

ECONOMIA ITALIANA

Fondata da Mario Arcelli

Le implicazioni del cambiamento demografico sul sistema economico e finanziario italiano 2022/3

 LUISS

CASMEF Centro Arcelli
per gli Studi Monetari e Finanziari

UNIVERSITÀ CATTOLICA del Sacro Cuore
CESPEM

Centro Studi di Politica economica
e monetaria "Mario Arcelli"

Economia Italiana

Fondata da Mario Arcelli

COMITATO SCIENTIFICO

(Editorial board)

CO-EDITORS

GIUSEPPE DE ARCANGELIS - Sapienza, Università di Roma

ALBERTO PETRUCCI - LUISS Guido Carli

PAOLA PROFETA - Università Bocconi

MEMBRI DEL COMITATO *(Associate Editors)*

CARLOTTA BERTI CERONI

Università di Bologna

LORENZO CODOGNO

London School of Economics and Political Science

GIUSEPPE DI TARANTO,

LUISS Guido Carli

STEFANO FANTACONE

Centro Europa Ricerche

EMMA GALLI

Sapienza, Università di Roma

PAOLO GIORDANI

LUISS Guido Carli

GIORGIA GIOVANNETTI

Università di Firenze

ENRICO GIOVANNINI

Università di Roma "Tor Vergata"

ANDREA MONTANINO

Cassa Depositi e Prestiti

SALVATORE NISTICÒ

Sapienza, Università di Roma

FRANCESCO NUCCI

Sapienza, Università di Roma

ANTONIO ORTOLANI

AIDC

ALESSANDRO PANDIMIGLIO

Università degli Studi "Gabriele d'Annunzio" Chieti - Pescara

BENIAMINO QUINTIERI

Università di Roma "Tor Vergata"

PIETRO REICHLIN

LUISS Guido Carli

FABIANO SCHIVARDI

LUISS Guido Carli

MARCO SPALLONE

Università degli Studi "Gabriele d'Annunzio" Chieti - Pescara

FRANCESCO TIMPANO

Università Cattolica del Sacro Cuore

MARIO TIRELLI

Università Roma Tre

GIOVANNA VALLANTI

LUISS Guido Carli

DIRETTORE RESPONSABILE *(Editor in Chief)*: GIOVANNI PARRILLO

ADVISORY BOARD

PRESIDENTE *(President)*

PAOLO GUERRIERI - Sapienza, Università di Roma e PSIA, SciencesPo

CONSIGLIO *(Members)*

FEDERICO ARCELLI, Center for International Governance Innovation

RICCARDO BARBIERI, Tesoro

CARLO COTTARELLI, Università Cattolica del Sacro Cuore

SERGIO DE NARDIS, Sep-LUISS

GIORGIO DI GIORGIO, Editrice Minerva Bancaria

ANDREA FERRARI, AIDC

RICCARDO GABRIELLI, Deloitte

EUGENIO GAIOTTI, Banca d'Italia

VLADIMIRO GIACCHÈ, Banca del Fucino

MAURO MICILLO, Intesa Sanpaolo

STEFANO MICOSI, Assonime

ROBERTO MONDUCCI, ISTAT

MARCO VALERIO MORELLI, Mercer

ROBERTA PALAZZETTI, British American Tobacco Italia

ALESSANDRO TERZULLI, SACE

CLAUDIO TORCELLAN, Oliver Wyman

ALBERTO TOSTI, Sara Assicurazioni

MARCO VULPIANI, Deloitte

Economia italiana

Fondata da Mario Arcelli



numero 3/2022

Pubblicazione quadrimestrale

Roma

ECONOMIA ITALIANA

Rivista quadrimestrale fondata nel 1979 da Mario Arcelli

DIRETTORE RESPONSABILE

Giovanni Parrillo, Editrice Minerva Bancaria

COMITATO DI REDAZIONE

Simona D'Amico (*coordinamento editoriale*)

Francesco Baldi

Nicola Borri

Stefano Marzioni

Rita Mascolo

Guido Traficante

Ugo Zannini

(*Pubblicità inferiore al 70%*)

Autorizzazione Tribunale di Roma n. 43/1991

ISSN: 0392-775X

Gli articoli firmati o siglati rispecchiano soltanto il pensiero dell'Autore e non impegnano la Direzione della Rivista.

