rispetto alla femminile. Dai coefficienti stimati nei diversi modelli si nota come l'epidemia da SARS-COV-2 abbia colpito gli anziani per la popolazione totale. Sia il genere maschile che quello femminile presentano un eccesso di mortalità nella popolazione anziana, con gli uomini maggiormente colpiti rispetto alle donne.

Il grafico 13 rappresenta la differenza tra rette di regressione, con il 2020 (linea blu) superiore al biennio precedente, a partire dai 50 anni d'età tale retta registra un aumento anomalo rispetto agli anni precedenti indice di una forza di mortalità più elevata.

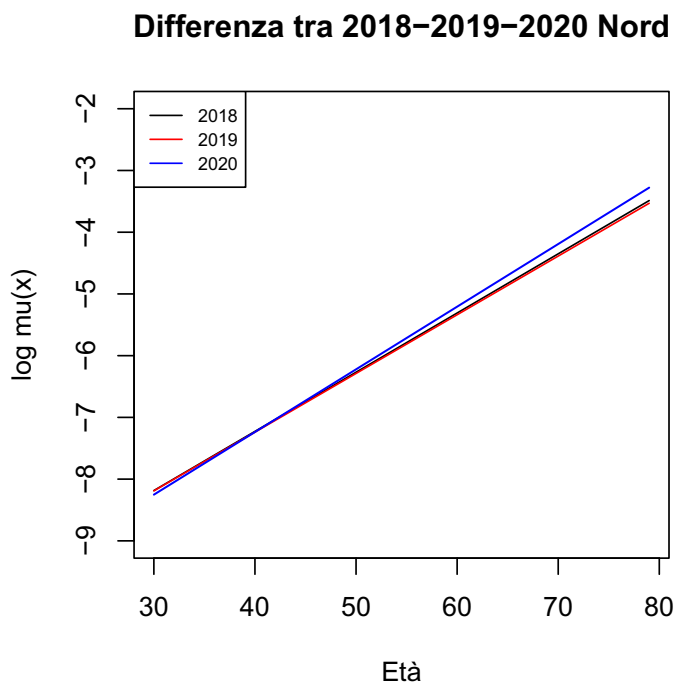


Figura 13: Rette di regressione distinte per anni 2018-2019-2020, Nord Italia

#### 2.4.2 Centro Italia

Anche il Centro Italia nel corso della prima ondata di SARS-COV-2 ha registrato un numero di decessi significativo:

- Toscana= 3636
- Umbria= 621
- Marche= 1560
- Lazio= 3951
- CENTRO= 9768

La regione Lazio risulta essere quella con maggior numero di morti, seguita dalla Toscana. I casi di decessi registrati risultano inferiori rispetto a quelli del Nord Italia.

Inoltre la ripartizione di decessi per età segnalata dal Sistema di sorveglianza integrata Covid-19 nel Centro Italia risulta: [18]

Tabella 21: Decessi per Covid 2020 Centro Italia

Età	Uomini	Donne
0-49	85	36
50-64	551	196
65-79	1928	920
80+	2927	3125
Totale	5491	4277

Il genere maschile, dai dati assoluti, riporta un maggior numero di decessi per gli uomini rispetto alle donne. Inoltre la classe d'età 80+ risulta più colpita per entrambi i generi, ci indica una propensione superiore alla morte nelle persone anziane alla morte.

Dal modello che stimeremo di seguito si vuole valutare se effettivamente anche per il Centro, come per il Nord, la crisi di mortalità ha influito sulla popolazione anziana.

Nelle regioni del Centro il coefficiente  $\alpha$  diminuisce nel corso degli anni di studio,  $\beta$  invece aumenta anche in tale territorio la pandemia ha influito in termini di maggior numero di decessi nella popolazione anziana.

Sia per la popolazione femminile che per quella maschile l'eccesso di mortalità ha riguardato le persone più sensibili a tale fenomeno con un abbassamento della sopravvivenza nell'età iniziale e un incremento del coefficiente  $\beta$ .

Le variazioni di  $\beta$  però non sono tali da modificare la struttura della popolazione, si rileva infatti un indice di vecchiaia nel 2018 pari a 179,3, nel 2019 pari a 183,9 e per il 2020 189,2. Le regioni del Centro presentano un indice di vecchiaia superiore a tutte le altre zone d'Italia.

Tabella 22: Stima modello metodo dei minimi quadrati non lineari **Centro Italia** dal 2018 al 2020

Anno	2018	2019	2020
$\alpha$	0.000010	0.000009	0.000008
$\beta$	0.1022	0.1037	0.1063
$\alpha$ M	0.000012	0.000012	0.000011
$\beta$ M	0.1028	0.1028	0.1060
$\alpha$ F	0.000006	0.000004	0.000004
$\beta$ F	0.1045	0.1089	0.1109

Nelle sezioni successive si effettua un confronto tra i decessi del Nord e del Centro al fine di verificare se realmente nel 2020 i decessi mostrano andamenti differenti nelle due aree.

### 2.4.3 Mezzogiorno

La prima ondata di SARS-COV-2 ha interessato principalmente Nord e Centro Italia, tuttavia nelle ondate successive tali regioni hanno risentito di un aumento di casi e decessi. A partire dai dati assoluti in termini di decessi per Covid nel Mezzogiorno si sono registrati:

Tabella 23: Decessi per Covid 2020 Mezzogiorno Italia

Età	Uomini	Donne
0-49	154	83
50-64	993	361
65-79	3124	1334
80+	3026	3090
Totale	7297	4868

Gli uomini tra i 65 e i 79 anni hanno subito un maggior numero di morti, per le donne risultano superiori i decessi per la classe d'età 80+. Dal totale si può notare come la popolazione maschile sia stata più colpita rispetto alla femminile.

Si riporta, inoltre, il numero di decessi per Covid registrati in ogni regione del Mezzogiorno nel 2020:

- Sicilia= 2831
- Sardegna= 943
- Abruzzo= 1301
- Molise= 202
- Campania= 3481
- Puglia= 2639
- Basilicata= 287
- Calabria= 481
- MEZZOGIORNO= 12165

La regione maggiormente colpita per numero di decessi in seguito a complicazioni da SARS-COV-2 risulta la Campania seguita da Sicilia e Puglia.

L'indice di vecchiaia per il Sud risulta nel 2018 pari a 149,3, nel 2019 pari a 154,4 e nel 2020 registra un ulteriore aumento a 160,5, per le Isole si rileva 160,8



nel 2018, 166,3 nell'anno successivo e 172,7 nel 2020. La popolazione nelle Isole risulta più vecchia rispetto a quella del Sud Italia, tuttavia con livelli inferiori rispetto a Nord e Centro.

Di seguito si stimano due modelli distinti uno per il Sud ed uno per le Isole.

A differenza del Nord e del Centro nel Sud si rileva un coefficiente  $\alpha$  in aumento e con una variazione maggiore rispetto al tasso di invecchiamento, la mortalità ha colpito tutte le classi d'età non solo quelle più anziane.  $\beta$  per l'anno 2020 si riduce, al crescere di  $\alpha$  si rileva una diminuzione di  $\beta$  riduzione del tasso di invecchiamento e incremento della mortalità nelle persone anziane.

Sia per il genere maschile che per quello femminile nel Sud Italia si registra una crisi di mortalità su tutta la popolazione indipendentemente dall'età, con il genere maschile con un intensità del fenomeno superiore rispetto al genere femminile.

Tabella 24: Stima modello metodo dei minimi quadrati non lineari **Sud Italia** dal 2018 al 2020

Anno	2018	2019	2020
$\alpha$	0.000010	0.000009	0.000010
$\beta$	0.1038	0.1058	0.1040
$\alpha$ M	0.000015	0.000013	0.000018
$\beta$ M	0.1024	0.1038	0.1005
$\alpha$ F	0.000005	0.000004	0.000003
$\beta$ F	0.1103	0.1132	0.1154

Nelle Isole, nel 2020, si verifica una crisi di mortalità per tutte le età con un coefficiente tasso di invecchiamento in diminuzione. La variazione positiva del coefficiente  $\alpha$  si riporta anche in entrambi i generi con un incremento della mortalità in tutte le classi d'età colpendo, però, in modo più intenso la popolazione maschile rispetto a quella femminile.

Tabella 25: Stima modello metodo dei minimi quadrati non lineari **Isole Italia** dal 2018 al 2020

Anno	2018	2019	2020
$\alpha$	0.000011	0.000008	0.000011
$\beta$	0.1027	0.1076	0.1034
$\alpha$ M	0.000017	0.000012	0.000016
$\beta$ M	0.0999	0.1046	0.1022
$\alpha$ F	0.000004	0.000003	0.000005
$\beta$ F	0.1117	0.1169	0.1102

Le regioni del Mezzogiorno tra il 2018 e il 2020 rilevano un aumento della crisi di mortalità per tutte le classi d'età a differenza di Nord e Centro che in seguito alla condizione sanitaria hanno subito una crisi di mortalità nella popolazione anziana. In seguito ad una nuova ondata epidemiologica si potrebbe rilevare una variazione di tale modello nel corso del 2021 in cui si è registrato un nuovo aumento dei decessi.

#### 2.4.4 Differenza tra territori

Come visto nelle sezioni precedenti aree geografiche presentano caratteristiche diverse rispetto al fenomeno di mortalità. Si analizzano in seguito le differenze tra Nord-Centro e Nord-Mezzogiorno al fine di valutare se il Nord Italia nel 2020 ha subito una mutazione maggiore rispetto alle altre due aree. Il modello stimato nei paragrafi attraverso la formule (6) in cui la variabile dicotomica  $x_2$  rappresenta il Nord Italia. L'intercetta  $\alpha_1$  rappresenta il livello iniziale per la popolazione e  $\alpha_2$  la variazione positiva o negativa del Nord Italia.  $\beta_1$  rappresenta il tasso di invecchiamento e  $\beta_2$  l'aumento o la riduzione del tasso.

**Nord e Centro a confronto** Nelle sezioni 2.4.1 e 2.4.2 si è stimato singolarmente il modello per tali stati osservando una maggior variazione nel parametro  $\beta$ , indice di una crisi di mortalità rivolta principalmente alla popolazione anziana.

na. Ora si vuole valutare se tale mutazione è stata maggiore nel Nord d'Italia e se nel 2020 si riporta una variazione significativa e positiva nel parametro  $\beta_2$ . Il segno positivo del coefficiente  $\beta_2$  ci permette di verificare l'ipotesi che tale territorio, epicentro dell'epidemia, ha un numero di morti anziani superiori rispetto al Centro.

Nel 2018 il coefficiente  $\alpha_2$  risulta negativo e significativo a livello 0.001 con una probabilità di morte superiore nel Centro rispetto al Nord. Per quanto riguarda  $\beta_2$  nel medesimo anno risulta positivo e significativo (livello 0.01) indicando che già nel 2018 il Nord risentiva di una maggior crisi di mortalità nella popolazione anziana.

Nell'anno successivo (2019) il coefficiente  $\alpha_2$  si riduce con una probabilità di morte notevolmente superiore nelle regioni del Centro,  $\beta_2$  aumenta significativamente comportando una maggior mortalità nelle popolazioni sensibili al fenomeno nel Nord.

