

Anni 2020-2021

# Aggiornamento dei parametri demografici sottostanti la normativa previdenziale

## Normativa e ruolo dell'Istat

Negli ultimi trent'anni le normative in materia previdenziale volte alla razionalizzazione della spesa sociale sono state molteplici. Tra queste hanno assunto particolare valenza e chiamato in causa l'Istat la Legge sulla *Revisione dei coefficienti di trasformazione del montante contributivo* (Art. 1, comma 11, della Legge 8 agosto 1995, n. 335, come modificato dall'art. 1, comma 15, della Legge 24 dicembre 2007, n. 247) e la Legge sull'*Adeguamento dei requisiti di accesso al pensionamento agli incrementi della speranza di vita* (Art. 12, commi 12 bis-12 quinquies, D.L. 31 maggio 2010, n. 78 convertito dalla Legge 30 luglio 2010, n. 122).

Entrambi i provvedimenti, richiedenti l'impegno dell'Istat per elaborare informazioni specifiche sulla base delle proprie fonti ufficiali, sono stati oggetto di modifica tramite l'introduzione dall'art. 24, comma 16, del Decreto-legge 6 dicembre 2011, n. 201, convertito, con modificazioni, dalla Legge 22 dicembre 2011, n. 214, e successive modifiche e integrazioni. Grazie a tali provvedimenti gli aggiornamenti dei coefficienti di trasformazione in rendita successivi a quello decorrente dal 1° gennaio 2019 sono effettuati con periodicità biennale. Lo stesso dicasi per i requisiti anagrafici per l'accesso al pensionamento che, a decorrere dal 1° gennaio 2013, sono adeguati all'incremento della speranza di vita, con cadenza triennale fino al 1° gennaio 2019 e biennale successivamente alla predetta data.

Il presente documento ha lo scopo di rendere pubblica la metodologia con la quale sono aggiornati i parametri demografici di interesse previdenziale, sia per quanto riguarda la speranza di vita a 65 anni sia per quel che riguarda gli input demografici presenti nelle formule di calcolo dei coefficienti di trasformazione<sup>1</sup>.

È opportuno ricordare che l'Istat produce ufficialmente i parametri demografici in oggetto (e le informazioni di carattere economico riguardo al tasso di variazione del Prodotto interno lordo<sup>2</sup>) affinché il Ministero del Lavoro e delle Politiche Sociali e il Ministero dell'Economia e delle Finanze, di concerto, possano procedere all'istruttoria di formazione dei previsti decreti ministeriali e, nel caso specifico dei coefficienti di trasformazione, anche a produrne materialmente la revisione. Rispetto a tale ultima attività, si sottolinea che essa non è di competenza istituzionale dell'Istat che si limita a mettere a disposizione i dati demografici necessari, ottenuti in conformità a riconosciuti standard di scientificità e trasparenza.

## Adeguamento dei requisiti di accesso al pensionamento

La legge stabilisce che i requisiti di età per l'accesso al pensionamento debbano essere aggiornati tenendo conto della variazione della speranza di vita a 65 anni occorsa nell'ultimo periodo disponibile, così come calcolata dall'Istat. La legge, inoltre, esclude esplicitamente un adeguamento al ribasso dei requisiti in presenza di un eventuale valore negativo di tale variazione. Il parametro da fornire deve riferirsi all'Italia nel complesso e non dev'essere distinto per genere.

<sup>1</sup> Per le formule dei coefficienti di trasformazione si è fatto ricorso a quelle pubblicate nel volume "Le tendenze di medio-lungo periodo del sistema pensionistico e sanitario", Rapporto n° 6-dicembre 2004, RGS-Ministero dell'Economia e delle Finanze.

<sup>2</sup> Tali statistiche riguardano, nello specifico, le variazioni annuali del Prodotto interno lordo ai prezzi di mercato, dei redditi da lavoro dipendente e delle retribuzioni lorde.

Si tratta quindi di elaborare il seguente calcolo:

$$\Delta e_{65}^{t,t-\delta} = e_{65}^t - e_{65}^{t-\delta}$$

dove “t” è l’ultimo anno per il quale l’informazione è disponibile,  $\delta$  è l’intervallo di tempo sul quale calcolare la variazione,  $e_{65}$  rappresenta la speranza di vita a 65 anni. Quest’ultimo parametro è una delle funzioni biometriche presenti nelle tavole di mortalità della popolazione, annualmente elaborate dall’Istat<sup>3</sup>, che assume il significato di *numero di anni di vita attesi per un individuo di 65 anni compiuti se nel corso degli anni da “t” in poi egli sperimentasse su di sé i rischi di morte osservati nell’anno “t” per tutte le età dai 65 anni di vita in su*. Si tratta, pertanto, di una misura trasversale che assume una visione prospettiva soggetta al verificarsi delle sopra citate ipotesi. In realtà, l’evidenza empirica dimostra che in un regime di sopravvivenza crescente negli anni, come nel caso italiano, la prospettiva di vita in anni residui per un soggetto di 65 anni nell’anno “t”, e che ne compirà 66 nell’anno “t+1”, 67 in “t+2” eccetera, è ben superiore a quella attesa sulla base delle evidenze di quanto avvenuto nel solo anno “t”. Ciò accade in quanto i rischi di morte in tale regime si abbassano anno dopo anno. Il viceversa accadrebbe, al contrario, in un regime tendenziale di mortalità in aumento.

La legge ha sin qui avuto applicazione varie volte con aggiornamenti periodici inizialmente triennali. Il primo fu quello relativo al 2007-2010, periodo nel quale si osservò un incremento della speranza di vita a 65 anni pari a 5 mesi. Tuttavia, poiché in fase di prima applicazione la legge non permetteva un adeguamento superiore ai tre mesi, l’incremento mensile applicato fu pertanto proprio pari a tre (ad esempio, per i lavoratori dipendenti del settore privato l’età pensionabile fu portata da 65 anni a 65 anni e tre mesi). Un secondo aggiornamento riguardò il 2010-2013 che entrò in vigore dal 1° gennaio 2016. In tale occasione la variazione risultò pari a quattro mesi (età pensionabile aumentata da 65 anni e tre mesi a 65 anni e 7 mesi nell’esempio precedente).

Nel 2011 il sistema pensionistico in Italia è stato ulteriormente modificato dall’articolo 24 del D.L. 201/2011 (cd. “Riforma Fornero”) che ne ha attuato una revisione complessiva. Sul versante dell’età pensionabile le principali innovazioni hanno riguardato l’innalzamento progressivo negli anni e il livellamento di genere e tra tutte le categorie di lavoratori (dipendenti, pubblici e privati, autonomi) al valore di 66 anni e 7 mesi dal 1° gennaio 2018.

Un successivo aggiornamento dei requisiti è stato quello entrato in vigore dal 1° gennaio 2019, definito sulla variazione occorsa nel 2013-2016. In tale occasione è stato rilevato un aumento di ulteriori 5 mesi, portando così l’età al pensionamento a 67 anni.

L’adeguamento alla speranza di vita ha riguardato non solo la pensione di vecchiaia ma anche, fino al 2018, i requisiti di anzianità contributiva (cd. pensione anticipata). Questi ultimi sono stati incrementati in tal senso di 3 mesi dal 1° gennaio 2013 (fino a tutto il 2015) e di ulteriori quattro mesi dal 1° gennaio 2016 (fino a tutto il 2018). Pertanto, nel triennio 2016-2018 il requisito contributivo previsto era salito a 41 anni e 10 mesi per le donne e a 42 anni e 10 mesi per gli uomini. Dal 1° gennaio 2019, il previsto incremento di ulteriori cinque mesi è stato disapplicato a seguito delle modifiche introdotte dal Decreto legge n. 4/2019 (art. 15) convertito con modificazioni in Legge n. 26 del 28 marzo 2019. La norma ha stabilito, quindi, la non applicazione ai criteri contributivi del collegamento alla speranza di vita fino al 31 dicembre 2026. Solo a decorrere dal 1° gennaio 2027, i requisiti contributivi saranno ulteriormente adeguati, con cadenza biennale, agli incrementi della speranza di vita che verranno determinati. Pertanto, il requisito contributivo per l’accesso alla pensione anticipata rimane fissato in 42 anni e 10 mesi per gli uomini e in 41 anni e 10 mesi per le donne fino al 31 dicembre 2026.

## Successivi interventi legislativi sui requisiti di accesso al pensionamento

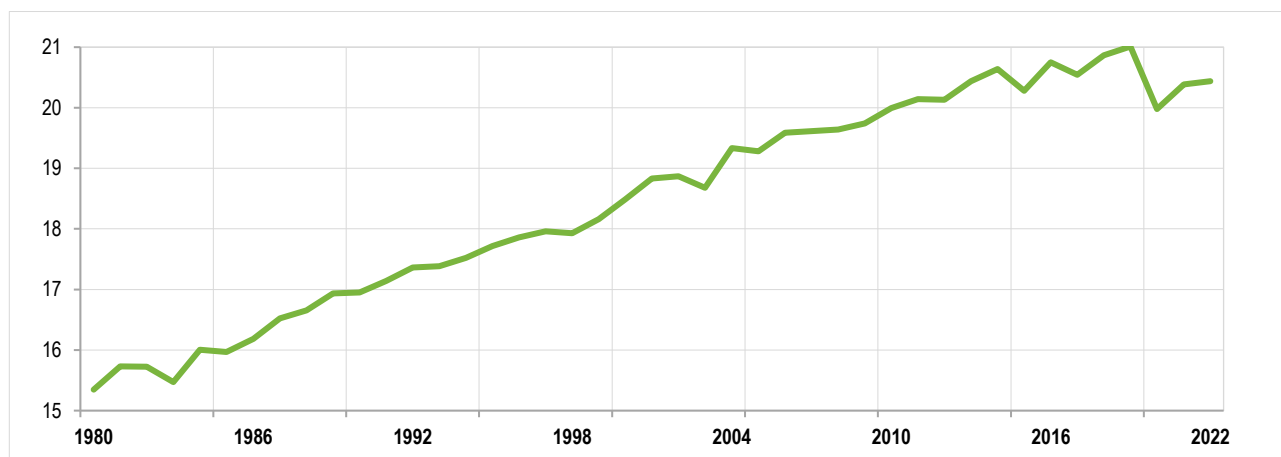
Tra il 1980 e il 2022 la speranza di vita a 65 anni, calcolata a sessi congiunti, è cresciuta in Italia di oltre cinque anni, passando da 15,3 a 20,4 anni (Figura 1). Quest’ultimo dato non corrisponde al livello più alto mai registrato per questo indicatore, risultando anzi solo il 7° nella graduatoria assoluta, dietro a tutti quelli conseguiti tra il 2013 e il 2019 (anno in cui si raggiunse il massimo con 21 anni), a eccezione di quello ottenuto nel 2015. Pertanto, a fronte di una crescita di sopravvivenza risultata di andamento pressoché lineare nel tempo, non sono mancati momenti di perturbazione nella serie storica.