I *saggi* della parte monografica sono a invito o pervengono a seguito di call for papers e sono valutati dall'editor del numero.

I *contributi* vengono valutati anonimamente da due referee individuati dagli editor o dalla direzione e redazione con il supporto dei membri del Comitato Scientifico.

Le *rubriche* sono sottoposte al vaglio della direzione/redazione.

www.economiaitaliana.org

Editrice Minerva Bancaria srl

DIREZIONE E REDAZIONE Largo Luigi Antonelli, 27 – 00145 Roma
redazione@economiaitaliana.org

AMMINISTRAZIONE EDITRICE MINERVA BANCARIA S.r.l.
presso Pts Accounting Srl, Viale di Villa
Massimo, 29 - 00161 - Roma
amministrazione@editriceminervabancaria.it

Segui Editrice Minerva Bancaria su: 

Sommario

Le implicazioni del cambiamento demografico sul sistema economico e finanziario italiano

EDITORIALE

- 5 La demografia in Italia e le scelte che contano
Giorgio Di Giorgio, Maria Rita Testa

SAGGI

- 15 Italy's population prospects: future scenarios for the 21st century
Claudia Reiter, Anne Goujon, Maria Rita Testa
- 59 Ageing and the sustainability of public finance
Lilia Cavallari, Flavio Padrini, Nicola Carmine Salerno,
Lorenzo Toffoli
- 115 Gli effetti regressivi inattesi del sistema pensionistico italiano nel
prossimo futuro
Sergio Ginebri, Carlo Lallo
- 163 Il *gender gap* pensionistico: evidenze e prospettive dalla
previdenza complementare
Elisa Bocchialini, Beatrice Ronchini
- 199 Scenari demografici, risparmio e sistema finanziario italiano
Domenico Curcio, Giorgio Di Giorgio, Giuseppe Zito

INTERVENTI

- 255 Le questioni di politica economica sempre rinviate
Stefano Micossi

RUBRICHE

- 263 Il sistema pensionistico italiano appare non sostenibile nella
società silver di domani
Marco Valerio Morelli

Gli effetti regressivi inattesi del sistema pensionistico italiano nel prossimo futuro

Sergio Ginebri*

Carlo Lallo**

Sintesi

Il sistema pensionistico pubblico italiano si baserà in futuro su uno schema “Nonfinancial Defined Contribution”, il cosiddetto metodo contributivo: sia l’età minima per l’accesso alla pensione di vecchiaia che l’ammontare della rendita previdenziale dipenderanno dall’evoluzione della speranza di vita così come stimata dall’Istituto Nazionale di Statistica sull’intera popolazione. In questo studio si presenta l’applicazione di una nuova metodologia che disaggrega per gruppo sociale una previsione di popolazione ufficiale assicurando allo stesso tempo coerenza con quest’ultima, sia rispetto alla dimensione totale che rispetto alle ipotesi demografiche (mortalità, fecondità e migrazioni). In questa applicazione le previsioni ufficiali della popolazione italiana sono state suddivise per livello di istruzione: basso (al massimo la licenza media, livelli ISCED 0-2), e alto (diploma titolo superiore, livelli ISCED da 3 in su). I risultati mostrano come ignorare l’interazione tra differenziale di longevità e

* Università di Roma Tre. Corresponding Author, sergio.ginebri@uniroma3.it

** Università degli Studi del Molise

struttura demografica per gruppo sociale, può avere effetti regressivi inattesi sempre più profondi sul sistema previdenziale italiano nel prossimo futuro, redistribuendo risorse di tempo e denaro dal gruppo più svantaggiato (ad alta mortalità e bassa istruzione), a quello più avvantaggiato (a bassa mortalità e alta istruzione).

Abstract - Unexpected regressive effects of the italian retirement system in the next future

In the near future, the Italian retirement system will be based on a “Nonfinancial Defined Contribution” scheme: the minimum age at retirement and pension annuity will depend on the evolution of life expectancy, computed on the whole population by the National Institute of Statistics. We developed a methodology to project into the future the differential longevity by education, ensuring at same time coherence between our estimates and the official projections of population size and vital rates, as computed by the National Institute of Statistics. We projected life tables by social groups and simulated age at retirement and pension annuity considering both the average values of the whole population and the specific values of two groups: low educated (i.e. less than Secondary Education level – ISCED levels: 0-2) and high educated (i.e. at least Secondary Education level – ISCED levels: 3 or more). We show how ignoring the interactions between differential mortality and demographic structure of a population, in the computation of minimum legal age at retirement and pension annuity, has potential and unexpected increasing regressive effects, redistributing time (of retirement) and pension annuity from the low educated group (with lower life expectancy) to the high educated group (with higher life expectancy).

