



ORDINE NAZIONALE
DEGLI ATTUARI

CONSIGLIO NAZIONALE
DEGLI ATTUARI



Gruppo di lavoro percettori rendite

I percettori di rendite in Italia: analisi della mortalità dal 1980 al 2009 e previsioni al 2040



17 luglio 2012

Lo studio illustrato nel presente documento è stato elaborato dal *Gruppo di lavoro percettori rendite*, istituito dagli organi della professione attuariale e formato da personale tecnico degli enti e delle organizzazioni che hanno aderito all'iniziativa, nonché da personale tecnico designato dagli stessi organi professionali.

Gruppo di lavoro percettori rendite

| | |
|---------------------------------------|---------------------------------------|
| Luigi Di Falco (Coordinatore tecnico) | ANIA |
| Antonietta Mundo | INPS |
| Natalia Orrù | INPS |
| Diego Pieroni | INPS |
| Stefania Fioravanti | INPS |
| Federica Sciarretta | INPS |
| Sandro Tumani | INPS |
| Bernardo Filippello | INPS – gestione ex INPDAP |
| Silvia Leonardi | INPS – gestione ex INPDAP |
| Carlo Lo Pizzo | INPS – gestione ex ENPALS |
| Raffaello Marcelloni | INAIL |
| Giovanna Biancofiore | CASSA FORENSE |
| Claudia Donatone | ENPAM |
| Cristina Gavassuti | ENPAM |
| Paola Minciotti | ENPAM |
| Roberto Maglione | ASSOFONDIPENSIONE |
| Carlo Conforti | ANIA |
| Silvia Salati | ANIA |
| Fulvio Tomé | ANIA |
| Tiziana Tafaro | Ordine degli Attuari-Assoprevidenza |
| Susanna Levantesi | Ordine degli Attuari |
| Massimiliano Menziatti | Ordine degli Attuari |
| Ermanno Pitacco | Ordine degli Attuari |
| Piero Cocevar | Ordine degli Attuari |
| Cinzia Ferrara | Ordine degli Attuari |
| *** | |
| <i>Hanno assistito ai lavori:</i> | |
| Stefania Buonanno | COVIP |
| Lino Matarazzo | ISVAP |
| Micaela Gelera | Ordine degli Attuari (Comm. Pensioni) |

Si ringraziano gli enti e le organizzazioni che hanno aderito all'iniziativa (ANIA, ASSOFONDIPENSIONE, ASSOPREVIDENZA, CASSA FORENSE, gestione ex ENPALS, ENPAM, INAIL, gestione ex INPDAP e INPS), per la disponibilità dimostrata, sia in termini di dati e informazioni forniti sia per aver consentito la partecipazione di propri collaboratori.

Un ringraziamento particolare, nell'ambito del Gruppo di lavoro che ha elaborato lo studio, va a Susanna Levantesi, Massimiliano Menziatti, Piero Cocevar e Carlo Conforti per le analisi e le elaborazioni effettuate.

Si ringraziano, inoltre, la COVIP e l'ISVAP per aver assistito ai lavori.

Gli Autori ringraziano Stephen Richards e Longevitas per la gentile concessione del metodo di "graduation" utilizzato dal Gruppo di lavoro per estrapolare e perequare i quozienti di mortalità in corrispondenza delle età estreme della tavola di mortalità.

Si ringrazia inoltre il CMI-Continuous Mortality Investigation Bureau nella persona di Neil Robjohns per le informazioni fornite sul modello CMI APC (Age-Period-Cohort). Il CMI non ha verificato le elaborazioni del modello APC utilizzato in questo documento. Gli Autori del presente studio si assumono pertanto piena responsabilità sui risultati estrapolati dal modello. Gli Autori dello studio hanno inoltre utilizzato il software R () per alcune elaborazioni.*

Lo studio è stato seguito dall'Ordine Nazionale degli Attuari e dal Consiglio Nazionale degli Attuari.

INDICE

| | |
|---|-----------|
| PREMESSA | 4 |
| ESITI DELLA CONSULTAZIONE..... | 5 |
| 1. EXECUTIVE SUMMARY | 6 |
| 2. I DATI RILEVATI | 14 |
| 3. LA MORTALITÀ DEI PERCETTORI DI RENDITE NEL PERIODO 1980-2009 | 15 |
| 3.1 La mortalità dei percettori di rendite di vecchiaia | 15 |
| 3.2 Focus sulle tendenze della mortalità dei percettori di rendite di vecchiaia | 19 |
| 3.3 La mortalità dei percettori di rendite ai superstiti e di invalidità | 23 |
| 3.4 Il differenziale di mortalità (selezione) dei percettori di rendite | 25 |
| 4. LE PREVISIONI DELLA MORTALITÀ DEI PERCETTORI DI RENDITE AL 2040 | 28 |
| 4.1 La scelta dei modelli di proiezione e dei collettivi di riferimento | 28 |
| 4.2 I risultati delle proiezioni | 29 |
| 4.3 Indicazioni sull'uso delle proiezioni, incertezze e limiti dello studio..... | 35 |
| APPENDICE METODOLOGICA | 37 |
| I. Le modalità di rilevazione dei dati | 37 |
| II. Precisazioni sulle tipologie di percettori rilevate..... | 40 |
| III. Ulteriori analisi sui tassi di variazione della mortalità dei percettori | 43 |
| IV. Le modalità di calcolo della selezione | 44 |
| V. I modelli di tipo stocastico presi in considerazione | 45 |
| VI. La scelta dei modelli di tipo stocastico e i test di bontà di adattamento | 48 |
| VII. La stima dei parametri dei modelli di tipo stocastico | 55 |
| VIII. Il modello di tipo deterministico APC (Age-Period-Cohort) | 61 |
| IX. Approfondimenti sui risultati degli scenari dei modelli di tipo stocastico | 65 |
| RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI | 73 |

ALLEGATI

PREMESSA

Le tendenze della durata di vita dei beneficiari delle prestazioni assicurative sociali e private incidono sull'economia e sulle misure di welfare. Ciò rende opportuno monitorare il fenomeno, con l'obiettivo di gestire il rischio che tali beneficiari, come ad esempio i percettori di pensioni o rendite, vivano sistematicamente più a lungo rispetto agli impegni assunti. Le informazioni a disposizione possono migliorare i processi di risk management e contribuire alla trasparenza e all'equilibrio della determinazione delle prestazioni.

Riguardo alla previdenza obbligatoria, l'attenzione all'equilibrio finanziario e attuariale di lungo termine degli enti previdenziali e all'evoluzione della speranza di vita – in funzione della quale sono calcolati gli stessi requisiti pensionistici e i coefficienti di trasformazione previsti nei principali sistemi che adottano il metodo contributivo – rendono utile poter disporre di analisi sulle tendenze demografiche degli specifici collettivi destinatari delle prestazioni pensionistiche, da affiancare ai dati sulla popolazione generale già rese disponibili da istituti pubblici. Con riferimento alla previdenza complementare, gli attesi sviluppi del settore prefigurano un graduale incremento della domanda di rendite nei prossimi anni. Le basi demografiche utilizzate finora in Italia per le rendite integrative, in mancanza di dati specifici a causa della poca diffusione delle stesse, hanno fatto ricorso a modelli teorici o a previsioni sulla popolazione generale corrette grazie a informazioni mutate dall'esperienza di altri paesi per tener conto, come richiesto dalla normativa, del differenziale di mortalità tra la popolazione generale e i percettori di rendite.

Tali presupposti hanno condotto gli organi della professione attuariale a riavviare il progetto già finalizzato nel 2008 (cfr. ANIA-INPS-Ordine Nazionale degli Attuari, [2]), ampliandone la partecipazione e i contenuti, al fine di elaborare analisi aggiornate sull'evoluzione della mortalità dei percettori di pensioni o rendite in Italia e previsioni sulle tendenze future della loro durata di vita e arricchire così gli elementi a disposizione della comunità attuariale, degli enti previdenziali – compresi fondi pensione e imprese di assicurazione – e di tutti gli interessati alle tendenze demografiche in ambito previdenziale per le proprie valutazioni.

Il presente documento riporta i passaggi fondamentali e i risultati delle analisi effettuate. Oltre alla presente Premessa e alla successiva sezione recante gli esiti della consultazione effettuata, esso è strutturato nelle seguenti sezioni:

1. *Executive summary*, che reca una sintesi dello studio e dei principali risultati;
2. *I dati rilevati*, che descrive brevemente i dati che si sono raccolti per effettuare le analisi riportate nello studio;
3. *La mortalità dei percettori di rendite nel periodo di osservazione*, che illustra le tendenze osservate nel periodo 1980-2009, distinte per sesso e per ciascun collettivo di percettori preso in considerazione, integrate da approfondimenti, confronti con la popolazione generale italiana e calcoli dei differenziali di mortalità tra i collettivi rilevati;
4. *Le previsioni della mortalità dei percettori di rendite al 2040*, che riporta le previsioni effettuate sui collettivi selezionati mediante diversi modelli e in base a più scenari.

L'*Appendice metodologica* illustra con maggior dettaglio i metodi utilizzati sia nella fase di rilevazione dei dati che nelle previsioni. I *Riferimenti bibliografici* riportano le pubblicazioni da cui sono stati tratti dati o altri contenuti dello studio. Gli *Allegati* riportano ulteriori dati, informazioni, evidenze numeriche e grafiche sulle rilevazioni e sulle analisi effettuate.

Lo studio è, infine, pubblicato unitamente a tabelle in formato elettronico in cui sono riportati i principali risultati ottenuti, sia relativamente al periodo di osservazione che alle previsioni, distinti per ogni collettivo analizzato nonché per età, sesso e anno di calendario.

ESITI DELLA CONSULTAZIONE

La pubblicazione dello studio è stata preceduta da una fase di consultazione. Il documento di consultazione del 16 aprile 2012 è stato pubblicato sul sito www.ordineattuari.it. Notizia della pubblicazione è stata fornita mediante Prot. CNA n. 038/2012 Circ. n. 10/2012 e Prot. ONA n. 064/2012 Circ. n. 11/2012, con richiesta di far pervenire eventuali osservazioni e commenti entro il 1° giugno 2012.

Di seguito si riporta una sintesi delle osservazioni pervenute e delle determinazioni assunte di conseguenza dagli Autori nella presente versione definitiva dello studio.

Il prof. E. Pitacco (ordinario di Matematica Attuariale presso il Dipartimento di Matematica Applicata "Bruno de Finetti" - Facoltà di Economia - Università di Trieste), sottolineando che la speranza di vita a 65 anni proiettata riesce costantemente maggiore, per tutti i collettivi considerati, di quella risultante dalle proiezioni ISTAT, ha chiesto di esplicitare le motivazioni di tale differenza, dal momento che, com'è ovvio, pur trattandosi di proiezioni diverse, le proiezioni ISTAT si basano, anche, su pensionati.

Osservazione accolta: i commenti formulati in relazione ai dati sulle proiezioni sono stati integrati di conseguenza al fine di soddisfare la richiesta.

Il prof. E. Pitacco ha osservato che nel par. 4.1 (pag. 26) del documento di consultazione si afferma che "i modelli di tipo stocastico hanno il vantaggio di ... e di attribuire agli scenari ritenuti possibili ... una distribuzione di probabilità". Il prof. E. Pitacco ha rilevato che ciò è certamente vero per i modelli stocastici più "evoluti", ma non per quelli più "semplici", come il modello Lee-Carter originale, che infatti tengono conto dei soli scarti accidentali della mortalità e non anche di quelli sistematici.

Osservazione accolta: il testo è stato opportunamente adattato.

Il prof. E. Pitacco ha rilevato come sia di particolare interesse lo studio effettuato sulla mortalità degli invalidi, anche perché la reperibilità di dati in proposito non è molto agevole, chiedendo di rappresentare la mortalità degli invalidi anche in termini di "aggravamento" della mortalità generale e dei pensionati di vecchiaia in particolare.

Osservazione accolta: l'analisi e i dati pubblicati sulla mortalità degli invalidi sono stati integrati di conseguenza al fine di soddisfare la richiesta.

Il prof. E. Pitacco ha osservato che la proiezione dell'Istat riportata nello studio è utilizzata come benchmark, ma non risulta chiaro che modello sia stato utilizzato dall'Istat.

L'ISTAT ha finalizzato recentemente la proiezione 2011-2065, i cui dati sono utilizzati nello studio come benchmark di confronto con le proiezioni effettuate dagli Autori. Tuttavia, l'Istituto non ha ancora pubblicato, al momento della redazione della versione definitiva del presente studio, la nota metodologica sulle analisi svolte e i modelli di proiezione utilizzati. Il presente documento è stato comunque integrato con le uniche informazioni disponibili sul modello utilizzato dall'ISTAT, riportate in "ISTAT: IL FUTURO DEMOGRAFICO DEL PAESE - Previsioni regionali della popolazione residente al 2065", 28 dicembre 2011.

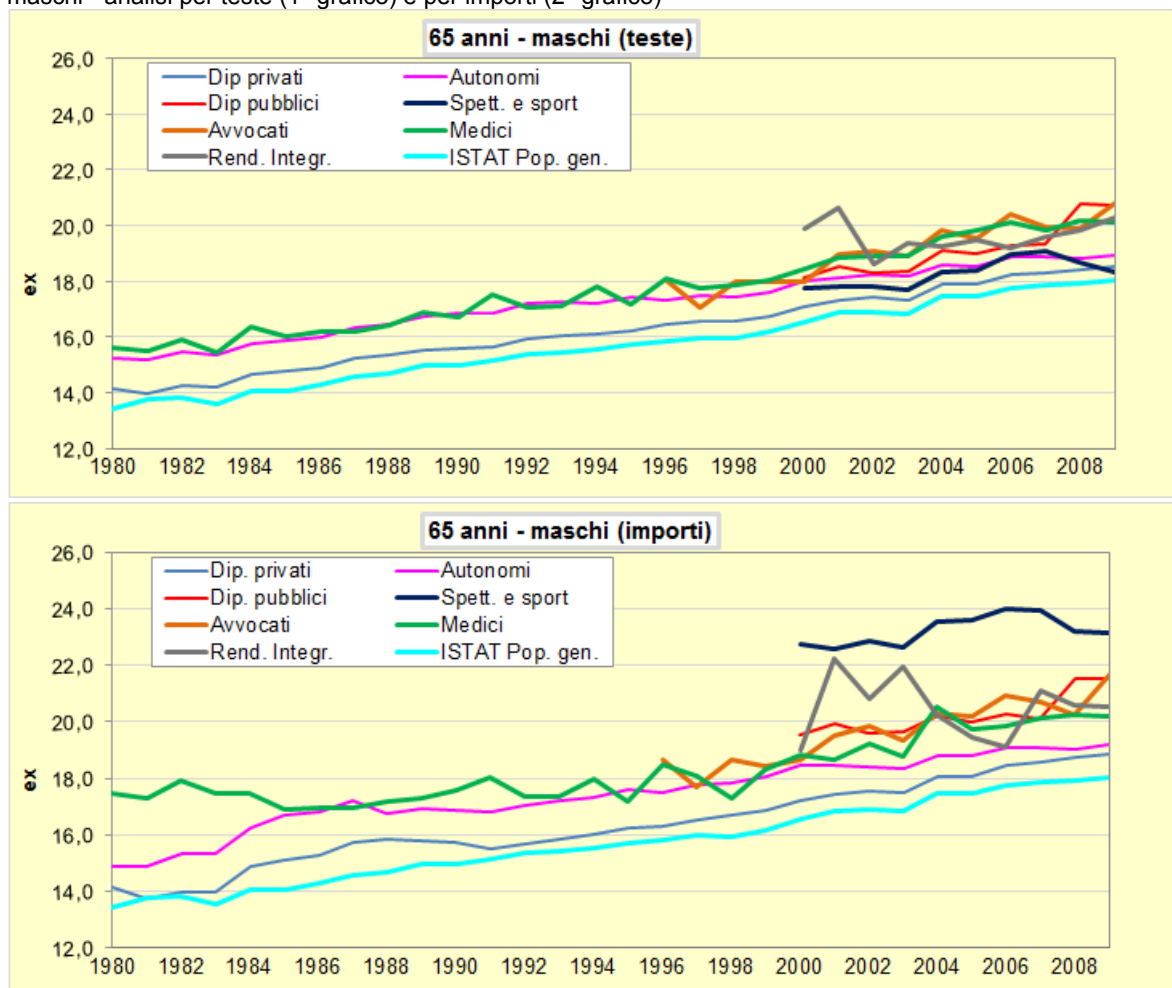
1. EXECUTIVE SUMMARY

Lo studio riporta:

- l'analisi della mortalità dei percettori di rendite di vecchiaia, ai superstiti e di invalidità erogate dagli enti partecipanti nel periodo 1980–2009 (per avere un'indicazione dei dati rilevati, nell'ultimo anno, il 2009, il numero di posizioni è risultato pari a quasi 10 milioni di unità, per oltre 142 miliardi di euro di rendite annue erogate);
- approfondimenti sui trend delle singole categorie di percettori, sui differenziali di mortalità tra i diversi collettivi analizzati e sull'effetto dell'importo della rendita sulla longevità dei percettori;
- previsioni sulla mortalità dei percettori di rendite di vecchiaia fino al 2040 secondo diversi modelli, sia di tipo stocastico che deterministico.

Le figure seguenti sintetizzano la speranza di vita dei percettori di rendite di vecchiaia (maschi) a 65 anni nel periodo 1980-2009, per ciascun collettivo, sia nell'analisi per teste che in quella ponderata per l'importo della rendita.

FIGURA 1 – SPERANZA DI VITA A 65 ANNI DEI PERCETTORI DI RENDITE DI VECCHIAIA NEL PERIODO DI OSSERVAZIONE (*)
maschi - analisi per teste (1° grafico) e per importi (2° grafico)



(*) Per alcuni enti i dati sono stati rilevati solo a partire da un determinato anno.

I grafici appena riportati mostrano le seguenti tendenze generali:

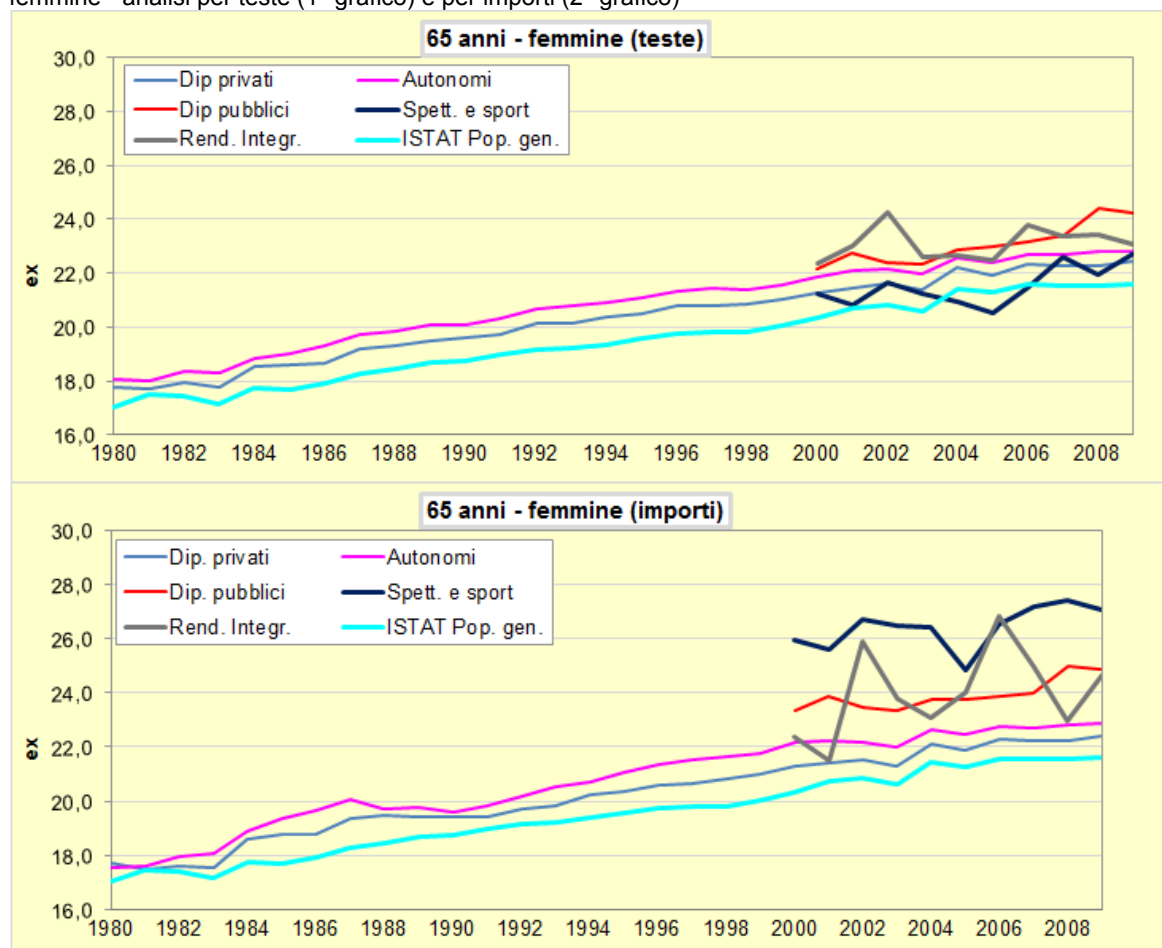
- valori della speranza di vita superiori a quelli della popolazione generale per tutti i collettivi rilevati, sia nell'analisi per teste che per importi;
- aumento generalizzato della speranza di vita nel corso del periodo di osservazione, sostanzialmente in linea con il trend mostrato dalla popolazione generale;
- livelli assoluti di speranza di vita nell'analisi per importi più elevati rispetto all'analisi per teste.

In relazione ai singoli collettivi di percettori, si osserva che:

- i dipendenti pubblici, i medici, gli avvocati e i percettori di rendite integrative mostrano sia nell'analisi per teste che in quella per importi valori significativamente più elevati della popolazione generale, pari a 2 anni o più nel 2009;
- gli autonomi si mantengono al di sopra dei valori della popolazione generale e al di sotto dei collettivi appena citati, seguendo negli ultimi anni un trend di avvicinamento ai dati ISTAT, con un differenziale ancora positivo nel 2009 per meno di 1 anno;
- i dipendenti privati mostrano livelli ancora inferiori rispetto agli altri collettivi, ma pur sempre costantemente superiori a quelli della popolazione generale;
- i lavoratori dello spettacolo e sport presentano un forte differenziale tra l'analisi per teste – dove i valori sono leggermente al di sopra di quelli dei dipendenti privati, con una convergenza sui valori della popolazione generale negli ultimi anni osservati – e l'analisi per importi, dove registrano i valori massimi, superiori di circa 5 anni a quelli della popolazione generale.

Riguardo alle femmine, le tendenze generali sono analoghe a quelle dei maschi (speranza di vita superiore a quella della popolazione e in aumento sostanzialmente in linea con quest'ultima) ma con differenziali inferiori – o pressoché nulli – tra analisi per teste e per importi, eccetto le lavoratrici dello spettacolo e dello sport che, come per i maschi, registrano valori ponderati per importi superiori di circa 5 anni a quelli della popolazione.

FIGURA 2 - SPERANZA DI VITA A 65 ANNI DEI PERCETTORI DI RENDITE DI VECCHIAIA NEL PERIODO DI OSSERVAZIONE (*)
femmine - analisi per teste (1° grafico) e per importi (2° grafico)



(*) Per alcuni enti i dati sono stati rilevati solo a partire da un determinato anno. Per gli avvocati e i medici i dati non sono riportati poiché la scarsa numerosità dei dati comporta andamenti molto erratici da cui non è possibile derivare un trend.

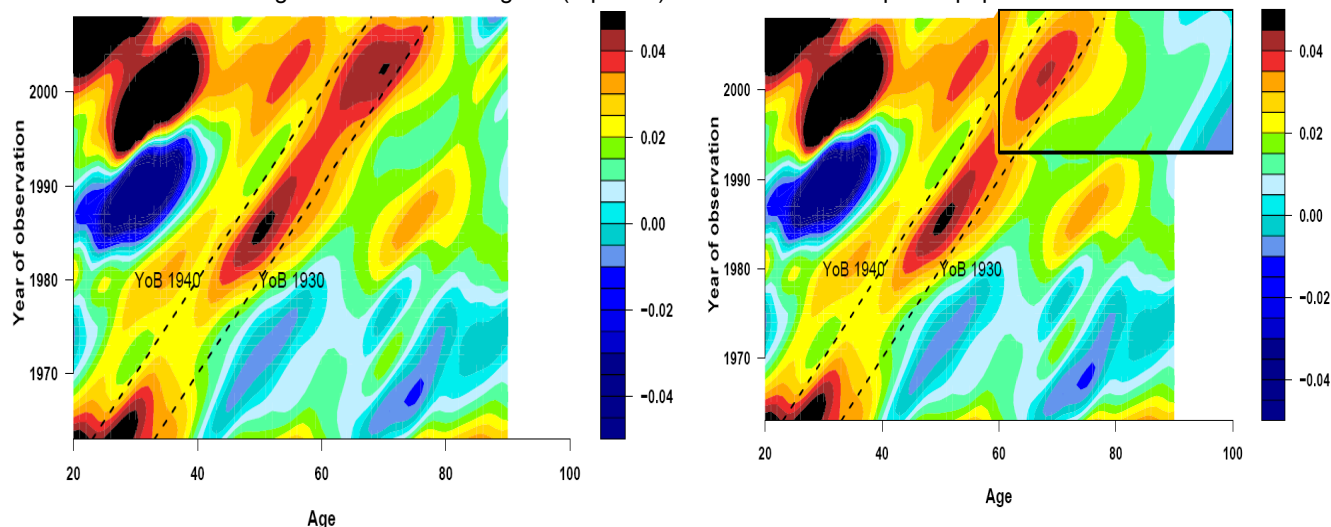
Si conferma come per i maschi la maggiore speranza di vita dei dipendenti pubblici – per circa 2 anni – e percettori di rendite integrative, e valori minori, comunque più alti della popolazione, per lavoratrici autonome e dipendenti private.

Ulteriori analisi hanno consentito di rilevare importanti evidenze. Nella popolazione italiana, infatti, soprattutto per i maschi è presente un “effetto coorte”, ossia una variazione maggiore della mortalità articolata diagonalmente, essendo relativa a determinate generazioni (cfr. la Fig. 3 che illustra a sinistra la “mappa di calore” dei tassi di variazione della mortalità dei maschi italiani, perequati con metodo *p-spline*, dove le aree in giallo e rosso indicano un miglioramento della mortalità, quelle in blu un peggioramento).

FIGURA 3 – “HEAT MAP” DEI TASSI DI VARIAZIONE ANNUALE DEL TASSO DI MORTALITÀ - MASCHI

Grafico di sinistra: tassi di variazione della mortalità della popolazione generale 1962-2008 - età 20-90 anni

Grafico di destra: stesso grafico di sinistra integrato (riquadro) da tassi 1991-2009 per i dip. privati - età 60-100 anni



Fonte: elaborazioni Gruppo di lavoro percettori rendite su dati HMD.

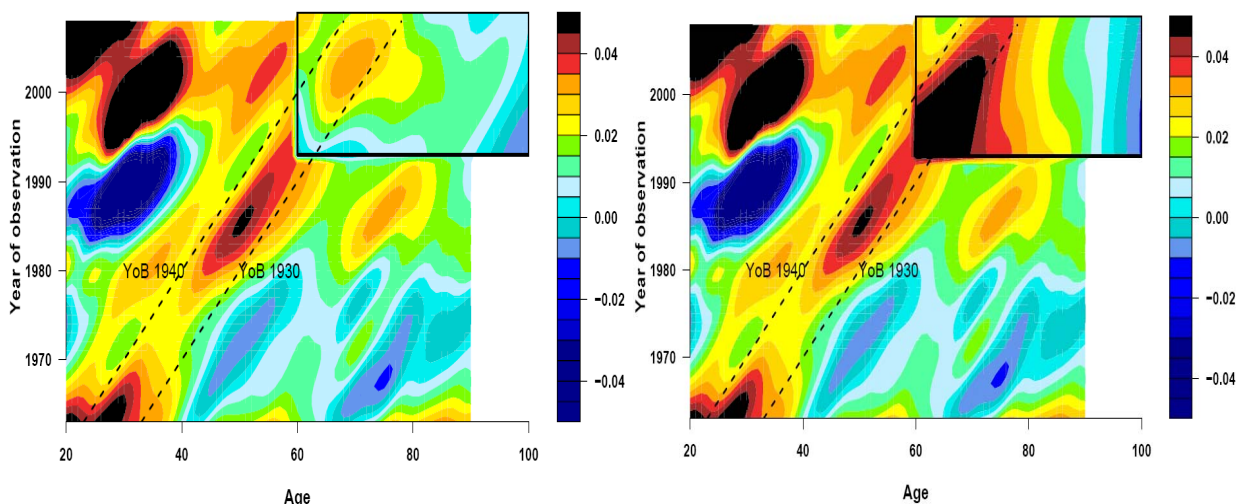
Lo stesso effetto si riscontra nei dipendenti privati (cfr. riquadro in alto a destra del grafico di destra della Fig. 3), com'è plausibile dato che essi costituiscono buona parte della popolazione.

La novità è che per le stesse generazioni l'effetto risulta più marcato per i percettori dipendenti privati con un reddito (importo della rendita) più alto (cfr. Fig. 4): ossia, i percettori che percepiscono una rendita maggiore presentano (cfr. Fig. 4 – grafico di destra) tassi di variazione che denotano una riduzione della mortalità molto più marcata della media, mentre per quelli che percepiscono rendite inferiori (cfr. Fig. 4 – grafico di sinistra) la riduzione è più bassa della media.

FIGURA 4 – “HEAT MAP” DEI TASSI DI VARIAZIONE ANNUALE DEL TASSO DI MORTALITÀ IN BASE ALL'IMPORTO DELLA RENDITA-MASCHI

Grafico di sinistra: grafico di sinistra Fig. 3 integrato (riquadro) dai tassi relativi ai dip. privati (rendita < 1.200 euro mensili)

Grafico di destra: grafico di sinistra Fig. 3 integrato (riquadro) dai tassi relativi ai dip. privati (rendita ≥ 1.200 euro mensili)

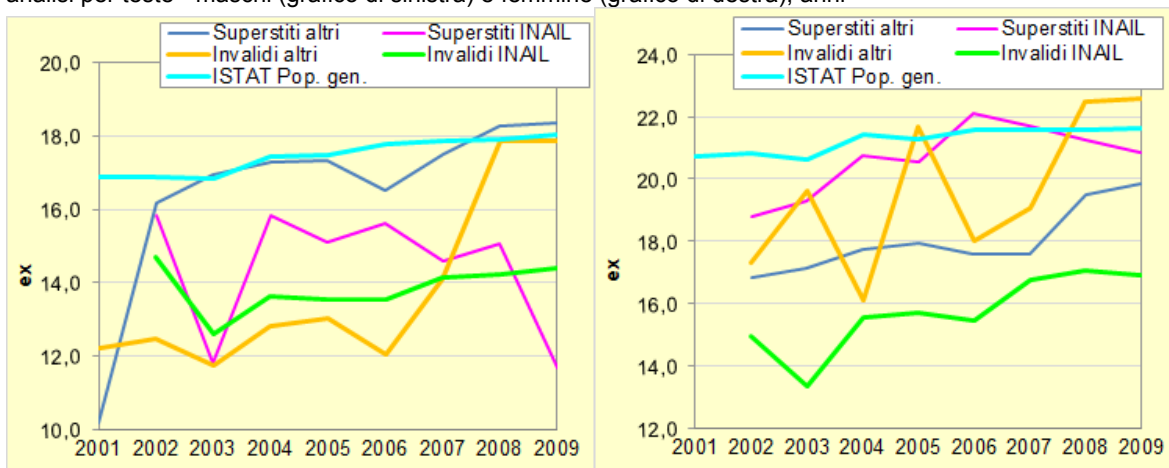


Fonte: elaborazioni Gruppo di lavoro percettori rendite su dati HMD.

L'evidenza conforta la decisione di approfondire l'analisi dell'impatto sulla mortalità dell'importo della rendita e dell'effetto coorte nelle previsioni con modelli in grado di incorporare tale effetto.

Riguardo alle rendite ai superstiti e di invalidità, i dati sono meno numerosi (nel 2009 quasi 1,5 milioni di unità per meno di 14,5 miliardi di euro di rendite erogate), mancando i dati INPS, e disponibili per un numero minore di anni. La Fig. 5 mostra la speranza di vita a 65 anni di tali percettori nel periodo osservato (i percettori INAIL sono considerati a sé – data la specificità dei beneficiari delle prestazioni dell'istituto – mentre, anche per raggiungere una certa numerosità, i percettori degli altri enti sono stati aggregati).

FIGURA 5 - PERCETTORI DI RENDITE AI SUPERSTITI E DI INVALIDITÀ: SPERANZA DI VITA A 65 ANNI NEL PERIODO 2001-2009 (*)
analisi per teste - maschi (grafico di sinistra) e femmine (grafico di destra), anni



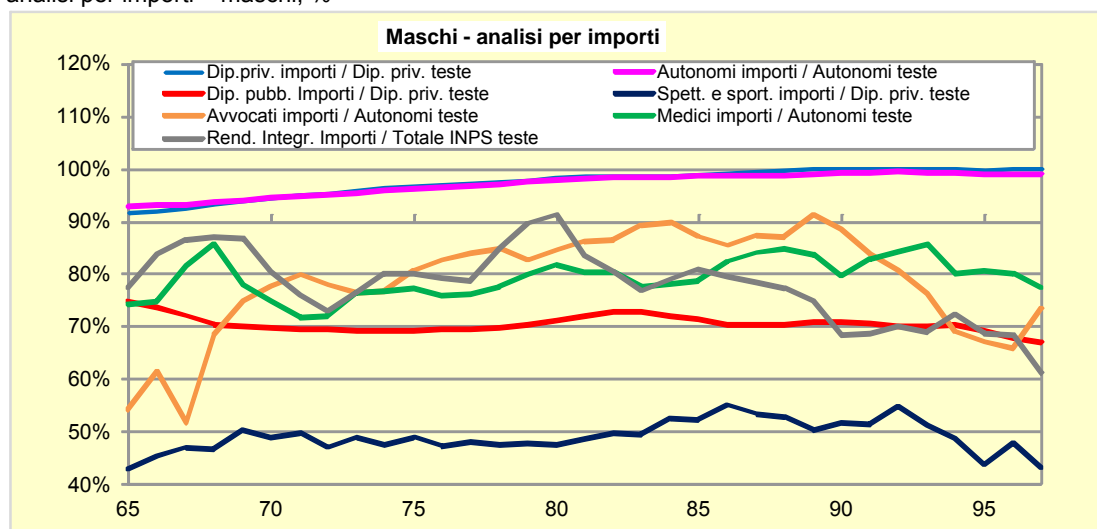
(*) Per alcuni enti i dati sono stati rilevati solo a partire da un determinato anno.

I risultati appena riportati risentono di una certa erraticità a causa della scarsa numerosità di dati per determinate età. In ogni caso, si può evidenziare qualche trend generale.

Per le rendite ai superstiti, la speranza di vita dei percettori INAIL maschi è sempre al di sotto della popolazione, mentre per gli altri collettivi è più vicina ai valori ISTAT; per le femmine il trend è opposto: la speranza di vita dei percettori INAIL è di poco inferiore ai livelli ISTAT, per gli altri è ancora più bassa. Per le rendite di invalidità, invece, la speranza di vita dei percettori INAIL sia maschi sia femmine è sempre al di sotto della popolazione, mentre per gli altri collettivi sia per i maschi che per le femmine si avvicina gradualmente ai valori ISTAT negli ultimi anni osservati.

Lo studio comprende anche analisi sul differenziale di mortalità (di seguito, selezione), inteso come rapporto tra i quozienti di mortalità dei vari collettivi rispetto a collettivi di riferimento. Dal momento che, come si vedrà, le previsioni sono sviluppate sui collettivi principali (dipendenti privati, autonomi e totale dei due), si è ritenuto opportuno calcolare il differenziale (selezione) di mortalità sia rispetto a tali collettivi "benchmark" sia rispetto alla popolazione generale.

FIGURA 6 – SELEZIONE MEDIA 2002-2009 DEI PERCETTORI DI RENDITE DI VECCHIAIA RISPETTO AI COLLETTIVI "BENCHMARK"
analisi per importi – maschi, %

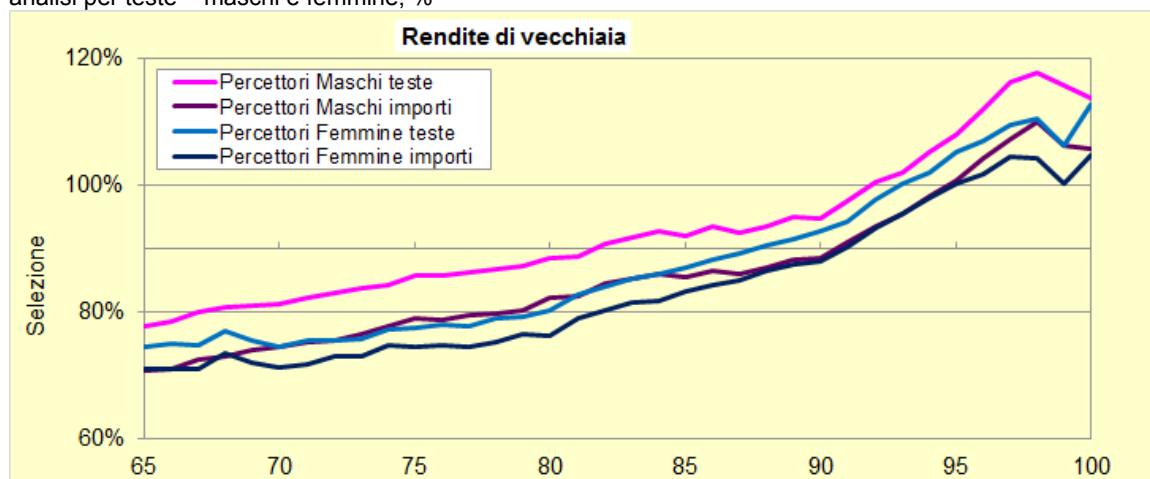


La Fig. 6 illustra la selezione media ponderata per l'importo della rendita per i percettori di rendite di vecchiaia (maschi) rilevata nel periodo 2002-2009, da cui si nota:

- per dipendenti privati e autonomi un effetto contenuto dell'importo della rendita, con differenziali comunque entro il 10% limitati soprattutto alle età iniziali;
- per gli avvocati, i medici e i percettori di rendite integrative una selezione maggiore rispetto ai propri collettivi di riferimento, con valori che, pur con oscillazioni, si attestano tra l'80% e il 90%;
- per i dipendenti pubblici una evidente selezione rispetto ai dipendenti privati, vicina al 70%;
- per i lavoratori dello spettacolo e sport il differenziale maggiore, con mortalità sostanzialmente pari alla metà rispetto al collettivo di riferimento (dipendenti privati).

La Fig. 7 riporta la selezione media (teste) registrata nello stesso periodo per tutti i percettori di rendite di vecchiaia di tutti gli enti, sia maschi sia femmine, rispetto alla popolazione generale.

FIGURA 7 – SELEZIONE MEDIA 2002-2009 DEI PERCETTORI DI RENDITE DI VECCHIAIA RISPETTO ALLA POPOLAZIONE GENERALE
analisi per teste – maschi e femmine, %

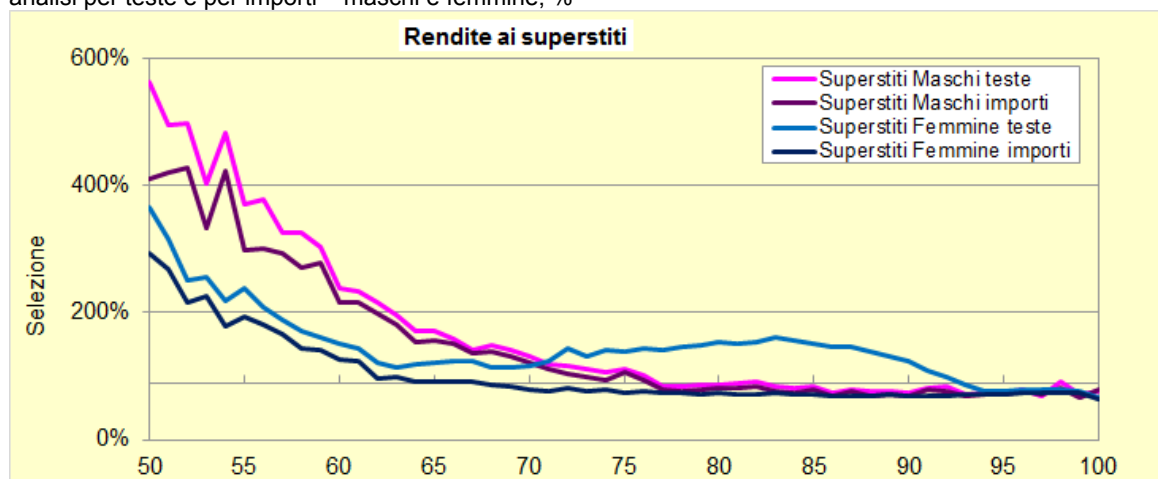


Risulta evidente come:

- il differenziale sia rilevante alle età iniziali, per entrambi i sessi, per poi tendere gradualmente alla stessa mortalità della popolazione generale alle età avanzate (anzi, evidenziando alle età estreme una mortalità maggiore, sebbene si tratti di fasce di età in cui la scarsa numerosità dei dati può influenzare la significatività di tale evidenza);
- la selezione calcolata tenendo conto della ponderazione per l'importo della rendita risulta maggiore per entrambi i sessi.

Analisi analoghe sono state svolte sulla selezione dei percettori di rendite ai superstiti e di invalidità rispetto al collettivo di riferimento costituito dal totale (percettori di rendite di vecchiaia) dipendenti privati e autonomi: la Fig. 8 mostra la selezione media ponderata dei superstiti rispetto alla popolazione generale.

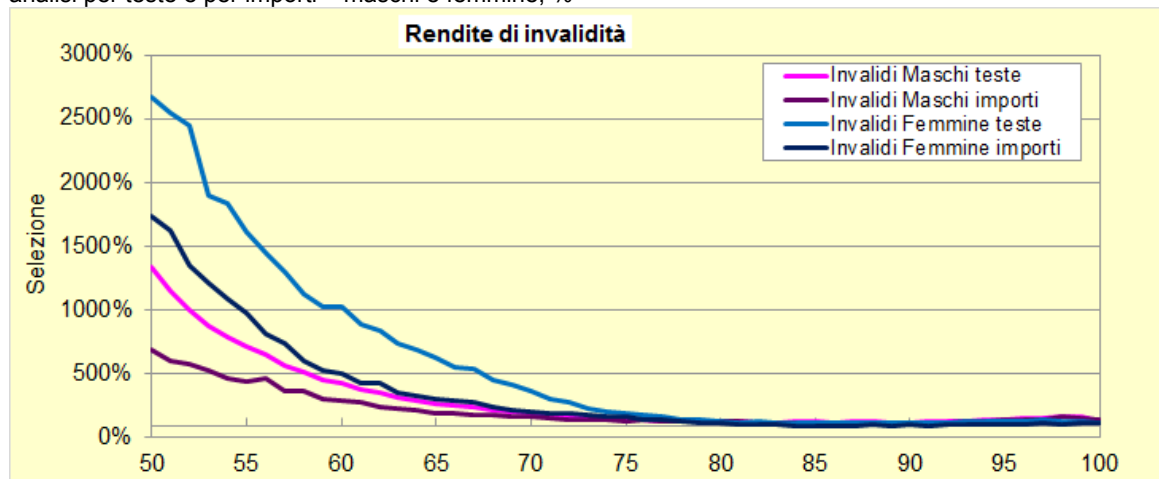
FIGURA 8 – SELEZIONE MEDIA 2002-2009 DEI PERCETTORI DI RENDITE AI SUPERSTITI RISPETTO ALLA POPOLAZIONE GENERALE
analisi per teste e per importi – maschi e femmine, %



Il differenziale è molto elevato alle età iniziali, dove i superstiti registrano una mortalità pari a svariati multipli della mortalità del collettivo di riferimento, specialmente per i maschi. L'effetto della ponderazione per importi è piuttosto contenuto. All'avanzare dell'età gli scostamenti di mortalità diminuiscono sensibilmente.

La Fig. 9 mostra invece la selezione dei percettori di rendite di invalidità.

FIGURA 9 – SELEZIONE MEDIA 2002-2009 DEI PERCETTORI DI RENDITE DI INVALIDITÀ RISPETTO ALLA POPOLAZIONE GENERALE
analisi per teste e per importi – maschi e femmine, %



La sovra-mortalità è molto rilevante nelle età iniziali, fino ad oltre i 65 anni, specialmente per le femmine. L'effetto derivante dalla ponderazione per importi è significativo. Alle età avanzate gli scostamenti di mortalità sostanzialmente si annullano.

Si sottolinea che le evidenze illustrate (cfr. anche Fig. 5), sia per i percettori di rendite di invalidità che ai superstiti, rappresentano la mortalità complessiva risultante dalle aggregazioni effettuate, che può quindi essere diversa da quella specifica dei percettori del singolo ente.