<sup>3</sup> Per la metodologia di calcolo delle tavole di mortalità si veda: *Tavole di mortalità della popolazione italiana per provincia e regione di residenza - Anno 1998*, Istat, Informazioni, n.19, 2002. La serie storica dei dati, dal 1974, è consultabile su <https://demo.istat.it/app/?i=TVM&l=it>.

In particolare, sono ben visibili “*effetti di periodo*” negli anni 1983, 2003, 2015 e 2017, nei quali le sfavorevoli condizioni meteorologiche (di calura estiva e/o di intenso freddo invernale) determinarono un momentaneo quanto imprevedibile incremento della mortalità generale e di quella della popolazione anziana, in particolare. Su tutti tali effetti di periodo primeggia, poi, quello osservato nel 2020, anno di maggior impatto della pandemia da Covid-19, che ha condotto a una sostanziale soluzione di continuità della serie storica sin lì osservata. Nel merito della specifica speranza di vita a 65 anni, nel 2020 si assiste a un calo di ben un anno rispetto al 2019, perdita non ancora riassorbita nel successivo biennio 2021-22.

La non indifferente pressione che episodiche turbolenze di periodo possono esercitare sull'indicatore della speranza di vita avevano già portato il legislatore, ben prima dell'avvento della stessa pandemia, a rivedere i criteri di calcolo per le finalità di aggiornamento dei requisiti di accesso al pensionamento. Questa necessità emerse in seguito all'aggiornamento prodotto sul periodo 2013-2016, decorrente dal 1° gennaio 2019, che portò a un innalzamento di cinque mesi dell'età pensionabile (67 anni), in parte dovuto al fatto che il 2016 risultò un'annualità particolarmente favorevole alla sopravvivenza. Come già detto, infatti, il 2015 fu a sua volta caratterizzato da un eccesso di mortalità, i cui effetti si scaricarono su una riduzione della speranza di vita in tale anno (20,3 anni per i sessantacinquenni), ma anche su un forte rialzo della medesima nel 2016 (20,8 anni). Si determinò, perciò, un classico effetto rimbalzo dell'indicatore che in una situazione non perturbata da fattori climatici avversi non si sarebbe verificata e che avrebbe comportato una speranza di vita più alta nel 2015 e più bassa nel 2016 rispetto a quanto rilevato<sup>4</sup>.

**FIGURA 1. SPERANZA DI VITA A 65 ANNI.** Italia. Anni 1980 -2022



Con l'articolo 1, comma 146, della Legge 205/2017, si è in parte superato il problema della turbolenza statistica, aggiornando il criterio di calcolo. A partire dal 1° gennaio 2021, momento dal quale gli aggiornamenti diventano biennali, si è stabilito che la variazione della speranza di vita relativa al periodo di riferimento (2016-2018) debba essere computata in misura pari alla differenza tra la media dei valori registrati negli anni 2017 e 2018 e il valore registrato nell'anno 2016. In tale circostanza, l'esito dell'esercizio di calcolo portò a una differenza nulla e di conseguenza a un'invarianza dell'età pensionabile, rimasta bloccata a 67 anni per un altro biennio.

Per gli aggiornamenti successivi la legge stabilisce che gli adeguamenti debbano essere calcolati effettuando la differenza tra le medie dei valori registrati nell'ultimo e nel penultimo biennio. La legge prevede, inoltre, che ciascun aggiornamento biennale non possa superare il valore di tre mesi. Eventuali eccedenze possono essere recuperate nei bienni successivi, fermo restando il limite di non eccedere cumulativamente i tre mesi.

Per l'aggiornamento entrato in vigore dal 1° gennaio 2023 l'adeguamento è stato ottenuto effettuando la differenza tra i valori medi dei bienni 2019-2020 e 2017-2018.

<sup>4</sup> In una popolazione a forte invecchiamento, tenendo presente che la mortalità colpisce soprattutto le persone anziane e fragili, fattori esterni che conducono a un eccesso di mortalità in una determinata fase storica hanno anche il potenziale di farla ridurre in quella immediatamente successiva. Ciò in quanto, sul piano congiunturale, nella seconda fase gli esposti a rischio di morire più fragili sono in misura più ridotta e perché tra loro tendono a mantenersi in vita quelli che hanno resistito alla prima (effetto *harvesting*).

Per l'aggiornamento successivo, che entrerà in vigore dal 1° gennaio 2025 e che risulterà efficace fino a tutto il 2026, il calcolo è stato prodotto facendo la differenza tra i valori medi dei bienni 2021-2022 e 2019-2020. In entrambi i casi l'esito del calcolo ha prodotto delle differenze di segno negativo, nella fattispecie di tre mesi per il primo aggiornamento (efficacia nel 2023-2024) e di un mese nel secondo (2025-2026). L'esito finale di entrambe le operazioni, essendo escluso per legge un abbassamento dell'età pensionabile a fronte di variazioni negative della speranza di vita, è stato quello di mantenere l'età di vecchiaia ferma a 67 anni fino a tutto il 31 dicembre 2026.

Il risultato finale, da quando i requisiti di legge per la pensione di vecchiaia si legano agli incrementi della speranza di vita, è consistito nel rialzo di un solo anno reale (Prospetto 1). Nel passaggio infatti dai 65 anni (per gli uomini, ma 60 in origine per le donne del pubblico impiego) in vigore fino al 31 dicembre 2012 ai 67 anni di oggi, che tali rimarranno fino a tutto il 2026, si è inserito il D.L. 201/2011 (cd. "Riforma Fornero"). Quest'ultimo provvedimento ha comportato in automatico il rialzo di un ulteriore anno, nonché la progressiva equiparazione di trattamento tra uomini e donne e tra tutte le tipologie di lavoratori.

### PROSPETTO 1. ETÀ PENSIONABILE, DECORRENZE ED ELEMENTI PER IL CALCOLO. Anni 2013-2026

Decorrenza giuridica	Anno del provvedimento	Elementi per il calcolo della variazione di e65	Variazione rilevata	Età pensionabile
1.1.2013	2011	Differenza 2010-2007	5 mesi (applicata 3)	65 anni e 3 mesi
1.1.2016	2014	Differenza 2013-2010	4 mesi	65 anni e 7 mesi
1.1.2018	2011 (DL 201/2011)	-	12 mesi (applicata)	66 anni e 7 mesi
1.1.2019	2017	Differenza 2016-2013	5 mesi	67 anni
1.1.2021	2019	Differenza tra media 2017-18 e 2016	0 mesi	67 anni
1.1.2023	2021	Diff. tra media 2019-20 e media 2017-18	-3 mesi (applicata 0)	67 anni
1.1.2025	2023	Diff. tra media 2021-22 e media 2019-20	-1 mese (applicata 0)	67 anni

### I parametri demografici per l'aggiornamento dei coefficienti di trasformazione

La Legge 335/1995 (cd. "Riforma Dini") ha introdotto cambiamenti nel meccanismo di calcolo dei benefici pensionistici, definendo opportuni parametri – i cosiddetti coefficienti di trasformazione del montante contributivo – che tengono conto di quanto si allunga nel tempo la speranza di vita. Attraverso tali coefficienti si va a determinare l'importo della pensione spettante sia al ritirato dal lavoro sia ai suoi eventuali superstiti. L'idea di fondo sottostante il meccanismo è, dunque, commisurare la restituzione dei contributi versati da un lavoratore nel corso della carriera al numero di anni per i quali si ritiene egli possa sopravvivere, una volta maturati i diritti previdenziali. Più aumenta in prospettiva la speranza di vita, in sostanza, maggiore sarà il numero di anni sul quale spalmare il montante contributivo del lavoratore sotto forma di pensione. In tal senso l'evoluzione dei coefficienti di trasformazione, il cui aggiornamento è oggi su base biennale<sup>5</sup> (dal 1° gennaio 2019), viene a essere correlata alla crescita della sopravvivenza.

La predetta Legge 335/1995 (art.1 comma 11, come modificato dall'art.1 comma 15 della Legge 24 novembre 2007, n.247) prevede che la revisione dei coefficienti di trasformazione debba avvenire "sulla base delle rilevazioni demografiche e dell'andamento effettivo del tasso di variazione del PIL di lungo periodo rispetto alle dinamiche dei redditi soggetti a contribuzione previdenziale, rilevati dall'Istat". A tal fine compito dell'Istat è fornire i dati aggiornati su: a) i parametri economici e, in particolare, la variazione del PIL nel lungo periodo e la serie storica dei dati relativi ai redditi soggetti a contribuzione previdenziale; b) i parametri demografici ultimi disponibili e, in particolare, le probabilità di sopravvivenza per età e sesso della popolazione residente; la frequenza relativa di decessi tra le persone coniugate rispetto al totale dei decessi per sesso; il differenziale medio di età tra i coniugi al decesso di uno dei due soggetti (cd. "dante causa") per età e sesso; le probabilità di morte o nuove nozze del coniuge superstite per età e sesso<sup>6</sup>.