L'anno della pandemia mostra variazioni in tutti i parametri del modello con una mutazione dell'intercetta in aumento rispetto al 2019 rimanendo superiore nelle regioni centrali. Il tasso di invecchiamento risulta superiore nel Nord Italia, con livelli inferiori rispetto all'anno precedente, ciò permette di verificare come la popolazione anziana di tale territorio abbia risentito di un'eccesso di mortalità in seguito alle condizioni sanitarie.

Tabella 26: Stima modello lineare **confronto tra Nord e Centro**

Anno	2018	2019	<b>2020</b>
$\alpha_1$	-10.9403	-10.9842	-11.1062
$\alpha_2$	-0.1219	-0.0581	<b>-0.1911</b>
Signif. $\alpha_2$	**		***
$\beta_1$	0.0939	0.0943	0.0973
$\beta_2$	0.0020	0.0008	<b>0.0042</b>
Signif. $\beta_2$	*		***

**Differenza tra Nord e Mezzogiorno** L'eccesso di mortalità nel Nord e nel Mezzogiorno risulta differente, per le regioni settentrionali infatti riguarda pre-

valentemente la popolazione anziana mentre per quelle del Sud ha interessato tutte le fasce d'età.

Attraverso la stima del modello di regressione lineare si valuta se la variazione dei coefficienti rispecchia i risultati precedentemente trovati.

Nel 2018 la variazione dell'intercetta risulta negativa indice di una maggior probabilità di morte nel Mezzogiorno rispetto al Nord, viene riscontrata anche un coefficiente  $\beta_2$  positivo e significativo. Nel 2019 le mutazioni rimangono simili con un tasso di invecchiamento superiore nel Nord Italia e  $\alpha_2$  negativo e significativo per il Mezzogiorno.

Nel 2020  $\beta_2$  segna un incremento, con un tasso di invecchiamento significativamente superiore rispetto ai due anni precedenti. Anche  $\alpha_2$  diminuisce indice di una probabilità di morte nel Mezzogiorno superiore rispetto al 2018 e al 2019. Viene verificata l'ipotesi di una crisi di mortalità che nel Nord riguarda prevalentemente la popolazione anziana mentre nel Sud e nelle Isole interessa tutta la popolazione ad ogni età, tuttavia i decessi segnati nelle regioni settentrionali risultano superiori rispetto a quelli del Mezzogiorno.

Tabella 27: Stima modello lineare **confronto Nord** e Mezzogiorno

Anno	2018	2019	<b>2020</b>
$\alpha_1$	-10.7067	-10.7637	-10.7979
$\alpha_2$	-0.3556	-0.2786	<b>-0.4994</b>
Signif. $\alpha_2$	***	***	***
$\beta_1$	0.0925	0.0930	0.0948
$\beta_2$	0.0034	0.0020	<b>0.0067</b>
Signif. $\beta_2$	***	**	***

A partire dal modello di regressione lineare si evidenzia attraverso la figura 14 nel Mezzogiorno una situazione simile tra 2018 e 2020, mentre nel Nord Italia la retta aumenta a partire dai 45 anni d'età.

Dai modelli stimati e dalla rappresentazione grafica si nota come la pandemia abbia influito maggiormente sulla forza di mortalità nel Nord Italia.

### Regressione tra Nord e Mezzogiorno

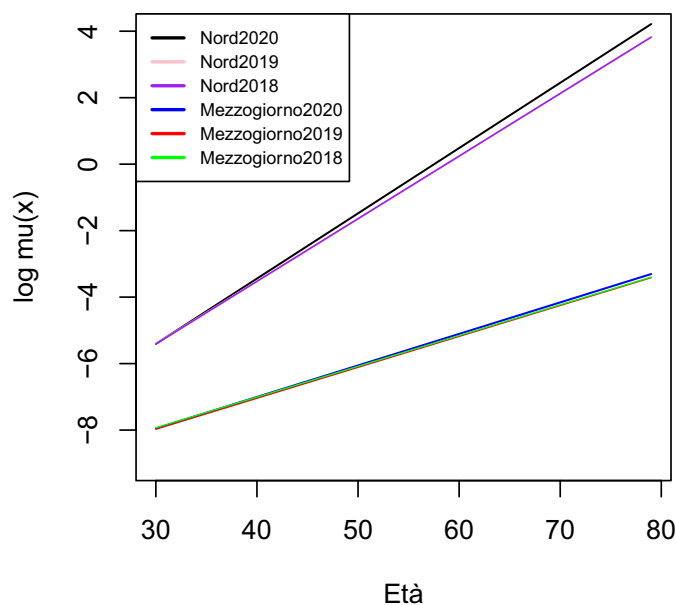


Figura 14: Rette di regressione di confronto tra Nord e Mezzogiorno

I coefficienti stimati evidenziano un differente andamento del fenomeno di mortalità che varia a seconda della zona geografica. Il Nord presenta una crisi di mortalità sulla popolazione anziana, il genere maschile risente di una mortalità superiore, come per il genere femminile, del tasso di invecchiamento  $\beta$  con un aumento del fenomeno nelle classi d'età più sensibili.

Centro e Mezzogiorno presentano mutazioni del parametro  $\alpha$  superiori rispetto a  $\beta$  sia per gli uomini che per le donne. Dai coefficienti stimati si può notare un forte impatto della pandemia su tutto il territorio registrando mutazioni superiori rispetto agli anni precedenti per tutte le fasce d'età. La crisi di mortalità rilevata in tutto il territorio, in maniera particolare per il Nord, non ha modificato però la struttura per età della popolazione che registra una quota elevata di decessi nelle persone anziane.

## 2.5 Età modale alla morte metodo di Gompertz

Nella sezione 1.2 si è stimata l'età modale alla morte mediante la ricerca dell'età con  $d_x$  massimo, in questa sezione si confrontano i dati calcolati in precedenza con i risultati ottenuti applicando il metodo di Gompertz che permette di calcolare l'età modale a partire dai coefficienti stimati mediante la formula (1).

La stima dei parametri consente di calcolare l'età modale alla morte con la seguente formula:

$$M = \frac{\log(\beta) - \log(\alpha)}{\beta} \quad (8)$$

Si forniscono di seguito i dati relativi all'età modale alla morte stimata per zona geografica e genere.

**Italia** I risultati stimati con entrambe le procedure sono simili, tuttavia l'età modale calcolata mediante il metodo di Gompertz appare più precisa. La popolazione femminile rispetto alla stima mediante ricerca del  $d_x$  massimo risulta di 2 anni superiore nel 2018 e nel 2019 mentre nel 2020 risulta superiore di un anno. Per il totale della popolazione e per il genere maschile i due risultati sono pressoché simili.

Tabella 28: Età modale alla morte **metodo di Gompertz**, Italia, dal 2018 al 2020

Genere	2018	2019	2020
Totale	89.74	89.80	88.18
Maschi	87.22	87.43	85.69
Femmine	92.30	92.25	90.72

**Nord** L'età modale alla morte stimata con i parametri del modello di Gompertz evidenziano delle divergenze: nel 2020 infatti risulta un differenza di un anno per il totale della popolazione e di due anni più piccola per il genere maschile. L'effetto della pandemia è visibile anche dalla mutazione di età modale

alla morte per gli uomini che risultano maggiormente colpiti.

L'età modale alla morte stimata con il metodo di Gompertz (8) risente maggiormente dell'effetto della pandemia poichè il coefficiente  $\beta$  risulta in aumento e  $\alpha$  in diminuzione.

Tabella 29: Età modale alla morte **metodo di Gompertz**, *Nord Italia*, dal 2018 al 2020

Popolazione	2018	2019	2020
Totale	89.99	90.15	87.71
Maschi	87.51	87.68	85.11
Femmine	92.76	92.87	90.41

**Centro** Nel 2018 la popolazione totale e quella maschile presentano delle variazioni non significative, mentre per le femmine è evidente una differenza rilevante con un età modale superiore di due anni. Nel 2019 solo la popolazione femminile mantiene una mutazione superiore di due anni rispetto al metodo di ricerca del  $d_x$  massimo.

Nel 2020 la popolazione maschile risente un eccesso di mortalità nelle persone anziane e comporta, nella stima dell'età modale (8) a partire dai coefficienti del modello non lineare (1), una riduzione di quasi due anni.

Tabella 30: Età modale alla morte **metodo di Gompertz**, *Centro Italia*, dal 2018 al 2020

Popolazione	2018	2019	2020
Totale	90.21	90.32	89.18
Maschi	87.74	87.94	86.78
Femmine	93.05	92.74	91.70

**Sud** I risultati, per entrambe le procedure, non mostrano particolari differenze nella stima dei coefficienti con il metodo dei minimi quadrati non lineari si

osserva una variazione superiore nel coefficiente  $\alpha$  provocando un incremento dei decessi per tutta la popolazione. A differenza del Nord e Centro Italia il Sud non ha risentito di un eccessivo cambiamento nell'età modale alla morte per entrambi i generi.

Tabella 31: Età modale alla morte **metodo di Gompertz**, *Sud Italia*, dal 2018 al 2020

Popolazione	2018	2019	2020
Totale	88.87	88.98	88.16
Maschi	86.50	86.72	85.78
Femmine	91.34	91.18	90.36

**Isole** Anche nelle Isole come per il Sud i coefficienti stimati mostravano una mutazione significativa nel parametro  $\alpha$  con un eccesso di mortalità rivolto a tutte le classi d'età. L'età modale alla morte risulta quindi simile nel Mezzogiorno per entrambe le procedure.

Tabella 32: Età modale alla morte **metodo di Gompertz**, *Isole*, dal 2018 al 2020

Popolazione	2018	2019	2020
Totale	88.88	88.65	88.34
Maschi	86.58	86.48	85.87
Femmine	91.02	90.60	90.76

Il metodo di stima dell'età modale alla morte mediante Gompertz mette in evidenza differenze significative con il calcolo mediante ricerca del  $d_x$  massimo. I risultati mostrano infatti registrano un decremento maggiore per la popolazione maschile nel 2020 per Nord e Centro dovuto ad una variazione del parametro  $\beta$  mentre per il Mezzogiorno la mutazione riguardava il coefficiente  $\alpha$  con età



modali simili a quelle stimate nel capitolo precedente.

### 3 Stima modello di Gompertz: altri stati

La mortalità è un indicatore dello stato di salute e di qualità della vita, nella sezione seguente si vuole stimare il modello su alcuni stati internazionali. Si valuta il differente cambiamento della mortalità nei diversi anni di riferimento e il modo in cui la pandemia ha influito su tale fenomeno modificando i parametri nella stima del modello.

In particolare si analizza l'effetto della pandemia sulla mortalità in Germania e il diverso impatto del "modello svedese" rispetto a quello italiano.

Nel 2020 la situazione sanitaria si è verificata a livello globale, interessando inizialmente la Cina e poi espandendosi in tutti gli Stati. Stati Uniti, Cina, India, Brasile, Francia, Germania, Regno Unito ed Italia hanno risentito maggiormente in termini di numero di decessi. [20]

Tra i Paesi più colpiti nel corso del 2020 si trovano gli Stati Uniti con un numero totale di morti per SARS-COV-2, registrati ad agosto 2022, pari a 1,03 milioni. [21] Il modello stimato con metodo dei minimi quadrati non lineari di Gompertz (1) permette di individuare come la situazione sanitaria nel 2020 ha cambiato il fenomeno. I parametri di Gompertz riportano un coefficiente  $\alpha$ , per la popolazione totale, in aumento e con una variazione maggiore rispetto a  $\beta$ . Il 2020 segna un significativo aumento della probabilità di morte con un incremento della crisi di mortalità che coinvolge tutte le età.