Analizzando nel complesso la mortalità di tutti i percettori di rendite si richiama l'attenzione sul fatto che, come già illustrato, i percettori di rendite di vecchiaia presentano, in via generale, aspettative di vita più elevate della popolazione generale, mentre i percettori di rendite di invalidità e ai superstiti, anche se con scostamenti differenti a seconda dell'età considerata, presentano valori di speranza di vita più bassi della popolazione.

Ciò appare un'evidenza coerente, atteso che la popolazione generale italiana, nelle età analizzate, è costituita per la maggior parte da percettori di rendite, e può quindi ben registrare aspettative di vita che si collocano tra collettivi di percettori di rendite che registrano aspettative più alte della media e percettori con aspettative più basse – sebbene lo studio in questione non ricomprenda tutti i percettori di rendite in Italia.

L'ultima parte dello studio riguarda le previsioni sulla mortalità dei percettori di rendite di vecchiaia per il periodo 2010-2040.

Le previsioni sono state effettuate su alcuni collettivi (dipendenti privati, autonomi e il totale dei due, tutti in base all'analisi per teste), scelti tra quelli disponibili in virtù della maggiore numerosità, disponibilità di dati storici e regolarità dei dati rilevati.

Si sono utilizzati più modelli di proiezione, anche in virtù del ricorso a livello internazionale sia a modelli di tipo stocastico che deterministico. In particolare:

- tra i modelli di tipo stocastico, il modello Lee-Carter integrato dal modello Poisson log-bilineare e il modello Renshaw-Haberman con effetto coorte, elaborando più scenari associati ad una distribuzione di probabilità, tra cui sono selezionati uno scenario centrale, uno alto (corrispondente ad un percentile del 5%) e uno basso (percentile del 95%);
- tra i modelli di tipo deterministico, il modello Age-Period-Cohort (APC), già sviluppato dal Continuous Mortality Investigation (CMI) Bureau e di largo uso da parte di fondi pensione e imprese di assicurazione nel Regno Unito; tale modello è stato applicato ai percettori di rendite in Italia ipotizzando tre diversi tassi di variazione (riduzione) della mortalità nel lungo periodo.

FIGURA 10 – PREVISIONI 2010-2040 (SPERANZA DI VITA A 65 ANNI) DEI PERCETTORI DI RENDITE DI VECCHIAIA – DIPENDENTI PRIVATI
 analisi per teste, i dati fino al 2009 sono osservati

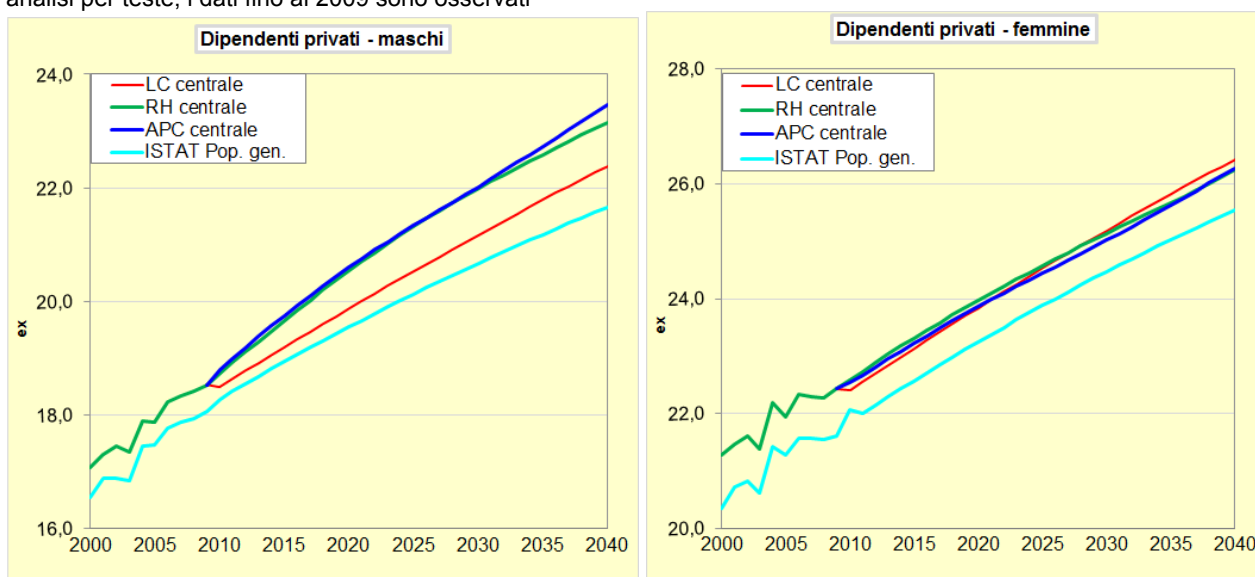
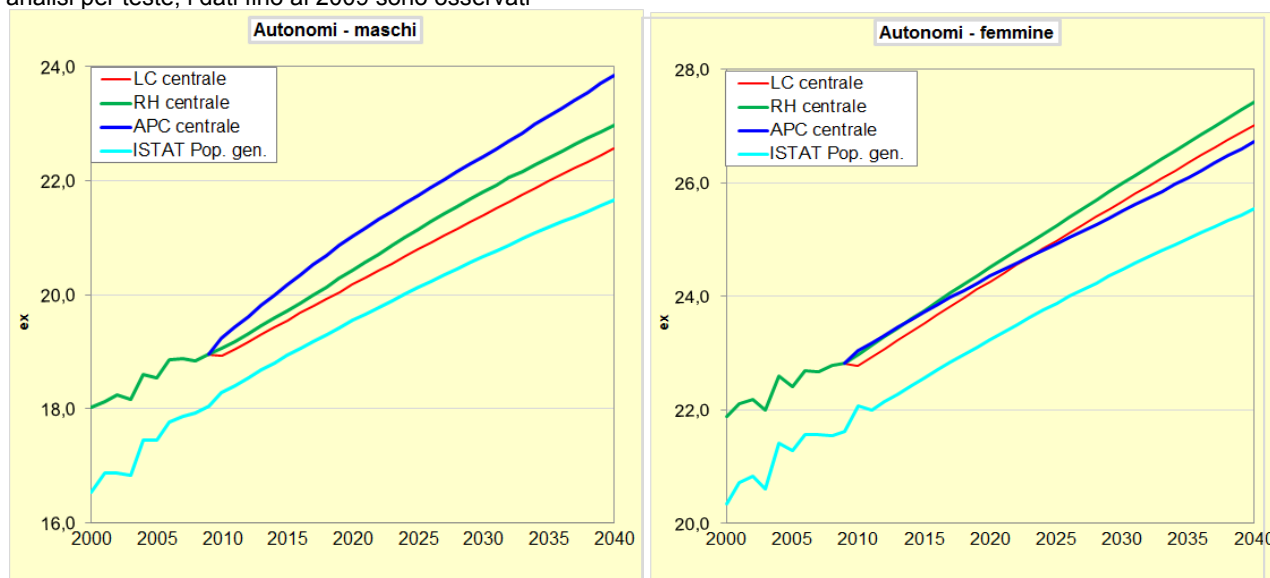


FIGURA 11 – PREVISIONI 2010-2040 (SPERANZA DI VITA A 65 ANNI) DEI PERCETTORI DI RENDITE DI VECCHIAIA – AUTONOMI
 analisi per teste, i dati fino al 2009 sono osservati



Le Fig. 10 e 11 sintetizzano i risultati delle proiezioni (speranze di vita a 65 anni degli scenari “centrali” fino al 2040 a confronto con le previsioni ISTAT 2011-2065 sulla popolazione). Si può rilevare:

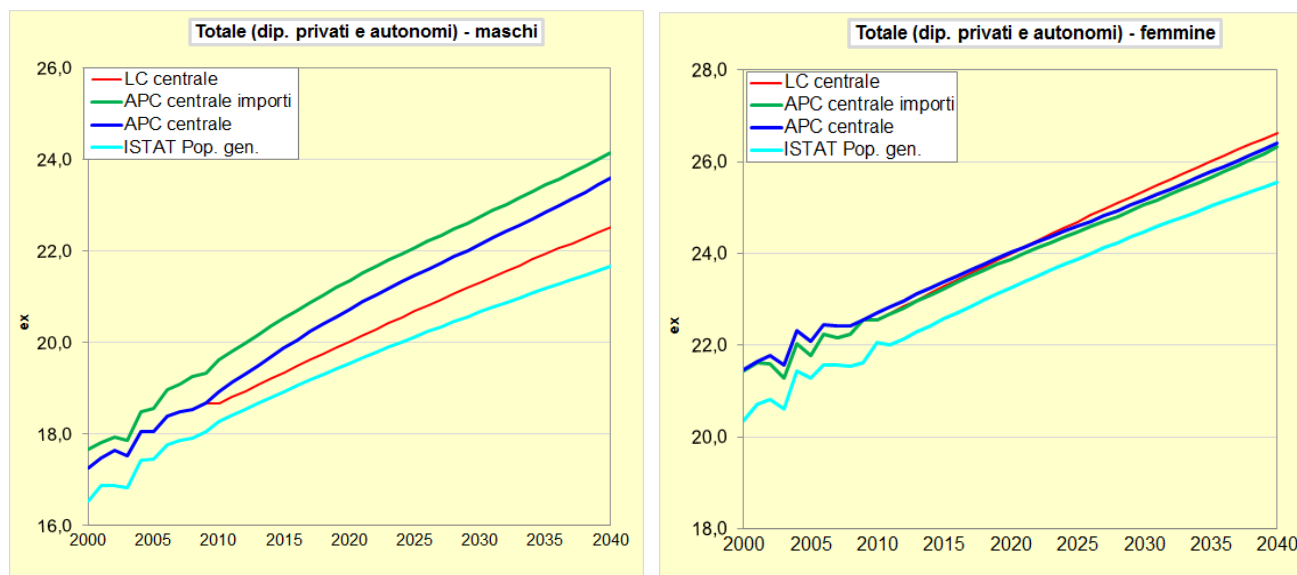
- la conferma, in via generale, dell’incremento delle longevità dei percettori di rendite di vecchiaia anche nel periodo di previsione, con valori che si mantengono più elevati rispetto alla popolazione generale;
- per i maschi, valori della speranza di vita anni più bassi con il modello Lee-Carter (poco meno di 22,5 anni al 2040 per i dipendenti privati, poco più di 22,5 anni per gli autonomi), mentre il modello Renshaw-Haberman (circa 23 anni) e il modello APC (circa 23,5 per i dipendenti privati, quasi 24 per gli autonomi) prevede valori maggiori;
- per le femmine, incrementi di speranza di vita a 65 anni più ravvicinati tra i diversi modelli: tra i 26 e i 26,5 anni per i dipendenti privati, mentre per gli autonomi il modello APC si ferma a circa 26,7 anni, il Lee-Carter a circa 27 e il Renshaw-Haberman arriva a quasi 27,5 anni.

Si osserva che le previsioni ISTAT prese in considerazione sono le più recenti, pubblicate dall’Istituto alla fine del 2011 (cfr. “Il futuro demografico del Paese”, ISTAT 2011), predisposte utilizzando il cosiddetto modello per componenti (cohort component model), che stima l’evoluzione

della popolazione con un processo iterativo basato sulla conoscenza dei saldi naturali (nascite e decessi) e migratori, adeguato quindi a stime riguardanti la popolazione generale.

Inoltre, si sono effettuate anche previsioni sul collettivo totale (dipendenti privati e autonomi), limitandosi, nell'ambito dei modelli di tipo stocastico, al Lee-Carter ed effettuando un'ulteriore previsione con il modello APC con la ponderazione per importi (in particolare, selezionando i percettori con rendite maggiori o uguali a 1.200 euro mensili).

FIGURA 12 – PREVISIONI 2010-2040 (SPERANZA DI VITA A 65 ANNI) DEL TOTALE DEI PERCETTORI DI RENDITE DI VECCHIAIA
analisi per teste e per importi, i dati fino al 2009 sono osservati



Oltre alle tendenze già riscontrate su dipendenti privati e autonomi, si osserva che:

- per i maschi, la speranza di vita a 65 anni proiettata si conferma più contenuta con il modello Lee-Carter (intorno ai 22,5 anni al 2040), mentre la ponderazione per importi mediante il modello APC ha un suo impatto (oltre i 24 anni contro i poco più di 23,5 nell'analisi per teste);
- per le femmine, i valori di speranza di vita a 65 anni si confermano più ravvicinati tra i diversi modelli e risultano analoghi a quelli dei dipendenti privati, con un'incidenza praticamente nulla della ponderazione per importi.

Le previsioni, in definitiva, conducono ad aspettative di crescita della longevità dei percettori di rendite, seppure con trend differenti anche in funzione delle caratteristiche dei collettivi e dei modelli utilizzati. La speranza di vita proiettata dei percettori di rendite di vecchiaia riesce costantemente maggiore, per tutti i collettivi considerati, di quella risultante dalle proiezioni ISTAT. Benché si tratti di proiezioni diverse, presumibilmente anche in termini di modelli utilizzati, è plausibile ritenere che quanto registrato nelle tendenze osservate e già menzionato – ossia il fatto che i percettori di rendite di vecchiaia siano caratterizzati da aspettative di vita più elevate della popolazione generale, a fronte di altre fasce della popolazione, come i percettori di rendite di invalidità e ai superstiti che invece registrino una speranza di vita più bassa della popolazione – si rifletta anche, peraltro con una certa ragionevolezza e com'era da attendersi, nelle previsioni.

L'articolazione delle considerazioni di cui tener conto nelle previsioni riflettono l'incertezza che concerne inevitabilmente la stima della longevità futura della vita umana. D'altra parte, l'estrapolazione delle tendenze registrate nei dati rilevati attraverso le analisi effettuate nel presente studio rispondono a un fondamentale principio di *best estimate*, ossia di cercare di stimare al meglio, attraverso un approccio scientifico rigoroso e corredato da analisi e dati di supporto, un fenomeno la cui previsione rimane comunque incerta. A tal proposito, si ritiene che l'uso delle previsioni illustrate per altri collettivi (ad es. dipendenti pubblici, avvocati, medici o altre categorie) dovrebbe valutare se tenere conto e in quale misura della possibile reiterazione in futuro dei differenziali di mortalità riscontrati (cfr. Fig. 6) rispetto ai collettivi presi in esame, nonché delle altre indicazioni riportate nella Sez. 4 al par. 4.3 *Indicazioni sull'uso delle proiezioni, incertezze e limiti dello studio*.

2. I DATI RILEVATI

La rilevazione ha riguardato, per gli enti partecipanti, i percettori di rendite erogate ed eliminate per decesso sia con riferimento al numero (teste) sia all'importo della rendita nel periodo 1980-2009, per le seguenti tipologie di rendita:

- rendite di vecchiaia, ossia erogate da enti previdenziali obbligatori, fondi pensione e imprese di assicurazione al raggiungimento di determinati requisiti di età o anzianità contributiva;
- rendite erogate in caso di invalidità (rendite di invalidità);
- rendite riconosciute ai superstiti (rendite ai superstiti).

Le seguenti tabelle riportano i dati rilevati nel 2009. Maggiori dettagli sulle operazioni effettuate sono riportati nell'Appendice metodologica (cfr. *I. Le modalità di rilevazione dei dati e II. Precisazioni sulle tipologie di percettori rilevate*).

TABELLA 1 - DATI RELATIVI ALLE RENDITE DI VECCHIAIA – ANNO 2009

(unità, euro)

| Ente | Periodo (anni rilevati) | Dati anno 2009 | | | | | |
|-----------------------------|----------------------------|---------------------------|------------------------|---------------|---------------------------|----------------------|---------------|
| | | Esposizione al rischio | | | Eliminazione per decesso | | |
| | | Num. teste (posizioni) | Importi | | Num. teste (posizioni) | Importi | |
| | | | Totale | Importo medio | | Totale | Importo medio |
| INPS | 1980-2009 | 8.023.945 | 99.659.101.706 | 12.420 | 188.705 | 2.434.817.927 | 12.903 |
| INPDAP | 2000-2009 | 1.824.758 | 41.395.157.874 | 22.685 | 35.975 | 758.959.427 | 21.097 |
| ENPALS | 2000-2009 | 20.157 | 326.722.822 | 16.209 | 673 | 5.041.939 | 7.492 |
| ENPAM | 1980-2009 | 47.651 | 619.219.027 | 12.995 | 1.909 | 28.587.793 | 14.975 |
| Cassa Forense | 1992-2009 | 14.000 | 421.903.198 | 30.136 | 486 | 10.880.147 | 22.387 |
| F.pensione - imp. ass.trici | vari-2010 | 38.439 | 232.101.189 | 6.038 | 829 | 4.961.002 | 5.984 |
| Totale | | 9.968.949 | 142.654.205.816 | 14.310 | 228.577 | 3.243.248.235 | 14.189 |

TABELLA 2 - DATI RELATIVI ALLE RENDITE AI SUPERSTITI – ANNO 2009

(unità, euro)

| Ente | Periodo (anni rilevati) | Dati anno 2009 | | | | | |
|---------------|----------------------------|---------------------------|----------------------|---------------|---------------------------|--------------------|---------------|
| | | Esposizione al rischio | | | Eliminazione per decesso | | |
| | | Num. teste (posizioni) | Importi | | Num. teste (posizioni) | Importi | |
| | | | Totale | Importo medio | | Totale | Importo medio |
| INPDAP | 2000-2009 | 286.128 | 5.675.562.066 | 19.836 | 19.338 | 231.273.204 | 11.960 |
| ENPALS | 2000-2009 | 17.779 | 138.538.263 | 7.792 | 802 | 2.842.675 | 3.544 |
| ENPAM | 1980-2009 | 39.252 | 351.941.533 | 8.966 | 1.156 | 10.267.124 | 8.882 |
| INAIL | 2002-2009 | 118.892 | 1.182.684.510 | 9.948 | 5.251 | 50.121.386 | 9.545 |
| Totale | | 462.051 | 7.348.726.372 | 15.905 | 26.547 | 294.504.389 | 11.094 |

TABELLA 3 - DATI RELATIVI ALLE RENDITE DI INVALIDITÀ – ANNO 2009

(unità, euro)

| Ente | Periodo (anni rilevati) | Dati anno 2009 | | | | | |
|---------------|----------------------------|---------------------------|----------------------|---------------|---------------------------|--------------------|---------------|
| | | Esposizione al rischio | | | Eliminazione per decesso | | |
| | | Num. teste (posizioni) | Importi | | Num. teste (posizioni) | Importi | |
| | | | Totale | Importo medio | | Totale | Importo medio |
| INPDAP | 2008-2009 | 200.997 | 3.875.350.565 | 19.281 | 7.092 | 126.222.441 | 17.798 |
| ENPALS | 2000-2009 | 1.635 | 14.067.134 | 8.603 | 110 | 432.146 | 3.929 |
| ENPAM | 1980-2009 | 1.876 | 33.462.784 | 17.837 | 112 | 1.792.047 | 16.000 |
| INAIL | 2002-2009 | 790.088 | 3.122.809.868 | 3.952 | 47.836 | 166.884.418 | 3.489 |
| Cassa Forense | 1995-2009 | 903 | 14.060.194 | 15.571 | 59 | 921.252 | 15.614 |
| Totale | | 995.499 | 7.059.750.544 | 7.092 | 55.209 | 296.252.304 | 5.366 |

3. LA MORTALITÀ DEI PERCETTORI DI RENDITE NEL PERIODO 1980-2009

3.1 La mortalità dei percettori di rendite di vecchiaia

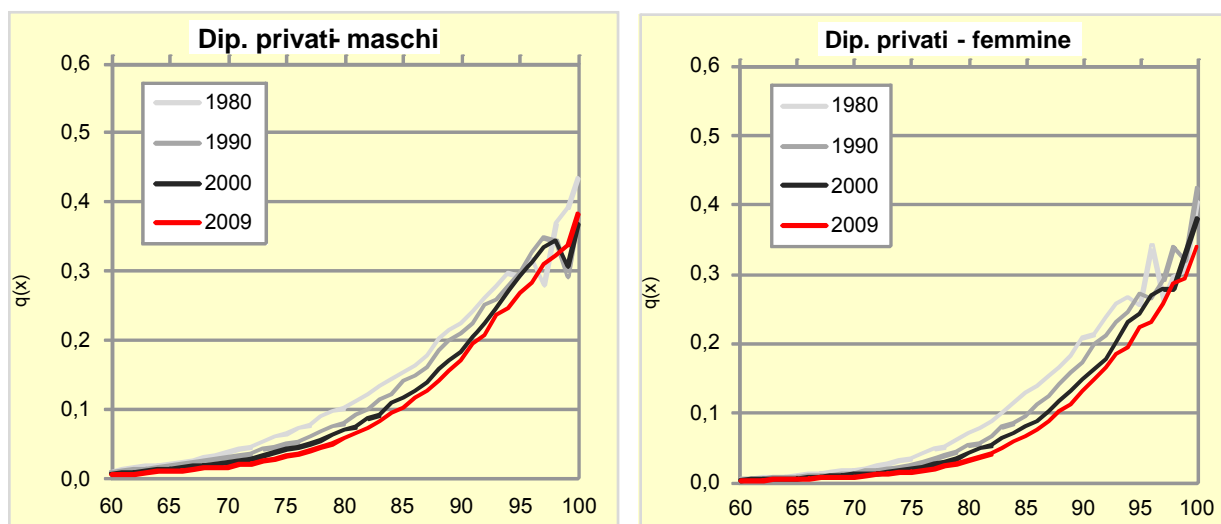
I risultati di dettaglio (tabelle e grafici) sull'andamento della mortalità dei percettori di rendite di vecchiaia nel periodo di osservazione 1980-2009 sono riportati negli Allegati 1-22. Di seguito si sintetizzano alcune tendenze dei dati rilevati.

Per i dipendenti privati maschi (cfr. Allegato 1), la speranza di vita è aumentata significativamente nel corso del periodo di osservazione, con incrementi pari a circa il 30% per le età intorno a 60-65 anni e con incrementi anche maggiori intorno a 70-75 anni. L'effetto della ponderazione per importi risulta contenuto. Rispetto alla popolazione generale, i percettori di rendita hanno mostrato incrementi maggiori, comunque in fase di riduzione negli ultimi anni, soprattutto per le età più vicine all'età di pensionamento, mentre per le età avanzate gli incrementi registrati sono stati inferiori, con valori assoluti della speranza di vita che nel 2009 risultano addirittura più bassi rispetto alla generalità della popolazione: in particolare, nel 2009 la speranza di vita a 65 anni risulta 18,53 (analisi per teste) e 18,84 (analisi per importi), contro il 18,16 della popolazione generale. A 85 anni, la speranza di vita dei percettori è 5,68 (analisi per teste) e 5,69 (analisi per importi), contro i 5,98 anni della popolazione generale.

Anche per i dipendenti privati femmine (cfr. Allegato 2), la speranza di vita è aumentata significativamente nel corso del periodo di osservazione, come per la popolazione generale soprattutto per le età avanzate. L'effetto della ponderazione per importi risulta praticamente nullo. Rispetto alla popolazione generale, negli ultimi anni si assiste ad una riduzione dello scostamento soprattutto alle età avanzate, con valori assoluti della speranza di vita che nel 2009 risultano addirittura più bassi rispetto alla generalità della popolazione: in particolare, nel 2009 la speranza di vita a 65 anni risulta 22,44 (analisi per teste) e 22,39 (analisi per importi), contro i 21,94 anni della popolazione generale. A 85 anni, la speranza di vita dei percettori è 7,02 (analisi per teste) e 7,01 (analisi per importi), contro i 7,11 anni della popolazione generale.

Nella Fig. 13 si riporta, inoltre, per i dipendenti privati (maschi e femmine), l'andamento dei quozienti di mortalità da età 60 a 100 nel corso del periodo di osservazione.

FIGURA 13 – ANDAMENTO DEI QUOZIENTI DI MORTALITÀ A VARIE ETÀ NEL CORSO DEL PERIODO DI OSSERVAZIONE – DIP. PRIVATI
valori assoluti



Nell'Allegato 19 è riportato anche l'andamento dei quozienti nel periodo osservato per alcune età in termini relativi (base 1 = quoziente di mortalità rilevato nel primo anno di osservazione, ossia il 1980).

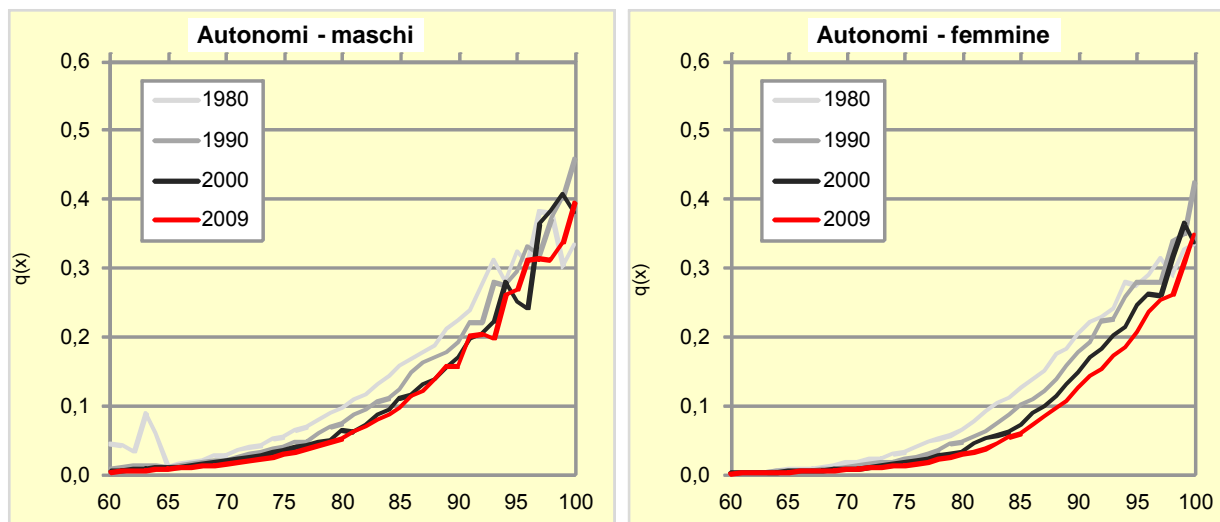
Per gli autonomi (maschi), si osservano tendenze simili a quelle osservate per i dipendenti privati, sebbene su valori assoluti superiori (cfr. Allegato 3). In particolare, nel 2009 la speranza di

vita a 65 anni risulta 18,95 (analisi per teste) e 19,18 (analisi per importi), a 85 anni è 5,78 (analisi per teste) e 5,83 (analisi per importi).

Anche per gli autonomi (femmine) le tendenze sono analoghe a quelle dei dipendenti privati, ma i valori di speranza di vita si mantengono significativamente superiori a quelli della popolazione generale, anche per le età avanzate (cfr. Allegato 4). In particolare, nel 2009 la speranza di vita a 65 anni risulta 22,82 (analisi per teste) e 22,86 (analisi per importi), a 85 anni è 7,24 (analisi per teste) e 7,26 (analisi per importi).

Nella Fig. 14 si riporta, per gli autonomi (maschi e femmine), l'andamento dei quozienti di mortalità alle età da 60 a 100 in alcuni anni del periodo di osservazione.

FIGURA 14 – ANDAMENTO DEI QUOZIENTI DI MORTALITÀ A VARIE ETÀ NEL CORSO DEL PERIODO DI OSSERVAZIONE – AUTONOMI
valori assoluti, maschi e femmine



Nell'Allegato 19 è riportato anche, come per i dipendenti privati, l'andamento dei quozienti a varie età in termini relativi (base 1 = quoziente di mortalità rilevato nel primo anno di osservazione, ossia il 1980).

Le tendenze complessive in termini di speranza di vita a varie età del collettivo costituito da dipendenti privati e autonomi nel complesso sono illustrate negli Allegati 5-6.

Negli Allegati 17 e 19 sono riportati per lo stesso collettivo complessivo anche gli andamenti del quoziente di mortalità nel corso del periodo di osservazione, in valori assoluti e in relazione al valore registrato nel primo anno di osservazione (1980)

Per i dipendenti pubblici (maschi) i dati sono disponibili a partire dall'anno 2000 e sono riportati in dettaglio nell'Allegato 7. Rispetto alle tendenze osservate per i dipendenti privati si osserva che:

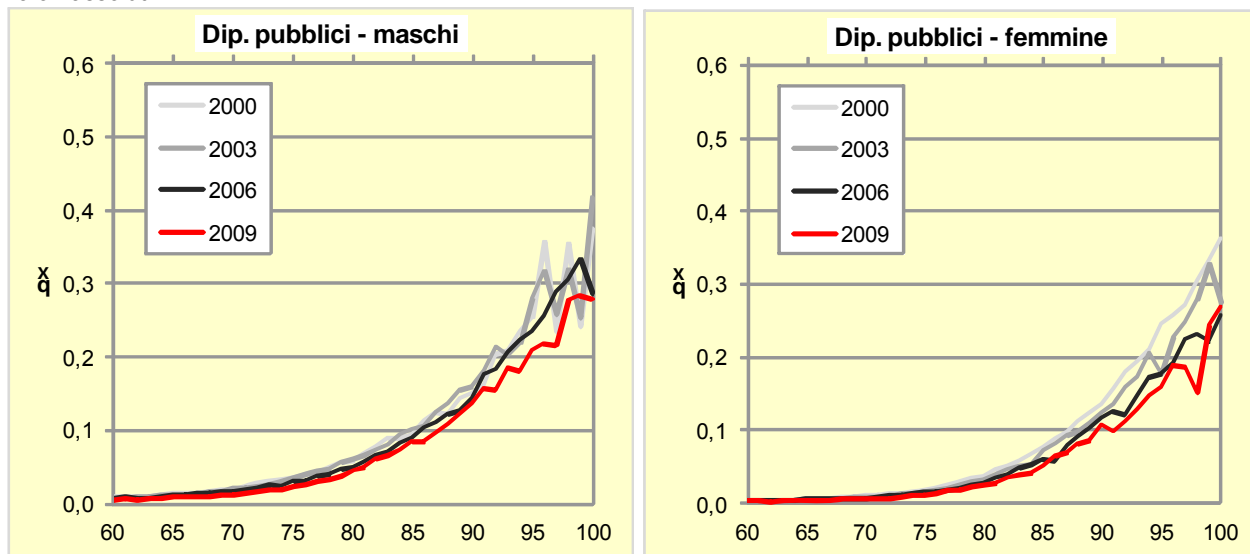
- in termini assoluti la speranza di vita rimane costantemente più elevata in tutto il periodo di osservazione su valori decisamente più alti (nel 2009 significativamente superiori al 10% per tutte le età) anche rispetto alla popolazione generale, soprattutto alle età avanzate;
- l'effetto della ponderazione per importi è significativo e tale da comportare scostamenti positivi da circa il 3% fino al 5% in più nei valori della speranza di vita rispetto all'analisi per teste.

In particolare, nel 2009 la speranza di vita a 65 anni risulta 20,71 (analisi per teste) e 21,52 (analisi per importi), a 85 anni è 6,79 (analisi per teste) e 7,20 (analisi per importi).

Per i dipendenti pubblici (femmine) si registrano tendenze analoghe a quelle osservate per i maschi (cfr. Allegato 8). In particolare, nel 2009 la speranza di vita a 65 anni risulta 24,26 (analisi per teste) e 24,85 (analisi per importi), a 85 anni è 8,27 (analisi per teste) e 8,63 (analisi per importi).

Nella Fig.15 si riporta, per i dipendenti pubblici (maschi e femmine), l'andamento dei quozienti di mortalità alle età da 60 a 100 in alcuni anni del periodo di osservazione.

FIGURA 15 – ANDAMENTO DEI QUOZIENTI DI MORTALITÀ A VARIE ETÀ NEL CORSO DEL PERIODO DI OSSERVAZIONE – DIP. PUBBLICI
valori assoluti

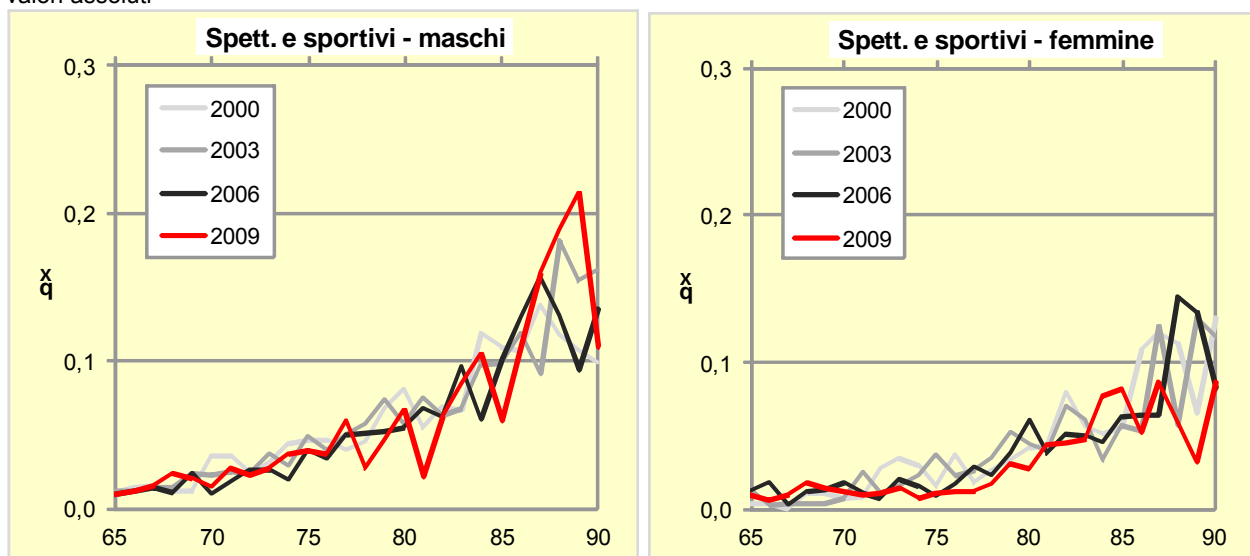


Nell'Allegato 20 è riportato anche l'andamento dei quozienti in termini relativi (base 1 = quoziente di mortalità rilevato nel primo anno di osservazione).

Per i lavoratori dello spettacolo e sport (maschi), i dati sono disponibili a partire dall'anno 2000 e sono riportati in dettaglio nell'Allegato 9. La speranza di vita è generalmente più elevata della popolazione generale e l'effetto della ponderazione per importi è rilevante, tale da comportare valori della speranza di vita superiori anche per più del 20% rispetto all'analisi per teste. In particolare, nel 2009 la speranza di vita a 65 anni risulta 18,35 (analisi per teste) e 23,13 (analisi per importi), a 85 anni è 5,82 (analisi per teste) e 8,51 (analisi per importi).

Per i lavoratori dello spettacolo e sport (femmine) le tendenze sono analoghe al sesso maschile (cfr. Allegato 10), con maggiorazioni della speranza di vita anche più rilevanti sulle età avanzate e nell'analisi per importi. In particolare, nel 2009 la speranza di vita a 65 anni risulta 22,71 (teste) e 27,05 (importi), a 85 anni è 8,21 (teste) e 10,92 (importi). La seguente figura riporta, per i lavoratori dello spettacolo e sport (maschi e femmine), l'andamento dei quozienti di mortalità alle età da 65 a 90 in alcuni anni del periodo di osservazione.

FIGURA 16 – ANDAMENTO DEI QUOZIENTI DI MORTALITÀ A VARIE ETÀ NEL CORSO DEL PERIODO DI OSSERVAZIONE – SPETT. E SPORT
valori assoluti



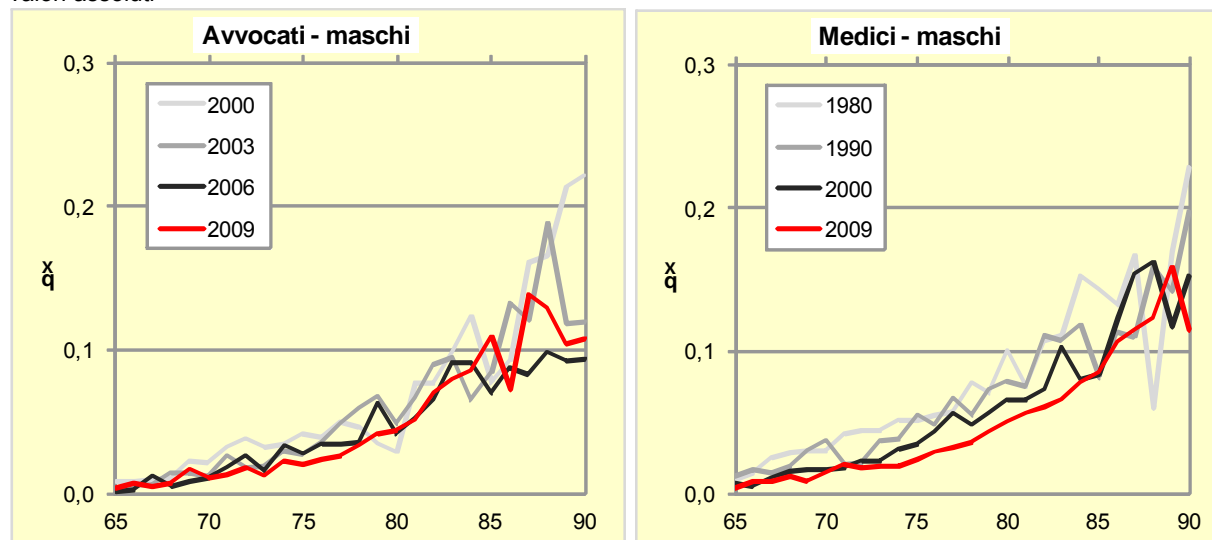
Nell'Allegato 20 è riportato anche l'andamento dei quozienti in termini relativi (base 1 = quoziente di mortalità rilevato nel primo anno di osservazione).

Per gli avvocati (maschi), i dati sono disponibili a partire dall'anno 1995, che presenta però valori anomali rispetto agli altri anni osservati, e sono riportati nell'Allegato 11. I valori sono significativamente più elevati della popolazione generale – in media nel 2009 intorno al 10% nell'analisi per teste – e anche l'effetto della ponderazione per importi è evidente, con un'ulteriore maggiorazione di circa il 5% rispetto all'analisi per teste. In particolare, nel 2009 la speranza di vita a 65 anni risulta 20,79 (analisi per teste) e 21,66 (analisi per importi), a 85 anni è 6,74 (analisi per teste) e 7,07 (analisi per importi). Per gli avvocati (femmine) le tendenze sono anche più marcate (cfr. Allegato 12), sebbene i dati potrebbero risentire della scarsa numerosità, cosa che potrebbe spiegare anche risultati controversi nell'analisi per importi, per la quale si hanno in genere valori inferiori rispetto all'analisi per teste. In particolare, nel 2009 la speranza di vita a 65 anni risulta 24,99 (teste) e 24,65 (importi), a 85 anni è 9,34 (teste) e 8,87 (importi).

Per i medici (maschi), i dati sono disponibili a partire dall'anno 1980 e sono riportati nell'Allegato 13. I valori sono sempre più elevati della popolazione generale, specialmente in corrispondenza delle età più avanzate, sebbene su valori leggermente inferiori rispetto agli avvocati. L'effetto della ponderazione per importi è significativo, specialmente alle età avanzate. Nel 2009 la speranza di vita a 65 anni risulta 20,14 (analisi per teste) e 20,20 (analisi per importi), a 85 anni è 6,34 (analisi per teste) e 6,83 (analisi per importi). Per i medici (femmine) le tendenze risentono della scarsa numerosità (cfr. Allegato 14), sebbene siano confermati come per i maschi livelli maggiori di speranza di vita rispetto alla popolazione generale, più evidenti in corrispondenza delle età avanzate. Nel 2009 la speranza di vita a 65 anni risulta 23,41 (teste) e 23,33 (importi), a 85 anni è 8,17 (teste) e 7,82 (importi).

La Fig. 17 riporta, per gli avvocati e i medici (maschi), l'andamento dei quozienti di mortalità alle età da 65 a 90 in alcuni anni del periodo di osservazione (dal 2000 per gli avvocati, dal 1980 per i medici). Per le femmine gli andamenti non sono riportati in quanto piuttosto irregolari, anche a causa della scarsa numerosità.

FIGURA 17 – ANDAMENTO DEI QUOZIENTI DI MORTALITÀ A VARIE ETÀ NEL CORSO DEL PERIODO DI OSSERVAZIONE-AVVOCATI E MEDICI valori assoluti



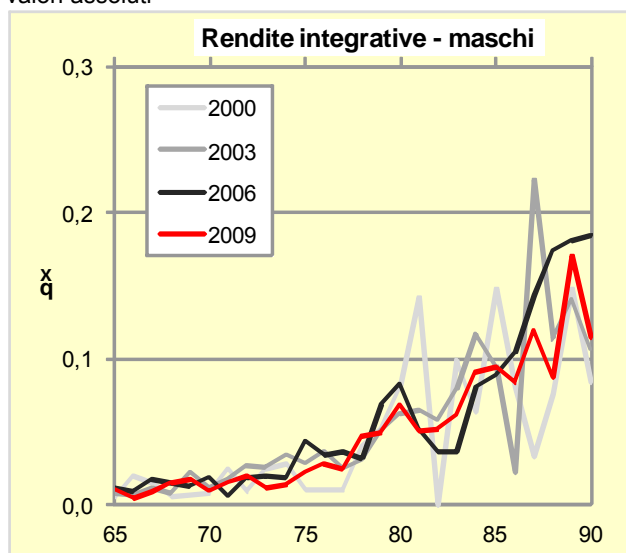
Nell'Allegato 20 è riportato anche l'andamento dei quozienti in termini relativi (base 1 = quoziente di mortalità rilevato nel primo anno di osservazione).

Per i percettori di rendite integrative (maschi), i dati sono illustrati a partire dall'anno 2000 – sebbene alcuni operatori abbiano inviato dati anche per anni precedenti, ma solo dal 2000 la numerosità è sufficiente – sono riportati in dettaglio nell'Allegato 15. I valori sono sempre più elevati della popolazione generale, con scostamenti anche maggiori del 10%. L'effetto della ponderazione per importi è significativo, specialmente negli ultimi anni rilevati. Nel 2009 la speranza di vita a 65 anni risulta 20,28 (analisi per teste) e 20,55 (analisi per importi), a 85 anni è 6,63 (analisi per teste) e 7,14 (analisi per importi).

Per i percettori di rendite integrative femmine (cfr. Allegato 16) le tendenze osservate risentono della scarsa numerosità, sebbene si possano confermare sia livelli maggiori di speranza di vita rispetto alla popolazione sia valori maggiori nell'analisi per importi. Nel 2009 la speranza di vita a 65 anni risulta 23,08 (teste) e 24,68 (importi), a 85 anni è 6,71 (teste) e 8,32 (importi). La Fig. 18 riporta, per i percettori di rendite integrative (maschi), l'andamento dei quozienti di mortalità alle età da 65 a 90 in alcuni anni del periodo di osservazione.

FIGURA 18 – ANDAMENTO DEI QUOZIENTI DI MORTALITÀ A VARIE ETÀ NEL CORSO DEL PERIODO DI OSSERVAZIONE – PERCETTORI DI RENDITE INTEGRATIVE

valori assoluti

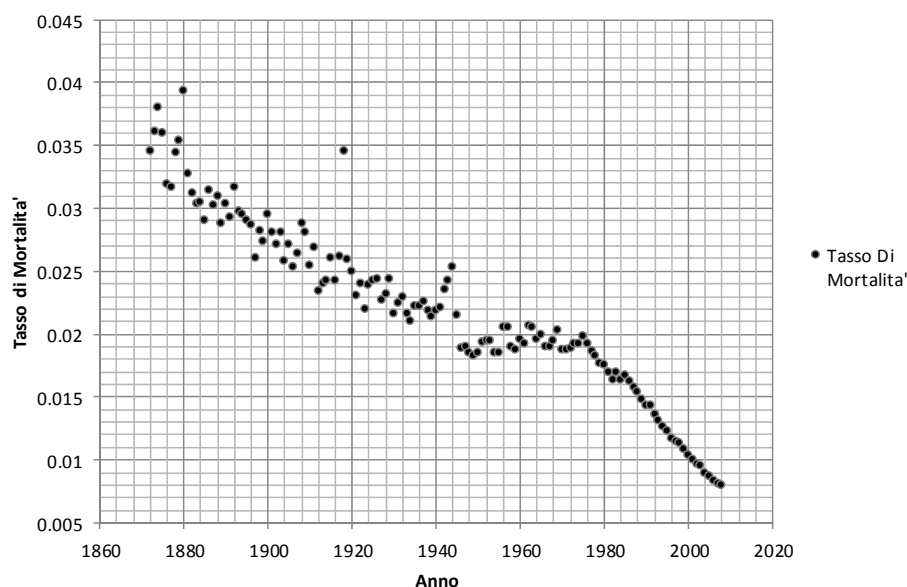


Gli Allegati 21- 22 riportano i grafici sull'andamento della speranza di vita già illustrati nell'*Executive summary*.

3.2 Focus sulle tendenze della mortalità dei percettori di rendite di vecchiaia

Negli ultimi decenni l'evoluzione della mortalità a livello mondiale ha comportato una consistente diminuzione dei decessi alle età avanzate determinando un progressivo allungamento della speranza di vita della popolazione. Ad esempio, la speranza di vita alla nascita per i maschi nella popolazione italiana maschile è aumentata da 70.7 anni nel 1978 a 79.3 anni nel 2008 (fonte: HMD – Human Mortality Database); dell'incremento di 8,6 anni, ben 6,5 anni sono dovuti a miglioramenti nella mortalità registrati per le età superiori ai 60 anni.