JEL Classification: J11

Parole chiave: Pensioni; Previsioni demografiche; Disuguaglianze; Mortalità differenziale; Italia

Keywords: Pensions; Demographic projections; Inequalities; Differential mortality; Italy

1. Introduzione e Background

A partire dalla metà degli anni '90 del secolo scorso, molti Paesi Europei hanno dovuto affrontare un processo di riforma dei sistemi pensionistici pubblici in modo da garantire la sostenibilità finanziaria e l'equità sociale degli stessi, alla prova di un cambio nella struttura e nella dinamica demografica mai sperimentato prima dal Vecchio Continente (EC 2016).

In Italia, la stagnazione del tasso di fecondità a livelli bassi e molto bassi, al di sotto del livello di sostituzione (cf. Goldstein et al., 2003, Lutz et al. 2006) e l'incremento della speranza di vita in età anziana (cf. Caselli e Dre-fahl, 2017), sono le due forze maggiormente coinvolte nella trasformazione della struttura demografica, restituendo una popolazione con una componente anziana in progressiva crescita, a discapito di giovani e adulti. Tutte le proiezioni demografiche sono concordi nel prevedere un'accentuazione del fenomeno nel prossimo futuro (ISTAT 2021,2020).

L'invecchiamento demografico è un problema che può minare la sostenibilità e l'equità del sistema previdenziale italiano alle fondamenta, essendo quest'ultimo basato sul trasferimento continuo di risorse dalle componenti attive della popolazione a quelle anziane (questione già indagata dalla demografia fin dagli anni '90, vedi: World Bank, 1994; Caselli & Lopez, 1996; Gronchi, 1996; Golini, 1997). Sia la Commissione Europea che gli organismi di controllo nazionali hanno quindi da tempo invitato a valutare la sostenibilità del sistema previdenziale alla luce delle più recenti proiezioni sociodemografiche (EC 2010,2012).

La riforma del sistema previdenziale italiano avviata dalla Legge 8 agosto 1995, n. 335 (c.d. Legge Dini), ha introdotto in Italia il sistema "Nonfinancial Defined Contribution" (NDC), ed è stata la principale risposta a questo

problema (Jessoula & Raitano, 2015).

Il sistema pensionistico c.d. a “calcolo contributivo” prevede, per tutti i lavoratori entrati nel mercato del lavoro dopo il 1995 (e parzialmente per gli altri, rientranti nel c.d. “sistema misto”¹) un metodo di calcolo della rendita previdenziale basato sulla speranza di vita residua al pensionamento e sul totale attualizzato dei contributi versati (montante contributivo), oltre ad una età minima di pensionamento legata alla speranza di vita a 65 anni.

In sintesi, al momento del pensionamento, la rendita annuale è calcolata moltiplicando il montante contributivo per un coefficiente di trasformazione. Il coefficiente è a sua volta il risultato di una formula attuariale che è funzione delle curve di sopravvivenza della popolazione italiana come stimate e aggiornate periodicamente dall’Istituto Nazionale di Statistica (ISTAT): maggiore è il periodo previsto di rendita previdenziale, più basso è il coefficiente di trasformazione, più bassa è la rendita previdenziale a parità di montante contributivo.

L’aggiornamento biennale dei coefficienti e dell’età minima al pensionamento aggancia quindi i requisiti e i benefici del sistema previdenziale all’evoluzione della sopravvivenza della popolazione italiana, assicurando in teoria sia la sostenibilità finanziaria del sistema che l’equità intergenerazionale. Potendo prevedere il tempo passato in media in pensione da ogni nuova coorte di pensionati è infatti possibile avere già oggi una stima della spesa previdenziale e assicurare a ogni nuova coorte tempi di godimento del beneficio pensionistico simili, oltre ad un trattamento previdenziale relativamente simile in proporzione ai contributi versati (cf. De Santis, 1997, 2019).