<sup>5</sup> Decreto legge 6 dicembre 2011, n. 201, convertito, con modificazioni, dalla legge 22 dicembre 2011, n. 214, all'art. 24, comma 16.

<sup>6</sup> Tali parametri sono quelli colorati in rosso nelle formule successive.

La formula per il calcolo dei coefficienti di trasformazione è piuttosto articolata, contenendo al suo interno indicatori di natura sia economica sia demografica<sup>7</sup>. I coefficienti esprimono il rapporto fra la prima rata annua di pensione e il montante contributivo il quale, a sua volta, è costituito dalla somma dei contributi versati dal lavoratore e capitalizzati con la media quinquennale del tasso di variazione del PIL nominale. La sua formulazione analitica è la seguente per tutte le età (x) di interesse:

$$CT_x = 1/\Delta_x$$

$$\Delta_x = 0,5 * \sum_s (a_{x,s}^{v(t)} + A_{x,s}^{v(t)}) - k$$

dove il primo termine dentro la parentesi della sommatoria corrisponde al valore attuale medio della pensione diretta

$$a_{x,s}^{v(t)} = \sum_{t=0}^{\omega-x} \frac{l_{x+t,s}}{l_{x,s}} \cdot \left(\frac{1+r}{1+\sigma}\right)^{-t}$$

mentre il secondo corrisponde al valore attuale medio della pensione al superstite

$$A_{x,s}^{v(t)} = \sum_{t=0}^{\omega-x} \frac{l_{x+t,s}}{l_{x,s}} \cdot q_{x+t,s} \cdot \left(\frac{1+r}{1+\sigma}\right)^{-t} \cdot m_{x+t,s}^{con} \cdot \eta \cdot \delta_s \cdot \sum_{\tau=1}^{\omega+\gamma_s-x-t} \frac{l_{x+\tau+t-\gamma_{x,s},\bar{s}}^{ved}}{l_{x+\tau+1-\gamma_{x,s},\bar{s}}^{ved}} \cdot \left(\frac{1+r}{1+\sigma}\right)^{-\tau}$$

con il seguente significato dei simboli:

CT= coefficiente di trasformazione

$\Delta$ = divisore

s= sesso

$\bar{s}$  = sesso del coniuge superstite

$\omega$  = età massima.

I parametri demografici sono quindi (in colore rosso nelle formule):

$\frac{l_{x+t,s}}{l_{x,s}}$  = probabilità di sopravvivenza classica tra l'età x e l'età x+t

$q_{x+t,s}$  = probabilità di morte classica tra l'età x+t e l'età x+t+1

$m_{x+t,s}^{con}$  = frequenza di deceduti con stato civile di coniugato sul totale dei decessi all'età x+t

$\frac{l_{x+\tau+t-\gamma_{x,s},\bar{s}}^{ved}}{l_{x+\tau+1-\gamma_{x,s},\bar{s}}^{ved}}$  = probabilità del superstite di non essere eliminato per morte o nuove nozze tra l'età x +  $\tau$  + 1 -  $\gamma_{x,s}$

e l'età x +  $\tau$  + t -  $\gamma_{x,s}$  con  $\tau$  = riferimento temporale del coniuge superstite ed  $\gamma_{x,s}$  = differenza media tra le età dei coniugi al decesso del dante causa.

Infine, i parametri economici presenti nelle formule (in colore nero) sono:

<sup>7</sup> Per approfondimenti sulla formulazione dei coefficienti di trasformazione si rimanda alla pubblicazione menzionata in Nota 1. In questa sede ci si limita ad analizzare le componenti demografiche oggetto di predisposizione da parte dell'Istat.

$k$  = fattore correttivo sulle rate pagate in anticipo nell'anno

$\eta$  = aliquota di reversibilità

$\delta_s$  = percentuale di riduzione dell'aliquota di reversibilità per effetto dei requisiti di reddito

$r$  = tasso di rendimento

$\sigma$  = percentuale di indicizzazione

$\left(\frac{1+r}{1+\sigma} - 1\right)$  = tasso di sconto.

## Scelte operative e metodologiche per l'individuazione dei parametri demografici

Nell'illustrare la metodologia di calcolo degli indicatori demografici oggetto d'analisi è utile richiamare in alcuni cenni le principali scelte d'insieme compiute. Queste hanno riguardato i seguenti aspetti:

- il riferimento territoriale e temporale;
- considerazioni sul genere e la scelta delle classi d'età;
- la definizione puntuale degli indicatori demografici;
- le ipotesi d'indipendenza riguardo l'accadimento di eventi demografici tra loro concorrenti.

Riguardo al primo punto, il dettato normativo non fa riferimento ad alcuna differenza di trattamento tra i cittadini residenti in località diverse del territorio nazionale. Questo nonostante sia noto che le condizioni di sopravvivenza in Italia siano piuttosto eterogenee sul piano territoriale. Ad esempio, tra la speranza di vita alla nascita dei residenti in Trentino-Alto Adige e quella dei residenti in Campania corre una differenza di 2,9 anni, che sale a 3,6 anni tra i residenti in Provincia di Trento e quelli in Provincia di Napoli (dati 2021).

Anche rispetto al genere, il computo finale dei coefficienti di trasformazione non comporta alcuna differenza di trattamento tra l'essere di sesso maschile o femminile, per quanto le donne possano vantare una speranza di vita alla nascita oggi di circa 4,5 anni superiore a quella degli uomini. A tal riguardo, va evidenziato che al netto dei parametri economici la formula dei coefficienti di trasformazione è una combinazione lineare della sopravvivenza maschile con quella femminile. Ciò comporta che in occasione di ciascuna revisione<sup>8</sup>, gli uomini, ancora oggi i principali percettori diretti di pensione, si ritrovino con coefficienti parametrizzati su livelli di sopravvivenza non propri ma mediati con quelli più alti delle donne. Queste ultime, al contrario, ne traggono giovamento, potendo scaricare parte dei loro più alti livelli di sopravvivenza con quelli maschili.

Il riferimento temporale per questo genere di prodotto è normalmente inteso come l'ultimo disponibile in serie storica. Nella fattispecie, in occasione dell'ultimo aggiornamento, di cui di seguito sono illustrati i passi, è stato preso in considerazione l'anno 2021 (stime su dati provvisori) per quanto riguarda le probabilità di morte/sopravvivenza generali della popolazione residente mentre si è ricorsi all'anno 2020 (dati definitivi) per quel che attiene l'elaborazione dei parametri demografici inerenti la distribuzione per stato civile dei decessi, le probabilità di eliminazione del coniuge superstite per morte/nuove nozze e il differenziale medio tra l'età dei coniugi al decesso del dante causa. Tale difformità, sia in relazione alle annualità utilizzate, sia in relazione al carattere provvisorio o definitivo dei dati utilizzati, non è frutto di una scelta scientifica quanto del fatto che l'Istat riceve la richiesta di fornitura dati dal competente Ministero del Lavoro e delle Politiche Sociali intorno alla primavera di un generico anno  $t$ , al fine di provvedere entro la fine dello stesso anno all'emanazione del provvedimento attuativo, concertato col Ministero dell'Economia e delle Finanze, che possa entrare in vigore dal 1° gennaio  $t+1$ <sup>9</sup>.

<sup>8</sup> La prima versione dei coefficienti di trasformazione è quella nella tabella A allegata alla L. 335/1995, i cui aggiornamenti hanno coperto il periodo 1996-2009 con parametri inizialmente predisposti dall'Inps e finalizzati dal Nucleo di valutazione della spesa previdenziale. Con la L. 247/2007 l'Istat entra a regime nella predisposizione dei parametri economici e demografici sottostanti, dietro richiesta del Ministero del Lavoro e delle Politiche Sociali concertata con il Ministero dell'Economia e delle Finanze. Prima della presente edizione l'Istat ha prodotto cinque aggiornamenti. Nella fattispecie, nel 2005 (dati riferiti al 2002, decorrenza 2010-2012), nel 2012 (dati al 2008, decorrenza 2013-2015), nel 2015 (dati al 2013, decorrenza 2016-2018), nel 2018 (dati al 2016, decorrenza 2019-2020) e nel 2020 (dati al 2018, decorrenza 2021-2022).

<sup>9</sup> Dal suo canto l'Istat, intorno alla primavera di ciascun anno  $t$ , dispone di stime provvisorie sulle probabilità di sopravvivenza/morte relative all'anno precedente, che intorno al mese di dicembre risultano consolidate in concomitanza con la diffusione dei dati del Censimento della popolazione. Invece, per quanto riguarda i restanti parametri demografici, per la cui elaborazione sono necessarie informazioni provenienti dalle rilevazioni sulla formazione e scioglimento delle unioni (matrimoni, separazioni, divorzi), la disponibilità dei dati intorno alla primavera di  $t$  si riferisce a  $t-2$ .