FIGURA 19 – ANDAMENTO TASSO DI MORTALITÀ POPOLAZIONE ITALIANA (MASCHI – CLASSE DI ETÀ 56-65)



La Fig. 19 mostra l'andamento del tasso annuo di mortalità per la popolazione maschile italiana tra i 56 e i 65 anni dal 1872 al 2008 (fonte: HMD - Human Mortality Database), ed evidenziano come la riduzione nella mortalità osservata negli ultimi 30 anni è comparabile con la riduzione nella mortalità osservata nei precedenti 100 anni.

Il tasso di variazione della mortalità è definito dalla seguente formula:

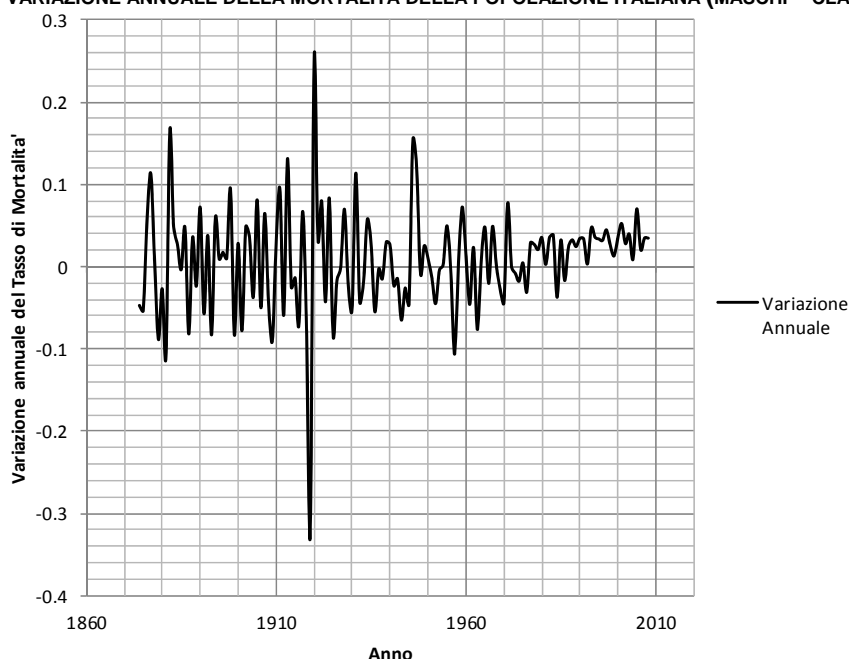
$$r(x,t) = 1 - q(x,t)/q(x,t-1)$$

dove $q(x,t)$ e' la probabilita' di decesso per una testa di eta' x nell'anno di calendario t . L'analisi dell'andamento della variazione della mortalità è di particolare interesse nella stima delle tendenze future della mortalità.

Il tasso di variazione annuale della mortalità (cfr. Fig. 20) della popolazione italiana (maschi) presenta tuttavia un andamento erratico da cui risulta difficile derivare trend di lungo periodo.

I dati, infatti, anche quando aggregati in larghe classi di età, risentono di un'alta variabilità dovuta anche a fattori di breve periodo, come ad esempio le epidemie di influenza (cfr. nella stessa figura l'effetto dell'epidemia del 1918) o, nelle rilevazioni passate, a possibili errori di misurazione.

FIGURA 20 – TASSO DI VARIAZIONE ANNUALE DELLA MORTALITÀ DELLA POPOLAZIONE ITALIANA (MASCHI – CLASSE DI ETÀ 56-65)



Per rimuovere fattori casuali di breve periodo e cercare di derivare trend di lungo periodo si usa applicare ai dati metodi di "smoothing". Un metodo comunemente utilizzato e' la regressione *p-spline* (cfr. Eilers e Marx, [14] e Andreev e Vaupel [1] e successivamente ripreso da altri studiosi e istituti statistici). Nel 2007 il Continuous Mortality Investigation Bureau - l'istituto per lo studio della mortalità stabilito presso l'Institute and Faculty of Actuaries del Regno Unito - ha proposto questo metodo¹ per calcolare e proiettare trend storici nei dati di portafogli assicurativi.

Per poter valutare la presenza di effetti particolari si riportano anche i grafici di tipo "heat map" (letteralmente "mappe di calore") dei fattori di riduzione perequati, che consentono di cogliere

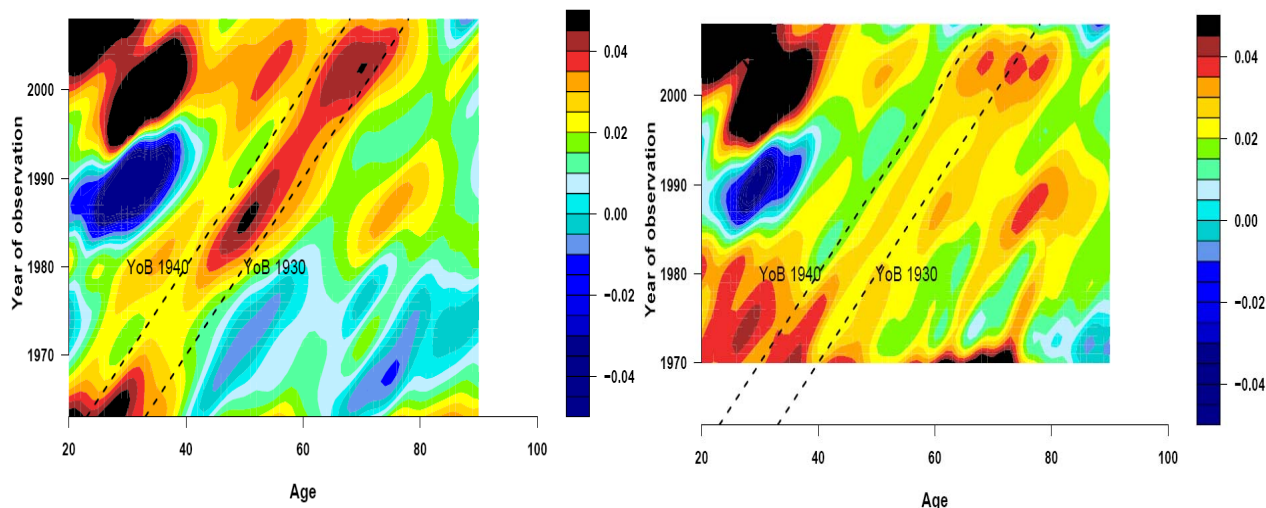
¹ Una descrizione dettagliata del metodo *p-spline* è riportata in CMI, [8] e Currie et al., [11].

immediatamente attraverso l'analisi delle aree contraddistinte dal medesimo colore, se ci sono effetti sistematici per età (linee verticali), per anno di calendario (linee orizzontali) o per coorte di nascita (linee diagonali).

Se si osserva quest'ultimo caso significa che vi è la presenza di un "effetto coorte", ovvero una particolare variazione di mortalità per alcune specifiche generazioni.

La Fig. 21 mostra, rispettivamente per il sesso maschile e il sesso femminile, la heat map del tasso di variazione della mortalità della popolazione italiana (dal 1962 al 2008 per le età tra i 20 e i 90 anni, fonte: Human Mortality Database), a seguito dell'applicazione del metodo *p-spline*.

FIGURA 21 – "HEAT MAP" DEI TASSI DI VARIAZIONE ANNUALE DEL TASSO DI MORTALITÀ PEREQUATI CON MODELLO P-SPLINE popolazione italiana generale - maschi (grafico di sinistra) e femmine (grafico di destra)



Le aree in giallo o rosso evidenziano la presenza di un miglioramento (riduzione) nella variazione della mortalità, mentre le aree blu denotano un peggioramento. I risultati mostrano alcuni effetti che si articolano diagonalmente nel grafico (effetti coorte).

Tali effetti sono di indubbio interesse poiché forniscono una chiave di lettura all'evoluzione storica della mortalità e aiutano a valutare i metodi da adottare nelle proiezioni.

Vale la pena di aggiungere che l'effetto coorte per le generazioni maschili nate tra gli anni 1930 e 1940 - evidenziati dalle linee tratteggiate - è stato osservato anche in altre popolazioni europee, in particolare quella inglese (cfr. ad esempio Richards et al. [22]), ed è causato da molteplici fattori, manifestandosi comunque nella riduzione della mortalità per tumori al polmone o per malattie cardiovascolari (una descrizione più approfondita degli effetti coorte nella popolazione italiana è data da Cocevar, [9]).

I dati rilevati sui percettori di rendite di vecchiaia hanno consentito ulteriori analisi. In particolare, la segmentazione dei dati a livello di reddito (rendita) ha reso possibile analizzare la correlazione tra effetto coorte e livello di reddito.

Mentre i dati per tutti i dipendenti privati (cfr. riquadro della Fig. 22) mostrano un andamento simile a quello osservato nella popolazione italiana – com'era ragionevole aspettarsi considerato che i dati rappresentano circa un terzo del totale della popolazione maschile – la Fig. 23 e la Fig. 23 evidenziano come l'effetto coorte sia diverso tra i percettori di rendite con importi diversi di rendita e, in particolare, sia più marcato per i percettori di rendite di importo più alto.

È ragionevole perciò ritenere che la rapida riduzione dei decessi per tumore al polmone e per malattie cardiovascolari, osservata e dimostrata anche in altri paesi alla base dell'effetto coorte, abbia riguardato maggiormente i soggetti con un reddito più alto, probabilmente anche poiché la percentuale dei fumatori maschi nelle classi di reddito più alte si è ridotta negli ultimi decenni in maniera molto più rapida che nelle classi di reddito più basse.

I dati per le femmine mostrano effetti coorte molto meno marcati rispetto a quelli dei maschi.

FIGURA 22 – DATI COME NELLA FIG. 20 ECCETTO PER IL RIQUADRO IN ALTO A DESTRA (DIP. PRIVATI, ANNI 1991-2009, ETÀ 60-100) popolazione italiana generale e dip. privati (riquadro) - maschi (grafico di sinistra) e femmine (grafico di destra)

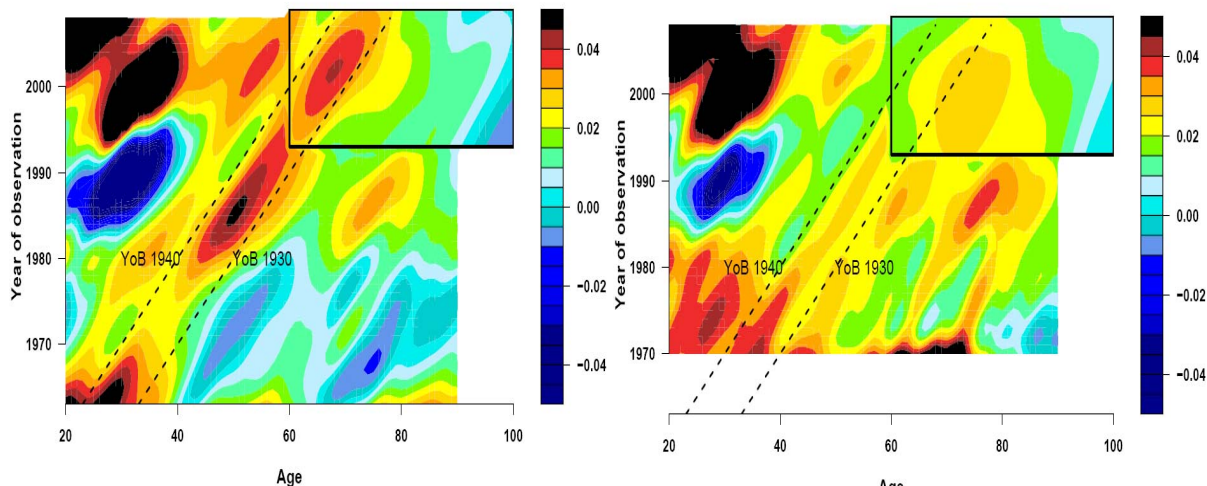


FIGURA 23 – DATI COME NELLA FIG. 20 ECCETTO PER IL RIQUADRO IN ALTO A DESTRA (DIP. PRIVATI, ANNI 1991-2009, ETÀ 60-100, IMPORTO DELLA RENDITA INFERIORE A 1.200 EURO MENSILI) popolazione italiana generale e dip. privati (riquadro) - maschi (grafico di sinistra) e femmine (grafico di destra)

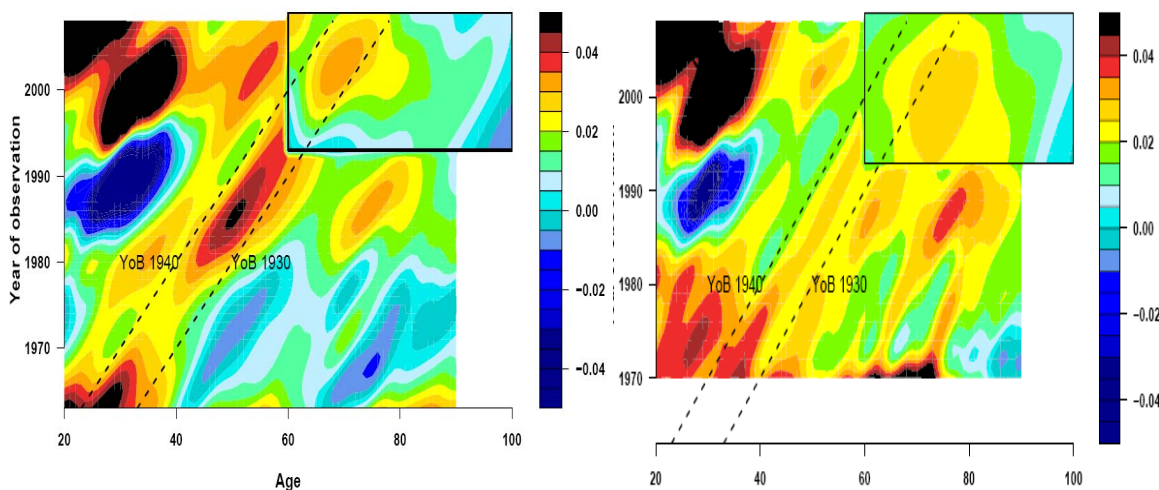
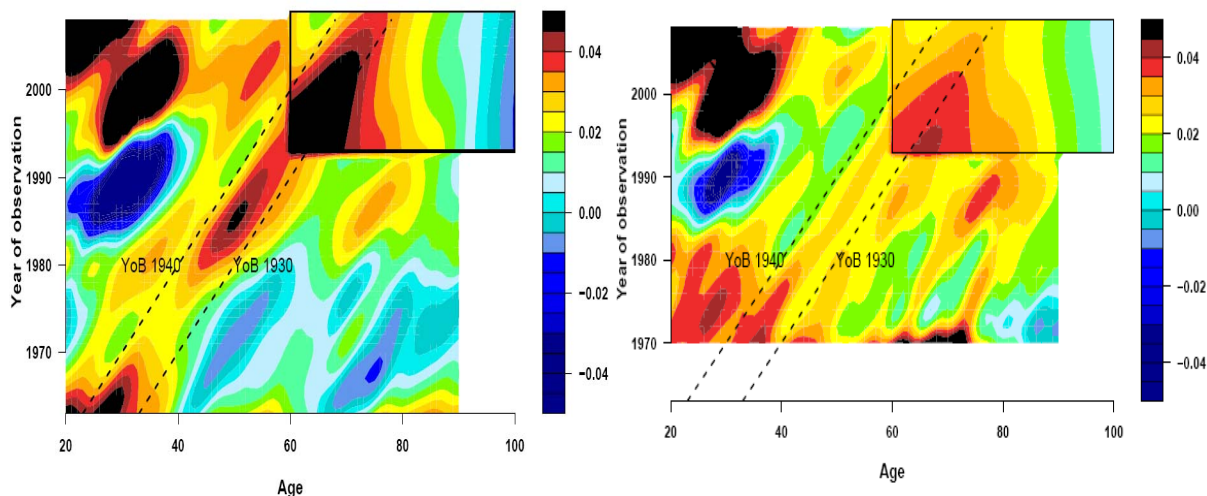


FIGURA 24 – DATI COME NELLA FIG. 20 ECCETTO PER IL RIQUADRO IN ALTO A DESTRA (DIP. PRIVATI, ANNI 1991-2009, ETÀ 60-100, IMPORTO DELLA RENDITA MAGGIORE O UGUALE A 1.200 EURO MENSILI) popolazione italiana generale e dip. privati (riquadro) - maschi (grafico di sinistra) e femmine (grafico di destra)



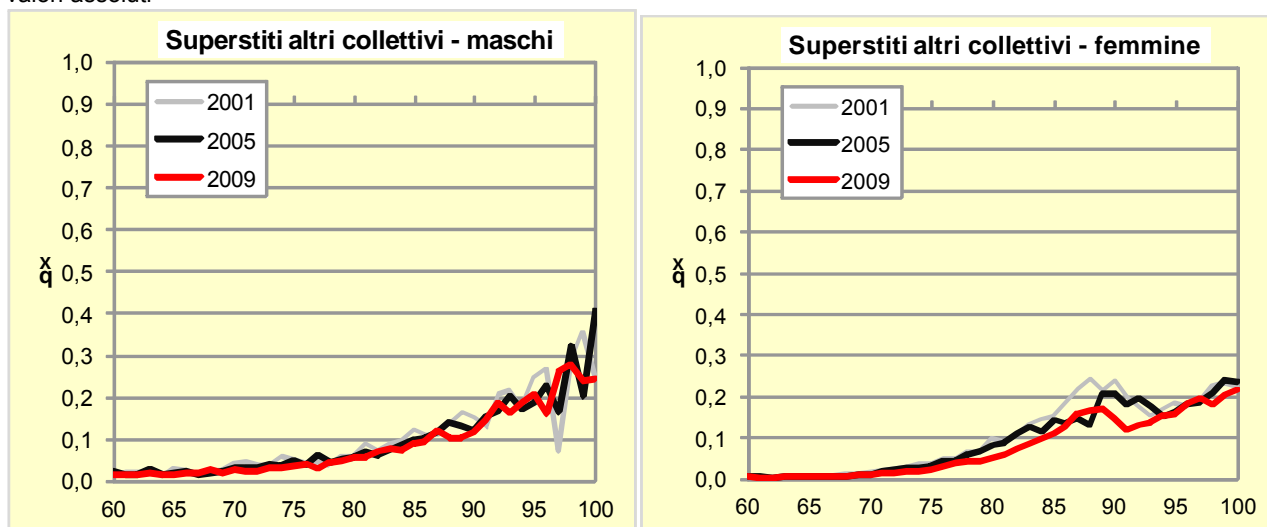
Le tendenze descritte supportano la decisione di valutare l'impatto dell'importo della rendita (evidenze di altri paesi, come in [21], Richards, S. J., Jones, G. dimostrano che, dopo l'età e il sesso, il livello socio-economico e il reddito sono rilevanti fattori di differenziazione della mortalità) e di adottare modelli che considerino l'effetto coorte nelle previsioni. Altri dettagli sull'andamento

dei tassi di variazione di mortalità sono nell'Appendice metodologica (cfr. III. *Ulteriori analisi sui tassi di variazione della mortalità dei percettori*).

3.3 La mortalità dei percettori di rendite ai superstiti e di invalidità

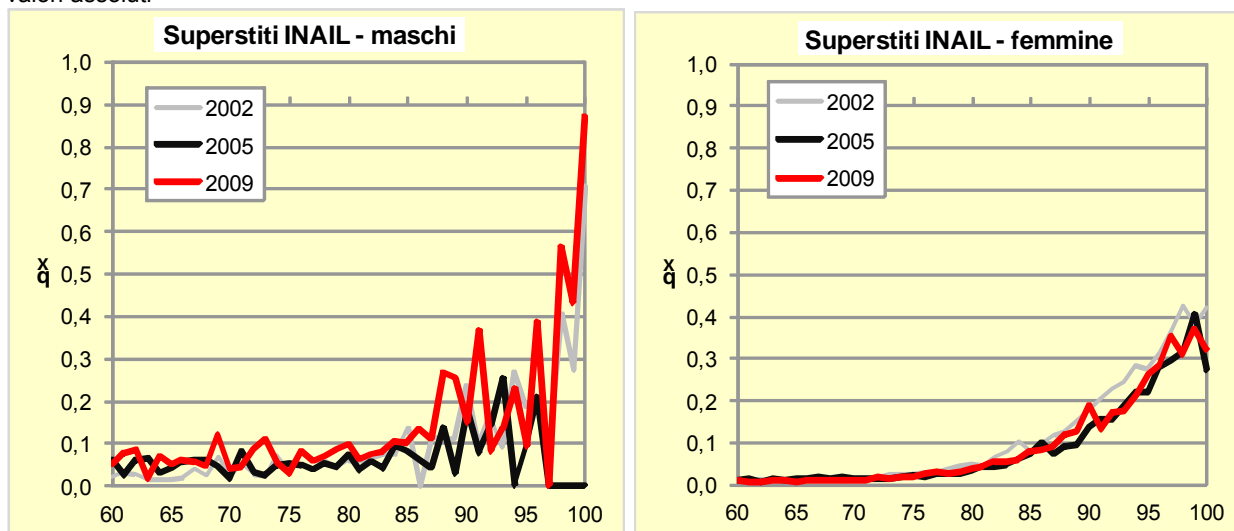
Per i percettori di rendite ai superstiti (maschi e femmine, analisi per teste) erogate dagli enti diversi dall'INAIL (INPDAP, ENPALS ed ENPAM), i valori della speranza di vita sono illustrati nell'Allegato 24 dall'anno 2002 (il 2001 presenta risultati anomali). Per i maschi, i valori sono più elevati della popolazione alle età avanzate, mentre per le femmine si ha la tendenza inversa. Di conseguenza, alle età estreme si ha una speranza di vita dei maschi più alta di quella delle femmine. Nel 2009, la speranza di vita a 65 anni risulta per i maschi 18,35 (contro 18,16 della popolazione) e per le femmine 19,85 (21,94 nella popolazione generale). A 85 anni per i maschi il valore è 6,77 anni (5,98 nella popolazione), per le femmine 6,01 (7,11 nella popolazione generale). La Fig. 25 mostra l'andamento dei quozienti di mortalità da età 60 a 100 dal 2001 al 2009.

FIGURA 25 – ANDAMENTO DEI QUOZIENTI DI MORTALITÀ A VARIE ETÀ NEL PERIODO DI OSSERVAZIONE - SUPERSTITI ALTRI ENTI valori assoluti



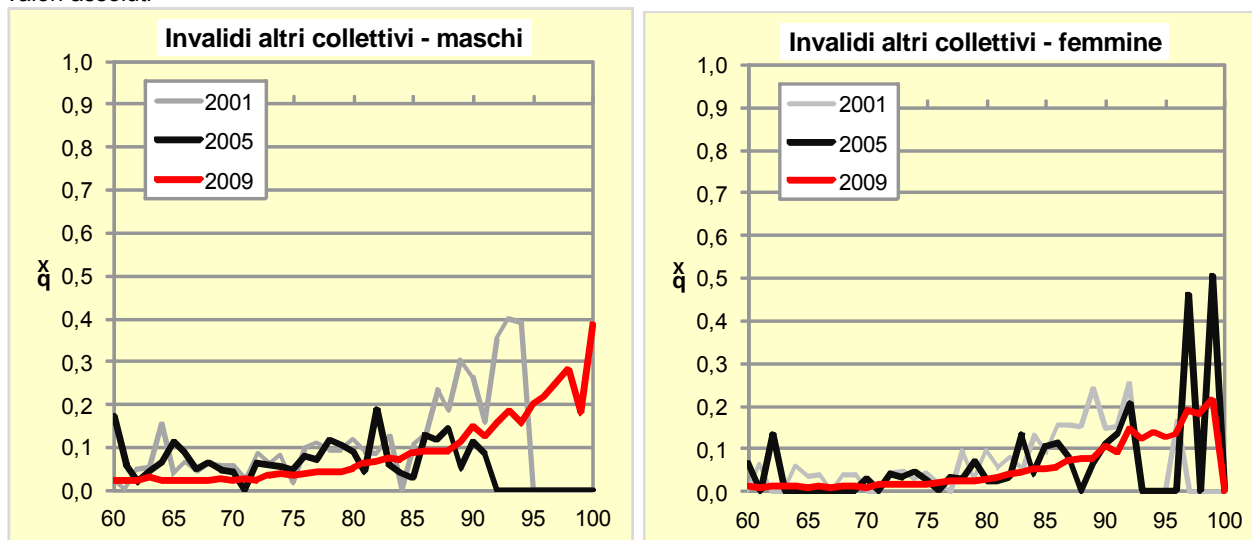
Per i percettori di rendite ai superstiti INAIL, i valori della speranza di vita dal 2002 sono riportati nell'Allegato 25. Per i maschi, essi sono decrescenti nel tempo e nel 2009 più bassi di quelli della popolazione, specialmente alle età 60-65; per le femmine sono al di sopra della popolazione, anche con scostamenti maggiori del 10%. Nel 2009 la speranza di vita a 65 anni risulta per i maschi 11,70, per le femmine 20,84. A 85 anni per i maschi è di 4,56 mentre per le femmine è 6,50. La Fig. 26 riporta l'andamento dei quozienti di mortalità da età 60 a 100 dal 2002 al 2009.

FIGURA 26 – ANDAMENTO DEI QUOZIENTI DI MORTALITÀ A VARIE ETÀ NEL CORSO DEL PERIODO DI OSSERVAZIONE-SUPERSTITI INAIL valori assoluti



Per i percettori di rendite di invalidità (maschi e femmine) erogate dagli enti diversi dall'INAIL (INPDAP, ENPALS ENPAM), i risultati in termini di speranza di vita sono illustrati a partire dall'anno 2002 e sono riportati nell'Allegato 26. Per i maschi, i valori sono negli anni più recenti più elevati della popolazione generale in corrispondenza delle età avanzate, mentre per le femmine i valori sono sempre maggiori rispetto alla popolazione generale, soprattutto alle età avanzate. Nel 2009 la speranza di vita a 65 anni risulta per i maschi 17,87 e per le femmine 22,60. A 85 anni, invece, per i maschi la speranza di vita è 6,93 mentre per le femmine è 8,44. La Fig. 27 riporta l'andamento dei quozienti di mortalità dalle età 60 a 100 dal 2001 al 2009.

FIGURA 27 – ANDAMENTO DEI QUOZIENTI DI MORTALITÀ A VARIE ETÀ NEL CORSO DEL PERIODO DI OSSERVAZIONE-INVALIDI ALTRI ENTI
valori assoluti



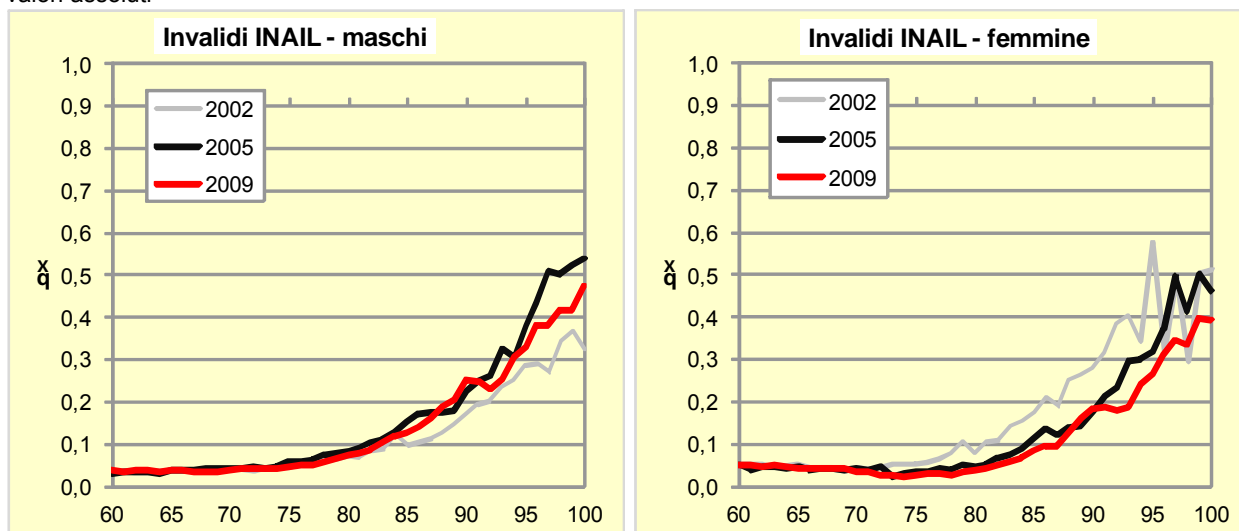
Per i percettori di rendite di invalidità INAIL (maschi e femmine), i risultati di dettaglio in termini di speranza di vita sono illustrati a partire dall'anno 2002 e sono riportati nell'Allegato 27.

Per i maschi, i valori sono negli anni più recenti notevolmente più bassi della popolazione generale, mentre per le femmine i valori sono maggiori ad eccezione delle età 60-65. Nel 2009 la speranza di vita a 65 anni risulta per i maschi 14,39 e per le femmine 16,91.

A 85 anni, invece, per i maschi la speranza di vita è 4,26 mentre per le femmine è 6,15.

La Fig. 28 riporta l'andamento dei quozienti di mortalità da età 60 a 100 nel periodo dal 2001 al 2009.

FIGURA 28 – ANDAMENTO DEI QUOZIENTI DI MORTALITÀ A VARIE ETÀ NEL CORSO DEL PERIODO DI OSSERVAZIONE-INVALIDI INAIL
valori assoluti



I risultati di dettaglio (tabelle e grafici) sull'andamento della mortalità dei percettori di rendite ai superstiti e di invalidità nel periodo di osservazione sono riassunti negli Allegati 24-30.

3.4 Il differenziale di mortalità (selezione) dei percettori di rendite

Oltre alle tendenze dell'andamento della mortalità dei percettori di rendite, è utile valutare gli scostamenti tra i diversi collettivi rilevati. Pertanto, lo studio ha analizzato anche il differenziale di mortalità (selezione) mostrato dai diversi collettivi di percettori di rendite rispetto a collettivi di riferimento, ossia in altre parole i rapporti tra i quozienti di mortalità di tali collettivi e quelli relativi ad un collettivo di confronto. Come collettivi di confronto, sono stati selezionati i tre collettivi individuati per le previsioni della mortalità dei percettori di rendite (cfr. la successiva Sez. 4), ossia:

- dipendenti privati (analisi per teste);
- autonomi (analisi per teste);
- totale dipendenti privati e autonomi (analisi per teste).

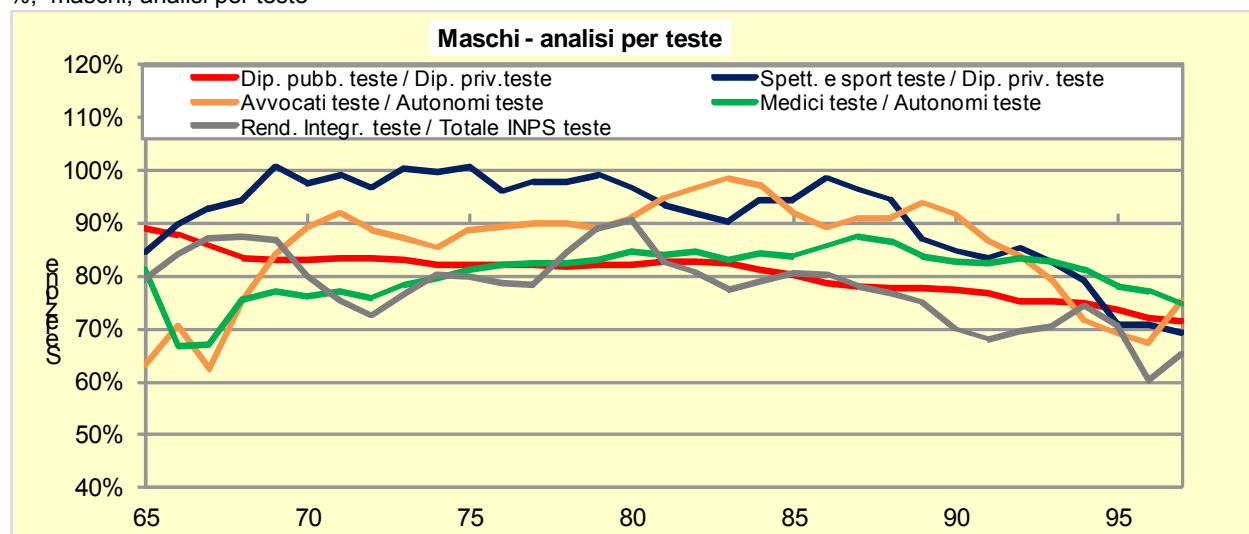
Si è proceduto quindi a misurare la selezione media degli altri collettivi rispetto ai suddetti collettivi "benchmark" nel periodo 2000-2009. In particolare, per i percettori di rendite di vecchiaia:

- | | | |
|---|---------------|--|
| – dipendenti pubblici (teste) | in rapporto a | dipendenti privati (teste); |
| – lavoratori sport e spettacolo (teste) | in rapporto a | dipendenti privati (teste); |
| – avvocati (teste) | in rapporto a | autonomi (teste); |
| – medici (teste) | in rapporto a | autonomi (teste); |
| – percettori di rendite integrative (teste) | in rapporto a | totale (dip. privati e aut.), (teste); |
| – | | |
| – dipendenti privati (importi) | in rapporto a | dipendenti privati (teste); |
| – autonomi (importi) | in rapporto a | autonomi (teste); |
| – dipendenti pubblici (importi) | in rapporto a | dipendenti privati (teste); |
| – avvocati (importi) | in rapporto a | autonomi (teste); |
| – medici (importi) | in rapporto a | autonomi (teste); |
| – percettori di rendite integrative (importi) | in rapporto a | totale (dip. privati e aut.), (teste). |

Gli abbinamenti individuati non intendono affermare analogie tra i rispettivi collettivi (ad es. avvocati posti a confronto con autonomi), ma solo che il collettivo "benchmark" individuato (ad es. autonomi) è, tra i tre utilizzati per le previsioni (dipendenti privati, autonomi e totale dei due), quello presumibilmente meno diverso rispetto al collettivo preso in considerazione (ad es. avvocati) e che il differenziale calcolato possa essere valutato per adattare eventualmente le previsioni sviluppate per il collettivo "benchmark" (ad es. autonomi) al collettivo in esame (ad es. avvocati).

Nell'Appendice metodologica (cfr. IV. *Le modalità di calcolo della selezione*) è illustrato il metodo con cui sono state determinate le percentuali di scostamento della mortalità tra i vari collettivi considerati.

FIGURA 29 – PERCETTORI DI RENDITE DI VECCHIAIA: SELEZIONE MEDIA TRA DETERMINATI COLLETTIVI E COLLETTIVI DI RIFERIMENTO
%, maschi, analisi per teste

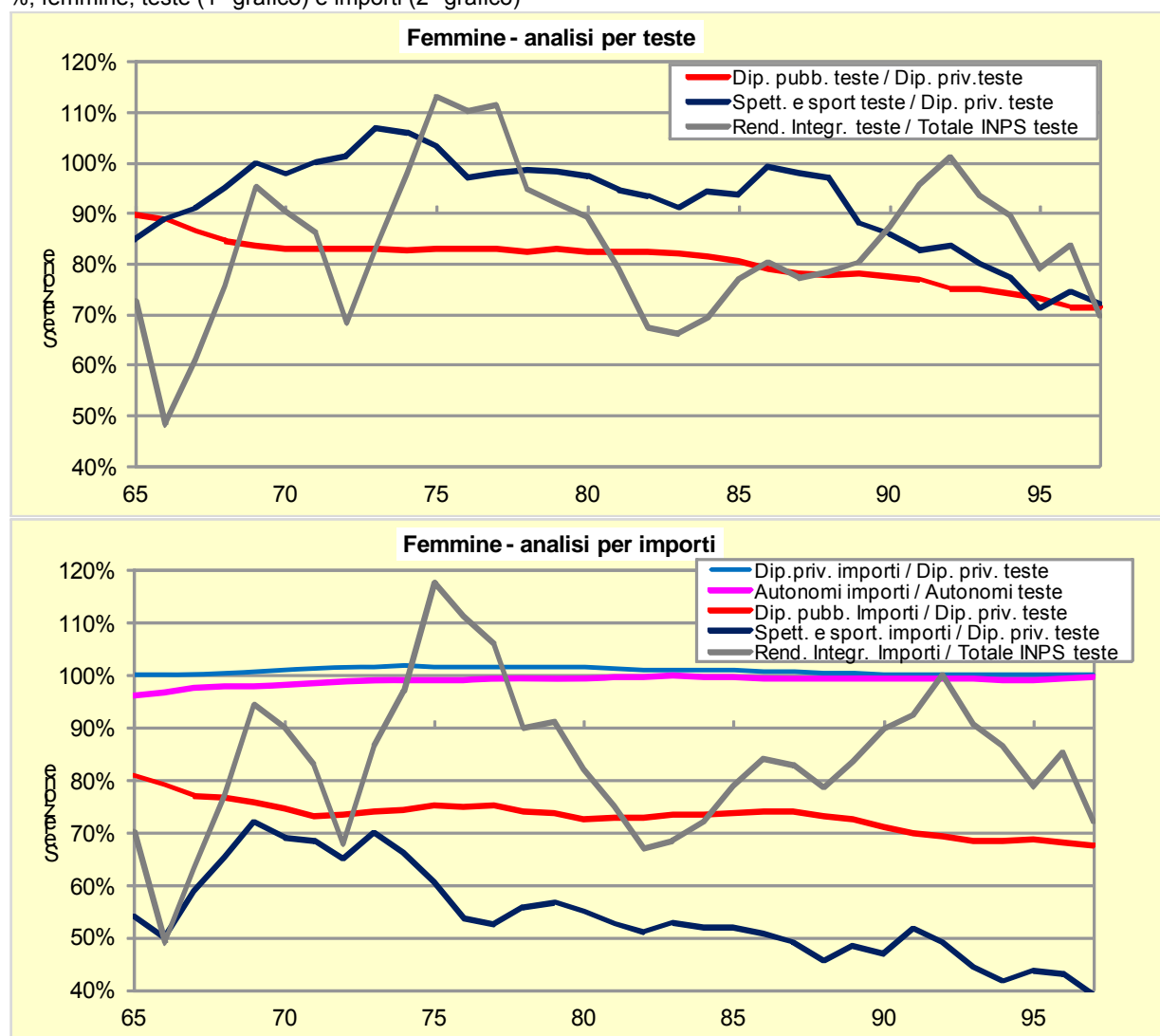


La Fig. 29 illustra la selezione per i percettori maschi tra i vari collettivi nell'analisi per teste e i collettivi di riferimento. I dipendenti pubblici mostrano una evidente selezione (tra l'80% e il 90%

nelle età maggiormente interessate all'erogazione della rendita) rispetto al proprio collettivo di riferimento (dipendenti privati – analisi per teste), mentre per i lavoratori dello spettacolo e sport il differenziale è più contenuto. Gli avvocati, sebbene con oscillazioni, mostrano una significativa selezione, pari a circa l'80% intorno alle età 70-80. Anche i medici evidenziano una mortalità inferiore al proprio collettivo di riferimento (autonomi – analisi per teste), intorno all'80%. Analogamente per i percettori di rendite integrative, per quanto con oscillazioni anche significative.

I dipendenti privati e gli autonomi non sono riportati, com'è ovvio, in quanto collettivi di riferimento. La selezione per i percettori maschi tra i vari collettivi nell'analisi per importi e i collettivi di riferimento è quella riportata nell'*Executive summary* (cfr. Fig. 6) dove, come già evidenziato, i dipendenti privati e gli autonomi mostrano un'incidenza significativa della ponderazione per importi, anche se decrescente al crescere dell'età, a partire da una mortalità pari al 90% dei rispettivi collettivi di riferimento per teste in corrispondenza dell'età 65 fino a praticamente azzerarsi oltre età 85. I dipendenti pubblici mostrano una selezione ancora maggiore (in genere intorno al 70%), mentre per i lavoratori dello spettacolo e sport il differenziale è molto elevato (tra il 40% e il 50% della mortalità del collettivo benchmark (dipendenti privati – teste). Gli avvocati confermano i trend già descritti, con valori anche più marcati, così come i medici e i percettori di rendite integrative.

FIGURA 30 – PERCETTORI DI RENDITE DI VECCHIAIA: SELEZIONE MEDIA TRA DETERMINATI COLLETTIVI E COLLETTIVI DI RIFERIMENTO
%, femmine, teste (1° grafico) e importi (2° grafico)



La Fig. 30 (1° grafico) illustra la selezione per i percettori femmine tra i vari collettivi nell'analisi per teste e i collettivi di riferimento: anche qui i dipendenti pubblici mostrano una marcata selezione (tra l'80% e il 90% nelle età maggiormente interessate all'erogazione della rendita) rispetto al proprio collettivo di riferimento, mentre i lavoratori dello spettacolo e sport il differenziale

è più irregolare, per quanto su livelli più contenuti. Per i percettori di rendite integrative non è possibile individuare un trend univoco. Gli avvocati e i medici non sono mostrati a causa della scarsità dei dati disponibili.

La Fig. 30 (2° grafico) illustra la selezione per i percettori femmine tra i vari collettivi nell'analisi per importi e i collettivi di riferimento. I dipendenti privati mostrano un'incidenza praticamente nulla della ponderazione per importi, che risulta minima per gli autonomi. I dipendenti pubblici, invece, confermano una selezione significativa (tra il 70% e l'80%), mentre per i lavoratori dello spettacolo e sport il differenziale è ancora più evidente.

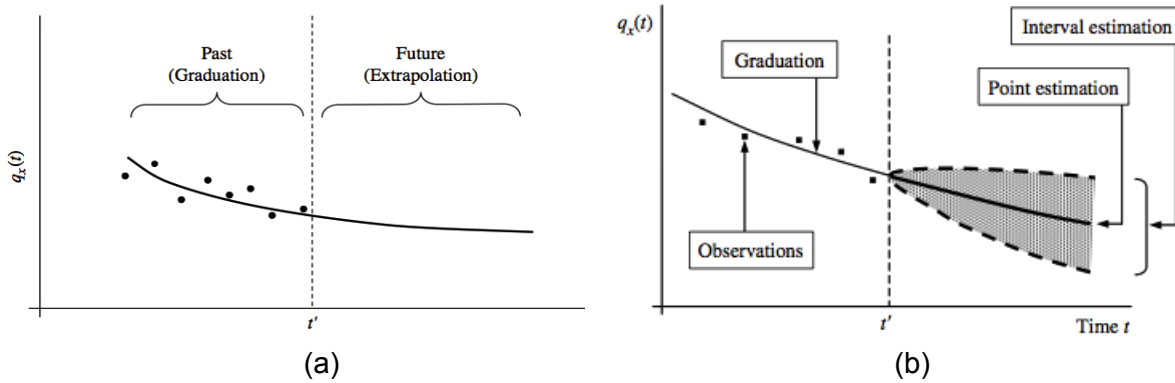
La selezione è stata determinata anche per i percettori di rendite ai superstiti e di invalidità, oltre che rispetto alla popolazione generale (cfr. *Executive summary*), anche rispetto ai percettori di rendite di vecchiaia (totale dipendenti privati e autonomi). I risultati sono riportati nell'Allegato 31.

4. LE PREVISIONI DELLA MORTALITÀ DEI PERCETTORI DI RENDITE AL 2040

4.1 La scelta dei modelli di proiezione e dei collettivi di riferimento

Riguardo alla scelta dei modelli di proiezione, va premesso che i metodi oggi più impiegati sono modelli estrapolativi, che si basano cioè sui trend di mortalità osservati in passato e derivano i valori proiettati estrapolando detti trend nel futuro. Tra i metodi estrapolativi si distinguono modelli di tipo deterministico e modelli di tipo stocastico (cfr. Fig. 31).

FIGURA 31 – SCHEMA DEL MODELLO ESTRAPOLATIVO DETERMINISTICO (a) E STOCASTICO (b)

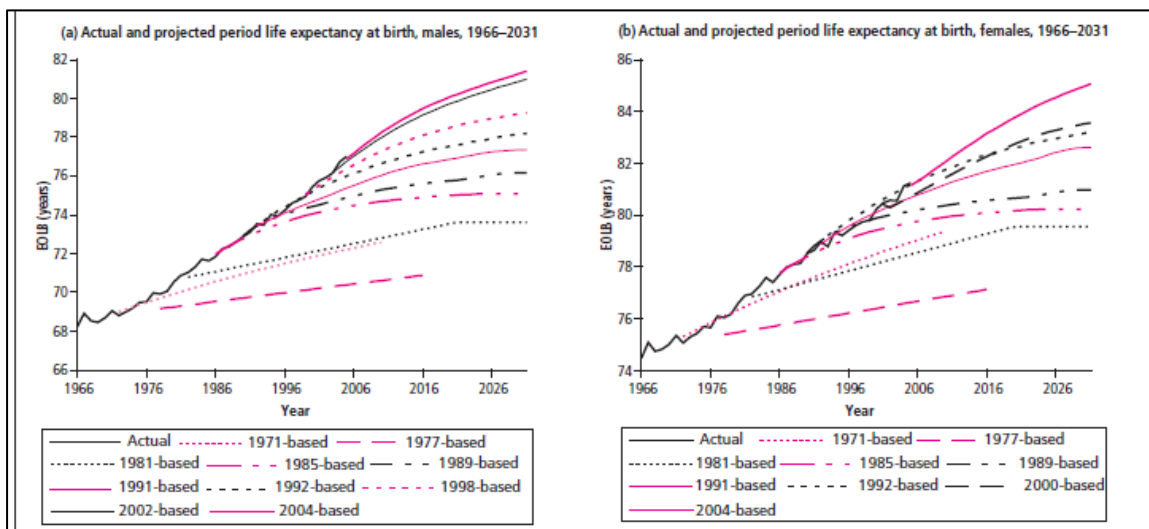


Fonte: Pitacco - Denuit - Haberman - Olivieri (2009)

I modelli di tipo stocastico - pur con differenti connotazioni tra modelli più evoluti e quelli più semplici, come il modello Lee-Carter originale, che forniscono informazioni del tipo illustrato nella Fig. 31 (b) - hanno il vantaggio di considerare la variabilità dell'andamento della mortalità e di attribuire agli scenari ritenuti possibili - siano essi un insieme discreto o continuo - una distribuzione di probabilità. Ciò consente, in via generale, di valutare le fluttuazioni casuali e gli scostamenti sistematici della mortalità realizzata da quella attesa. Tuttavia, se si hanno informazioni che portano a ritenere che i fattori che hanno influenzato la mortalità in passato non si ripeteranno, usare proiezioni di lungo periodo così ottenute va considerato con cautela, e i modelli di tipo stocastico permettono da questo punto di vista una flessibilità limitata.