Per la popolazione maschile si segnala una mutazione anomala per entrambi i parametri di interesse, si nota quindi che anche per gli Stati Uniti gli uomini subiscono un impatto superiore, rispetto alle donne, in seguito alla pandemia. Sia  $\alpha$  che  $\beta$  subiscono una variazione sostanziale, la mutazione maggiore si verifica per il livello di sopravvivenza iniziale (coefficiente  $\alpha$ ). La crisi di mortalità nella popolazione maschile ha interessato tutte le età prese in considerazione dal modello. La popolazione femminile registra una variazione significativa in  $\alpha$ , anche per le donne americane l'eccesso di mortalità ha riguardato tutta la popolazione.

Il sistema sanitario statunitense prevede coperture assicurative differenti a seconda di condizioni: economiche, sociali e lavorative, uno dei motivi per cui gli Stati Uniti hanno risentito maggiormente della mortalità per la condizione sanitaria del 2020.

Gli USA come l'Italia hanno applicato politiche simili attraverso una chiusura globale per prevenire contagi e ulteriori decessi. [22]

Tabella 33: Stima modello minimi quadrati non lineari **Stati Uniti** dal 2018 al 2020

Anno	2018	2019	2020
$\alpha$	0.000064	0.000063	0.000070
$\beta$	0.0818	0.0819	0.0827
$\alpha$ M	0.000097	0.000096	<b>0.000107</b>
$\beta$ M	0.0787	0.0787	<b>0.079510</b>
$\alpha$ F	0.000032	0.0000312	<b>0.0000336</b>
$\beta$ F	0.0886	0.0887	<b>0.0897711</b>

Tabella 34: Stima modello di Gompertz minimi quadrati lineari **Stati Uniti** dal 2018 al 2020

Anno	2018	2019	2020
$\alpha$	-9.0863	-9.0554	-8.7937
$\beta$	0.0731	0.0724	0.0793
$\alpha$ M	-8.7937	-8.7186	-8.4316
$\beta$ M	0.0709	0.07050	0.0687
$\alpha$ F	-9.6044	-9.5959	-9.3912
$\beta$ F	0.0774	0.0771	0.0763

La figura 15 riporta il registro del numero di morti giornalieri per Covid-19 negli Stati Uniti. Si nota un incremento della curva tra marzo e maggio del 2020 come per l'Italia, un ulteriore aumento si registra tra gennaio e febbraio del 2021.

Mentre per l'Italia la crisi di mortalità per il genere maschile e per quello femminile ha colpito maggiormente le persone anziane, negli Stati Uniti sia per gli

uomini che per le donne tale crisi ha riguardato tutte le fasce d'età.

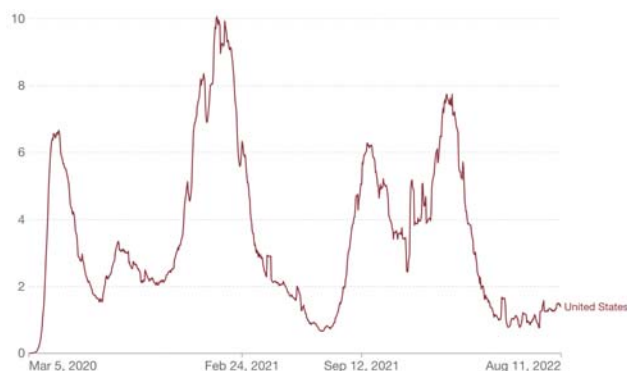


Figura 15: Nuovi decessi segnalati per giorno: Stati Uniti. Fonte: ourworldindata, aggiornamento agosto 2022

La figura 16 mostra le differenze in termini di tasso di mortalità tra i due generi per Italia e Stati Uniti. La variazione della popolazione maschile risulta superiore per gli USA nelle classi d'età tra i 50 e i 70 anni, successivamente le due curve tendono a sovrapporsi. Per le donne italiane  $m_x$  rimane inferiore per tutte le età.

Il modello per gli Stati Uniti indica una maggior crisi di mortalità per le età tra i 30 e gli 85 anni riportando, come mostra il grafico, un andamento simile a quello rilevato in Italia nel genere maschile. La popolazione femminile italiana riporta una crisi di mortalità superiore per le anziane a differenza degli Stati Uniti in cui il fenomeno ha subito un aumento per tutte le età. L'andamento riscontrato nel grafico di confronto degli  $m_x$  riportando una curva superiore negli USA a partire dai 40 anni rispetto a tutta la serie dell'Italia.

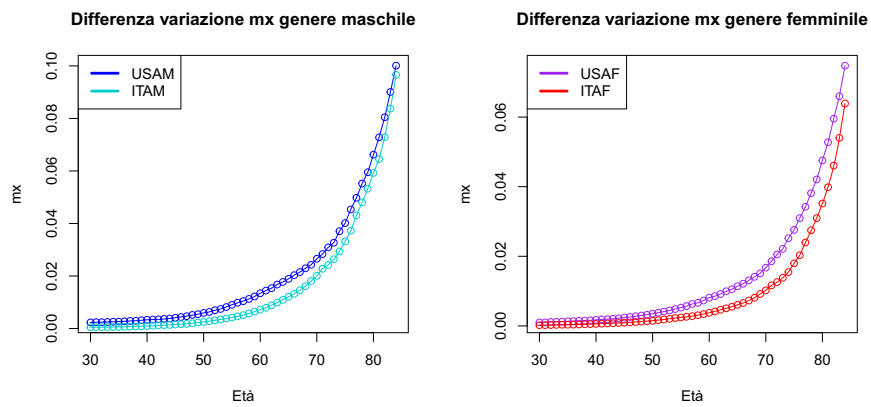


Figura 16: Differenze tassi specifici di mortalità *per genere Italia e USA*. Fonte: Elaborazione personale dati Italia(Demoistat) Usa(HMD)

Il grafico 17 mostra la differenza delle rette di regressione del modello stimato mediante metodo dei minimi quadrati lineari (2). Il 2020 registra un incremento della forza di mortalità per ogni età con una tendenza maggiore di crescita nelle età superiori ai 60 anni. La figura a destra 17 riporta le differenze per genere negli anni di studio, sia la retta degli uomini che delle donne nel 2020 mostrano una maggior mortalità. Se per gli uomini la crescita rimane parallela agli anni di studio precedenti, per le donne in età superiore ai 60 anni sembra esserci una crescita maggiore.

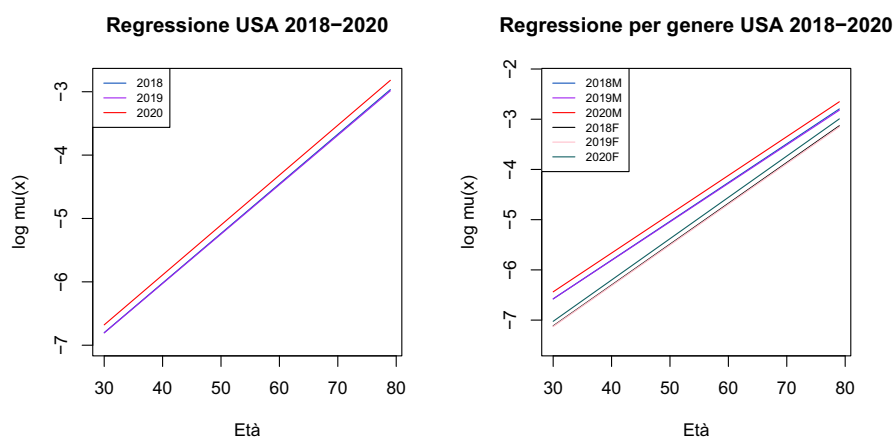


Figura 17: Rette di regressione per il totale della popolazione (grafico di sinistra) e per genere (grafico a destra) negli anni dal 2018 al 2020, USA

### 3.1 Germania studio effetto pandemico

Nel 2018 la Germania presenta una popolazione residente pari a 82'792'351, nel 2019 aumenta a 83'019'213, registra un ulteriore incremento nel 2020 83'166'711, l'anno successivo risulta diminuita a 83'155'031. [23]

Il territorio tedesco è costituito per 50,7% da popolazione femminile e per 49,3% da popolazione maschile. [24]

L'età modale alla morte, basata sul modello di Gompertz (8), nei diversi anni risulta: per la popolazione totale nel 2018 pari a 88,218, nel 2019 in leggero aumento 88,474 e nel 2020 un calo con un'età modale pari a 88,166.

La popolazione maschile risulta nel 2018: 85,331, nel 2019 si verifica un aumento (85,585) per registrare poi un riduzione nel 2020 (85,287). La popolazione femminile anche per la Germania risulta più longeva rispetto a quella maschile con un'età modale nel 2018 pari a 90,964, nel 2019: 91,225 e nel 2020 in riduzione (90,870).

La struttura della popolazione tedesca risulta simile a quella italiana, con una longevità maggiore per il genere femminile e una conseguente presenza superiore di tale popolazione nel territorio.

Nel 2020 la Germania ha attraversato, come l'Italia, un incremento dei decessi in seguito alla pandemia (marzo – maggio 2020) che ha colpito prevalentemente

giovani e adulti di mezza età. Secondo quanto riferito, questi casi erano lievi rispetto all'impatto di un'infezione nelle persone di età superiore ai 60 anni. Tuttavia, specialmente nei pazienti di età superiore agli 80 anni, un caso su due portava al ricovero in ospedale e uno su tre si concludeva con la morte. Se durante la prima ondata il livello di incidenza ha superato di poco i 5000 casi al giorno, durante la seconda ondata (ottobre 2020 – marzo 2021), l'incidenza ha raggiunto il picco di oltre 30.000 casi al giorno a dicembre. [25]

A partire dai dati forniti dal HMD si stimano i modelli di mortalità di Gompertz attraverso il metodo dei minimi quadrati (1). Si vuole analizzare il differente andamento dei parametri negli anni e successivamente si valutano le mutazioni per genere al fine di esaminare come la pandemia ha modificato i parametri.

Il modello stimato con procedura dei minimi quadrati non lineari (1) riporta un coefficiente  $\beta$  con una mutazione superiore rispetto alla probabilità di morte, ciò indica, anche per la regione tedesca, la crisi di mortalità ha riguardato la popolazione anziana. I parametri di Gompertz sono correlati negativamente tra loro ovvero al crescere di  $\alpha$  il coefficiente  $\beta$  tende a ridursi.[26] La Germania, come l'Italia, ha risentito di un aumento dei decessi in seguito alla pandemia da Covid-19 nonostante le misure di sicurezza applicate dai governi per contenere i contagi e le ospedalizzazioni.

Il grafico 18 mostra le differenze tra Italia e Germania per la popolazione totale nel 2020. Come evidenzia anche il modello sia per l'Italia che per la Germania la maggior variazione riguarda il parametro  $\beta$  con una crisi di mortalità che interessa le fasce d'età più sensibili. La popolazione tedesca tra i 50 e i 75 anni ha avuto un incremento dei tassi di mortalità superiore all'Italia.