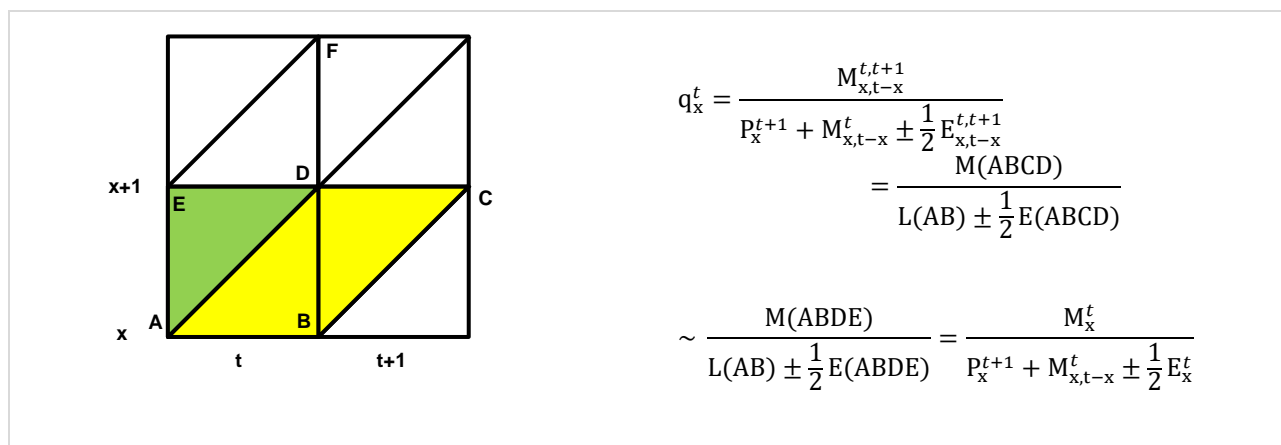


I parametri demografici sono elaborati in classi d'età annuali. L'ampiezza dell'intervallo copre le classi comprese tra un minimo di 50 anni e un massimo di 119 anni di età, quando il fenomeno è misurabile, prima di tale limite ultimo in caso contrario. Ad esempio, l'estrema sporadicità di secondi eventi nuziali in età molto avanzate rende inconsistente l'elaborazione delle probabilità di nuove nozze del coniuge superstite, che per tale ragione si ferma ai 90 anni di età. Analogamente, le bassissime frequenze di decesso tra individui che risultino ancora coniugati dopo gli 85 anni di età, soprattutto se uomini, rende non significativo elaborare la differenza media di età tra i coniugi al decesso del dante causa.

Gli indicatori demografici sono stati definiti puntualmente, non solo dal punto di vista della precisione e della correttezza statistica, ma anche tenendone presente l'inserimento "esogeno" nelle formule di calcolo dei coefficienti di trasformazione. Questo tema ha riguardato soprattutto la misura di probabilità del superstite per morte o nuove nozze.

Si tratta, in particolare, di valutare il rischio di subire un determinato evento demografico (ad esempio la morte) per individui che, accomunati dal possedere caratteristiche iniziali identiche (sesso, età, stato civile...), nel corso del periodo di osservazione (generalmente l'anno) sono "esposti" al rischio di subire anche eventi demografici concorrenti (matrimonio, divorzio, vedovanza...).

**FIGURA 2. RAPPRESENTAZIONE SCHEMATICA E FORMULA DI UNA MISURA DI PROBABILITÀ CLASSICA**



Una delle misure demografiche che si presta alle suddette finalità è quella che va sotto il nome di probabilità "classica", così denominata in contrapposizione alla probabilità "prospettiva", descritta più avanti. In una probabilità classica si valuta il rischio di vivere un certo evento da parte di un individuo di età "esatta" x prima che lo stesso abbia compiuto l'età esatta x+1. Da un punto di vista collettivo tale probabilità coinvolge individui "coetanei" di età esatta x ma che compiono il compleanno in momenti diversi dell'anno. Inoltre, il periodo di osservazione è a cavallo di due anni di calendario (t e t+1), come descritto nello schema di Lexis riportato in Figura 2. Spesso, alla formulazione standard della probabilità classica pura se ne può preferire un'altra che l'approssima ma che offre il vantaggio di poter essere calcolata con dati che si riferiscono a un solo anno di calendario. Sempre con riferimento alla Figura 2, tale probabilità approssimata è quella che si determina nel quadrato ABDE anziché nel parallelogramma ABCD, avvalorando l'ipotesi che gli eventi nel triangolo BCD siano analoghi a quelli osservati nel triangolo ADE. Rispetto alla formulazione classica, tuttavia, la soluzione approssimata vede coinvolte non una ma due generazioni contigue di individui, i nati nell'anno t-x e quelli nell'anno t-x-1.

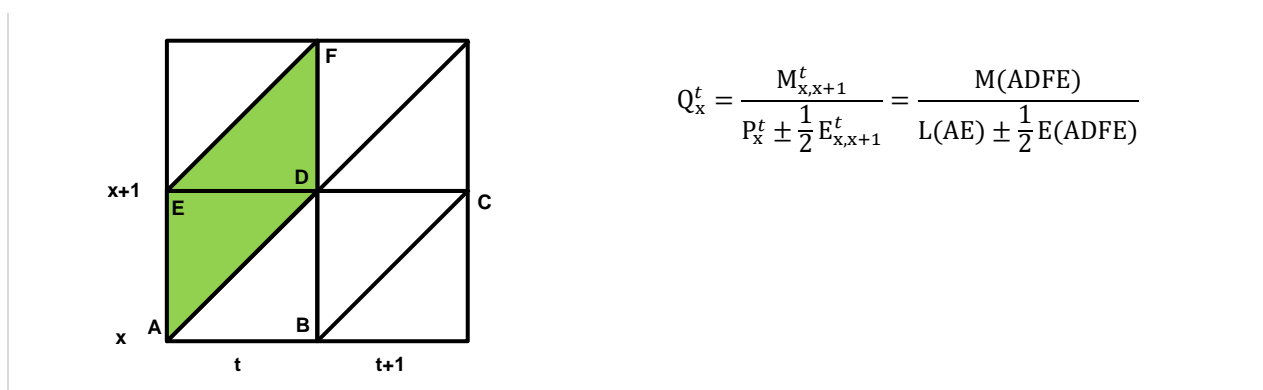
Affine alla probabilità classica ma dal significato sottilmente diverso è la probabilità prospettiva. Con questo tipo di misura, infatti, si valuta il rischio di vivere un certo evento nel corso di un anno di calendario per un individuo d'età compiuta x al 1° gennaio, prima che lo stesso abbia raggiunto l'età compiuta x+1 al 31 dicembre. Rappresentazione grafica e formulazione di una probabilità prospettiva per età sono riportate nella Figura 3. Diversamente dalla probabilità classica, che fa riferimento a un collettivo di coetanei il cui compleanno ha luogo in momenti diversi dell'anno, la probabilità prospettiva si addice particolarmente per osservare il comportamento di una popolazione allineata all'inizio dell'anno di fronte al rischio di subire l'evento oggetto di studio, prima che l'anno stesso abbia termine. Il concetto di età qui richiamato, quindi, fa riferimento all'età espressa in anni compiuti al 1° gennaio e il collettivo rappresentato appartiene integralmente alla medesima generazione (ossia i nati nell'anno t-x-1 per tutti coloro di età compiuta x al 1° gennaio dell'anno t).

Nelle misure demografiche di probabilità l'evento studiato, in termini di casi occorsi, è posto a numeratore di un rapporto il cui denominatore rappresenta la popolazione "esposta" a rischio di subire l'evento medesimo. Quest'ultima è data dal collettivo iniziale di riferimento (i coetanei alle età esatte nella formulazione di probabilità classica, la popolazione in età compiuta in quella prospettiva) corretto per una serie di altri eventi demografici concorrenti, detti "perturbatori". Tali eventi sono così definiti poiché hanno la caratteristica di convivere nel periodo di osservazione, mutando il contingente iniziale di soggetti esposti.

Ad esempio, volendo determinare la probabilità prospettiva di nozze per un vedovo, gli elementi che compariranno nella formula di probabilità saranno i seguenti: a numeratore si considereranno i matrimoni dell'anno dei vedovi; al denominatore si parte dal considerare la popolazione al 1° gennaio con stato civile di vedovo. A quest'ultima, tuttavia, andrà aggiunta la metà di coloro che in corso d'anno transitano nello status di vedovanza (esponendosi di nuovo al rischio di nuove nozze), mentre andrà detratta la metà dei deceduti con stato civile vedovo, trattandosi di individui definitivamente eliminati.

In altri termini, si formula l'ipotesi che gli eventi perturbatori siano vissuti uniformemente tra il 1° gennaio e il 31 dicembre e che, pertanto, i nuovi soggetti da aggiungere/sottrarre al contingente di popolazione iniziale siano esposti a rischio di subire l'evento studiato mediamente per metà anno.

**FIGURA 3. RAPPRESENTAZIONE SCHEMATICA E FORMULA DI UNA MISURA DI PROBABILITÀ PROSPETTIVA**



Tra i possibili eventi perturbatori non sono qui presi in considerazione quelli riguardanti i flussi migratori, accordando l'ipotesi che in ciascuna classe d'età la popolazione abbia un saldo (entrate-uscite) migratorio nullo. Tale semplificazione è da ritenersi motivata dal fatto che le operazioni di calcolo sono sviluppate su base nazionale e che riguardano soggetti di età superiore a 50 anni.

Nell'impostare il calcolo delle probabilità suddette si assumono implicitamente alcune ipotesi di fondo, che riguardano nel loro insieme l'indipendenza tra l'accadimento di eventi demografici tra loro concorrenti. In primo luogo, si assume che gli individui appartenenti a una data classe d'età della popolazione siano tra loro omogenei e che, pertanto, la probabilità di subire l'evento studiato sia identica per tutti i soggetti che la compongono. Inoltre, si assume che sia gli eventi relativi al fenomeno studiato sia gli eventi perturbatori agiscano sugli individui appartenenti a una stessa classe d'età in maniera indipendente. Ciò comporta che gli individui appartenenti a una certa classe d'età che entrano o escono dall'osservazione per aver subito un fenomeno perturbatore abbiano, nei confronti del fenomeno studiato, un comportamento identico a quello di coloro che sono rimasti in osservazione dall'inizio alla fine dell'anno. Infine, il fatto che il contingente osservato all'inizio dell'anno sia composto di soggetti che, provenendo da biografie individuali differenti, possiedono uno "status" diverso, non rappresenta un fattore selettivo nei confronti dell'evento perturbatore. In altre parole, il rischio di vivere l'evento perturbatore è lo stesso per tutti i soggetti appartenenti a una certa classe d'età qualunque sia la storia individuale dalla quale provengono.