In alternativa, sono utilizzati - soprattutto nel mercato inglese - modelli di tipo deterministico dove la proiezione non è meramente estrapolativa di trend storici ma deriva anche da "expert opinion" che - in base a valutazioni supportate da elementi di tipo medico, farmacologico, epidemiologico, ecc.- individua un trend (tasso di variazione) di lungo periodo della mortalità verso il quale convergere. D'altra parte, tali modelli non consentono di produrre un range di previsioni e attribuire alle stesse diversi livelli di verosimiglianza, cosa che facilita valutazioni di risk management o di stress-testing. In ogni caso, quale che sia la tipologia adottata, il trend futuro della longevità resta incerto e la sua prevedibilità legata a fattori, come l'evoluzione delle patologie più gravi, ad oggi non esplicitamente modellizzate né facilmente ipotizzabili.

FIGURA 32 – SPERANZA DI VITA ALLA NASCITA ACTUAL VS EXPECTED NEL REGNO UNITO



A riprova dell'incertezza connessa alla stima dell'andamento futuro della longevità, la Fig. 32 (Fonte: Shaw, C. [24]) illustra l'andamento effettivo della speranza di vita alla nascita della popolazione inglese confrontato con le diverse previsioni via via effettuate dal 1971 in poi dall'istituto nazionale di statistica del Regno Unito, ricorrendo com'è ovvio a diverse metodologie aggiornatesi nel tempo, che mostra come la speranza di vita effettiva sia stata sistematicamente più elevata, tanto più quanto più datate sono le previsioni, di quella ipotizzata.

Un'altra fonte di rischio nelle previsioni è costituita dal cosiddetto "rischio di modello", ossia l'inadeguatezza del modello di proiezione a rappresentare l'effettiva evoluzione della mortalità. Nel presente studio si è scelto di sottoporre i modelli da adottare ad approfondite verifiche sulla bontà di adattamento ai dati storici e di utilizzare differenti modelli, sia di tipo stocastico che deterministico. In particolare:

- il modello Lee-Carter (1992) integrato dal modello Poisson log-bilineare, di tipo stocastico;
- il modello Renshaw-Haberman (2006), di tipo stocastico;
- il modello APC (Age-Period-Cohort, CMI, 2009), di tipo deterministico.

Ulteriori approfondimenti sui modelli adottati e sui presupposti della loro scelta sono riportati nell'Appendice metodologica (cfr. V. *I modelli di tipo stocastico presi in considerazione*, VI. *La scelta dei modelli di tipo stocastico e i test di bontà di adattamento*, VII. *La stima dei parametri dei modelli di tipo stocastico* e VIII. *Il modello di tipo deterministico APC – Age-Period-Cohort*).

Riguardo ai collettivi da proiettare, si è considerato che il database a disposizione è costituito da diversi collettivi eterogenei oltre che per le categorie di appartenenza anche in termini di anni rilevati a disposizione. Si è, pertanto, valutata inizialmente l'opzione di considerare la somma di tutti i dati a disposizione come collettivo di riferimento da proiettare. Tuttavia, si è dovuto concludere che tale opzione rappresentava più controindicazioni che vantaggi: tra le prime, quella di rischiare, sommando collettivi con trend e storicità diverse, di introdurre nel modello distorsioni dei trend da proiettare.

Anche l'opzione di effettuare proiezioni sui singoli collettivi rilevati è stata presa in considerazione, ma scartata per i collettivi i cui dati erano disponibili da un numero ridotto di anni (i modelli estrapolativi richiedono come requisito necessario una certa storicità) o non erano statisticamente sufficienti in termini di numerosità.

In definitiva, si è scelto di effettuare le previsioni su collettivi che presentassero sufficienti caratteristiche di storicità, numerosità e affidabilità dei dati osservati, individuando a tal fine i seguenti collettivi di percettori di rendite di vecchiaia:

- dipendenti privati (INPS), 1980-2009, età 60-95;
- autonomi (INPS), 1980-2009, età 65-95 (maschi) e 60-95 (femmine);
- totale (dipendenti privati e autonomi), 1980-2009, età 60-95.

In particolare, i suddetti collettivi si sono utilizzati nella loro determinazione "per teste", dal momento che nell'analisi per importi sono stati riscontrati alcuni andamenti anomali a partire dai primi anni '80 e fino ai primi anni successivi al 1990.

Per gli altri collettivi (dipendenti pubblici, lavoratori dello spettacolo e sport, avvocati, medici, percettori di rendite integrative) non sono state effettuate proiezioni ad hoc. Tuttavia, si ritiene comunque che le proiezioni sviluppate, unitamente alle altre informazioni a disposizione - le previsioni della mortalità della popolazione generale, i differenziali di mortalità calcolati rispetto ai suddetti collettivi di riferimento illustrati nel presente studio - possano costituire elementi utili per le valutazioni anche su tali collettivi specifici.

4.2 I risultati delle proiezioni

I risultati di dettaglio (tabelle e grafici) sulle previsioni della mortalità dei percettori di rendite di vecchiaia nel periodo 2010-2040 sono riportati negli Allegati 33-57.

Per i dipendenti privati maschi (cfr. Allegato 33), si prevede che la speranza di vita aumenti nel corso del periodo 2010-2040, negli scenari centrali dei modelli di tipo stocastico, con incrementi

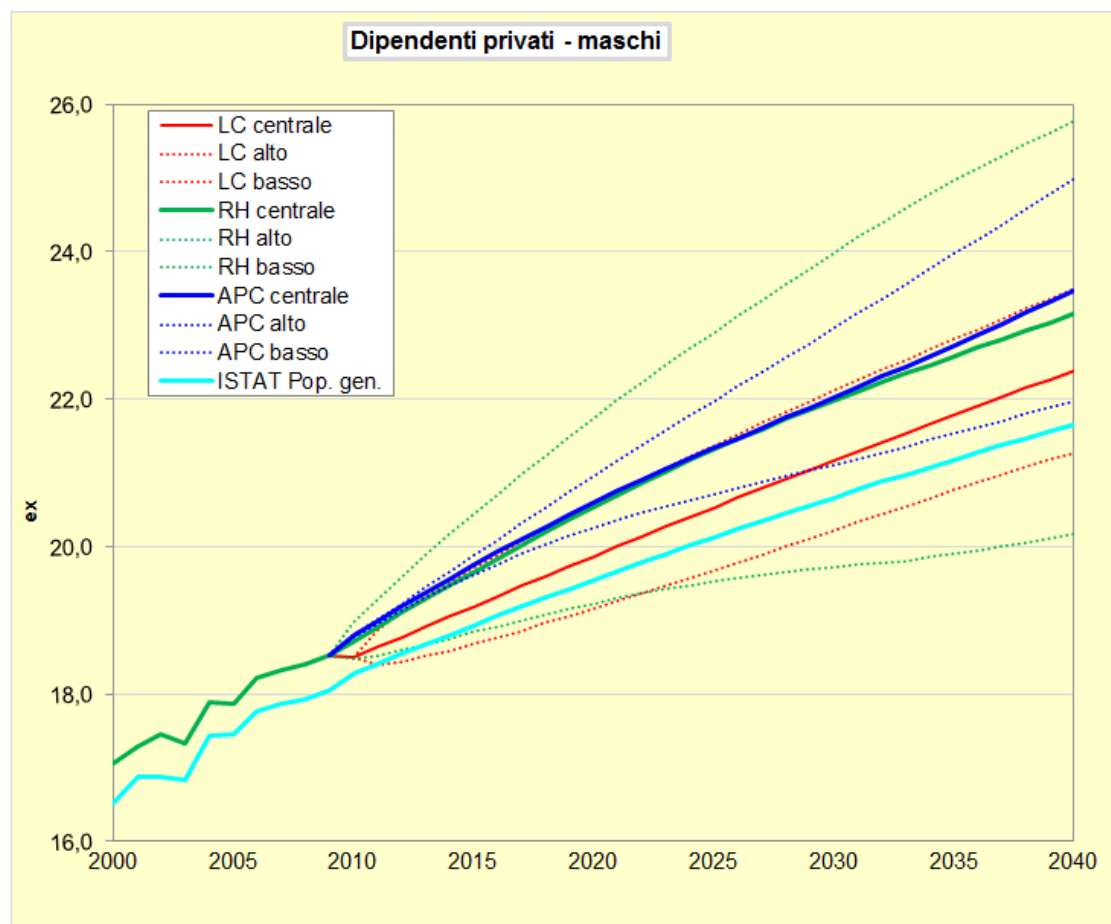
intorno al 20% per le età 60-65 anni, quando i valori proiettati assoluti si mantengono costantemente al di sopra della popolazione generale, e con incrementi anche maggiori del 30% alle età più avanzate.

I valori proiettati in base al modello Renshaw-Haberman raggiungono nel 2040 livelli maggiori (ad esempio a 65 anni 23,15 anni contro 22,39 del modello Lee-Carter e 21,66 della popolazione generale). Gli Allegati 34 e 36 illustrano le previsioni in base agli stessi modelli secondo gli scenari alto (percentile 5% della distribuzione di probabilità associata agli scenari sviluppati) e basso (95° percentile).

Nell'Allegato 47 sono invece riportati i valori della speranza di vita proiettati in base al modello APC, il quale in base allo scenario "centrale" – ossia un'ipotesi di miglioramento della mortalità nel lungo termine del 2% all'anno – raggiunge valori più elevati dei modelli di tipo stocastico (ad esempio, a 65 anni 23,46 anni con un incremento di circa il 25% dal 2010).

Nella Fig. 33 si sintetizzano le traiettorie, per i dipendenti privati (maschi), delle previsioni sulla speranza di vita a 65 anni di tutti i modelli e secondo i diversi scenari, poste a confronto con il solo scenario centrale delle previsioni ISTAT, visualizzate fino al 2040.

FIGURA 33 – PREVISIONI DELLA SPERANZA DI VITA A 65 ANNI DEI DIPENDENTI PRIVATI - MASCHI
anni

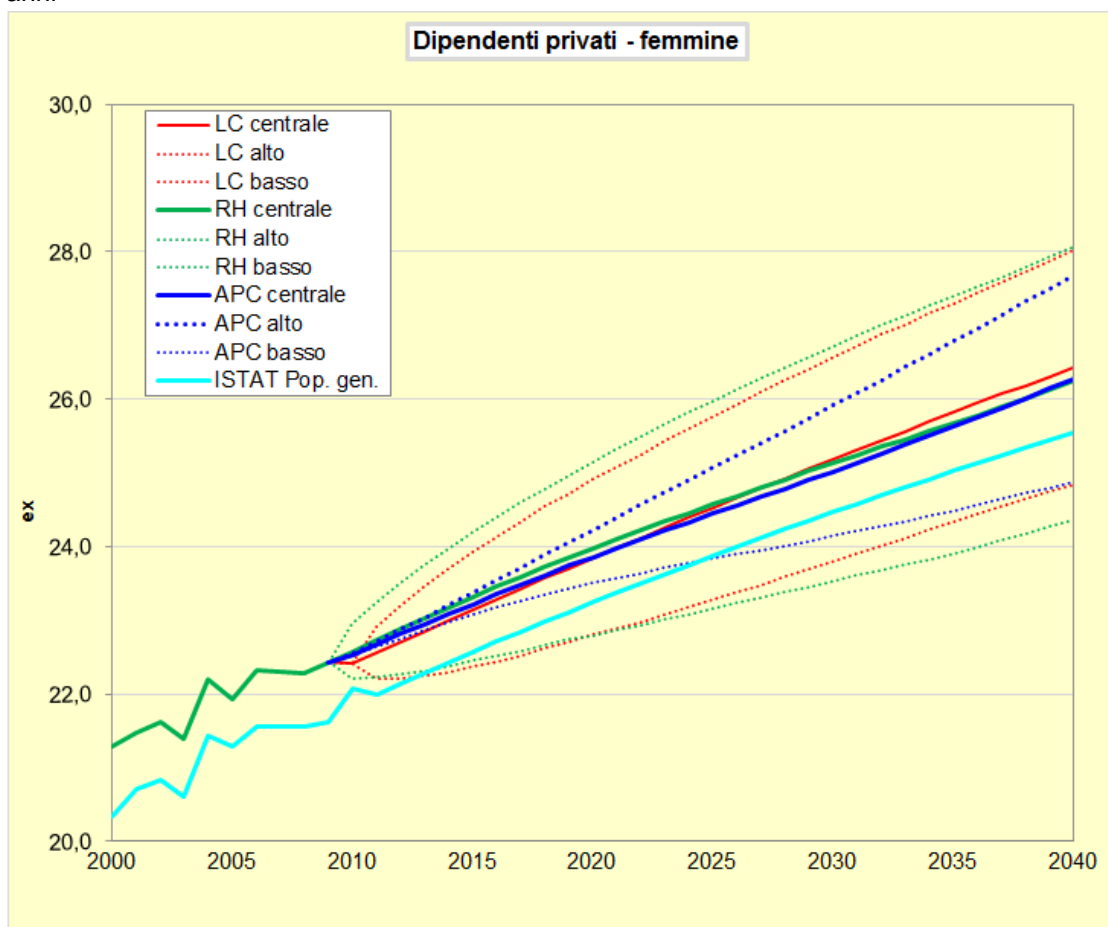


Per i dipendenti privati femmine (cfr. Allegato 34) i due modelli di tipo stocastico sviluppano tendenze sostanzialmente tra loro analoghe: la speranza di vita aumenta nel corso del periodo 2010-2040 con incrementi inferiori al 20% per le età 60-65 anni e via via verso il 30% alle età avanzate, giungendo al 2040 su valori superiori del 3-5% rispetto alla popolazione generale in tutte le età.

I valori assoluti proiettati sono relativamente simili tra i due modelli (ad esempio nel 2040 a 65 anni si hanno 26,43 anni nel modello Lee-Carter contro i 26,24 del modello Renshaw-Haberman, a fronte dei 25,54 anni della popolazione generale). Gli Allegati 35 e 37 illustrano le previsioni in base agli stessi modelli secondo gli scenari alto e basso. Nell'Allegato 47 sono invece riportati i valori della speranza di vita proiettati in base al modello APC, il quale in base allo scenario "centrale" raggiunge valori analoghi ai modelli di tipo stocastico (ad esempio, nel 2040 a 65 anni 26,27 anni con un incremento di circa il 17% dal 2010), con valori .

Nella Fig. 34 si sintetizzano le traiettorie, per i dipendenti privati (femmine), delle previsioni sulla speranza di vita a 65 anni di tutti i modelli e secondo i diversi scenari, poste a confronto con il solo scenario centrale delle previsioni ISTAT, visualizzate fino al 2040.

FIGURA 34 – PREVISIONI DELLA SPERANZA DI VITA A 65 ANNI DEI DIPENDENTI PRIVATI - FEMMINE
anni



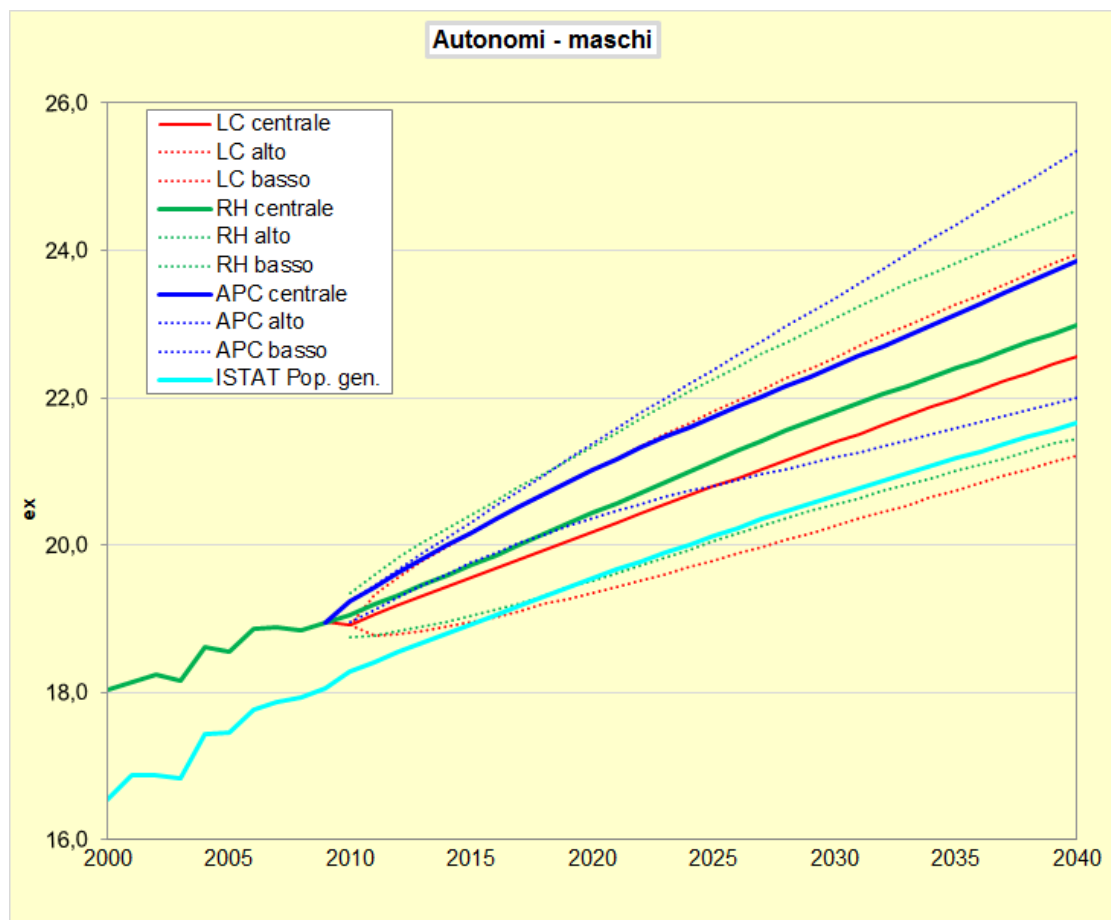
Per gli autonomi maschi (cfr. Allegato 39), si prevede che la speranza di vita aumenti nel corso del periodo 2010-2040, negli scenari centrali dei modelli di tipo stocastico, con incrementi intorno al 20% per età 65 anni, con valori proiettati assoluti che si mantengono costantemente al di sopra della popolazione generale, e con incrementi che raggiungono o superano il 30% alle età più avanzate.

Come per i dipendenti privati, anche per gli autonomi i valori proiettati in base al modello Renshaw-Haberman raggiungono nel 2040 livelli maggiori (ad esempio a 65 anni 22,98 anni contro 22,57 del modello Lee-Carter). Gli Allegati 41 e 43 illustrano le previsioni in base agli stessi modelli secondo gli scenari alto e basso.

Nell'Allegato 49 sono invece riportati i valori della speranza di vita proiettati in base al modello APC, il quale in base allo scenario "centrale" anche per gli autonomi raggiunge valori più elevati dei modelli di tipo stocastico (ad esempio, a 65 anni 23,85 anni).

Nella Fig. 35 si sintetizzano le previsioni sulla speranza di vita a 65 anni per gli autonomi (maschi) di tutti i modelli e secondo i diversi scenari poste a confronto con il solo scenario centrale delle previsioni ISTAT, visualizzate fino al 2040.

FIGURA 35 – PREVISIONI DELLA SPERANZA DI VITA A 65 ANNI DEGLI AUTONOMI - MASCHI
anni



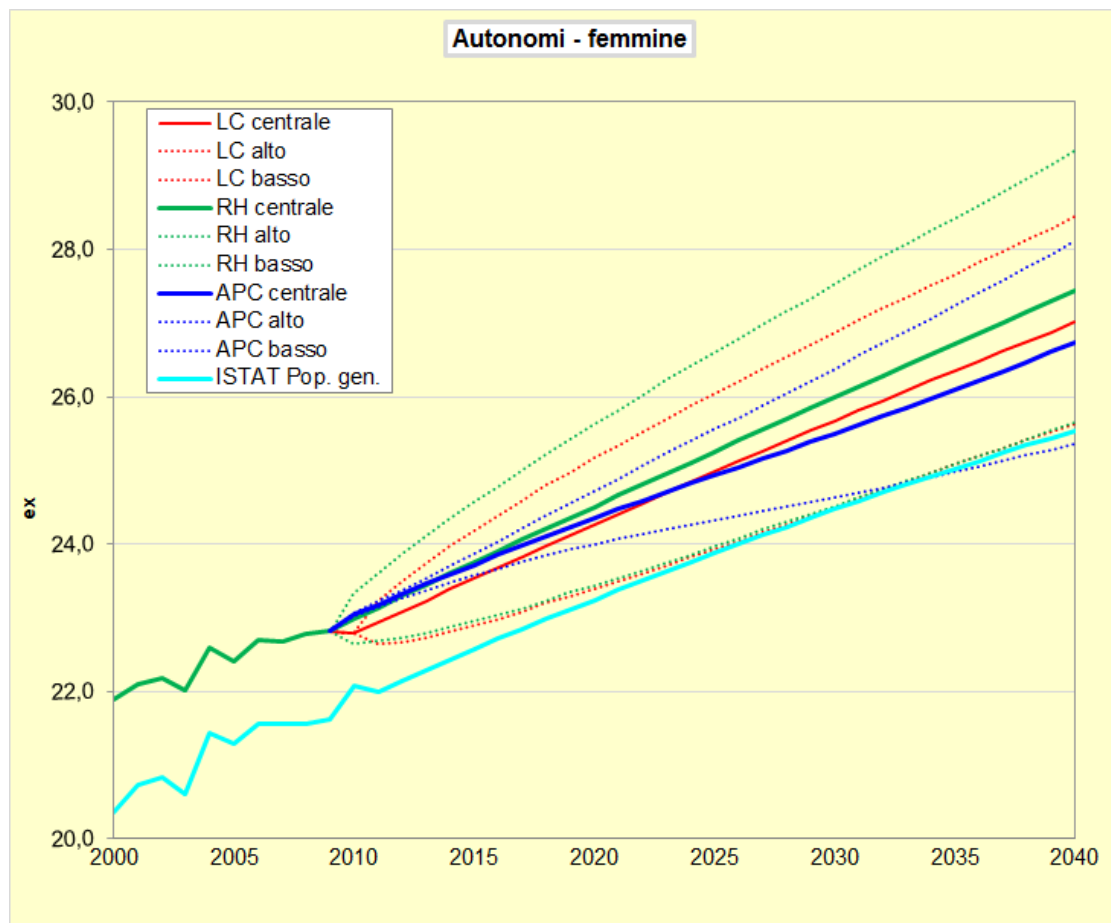
Per gli autonomi femmine (cfr. Allegato 40), si prevede che la speranza di vita aumenti nel corso del periodo 2010-2040, negli scenari centrali dei modelli di tipo stocastico, con incrementi inferiori al 20% per le età 60-65 anni, con valori proiettati assoluti che si mantengono costantemente al di sopra della popolazione generale, e con incrementi che superano anche abbondantemente il 30% alle età più avanzate.

Anche in questo caso i valori proiettati in base al modello Renshaw-Haberman raggiungono nel 2040 livelli maggiori, (ad esempio a 65 anni 27,43 anni contro 27,01 del modello Lee-Carter), discostandosi anche molto dalle previsioni sulla popolazione generale alle età avanzate.

Gli Allegati 42 e 44 illustrano le previsioni in base agli stessi modelli secondo gli scenari alto e basso.

Nell'Allegato 50 sono invece riportati i valori della speranza di vita proiettati in base al modello APC, il quale in base allo scenario "centrale" raggiunge, diversamente dagli autonomi maschi e dai dipendenti privati, valori più bassi di quelli ottenuti con i modelli di tipo stocastico (ad esempio, a 65 anni 26,73 anni di speranza di vita).

Nella Fig. 36 si sintetizzano le previsioni sulla speranza di vita a 65 anni per gli autonomi (femmine) di tutti i modelli e secondo i diversi scenari poste a confronto con il solo scenario centrale delle previsioni ISTAT, visualizzate fino al 2040.

FIGURA 36 – PREVISIONI DELLA SPERANZA DI VITA A 65 ANNI DEGLI AUTONOMI - FEMMINE
anni

Infine, le previsioni hanno, come anticipato, riguardato il collettivo costituito dall'aggregato di dipendenti privati e autonomi.

L'aggregazione dei due collettivi con caratteristiche diverse ha comportato risultati peggiori nei test di bontà di adattamento del modello Renshaw-Haberman, per cui si è deciso di sviluppare le previsioni con i soli modelli Lee-Carter e APC.

In compenso, anche per dare conto dell'effetto della ponderazione per importi anche nell'ambito delle previsioni, si è sviluppata anche una previsione mediante il modello APC basata sul collettivo costituito dai soli percettori (dipendenti privati e autonomi) di rendite maggiori o uguali a 1.200 euro mensili.

Per il totale percettori maschi, secondo il modello Lee-Carter (cfr. Allegato 45), si prevede che la speranza di vita aumenti nel corso del periodo 2010-2040, nello scenario centrale, con incrementi intorno al 20% per le età 60-65 anni, quando i valori proiettati assoluti si mantengono costantemente al di sopra della popolazione generale, e con incrementi intorno al 25% alle età più avanzate.

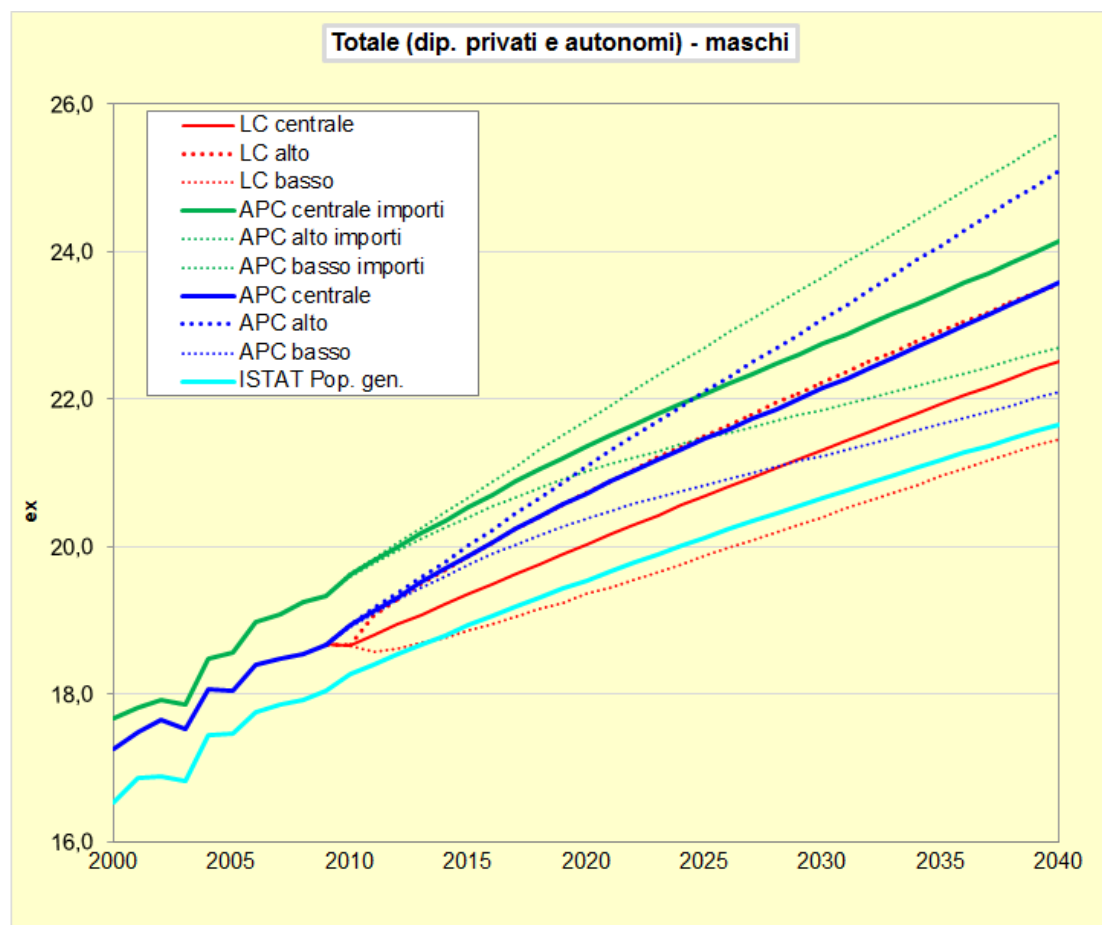
Tali valori raggiungono nel 2040, ad esempio a 65 anni, 22,52 anni. Nello stesso allegato sono riportate le previsioni in base agli scenari alto e basso.

Nell'Allegato 51 sono riportati i valori della speranza di vita proiettati in base al modello APC e secondo l'analisi per teste: lo scenario "centrale" raggiunge valori più elevati del modello Lee-Carter (ad esempio, a 65 anni 23,58 anni con un incremento di circa il 25% dal 2010).

Nell'Allegato 53 sono invece riportati i valori della speranza di vita proiettati in base al modello APC e sul collettivo selezionato in base all'importo della rendita: lo scenario "centrale" raggiunge valori significativamente più elevati sia del modello Lee-Carter sia del modello APC secondo l'analisi per teste (ad esempio, a 65 anni 24,14 anni).

Nella Fig. 37 si sintetizzano le previsioni sulla speranza di vita a 65 anni per il totale percettori (maschi) di tutti i modelli e secondo i diversi scenari poste a confronto con il solo scenario centrale delle previsioni ISTAT, visualizzate fino al 2040.

FIGURA 37 – PREVISIONI DELLA SPERANZA DI VITA A 65 ANNI DEL TOTALE (DIP. PRIVATI E AUTONOMI) DEI PERCETTORI - MASCHI
anni



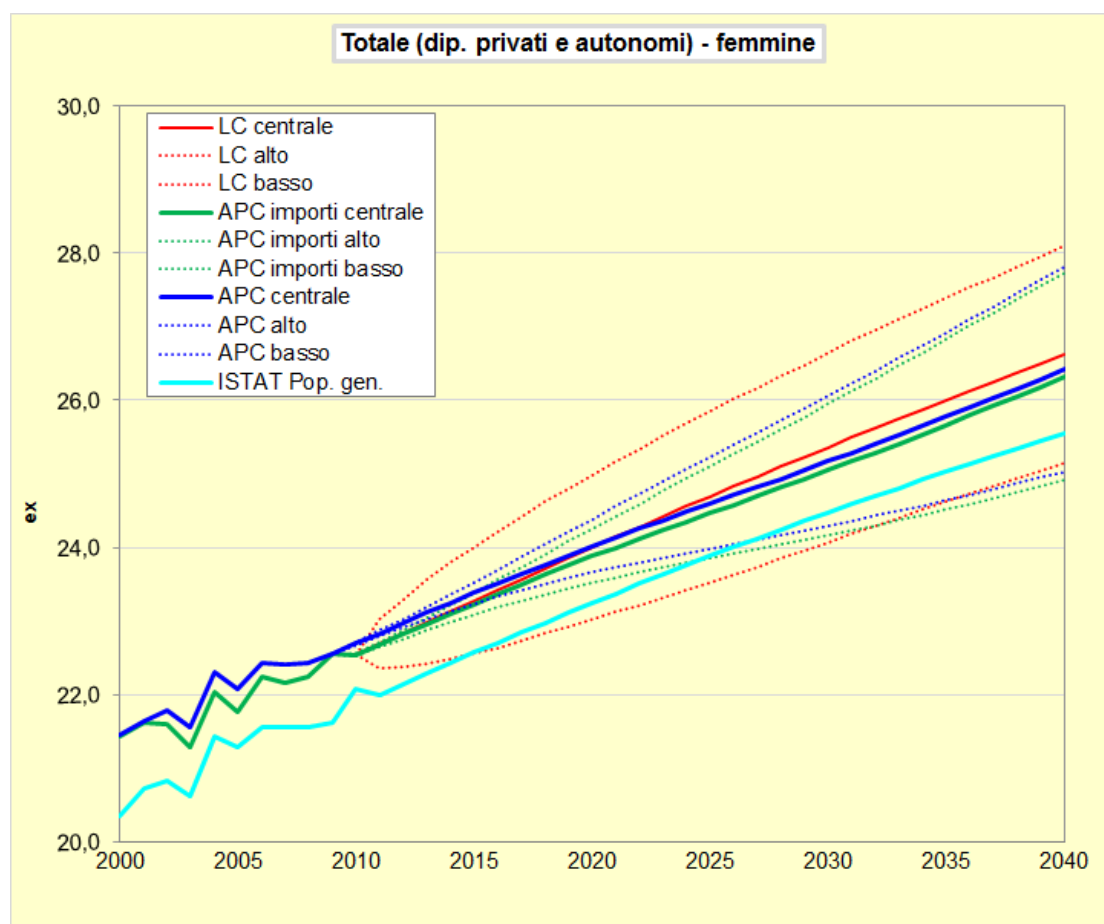
Per le femmine, secondo il modello Lee-Carter (cfr. Allegato 46) si prevede che la speranza di vita aumenti nel corso del periodo 2010-2040, nello scenario centrale, con incrementi inferiori al 20% per le età 60-65 anni, e con incrementi fino al 30% alle età più avanzate.

I valori proiettati assoluti raggiungono nel 2040, ad esempio a 65 anni, 26,62 anni. Nello stesso allegato sono riportate le previsioni in base agli scenari alto e basso.

Nell'Allegato 52 sono riportati i valori della speranza di vita proiettati in base al modello APC secondo l'analisi per teste: lo scenario "centrale" raggiunge valori più elevati del modello Lee-Carter (ad esempio, a 65 anni 26,41 anni con un incremento di circa il 16% dal 2010).

Nell'Allegato 54 sono invece riportati i valori della speranza di vita proiettati in base al modello APC e sul collettivo selezionato in base all'importo della rendita: in questo caso lo scenario "centrale" non mostra valori più elevati di quelli ottenuti con gli altri modelli (ad esempio, a 65 anni 26,31 anni), confermando le indicazioni più volte riscontrate che per il sesso femminile l'effetto della ponderazione per importi è molto meno evidente, anche per la maggiore omogeneità degli importi di rendita.

Nella Fig. 38 si sintetizzano le previsioni sulla speranza di vita a 65 anni per il totale percettori (femmine) di tutti i modelli e secondo i diversi scenari poste a confronto con il solo scenario centrale delle previsioni ISTAT, visualizzate fino al 2040.

FIGURA 38 – PREVISIONI DELLA SPERANZA DI VITA A 65 ANNI DEL TOTALE (DIP. PRIVATI E AUTONOMI) DEI PERCETTORI - FEMMINE
anni

Ulteriori approfondimenti sui risultati dei modelli di tipo stocastico sono riportati nell'Appendice metodologica (cfr. IX. *Approfondimenti sui risultati degli scenari dei modelli di tipo stocastico*).

4.3 Indicazioni sull'uso delle proiezioni, incertezze e limiti dello studio

Innanzitutto, va sottolineato, come si è già avuto modo di illustrare, che le previsioni non eliminano l'incertezza intrinseca nella stima di come potrà evolvere in futuro la longevità della vita umana.

Nel presente studio, poi, le previsioni possono riflettere anche – date le prerogative dei modelli utilizzati, ossia di estrapolare i trend osservati nel futuro – eventuali distorsioni presenti o meno dei dati rilevati: se questi contengono anomalie o irregolarità non dovute ad effettivi andamenti della mortalità dei percettori, le distorsioni si ripercuotono anche sull'affidabilità delle previsioni.

Altra fonte di incertezza è data dal rischio di modello, che fa sì che a parità di dati rilevati dai quali estrapolare previsioni, differenti modelli possono dare diversi risultati sia in termini di bontà di adattamento sia di mortalità proiettata. A questo riguardo, i confronti tra diversi modelli applicati sugli stessi dati nonché i confronti con le previsioni dell'ISTAT – applicate su dati diversi e dalla diversa storicità ed elaborate in effetti su un modello differente, più usato nell'ambito delle previsioni delle popolazioni generali soggette a flussi migratori – possono mostrare scostamenti anche dovuti all'utilizzo di modelli diversi.

Nel presente studio si è deciso di limitare le previsioni al 2040, pur essendo consapevoli che le previsioni ISTAT si prolungano oltre e che sarebbe utile, in determinati casi, poter disporre di previsioni su durate più lunghe. D'altra parte, come già illustrato, si sono considerati i limiti dovuti alla storicità disponibile (1980-2009) e il fatto che – disponendo di tale storicità ed essendo incerto che i trend passati si possano reiterare nel futuro per periodi molto lunghi – previsioni di lungo

termine rischierebbero di perdere in attendibilità, persino rispetto ai limiti rappresentati dagli scenari “estremi” che si sono sviluppati.

A tal riguardo, per quanto il presente studio rappresenti con chiarezza l'incertezza delle previsioni sulla mortalità attraverso l'elaborazione di diversi scenari secondo diversi modelli, ciò non elimina del tutto la possibilità che il trend futuro della mortalità possa registrare un miglioramento superiore a quello previsto, come peraltro accaduto di frequente negli ultimi decenni (cfr. Fig. 32). Potrebbe pertanto essere opportuno introdurre, a seconda dell'utilizzo delle previsioni, idonei elementi di cautela, comunque a discrezione degli utilizzatori.

L'utilizzo concreto delle previsioni dovrebbe poi tener conto della collettività destinataria delle stesse e, di conseguenza, comprendere alcune valutazioni di merito. Ad esempio, l'utilizzo di alcune previsioni sviluppate nel presente studio (ad es. quelle per gli autonomi) in relazione ad un altro collettivo (ad es. i medici o gli avvocati, che hanno registrato le periodo di osservazione scostamenti anche significativi della mortalità rispetto al collettivo degli autonomi), dovrebbe valutare se ritenere realistico o meno che anche per le previsioni tali differenziali, in tutto o in parte, si ripetano. Nel caso in cui si ritenga che tali differenziali almeno in parte possano reiterarsi, come sembra plausibile osservando i dati storici, sarebbe opportuno applicare alle previsioni dei correttivi in coerenza con tale considerazione. Le analisi sui differenziali di mortalità (selezione) illustrati nello studio sono stati appunto effettuati al fine di supportare tali valutazioni.

Analoghe considerazioni vanno fatte, in caso di utilizzo delle previsioni riportate nel presente studio, allorché si ritenga più plausibile, per la fattispecie concreta, adottare una previsione che tenga conto della ponderazione per importi, date le molte conferme che ciò influenza la longevità dei percettori. Essendo l'impegno ad erogare una rendita stabilito in importi monetari ed essendo le rendite non omogenee ma diversificate in funzione del reddito o del montante accumulato, potrebbe essere opportuno, da parte di chi si assume o valuta tali impegni, prendere in considerazione fattori che possono avere effetti sulla valutazione degli impegni e quindi sull'equilibrio finanziario e attuariale di lungo termine degli enti previdenziali.

Il presente studio, per comodità, fornisce dati sulle previsioni effettuate dettagliati per età, sesso e anno di calendario. Ai fini dell'utilizzo delle previsioni, tuttavia, si rammenta l'importanza di seguire una lettura delle tendenze della mortalità secondo un approccio “per generazioni”, che è meglio in grado di rappresentare il miglioramento della mortalità nel tempo e con riferimento a generazioni successive, tanto che si può tuttora ritenere che per generazioni successive a quelle attuali, a parità di età, la longevità risulti ancora progressivamente crescente.

Infine, si è consapevoli che sul mercato e nell'ambito della previdenza complementare sono presenti basi demografiche utilizzate per le rendite integrative (ad es. la base demografica IPS55) con determinate caratteristiche, che anche per semplicità di utilizzo ed economicità della rappresentazione dei coefficienti di trasformazione nella documentazione informativa sintetizzano le previsioni, distinte per generazioni, in un'unica tavola di mortalità, adottando opportuni meccanismi di invecchiamento o ringiovanimento (age-shifting) a seconda della generazione di nascita. Si ritiene che le finalità del presente studio e i contenuti delle previsioni, orientati a dare conto della diversificazione dei risultati ottenuti in funzione dei modelli utilizzati, delle collettività considerate o degli scenari più o meno prudenziali adottati, non siano coerenti con l'individuazione di un'unica tavola di mortalità. D'altra parte, si auspica che, anche in funzione dei futuri sviluppi del contesto previdenziale obbligatorio e complementare, le evidenze riportate nel presente studio possano essere oggetto di concreto utilizzo da parte degli operatori.

APPENDICE METODOLOGICA

I. Le modalità di rilevazione dei dati

La rilevazione ha riguardato le seguenti rendite:

- pensioni dirette o rendite vitalizie di anzianità e vecchiaia, escluse quelle pensioni che nascono come invalidità e si trasformano in pensioni di vecchiaia;
- pensioni di invalidità previdenziale (assegni o pensioni di inabilità e pensioni di invalidità ante l. 222/84);
- pensioni ai superstiti (pensioni indirette), escludendo comunque coloro che percepiscono contemporaneamente una pensione previdenziale dallo stesso ente.

Il periodo di osservazione considerato è stato quello 1980-2009, inteso come intervallo massimo disponibile e ritenuto statisticamente attendibile dall'ente erogatore delle rendite. Ciascun ente, a sua discrezione, ha deciso se rilevare i dati statistici in modalità aggregata – ossia aggregando i dati dei percettori di rendite dell'ente per determinate caratteristiche – o disaggregata, ossia comunicando i dati testa per testa. Per ciascun percettore si è calcolata su base annua l'esposizione al rischio² e l'eventuale eliminazione per decesso³, anche in termini di importo della rendita (cfr. il seguente esempio).

Esempio

Si supponga di avere 3 percettori di rendita con le seguenti informazioni nell'anno statistico 2004.

- *posizione A): sesso: maschio, data di nascita: 01/03/1943, decorrenza rendita: 01/10/2000, importo annuo: € 20.000, classe di importo della rendita: 3.*
- *posizione B): sesso: maschio, data di nascita: 01/10/1944, decorrenza rendita: 01/07/2004, importo annuo: € 15.000; classe di importo della rendita: 3.*
- *posizione C): sesso: maschio, data di nascita: 01/01/1944, decorrenza rendita: 01/09/2004, importo annuo: € 21.000, classe di importo della rendita: 3; data decesso: 31/12/2004.*

Assumendo di considerare i giorni effettivi in cui il soggetto appartiene alla classe di età x finché non compie l'età $x+1$ si ha che:

- *posizione A): il percettore è esposto al rischio nell'anno per 60 gg. avendo età 60 e per 306 gg. avendo età 61. L'importo della rendita è ripartito per 60/366 all'età 60 e per 306/366 all'età 61.*
- *posizione B): il percettore è esposto al rischio nell'anno per 92 gg. avendo età 59 e per gg. 274 avendo età 60. L'importo della rendita è ripartito per 92/366 all'età 59 e per 274/366 all'età 60.*
- *posizione C): il percettore è esposto al rischio nell'anno per 122 gg. avendo età 60, essendo deceduto il 31/12/2004. L'importo della rendita è ripartito per 122/366 all'età 60.*

Inoltre, nel caso di più pensioni (anzianità o vecchiaia) erogate dallo stesso ente al medesimo percettore, si è data indicazione di trattare tali pensioni come un'unica posizione previdenziale.

² Gli esposti al rischio nell'anno t aventi le stesse caratteristiche sono i percettori di rendita di ciascuna età x presenti all'inizio dell'anno t stesso, pesati per la frazione dell'anno in cui restano in età x da vivi, e sommando a questi i nuovi ingressi nello stato di percettore di età x dell'anno, anch'essi pesati per la frazione d'anno in cui restano in età x vivi. Analogamente per le somme esposte al rischio.

³ Il numero di decessi nell'anno t aventi le stesse caratteristiche sono i percettori di ciascuna età x deceduti nell'anno t . Analogamente per le somme eliminate per decesso nell'anno t .

Analogamente, in caso di rendita certa per un determinato numero di anni e poi vitalizia erogata da un'impresa di assicurazione, si è concordato di considerare comunque la rendita eliminata al momento del decesso. Riguardo alle pensioni ai superstiti, si è deciso di escludere le pensioni relative ai superstiti diversi dal coniuge (figli/orfani) e la relativa quota/importo di pensione.