Nella sezione successiva si confrontano i due generi al fine di valutare se anche per il genere maschile tedesco, come per l'Italia, la mortalità ha colpito gli anziani o l'eccesso di mortalità è differente.

Tabella 35: Stima modello dei minimi quadrati non lineari per *Germania* dal 2018 al 2020

Anno	2018	2019	2020
$\alpha$	0.000033	0.000033	0.000032
$\beta$	0.0895	0.0895	0.0901

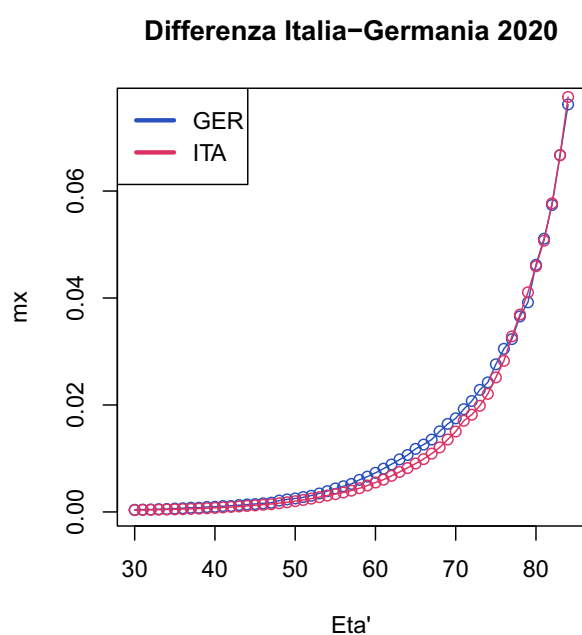


Figura 18: Confronto *tasso specifico di mortalità* **Italia-Germania nel 2020**.  
Fonte: Elaborazione personale dei dati, Italia: DemoIstat e Germania: HMD

### 3.1.1 Germania: confronto tra generi

Le differenze di mortalità tra i due generi risultano significative anche per la Germania con una mortalità superiore per gli uomini ed una sopravvivenza maggiore all'età anziana per le donne. Nel capitolo 2.2 si è valutata la differenza tra generi per l'Italia con una maggior longevità delle donne rispetto agli uomini e una mortalità superiore per i maschi in ogni anno di studio. Le stime dei modelli, per l'Italia nel 2020, ci hanno indicato una crisi di mortalità nelle



età superiori ai 60 anni sia per le donne che per gli uomini.

Attraverso le stime di nuovi modelli in Germania si valuta se la mutazione è avvenuta allo stesso modo tra i due generi. Il primo modello stimato riporta un coefficiente  $\beta$  in aumento, anche per la Germania la crisi di mortalità ha riguardato la popolazione anziana con un maggior numero di decessi per gli uomini rispetto alle donne.

Per la popolazione femminile, si registra un incremento del coefficiente  $\beta$  riportando una variazione considerevole nella mortalità delle anziane.

Tabella 36: Stima modello non lineare **per genere Germania** dal 2018 al 2020

Uomini			
Anno	2018	2019	2020
$\alpha$	0.000048	0.000046	0.000048
$\beta$	0.0882	0.0882	0.088
Donne			
Anno	2018	2019	2020
$\alpha$	0.000016	0.000015	0.000014
$\beta$	0.0958	0.0957	0.0975

La figura 19 confronta i tassi grezzi di mortalità per Germania e Italia, si notano tassi maggiori per la Germania in quasi tutti gli anni ad esclusione del 2020. Come si evidenzia anche dai modelli stimati la Germania risulta particolarmente colpita registrando un numero di decessi superiore agli anni precedenti, superando nel 2020 anche l'Italia.

Per gli uomini la forza di mortalità cresce lentamente rimanendo simile a quella degli anni precedenti. Per le donne dopo un'iniziale riduzione della forza di mortalità, nel 2020 il fenomeno aumenta fino a superare i livelli dei due anni precedenti a partire dai 60 anni d'età.

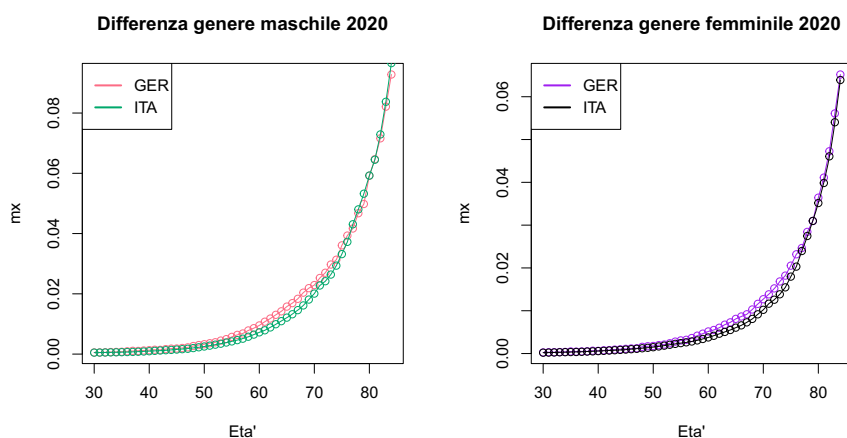


Figura 19: Confronto *tasso specifico di mortalità per genere* tra **Germania e Italia**. Fonte: Eurostat

### 3.1.2 Germania: confronto tra 2020 e anni precedenti

Il 2020 anche per la Germania ha influito sul fenomeno provocando un incremento del numero di decessi sia per la popolazione maschile anziana che per quella femminile. Nella sezione seguente si analizzano le variazioni tra i diversi anni: il primo modello confronta il 2020 con il biennio precedente, il secondo il 2020 con il 2018 e il terzo con il 2019.

Il modello di regressione lineare che confronta il 2020 con 2018-2019 mostra un coefficiente  $\alpha_2$  negativo con una forza di mortalità iniziale superiore negli anni precedenti la pandemia.  $\beta_2$  positivo ma non significativo, tasso di invecchiamento superiore nel 2020 indice di una crisi di mortalità che ha interessato prevalentemente la popolazione anziana.

Nel modello di confronto tra 2018 e 2020 si registra un parametro  $\alpha_2$  inferiore rispetto al primo modello, nel 2018 il tasso di mortalità iniziale risultava più elevato rispetto al 2020. Il tasso di invecchiamento ha segno positivo si verifica l'ipotesi che la popolazione anziana risulta effettivamente più colpita con una variazione del coefficiente  $\beta_2$  non significativa ma positiva.

Tra il 2019 e il 2020 la stima dei parametri evidenzia un coefficiente  $\alpha_2$  di segno negativo ma di livello inferiore rispetto ai modelli precedenti, mentre  $\beta_2$  risulta superiore sottolineando i risultati precedenti con un eccesso di mortalità nella

popolazione di età superiore ai 60 anni.

Dal confronto di questi modelli si nota un cambiamento del fenomeno di mortalità in Germania con un andamento simile a quello avvenuto in Italia. La popolazione tedesca risulta pertanto maggiormente colpita registrando un aumento dei decessi nelle persone anziane.

Tabella 37: Stima modello minimi quadrati lineari **confronto 2020** con biennio 2018-2019

Parametro	Stima	Pr(< t )	Signif.
$\alpha_1$	-10.7267	<0.01	***
$\alpha_2$	-0.01684	0.681	
$\beta_1$	0.0955	<0.01	***
$\beta_2$	0.0003	0.633	

Tabella 38: Stima modello minimi quadrati lineari **confronto tra 2020 e 2018**

Parametro	Stima	Pr(< t )	Signif.
$\alpha_1$	-10.7202	<0.01	***
$\alpha_2$	-0.0233	0.610	
$\beta_1$	0.0956	<0.01	***
$\beta_2$	0.0002	0.777	

Tabella 39: Stima modello minimi quadrati lineari **confronto 2020** con 2019

Parametro	Stima	Pr(< t )	Signif.
$\alpha_1$	-10.7332	<0.01	***
$\alpha_2$	-0.0103	0.820	
$\beta_1$	0.0954	<0.01	***
$\beta_2$	0.0005	0.564	

## 3.2 Differenze Italia-Svezia

In questa sezione si valuta il differente sviluppo del fenomeno per Svezia ed Italia. La popolazione svedese risulta nel 2018 pari a: 10'120'242 nel 2019: 10'230'185 e nel 2020 pari a: 10'327'589 con 50,2% di popolazione maschile e per il 49,8% femminile a differenza dell'Italia con prevalenza di donne rispetto agli uomini.

L'età modale alla morte per la Svezia risulta: nel 2018 pari a 88,99625, per la donne: 90,706 mentre 87,340 per gli uomini. Nel 2019 risulta 89,453 , per le femmine 91,171 e 87,760 per gli uomini. Nel 2020 l'età modale alla morte risulta 88,583 per la popolazione totale, per la popolazione maschile registra un calo a 86,942 e 90,264 per la popolazione femminile.

Anche per la Svezia le donne risultano più longeve rispetto agli uomini anche se in numero leggermente inferiore.

Si valuta, attraverso la stima del modello di Gompertz, l'impatto della pandemia sulla mortalità negli anni di interesse tra Italia e Svezia e tra popolazione maschile e femminile di tali Stati.

### 3.2.1 Modello di Gompertz: Svezia

Dal modello stimato si nota una progressiva diminuzione del coefficiente  $\alpha$  negli anni di studio, per il 2020 tale parametro risente di una variazione negativa riducendo il tasso di mortalità iniziale. Per il 2020  $\beta$  (tasso di invecchiamento) aumenta significativamente comportando un incremento della mortalità nella popolazione anziana.

Per la popolazione maschile il coefficiente  $\alpha$  risulta superiore rispetto alla popolazione femminile per ogni anno di interesse. Tuttavia il coefficiente  $\alpha$  per gli uomini aumenta dal 2018 al 2019 e diminuisce nell'anno 2020, per le donne invece si riduce di anno in anno.

La Svezia sia per la popolazione totale che per entrambi i generi riporta una crisi di mortalità superiore negli anziani. L'incremento di tale fenomeno registrato per le età più sensibili è probabilmente legato alla differente strategia sanitaria applicata dalla regione svedese rispetto a quella di altri Stati.

Tabella 40: Stima modello dei minimi quadrati non lineari **Svezia** dal 2018 al 2020

<b>Popolazione Totale</b>			
Anno	2018	2019	2020
$\alpha$	0.000009	0.000008	0.000006
$\beta$	0.1055	0.1063	0.1101
<b>Popolazione Maschile</b>			
Anno	2018	2019	2020
$\alpha$	0.000011	0.000010	0.000009
$\beta$	0.1054	0.1059	0.1085
<b>Popolazione Femminile</b>			
Anno	2018	2019	2020
$\alpha$	0.000006	0.000005	0.000004
$\beta$	0.1077	0.1088	0.1143

La stima del modello con metodo dei minimi quadrati lineari (2) consente di rappresentare graficamente le rette negli anni di studio. La figura 20 rappresenta la regressione negli anni di interesse, mostra un iniziale abbassamento della forza di mortalità all'età di 30 anni per il 2020 dopo i 55 anni tale retta indica un aumento fino a superare i livelli degli anni precedenti.