## Le probabilità di morte e sopravvivenza della popolazione

Una delle attività istituzionali dell'Istat è quella che riguarda la produzione di informazioni sulle condizioni di sopravvivenza della popolazione residente. Tale attività si manifesta principalmente nella predisposizione regolare delle tavole di mortalità, dal livello nazionale a quello provinciale, mediante una metodologia unica e consolidata<sup>10</sup>.

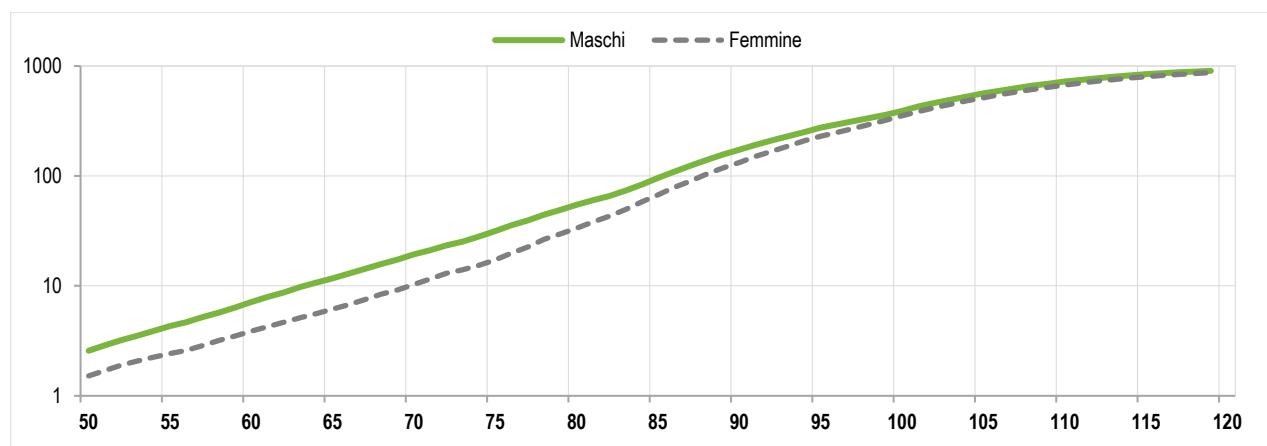
Nelle tavole figurano una serie di parametri demografici di sopravvivenza che fanno riferimento alla popolazione residente distinta per sesso ed età (disponibili in classi annuali o quinquennali).

Ai fini della revisione dei coefficienti di trasformazione si considera sia la probabilità di morte classica  $q_x^t$  sia il suo complemento a 1, ossia la probabilità di sopravvivenza  $p_x^t=1-q_x^t$ .

La Figura 4 illustra l'andamento delle probabilità di morte per le età superiori a 50 anni in nel 2021 (stime), le stesse impiegate nell'ultima edizione dei coefficienti di trasformazione. Il rischio di morte risulta particolarmente contenuto, perlomeno fino all'età di 63 anni per gli uomini e di 69 anni per le donne, età in cui esso risulta inferiore al 10%, contro un 90% di possibilità di sopravvivere. Le donne, peraltro, evidenziano in tutto il tratto di curva livelli di mortalità più bassi degli uomini.

Il rapporto di mortalità tra i sessi in questo tratto dell'esistenza presenta, infatti, valori che variano da un minimo di 1,04 all'età di 119 anni a un massimo di 1,91 all'età di 64 anni, per un valore mediano di curva di 1,43.

**FIGURA 4. PROBABILITÀ DI MORTE CLASSICHE PER SESSO E CLASSI ANNUALI DI ETÀ (50-119 ANNI).** Italia. Anno 2021. Stima su dati provvisori, valori per mille in scala logaritmica



Rispetto ai dati definitivi 2021 delle probabilità di morte, resisi disponibili a fine 2022, quindi dopo la definizione della fase istruttoria dei coefficienti di trasformazione, si evince un'aderenza delle stime più che ottimale. Per gli uomini, ad esempio, si riscontrano differenze relative per singola classe di età che variano da un minimo del -3,7% (il che significa mortalità sottostimata) a un massimo del +5,1% (mortalità sovrastimata). Tra le donne, invece, si va da un minimo del -1,1% a un massimo del +2,1%. In media complessiva, computata come media delle differenze relative riscontrate a tutte le singole età nella fascia 50-119 anni, si evince una sovrastima dello 0,5% della mortalità, tanto per gli uomini quanto per le donne. In conclusione, l'aver fatto riferimento alle stime provvisorie 2021 sulle probabilità di morte anziché sui dati definitivi (che non si potevano "attendere" per ragioni connesse alla tempistica della procedura istruttoria) ha determinato una minore elasticità di risposta sull'aggiornamento dei coefficienti di trasformazione, quindi un piccolo vantaggio per i percettori di pensione e un piccolo svantaggio per il contenimento della spesa previdenziale collegata al processo di invecchiamento della popolazione<sup>11</sup>.

<sup>10</sup> Cfr. Nota 3.

<sup>11</sup> Se per uniformità di riferimento dei dati tra tutti i parametri demografici oggetto di aggiornamento (vedi successivi paragrafi) si fosse fatto ricorso ai dati 2020, già disponibili in veste definitiva al momento dell'elaborazione dei coefficienti di trasformazione, il vantaggio per i percettori di pensione sarebbe risultato persino maggiore, considerando l'eccesso di mortalità dovuto al Covid-19 rilevato in tale anno.

## La frequenza di decessi di coniugati sul totale dei decessi

Nel contesto dei coefficienti di trasformazione la conoscenza della composizione relativa dei decessi per stato civile, e in particolare del peso che assume la componente degli individui coniugati, rappresenta una misura necessaria alla determinazione dell'importo della pensione di reversibilità che il dante causa lascia al coniuge superstite.

Per valutare quante pensioni assegnate al dante causa transitano per reversibilità al coniuge superstite, prescindendo dalla presenza d'eventuali altri membri in famiglia<sup>12</sup>, occorre calcolare il peso relativo dei morti tra i coniugati rispetto all'ammontare complessivo dei morti. Tenendo conto delle variabili età e sesso il valore richiesto è dunque pari a:

$$m_{x,s}^1 = M_{x,s}^1 / \sum_{c=1}^8 M_{x,s}^c$$

dove il termine a numeratore a destra dell'uguale rappresenta l'ammontare di morti con stato civile di coniugato, sesso "s" ed età compiuta "x", mentre a denominatore è riportato l'ammontare complessivo di morti a parità di sesso ed età (con la variabile stato civile "c" che assume le modalità: 1) coniugato/a, 2) unito/a civilmente 3) separato/a, 4) divorziato/a, 5) già unito civilmente (scioglimento dell'unione), 6) celibe/nubile, 7) vedovo/a, 8) già unito civilmente (decesso del partner).

La giurisprudenza riconosce che la pensione di reversibilità spetta in primo luogo al legittimo consorte, ossia a quello legato al defunto da un matrimonio. Dal giugno 2016, poi, è entrato nell'ordinamento italiano il concetto di unione civile quale istituto giuridico di diritto pubblico (Legge 20 maggio 2016, n. 76, cd. "Cirinnà"). Analoga al matrimonio, l'unione civile comporta il riconoscimento giuridico della coppia formata da persone dello stesso sesso con il quale se ne riconoscono i diritti. Tra questi ultimi viene automaticamente esteso anche il principio di reversibilità.

Tra i soggetti aventi diritto a percepire la pensione di reversibilità, o una quota di essa, oltre ai coniugati e agli uniti civilmente, la legge contempla anche il coniuge separato, il coniuge divorziato e il soggetto sciolto da un'unione civile<sup>13</sup>.

Utilizzando un concetto di reversibilità esteso anche agli uniti civilmente, ai coniugi separati, agli ex-coniugi e agli ex-uniti civilmente, si dovranno, pertanto, prendere in considerazione a parità di sesso "s" ed età "x" anche le frequenze relative:

$$\{m_{x,s}^2; m_{x,s}^3; m_{x,s}^4; m_{x,s}^5\}$$

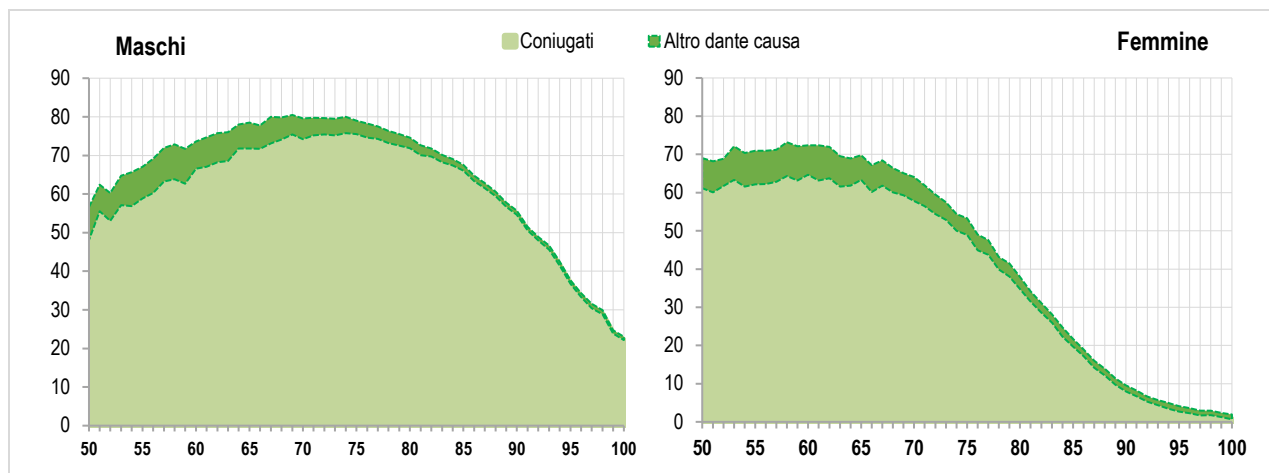
La Figura 5 illustra l'andamento per età della frequenza dei decessi per i coniugati (indicatore  $m_{x,s}^1$ ) e per l'insieme residuale di coloro che danno diritto alla reversibilità (indicatori  $m_{x,s}^2 - m_{x,s}^5$ ). Tale andamento, intrinsecamente influenzato dalla struttura per stato civile della popolazione nell'anno oggetto di studio e non esente da tratti irregolari<sup>14</sup>, mostra che la frequenza di deceduti tra i coniugati (legittimi o non) è più elevata tra gli uomini. Questi ultimi, infatti, potendo contare su una speranza di vita inferiore, corrono più precocemente il rischio di lasciare la famiglia. In secondo luogo, si evidenzia che con l'avanzare dell'età, qualunque genere si prenda in esame, la frequenza di deceduti coniugati tende a zero, lasciando il passo alle più elevate frequenze di decesso che si riscontrano (in particolar modo tra le donne) tra gli individui in stato vedovile.