Infine, si è concordato per comodità di riferire gli importi di pensione ai valori monetari 2007, al fine di rendere omogenei gli importi monetari registrati nel tempo. Di seguito sono riportati i criteri (tracciati record) utilizzati per la rilevazione nelle modalità aggregata e disaggregata.

TABELLA 4 – TRACCIATO RECORD PER LA MODALITÀ DI RILEVAZIONE AGGREGATA

| Nome campo | Lung. campo | Tipo (*) | Note |
|---|-------------|----------|--|
| Mod. trasmiss. | 1 | AN | Modalità aggregata (A) o disaggregata (I) |
| Codice ente | 3 | AN | Ciascun ente è contraddistinto da un proprio codice (XXX) |
| Anno statistico | 4 | N | L'anno cui si riferiscono i dati rilevati (AAAA) |
| Età | 3 | N | L'età del gruppo dei percettori nell'anno di rilevazione (XXX) |
| Sesso | 1 | AN | Il sesso del gruppo di percettori. (M, F, A = non disp.) |
| Gestione previdenziale | 1 | AN | La gestione previdenziale del gruppo di percettori (ad es. A = Lav. dipendente privato, B = Lav. autonomo, ecc.) |
| Numero degli esposti al rischio | 8 | N | Il numero dei percettori di rendita esposti al rischio nell'anno di riferimento caratterizzati da stessa età, sesso, gestione previdenziale, tipologia di prestazione e classe di importo della rendita. |
| Somma degli importi delle rendite | 10 | N | La somma degli importi annui di rendita esposti al rischio nell'anno statistico di riferimento relativi a gruppi di percettori di una determinata età, sesso, gestione previdenziale, tipologia di prestazione e classe di importo della rendita. |
| Numero delle eliminazioni per decesso | 6 | N | Il numero dei percettori di rendite di una determinata età, sesso, gestione previdenziale, tipologia di prestazione e classe di importo della rendita, eliminati per decesso nell'anno di riferimento. |
| Somma degli importi delle rendite eliminate per decesso | 10 | N | La somma degli importi annui delle rendite/pensioni relative a gruppi di percettori di una determinata età, sesso, gestione previdenziale, tipologia di prestazione e classe di importo della rendita, uscite per decesso nell'anno di riferimento. |
| Tipologia di prestazione | 1 | AN | La tipologia di prestazione erogata (ad es. A= pensione di anzianità, V= pensione di vecchiaia, ecc.) |
| Classe importo pensione | 1 | N | La classe di importo corrispondente alla rendita erogata (1= inf. 600€ al mese, 2= non inf. 600€ al mese e inf. 1200€ al mese, 3= non inf. 1200€ al mese e inf. 1800€ al mese, 4= non inf. 1800€ al mese) |
| Antidurata (solo rendite invalidità e ai superstiti) | 1 | N | Per le rendite d'invalidità, antidurata dall'evento invalidità (1= fino a 1 anno; 2= fino a 2 anni, ... 9=almeno 5 anni). Per le rendite ai superstiti, antidurata dall'evento morte del dante causa (1= fino a 1 anno; 2= fino a 2 anni, ... 9=almeno 5 anni). |
| A disposizione | 8 | AN | Spazio a disposizione per eventuali integrazioni. |

(*): AN = campo alfanumerico, N = campo numerico

TABELLA 5 – TRACCIATO RECORD PER LA MODALITÀ DI RILEVAZIONE DISAGGREGATA (PER CIASCUNA TESTA/PERCETTORE)

| Nome campo | Lung. Campo | Tipo (*) | Note |
|--|-------------|----------|--|
| Mod. trasmiss. | 1 | AN | Modalità aggregata (A) o disaggregata (I) |
| Codice Ente | 3 | AN | Ciascun ente è contraddistinto da un proprio codice (XXX) |
| Anno statistico | 4 | N | L'anno cui si riferiscono i dati rilevati (AAAA) |
| Identificativo posizione | 18 | AN | Codice univoco alfanumerico attribuito dall'ente per identificare il percettore. |
| Data di nascita | 8 | N | Data di nascita del percettore (GGMMAAAA) |
| Sesso | 1 | AN | Sesso del percettore. (M, F, A = non disp.) |
| Gestione previdenziale | 1 | AN | La gestione previdenziale del gruppo di percettori (ad es. A = Lav. dipendente privato, B = Lav. autonomo, ecc.) |
| Data decorrenza rendita | 8 | N | La data di inizio dell'erogazione della rendita (GGMMAAAA) |
| Importo Rendita | 8 | N | L'importo annuale di rendita erogato nell'anno statistico rilevato ovvero, se non disponibile, l'importo annuale di rendita risultante alla fine dell'esercizio precedente a quello rilevato. |
| Movimento posizione | 1 | N | Stato del percettore di rendita nell'anno di riferimento: 0 = nessun movimento (permanenza in vita); 1 = decesso |
| Data uscita | 8 | N | La data in cui il percettore decede (GGMMAAAA in caso di decesso; "00000000" in caso di permanenza in vita). |
| Tipologia di prestazione | 1 | AN | Tipologia di prestazione pensionistica erogata (A= pensione di anzianità; V= pensione di vecchiaia, ecc.) |
| Classe importo pensione | 1 | N | La classe di importo corrispondente alla rendita erogata (1= inf. a 600€ al mese, 2= non inf. a 600€ al mese e inf. a 1200€ al mese, 3= non inf. a 1200€ al mese e inf. a 1800€ al mese, 4= non inf. a 1800€ al mese) |
| Antidurata (solo rendite invalidità e ai superstiti) | 1 | N | Per le rendite d'invalidità, antidurata dall'evento invalidità (1= fino a 1 anno; 2= fino a 2 anni, ... 9=almeno 5 anni). Per le rendite ai superstiti, antidurata dall'evento morte del dante causa (1= fino a 1 anno; 2= fino a 2 anni, ... 9=almeno 5 anni). |
| A disposizione | 8 | AN | Spazio a disposizione per eventuali integrazioni. |

(*): AN = campo alfanumerico, N = campo numerico

II. Precisazioni sulle tipologie di percettori rilevate

Oltre ai criteri generali appena descritti, i singoli enti hanno effettuato ulteriori valutazioni o selezioni nell'estrazione dei dati, ad esempio escludendo dati non coerenti con gli obiettivi dello studio o per i quali l'ente non ha ritenuto esservi sufficiente storicità, oppure in base ad altre valutazioni di merito anche in funzione delle specificità di ciascun ente e dei propri iscritti. Di seguito si sintetizzano i criteri adottati da ciascun ente.

Dipendenti privati e autonomi (INPS)

Per le rendite di vecchiaia sono state incluse le seguenti tipologie di pensioni:

- pensioni di vecchiaia in senso stretto;
- pensioni di "anzianità";
- i c.d. "pre-pensionamenti".

In particolare, con riferimento alle gestioni previdenziali sono state incluse le pensioni relative a:

- fondo pensione lavoratori dipendenti;
- ex fondo trasporti;
- ex fondo telefonici;
- ex fondo elettrici;
- coltivatori diretti, coloni e mezzadri;
- artigiani;
- commercianti;

Sono stati escluse le gestioni dei dirigenti di azienda e altre gestioni minori (fondo imposte di consumo, fondo enti pubblici creditizi) e le seguenti particolari tipologie di pensione:

- pensioni in convenzione internazionale
- pensioni supplementari.

Sono stati inoltre esclusi dalle rendite di vecchiaia i percettori che, alla data di maturazione della prestazione previdenziale percepivano già una prestazione per invalidità, ossia:

- titolari di assegni di invalidità relativi alle stesse gestioni e allo stesso periodo delle pensioni di vecchiaia oggetto della rilevazione;
- titolari di assegni di invalidità che hanno ottenuto la trasformazione dell'assegno in pensione di vecchiaia;
- invalidi civili relativi allo stesso periodo delle pensioni di vecchiaia oggetto della rilevazione;
- pensionati titolari di una prestazione di invalidità civile prima di raggiungere i requisiti per la pensione di vecchiaia.

Il periodo di osservazione dei dati rilevati è stato dal 1980 al 2009.

L'ente non ha fornito le rendite d'invalidità e ai superstiti.

Dipendenti pubblici (ex INPDAP)

Per le rendite di vecchiaia sono state incluse le seguenti tipologie di pensioni:

- pensioni di vecchiaia in senso stretto;
- pensioni di "anzianità";
- c.d. "pre-pensionamenti";
- pensioni privilegiate dei militari (incluse nelle rendite di vecchiaia in quanto per i militari la generalità delle pensioni è di tipo privilegiato).

Sono stati considerati tutti i pensionati che percepiscono soltanto la pensione diretta. In particolare sono stati inclusi:

- medici del SSN;

- magistrati;
- professori universitari;
- militari (forze armate e di polizia: esercito, aeronautica, marina, carabinieri, polizia di stato, guardia di finanza, corpo forestale, polizia penitenziaria, capitanerie di porto, cappellani militari);
- scuola;
- altri lavoratori non contrassegnati dalle suddette categorie (compresi i dipendenti ministeriali tra cui i vigili del fuoco);
- altri lavoratori non contrassegnati da alcuna classificazione.

Il periodo di osservazione considerato è stato dal 2000 al 2009.

Per le rendite di invalidità, sono state incluse:

- pensioni di inabilità;
- pensioni privilegiate (escl. militari).

Sono stati considerati tutti i pensionati che percepiscono soltanto la pensione di invalidità (inabilità o privilegiata).

Il periodo di osservazione considerato è stato dal 2008 al 2009.

Per le rendite ai superstiti, sono state incluse le pensioni di reversibilità ordinaria, e considerati tutti i pensionati che percepiscono soltanto la pensione di reversibilità. Sono state escluse le pensioni relative ai superstiti diversi dal coniuge (figli/orfani) e la relativa quota/importo di pensione.

Il periodo di osservazione considerato è stato dal 2000 al 2009.

ENPALS

Per le rendite di vecchiaia sono state incluse le seguenti tipologie di pensioni:

- pensioni di vecchiaia in senso stretto;
- pensioni di “anzianità”.

Il periodo di osservazione considerato è stato dal 2000 al 2009.

Per le rendite di invalidità sono state incluse:

- pensioni di invalidità;
- pensioni di inabilità;
- pensioni di invalidità specifica (invalidità assoluta per alcune categorie professionali);
- pensioni privilegiate (invalidità per causa di servizio).

Sono stati considerati tutti i pensionati che percepiscono soltanto la pensione di invalidità (inabilità o privilegiata).

Il periodo di osservazione considerato è stato dal 2000 al 2009.

Per le rendite ai superstiti, sono state escluse le pensioni relative ai superstiti diversi dal coniuge (figli/orfani) e la relativa quota/importo di pensione. Il periodo di osservazione considerato è stato dal 2000 al 2009.

INAIL

Per le rendite di invalidità sono state incluse tutte le pensioni di inabilità.

Il periodo di osservazione considerato è stato dal 2001 al 2009.

Per le rendite ai superstiti, sono state incluse tutte le pensioni di reversibilità da inabili erogate a percettori di età superiore a 27 anni.

Il periodo di osservazione considerato è stato dal 2001 al 2009.

Cassa Forense

Per le rendite di vecchiaia sono state incluse le seguenti tipologie di pensioni:

- pensioni di vecchiaia;
- pensioni di anzianità;
- pensioni contributive.

Sono state incluse le categorie professionali iscritte alla cassa (avvocati e praticanti). Sono state escluse le pensioni supplementari (peraltro, i supplementi di pensione, erogati ai pensionati di vecchiaia che rimangono iscritti alla cassa e versano contributi, sono già compresi negli importi di pensione di vecchiaia).

Il periodo di osservazione considerato è stato dal 1995 al 2009.

Per le rendite di invalidità, sono state incluse:

- pensioni di invalidità;
- pensioni di inabilità.

Il periodo di osservazione considerato è stato dal 1995 al 2009. L'ente non ha fornito le rendite ai superstiti.

ENPAM

Per le rendite di vecchiaia sono state incluse le seguenti tipologie di pensioni:

- pensioni di vecchiaia "in senso stretto";
- pensioni di anzianità.

Sono state incluse le categorie professionali iscritte all'ente, ossia:

- medici (fondo generale);
- medici della medicina generale;
- specialisti ambulatoriali;
- specialisti esterni.

Sono state escluse le pensioni supplementari. Il periodo di osservazione considerato è stato dal 1980 al 2009.

Per le rendite di invalidità, sono state incluse le pensioni di invalidità (inabilità assoluta e permanente all'esercizio dell'attività professionale).

Il periodo di osservazione considerato è stato dal 1995 al 2009.

Per le rendite ai superstiti, sono state incluse tutte le pensioni di reversibilità, escludendo le pensioni relative a superstiti diversi dal coniuge (figli/orfani) e la relativa quota/importo di pensione. Il periodo di osservazione considerato è stato dal 1995 al 2009.

Rendite integrative

Per le rendite di vecchiaia sono state incluse le rendite vitalizie erogate dalle imprese di assicurazione (rappresentanti buona parte delle rendite erogate dalla totalità delle imprese e dai fondi pensione (alcuni fondi preesistenti, principalmente del settore bancario) che hanno aderito allo studio.

Il periodo di osservazione considerato è stato variabile a seconda della singola impresa o fondo pensione.

Ai fini dello studio, si sono presi in considerazione i dati a partire dal raggiungimento di una certa consistenza statistica, ovvero dal 2000 al 2009.

III. Ulteriori analisi sui tassi di variazione della mortalità dei percettori

Di seguito sono riportati i grafici dei tassi di variazione della mortalità calcolati sui collettivi utilizzati per le previsioni (dipendenti privati, autonomi e totale).

I tassi di variazione sono mostrati sia grezzi, che perequati con funzioni di tipo *p-splines*. I tassi grezzi mostrano una evidente variabilità annua, anche quando la numerosità dei decessi e degli esposti al rischio è elevata.

FIGURA 39 – TASSI DI VARIAZIONE DELLA MORTALITÀ NEL PERIODO DI OSSERVAZIONE – DIPENDENTI PRIVATI (MASCHI)

Età 60-95, 1980-2009, valori percentuali grezzi (grafico di sinistra), perequati (grafico di centro), heat map dei valori perequati (grafico di destra)

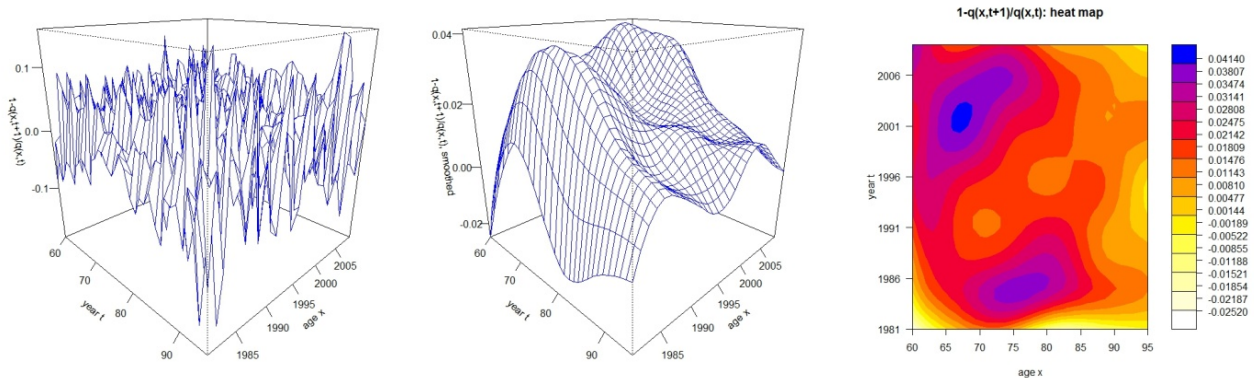


FIGURA 40 – TASSI DI VARIAZIONE DELLA MORTALITÀ NEL PERIODO DI OSSERVAZIONE – DIPENDENTI PRIVATI (FEMMINE)

Età 60-95, 1980-2009, valori percentuali grezzi (grafico di sinistra), perequati (grafico di centro), heat map dei valori perequati (grafico di destra)

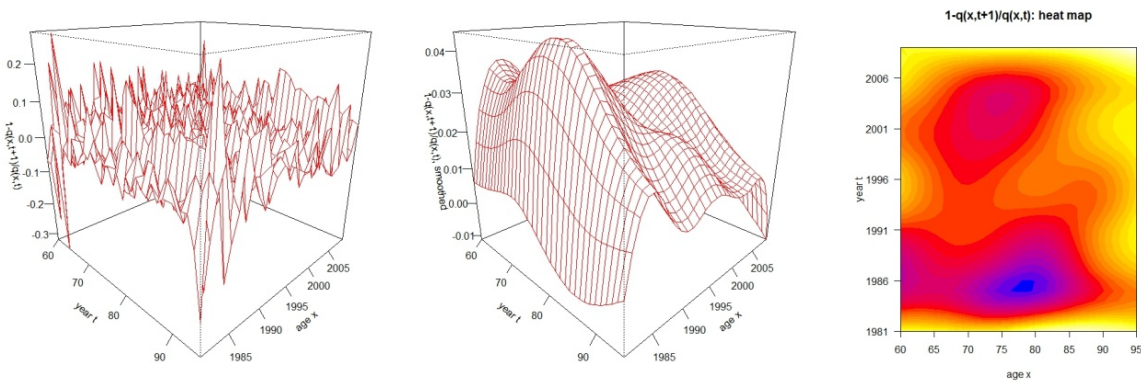


FIGURA 41 – TASSI DI VARIAZIONE DELLA MORTALITÀ NEL PERIODO DI OSSERVAZIONE – AUTONOMI (MASCHI)

Età 65-95, 1980-2009, valori percentuali grezzi (grafico di sinistra), perequati (grafico di centro), heat map dei valori perequati (grafico di destra)

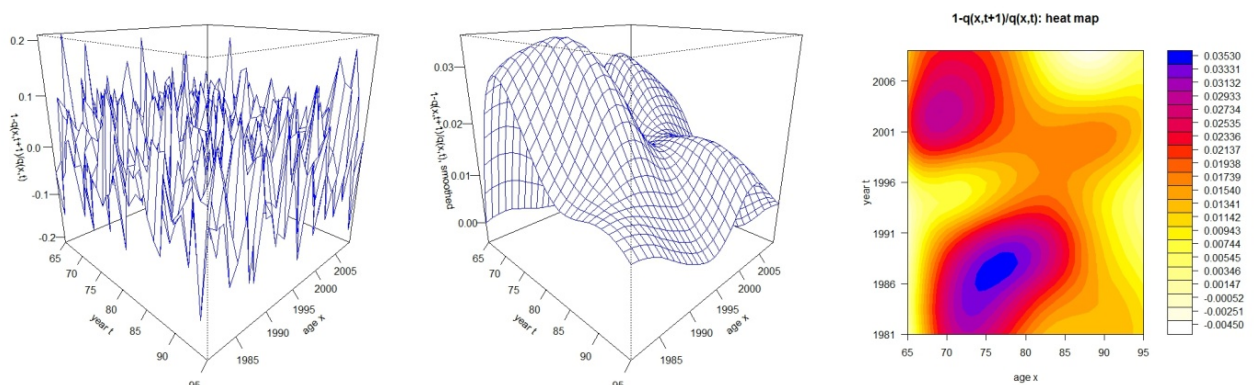


FIGURA 42 – TASSI DI VARIAZIONE DELLA MORTALITÀ NEL PERIODO DI OSSERVAZIONE – AUTONOMI (FEMMINE)

Età 60-95, 1980-2009, valori percentuali grezzi (grafico di sinistra), perequati (grafico di centro), heat map dei valori perequati (grafico di destra)

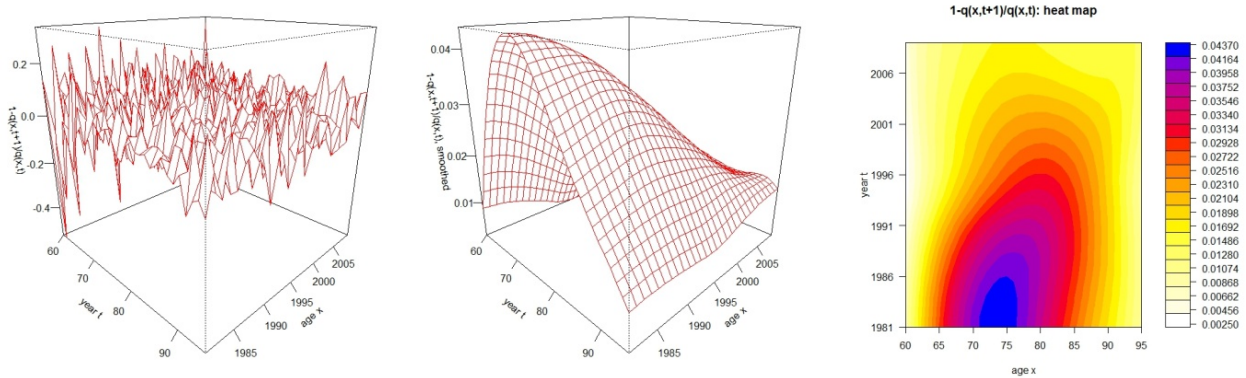


FIGURA 43 – TASSI DI VARIAZIONE DELLA MORTALITÀ NEL PERIODO DI OSSERVAZIONE – TOTALE (DIP. PRIVATI E AUTONOMI) MASCHI

Età 60-95, 1980-2009, valori percentuali grezzi (grafico di sinistra), perequati (grafico di centro), heat map dei valori perequati (grafico di destra)

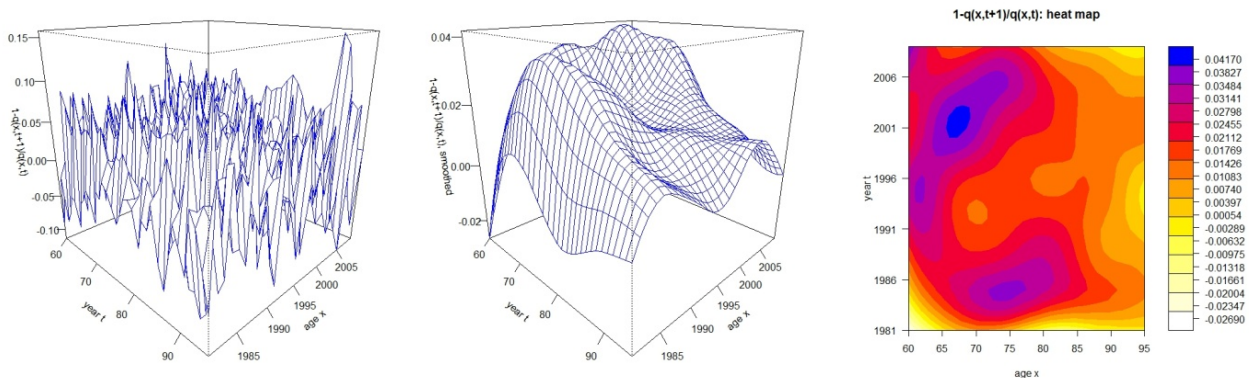
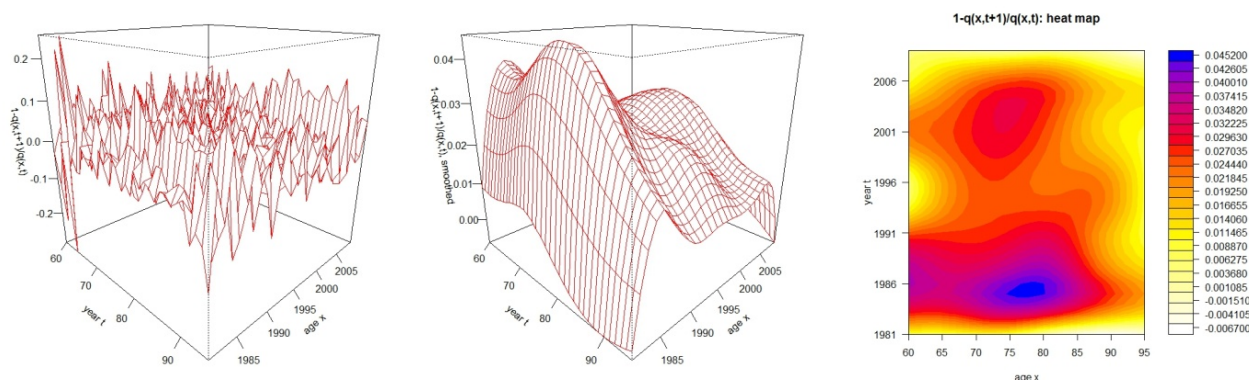


FIGURA 44 – TASSI DI VARIAZIONE DELLA MORTALITÀ NEL PERIODO DI OSSERVAZIONE – TOTALE (DIP. PRIVATI E AUTONOMI) FEMMINE

Età 60-95, 1980-2009, valori percentuali grezzi (grafico di sinistra), perequati (grafico di centro), heat map dei valori perequati (grafico di destra)



IV. Le modalità di calcolo della selezione

Partendo dalle probabilità di morte per età e per anno di calendario di ciascun ente si è proceduto al calcolo dei tassi di selezione $tS_{ente i}$ nei confronti dei collettivi benchmark individuati

$$tS_{ente i} = \frac{tQ_{ente i}}{tQ_{benchmark}} \quad (1)$$

dove ${}^i_x s_{ente\ t}$ rappresenta la selezione per l'età x al tempo t dell'ente i -esimo calcolata rispetto al collettivo benchmark di riferimento, ${}^i_x q_{ente\ t}$ rappresenta la probabilità di morte all'età x al tempo t dell'ente i -esimo e ${}^i_x q_{benchmark}$ rappresenta la probabilità di morte all'età x al tempo t del collettivo benchmark preso come riferimento per l'ente i -esimo.

Successivamente, per rendere più regolari gli andamenti dei tassi di selezione per le varie età è stato applicato un meccanismo di perequazione meccanico adottando una media mobile a 5 termini secondo la formula (2):

$${}^i_x s_{ente\ t} = \frac{(7 \cdot {}^i_x s_{ente\ t} + 5 \cdot ({}^i_{x-1} s_{ente\ t} + {}^i_{x+1} s_{ente\ t}) + 3 \cdot ({}^i_{x-2} s_{ente\ t} + {}^i_{x+2} s_{ente\ t}) - ({}^i_{x-3} s_{ente\ t} + {}^i_{x+3} s_{ente\ t}))}{21} \quad (2)$$

Calcolati i tassi di selezione dell'ente i -esimo per tutte le età e per tutti gli anni di osservazione si è proceduto al calcolo di un tasso medio di selezione per età pesato attraverso la formula (3):

$${}^{ente\ t}_x \bar{s} = \frac{\sum_t {}^i_x s_{ente\ t} \cdot {}^i_x E_{ente\ t}}{\sum_t {}^i_x E_{ente\ t}} \quad (3)$$

dove ${}^{ente\ t}_x \bar{s}$ rappresenta la selezione media per l'età x dell'ente i -esimo calcolata rispetto al collettivo benchmark di riferimento, ${}^i_x E_{ente\ t}$ rappresenta il numero (gli importi di rendite) esposti al rischio all'età x al tempo t dell'ente i -esimo.

V. I modelli di tipo stocastico presi in considerazione

Per ognuno dei suddetti collettivi l'INPS ha fornito i dati sui decessi, $D_{x,t}$, e sugli esposti al rischio di morte $E_{x,t}$ per età x e anno di calendario t . Sono stati, quindi, calcolati i tassi centrali di mortalità (grezzi, per distinguerli da quelli eventualmente perequati):

$$m_{x,t} = \frac{D_{x,t}}{E_{x,t}}$$

Mentre alcuni modelli di proiezione della mortalità modellizzano direttamente i tassi centrali di mortalità, altri modellizzano i tassi di mortalità, $q_{x,t}$, ovvero la probabilità che un individuo di età x al tempo t muoia tra t e $t+1$ (ovvero nell'anno t).

Una terza misura di riferimento per lo sviluppo dei modelli di proiezione è la forza di mortalità, $\mu_{x,t}$, ovvero l'intensità istantanea di mortalità al tempo t per un individuo che ha età x al tempo t .

Come usuale nell'ambito dei modelli che studiano la mortalità, si adottano le seguenti ipotesi:

- la forza di mortalità è costante per ciascun anno di calendario t ed età intera x ($\mu_{x+u,t+s} = \mu_{x,t}$ per ogni s, u comprese tra 0 e 1);
- la popolazione è stazionaria, ovvero la misura della popolazione a tutte le età rimane costante nel tempo (Cairns et al., 2009).

Queste ipotesi implicano che il tasso centrale di mortalità coincida con l'intensità istantanea di mortalità. Inoltre, noti i tassi centrali di mortalità è possibile ricavare le corrispondenti probabilità di morte mediante la formula di approssimazione:

$$q_{x,t} \approx 1 - \exp[-m_{x,t}]$$

La scelta del modello di proiezione della mortalità deve essere effettuata in base a criteri il più possibile oggettivi, sia di tipo qualitativo che quantitativo. Cairns et al. (2008) suggeriscono una lista di criteri utili per la scelta dei modelli di proiezione. In particolare:

- il modello deve risultare coerente con i dati storici;
- le dinamiche future a lungo termine del modello devono essere biologicamente ragionevoli;
- le stime dei parametri del modello e le previsioni a cui conduce devono risultare robuste rispetto sia al periodo temporale che alle età a cui il dato storico si riferisce;
- la previsione del livello di incertezza e le traiettorie centrali prodotte dal modello devono essere plausibili e coerenti con le tendenze storiche e la variabilità dei dati sulla mortalità;
- il modello deve essere semplice da applicare mediante metodi analitici o efficienti algoritmi numerici;
- il modello deve risultare relativamente parsimonioso;
- il modello deve consentire di integrare l'incertezza del parametro o dei parametri temporali nelle simulazioni e consentire il calcolo di intervalli di confidenza per la previsione.

Nel presente studio sulla mortalità dei percettori di rendita,, prima di selezionare i modelli di tipo stocastico da utilizzare, sono stati testati quattro differenti modelli di proiezione, tutti rispondenti ai criteri di scelta elencati nel lavoro di Cairns et al. (2008):

- modello Lee-Carter (1992) integrato dal modello Poisson log-bilineare
- modello Renshaw-Haberman (2006)
- modello Cairns-Blake-Dowd originario (Cairns et al., 2006)
- modello Cairns-Blake-Dowd con effetto coorte (Cairns et al., 2009)

Il modello di Renshaw-Haberman ed il modello di Cairns-Blake-Dowd proposto nel 2007 incorporano anche l'effetto coorte. Di seguito sono descritte le principali caratteristiche di tali modelli.

Il modello Lee-Carter integrato dal modello Poisson log-bilineare

Nel modello proposto da Lee e Carter il logaritmo naturale del tasso centrale di mortalità è modellizzato come segue:

$$\log(m_{x,t}) = \beta_x^{(1)} + \beta_x^{(2)} k_t^{(2)} + \epsilon_{x,t}$$

dove:

- $\beta_x^{(1)}$: parametro che descrive il comportamento della mortalità alle varie età;
- $\beta_x^{(2)}$: parametro che descrive per ogni età come la mortalità reagisce al variare del parametro temporale $k_t^{(2)}$. Descrive la velocità di cambiamento della mortalità ad ogni età;
- $k_t^{(2)}$: indice del livello generale di variazione della mortalità nel tempo;
- $\epsilon_{x,t}$: termine di errore. Si tratta di errori indipendenti ed identicamente distribuiti con distribuzione gaussiana di media 0 e varianza σ_ϵ^2 . Questo termine riflette la variabilità non catturata dal modello.

I parametri del modello possono essere individuati, mediante il metodo dei minimi quadrati, una volta definiti i seguenti vincoli:

$$\sum_x \beta_x^{(2)} = 1 \quad ; \quad \sum_t k_t^{(2)} = 0$$

La normalizzazione dei parametri ottenuta attraverso i vincoli su $\beta_x^{(2)}$ e $k_t^{(2)}$ comporta che il parametro $\beta_x^{(1)}$ risulta essere una media del logaritmo del tasso centrale di mortalità nei vari anni di calendario. Effettuata la stima dei parametri del modello, la proiezione della mortalità si ottiene proiettando il parametro temporale $k_t^{(2)}$ attraverso una serie temporale stocastica utilizzando i

modelli ARIMA (*Autoregressive Integrated Moving Average*: modello autoregressivo a media mobile integrato).

Il modello Lee-Carter assume implicitamente che gli errori casuali siano omoschedastici (ovvero che abbiano la stessa variabilità), ipotesi poco realistica nel caso di età elevate dove è presente una maggiore variabilità della mortalità a causa dell'esiguo numero di esposti al rischio di morte. Una soluzione a questo problema è stata proposta da Brouhns et al. (2002) che hanno introdotto una variazione casuale di tipo Poisson per il numero di decessi al posto del termine di errore additivo $\epsilon_{x,t}$. Tale ipotesi risulta molto più realistica per le età elevate.

Pertanto in questo modello, noto come modello Poisson log-bilineare, il logaritmo naturale dei tassi centrali di mortalità continua ad essere modellizzato tramite il modello Lee-Carter senza il termine di errore:

$$\log(m_{x,t}) = \beta_x^{(1)} + \beta_x^{(2)} k_t^{(2)}$$

mentre i decessi $D_{x,t}$ sono distribuiti secondo una distribuzione di Poisson:

$$D_{x,t} \sim \text{Poisson}(E_{x,t} \cdot m_{x,t})$$

dove $E_{x,t}$ rappresenta il numero di esposti al rischio di morte. Anche in questo caso è necessario fissare dei vincoli sui parametri $\beta_x^{(2)}$ e $k_t^{(2)}$ ai fini dell'identificabilità dei parametri stessi.

Il modello Renshaw-Haberman

Renshaw e Haberman (2006), partendo dal modello Lee-Carter, hanno introdotto un parametro in grado di catturare l'effetto coorte. In base a tale modello, il logaritmo naturale del tasso centrale di mortalità è così rappresentato:

$$\log(m_{x,t}) = \beta_x^{(1)} + \beta_x^{(2)} k_t^{(2)} + \beta_x^{(3)} \gamma_{t-x}^{(3)}$$

Rispetto al modello Lee-Carter originario i parametri $\beta_x^{(1)}$, $\beta_x^{(2)}$ e $k_t^{(2)}$ hanno il medesimo significato, mentre i parametri $\beta_x^{(3)}$ e $\gamma_{t-x}^{(3)}$ rappresentano la correzione alla mortalità per la generica coorte nata nell'anno di calendario $t-x$:

- $\gamma_{t-x}^{(3)}$: parametro che rappresenta l'effetto coorte, con $t-x$ = anno di nascita
- $\beta_x^{(3)}$: parametro che descrive per ogni età come la mortalità reagisce al variare dell'effetto coorte

Tale modello rappresenta una versione age-period-cohort (età-periodo-coorte) del modello Lee-Carter. I parametri sono individuati attraverso l'introduzione dei seguenti vincoli:

$$\sum_x \beta_x^{(2)} = 1 \quad ; \quad \sum_x \beta_x^{(3)} = 1 \quad ; \quad \sum_t k_t^{(2)} = 0 \quad ; \quad \sum_x \gamma_{t-x}^{(3)} = 0$$

I modelli Cairns-Blake-Dowd

Si tratta di modelli caratterizzati da parametri di tipo age-period (età-periodo) multifattoriale, relativamente semplici e possono condurre a buone previsioni sulle età più mature (da 60 a 90 anni). Anziché modellizzare il logaritmo naturale del tasso centrale di mortalità, essi modellizzano la trasformazione logistica degli odds $\left(\frac{q_{x,t}}{1-q_{x,t}}\right)$:

$$\text{logit } q_{x,t} = \log\left(\frac{q_{x,t}}{1-q_{x,t}}\right) = k_t^{(1)} + k_t^{(2)}(x - \bar{x})$$

$$\text{logit } q_{x,t} = \log\left(\frac{q_{x,t}}{1-q_{x,t}}\right) = k_t^{(1)} + k_t^{(2)}(x - \bar{x}) + \gamma_{t-x}^{(3)}$$

dove la seconda versione include la modellizzazione dell'effetto coorte e dove

- $k_t^{(1)}$: indice del livello generale di variazione della mortalità nel tempo
- $k_t^{(2)}$: parametro che esprime la pendenza della curva di mortalità
- $\gamma_{t-x}^{(3)}$: parametro che rappresenta l'effetto coorte, con $t-x$ = anno di nascita
- \bar{x} : età media del campione di riferimento

VI. La scelta dei modelli di tipo stocastico e i test di bontà di adattamento

La scelta dei modelli da utilizzare, nell'ambito dei modelli preliminarmente presi in considerazione e descritti in precedenza, è stata effettuata attraverso procedure di test della bontà di adattamento (fitting) ai dati rilevati.

Tale attività di testing è stata condotta sia in base a criteri qualitativi sia quantitativi, basati sullo studio dei residui del modello, dei parametri temporali stimati e mediante indicatori oggettivi della bontà di adattamento del modello ai dati storici considerati. Di seguito sono descritti i criteri seguiti e i risultati ottenuti.

Indicatori di bontà del fitting del modello: Bayes Information Criterion (BIC) e Maximum Log-Likelihood (MLL)

Il BIC è un criterio di stima del fitting noto in letteratura e considerato obiettivo per la scelta dei modelli di mortalità, perché basato sulla qualità statistica della procedura di fitting. Tale criterio si aggiunge alla stima di massima log verosimiglianza (*maximum log likelihood*) dei parametri stimati, che non fornisce informazioni sull'eventuale overfitting o "sovra-parametrizzazione". Il BIC, invece, risulta da questo punto di vista particolarmente efficace, poiché introduce un termine di penalità legato al numero di parametri che caratterizzano il modello. Definita la funzione di log-verosimiglianza del modello utilizzato:

$$l(\beta; D_{x,t}; E_{x,t}) = \sum_{x,t} \{ D_{x,t} \log[E_{x,t} m_{x,t}(\beta)] - E_{x,t} m_{x,t}(\beta) - \log(D_{x,t}!) \}$$

Il BIC è calcolato come:

$$BIC = l(\hat{\beta}) - 0.5 K \log(N)$$

dove:

- $l(\hat{\beta})$: funzione di massima log-verosimiglianza dei parametri
- β : insieme dei parametri da stimare con la funzione di verosimiglianza
- $\hat{\beta}$: stima di massima verosimiglianza del vettore dei parametri
- N : vettore del numero delle osservazioni
- K : numero effettivo dei parametri stimati

Nelle tabelle che seguono sono riportati i risultati della procedura di fitting per i modelli presi in considerazione, dove le colonne "Rank(BIC)" e "Rank(MLL)" riportano rispettivamente l'ordinamento dei modelli in base al BIC e alla MLL:

TABELLA 6 – RISULTATI PROCEDURA DI FITTING – DIPENDENTI PRIVATI
maschi (tabella di sinistra), femmine (tabella di destra), età 60-95, anni 1980-2009

| Modello | BIC | MLL | Rank(BIC) | Rank(MLL) |
|-------------|-------|-------|-----------|-----------|
| LC | -6539 | -6190 | 3 | 3 |
| RH | -6238 | -5545 | 1 | 1 |
| CBD1 | -6670 | -6461 | 4 | 4 |
| CBD2 | -6351 | -5923 | 2 | 2 |

| Modello | BIC | MLL | Rank(BIC) | Rank(MLL) |
|-------------|-------|-------|-----------|-----------|
| LC | -5782 | -5433 | 1 | 2 |
| RH | -5948 | -5255 | 2 | 1 |
| CBD1 | -7042 | -6833 | 4 | 4 |
| CBD2 | -6135 | -5707 | 3 | 3 |

TABELLA 7 – RISULTATI PROCEDURA DI FITTING – AUTONOMI

maschi (tabella di sinistra) età 65-95, femmine (tabella di destra) età 60-95, anni 1980-2009

| Modello | BIC | MLL | Rank(BIC) | Rank(MLL) |
|-------------|-------|-------|-----------|-----------|
| LC | -4613 | -4306 | 1 | 3 |
| RH | -4739 | -4129 | 3 | 1 |
| CBD1 | -4798 | -4593 | 4 | 4 |
| CBD2 | -4660 | -4258 | 2 | 2 |

| Modello | BIC | MLL | Rank(BIC) | Rank(MLL) |
|-------------|-------|-------|-----------|-----------|
| LC | -5100 | -4752 | 1 | 2 |
| RH | -5328 | -4634 | 3 | 1 |
| CBD1 | -5881 | -5672 | 4 | 4 |
| CBD2 | -5222 | -4794 | 2 | 3 |

TABELLA 8 – RISULTATI PROCEDURA DI FITTING – TOTALE (DIP. PRIVATI E AUTONOMI)

maschi (tabella di sinistra), femmine (tabella di destra), età 60-95, anni 1980-2009

| Modello | BIC | MLL | Rank(BIC) | Rank(MLL) |
|-------------|-------|-------|-----------|-----------|
| LC | -6739 | -6391 | 3 | 3 |
| RH | -6364 | -5671 | 1 | 1 |
| CBD1 | -6835 | -6626 | 4 | 4 |
| CBD2 | -6446 | -6017 | 2 | 2 |

| Modello | BIC | MLL | Rank(BIC) | Rank(MLL) |
|-------------|-------|-------|-----------|-----------|
| LC | -5939 | -5591 | 1 | 2 |
| RH | -6145 | -5452 | 2 | 1 |
| CBD1 | -7817 | -7608 | 4 | 4 |
| CBD2 | -6377 | -5948 | 3 | 3 |

La scelta dei modelli è avvenuta sia in base ai risultati sulla bontà di adattamento dei diversi modelli ai dati storici, che alle analisi effettuate sui dati osservati sinteticamente descritta in uno dei paragrafi precedenti.

Ai fini della proiezione sono stati scelti il modello Lee-Carter (nella versione “modificata” proposta da Brouhns et al., 2002) ed il modello Renshaw-Haberman.

Analisi grafica dei residui standardizzati del modello di mortalità

Oltre al BIC è stata effettuata anche un’analisi grafica dei residui standardizzati:

$$e_{x,t} = \frac{D_{x,t} - \hat{D}_{x,t}}{\sqrt{\hat{D}_{x,t}}}, \quad e_{x,t} = \frac{D_{x,t} - \hat{D}_{x,t}}{\sqrt{\hat{D}_{x,t}}}$$

per anno di calendario e per età, dei due modelli al fine di valutarne la qualità del fitting.

Per costruzione tali residui dovrebbero essere indipendenti ed identicamente distribuiti secondo una normale con media 0 e varianza 1.

Come si può osservare dalle figure che seguono, i residui rispondono ai suddetti requisiti in tutti e tre i collettivi sia se analizzati per età che per anno di calendario, mostrando valori positivi e negativi casuali, come si evince dalle Fig. 47, 50, 53 e 56.

Tali figure rappresentano le heat map dei residui in funzione di età ed anno di calendario e permettono di cogliere con immediatezza in quale combinazione di età/anno di calendario si hanno residui più o meno consistenti per ciascun modello considerato.

Da queste figure emerge che il modello Renshaw-Haberman ha residui più bassi rispetto al modello Lee-Carter per i dipendenti privati maschi, come dimostrato anche dal valore del BIC.

Negli altri casi i due modelli mostrano un andamento dei residui abbastanza simile, con una prevalenza di residui leggermente più consistenti per il modello Lee-Carter.