1 Con l’eccezione di coloro che alla data del 21 dicembre 1995 avevano già accumulato almeno 18 anni di contributi previdenziali, e che sono andati in pensione prima del 2012. Questi rimangono nel vecchio sistema di calcolo c.d. “retributivo”, che non valuta automaticamente a speranza di vita tra gli elementi per determinare né l’età minima al pensionamento, né la rendita previdenziale.

Tuttavia, sia l'aggiornamento dei coefficienti e delle età minime al pensionamento, sia l'intero sistema di modellistica e monitoraggio della sostenibilità della spesa previdenziale, si basano su assunzioni medie che ignorano la correlazione tra stato sociale e mortalità (cfr. RGS 2021), nonostante il fatto che l'esistenza di un gradiente sociale nella mortalità sia un'evidenza nota e accettata nella letteratura scientifica fin dagli anni '70 del secolo scorso (Wilkinson & Marmot, 2003; Marmot & Wilkinson, 2006; OMS, 2012).

In Italia in particolare, diversi studi hanno da tempo evidenziato l'esistenza di un gradiente sociale nei profili di mortalità (tra gli altri: Maccheroni, 2008; Luy et al., 2011; Belloni et al., 2013; d'Errico et al., 2017; Lallo & Raitano, 2018; Ardito et al., 2020), altri hanno stimato un approfondimento delle disuguaglianze di mortalità (tra gli altri: Costa et al. 1994, 2017, 2018; Maccheroni, 2008; Luy et al. 2019; Ginebri e Lallo, 2021; Ardito et al. 2022).

Tenere conto dell'interazione tra l'evoluzione del gradiente sociale della mortalità e la struttura demografica di una popolazione, non solo aggiunge maggiore dettaglio alle informazioni disponibili, ma è anche in grado di disvelare risultati inattesi che coinvolgono sia i sottogruppi che l'intero collettivo in esame (Lutz et al. 2018, Rogers, 1995). Ignorare questa dinamica potrebbe rivelarsi un punto cieco critico per la valutazione ed il monitoraggio, proprio rispetto a quell'obiettivo di sostenibilità finanziaria ed equità sociale che aveva richiesto l'avvio del processo di riforma del sistema pensionistico italiano (Caselli e Lipsi, 2018). La necessità di dotarsi di uno strumento di previsione macro demo-economico che includa una disaggregazione per gruppo sociale è stata tra l'altro recentemente avvertita anche dal governo federale degli Stati Uniti che ha incaricato l'Accademia delle Scienze statunitense di progettare un nuovo modello di previsione della spesa sociale (National Academies of Sciences, Engineering, and Medicine, 2015).

In questo studio, dopo avere introdotto la nostra proposta per un nuovo modello di previsione della popolazione disaggregata per gruppo sociale, *Ret-SimM* (Retirement Simulation Model, vedi: Ginebri & Lallo, 2021), in grado di cogliere l'interazione tra mortalità differenziale e struttura demografica, presentiamo una prima possibile applicazione dei suoi risultati.

Dopo aver stimato l'evoluzione della speranza di vita nel futuro, proiettiamo i coefficienti di trasformazione del montante contributivo, dal 2021 al 2065, distinti per gruppi sociali, confrontando i nostri risultati con quelli desunti dai modelli basati sulle semplici medie. L'interazione tra il gradiente sociale della mortalità e i cambiamenti nella struttura demografica italiana, che abbiamo riassunto nel concetto di "effetto composizione", comporta tre effetti inattesi per il futuro del sistema previdenziale:

- 1) Gli incrementi di età minima al pensionamento calcolati sulla media della popolazione italiana sorpassano gli aumenti effettivi di speranza di vita dei singoli gruppi sociali, richiedendo alle future generazioni sacrifici sproporzionati alle reali dinamiche di longevità;
- 2) A parità di gradiente sociale nel futuro, ovvero pur mantenendo costanti le differenze di mortalità tra i gruppi nel futuro, il gap di speranza di vita tra la media italiana ed il gruppo a bassa sopravvivenza aumenterà per effetto del cambiamento nella struttura demografica italiana, richiedendo quindi ai meno longevi sacrifici progressivamente maggiori e sproporzionati alla loro reale dinamica di longevità.
- 3) Il calcolo contributivo della rendita pensionistica presenterà nel futuro effetti sempre più regressivi, presentando rendite previdenziali progressivamente più sfavorevoli non giustificate da un effettivo incremento di longevità per i gruppi a bassa sopravvivenza.