<sup>12</sup> Figli legittimi o eventuali altri componenti aggregati al nucleo familiare.

<sup>13</sup> La pensione di reversibilità spetta anche al coniuge divorziato (o sciolto da un'unione) purché questi sia titolare di assegno di divorzio e che non si sia risposato o riunito civilmente. L'ex-partner defunto deve però risultare assicurato prima della sentenza di scioglimento o della cessazione degli effetti civili del matrimonio o dell'unione civile. La legge prevede, inoltre, che il partner superstite divorziato o sciolto civilmente abbia diritto alla pensione anche se il defunto si è risposato o riunito civilmente e sia in vita il nuovo coniuge o il nuovo convivente. In tali casi la pensione non viene attribuita automaticamente ma si deve attendere una sentenza di un Tribunale, cui compete l'onere di dividere la pensione tra i co-interessati sia in proporzione alla durata del matrimonio o unione civile di ciascuno, sia in base alla rispettiva posizione economica.

<sup>14</sup> La parziale irregolarità di tali curve è peraltro non eliminabile, ad esempio attraverso modelli di *smoothing*, considerando il vincolo che, a parità di sesso ed età, la somma delle frequenze di decesso contempla anche celibi/nubili, vedovi e sciolti da unione civile per decesso del partner.

**FIGURA 5. DECESSI DI INDIVIDUI CONIUGATI, UNITI CIVILMENTE, SEPARATI, DIVORZIATI O SCIOLTI DA UNIONE CIVILE, DA 50 ANNI DI ETÀ COMPIUTI IN POI, PER SESSO. Italia. Anno 2020, frequenze percentuali.**



### La probabilità di eliminazione del superstite per morte, nuove nozze o nuova unione civile

Ai fini della determinazione della spesa pensionistica è necessario valutare l'ammontare di coloro che, in qualità di beneficiari di pensione di reversibilità, riescono a mantenere tale diritto nel corso dell'anno. Poiché tale diritto si può perdere per morte o per nuove nozze o per nuova unione civile, la probabilità di eliminazione del superstite si configura come probabilità di morire o di contrarre un nuovo matrimonio o una nuova unione civile per un vedovo o per un già unito civilmente cui sia deceduto il partner<sup>15</sup>. Di tali distinti eventi, la morte o il matrimonio/unione civile, assunti tra loro indipendenti, occorre determinare una stima complessiva della probabilità che se ne possa verificare uno o l'altro. Per pervenire a tale misura si parte dalla determinazione dei rischi di vivere singolarmente uno dei due eventi. Dopodiché, si otterrà la misura composita richiesta sommando i singoli rischi<sup>16</sup>.

Preliminare al calcolo della probabilità di subire un determinato evento è la definizione degli individui esposti al rischio di subirlo. A tal fine è agevole l'uso di una rappresentazione grafica di "transizione", nella quale è riportato lo status posseduto da un individuo al 1° gennaio dell'anno, gli eventi (studiato o perturbatori) che da egli potranno essere vissuti in corso d'anno e lo status, conservato o mutato, posseduto al 31 dicembre. L'eliminazione del superstite per morte o nuove nozze o nuova unione civile è rappresentata nello schema di transizione del Prospetto 2.

A seconda del fenomeno studiato, il rischio di morte o quello di matrimonio/unione civile, l'evento che in un determinato caso è l'evento studiato, nell'altro può giocare il ruolo di evento perturbatore e viceversa. Ad esempio, se si considera la mortalità dei vedovi o dei già uniti civilmente per decesso del partner l'evento studiato corrisponde, naturalmente, alla morte, mentre l'eventuale matrimonio/unione civile rappresenta un evento perturbatore di uscita dallo status iniziale; al contrario, se si considera la nuzialità (o l'unione civile) dei vedovi (o dei già uniti civilmente per decesso del partner) l'evento studiato in tal caso corrisponde al matrimonio o all'unione civile, mentre l'eventuale morte è l'evento perturbatore di uscita (definitiva) dallo status iniziale. Le due misure sono, invece, accomunate dal medesimo evento in entrata tra coloro che sono a rischio di subire l'evento studiato, ossia il decesso del coniuge o del partner unito civilmente che fa rispettivamente entrare il superstite nel nuovo status di vedovanza o di già unito civilmente per decesso del partner.

<sup>15</sup> Come per l'indicatore "frequenza di deceduti coniugati", anche nella valutazione della probabilità del superstite non si è tenuto conto della presenza di altri soggetti nel nucleo familiare.

<sup>16</sup> Denominato  $m$  l'evento morte e  $n$  l'evento matrimonio/unione civile la probabilità studiata è in questo caso  $p(m \cup n) = p(m) + p(n) - p(m \cap n)$ . L'evento intersezione è nel caso specifico pari a zero. Infatti, i due eventi non possono aversi entrambi nel medesimo anno se il primo dei due a verificarsi è la morte. Se al contrario si verifica prima il matrimonio (o l'unione civile), questo evento comporta l'uscita dalla popolazione a rischio di morire nello status di vedovo (o già unito civilmente per decesso del partner). Ne consegue che la probabilità che si verifichi uno dei due eventi in corso d'anno è data dalla somma delle singole probabilità.

**PROSPETTO 2. TRANSIZIONE DEL SUPERSTITE PER DECESSO, NUOVE NOZZE O NUOVA UNIONE CIVILE**

Status a inizio dell'anno	Evento vissuto nell'anno	Status alla fine dell'anno
Vedovo o ex unito civilmente per decesso del partner	Nessuno	Vedovo o ex unito civilmente per decesso del partner
	Decesso	Eliminato
	Matrimonio	Coniugato
	Unione civile	Unito civilmente
<b>Coniugato</b>	<b>Decesso del coniuge</b>	<b>Nuovo vedovo</b>
Unito civilmente	Decesso del partner	Nuovo ex unito civilmente per decesso del partner

In conformità a tali considerazioni gli esposti a rischio (riferimento dati 2020) sono stati così calcolati:

- per l'evento "morte"

$$P_{x,x+1,s}^{v,M} = P_{x,s}^v + 0,5 \cdot (V_{x,x+1,s} - N_{x,x+1,s}^v)$$

espressione nella quale il primo termine a destra dell'uguale rappresenta il contingente cumulato di vedovi e già uniti civilmente per decesso del partner al 1° gennaio dell'anno di sesso s ed età x, mentre i termini tra parentesi rappresentano, rispettivamente, il numero di individui di sesso s ed età x,x+1 che transitano nello status di vedovanza per decesso del coniuge/partner civile<sup>17</sup> e il numero cumulato di matrimoni/unioni civili celebrati da individui vedovi o già uniti civilmente per decesso del partner di sesso s ed età x,x+1.

- per l'evento "matrimonio/unione civile"

$$P_{x,x+1,s}^{v,N} = P_{x,s}^v + 0,5 \cdot (V_{x,x+1,s} - M_{x,x+1,s}^v)$$

dove, diversamente dal caso precedente, l'ultimo termine tra parentesi rappresenta il numero cumulato di deceduti vedovi o già uniti civilmente per decesso del partner di sesso s ed età x,x+1.

Le rispettive probabilità di prima approssimazione sono state conseguentemente calcolate come segue:

$$\bar{q}_{x,s}^v = M_{x,x+1,s}^v / P_{x,x+1,s}^{v,M}$$

$$\bar{n}_{x,s}^v = N_{x,x+1,s}^v / P_{x,x+1,s}^{v,N}$$

Nel caso della probabilità di nuove nozze/unione civile il passaggio dalle probabilità di prima approssimazione alle probabilità allo stato puro è stato compiuto con la seguente formula perequativa:

$$n_{x,s}^v = [7\bar{n}_{x,s}^v + 6(\bar{n}_{x-1,s}^v + \bar{n}_{x+1,s}^v) + 3(\bar{n}_{x-2,s}^v + \bar{n}_{x+2,s}^v) - 2(\bar{n}_{x-3,s}^v + \bar{n}_{x+3,s}^v)] / 21$$

per x=50, ... , 86.

L'evento matrimonio/unione civile del superstite in età avanzata risulta abbastanza raro. Nel 2020, si riscontrano una decina di eventi tra gli uomini, un solo evento tra le donne, in soggetti che abbiano oltre 90 anni di età. Per questa ragione il calcolo della probabilità di nuove nozze/unione civile del superstite è stato elaborato fino all'età di 90 anni mentre oltre tale età si è assunta una probabilità nulla.