FIGURA 45 – RESIDUI STANDARDIZZATI MODELLO LEE-CARTER – DIPENDENTI PRIVATI (MASCHI)

Età 60-95, 1980-2009, valori per anno di calendario (grafico di sinistra), per età (grafico di destra)

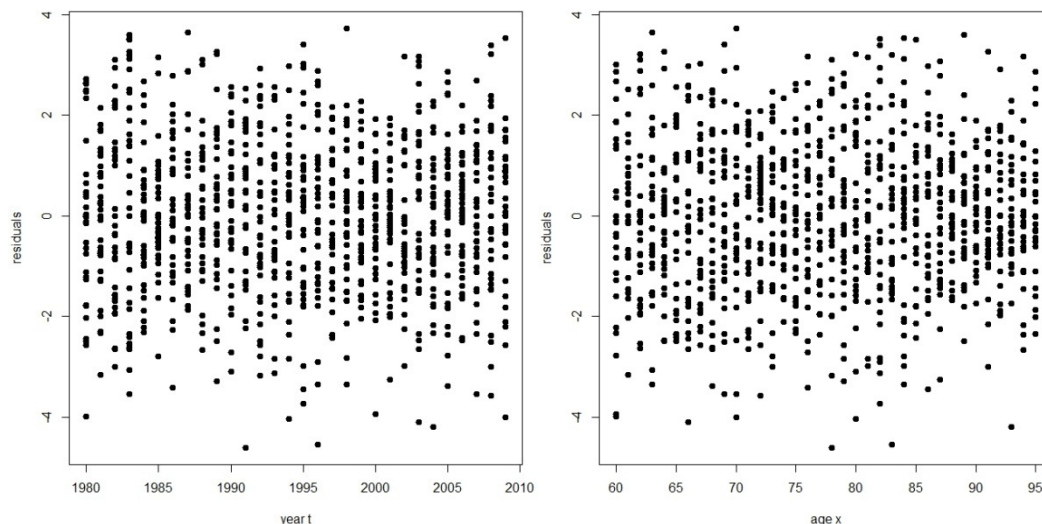


FIGURA 46 – RESIDUI STANDARDIZZATI MODELLO RENSHAW-HABERMAN – DIPENDENTI PRIVATI (MASCHI)

Età 60-95, 1980-2009, valori per anno di calendario (grafico di sinistra), per età (grafico di destra)

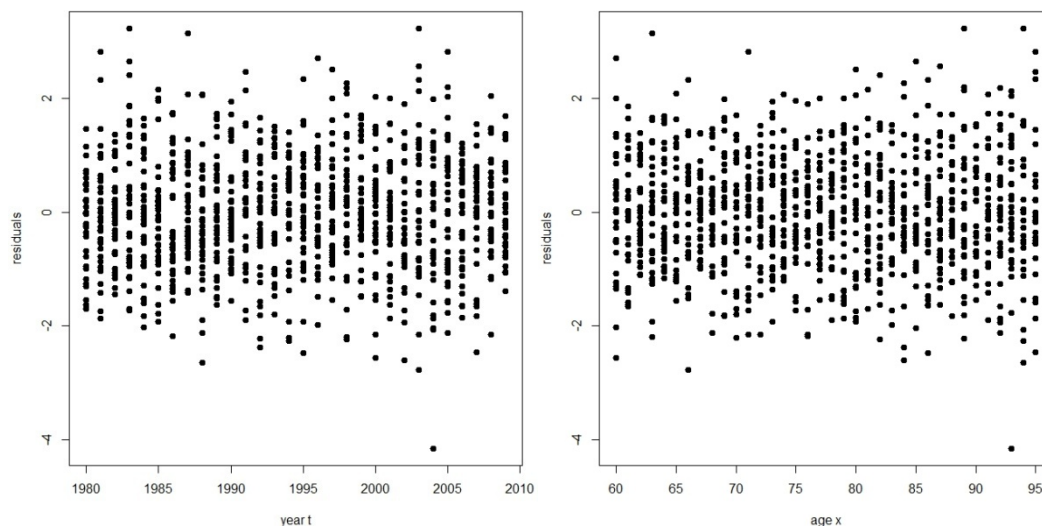


FIGURA 47 – RESIDUI STANDARDIZZATI MODELLI LEE-CARTER E RENSHAW-HABERMAN – DIPENDENTI PRIVATI (MASCHI)

Età 60-95, 1980-2009, anno di calendario (asse orizzontale) ed età (asse verticale)

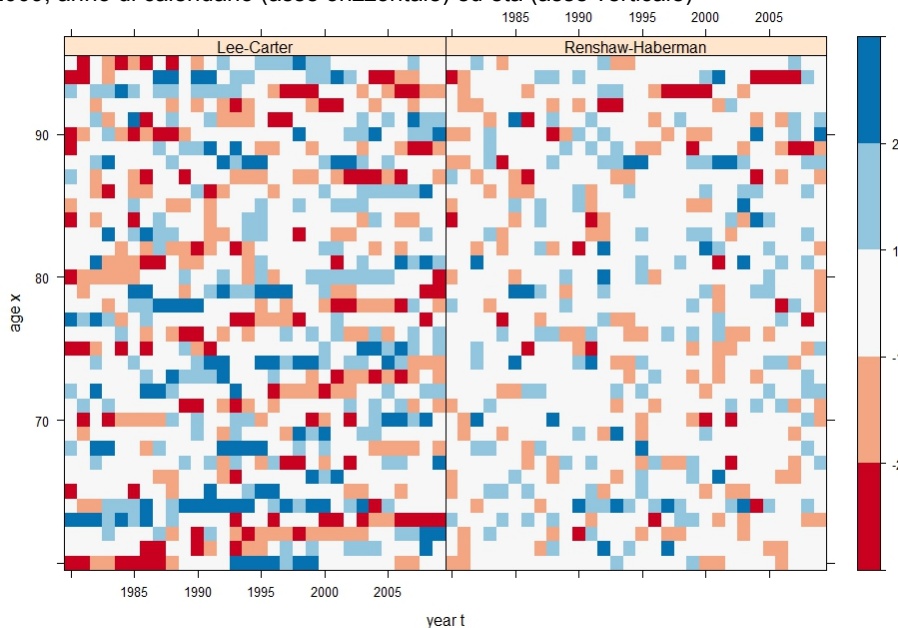


FIGURA 48 – RESIDUI STANDARDIZZATI MODELLO LEE-CARTER – DIPENDENTI PRIVATI (FEMMINE)

Età 60-95, 1980-2009, valori per anno di calendario (grafico di sinistra), per età (grafico di destra)

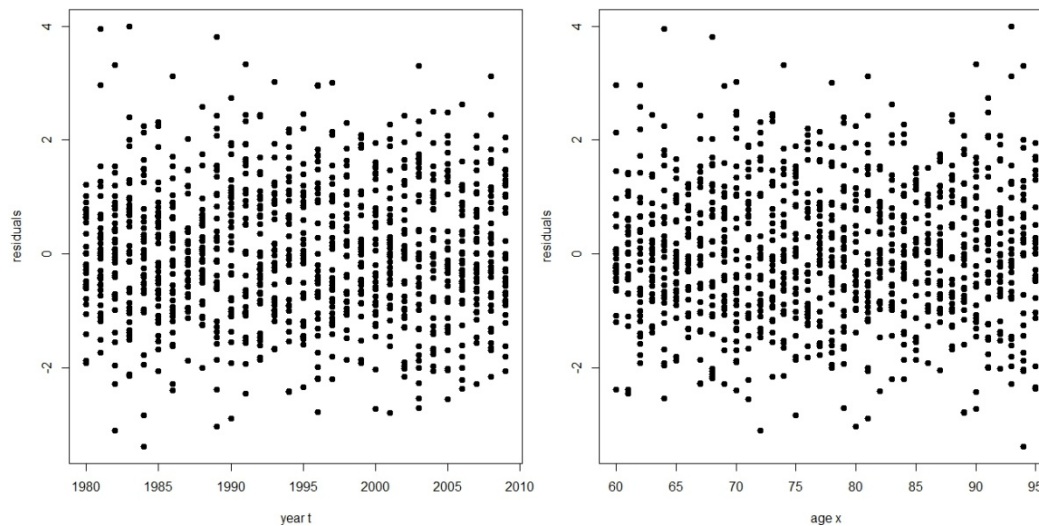


FIGURA 49 – RESIDUI STANDARDIZZATI MODELLO RENSHAW-HABERMAN – DIPENDENTI PRIVATI (FEMMINE)

Età 60-95, 1980-2009, valori per anno di calendario (grafico di sinistra), per età (grafico di destra)

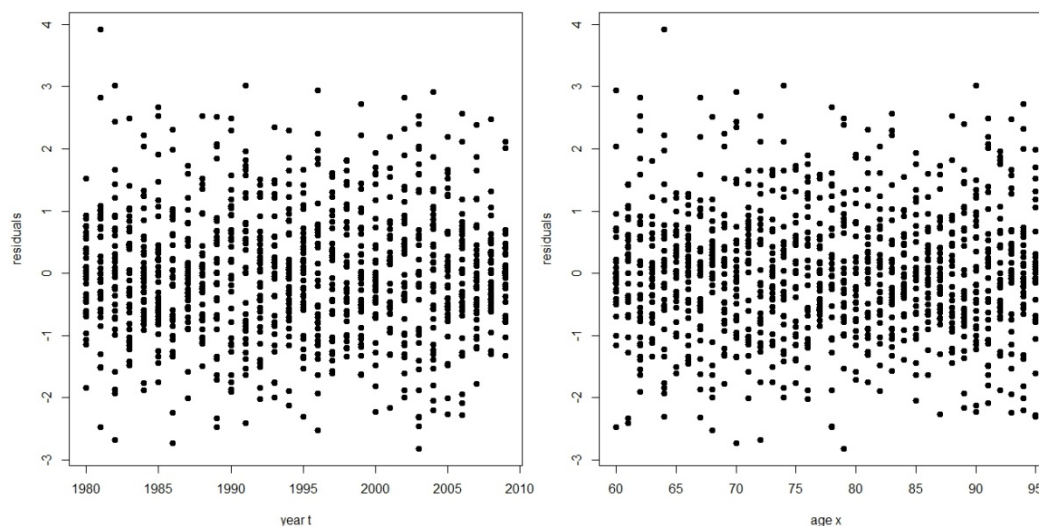


FIGURA 50 – RESIDUI STANDARDIZZATI (HEAT MAP) MODELLI LEE-CARTER E RENSHAW-HABERMAN – DIP. PRIVATI (FEMMINE)

Età 60-95, 1980-2009, anno di calendario (asse orizzontale) ed età (asse verticale)

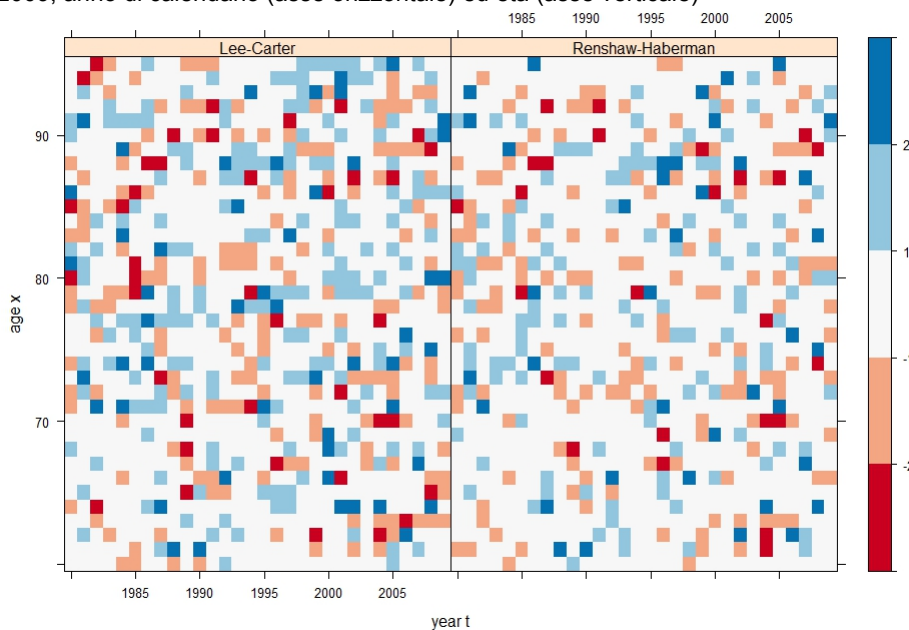


FIGURA 51 – RESIDUI STANDARDIZZATI MODELLO LEE-CARTER – AUTONOMI (MASCHI)

Età 65-95, 1980-2009, valori per anno di calendario (grafico di sinistra), per età (grafico di destra)

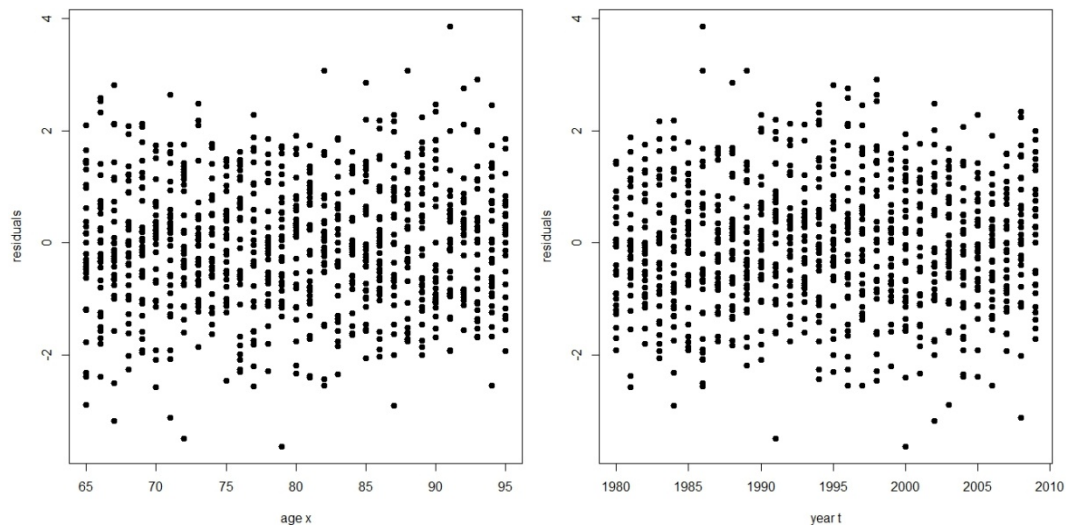


FIGURA 52 – RESIDUI STANDARDIZZATI MODELLO RENSHAW-HABERMAN – AUTONOMI (MASCHI)

Età 65-95, 1980-2009, valori per anno di calendario (grafico di sinistra), per età (grafico di destra)

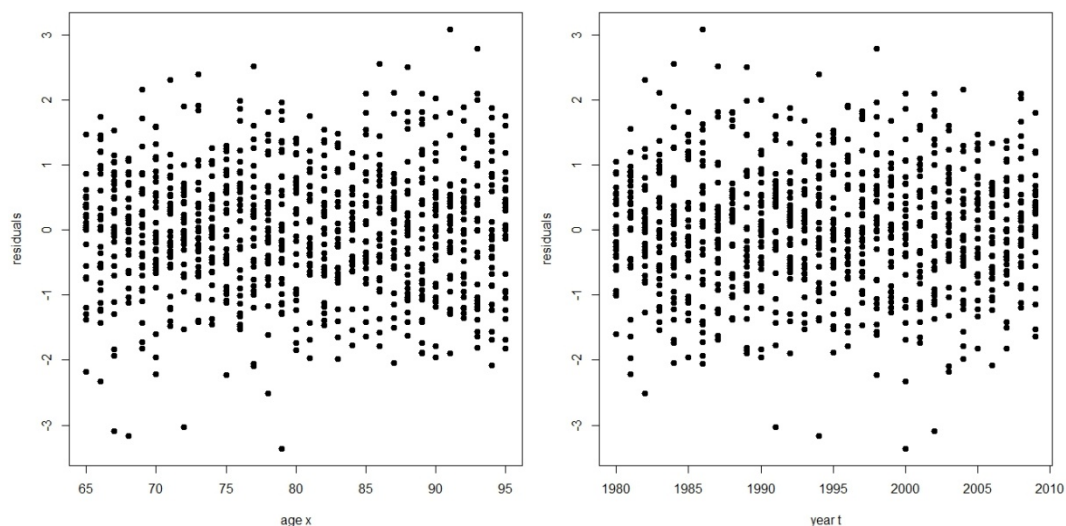


FIGURA 53 – RESIDUI STANDARDIZZATI (HEAT MAP) MODELLI LEE-CARTER E RENSHAW-HABERMAN – AUTONOMI (MASCHI)

Età 65-95, 1980-2009, anno di calendario (asse orizzontale) ed età (asse verticale)

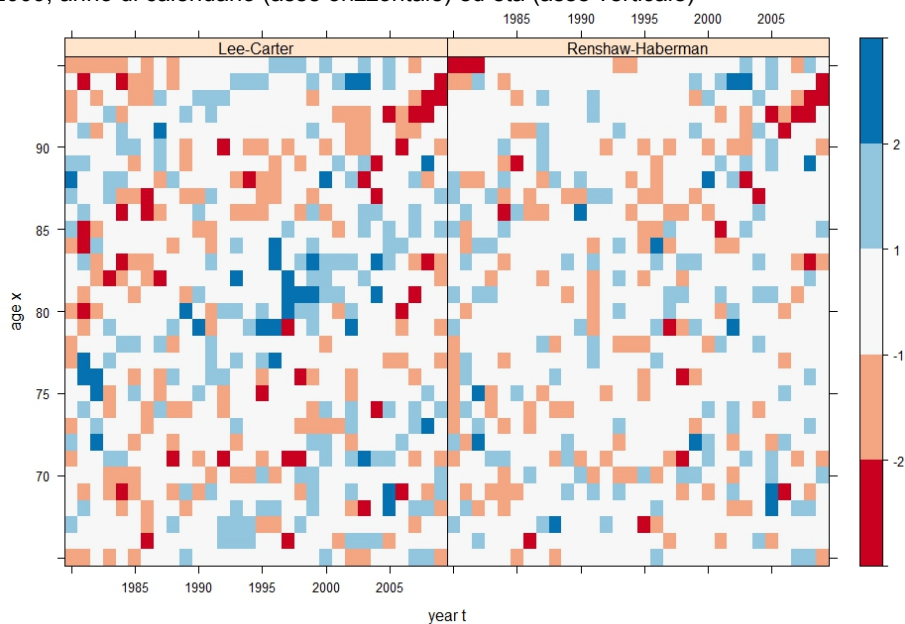


FIGURA 54 – RESIDUI STANDARDIZZATI MODELLO LEE-CARTER – AUTONOMI (FEMMINE)

Età 65-95, 1980-2009, valori per anno di calendario (grafico di sinistra), per età (grafico di destra)

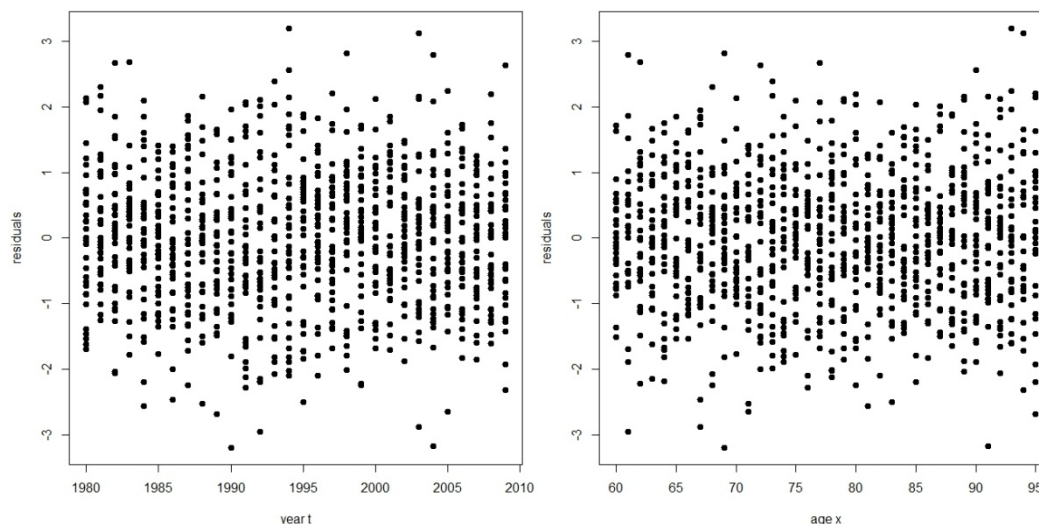


FIGURA 55 – RESIDUI STANDARDIZZATI MODELLO RENSRAW-HABERMAN – AUTONOMI (FEMMINE)

Età 65-95, 1980-2009, valori per anno di calendario (grafico di sinistra), per età (grafico di destra)

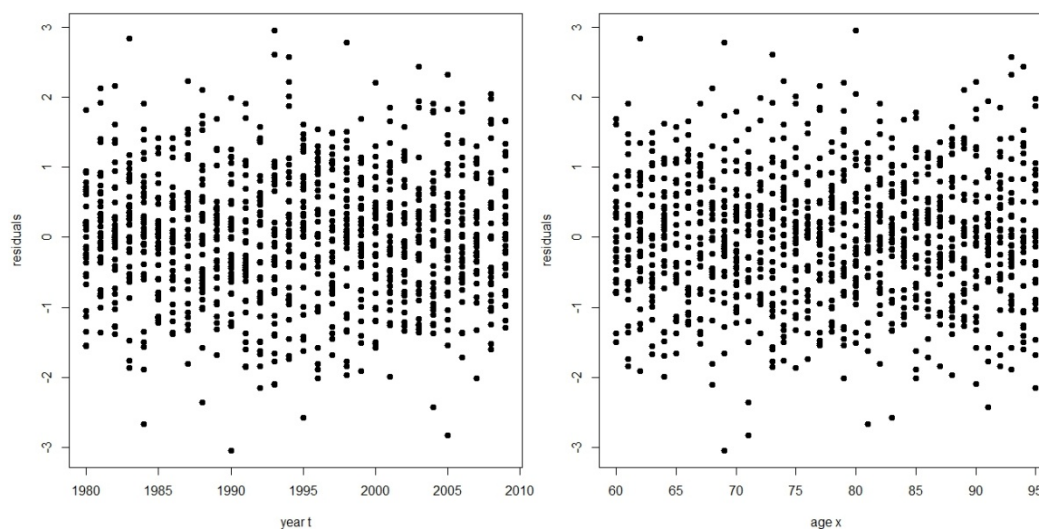


FIGURA 56 – RESIDUI STANDARDIZZATI (HEAT MAP) MODELLI LEE-CARTER E RENSRAW-HABERMAN – AUTONOMI (FEMMINE)

Età 65-95, 1980-2009, anno di calendario (asse orizzontale) ed età (asse verticale)

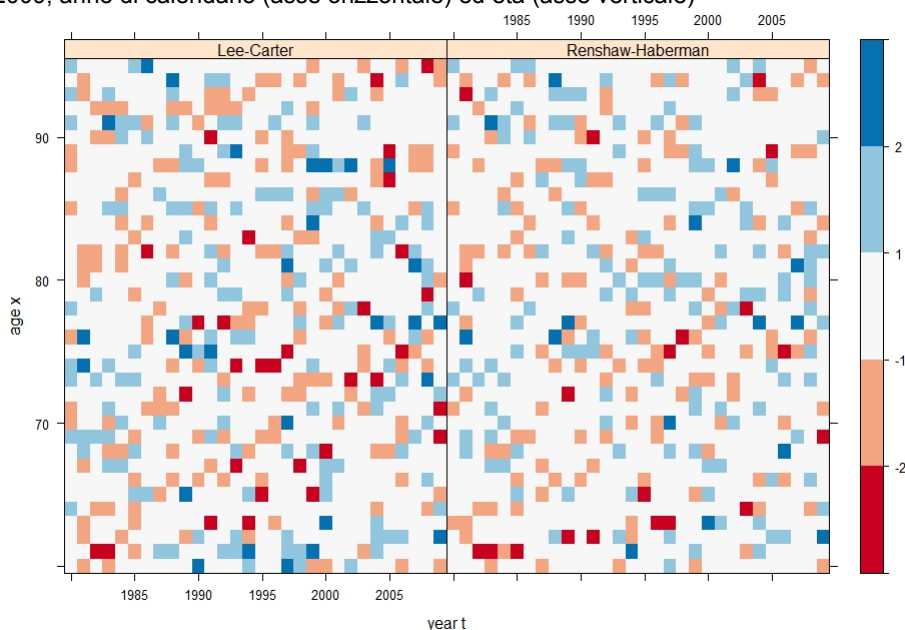


FIGURA 57 – RESIDUI STANDARDIZZATI MODELLO LEE-CARTER – TOTALE (DIP. PRIVATI E AUTONOMI) MASCHI

Età 65-95, 1980-2009, valori per anno di calendario (grafico di sinistra), per età (grafico di destra)

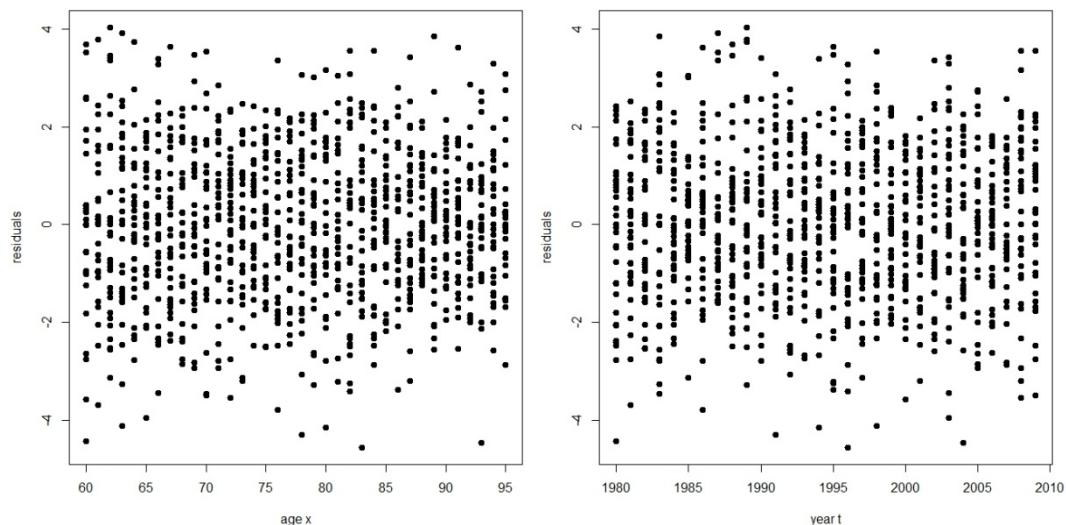
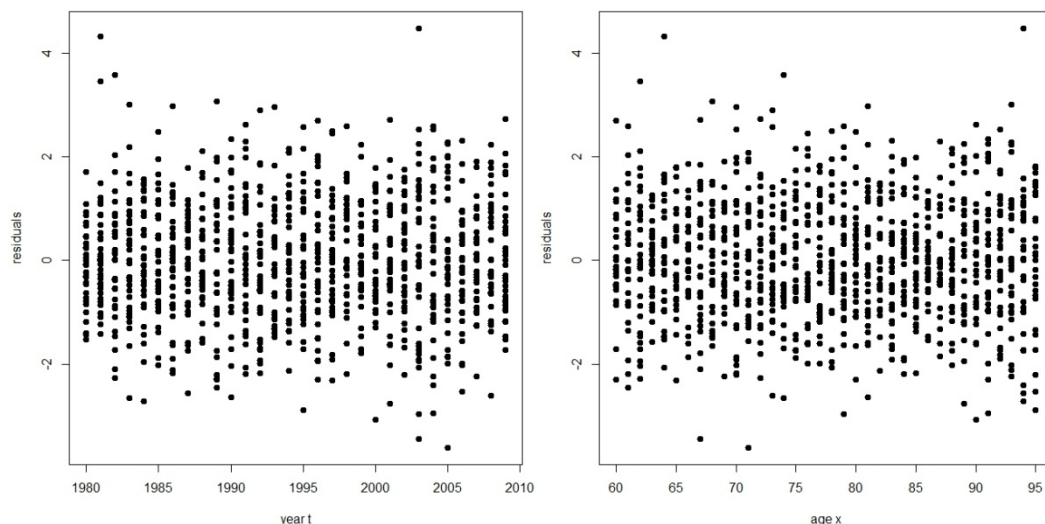


FIGURA 58 – RESIDUI STANDARDIZZATI MODELLO LEE-CARTER – TOTALE (DIP. PRIVATI E AUTONOMI) FEMMINE

Età 60-95, 1980-2009, valori per anno di calendario (grafico di sinistra), per età (grafico di destra)



Scelta di un modello ARIMA per rappresentare i parametri temporali e stima dei parametri di tale modello

La scelta del modello ARIMA (*Autoregressive Integrated Moving Average*: modello autoregressivo a media mobile integrato) da utilizzare per la proiezione dei tassi di mortalità è avvenuta secondo criteri di valutazione ottimale effettuati in base ad indicatori usualmente impiegati in letteratura (ad esempio l’Akaike Information Criterion - AIC)) ed eseguendo un test di verifica della stazionarietà della serie basato sull’autocorrelazione.

Per la proiezione del parametro temporale $k_t^{(2)}$ di entrambi i modelli (Lee-Carter e Renshaw-Haberman) è stato utilizzato un modello ARIMA (0,1,0) poiché come riscontrato nell’analisi dei dati osservati vi è una tendenza sostanzialmente lineare e stabile nei miglioramenti annuali della mortalità.

Per la proiezione del parametro $\gamma_{t-x}^{(3)}$ relativo all’effetto coorte (modello Renshaw-Haberman) il modello ARIMA(1,1,0) si è rivelato una buona scelta in base all’indicatore AIC ed ai test di verifica della stazionarietà condotti.

VII. La stima dei parametri dei modelli di tipo stocastico

Si riportano di seguito i grafici relativi ai parametri dei modelli di proiezione della mortalità utilizzati per tutti e tre i collettivi, distinti per sesso, nonché la superficie del logaritmo naturale dei tassi centrali di mortalità, $m_{x,t}$, grezzi e fittati dai modelli Lee-Carter e Renshaw-Haberman.

I grafici a superficie permettono di cogliere immediatamente come ciascun modello di mortalità si adatta ai dati assegnando una diversa intensità di colore in base all'ampiezza del valore assunto da ciascun dato.

In entrambi i modelli analizzati, il parametro $k_t^{(2)}$ rappresenta un indicatore del livello generale della mortalità nel tempo e mostra un andamento decrescente per ogni collettivo di percettori analizzato, poiché nell'ultimo secolo l'Italia ha sperimentato una riduzione generalizzata dei tassi di mortalità nel tempo.

Il parametro $\beta_x^{(1)}$, rappresentando per entrambi i modelli un indicatore dell'andamento della mortalità alle varie età, mostra, in ciascun caso analizzato, un andamento crescente all'aumentare dell'età.

Il parametro $\beta_x^{(2)}$, invece, assume un comportamento differente in base sia al sesso ed al collettivo considerato, che al modello di proiezione, ma con valori sempre positivi.

La tendenza generale è di un andamento crescente del parametro fino a circa 80 anni e poi un'inversione di tendenza fino all'età finale considerata per entrambi i modelli di proiezione, entrambi i sessi e per tutti i collettivi.

L'unica eccezione è rappresentata dal modello di Lee-Carter per i maschi dipendenti ed il totale dei percettori maschi che mostrano un andamento di $\beta_x^{(2)}$ decrescente già a partire dai 65 anni.

Per quanto riguarda il parametro $\gamma_{t-x}^{(3)}$ che rappresenta l'effetto coorte nel modello Renshaw-Haberman si riscontra, per i collettivi dei dipendenti e degli autonomi maschi, un andamento decrescente nelle generazioni nate dopo il 1930 con valori corrispondenti del parametro $\beta_x^{(2)}$ sempre positivi, evidenziando, quindi, un miglioramento della mortalità per queste generazioni.

Analogo comportamento avviene per le femmine dipendenti, ma a partire dalle generazioni nate dopo il 1920, invece che dopo il 1930 come avviene per i maschi.

Per il restante collettivo degli autonomi femmine, il parametro $\gamma_{t-x}^{(3)}$ presenta a partire dalle generazioni nate dopo il 1920 un andamento fluttuante intorno allo zero con un trend non sistematico e senza alcuna curvatura particolare e con valori del parametro $\beta_x^{(2)}$ prossimi allo zero.

Per questo collettivo si può concludere che l'effetto coorte per le generazioni nate dopo il 1920 è sostanzialmente nullo.

FIGURA 59 – STIMA DEI PARAMETRI DEL MODELLO LEE-CARTER – DIPENDENTI PRIVATI (MASCHI)

Età 60-95, 1980-2009, parametri (β_1, β_2, k_2)

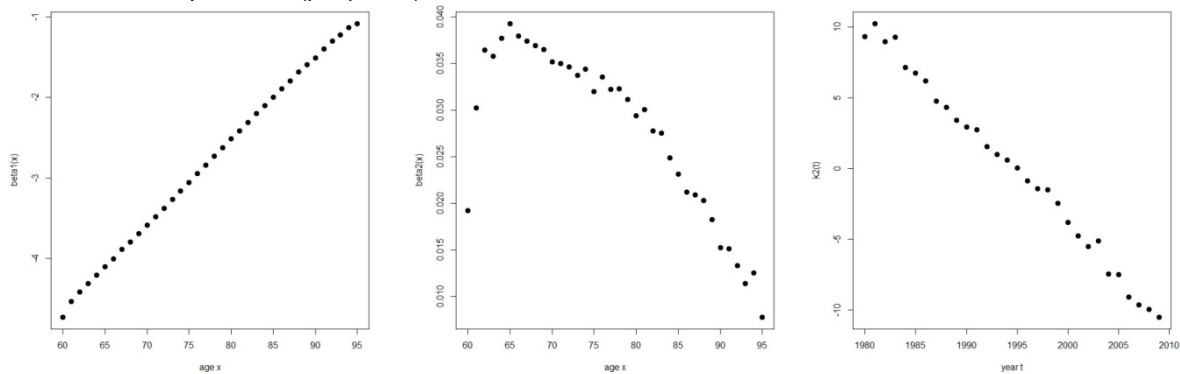


FIGURA 60 – STIMA DEI PARAMETRI DEL MODELLO RENSHAW-HABERMAN - DIPENDENTI PRIVATI (MASCHI)

Età 60-95, 1980-2009, parametri ($\beta_1, \beta_2, k_2, \beta_3, \gamma_3$)

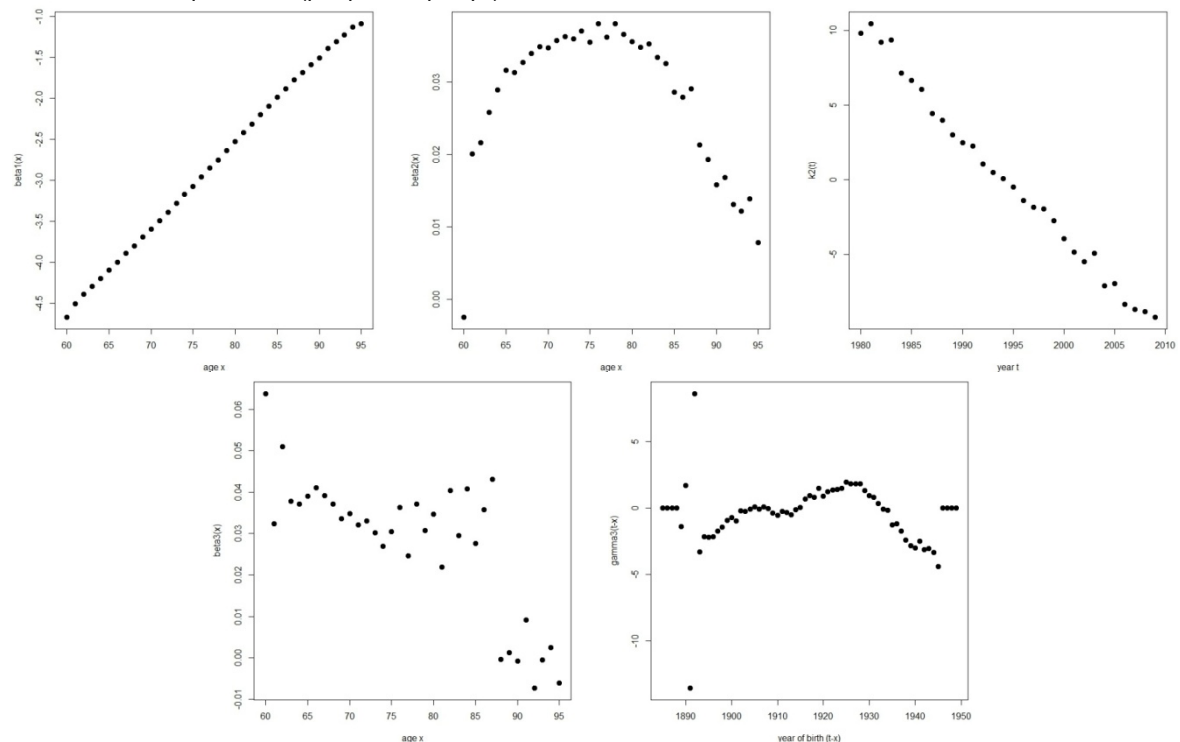


FIGURA 61 – SUPERFICIE DEL LOGARITMO NATURALE DEI TASSI CENTRALI DI MORTALITÀ GREZZI (A) E PRODOTTI DAI MODELLI LC (B) E RH (C) - DIPENDENTI PRIVATI (MASCHI)

Età 60-95, 1980-2009

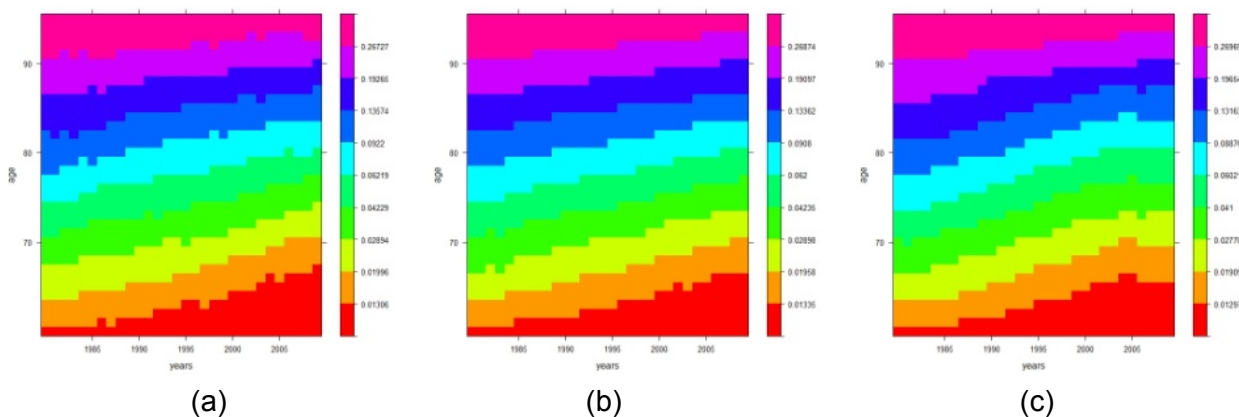


FIGURA 62 – STIMA DEI PARAMETRI DEL MODELLO LEE-CARTER – DIPENDENTI PRIVATI (FEMMINE)

Età 60-95, 1980-2009, parametri (β_1 , β_2 , k_2)

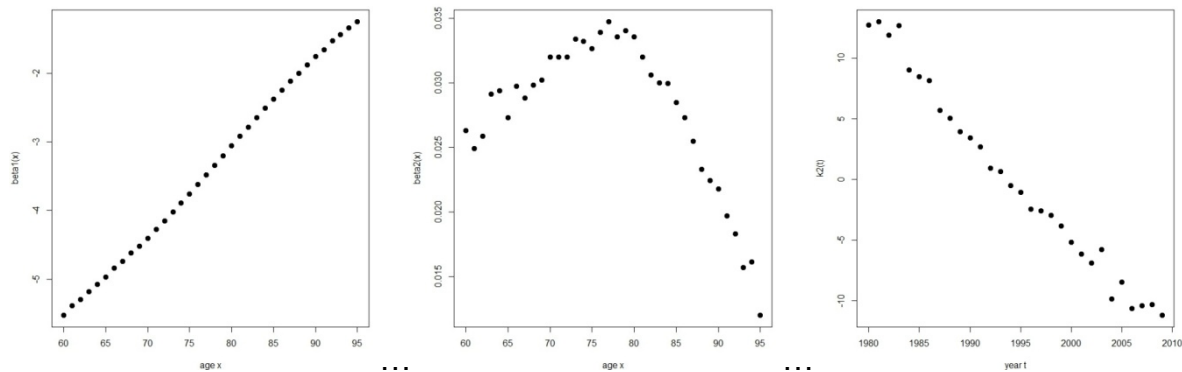


FIGURA 63 – STIMA DEI PARAMETRI DEL MODELLO RENSHAW-HABERMAN - DIPENDENTI PRIVATI (FEMMINE)

Età 60-95, 1980-2009, parametri (β_1 , β_2 , k_2 , β_3 , γ_3)

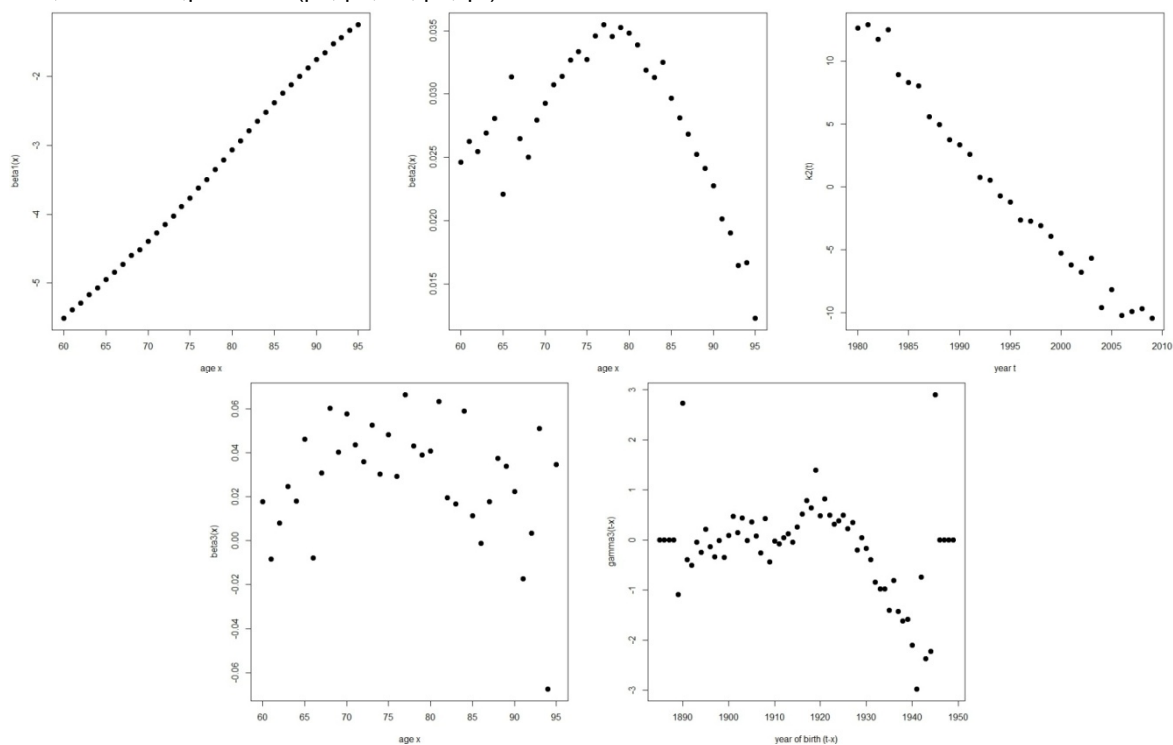


FIGURA 64 – SUPERFICIE DEL LOGARITMO NATURALE DEI TASSI CENTRALI DI MORTALITÀ GREZZI (A) E PRODOTTI DAI MODELLI LC (B) E RH (C) - DIPENDENTI PRIVATI (FEMMINE)

Età 60-95, 1980-2009

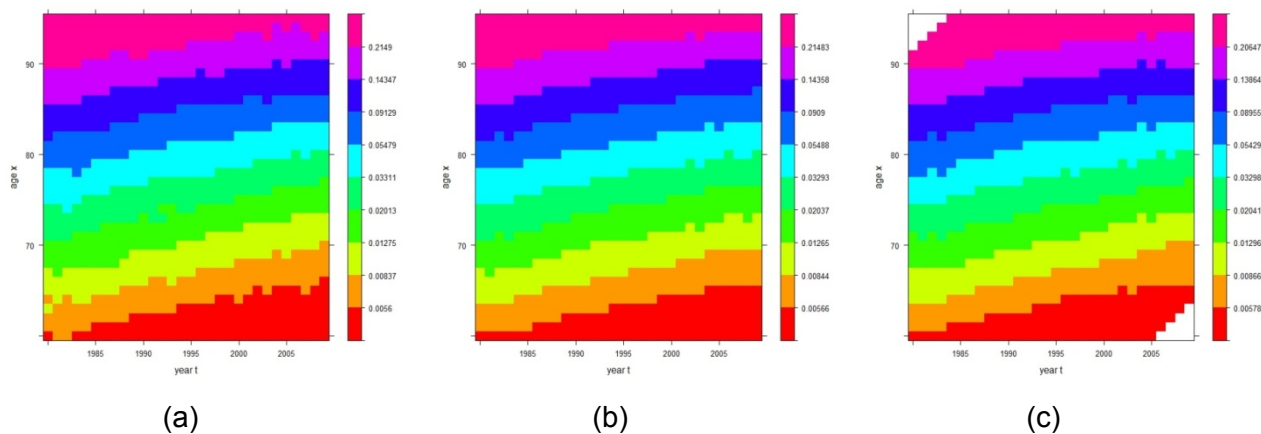


FIGURA 65 – STIMA DEI PARAMETRI DEL MODELLO LEE-CARTER – AUTONOMI (MASCHI)

Età 65-95, 1980-2009, parametri (β_1, β_2, k_2)

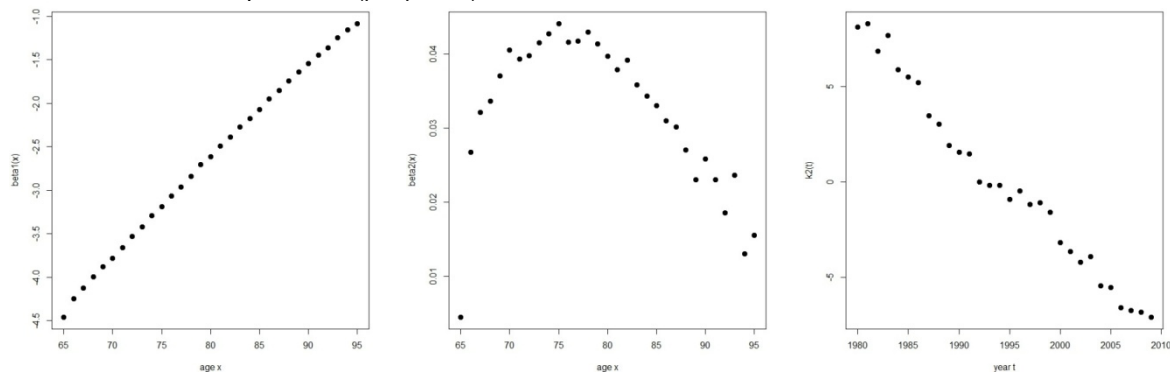


FIGURA 66 – STIMA DEI PARAMETRI DEL MODELLO RENSHAW-HABERMAN - AUTONOMI (MASCHI)