Nella prossima sezione (Dati e metodologia) descriveremo sia la struttura e le caratteristiche principali del modello macro demo-economico di previsione della popolazione italiana, sia alcune delle sue potenziali applicazioni per lo studio delle differenze tra gruppi sociali rispetto alla durata e al valore delle rendite previdenziali nel futuro. Nella sezione Risultati mostreremo il modello all'opera, simulando diversi scenari e applicando i meccanismi del sistema previdenziale alla popolazione proiettata, distinta per gruppo sociale. I risultati ottenuti saranno successivamente discussi cercando di trarre alcune prime conclusioni (sezioni: Discussione e Commento ai Risultati; Conclusioni).

2. Dati e metodologia

Un modello di previsione della popolazione disaggregato per gruppo sociale, che possa essere utile a ricercatori e policymakers, ai fini di confronto, monitoraggio e previsione della spesa sociale e previdenziale, richiede tre condizioni:

- 1) I valori aggregati devono essere coerenti con dei valori di riferimento di un modello ufficiale basato sulle medie;
- 2) Le stime iniziali della mortalità differenziale devono basarsi il più possibile su dati di popolazione;
- 3) L'evoluzione del differenziale di mortalità deve potersi adattare ad una pluralità di ipotesi.

In questo studio abbiamo preso come riferimento per l'applicazione del nostro modello le previsioni ufficiali della popolazione italiana, come calcolate dall'ISTAT dal 2018 al 2065 nello scenario mediano, essendo queste ultime

usate per le previsioni ufficiali dell'evoluzione della spesa previdenziale, sociale e sanitaria italiana effettuate dalla Ragioneria Generale dello Stato (RGS, 2021).

Usando le tavole di mortalità differenziale per titolo di studio pubblicate dall'ISTAT nel 1990, 2001 e 2016 (vedi: ISTAT, 1990, 2001, 2016) e basate sui dati del censimento generale della popolazione del 1981, 1991 e 2011, abbiamo inizialmente stimato un modello relazionale di Brass tra la curva di sopravvivenza della popolazione italiana con al massimo la licenza media (corrispondente a valori ISCED da 0 a 2, livello di istruzione "basso") e la curva di sopravvivenza della popolazione italiana con almeno un diploma di scuola superiore (corrispondente a valori ISCED superiori a 3, livello di istruzione "alto").

La scelta di usare il titolo di studio (Basso Vs. Alto) come variabile *proxy* del gruppo sociale è certo determinata dalla disponibilità a livello di statistiche di popolazione ufficiale di tavole di mortalità differenziata, ma è anche giustificata dalla forte associazione tra profili di sopravvivenza e livello di istruzione (cf. Luy et al. 2019), al di là dei meccanismi causali, anche mediati ed indiretti, che determinano tali differenze.

Il modello di Brass (1) riassume la relazione tra le due curve usando due parametri, alpha e beta, che possono essere proiettati nel futuro: a) usando il trend storico basato sui tre censimenti; b) mantenendoli costanti nel tempo; c) assumendo un graduale riavvicinamento fino alla scomparsa completa di ogni disuguaglianza entro la fine del periodo di proiezione. È inoltre possibile simulare ogni possibile gradazione compresa tra questi tre sentieri evolutivi delle differenze di mortalità.

$$Y_{(x)}^{Basso} = \alpha + \beta * Y_{(x)}^{Alto} \quad \text{con:} \quad \begin{cases} Y_x^{Basso} = \frac{1}{2} * \ln \left[\frac{l_{(x)}^{Basso}}{1 - l_{(x)}^{Basso}} \right] \\ Y_x^{Alto} = \frac{1}{2} * \ln \left[\frac{l_{(x)}^{Alto}}{1 - l_{(x)}^{Alto}} \right] \\ l_x = \text{sopravvenienti all'età } x \end{cases} \quad (1)$$

Il vantaggio di questo metodo rispetto ad altri (es. Lee-Carter che richiederebbe lunghe serie complete e continue di dati, cf. Li et al., 2004; Li e Lee, 2005, Booth, 2006; Booth & Tickle, 2008) è la possibilità di usare gli unici dati di popolazione disponibili in Italia, ufficiali, basati sull'intera popolazione e meno soggetti all'incertezza di dati campionari, seppur diradati e discontinui nel tempo.