Denominando con  $\omega=90$  la classe di età estrema per le nozze/unioni civili dei superstiti, le probabilità allo stato puro relative alle età 87-90 anni sono state ottenute per perequazione dalle seguenti formule:

$$n_{\omega-3,s}^v = [-15\bar{n}_{\omega,s}^v + 21\bar{n}_{\omega-1,s}^v + 42\bar{n}_{\omega-2,s}^v + 48\bar{n}_{\omega-3,s}^v + 39\bar{n}_{\omega-4,s}^v + 15\bar{n}_{\omega-5,s}^v - 10\bar{n}_{\omega-6,s}^v] / 140$$

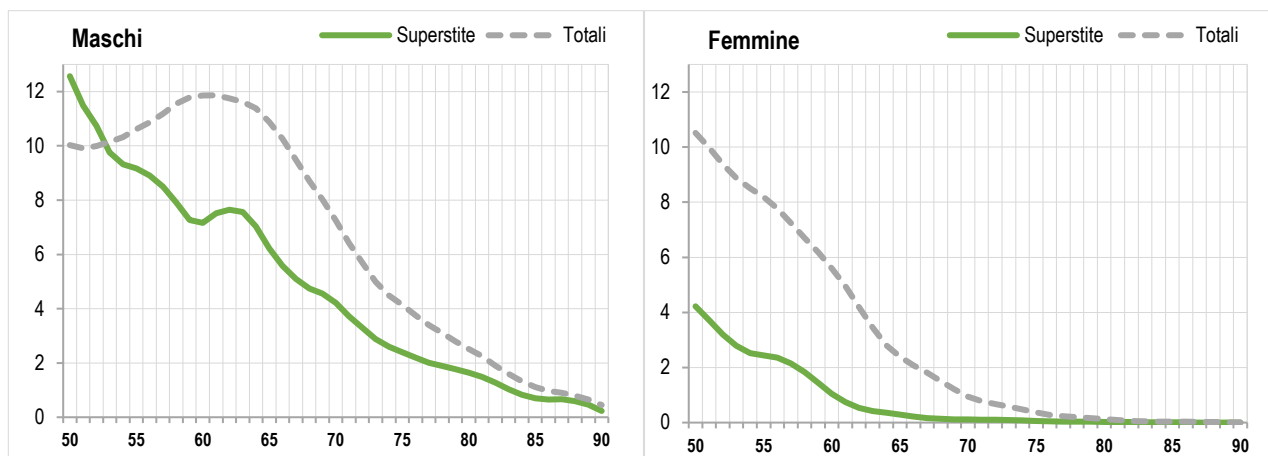
$$n_{\omega-2,s}^v = [-\bar{n}_{\omega,s}^v + 39\bar{n}_{\omega-1,s}^v + 54\bar{n}_{\omega-2,s}^v + 44\bar{n}_{\omega-3,s}^v + 9\bar{n}_{\omega-4,s}^v + 5\bar{n}_{\omega-5,s}^v - 10\bar{n}_{\omega-6,s}^v] / 140$$

$$n_{\omega-1,s}^v = [79\bar{n}_{\omega,s}^v + 98\bar{n}_{\omega-1,s}^v + 87\bar{n}_{\omega-2,s}^v + 46\bar{n}_{\omega-3,s}^v - 25\bar{n}_{\omega-4,s}^v - 5\bar{n}_{\omega-6,s}^v] / 280$$

$$n_{\omega,s}^v = [31\bar{n}_{\omega,s}^v + 9\bar{n}_{\omega-1,s}^v - 3\bar{n}_{\omega-2,s}^v - 5\bar{n}_{\omega-3,s}^v + 3\bar{n}_{\omega-4,s}^v] / 35$$

<sup>17</sup> L'ammontare di individui che transitano dallo status di coniugato/unito civilmente allo status vedovile/già unito civilmente per decesso del partner si determina classificando i decessi di coniugati/uniti civilmente per età del coniuge/partner superstite.

**FIGURA 6. PROBABILITÀ PROSPETTIVE DI MATRIMONIO/UNIONE CIVILE DEL CONIUGE/PARTNER SUPERSTITE E TOTALI, PER SESSO ED ETÀ.** Italia. Anno 2020, valori per mille.



I risultati della procedura di calcolo relativa alle probabilità di matrimonio/unione civile del superstite sono illustrati nella Figura 6, nella quale è riportata per confronto anche la curva riguardante la popolazione nel suo complesso.

Si nota, in linea con le attese, che la propensione alle nuove nozze/unione civile presenta un andamento decrescente all'aumentare dell'età e che quella dei superstiti è significativamente più bassa di quella relativa al totale della popolazione. A qualunque età si nota, inoltre, un significativo divario di genere della propensione, sia con riferimento alla popolazione totale sia, in modo più accentuato, con riferimento alla popolazione nella condizione di superstite.

Per l'evento decesso del superstite il passaggio dalle probabilità di prima approssimazione alle probabilità allo stato puro è stato fatto con la seguente formula perequativa:

$$q_{x,s}^v = [7\bar{q}_{x,s}^v + 6(\bar{q}_{x-1,s}^v + \bar{q}_{x+1,s}^v) + 3(\bar{q}_{x-2,s}^v + \bar{q}_{x+2,s}^v) - 2(\bar{q}_{x-3,s}^v + \bar{q}_{x+3,s}^v)]/21$$

formula identica a quella utilizzata per perequare le probabilità di nuove nozze/unione civile e utilizzata per le tutte le età  $x=50, \dots, 96$  anni.

Con lo scopo di chiudere la predetta curva fino alle età più avanzate, in linea con quanto viene prodotto per le tavole di mortalità correntemente rilasciate dall'Istat, si è utilizzata la procedura di seguito descritta. Per tutte le età comprese tra 101 e 119 anni si è ottenuto:

$$q_{x,s}^v = q_{x,s}^{std} \cdot K_{x,s}$$

espressione dove  $q_{x,s}^{std}$  è una funzione di mortalità logistica da utilizzare in modalità standard che viene ottenuta sviluppando il modello:

$$q_{x,s}^{std} = \alpha_s \cdot e^{\beta_s x} / (1 + \alpha_s \cdot e^{\beta_s x})$$

modello che è lo stesso utilizzato per il calcolo corrente della mortalità alle età senili nelle tavole di mortalità ufficiali dell'Istat<sup>18</sup>. Inoltre

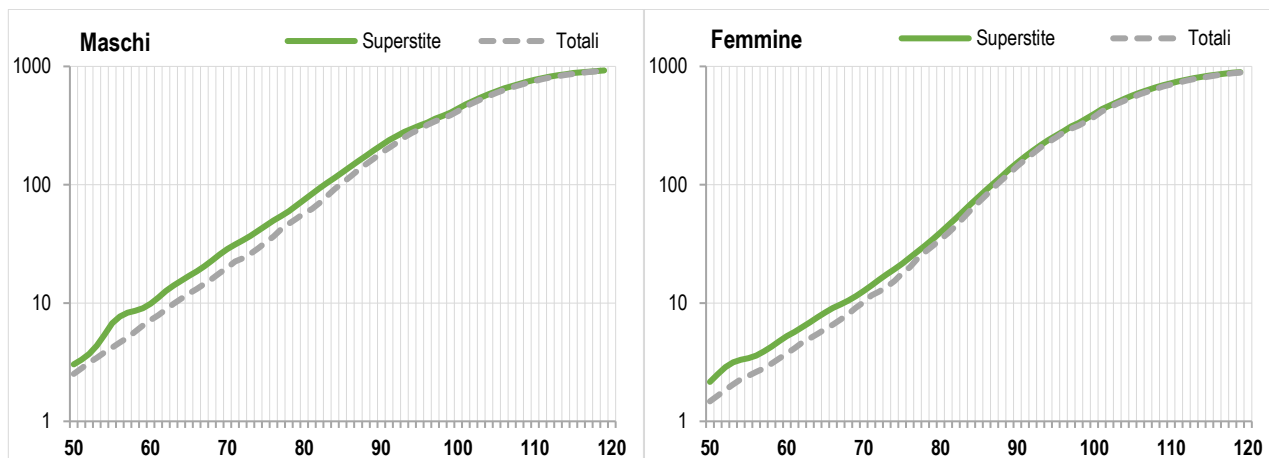
$$K_{x,s} = \exp\left(\frac{125 - x}{28} \cdot \ln \frac{q_{97,s}^v}{q_{97,s}^{std}}\right)$$

è una funzione di passaggio tale da assumere il valore  $\ln(q_{97,s}^v/q_{97,s}^{std})$  in corrispondenza dell'età 97 e valore unitario all'età 125. Il valore  $q_{97,s}^v$  viene a sua volta determinato per perequazione delle sette probabilità di prima approssimazione tra le età 93 e 99:

$$q_{97,s}^v = [-2\bar{q}_{93,s}^v + \bar{q}_{94,s}^v + 3\bar{q}_{95,s}^v + 4\bar{q}_{96,s}^v + 4\bar{q}_{97,s}^v + 3\bar{q}_{98,s}^v + \bar{q}_{99,s}^v]/14$$

<sup>18</sup> Cfr. Nota 3

**FIGURA 7. PROBABILITÀ PROSPETTIVE DI MORTE DEL CONIUGE/PARTNER SUPERSTITE E TOTALI, PER SESSO ED ETÀ.**  
 Italia. Anno 2020, valori per mille, scala logaritmica.