Età 65-95, 1980-2009, parametri ($\beta_1, \beta_2, k_2, \beta_3, \gamma_3$)

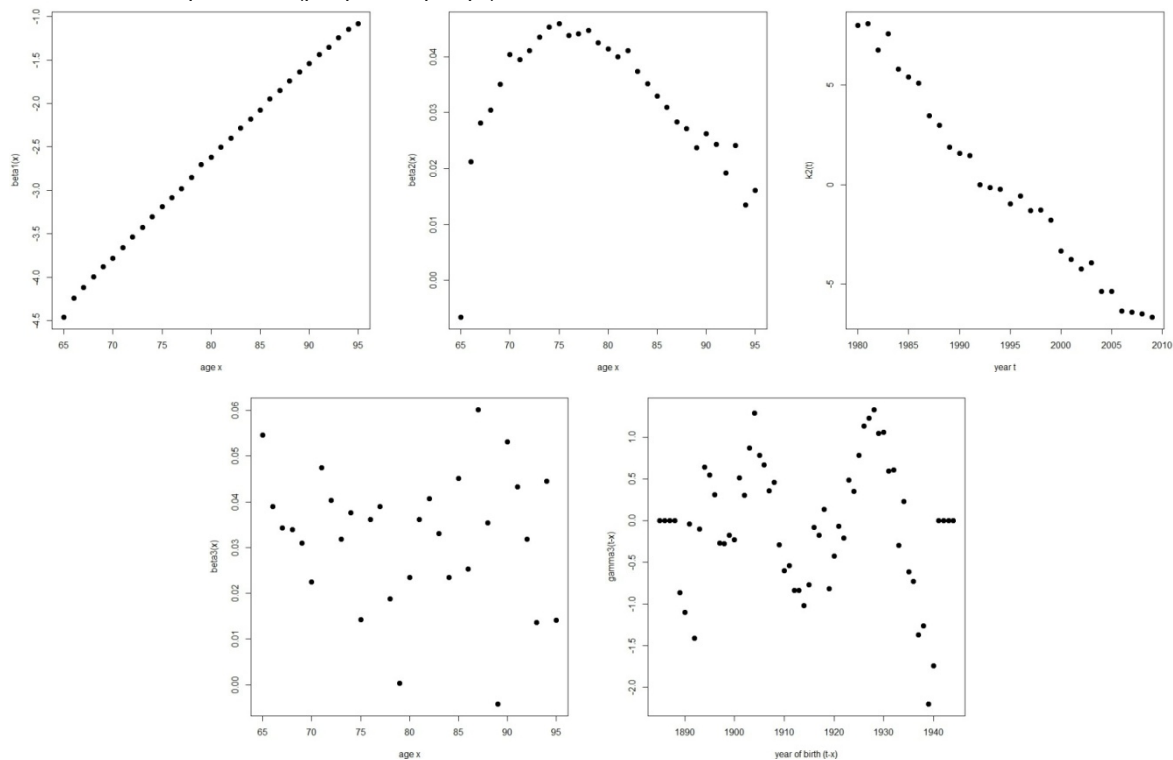


FIGURA 67 – SUPERFICIE DEL LOGARITMO NATURALE DEI TASSI CENTRALI DI MORTALITÀ GREZZI (A) E PRODOTTI DAI MODELLI LC (B) E RH (C) - AUTONOMI (MASCHI)

Età 65-95, 1980-2009

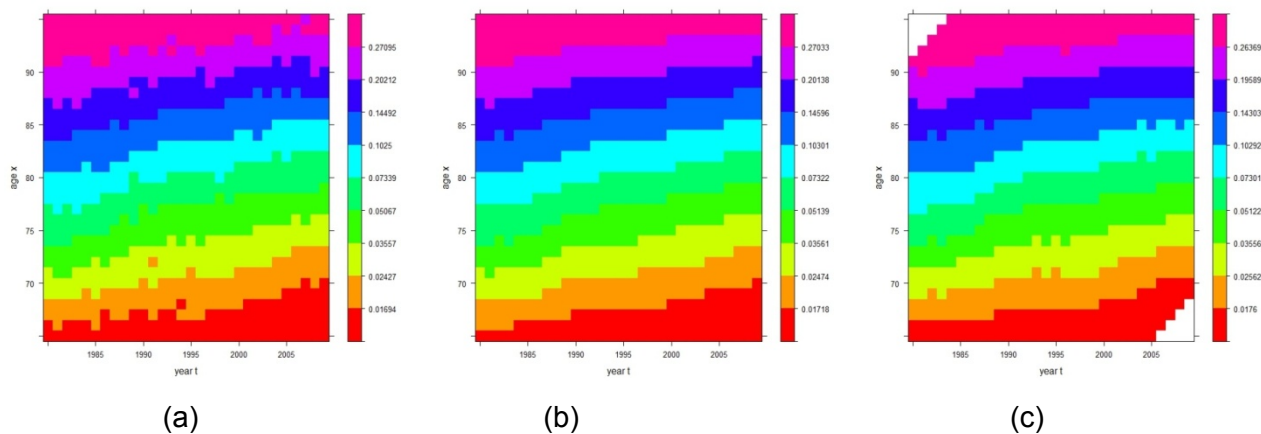


FIGURA 68 – STIMA DEI PARAMETRI DEL MODELLO LEE-CARTER – AUTONOMI (FEMMINE)

Età 60-95, 1980-2009, parametri (β_1 , β_2 , k_2)

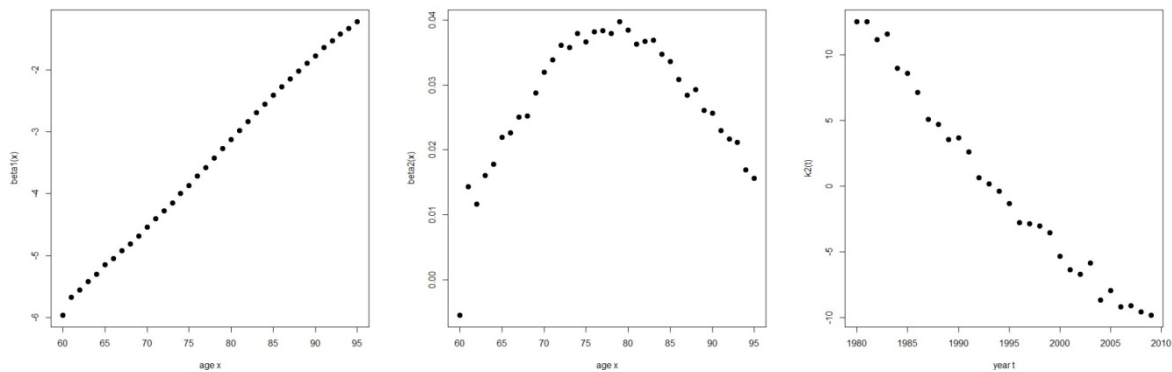


FIGURA 69 – STIMA DEI PARAMETRI DEL MODELLO RENSHAW-HABERMAN - AUTONOMI (FEMMINE)

Età 60-95, 1980-2009, parametri (β_1 , β_2 , k_2 , β_3 , γ_3)

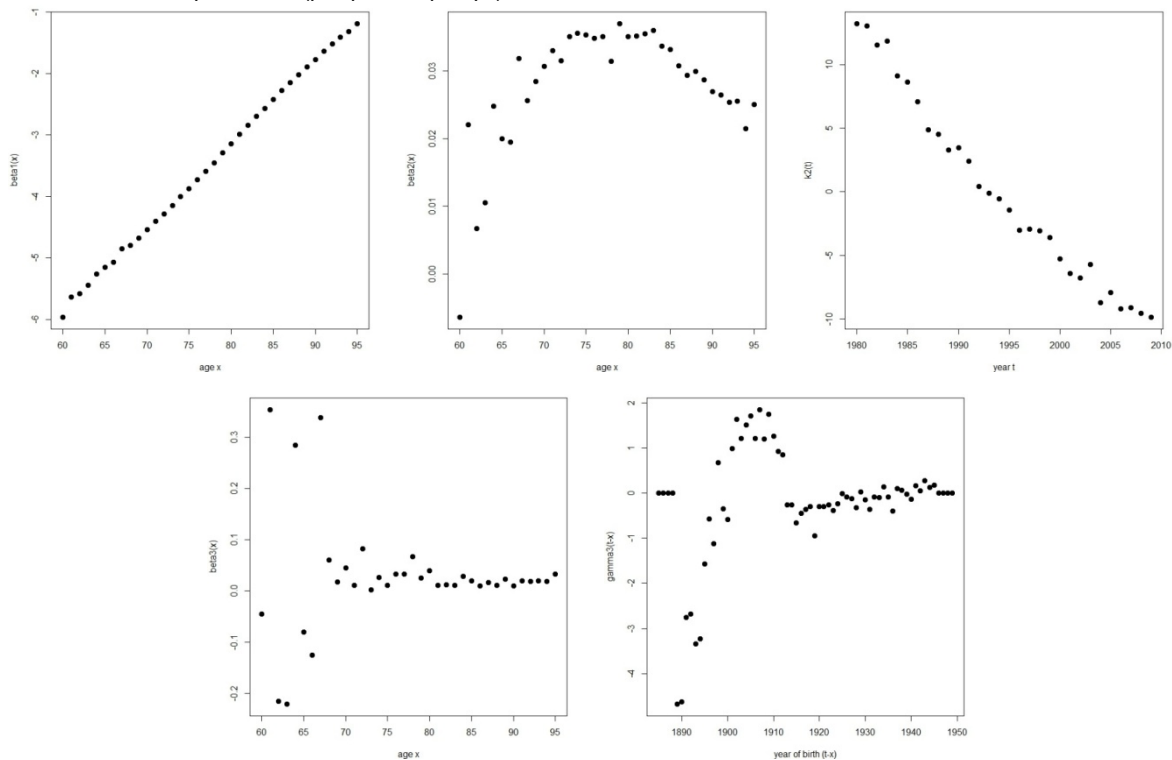


FIGURA 70 – SUPERFICIE DEL LOGARITMO NATURALE DEI TASSI CENTRALI DI MORTALITÀ GREZZI (A) E PRODOTTI DAI MODELLI LC (B) E RH (C) - AUTONOMI (FEMMINE)

Età 60-95, 1980-2009

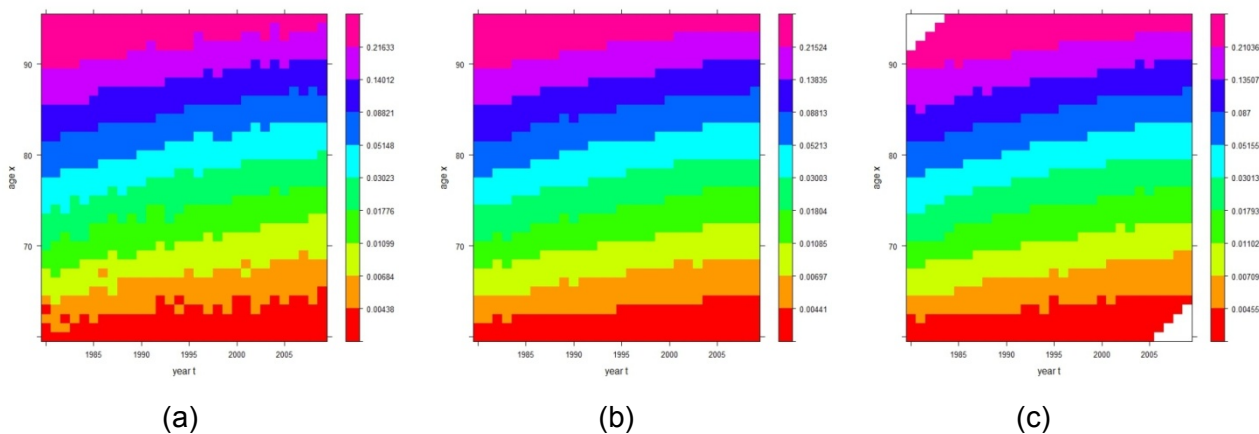


FIGURA 71 – STIMA DEI PARAMETRI DEL MODELLO LEE-CARTER – TOTALE (DIP. PRIVATI E AUTONOMI) MASCHI

Età 60-95, 1980-2009, parametri (β_1 , β_2 , k_2)

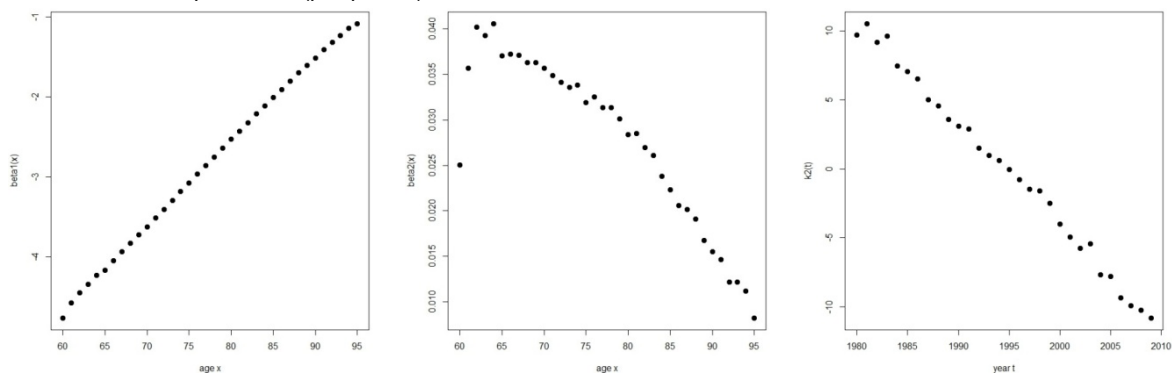


FIGURA 72 – SUPERFICIE DEL LOGARITMO NATURALE DEI TASSI CENTRALI DI MORTALITÀ GREZZI (A) E PRODOTTI DAL MOD. LC (B) totale (dip. privati e autonomi) maschi, età 60-95, 1980-2009

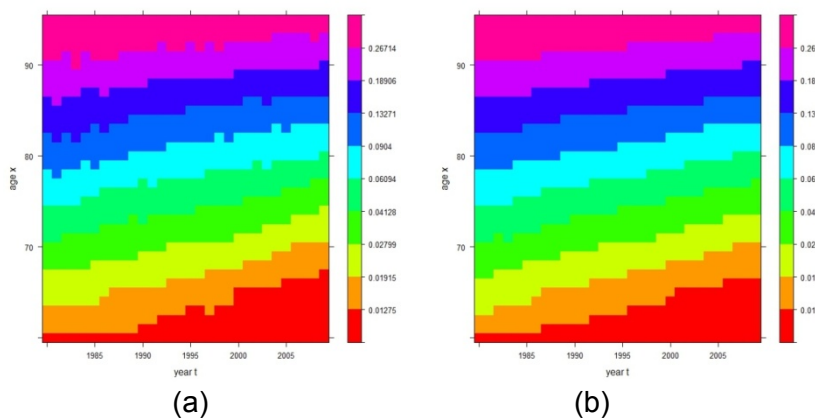


FIGURA 73 – STIMA DEI PARAMETRI DEL MODELLO LEE-CARTER – TOTALE (DIP. PRIVATI E AUTONOMI) FEMMINE

Età 60-95, 1980-2009, parametri (β_1 , β_2 , k_2)

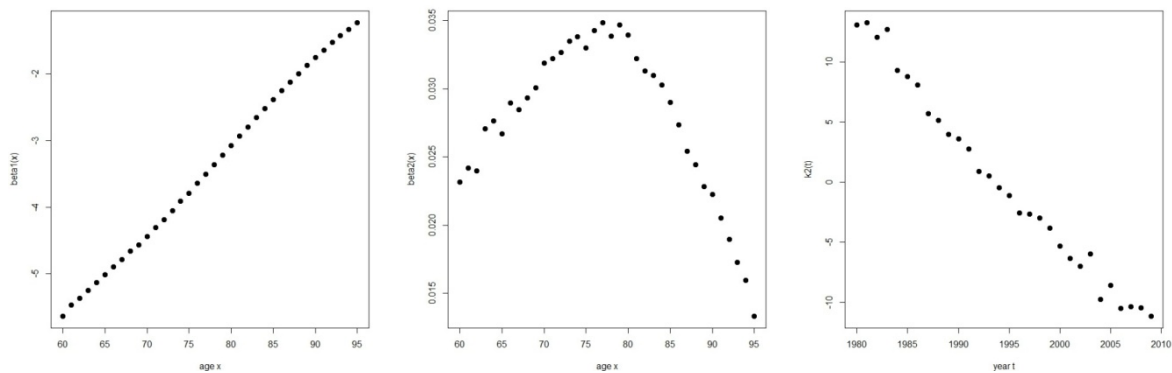
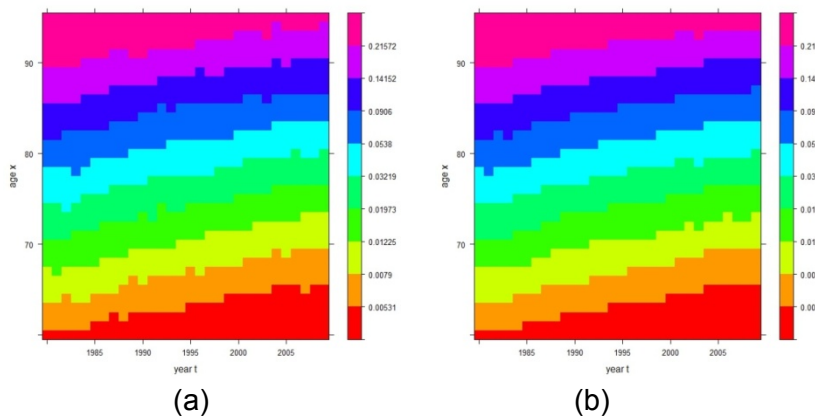


FIGURA 74 – SUPERFICIE DEL LOGARITMO NATURALE DEI TASSI CENTRALI DI MORTALITÀ GREZZI (A) E PRODOTTI DAL MOD. LC (B) totale (dip. privati e autonomi) Età 60-95, 1980-2009



VIII. Il modello di tipo deterministico APC (Age-Period-Cohort)

L'analisi Età-Periodo-Coorte (Age-Period-Cohort) è una tecnica statistica che permette di studiare il tasso di mortalità osservandolo da tre diverse prospettive: l'età nell'anno di decesso, l'anno di nascita e l'anno di decesso. Questo metodo è alla base del modello di proiezione APC (Age-Period-Cohort) elaborato dal CMI (Continuous Mortality Investigation) Bureau e proposto alla comunità attuariale del Regno Unito durante il 2009 (CMI,2009) . Da allora il modello ha avuto un'ampia e rapida diffusione, tanto che alla fine del 2011 esso risulta utilizzato dalla maggioranza delle imprese di assicurazione del mercato inglese per la proiezione dei tassi di mortalità e per derivare le basi demografiche per le assicurazioni di rendita.

Il modello si basa sulla proiezione del tasso di variazione della mortalità, già definito, ed è di tipo deterministico. L'idea alla base del modello è che i tassi di variazione della mortalità osservati nei dati più recenti forniscono una guida attendibile alla proiezione dei tassi nel breve periodo (0-10 anni) ma la loro affidabilità diminuisce nel tempo; continuare ad usare dati storici per proiezioni di lungo periodo è un'ipotesi che deve essere considerata con molta cautela. È ragionevole ipotizzare che nel lungo termine il tasso di mortalità non sia necessariamente influenzato dagli stessi fattori che hanno caratterizzato i cambiamenti della mortalità osservati nei dati storici, o in ogni caso che le tendenze osservate non necessariamente si replicheranno nel futuro.

Il modello APC sceglie un approccio dove la scelta di un tasso di variazione della mortalità di lungo termine è ottenuta da una "expert opinion", anziché essere derivata da dati storici attraverso un processo statistico. La scelta del tasso di lungo termine (LTR, Long-Term Rate) può essere fatta ad esempio considerando i fattori che si crede influenzeranno la mortalità in futuro e, in particolare, tenendo conto di come questi fattori influenzeranno l'evoluzione delle cause della mortalità. In quest'ottica, il modello APC è stato costruito con il fine ultimo di proiettare i più recenti tassi di variazione della mortalità nel breve periodo e di farli convergere ad un tasso di lungo periodo (LTR) scelto soggettivamente dall'utente.

Il modello ipotizza che la variazione del tasso di mortalità sia influenzata da componenti relative ad età, periodo (anno di calendario) e coorte. Ad esempio, nei dati storici è possibile riscontrare alcuni fattori del tipo età/periodo/coorte:

- età: si consideri ad esempio l'impatto sulla mortalità dell'introduzione dell'obbligo delle cinture di sicurezza, che ha portato ad una sensibile diminuzione dei decessi per incidenti stradali con un effetto proporzionalmente molto più significativo nelle età più giovani;
- periodo: si consideri la riduzione della mortalità negli ultimi decenni dovuta all'evoluzione nelle tecniche chirurgiche e alla prescrizione di massa di farmaci per la prevenzione e cura delle malattie cardiovascolari, e come questi cambiamenti abbiano avuto un effetto positivo su uno spettro molto ampio di età;
- coorte: si consideri l'effetto della partecipazione ad eventi bellici, quale la seconda guerra mondiale, e gli effetti sulla mortalità futura di una generazione rispetto a quella nata successivamente (1930-1940) che non ha partecipato direttamente a questi eventi.

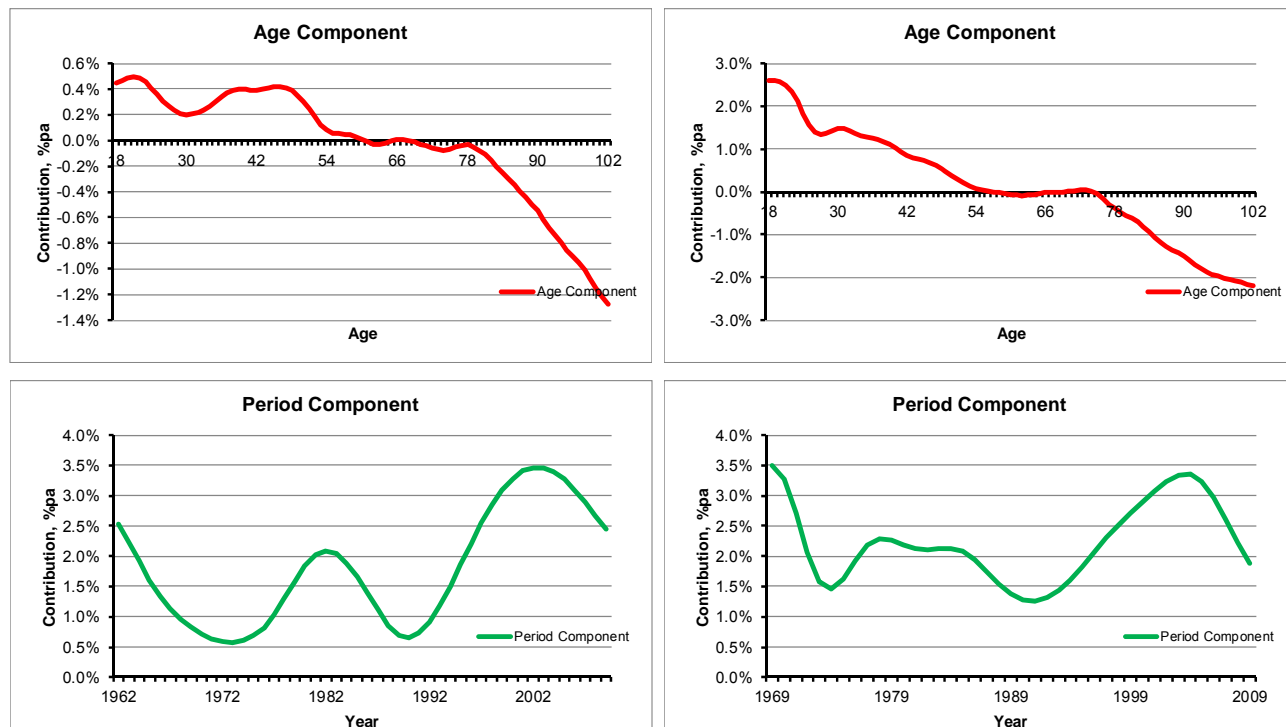
Il modello è costruito in due fasi distinte. Una prima fase in cui le componenti APC sono stimate e una seconda fase in cui esse sono proiettate e fatte convergere a un tasso di lungo periodo prestabilito dall'utente, eventualmente sulla base di *expert opinion* o altri studi di supporto.

Le componenti del modello APC sono stimate in base ai dati storici. In un primo momento, i tassi annuali di variazione della mortalità sono ottenuti attraverso smoothing dei dati grezzi della popolazione (dati HMD) con il metodo *p-spline*. Le componenti APC sono calcolate scomponendo, appunto, i tassi di variazione annuali della mortalità attraverso una procedura iterativa che prevede che la somma delle componenti Age Period e Cohort per ogni età x e anno di calendario t sia equivalente alla variazione annuale della mortalità $r(x,t)$, più una componente residuale che viene minimizzata.

Una volta ottenute le componenti storiche APC è possibile esaminare le varie componenti del tasso di variazione annuale della mortalità.

La Fig. 75 riporta le componenti Age/Period/Cohort per la popolazione italiana (maschi e femmine), stimate in base ai dati storici nell'arco degli anni 1962-2008 per i maschi e 1968-2008 per le femmine (per le femmine non e' stato possibile operare la procedura di smoothing mediante metodo *p-spline* con i dati tra il 1962 e il 1967).

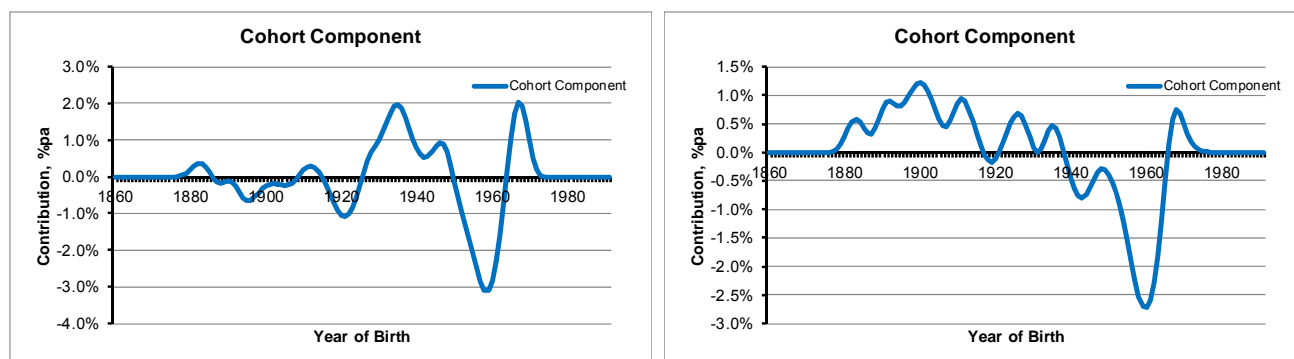
FIGURA 75 – COMPONENTI AGE/PERIOD/COHORT STIMATI 1962-2008 PER LA POPOLAZIONE ITALIANA
maschi (grafico di sinistra), femmine (grafico di destra)



E' facile riscontrare nella popolazione maschile la componente coorte per le generazioni nate tra il 1930 ed il 1940, già illustrata anche nell'*Executive summary*. Per quanto riguarda invece la componente periodale, e' riconoscibile una rapida accelerazione dall'anno 1990 coincidente con rapidi progressi nella mortalità per cause cardiovascolari sia nei maschi che nelle femmine.

Va ricordato che la somma delle singole componenti APC stimate (più il fattore residuo) per una certa età x ed anno di calendario t è per definizione uguale al tasso di variazione nella mortalità $r(x,t)$.

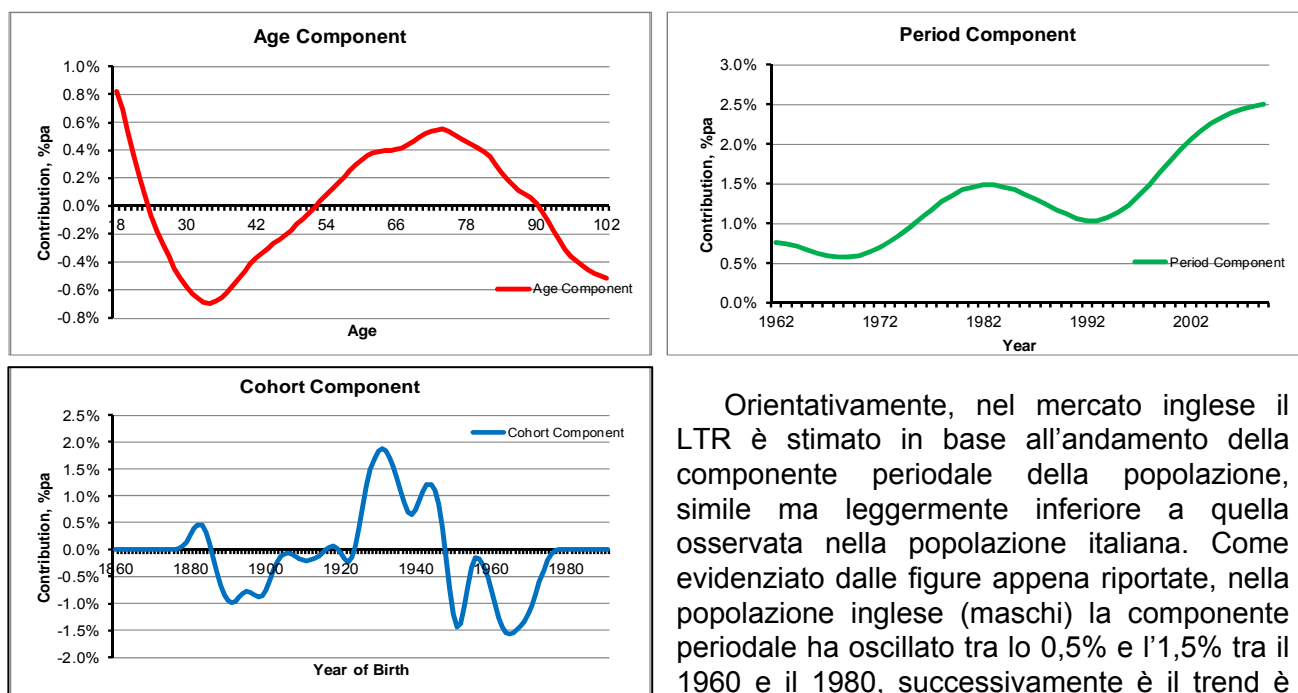
L'evidenza riportata per la componente Age appare più alta per le età più giovani che per



quelle più vecchie ma questa deve essere considerata insieme alle altre componenti periodo e coorte.

È inoltre di grande interesse il confronto con la popolazione maschile di Inghilterra e Galles, riportata nella Fig. 76, anche perché l'osservazione gli andamenti storici della componente periodale può essere un prezioso elemento nel processo della scelta della componente periodale di lungo termine (Long Term Rate) da utilizzare per le previsioni.

FIGURA 76 – COMPONENTI AGE/PERIOD/COHORT STIMATI 1962-2008 PER LA POPOLAZIONE INGHILTERRA E GALLES (DATI ONS)
maschi (grafico di sinistra), femmine (grafico di destra)



Orientativamente, nel mercato inglese il LTR è stimato in base all'andamento della componente periodale della popolazione, simile ma leggermente inferiore a quella osservata nella popolazione italiana. Come evidenziato dalle figure appena riportate, nella popolazione inglese (maschi) la componente periodale ha oscillato tra lo 0,5% e l'1,5% tra il 1960 e il 1980, successivamente è il trend è stato di ulteriore aumento, con una banda di

oscillazione tra l'1,0% e il massimo di 2,5% raggiunto recentemente. Anche in funzione di ciò, nel mercato si utilizzano LTR tra 1% e 2%, a seconda dell'approccio della valutazione, se più prudentiale o più realistica. In Italia, per i maschi il valore medio della componente periodale tra il 1962 e il 1991 e' attorno all'1.2% mentre tra il 1992 e il 2008 e' attorno al 2.8%. Per le femmine il valore è stato attorno al 2% tra il 1969 e il 1991 e al 2.5% fra il 1992 e il 2008. I valori della componente periodale registrati nel tempo dalla popolazione italiana consentono quindi di utilizzare per le previsioni valori più elevati di quelli comunemente utilizzati nel regno unito. In particolare, tenendo anche conto dei risultati prodotti con i modelli di tipo stocastico secondo tre scenari, si è deciso di replicare le proiezioni con il modello APC secondo tre diversi LTR:

- 2%, che può essere considerato uno scenario "best estimate" o centrale sia osservando l'andamento storico della componente periodale della popolazione italiana sia tenendo conto che lo stesso tasso è considerato come proiezione "best estimate" anche nel mercato inglese;
- 1,25% e 2,75%, che possono essere considerati come scenari "basso" e "alto", determinati per simmetria rispetto al 2% e tenendo conto dei livelli minimi e massimi osservati dalla componente periodale (come detto, un valore medio di 1,2% tra il 1962 e il 1991 e di 2,8% tra il 1992 e il 2008).

Una volta calcolate le componenti APC, il modello in maniera deterministica produce la convergenza dei fattori verso il tasso di lungo periodo, separatamente per le tre componenti. Le ipotesi per la convergenza delle componenti APC al LTR nel presente studio sono le stesse del modello base ("Core model") proposto dal CMIB e sono riportate nelle tabelle sottostanti.

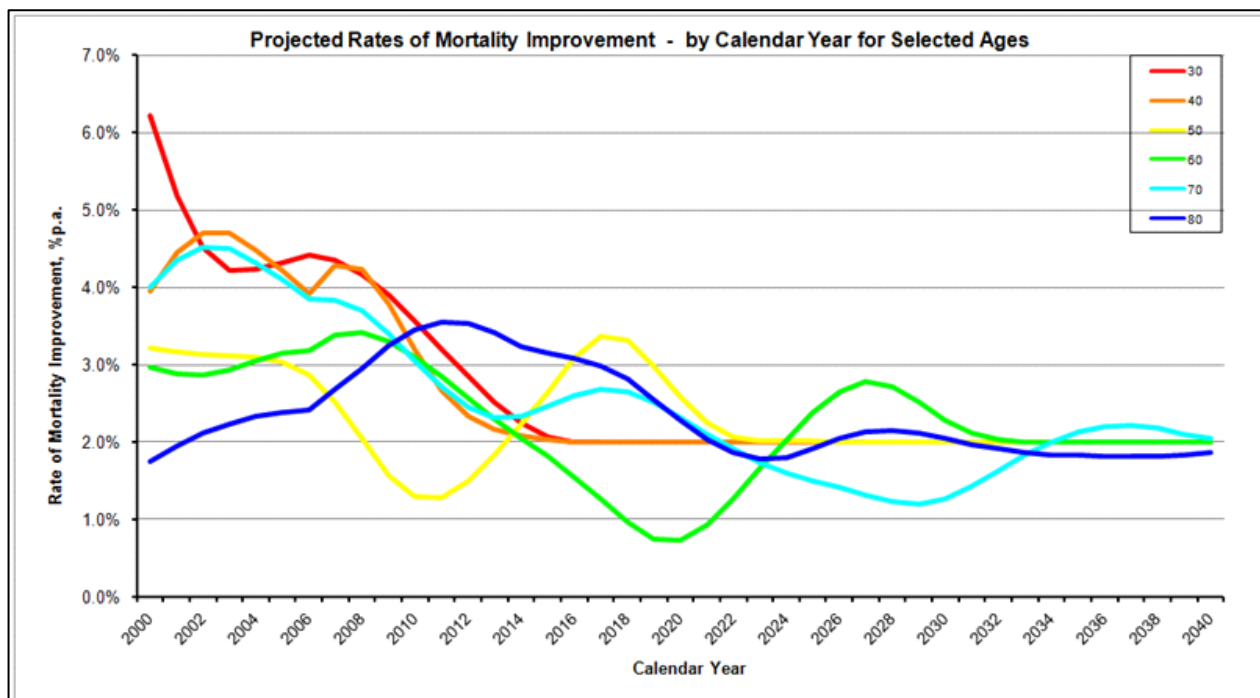
TABELLA 9 – COMPONENTI AGE/PERIOD/COHORT ELORO CONVERGENZA AL LTR PROPOSTA DAL CMI ("CORE MODEL")

| Componenti Age/Period | | Componente Coorte | |
|-----------------------|---------------------------|----------------------|---------------------------|
| Età | Convergenza al LTR (anni) | Coorte (t) | Convergenza al LTR (anni) |
| $x \leq 50$ | 10 | $t \leq 1911$ | 5 |
| $50 < x \leq 60$ | $10 + (x - 50)$ | $1911 < t \leq 1946$ | $5 + (t - 1911)$ |
| $60 < x \leq 80$ | 20 | $t > 1946$ | 40 |
| $80 < x \leq 95$ | $20 - (80 - x)$ | | |
| $x > 95$ | 5 | | |

Va sottolineato che il CMI ha proposto queste ipotesi come "base di lavoro", non certificandole come corrette ma solo come "ragionevoli", lasciando all'utente la possibilità ultima di modificarle.

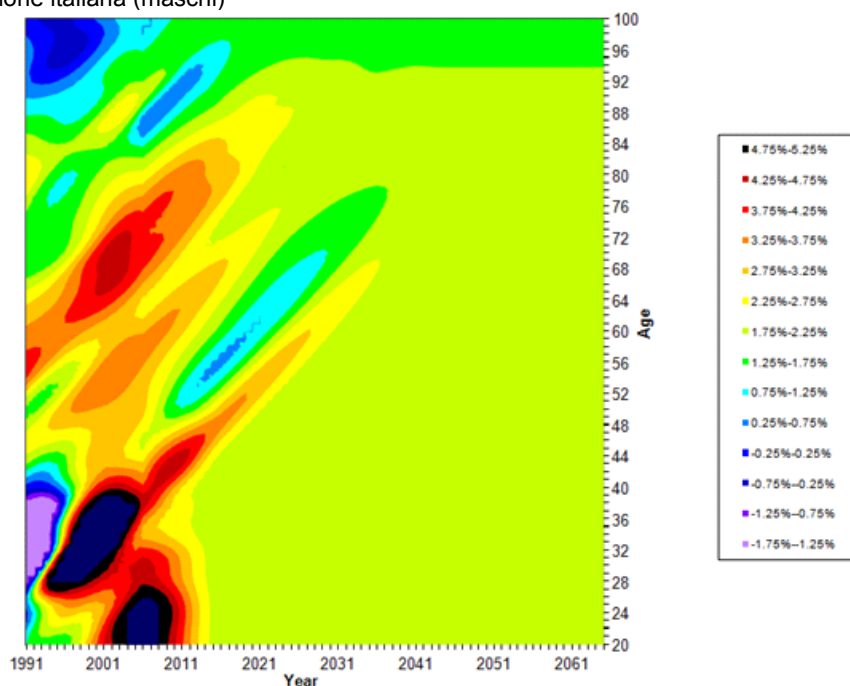
Per il presente studio, comunque, le ipotesi sono state mantenute. La seguente figura illustra come il modello opera la convergenza del tasso di variazione della mortalità ad un tasso di lungo termine del 2% sui maschi per certe classi di età.

FIGURA 77 – TASSI DI VARIAZIONE DELLA MORTALITÀ A VARIE ETÀ E LORO CONVERGENZA AL LTR 2% NEL MODELLO APC
popolazione italiana (maschi)



Nella Fig. 78 è riportata la “heat map” dei tassi di variazione della mortalità storici (dal 1991) e proiettati (fino al 2070) per maschi e femmine ottenuta dal modello APC usando l’ipotesi di tasso di variazione annuale di lungo periodo (LTR) del 2%. Le aree in rosso scuro rappresentano i tassi di variazione (guadagni di mortalità) piu’ elevati.

FIGURA 78 – HEAT MAP DEI TASSI DI VARIAZIONE DELLA MORTALITÀ E LORO CONVERGENZA AL LTR 2% NEL MODELLO APC
popolazione italiana (maschi)



Per il modello APC utilizzato nel presente studio, come per i risultati ottenuti mediante i modelli di tipo stocastico, per le età comprese tra i 96 ed i 120 anni (età di chiusura della tavola di mortalità) è stata impiegata una procedura di graduation dei tassi di mortalità relativi alle età 60-95

per ogni anno di calendario proiettato (2010-2040). Tale procedura utilizza funzioni di tipo *p-splines* e consente di ottenere simultaneamente un'estrapolazione ed una perequazione dei tassi di mortalità fino a 120 anni (cfr. Currie et al., 2004 e Richards-Currie, 2011).

IX. Approfondimenti sui risultati degli scenari dei modelli di tipo stocastico

I risultati relativi sia agli scenari centrali che agli scenari di alta e bassa mortalità sono rappresentati in tavole di mortalità a doppia entrata sulle cui righe sono riportati i tassi di mortalità alle varie età mentre sulle colonne i tassi di mortalità nei vari anni di calendario. Questa rappresentazione permette di individuare tre tipologie di tavole:

- tavole di periodo (mortalità in un generico anno *t*): lettura della tavola per colonna;
- tavole per generazione (mortalità della coorte nata nell'anno *t-x*): lettura in diagonale;
- profilo della mortalità (trend della mortalità per una generica età *x*): lettura per riga.

Esempio di tavola di mortalità a doppia entrata, funzione dell'età *x* e dell'anno di calendario *t*

| | ... | <i>t</i> - 1 | <i>t</i> | <i>t</i> + 1 | ... |
|--------------|-----|-----------------------|-------------------|-----------------------|-----|
| 0 | ... | $q_0(t - 1)$ | $q_0(t)$ | $q_0(t + 1)$ | ... |
| 1 | ... | $q_1(t - 1)$ | $q_1(t)$ | $q_1(t + 1)$ | ... |
| ... | ... | ... | ... | ... | ... |
| <i>x</i> | ... | $q_x(t - 1)$ | $q_x(t)$ | $q_x(t + 1)$ | ... |
| <i>x</i> + 1 | ... | $q_{x+1}(t - 1)$ | $q_{x+1}(t)$ | $q_{x+1}(t + 1)$ | ... |
| ... | ... | ... | ... | ... | ... |
| $\omega - 1$ | ... | $q_{\omega-1}(t - 1)$ | $q_{\omega-1}(t)$ | $q_{\omega-1}(t + 1)$ | ... |

I risultati degli scenari centrali dei modelli di tipo stocastico

Per visualizzare una sintesi dei risultati degli scenari centrali dei modelli di tipo stocastico le seguenti figure riportano:

- i valori del logaritmo naturale dei tassi centrali di mortalità, $\log(m_{x,t})$, storici e proiettati per le età di riferimento 60-95 anni;
- le probabilità di morte $q_{x,t}$ proiettate per le età 60-120 anni.