I parametri di Brass sono poi inseriti in un sistema di equazioni che determina le curve di sopravvivenza dei due gruppi in modo tale che la loro media (ponderata dalla dimensione dei gruppi) eguagli la mortalità media della popolazione, come prevista nelle ipotesi di scenario delle proiezioni demografiche ufficiali dell'ISTAT, come riportato nella (2).

$$F_{x,t}(m^{LO}, m^{HI}) = \begin{cases} \frac{m_{x,t}^{LO} + (m_{x,t}^{HI} * w_{x,t}^{HI})}{1 + w_{x,t}^{HI}} - m_{x,t}^{ITALY} = 0 \\ \widehat{\alpha}_t + \widehat{\beta}_t * \frac{1}{2} \ln \left[\frac{\exp[-\sum_0^x m_{a,t}^{HI}]}{1 - \exp[-\sum_0^x m_{a,t}^{HI}]} \right] - \frac{1}{2} \ln \left[\frac{\exp[-\sum_0^x m_{a,t}^{LO}]}{1 - \exp[-\sum_0^x m_{a,t}^{LO}]} \right] = 0 \end{cases} \quad (2)$$

$$x = 0, 1, \dots, \omega - 1$$

Le dimensioni iniziali dei due gruppi sono contenute nel vettore base di popolazione del modello di previsione, che è desunto dalle statistiche ufficiali dell'ISTAT sulla popolazione residente. Dopo essere stato proiettato in avanti per un anno, fornisce i nuovi valori delle dimensioni dei due gruppi (vedi:

Ginebri & Lallo, 2021).

La proiezione annuale del vettore di popolazione è ottenuta con una catena di Markov di matrici di transizione. Le probabilità di transizione legate alla mortalità provengono dal sistema di equazioni sopra descritto, aggiornandosi iterativamente ad ogni anno di proiezione. Le probabilità legate alle altre due dimensioni demografiche (fecondità e migrazioni) riproducono le stesse ipotesi della previsione di riferimento, nel nostro caso le previsioni ISTAT. Le probabilità di transizione tra stati educativi sono derivate da indagini ISTAT (2017). Infine, le ipotesi sull'evoluzione del differenziale di mortalità comprendono un ventaglio di sentieri compreso tra la graduale scomparsa di ogni disuguaglianza entro il 2065 ed il graduale incremento delle disuguaglianze definito dallo studio del trend dei parametri di Brass stimati sui dati ufficiali ISTAT. In aggiunta agli scenari opposti abbiamo anche calcolato uno scenario costante in cui il differenziale di mortalità è fermo ai valori stimati dai coefficienti di Brass nel 2012, ultimo anno in cui è possibile disporre di dati ufficiali sulla mortalità differenziale per titolo di studio (ISTAT, 2016).

In sintesi, una volta scelto il sentiero futuro della mortalità differenziale, e le ipotesi di scenario demografico contenute in un modello ufficiale basato sulle medie, il modello restituisce, per ogni anno di proiezione, le curve di sopravvivenza dei gruppi sociali, le loro dimensioni e la loro composizione per genere ed età².

I risultati del modello disaggregato sono perfettamente coerenti con i risultati di un modello basato sulle medie, garantendo quindi coerenza e confrontabilità, ma aggiungendo al tempo stesso maggior dettaglio all'informazione disponibile, disvelando cioè l'evoluzione interna dell'interazione tra mortalità

2 Una descrizione più approfondita del modello RetSimM e la sua validazione basata sul confronto con le previsioni aggregate dell'ISTAT, è disponibile in Ginebri & Lallo (2021) e nel relativo materiale supplementare.

e gruppi sociali, che altrimenti rimarrebbe sommersa sotto i valori medi.

Le curve di sopravvivenza determinano infine tutte le altre funzioni della tavola di mortalità trasversale, ad esempio i tassi di mortalità specifici per età e la speranza di vita. Quest'ultima in particolare permette di valutare la corrispondenza tra gli incrementi di longevità dei gruppi e gli aumenti previsti dell'età minima al pensionamento, come prima possibile applicazione dei risultati del modello.