Le probabilità di morte del superstite per le età da 98 a 100 anni sono state computate attraverso un procedimento misto, frutto per metà dei dati osservati e per metà del modello di approssimazione logistica. Tale operazione permette di raccordare efficacemente la serie delle probabilità di morte ottenuta a partire dai dati raccolti con la serie estrapolata in base alla funzione logistica. Si calcolano in primo luogo le seguenti medie mobili sulle probabilità di prima approssimazione:

$$q_{98,s}^{v,M} = [-\bar{q}_{93,s}^v + \bar{q}_{95,s}^v + 2\bar{q}_{96,s}^v + 3\bar{q}_{97,s}^v + 4\bar{q}_{98,s}^v + 5\bar{q}_{99,s}^v]/14$$

$$q_{99,s}^{v,M} = [5\bar{q}_{93,s}^v - 3\bar{q}_{94,s}^v - 6\bar{q}_{95,s}^v - 4\bar{q}_{96,s}^v + 3\bar{q}_{97,s}^v + 15\bar{q}_{98,s}^v + 32\bar{q}_{99,s}^v]/42$$

$$q_{100,s}^{v,M} = [3\bar{q}_{93,s}^v - \bar{q}_{94,s}^v - 3\bar{q}_{95,s}^v - 3\bar{q}_{96,s}^v - \bar{q}_{97,s}^v + 3\bar{q}_{98,s}^v + 9\bar{q}_{99,s}^v]/7$$

Quindi, si determinano i corrispondenti tre valori per approssimazione alla funzione logistica:

$$q_{98,s}^{v,K} = q_{98,s}^{std} \cdot K_{98,s} \quad q_{99,s}^{v,K} = q_{99,s}^{std} \cdot K_{99,s} \quad q_{100,s}^{v,K} = q_{100,s}^{std} \cdot K_{100,s}$$

Infine, si ottengono i valori finali da 98 a 100 anni per effetto delle seguenti medie ponderate:

$$q_{98,s}^v = [3q_{98,s}^{v,M} + q_{98,s}^{v,K}]/4 \quad q_{99,s}^v = [q_{99,s}^{v,M} + q_{99,s}^{v,K}]/2 \quad q_{98,s}^v = [q_{98,s}^{v,M} + 3q_{98,s}^{v,K}]/4$$

Le probabilità di morte del superstite sono raffigurate in Figura 7 in scala logaritmica, unitamente alle probabilità di morte relative alla popolazione nel suo complesso. Si osserva che la mortalità dei superstiti è significativamente più alta rispetto a quella che si rileva per la media generale della popolazione.

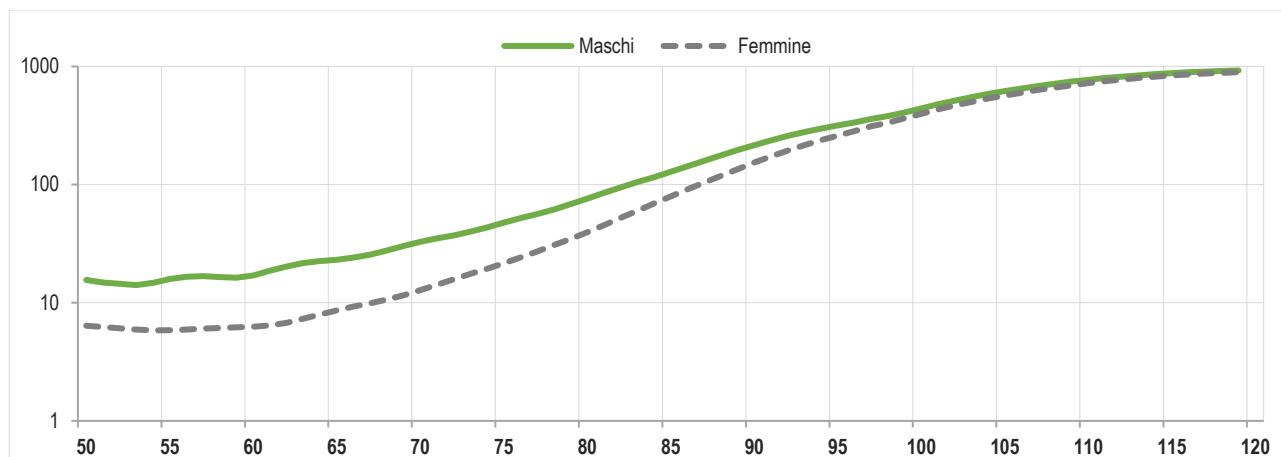
A questo punto la probabilità del superstite per morte o per nuove nozze o per unione civile è stata ottenuta facendo una somma algebrica delle due quantità:

$$\Phi_{x,s} = q_{x,s}^v + n_{x,s}^v$$



La Figura 8 illustra il risultato finale della procedura sin qui descritta.

**FIGURA 8. PROBABILITÀ PROSPETTIVE DEL SUPERSTITE PER MORTE, NUOVE NOZZE O UNIONE CIVILE, PER SESSO ED ETÀ.** Italia. Anno 2020, valori per mille, scala logaritmica.



### Il differenziale medio d'età tra i coniugi al decesso del dante causa

L'ultimo parametro demografico che rientra nella formula dei coefficienti di trasformazione è quello riguardante la differenza media d'età tra i coniugi al momento del decesso di uno dei partner. Per tale indicatore, calcolato sugli individui deceduti nel 2020, si riscontrano risultati diversi a seconda che il deceduto in questione sia il marito o la moglie. Infatti, effettuando il calcolo su tutte le coppie di qualunque età, in presenza del decesso di uno dei due partner, quando è l'uomo a morire questi lascia una vedova mediamente più giovane di 4,5 anni. Nel secondo caso, in cui è la moglie a sopperire, rimane in vita un vedovo mediamente più anziano di 2,4 anni<sup>19</sup>.

Tale diversità tra le coppie "marito dante causa/moglie superstite" e "marito superstite/moglie dante causa" suggerisce la necessità di un ulteriore approfondimento del profilo per età dei coniugi. Nella fattispecie sono state calcolate le differenze medie d'età fra i coniugi per singolo anno d'età del coniuge deceduto, limitando l'intervallo d'analisi alle età comprese tra i 50 e gli 85 anni.

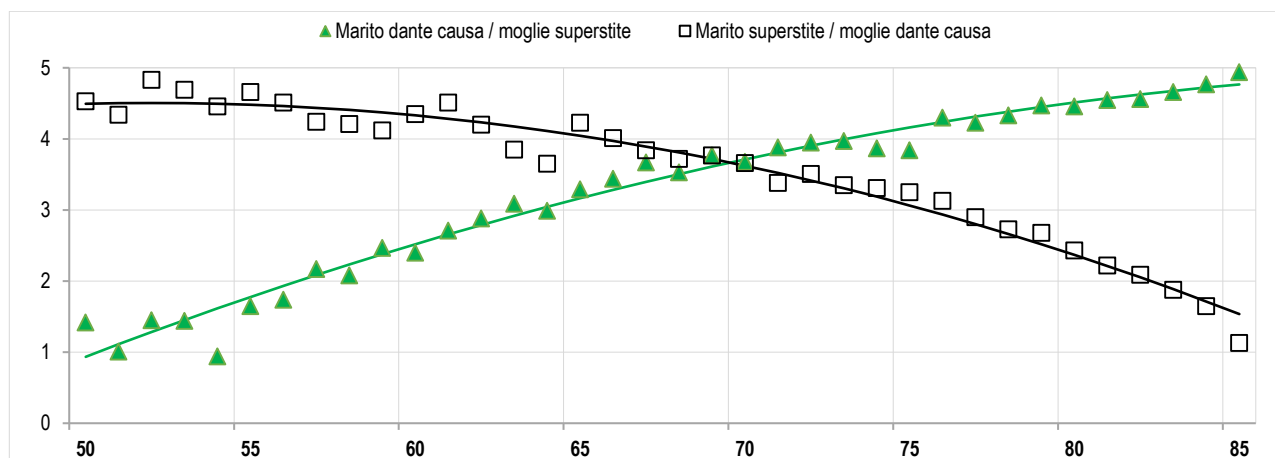
L'evidenza empirica calcolata nel segmento di età in questione suggerisce una realtà abbastanza diversa da quella media generale. Ad esempio, quando è il marito a morire, la differenza media tra l'età dei coniugi cresce da circa 1,4 anni nel caso di consorte 50enne a ben 4,9 anni per un 85enne. Quando, invece, è la moglie a morire, la differenza media d'età tra i coniugi ha una tendenza opposta: rimane in vita un vedovo mediamente più vecchio di circa 4,5 anni rispetto a una consorte 50enne e di appena 1,1 anni rispetto a una 85enne.

Oscillazioni del caso a parte, frutto in particolare della minor frequenza di eventi alle età giovanili dei coniugi, la presenza di tendenze così delineate nelle età oggetto di studio e, tutto sommato, di valori di riferimento abbastanza differenti da quelli medi calcolati sull'intera popolazione (+4,5 anni in caso di morte del marito, +2,4 anni in caso di morte della moglie) evidenzia l'opportunità di stimare singoli parametri demografici per ciascuna classe d'età del deceduto e tipologia della coppia.

<sup>19</sup> Nel 2020 si constatano appena 124 deceduti (di cui 100 di sesso maschile) tra gli uniti civilmente con oltre 50 anni di età. Il che comporta la pratica impossibilità di produrre valutazioni attendibili circa la differenza media di età tra gli uniti civilmente al decesso di uno dei due partner. Il suo computo è per tale motivo incorporato in quello che riguarda le coppie coniugate.

**FIGURA 9. DIFFERENZA MEDIA D'ETÀ TRA I CONIUGI PER ETÀ DEL CONIUGE DECEDUTO.** Italia.

Anno 2020, valori osservati e stimati in anni e decimi di anno



Indicando, quindi, con  $\gamma_{x,s}$  la differenza media d'età tra i coniugi osservata in corrispondenza del coniuge deceduto di sesso  $s$  ed età  $x$ , è stato applicato il modello di regressione:

$$\begin{cases} Y^i = \gamma_{x,s} = \beta_{n,s}x^n + \beta_{n-1,s}x^{n-1} + \dots + \beta_{1,s}x + \beta_{0,s} + \varepsilon_{x,s} & , \quad \varepsilon_{x,s} \approx N(0, \sigma_s^2) \\ \sum (Y^i - \bar{Y}^i)^2 = \min \end{cases}$$

I valori teorici,  $\bar{\gamma}_{x,s}$  costituiscono le stime finali della differenza d'età media dei coniugi. La Figura 9 riporta i valori osservati e stimati da modello.