Nel capitolo successivo si analizza il fenomeno e le varie mutazioni per i due generi.

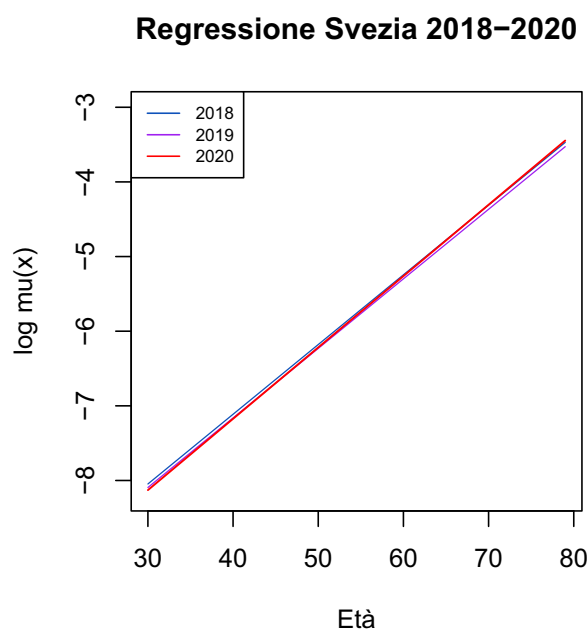


Figura 20: Rette di regressione 2018-2020, Svezia

### 3.2.2 Analisi effetto pandemico per genere tra Italia e Svezia

Alcuni Stati dell'Unione Europea ed altri stati esteri come Stati Uniti, Cina e Giappone hanno optato per un lockdown generalizzato. La Svezia, invece, ha ritenuto che la situazione sanitaria potesse essere gestita in modalità differenti senza procedere a tali misure restrittive.

La strategia svedese per la pandemia sembrava orientata verso l'immunità di gregge "naturale" per evitare una chiusura della società. Sebbene la Svezia sia uno dei pochi Paesi con più registri sanitari e demografici di alta qualità, si sono verificati problemi importanti nella segnalazione dei casi Covid, dei ricoveri e dei morti. Si teme anche una manipolazione dei dati, in particolare dei casi Covid e dei decessi di bambini. [27]

Il numero di morti riportato risulta pari a: 19'433. [28] Il sistema sanitario svedese, a differenza di quello italiano, ha optato per la definizione di priorità in base all'età spesso non si ricoverava in terapia intensiva anziani ma venivano portati in strutture secondarie con cure differenti. Secondo quanto riportato da

alcuni studiosi le persone anziane venivano curate in maniera differente rispetto alle persone giovani, con la somministrazione di morfina al posto dell'ossigeno. [29]

Il costo in termini di infezioni e decessi di questa pandemia in Svezia è stato maggiore rispetto ad altri Paesi più densamente popolati e più centrali, ma è ancora nettamente superiore a quello di altri Paesi nordici.

La figura 21 mostra il differente andamento dei tassi grezzi di mortalità in Svezia e Danimarca. La Danimarca nel 2010 registrava tassi maggiori rispetto alla Svezia, registrando un calo negli anni successivi fino al 2018 dove si evidenzia un nuovo incremento. Nel 2020 la regione danese registra un aumento dei tassi in misura inferiore rispetto a quelli registrati nel 2018.

La Svezia nel 2012 in cui registra un picco massimo per poi diminuire progressivamente fino al 2019 in cui registra un minimo storico rispetto a tutta la serie, nel 2020 registra un incremento consistente in seguito alla pandemia.

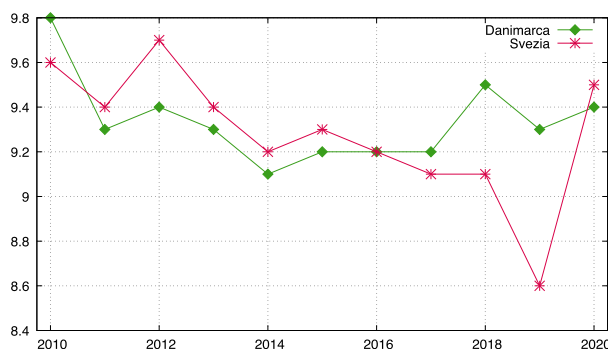


Figura 21: Confronto tassi grezzi di mortalità tra Svezia e Danimarca

**Genere Maschile** Nella figura 21 si nota un livello di mortalità in diminuzione dal 2018 al 2019 e in aumento nel 2020. Attraverso la stima di un nuovo modello (6) si valuta se il genere maschile è stato maggiormente colpito rispetto agli uomini italiane e rispetto alla popolazione femminile svedese.

La figura 22 mostra l'andamento del tasso specifico di mortalità per l'età dagli 80 anni ai 100 anni nei differenti anni di studio. Nel 2020 si registra un aumento in particolar modo per la popolazione con età superiore ai 90 anni, rispetto agli anni precedenti.

Confrontando il tasso specifico di mortalità tra popolazione maschile italiana e svedese si nota dalla figura 23 una crescita lineare per gli italiani che nel corso del 2020 hanno subito variazioni in tutte le classi d'età superiori agli 80 anni. Per la popolazione svedese si mostra un valore massimo tra i 95 ed i 100 anni, possibile causa della differente modalità di trattamento della pandemia.

La figura 24 confronta i tassi di mortalità tra la popolazione maschile italiana e svedese in età compresa tra i 30 anni e gli 80 anni. Il grafico ci permette di osservare, prima di procedere alla stima del modello, il differente andamento della serie. Per la Svezia il trend appare simile per ogni anno di interesse, per l'Italia invece nel 2020 a partire dai 60 anni in poi rileva un aumento significativo del tasso specifico di mortalità.

Il modello stimato:

$$\log \mu(x; \alpha, \beta) = \log(\alpha_1 + \alpha_2 x_2) + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_1 x_2 = \log \tilde{\alpha} + (\beta_1 + \beta_2) x_1$$

dove  $x_2$  rappresenta la popolazione maschile italiana.

La stima dei parametri nel modello di confronto tra Italia e Svezia della popolazione maschile indica una variazione probabilità di morte per ogni anno di studio superiore in Svezia mentre il tasso di invecchiamento nel 2020 risulta in aumento rispetto al 2019 per i maschi italiani, tuttavia, la mutazione di tale parametro non è significativa. Il differente andamento del fenomeno nei due stati indica per la popolazione italiana una minor livello di sopravvivenza all'età iniziale per l'età inferiori ai 60 anni minore ed un tasso di invecchiamento seppur di poco positivo e superiore.

Per entrambi gli Stati la variazione nei modelli non lineari e lineari considerati singolarmente evidenziavano una mutazione superiore nel parametro  $\beta$ , con il modello appena stimato si verifica che la popolazione anziana maschile presenta un cambiamento superiore ma non significativa. Stimando infatti il modello di Gompertz per età tra i 30 e gli 80 anni la popolazione italiana indicava una mutazione sul parametro  $\alpha$  mentre quella svedese sul parametro  $\beta$ .

Calcolando quindi un modello con differenti classi d'età si verifica un eccesso di mortalità nella popolazione anziana svedese superiore rispetto a quella italiana. Studiare le variazioni del fenomeno per classi d'età superiori agli 80 anni è rischioso poiché si tende a sovrastimare la forza di mortalità dovuto alla maggior



propensione alla morte.

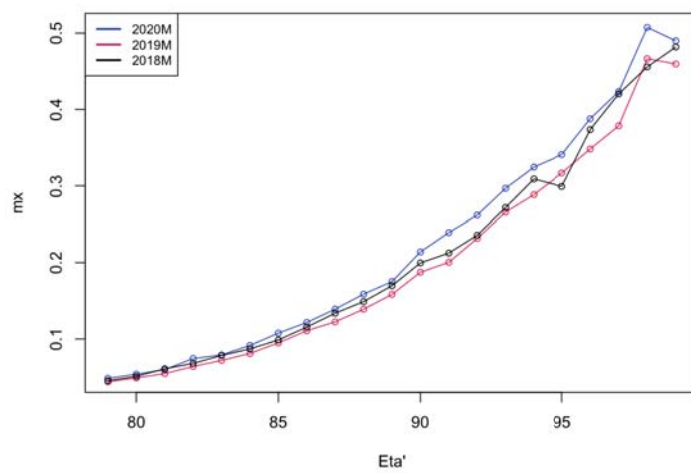


Figura 22: Confronto *tasso specifico di mortalità* popolazione maschile tra gli 80 e i 100 anni, SVEZIA

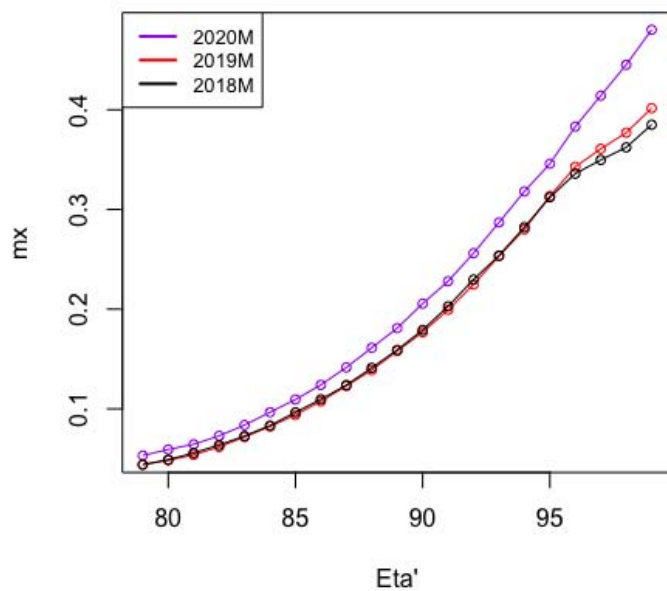


Figura 23: Confronto *tasso specifico di mortalità* popolazione maschile tra gli 80 e i 100 anni, ITALIA

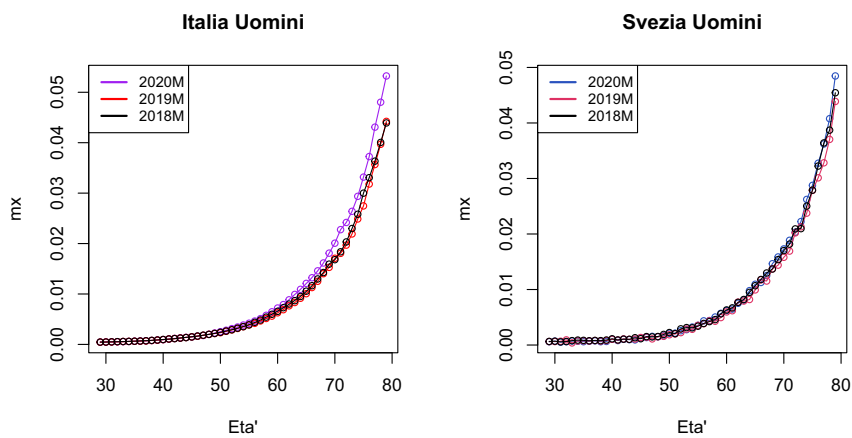


Figura 24: Confronto *tasso specifico di mortalità* popolazione maschile tra i 30 e gli 80 anni per Italia e Svezia

Tabella 41: Stima modello lineare **confronto Italia-Svezia genere maschile**

Parametro	$\alpha_1$	$\alpha_2$	Signif. $\alpha_2$	$\beta_1$	$\beta_2$	Signif. $\beta_2$
2018	-10.5383	-0.1661		0.0914	0.0034	.
2019	-10.6454	-0.0551		0.0921	0.0022	
2020	-10.8144	-0.0666		0.0958	0.0035	.