Gli scenari di mortalità ottenuti in base all'applicazione dei modelli di proiezione sono riferiti ad un intervallo di età di 60-95 anni. Per le età comprese tra i 96 ed i 120 anni (età di chiusura della tavola di mortalità) è stata impiegata la stessa procedura di graduation appena descritta al termine del paragrafo precedente (cfr. Currie et al., 2004 e Richards-Currie, 2011)

FIGURA 79 – LOGARITMO NATURALE DEI TASSI DI MORTALITÀ PROIETTATI CON IL MODELLO LC (SCENARIO CENTRALE) – DIP. PRIVATI
Età 60-95, 1980-2040, maschi (grafico di sinistra), femmine (grafico di destra)

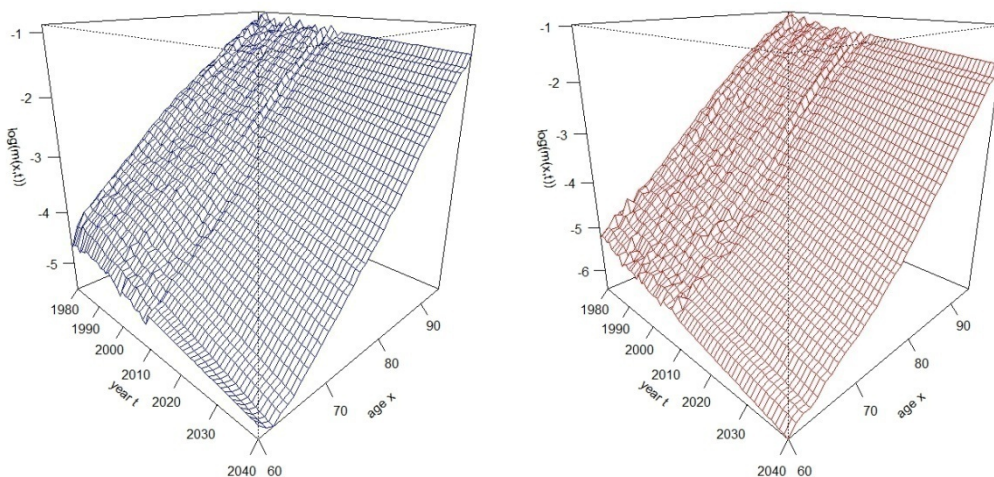


FIGURA 80 – TASSI DI MORTALITÀ PROIETTATI CON IL MODELLO LC (SCENARIO CENTRALE) – DIP. PRIVATI

Età 60-120, 2010-2040, maschi (grafico di sinistra), femmine (grafico di destra)

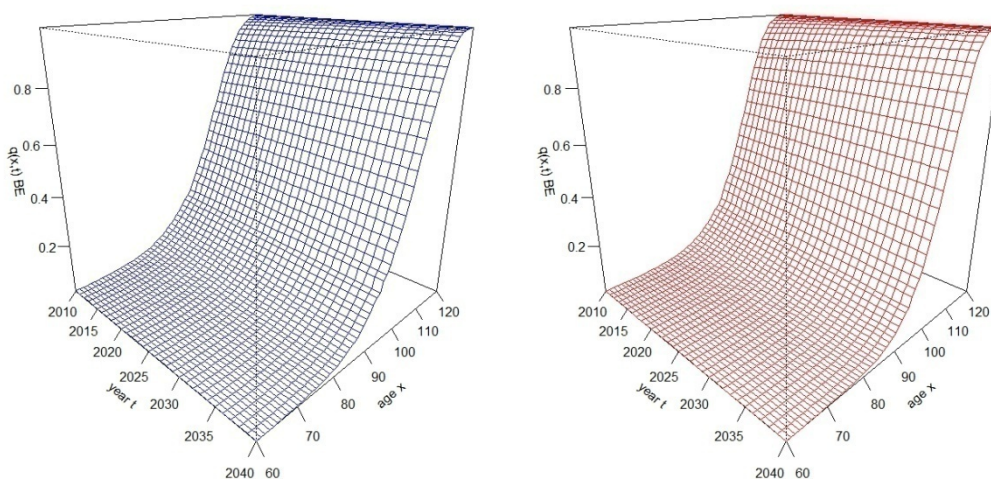


FIGURA 81 – LOGARITMO NATURALE DEI TASSI DI MORTALITÀ PROIETTATI CON IL MODELLO RH (SCENARIO CENTRALE) – DIP. PRIVATI

Età 60-95, 1980-2040, maschi (grafico di sinistra), femmine (grafico di destra)

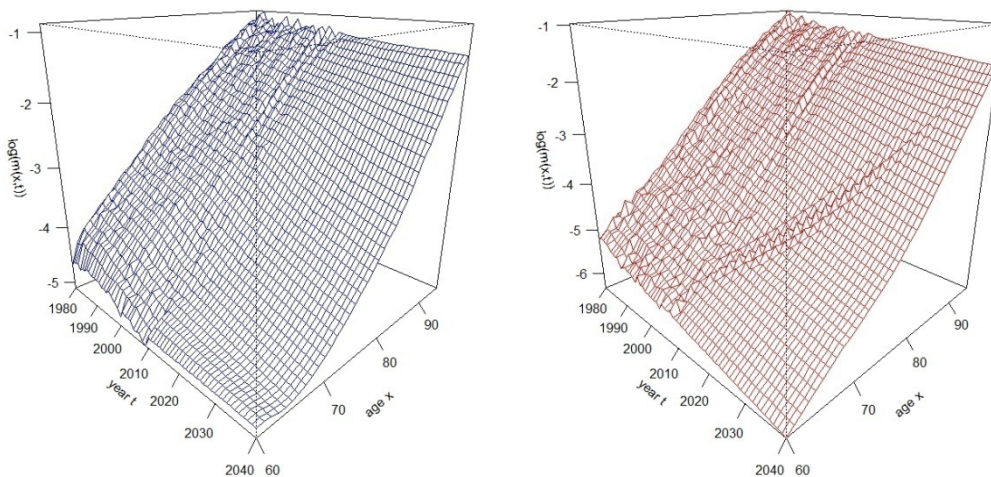


FIGURA 82 – TASSI DI MORTALITÀ PROIETTATI CON IL MODELLO RH (SCENARIO CENTRALE) – DIP. PRIVATI

Età 60-120, 2010-2040, maschi (grafico di sinistra), femmine (grafico di destra)

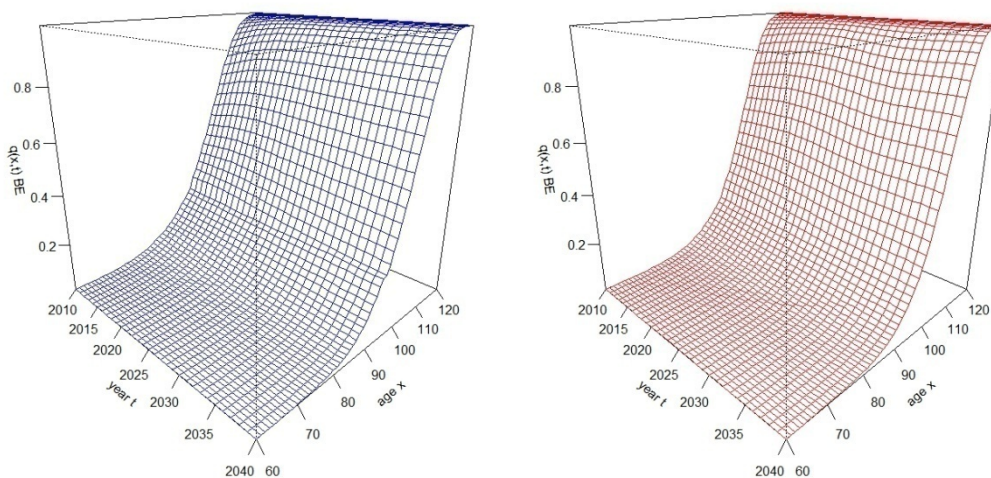


FIGURA 83 – LOGARITMO NATURALE DEI TASSI DI MORTALITÀ PROIETTATI CON IL MODELLO LC (SCENARIO CENTRALE) – AUTONOMI 1980-2040, maschi (grafico di sinistra) età 65-95, femmine (grafico di destra) età 60-95

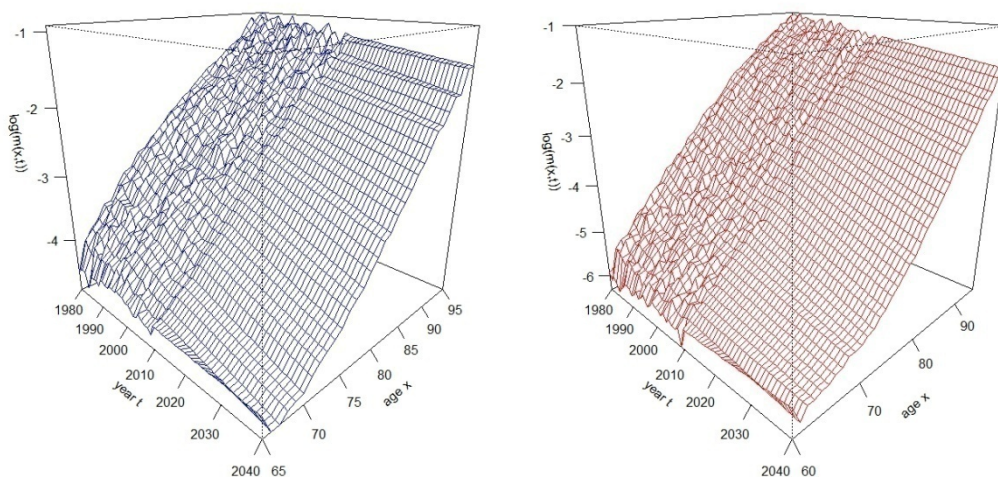


FIGURA 84 – TASSI DI MORTALITÀ PROIETTATI CON IL MODELLO LC (SCENARIO CENTRALE) – AUTONOMI 2010-2040, maschi (grafico di sinistra) età 65-120, femmine (grafico di destra) età 60-120

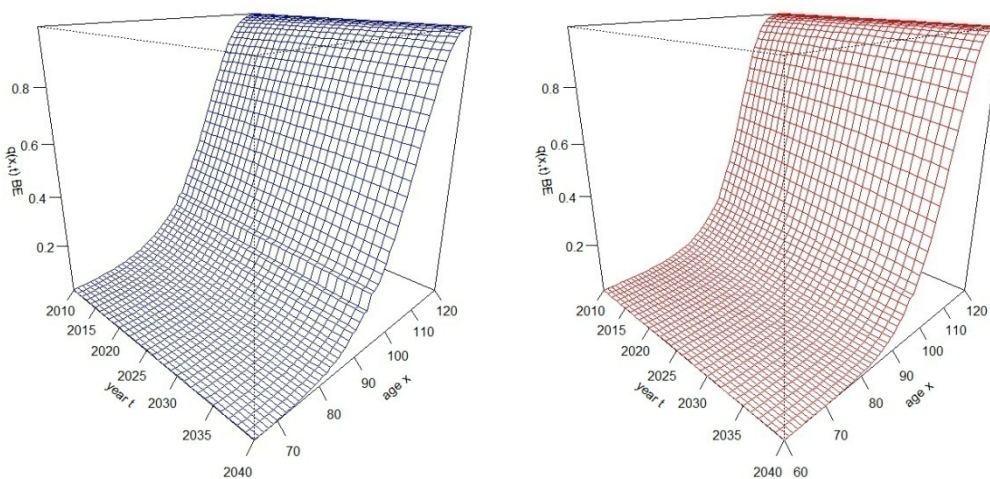


FIGURA 85 – LOGARITMO NATURALE DEI TASSI DI MORTALITÀ PROIETTATI CON IL MODELLO RH (SCENARIO CENTRALE) – AUTONOMI 1980-2040, maschi (grafico di sinistra) età 65-95, femmine (grafico di destra) età 60-95

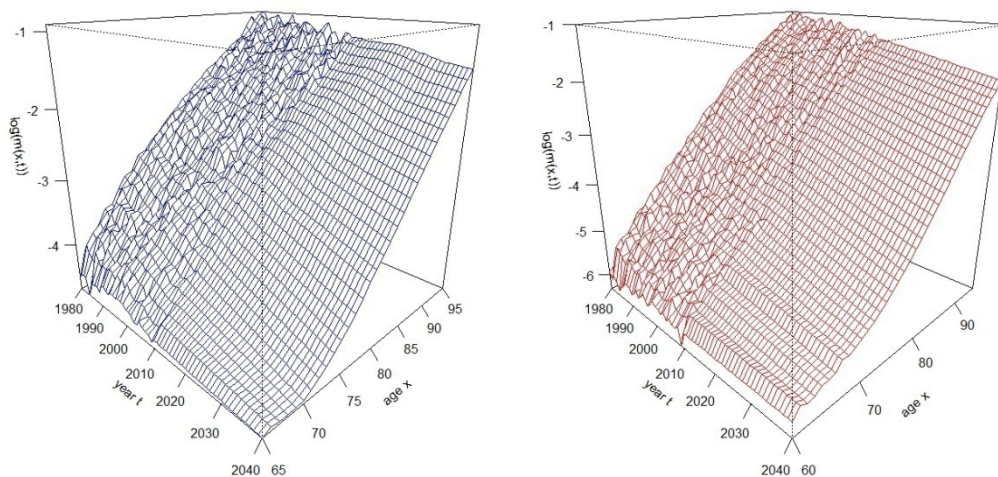


FIGURA 86 – TASSI DI MORTALITÀ PROIETTATI CON IL MODELLO RH (SCENARIO CENTRALE) – AUTONOMI
2010-2040, maschi (grafico di sinistra) età 65-120, femmine (grafico di destra) età 60-120

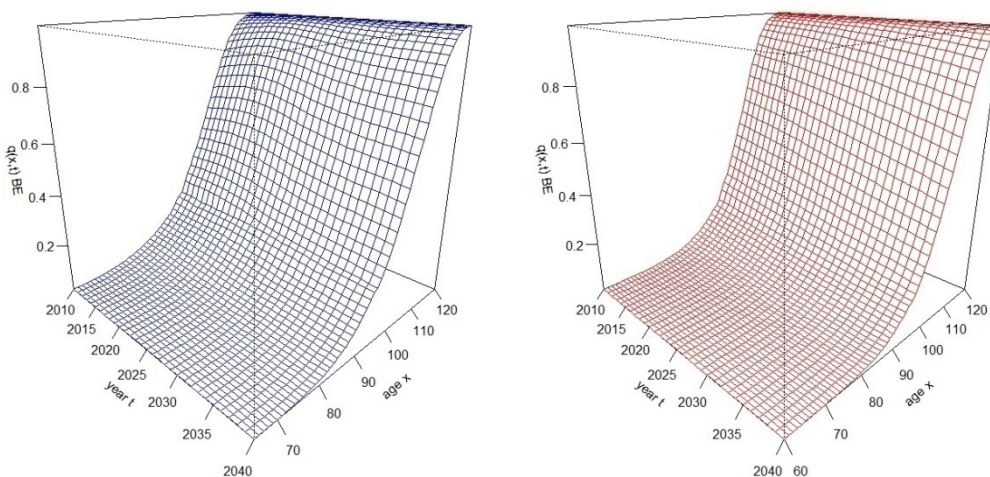


FIGURA 87 – LOGARITMO NATURALE DEI TASSI DI MORTALITÀ PROIETTATI CON IL MODELLO LC (SCENARIO CENTRALE) – TOTALE (DIP. PRIVATI E AUTONOMI)
Età 60-95, 1980-2040, maschi (grafico di sinistra), femmine (grafico di destra)

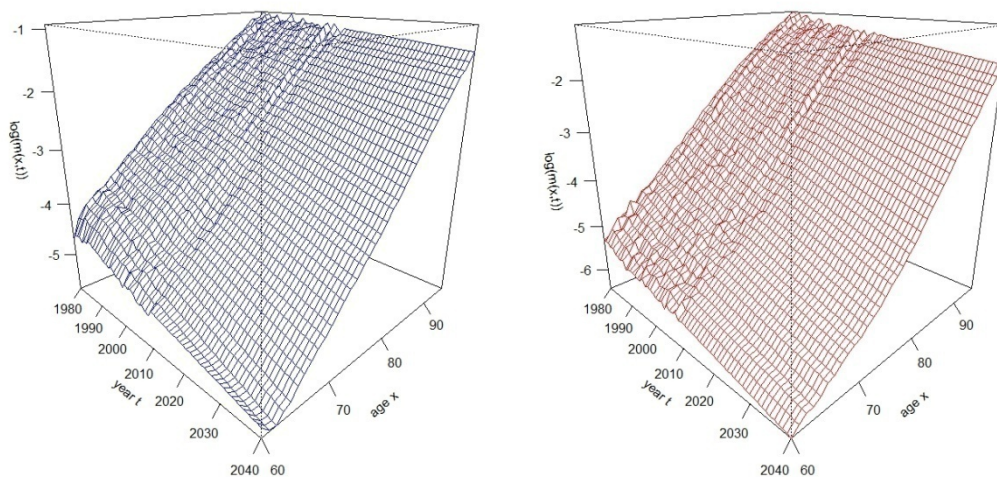
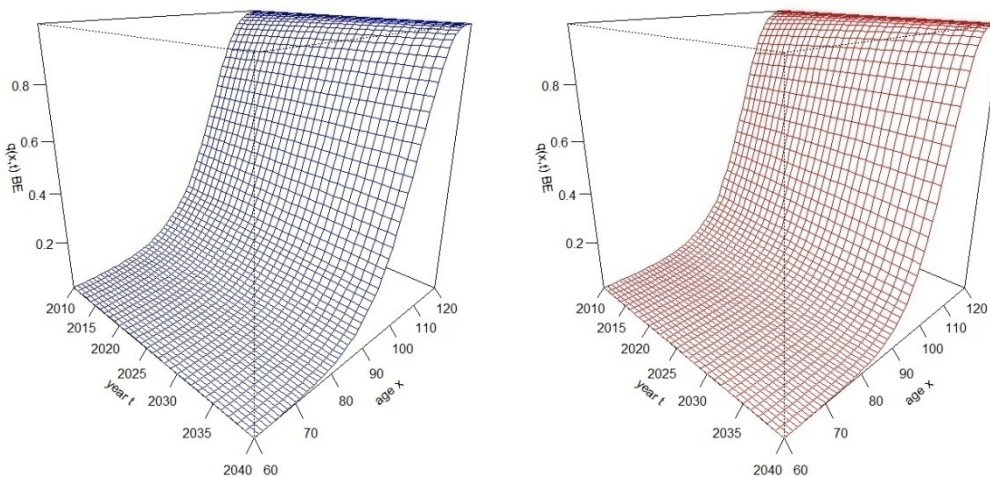


FIGURA 88 – TASSI DI MORTALITÀ PROIETTATI CON IL MODELLO LC (SCENARIO CENTRALE) – TOTALE (DIP. PRIVATI E AUTONOMI)
Età 60-120, 2010-2040, maschi (grafico di sinistra), femmine (grafico di destra)



La proiezione dei parametri dei modelli di tipo stocastico

Nelle figure seguenti sono riportati i parametri “fittati” sui dati storici ed i valori proiettati fino al 2040 del modello Lee-Carter ($k_t^{(2)}$) e del modello Renshaw-Haberman ($k_t^{(2)}$ e $\gamma_{t-x}^{(3)}$) per i tre scenari centrale (valor medio delle simulazioni), alto (percentili al 5%) e basso (percentili al 95%).

FIGURA 89 – PARAMETRO K2 DEL MODELLO LC: VALORI STORICI E PROIETTATI (SCENARI BASSO, CENTRALE E ALTO) – DIP. PRIVATI
Età 60-95, 1980-2040, maschi (grafico di sinistra), femmine (grafico di destra)

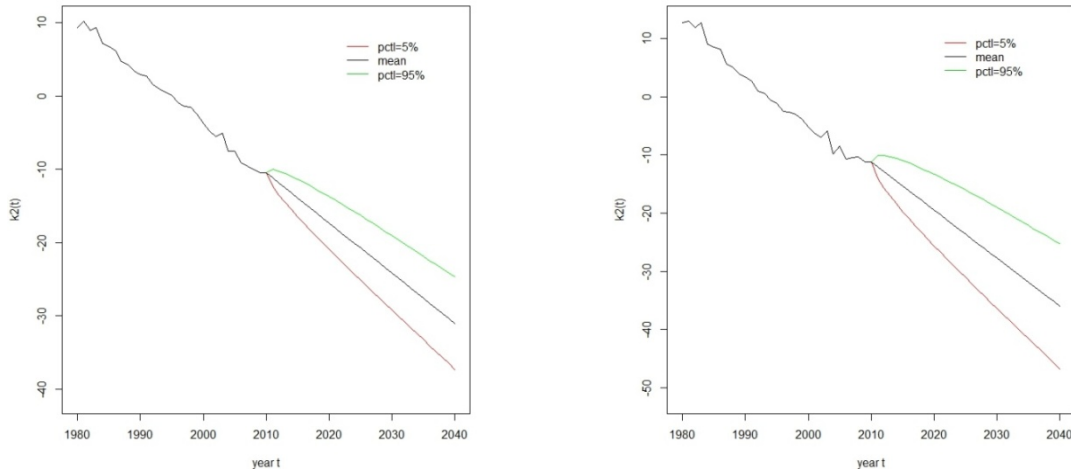
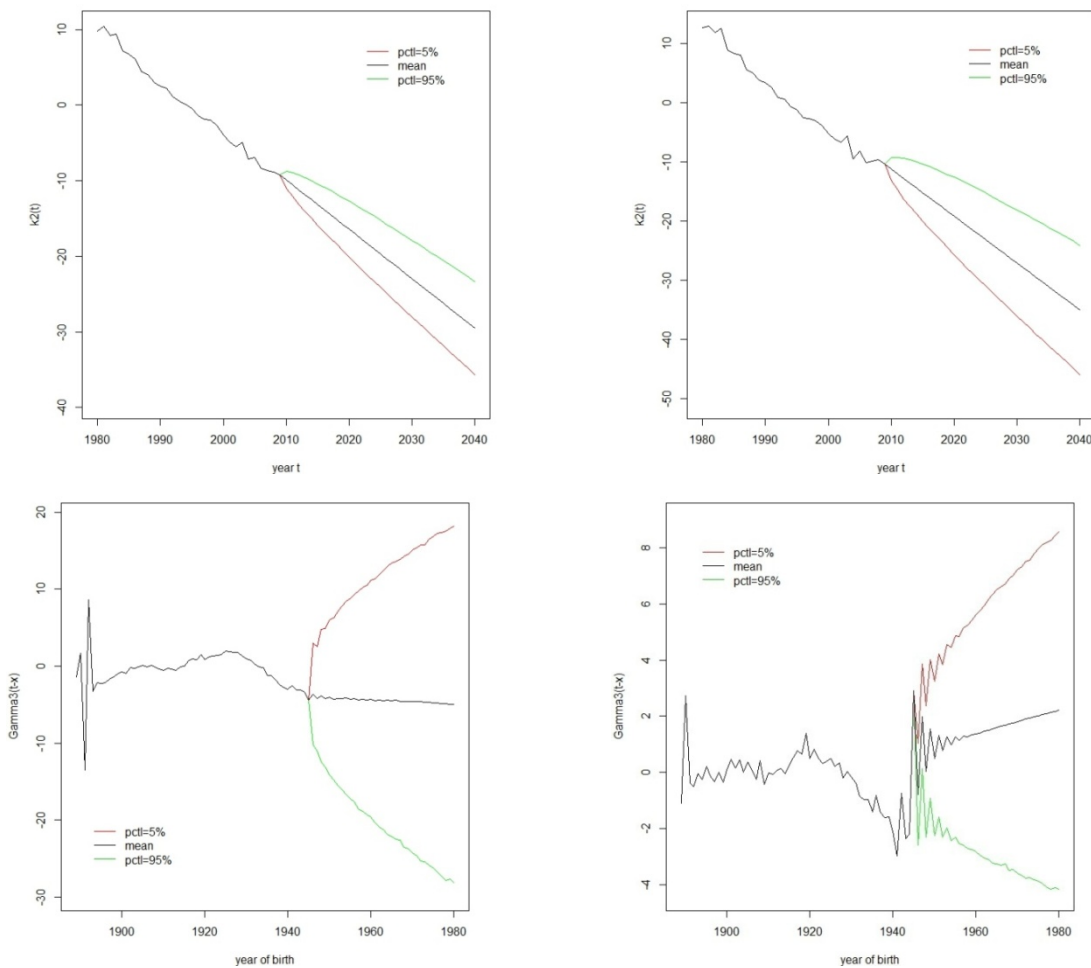


FIGURA 90 – PARAMETRI K2 (SOPRA) E GAMMA3 (SOTTO) DEL MODELLO RH: VALORI STORICI E PROIETTATI (SCENARI BASSO, CENTRALE E ALTO) – DIP. PRIVATI

Età 60-95, 1980-2040, maschi (grafico di sinistra), femmine (grafico di destra)



Come già osservato in sede di scelta del modello ARIMA, il parametro $k_t^{(2)}$ mostra un trend lineare, con un intervallo di confidenza più o meno ampio in base alla variabilità del collettivo

analizzato. Il parametro γ_{t-x} , relativo all'effetto coorte, non mostra invece un trend ben definito e i dati storici sono piuttosto fluttuanti.

Ciò comporta, in fase di proiezione, intervalli di confidenza ampi dovuti alla elevata variabilità del fenomeno storico.

FIGURA 91 – PARAMETRO K2 DEL MODELLO LC: VALORI STORICI E PROIETTATI (SCENARI BASSO, CENTRALE E ALTO) – AUTONOMI 1980-2040, maschi (grafico di sinistra) età 65-95, femmine (grafico di destra) età 60-95

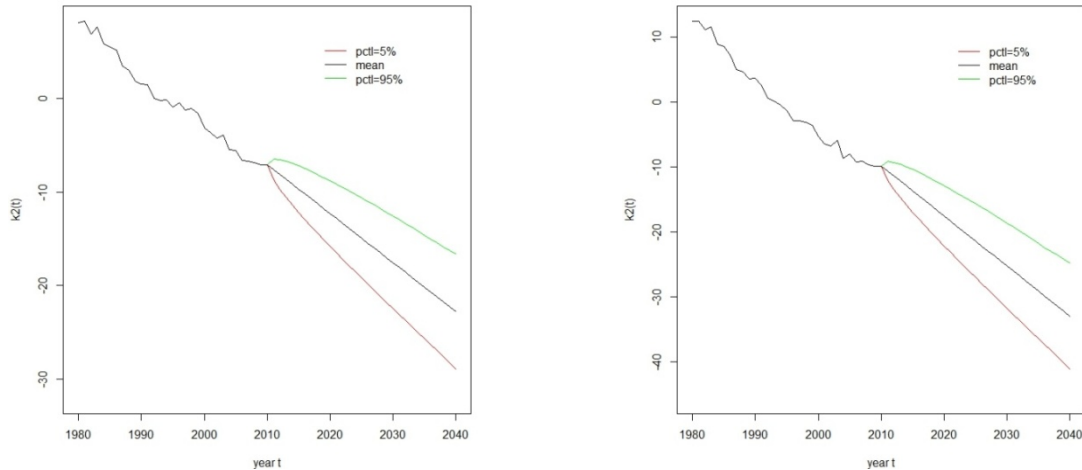


FIGURA 92 – PARAMETRI K2 (SOPRA) E GAMMA3 (SOTTO) DEL MODELLO RH: VALORI STORICI E PROIETTATI (SCENARI BASSO, CENTRALE E ALTO) – AUTONOMI 1980-2040, maschi (grafico di sinistra) età 65-95, femmine (grafico di destra) età 60-95

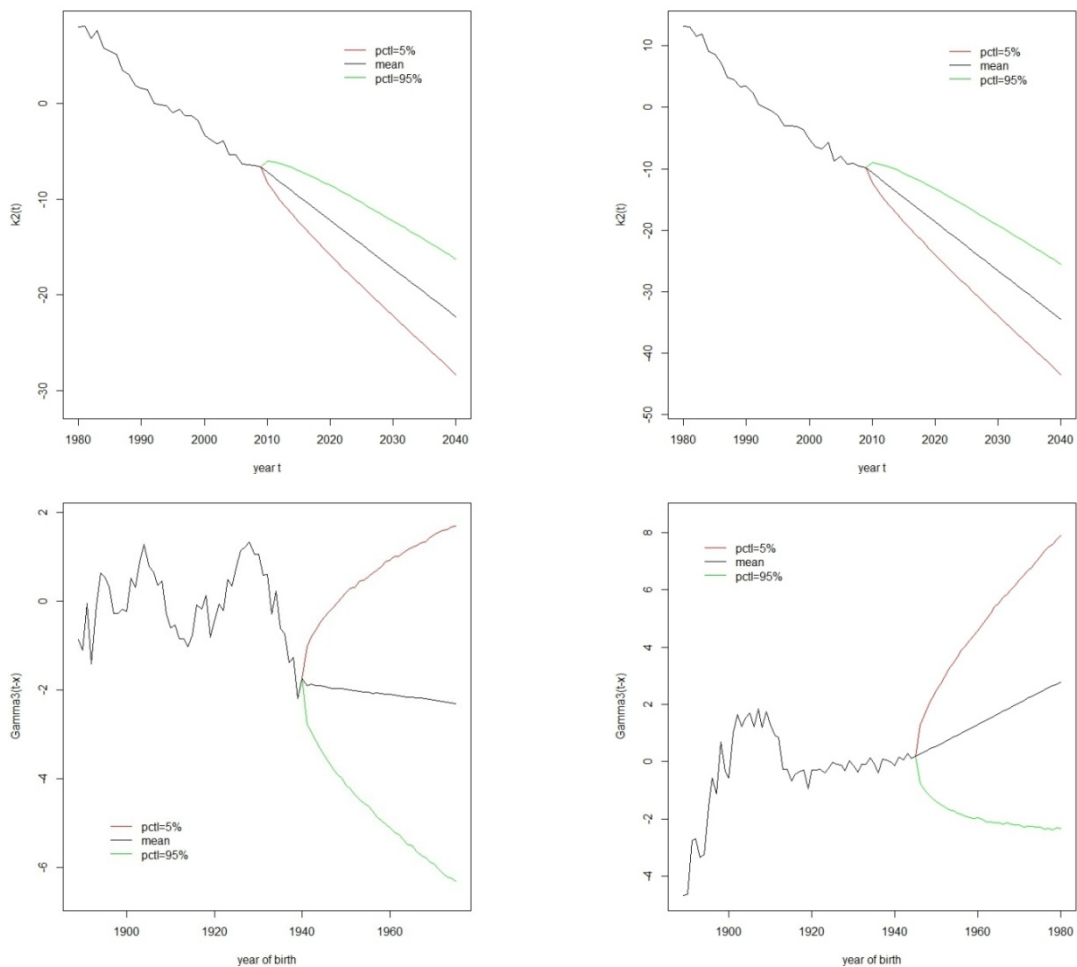
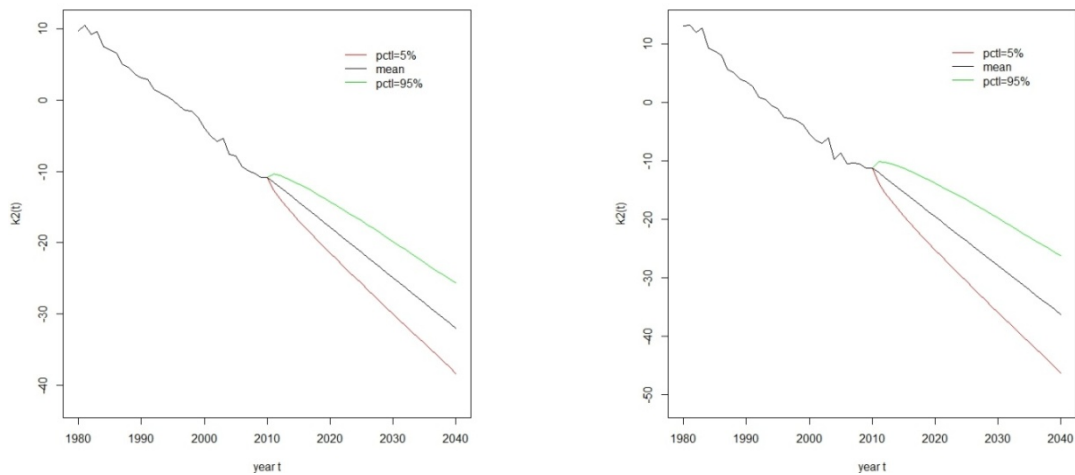


FIGURA 93 – PARAMETRO K2 DEL MODELLO LC: VALORI STORICI E PROIETTATI (SCENARI BASSO, CENTRALE E ALTO) – TOTALE (DIP. PRIVATI E AUTONOMI)
1980-2040, maschi (grafico di sinistra) età 65-95, femmine (grafico di destra) età 60-95



La proiezione della mortalità per generazioni

A titolo esemplificativo, si riportano i grafici di una tavola di mortalità per generazione (coorte del 1945, ossia avente 65 anni nel 2010) per i tre scenari alto (percentile 5%), centrale (medio) e basso (percentile 95%) ottenuti con i modelli di proiezione di Lee-Carter e Renshaw-Haberman.

FIGURA 94 – TASSI DI MORTALITÀ PROIETTATI CON IL MODELLO LC (SCENARIO BASSO, CENTRALE E ALTO) – DIPENDENTI PRIVATI
Coorte 1945, 2010-2040, maschi (grafico di sinistra), femmine (grafico di destra)

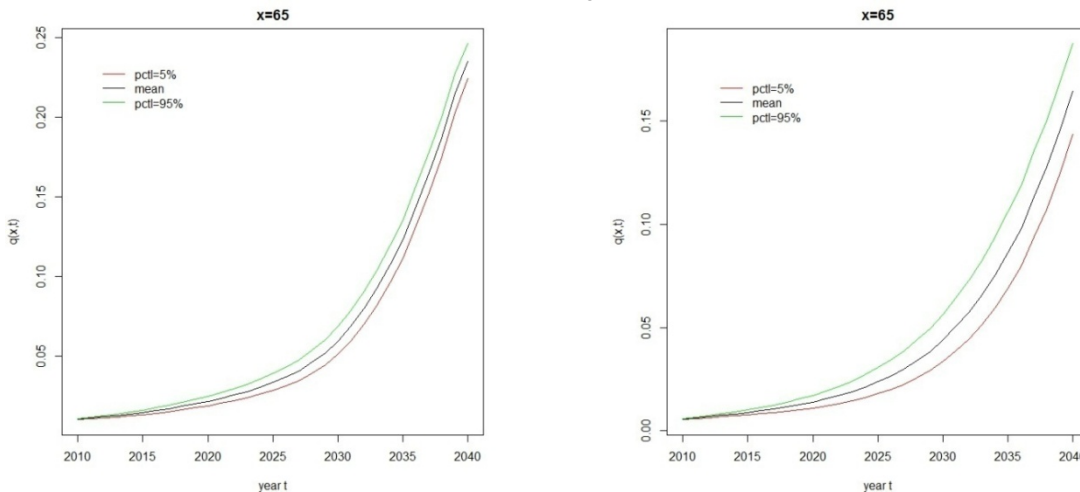


FIGURA 95 – TASSI DI MORTALITÀ PROIETTATI CON IL MODELLO RH (SCENARIO BASSO, CENTRALE E ALTO) – DIPENDENTI PRIVATI
Coorte 1945, 2010-2040, maschi (grafico di sinistra), femmine (grafico di destra)

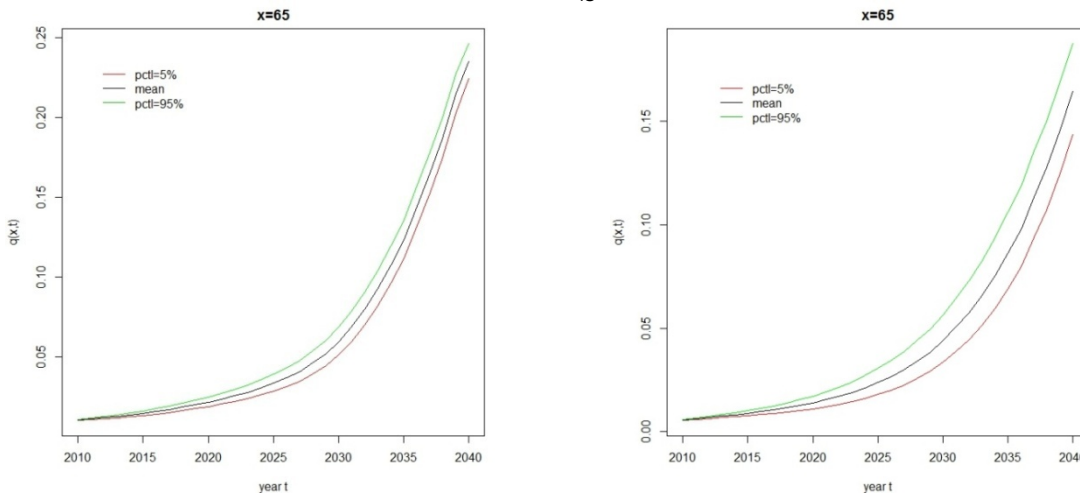


FIGURA 96 – TASSI DI MORTALITÀ PROIETTATI CON IL MODELLO LC (SCENARIO BASSO, CENTRALE E ALTO) – AUTONOMI
Coorte 1945, 2010-2040, maschi (grafico di sinistra), femmine (grafico di destra)

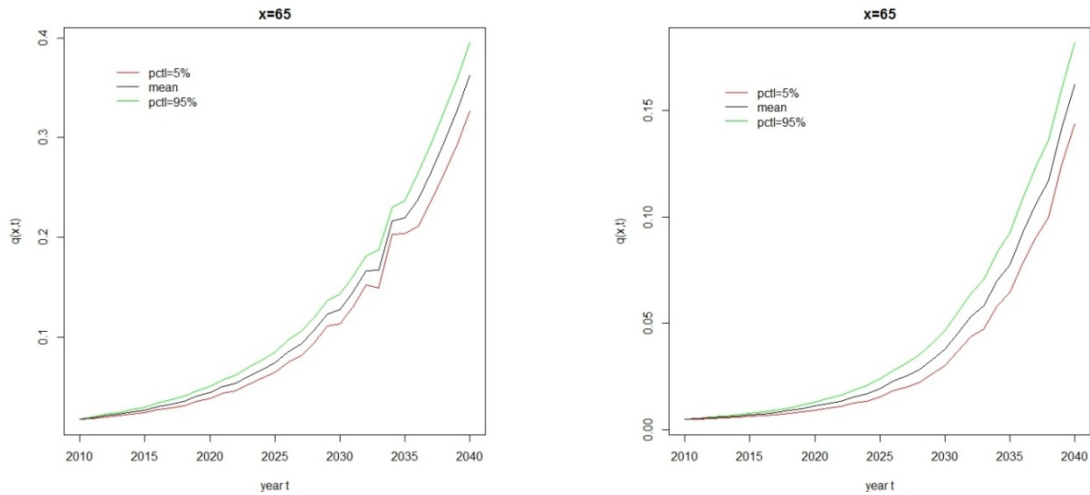


FIGURA 97 – TASSI DI MORTALITÀ PROIETTATI CON IL MODELLO RH (SCENARIO BASSO, CENTRALE E ALTO) – AUTONOMI
Coorte 1945, 2010-2040, maschi (grafico di sinistra), femmine (grafico di destra)

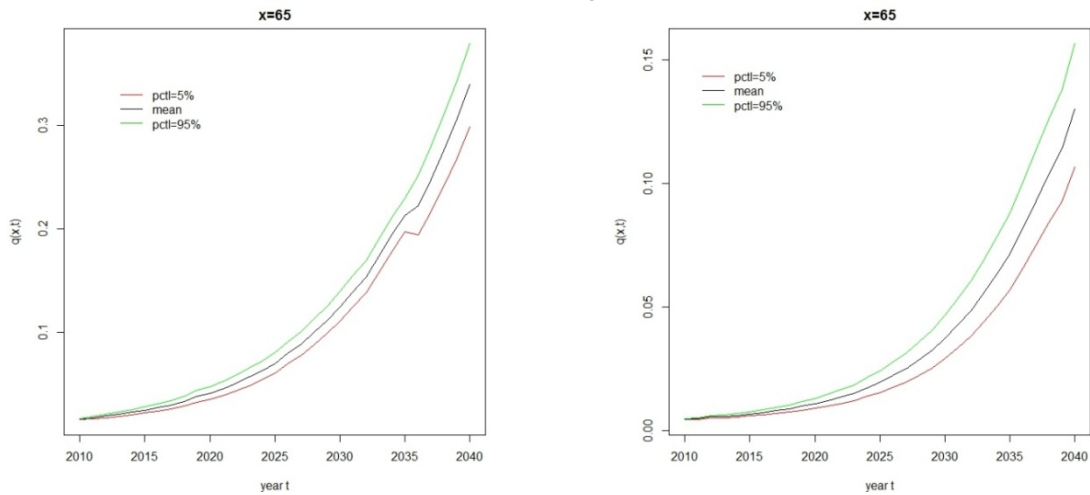
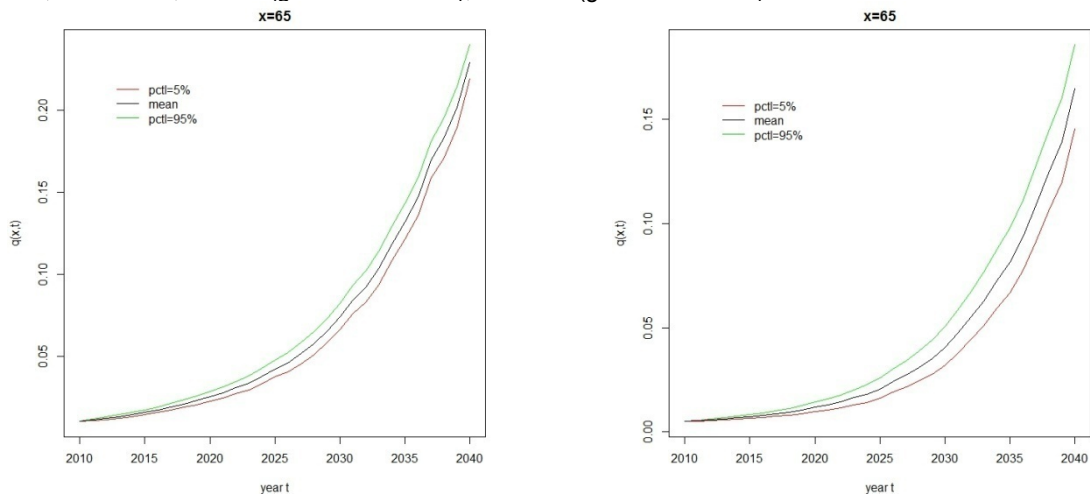


FIGURA 98 – TASSI DI MORTALITÀ PROIETTATI CON IL MODELLO LC (SCENARIO BASSO, CENTRALE E ALTO) – TOTALE (DIP. PRIVATI E AUTONOMI)

Coorte 1945, 2010-2040, maschi (grafico di sinistra), femmine (grafico di destra)



RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- [1] Andreev, K., Vaupel, J., (2005): "Patterns of Mortality Improvement over Age and Time in Developed Countries: Estimation, Presentation and Implications for Mortality Forecasting", Paper presented PAA annual meeting, Philadelphia, May, 2005
- [2] ANIA-INPS-Ordine Nazionale degli Attuari: Gruppo di lavoro percettori rendite (2008) - "Le tendenze demografiche dei percettori di rendite in Italia - 1980-2004 e proiezione 2005-2035", <http://www.ordineattuari.it/pubblicazioni/2010/12/studio-tendenze-demografiche-percettori-rendite>
- [3] Brouhns, N., Denuit, M. and Vermunt, J. K. (2002). A Poisson Log-Bilinear Approach to the Construction of Projected Life Tables. *Insurance: Mathematics and Economics* 31: 373-393.
- [4] Cairns, A.J.G., Blake, D., and Dowd, K. (2006). A Two-Factor Model for Stochastic Mortality with Parameter Uncertainty: Theory and Calibration. *Journal of Risk and Insurance* 73: 687-718.
- [5] Cairns, A. J. G., Blake, D., Dowd, K., (2008). Modelling and Management of Mortality Risk: a Review. *Scandinavian Actuarial Journal* 2-3: 79-113.
- [6] Cairns, A.J.G., Blake, D., Dowd, K., Coughlan, G.D., Epstein, D., Ong, A., Balevich, I. (2009). A Quantitative Comparison of Stochastic Mortality Models Using Data from England & Wales and the United States. *North American Actuarial Journal* 13: 1-35.
- [7] Cairns, A. J. G., Blake, D., Dowd, K., Coughlan, G. D., Epstein, D., Khalaf-Allah, M. (2011): Mortality Density Forecasts: An Analysis of six Stochastic Mortality Models, *Insurance: Mathematics and Economics*, 48, 355–367.
- [8] CMI, Working paper 41 <http://www.actuaries.org.uk/research-and-resources/pages/cmi-working-paper-41>
- [9] Cocevar, P., An Analysis of Recent Mortality Trends in the Italian Population Using Penalised B-Spline Regression (2007). *Giornale dell'Istituto Italiano degli Attuari*, Vol. 70, pp. 21-43, 2007. Disponibile su SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1511125>
- [10] Coughlan et al. (2007). LifeMetrics: A Toolkit for Measuring and Managing Longevity and Mortality Risk . Technical Document. JP Morgan, London.
- [11] Currie I. D., Durban, M. and Eilers, P. H. C. (2004): Smoothing and Forecasting Mortality Rates, *Statistical Modelling*, 4, 279-298.
- [12] Dowd, K., Cairns, A. J. G., Blake, D., Coughlan, G. D., Epstein, D., Khalaf-Allah, M. (2010): Evaluating the Goodness of Fit of Stochastic Mortality Models, *Insurance: Mathematics and Economics*, 47: 255–265.
- [13] Dowd, K., Cairns, A. J. G., Blake, D., Coughlan, G. D., Epstein, D., Khalaf-Allah, M. (2010): Backtesting Stochastic Mortality Models: An ex-post Evaluation of Multi-Period-Ahead Density Forecasts, *North American Actuarial Journal*, 14: 281–298.
- [14] Eilers, P. H. C., Marx , B. D.,(2009) "Flexible smoothing with b-splines and penalties". *Statist. Sci.*, 11:89{121, 1996.
- [15] HMD (2012): "Human mortality database", University of California, Berkeley (U.S.A.) and Max Planck Institute for Demographic Research (Germany) URL: www.mortality.org.
- [16] Lee, R.D., Carter, L.R. (1992). "Modelling and Forecasting U.S. Mortality". *Journal of the American Statistical Association* 87: 659-675.
- [17] Olivieri A., Pitacco E. (2006): "Life Annuities and Longevity Dynamics". Working Paper n. 36, CERAP.
- [18] Pitacco E., Denuit M., Haberman S., Olivieri A. (2009): "Modelling Longevity Dynamics for Pensions and Annuity Business". Oxford University Press.
- [19] Renshaw, A.E., Haberman, S. (2003). „On the Forecasting of Mortality Reduction Factors". *Insurance: Mathematics and Economics* 32: 379-401.
- [20] Renshaw, A.E., Haberman, S. (2006).“ A Cohort-Based Extension to the Lee-Carter Model for Mortality Reduction Factors". *Insurance: Mathematics and Economics* 38: 556–570.
- [21] Richards, S. J., Jones, G. (2004). "Financial aspects of longevity risk", The Staple Inn Actuarial Society.
- [22] Richards, S. J., Ellam J. R., Hubbard, J., Lu, J. L. C., Makin, S. J., Miller, K. A. (2007): "Two-dimensional mortality data: Patterns and projections", Presented to the Faculty of Actuaries 19 March 2007.
- [23] Richards, S. J., Currie, I. D. (2011). "Extrapolating Mortality Projections by Age", *Life and Pensions Risk magazine*.

- [24] Shaw, C. (2007) "Fifty years of United Kingdom national population projections: how accurate have they been?"