**Genere Femminile** La popolazione femminile in Svezia risulta minore rispetto a quella maschile contrariamente all'Italia con una percentuale di donne superiore. La figura 25 evidenzia un tasso specifico di mortalità maggiore per il 2018 rispetto al 2020 con livelli inferiori registrati nel 2019. Per l'Italia, come per il genere maschile, risulta in aumento nel 2020.

Per l'età tra i 30 e gli 80 anni le donne presentano un andamento simile sia per l'Italia che per la Svezia, la serie risulta in aumento a partire dai 68 anni in poi con un incremento della forza di mortalità (figura 26).

Nel 2018 il coefficiente  $\alpha_2$  è superiore per le donne italiane con un maggior tasso di mortalità iniziale mentre  $\beta_2$  risulta negativo indice di un tasso di invecchiamento nelle femmine svedesi più elevato. La situazione nel 2019 mostra sia  $\alpha_2$  che  $\beta_2$  negativi, con una mortalità superiore per la Svezia rispetto all'Italia.

Nel 2020 nei modelli stimati precedentemente sia per Svezia che per l'Italia l'eccesso di mortalità ha riguardato la popolazione anziana, con il modello 6 si verifica una maggior mortalità per le svedesi con un coefficiente  $\beta_2$  negativo.

La popolazione anziana svedese ha risentito di un maggior numero di decessi nella popolazione femminile rispetto alle anziane italiane.

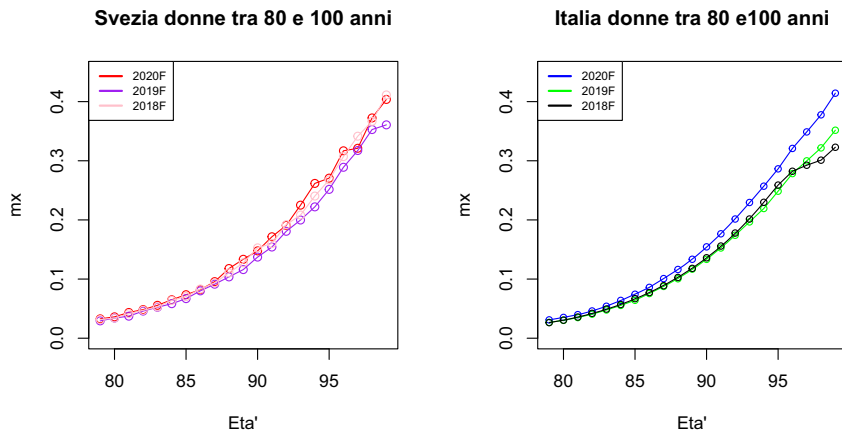


Figura 25: Confronto mx popolazione femminile tra gli 80 e i 100 anni, Svezia (grafico di sinistra) ed Italia (grafico di destra)

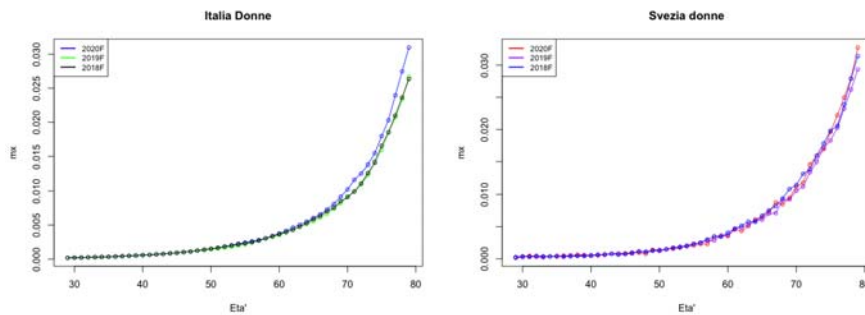


Figura 26: Confronto mx popolazione femminile tra i 30 e gli 80 anni, Italia e Svezia

Tabella 42: Stima modello lineare **confronto Italia-Svezia genere femminile**

Parametro	$\alpha_1$	$\alpha_2$	Signif. $\alpha_2$	$\beta_1$	$\beta_2$	Signif. $\beta_2$
2018	-11.3563	0.1071		0.0978	-0.0033	.
2019	-11.2931	-0.0137		0.0962	-0.0011	
2020	-11.3133	-0.1319		0.0968	-0.0018	

Gli uomini risentono maggiormente colpiti delle condizioni nel 2020, dai 30

anni ai 70 anni la retta rimane inferiore a quelle stimate per gli anni precedenti, successivamente l'intensità del fenomeno aumenta. Per le donne, invece, la forza di mortalità per tutte le età rimane simile a quella per gli anni precedenti al 2020.

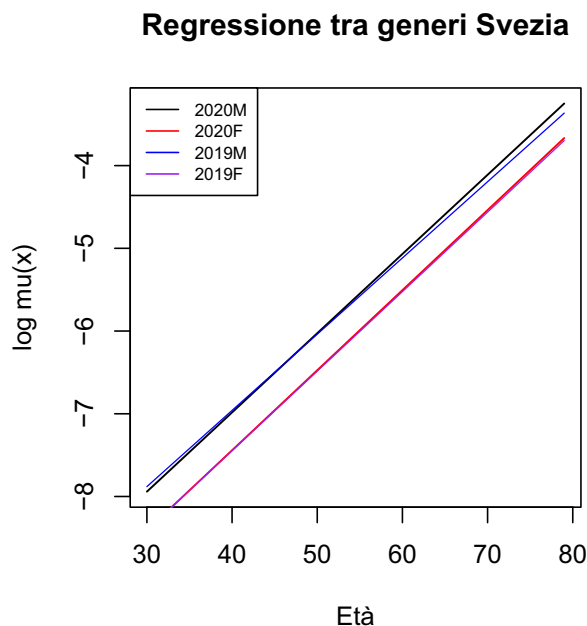


Figura 27: Rette di regressione modello di regressione lineare di Gompertz (2) confronto tra generi 2019-2020, Svezia

Per la Germania e gli uomini italiani l'eccesso di mortalità si è verificato per la popolazione anziana, come dimostrato dalla stima dei modelli di Gompertz in cui l'effetto della pandemia si riversa soprattutto su  $\beta$ . Anche in Svezia risulta un maggior effetto sul parametro  $\beta$ , tasso di invecchiamento, sia per gli uomini che per le donne. Per la Svezia la variazione di  $\beta$  indica un eccesso di mortalità concentrato specialmente sulla popolazione anziana.

La situazione sanitaria vissuta da tutti gli Stati ha comportato variazioni sia sulla qualità della vita sia, sebbene solo iniziale nel 2020, sulla struttura della popolazione. La condizione sanitaria continua a colpire, in misura inferiore rispetto al 2020, tutti gli Stati incrementando il numero di decessi. Fattori ambientali, sociali, economici ed epidemiologici hanno un impatto importante

nell'evoluzione del fenomeno contribuendo in misura importante sui livelli di sopravvivenza per le età più sensibili.

L'eccesso di mortalità per l'anno 2020 si è verificato a livello globale colpendo in modo particolare la popolazione anziana. Per le donne svedesi, in seguito alle differenti politiche sanitarie, hanno subito un aumento della mortalità nella popolazione anziana superiore a quella verificata per il genere femminile italiano.

**Confronto tra Stati** La situazione pandemica ha influito in maniera differente tra i diversi Stati, di seguito si riporta la tabella 43 relativa ai modelli stimati (6) nei diversi Stati internazionali. Il grafico 28 riporta le rette di regressione nel 2020 tra i diversi Stati presi in considerazione, gli Stati Uniti presentano una forza di mortalità iniziale superiori agli altri Stati per le età tra i 30 e i 70 anni, la Germania dai 70 anni in poi mostra un aumento repentino evidenziando una situazione per gli anziani peggiore rispetto agli altri Stati analizzati.

Tabella 43: Confronto coefficienti modello lineare (6) tra biennio precedente la pandemia e 2020, Altri Stati e Genere

Popolazione	Parametro	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\beta_1$	$\beta_2$
Totale	Italia	-10.9251	-0.7118	0.0942	0.0043
	Germania	-10.7267	-0.0168	0.0955	0.0003
	USA	-9.0709	0.2772	0.0728	-0.0019
	Svezia	-10.8694	-0.1269	0.0933	0.0023
Maschi	Italia	-10.7024	-0.1785	0.0946	0.0047
	Germania	-10.5026	0.0156	0.0960	0.0000
	USA	-8.7395	0.3079	0.0709	-0.0022
	Svezia	-10.5918	-0.2226	0.0918	0.0040
Femmine	Italia	-11.2780	-0.1672	0.0948	0.0038
	Germania	-11.1108	-0.0830	0.0964	0.0012
	USA	-9.6002	0.2089	0.0773	-0.0010
	Svezia	-11.3250	0.0113	0.0970	0.0000

**Rette di regressione nel 2020 Altri Stati**

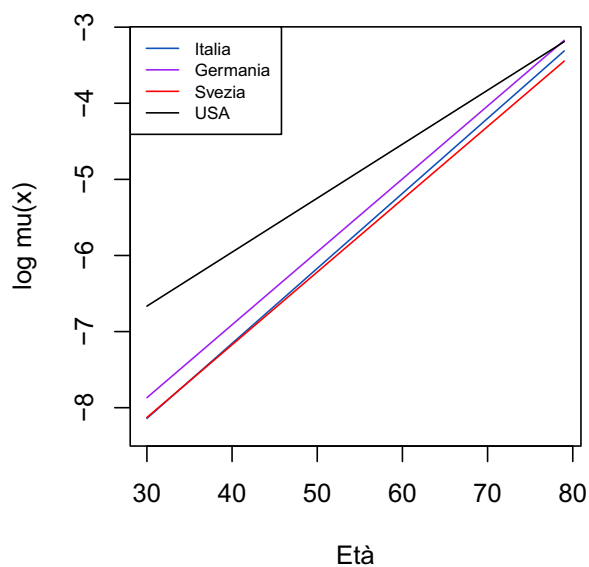


Figura 28: Rette di regressione modello di regressione lineare di Gompertz (2) confronto tra USA, Svezia, Italia e Germania nel 2020





## 4 Conclusioni

Gli studi effettuati mediante il modello di Gompertz tenendo in considerazione le variabili genere, età e zona geografica hanno permesso di evidenziare come la mortalità è cambiata nel corso degli anni di studio e se la pandemia ha influito maggiormente solo sulla popolazione anziana o in tutte le fasce d'età. L'eccesso di mortalità in Italia nel 2020 ha riguardato principalmente la popolazione anziana, rilevando un aumento del coefficiente  $\beta$  nel modello di Gompertz. La mortalità è un fenomeno complesso che varia nel tempo e a seconda di diversi fattori tra cui il genere, risulta infatti la popolazione femminile più longeva di quella maschile e una maggiore propensione alla morte negli uomini rispetto alle donne. Nonostante le diversità in termini di variazioni al fenomeno, sia per i maschi che per le femmine l'eccesso di mortalità ha riguardato la popolazione anziana.

La situazione sanitaria che si è verificata in Italia ha comportato risultati diversi tra Nord, Centro, Sud ed Isole. Il Nord Italia presenta una mortalità superiore rispetto ad altre zone geografiche con un eccesso di mortalità che ha riguardato principalmente la popolazione con più di 60 anni. Sia il genere maschile che quello femminile hanno subito un incremento significativo del coefficiente tasso di invecchiamento. Gli uomini del Nord, nel 2020, però evidenziano una variazione positiva e significativa del parametro  $\beta_2$  indice di una maggior sensibilità al fenomeno per la popolazione anziana maschile rispetto a quella femminile e rispetto all'anno precedente in cui tale coefficiente aveva evidenziato un eccesso di mortalità superiore nelle donne.

Anche nel Centro Italia l'eccesso di mortalità ha riguardato la popolazione di età superiore ai 60 anni, con i maschi con una forza di mortalità superiore rispetto alle femmine.

Nel Sud, a differenza di Nord e Centro, l'eccesso di mortalità ha interessato tutta la popolazione, sia il genere maschile che quello femminile presentano variazioni maggiori nel parametro  $\alpha$ , tasso di mortalità iniziale, con la crisi di mortalità che si è riversata su tutta la popolazione di età compresa tra i 30 e i 60 anni.

Nelle Isole sia per le donne che per gli uomini l'eccesso di mortalità si è verificato in tutta la popolazione di ogni classe d'età.

La pandemia che ha colpito l'Italia nel corso del 2020 e con un numero di casi,

di ricoveri e di morti nel Nord e Centro Italia superiore rispetto a Sud e Isole ha provocato una mutazione della mortalità soprattutto nella popolazione anziana già molto sensibile al fenomeno.

Le disparità tra i due generi rimangono immutate tra gli anni 2018 e il 2019, mentre si registra un incremento significativo nel 2020 poiché la crisi del fenomeno (come visto nel capitolo 2.2) ha riguardato principalmente la popolazione maschile anziana.

Nello scenario internazionale, gli Stati Uniti presentano una mutazione significativa del parametro  $\alpha$  indice di una maggior crisi di mortalità per tutta la popolazione d'interesse sia per il genere maschile che per quello femminile.

La Germania dal 2018 al 2020 registra un'eccesso di mortalità superiore per la popolazione anziana con un tasso di mortalità maggiore all'Italia. Sia per gli uomini che per le donne la variazione considerevole di  $\beta$  mostra un'intensità del fenomeno superiore nell'età successive ai 60 anni. Inoltre, anche in tale Stato il genere maschile risulta maggiormente colpito rispetto a quello femminile.

Il diverso approccio sanitario e restrittivo per la Svezia comporta, come dimostrato dai modelli stimati, una maggior crisi di mortalità per la popolazione anziana. Il genere maschile rimane il più colpito anche per la regione svedese con un incremento significativo per il tasso di invecchiamento aumentando la mortalità negli uomini anziani. Nel modello stimato per le donne  $\beta$  risulta avere una variazione maggiore rispetto al parametro  $\alpha$  indice che anche nella popolazione femminile anziana il tasso di invecchiamento registra un aumento significativo.

Nel 2020 la situazione sanitaria, però, non ha avuto effetti sulla struttura della popolazione e come si evidenzia la speranza di vita media e l'età modale alla morte hanno subito una variazione ma non sulle stime del 2021.

La tabella 43 riporta il confronto tra coefficienti del modello (6) stimato mediante confronto tra 2020 e il biennio precedente (2018-2019). Italia, Germania e Svezia riportano variazioni positive del parametro  $\beta_2$  indicando una maggior mortalità della popolazione anziana nel 2020 rispetto agli anni precedenti mentre per gli Stati Uniti la variazione risulta superiore e positiva nel parametro  $\alpha_2$  diminuendo i livelli di sopravvivenza in tutte le età.

La popolazione maschile per Italia e Svezia mostrano un aumento positivo del

coefficiente  $\beta_2$  con una mortalità superiore nel 2020 rispetto al 2018 e 2019. Per gli uomini tedeschi il tasso di invecchiamento rimane costante mantenendo invariati i livelli rispetto ai due anni precedenti. Per gli Stati Uniti si conferma una mutazione positiva del parametro  $\alpha_2$  con un aumento del fenomeno in tutte le classi d'età.

Il genere femminile per Italia e Germania evidenzia un segno positivo del coefficiente  $\beta_2$  stimato con un incremento della forza di mortalità nelle classi d'età più sensibili al fenomeno. Gli Stati Uniti presentano una mutazione positiva del parametro  $\alpha_2$  con livelli di sopravvivenza che diminuiscono rispetto al 2018 e 2019 indice di un significativo aumento del numero di decessi nelle classi d'età tra i 30 e i 60 anni.

Per le donne svedesi invece aumenta positivamente il coefficiente  $\alpha_2$  indice di un incremento della mortalità in tutte le età rispetto ai due anni precedenti mentre  $\beta_2$  rimane invariato negli anni considerati.

In conclusione non è universale dire che l'eccesso di mortalità ha riguardato principalmente la popolazione anziana ma vanno tenuti in considerazione diversi fattori tra cui la situazione sanitaria, l'impatto delle differenti politiche sanitarie e preventive, la condizione economica, sociale, scientifico e geografico. Per Nord Italia, Centro Italia, Italia nel complesso, Germania e Svezia l'eccesso di mortalità ha riguardato, per entrambi i generi, la popolazione anziana. Per Mezzogiorno italiano e Stati Uniti tutte le età hanno risentito di un incremento dei decessi.



## Elenco delle figure

1	Andamento decessi 2018-2021, Italia. Fonte: Elaborazione personale dei dati reperiti dal sito Demo-Istat . . . . .	10
2	Andamento decessi per genere 2018-2021, Italia. Fonte: Elaborazione personale dei dati reperiti dal sito Demo-Istat . . . . .	10
3	Andamento decessi per genere da Gennaio 2018 a Febbraio 2022, Veneto. Fonte: Elaborazione personale dei dati reperiti dal sito Demo-Istat . . . . .	12
4	Andamento decessi per genere da Gennaio 2018 a Febbraio 2022, Lombardia. Fonte: Elaborazione personale dei dati reperiti dal sito Demo-Istat . . . . .	13
5	Andamento decessi per genere da Gennaio 2018 a Febbraio 2022, Emilia-Romagna. Fonte: Elaborazione personale dei dati reperiti dal sito Demo-Istat . . . . .	14
6	Andamento decessi per genere da Gennaio 2018 a Febbraio 2022, Lazio. Fonte: Elaborazione personale dei dati reperiti dal sito Demo-Istat . . . . .	15
7	Andamento decessi per genere da Gennaio 2018 a Febbraio 2022, Campania. Fonte: Elaborazione personale dei dati reperiti dal sito Demo-Istat . . . . .	16
8	Confronto decessi in termini percentuali su popolazione maschile Gennaio 2018- Febbraio 2022, regioni Campania Lazio. Fonte: Elaborazione personale dei dati reperiti dal sito Demo-Istat . . .	17
9	Confronto decessi in termini percentuali popolazione femminile Gennaio 2018- Febbraio 2022, regioni Campania Lazio. Fonte: Elaborazione personale dei dati reperiti dal sito Demo-Istat . . .	17
10	Andamento tassi specifici di mortalità dal 2018 al 2020, Italia (grafico di sinistra) Rette di regressione basate sulla stima dei coefficienti con metodo dei minimi quadrati LINEARI, anni tra 2018 e 2020 Italia (grafico di destra) . . . . .	21
11	Rette di regressione per genere tra 2018 e 2020, Italia . . . . .	26
12	Rette di regressione distinte per genere, Nord Italia . . . . .	38

13	Rette di regressione distinte per anni 2018-2019-2020, Nord Italia	41
14	Rette di regressione di confronto tra Nord e Mezzogiorno . . . . .	49
15	Nuovi decessi segnalati per giorno: Stati Uniti. Fonte: ourworldindata, aggiornamento agosto 2022 . . . . .	56
16	Differenze tassi specifici di mortalità <i>per genere</i> <b>Italia e USA</b> . Fonte: Elaborazione personale dati Italia(Demoistat) Usa(HMD)	57
17	Rette di regressione per il totale della popolazione(grafico di sinistra) e per genere(grafico a destra) negli anni <b>dal 2018 al 2020</b> , <b>USA</b> . . . . .	58
18	Confronto <i>tasso specifico di mortalità</i> <b>Italia-Germania nel 2020</b> . Fonte: Elaborazione personale dei dati, Italia: DemoIstat e Germania: HMD . . . . .	60
19	Confronto <i>tasso specifico di mortalità</i> <b>per genere tra Germania e Italia</b> . Fonte: Eurostat . . . . .	62
20	Rette di regressione 2018-2020, Svezia . . . . .	66
21	Confronto tassi grezzi di mortalità tra Svezia e Danimarca . . . . .	67
22	Confronto <i>tasso specifico di mortalità</i> <b>popolazione maschile tra gli 80 e i 100 anni, SVEZIA</b> . . . . .	69
23	Confronto <i>tasso specifico di mortalità</i> <b>popolazione maschile tra gli 80 e i 100 anni, ITALIA</b> . . . . .	70
24	Confronto <i>tasso specifico di mortalità</i> popolazione maschile <b>tra i 30 e gli 80 anni per Italia e Svezia</b> . . . . .	70
25	Confronto mx popolazione femminile tra gli 80 e i 100 anni, Svezia(grafico di sinistra) ed Italia (grafico di destra) . . . . .	72
26	Confronto mx popolazione femminile tra i 30 e gli 80 anni, Italia e Svezia . . . . .	72
27	Rette di regressione modello di regressione lineare di Gompertz (2) <b>confronto tra generi 2019-2020, Svezia</b> . . . . .	73
28	Rette di regressione modello di regressione lineare di Gompertz (2) <b>confronto tra USA,Svezia, Italia e Germania nel 2020</b> . . . . .	75

## Elenco delle tabelle

1	Speranza media di vita territorio italiano, distinto per genere, dal 2018 al 2020 e 2021(stime) . . . . .	6
2	Età modale alla morte, Italia, dal 2018 al 2020 e stime 2021 . . . .	7
3	Età modale alla morte territorio italiano, distinto per genere, dal 2018 al 2020 e 2021(stime) . . . . .	8
4	Stima modello di Gompertz metodo dei minimi quadrati non lineari <b>Italia</b> dal 2018 al 2020 . . . . .	20
5	Stima modello di Gompertz (2) metodo dei minimi quadrati lineari <b>Italia</b> dal 2018 al 2020 . . . . .	20
6	Stima modello (1) dei minimi quadrati NON LINEARI <b>per genere</b> dal 2018 al 2020 . . . . .	22
7	Stima modello di Gompertz (2) dei minimi quadrati LINEARI <b>genere maschile</b> dal 2018 al 2020 . . . . .	23
8	Coefficienti modello (6) di regressione lineare <b>genere maschile</b> dal 2018 al 2020 . . . . .	24
9	Modello di regressione lineare (6), <b>confronto tra 2020</b> e biennio 2018-2019 . . . . .	28
10	Modello di regressione lineare (6) <b>confronto tra 2020</b> con 2018 . . . . .	30
11	Stima modello lineare (6) <b>confronto tra 2020</b> con 2019 . . . . .	30
12	Stima modello di Gompertz dei minimi quadrati non lineari <b>Nord Italia</b> dal 2018 al 2020 . . . . .	34
13	Stima modello di Gompertz dei minimi quadrati lineari <b>Nord Italia</b> dal 2018 al 2020 . . . . .	34
14	Decessi per Covid 2020 Nord Italia . . . . .	35
15	Stima modello di Gompertz metodo dei minimi quadrati non lineari <b>Nord Italia maschi</b> dal 2018 al 2020 . . . . .	36
16	Stima modello di regressione non lineare <b>Nord Italia femmine</b> dal 2018 al 2020 . . . . .	36
17	Stima modello minimi quadrati lineari <b>NORD genere maschile</b> dal 2018 al 2020 . . . . .	37
18	Stima modello di regressione lineare <b>di confronto tra 2020</b> e 2019-2018, Nord Italia . . . . .	39

19	Stima modello di regressione lineare <b>per l'anno 2020</b> confrontato con il 2018, Nord Italia . . . . .	40
20	Stima modello metodo dei minimi quadrati lineari <b>confronto tra 2020 e 2019</b> , Nord Italia . . . . .	40
21	Decessi per Covid 2020 Centro Italia . . . . .	42
22	Stima modello metodo dei minimi quadrati non lineari <b>Centro Italia</b> dal 2018 al 2020 . . . . .	43
23	Decessi per Covid 2020 Mezzogiorno Italia . . . . .	44
24	Stima modello metodo dei minimi quadrati non lineari <b>Sud Italia</b> dal 2018 al 2020 . . . . .	45
25	Stima modello metodo dei minimi quadrati non lineari <b>Isole Italia</b> dal 2018 al 2020 . . . . .	46
26	Stima modello lineare <b>confronto tra Nord e Centro</b> . . . . .	47
27	Stima modello lineare <b>confronto Nord e Mezzogiorno</b> . . . . .	48
28	Età modale alla morte <b>metodo di Gompertz</b> , Italia, dal 2018 al 2020 . . . . .	50
29	Età modale alla morte <b>metodo di Gompertz</b> , <i>Nord Italia</i> , dal 2018 al 2020 . . . . .	51
30	Età modale alla morte <b>metodo di Gompertz</b> , <i>Centro Italia</i> , dal 2018 al 2020 . . . . .	51
31	Età modale alla morte <b>metodo di Gompertz</b> , <i>Sud Italia</i> , dal 2018 al 2020 . . . . .	52
32	Età modale alla morte <b>metodo di Gompertz</b> , <i>Isole</i> , dal 2018 al 2020 . . . . .	52
33	Stima modello minimi quadrati non lineari <b>Stati Uniti</b> dal 2018 al 2020 . . . . .	55
34	Stima modello di Gompertz minimi quadrati lineari <b>Stati Uniti</b> dal 2018 al 2020 . . . . .	55
35	Stima modello dei minimi quadrati non lineari per <i>Germania</i> dal <b>2018 al 2020</b> . . . . .	60
36	Stima modello non lineare <b>per genere Germania</b> dal 2018 al 2020 . . . . .	61



37	Stima modello minimi quadrati lineari <b>confronto 2020</b> con biennio 2018-2019 . . . . .	63
38	Stima modello minimi quadrati lineari <b>confronto tra 2020</b> e 2018	63
39	Stima modello minimi quadrati lineari <b>confronto 2020</b> con 2019	63
40	Stima modello dei minimi quadrati non lineari <b>Svezia</b> dal 2018 al 2020 . . . . .	65
41	Stima modello lineare <b>confronto Italia-Svezia genere maschile</b>	71
42	Stima modello lineare <b>confronto Italia-Svezia genere femminile</b> . . . . .	72
43	Confronto coefficienti modello lineare (6) tra biennio precedente la pandemia e 2020, Altri Stati e Genere . . . . .	75

## Ringraziamenti

Arrivata alla fine di questa tesi e soprattutto di questo percorso universitario che per me non è stato così facile. Credo sia giunto il momento di dire Grazie a coloro che, a loro modo, mi hanno accompagnata fino a qui.

Grazie al Professor Mazzucco per il tempo che mi ha dedicato e per l'aiuto che mi ha dato durante questo lavoro, per essere stato sempre disponibile e paziente. Grazie a mamma e papà che mi hanno sempre sostenuta e aiutata quando ne avevo bisogno. A mamma per capirmi sempre anche solo con uno sguardo e per trovare sempre le parole giuste per farmi capire dove posso migliorare permettendomi di crescere. A papà che mi ha sempre tenuto per mano senza farmi mai cadere, per avermi insegnato che le soddisfazioni migliori arrivano dopo tanta fatica e pazienza.

Grazie a mio fratello Francesco è anche grazie a lui se oggi arrivo alla fine di questo percorso di studio. Grazie per avermi aiutato a riflettere, per avermi dato sempre la forza di alzare la testa ed andare avanti, per essere stato il mio punto di riferimento e per aver creduto in me più di quanto spesso abbia fatto io.

Grazie a Simone per essermi stato sempre vicino, per avermi sostenuta e per essere riuscito a tirare fuori sempre il meglio di me, grazie perché con te al mio fianco sono una persona completa e migliore.

Grazie ai miei nonni Dina, Sandro e Pierina per farmi sentire sempre tanto amata e per avermi aiutata ad essere ciò che sono.

Grazie a te nonno Emanuele per vegliare su di me, e per darmi sempre la forza di superare i miei limiti.

Grazie zia Alessandra perché ad ogni passo ho sempre sentito la tua mano sulla mia spalla pronta a gioire dei miei successi e a darmi la forza di rialzarmi nelle sconfitte.

Grazie a Laura per essermi stata vicina e per capirmi sempre, per essere quella persona che indipendentemente da ciò che succede ci sarà sempre.

Grazie ad Alex e Lia, miei compagni di avventura, per aver condiviso con me tutti i momenti più importanti di questo percorso universitario e non solo.

Grazie ad Eva, Elia e a tutto lo Sporting Club Noale per avermi fatto conoscere i miei pregi e difetti, per essere stati una seconda famiglia pronta a sostenermi

e permettermi di crescere.

Grazie anche a tutti gli altri compagni e amici che hanno reso più piacevole il tempo passato in facoltà. Grazie agli insegnanti incontrati durante i miei studi. Grazie a tutte le persone che mi hanno supportato, incoraggiato e mi son state accanto durante questi lunghi anni e che sanno che cosa significhi davvero per me aver raggiunto questo traguardo. Grazie anche a tutte le persone che non ci sono state affatto ma che a loro modo mi hanno aiutata a crescere e capire quanto valgo.

Grazie alla mia tenacia, forza e motivazione che pian piano sono riuscita a trovare dentro di me, non è stato facile arrivare a questo bellissimo risultato ma ad oggi posso dire di essere orgogliosa di me stessa.



## Riferimenti bibliografici

- [1] Impatto dell'Epidemia Covid-19 sulla mortalità totale della popolazione residente anno 2020-2021 e gennaio 2022, Istat, 2 Marzo 2022, pag. 10-11
- [2] Glossario dei metodi e termini, Istat
- [3] Impatto dell'Epidemia Covid-19 sulla mortalità totale della popolazione residente anno 2020-2021 e gennaio 2022, Istat, 2 Marzo 2022, pag.12-13-14
- [4] Bilancio demografico nazionale anno 2019, Istat 13 luglio 2020, pag 4
- [5] Serie Storiche economiche, Analisi statistiche e applicazioni di T.Di Fonzo e F.Lisi, 2005
- [6] Impatto dell'Epidemia Covid-19 sulla mortalità totale della popolazione residente anno 2020-2021 e gennaio 2022, Istat, 2 Marzo 2022, pag. 6-7
- [7] Demographic Research: Gompertz, Makeham, and Siler models explain Taylor's law in human mortality data, Joel E. Cohen, Christina Bohk-Ewald and Roland Rau, 2018. Pagina 775
- [8] Demography: Measuring and Modeling Population Processes di H.Preston, P.Heuveline and M.Guillot, 2001. Pagina 192
- [9] The society of population ecology: Models for estimating empirical Gompertz mortality: With an application to evolution of the Gompertzian slope, 23 March 2017, Tzu Han Tai and Andrew Noymer
- [10] Crimmins EM, Shim H, Zhang YS, Kim JK. Differences between Men and Women in Mortality and the Health Dimensions of the Morbidity Process. Clin Chem. 2019 Jan;65(1):135-145. doi: 10.1373/clinchem.2018.288332. Epub 2018 Nov 26. PMID: 30478135; PMCID: PMC6345642.
- [11] Death rates, 1x1, The Human Mortality Database, 2018-2019
- [12] Istituto superiore di sanità: Differenze di genere Covid-19
- [13] Bilancio demografico nazionale anno 2018, Istat 3 luglio 2019

- [14] Ugofilippo Basellini e Carlo Giovanni Camarda (2022) Spiegare le differenze regionali nella mortalità durante la prima ondata di Covid-19 in Italia, *Population Studies*
- [15] Indicatori demografici anno 2020, Istat 3 maggio 2021
- [16] Ministero della Salute, Covid-19, 4 ottobre 2021
- [17] Ministero della Salute, Covid-19, 4 ottobre 2021
- [18] Caratteristiche dei pazienti deceduti positivi all'infezione da SARS-CoV-2 in Italia, *L'epidemiologia per la sanità pubblica Istituto Superiore di Sanità*
- [19] Databased I.stat: Popolazione- Indicatori demografici, 2022
- [20] Ourworldindata: dati decessi per Covid, aggiornamento agosto 2022
- [21] New York Times: Coronavirus in the U.S.: Latest Map and Case Count, 2022
- [22] *Biomechanics and Modeling in Mechanobiology* (2020): Outbreak dynamics of Covid-19 in China and the United States, 27/04/2020 by Mathias Peirlinck, Kevin Linka, Francisco Sahli Costabal and Ellen Kuhl
- [23] Eurostat: popolazione residente al 1 gennaio
- [24] AdminStat Germania, dati demografici aggiornati al 2019
- [25] Cristea et al. *Globalization and Health: A comparative analysis of experienced uncertainties in relation to risk communication during COVID19: a four-country study* 2022
- [26] Received: 23 March 2017 / Accepted: 8 February 2018 / Published online: 5 March 2018 © The Society of Population Ecology and Springer Japan KK, part of Springer Nature 2018 Title: Models for estimating empirical Gompertz mortality: With an application to evolution of the Gompertzian slope
- [27] Vogel, 2021; Bjoklund e Ewing 2020

[28] Johns Hopkins: Center for Systems Science and Engineering, 2022

[29] Humanities and Social Sciences Communications: Evaluation of science advice during the COVID-19 pandemic in Sweden. Nele Brusselaers, David Steadson, Kelly Bjorklund, Sofia Breland, Jens Stilhoff Sørensen, Andrew Ewing, Sigurd Bergmann and Gunnar Steineck