Una seconda applicazione delle proiezioni disaggregate è il calcolo e l'aggiornamento differenziato per gruppo sociale dei coefficienti di trasformazione che determinano la rendita previdenziale nel c.d. sistema contributivo. Come accennato nell'introduzione, per tutti i lavoratori che hanno cominciato la loro carriera dopo il 31 dicembre 1995, il calcolo della rendita annuale pensionistica è basato su due elementi: un coefficiente di trasformazione legato al valore attualizzato della rendita pensionistica, e la somma dei contributi pensionistici versati dallo stesso lavoratore nel corso della carriera, rivalutati ad un tasso di interesse legato all'andamento del PIL (montante contributivo). Al momento del pagamento della prima rata mensile di pensione, il montante contributivo è moltiplicato per il coefficiente di trasformazione che restituisce il valore della prima annualità di pensione. La prima annualità è poi oggetto di rivalutazione periodica legata all'inflazione ufficiale registrata dall'ISTAT. Il coefficiente di trasformazione è uguale al rapporto riportato nella (2).

$$CT_{x,t} = \frac{1}{\Delta_{x,t}} \quad (3)$$

Il divisore Δ_x , calcolato per ogni età al pensionamento “ x ” e anno di pensionamento “ t ”, è il risultato di una formula attuariale che stima il valore degli anni di rendita attesi dal momento del pensionamento, compresi gli anni

di rendita percepiti da un potenziale coniuge, corretti dal tasso di interesse previsto nel futuro (valore attuale della rendita). Il divisore dipende quindi dalle speranze di vita per genere all'età "x" e all'anno "t", dal differenziale di età tra i coniugi (di genere opposto) e dal tasso di interesse. Il divisore è aggiornato ufficialmente ogni due anni dal Ministero del Lavoro e dal Ministero dell'Economia, sulla base delle tavole di mortalità e delle altre variabili comunicate dall'ISTAT, e poi recepito dall'Istituto Nazionale Previdenza Sociale (INPS). Infine, i divisori sono calcolati inizialmente per uomini e donne, ma il valore applicato concretamente nel calcolo della rendita è unico, ed è il risultato della media aritmetica dei due³.

Il nostro modello permette di effettuare un calcolo differenziato per gruppo sociale, permettendo poi un confronto con i valori ottenuti usando solo la mortalità media, come nel sistema previdenziale attuale. Usando la stessa formula attuariale e gli stessi parametri applicati dall'INPS per definire le rendite previdenziali, ma inserendo profili di sopravvivenza differenti per gruppo sociale, come desunti dal modello RetSimM, è infatti possibile ottenere coefficienti di trasformazione differenziati come nella (3).

$$CT_{x,t,i} = \frac{1}{\Delta_{x,t,i}}; \quad \text{con:} \begin{cases} i = 1 \text{ se livello di istruzione basso} \\ i = 2 \text{ se livello di istruzione alto} \end{cases} \quad (4)$$

I coefficienti specifici per gruppo sociale permettono infine di calcolare tassi di sostituzione reddito/pensione specifici. Il tasso di sostituzione è uguale al rapporto tra l'ultimo reddito da lavoro percepito e la prima annualità previdenziale, calcolato per ogni età al pensionamento e anno di pensionamento, come riportato nella (4) per la media della popolazione e nella (5) per gruppo sociale.

3 In appendice si riporta la formula attuariale completa.

$$TS_{x,t} = \frac{Reddito_{(x-1,t-1)}}{Montante_{(x-1,t-1)} * CT_{(x,t)}} \quad (5)$$

$$TS_{x,t,i} = \frac{Reddito_{(x-1,t-1)}}{Montante_{(x-1,t-1)} * CT_{(x,t,i)}}; con: \begin{cases} i = 1 \text{ se livello di istruzione basso} \\ i = 2 \text{ se livello di istruzione alto} \end{cases} \quad (6)$$

Il montante contributivo è stimato a partire da ipotesi di simulazione della carriera lavorativa che determina i valori medi del salario di ingresso e dell'incremento legato all'anzianità. Le ipotesi sulla carriera si basano sullo studio dei dati campionari dell'“Indagine sui bilanci delle famiglie italiane” condotta periodicamente dalla Banca d'Italia ogni due anni (Banca d'Italia, 2018) e sull'indagine trimestrale “Forze di Lavoro” dell'ISTAT (2022). Le ipotesi di evoluzione del PIL, che influenzano il tasso di rivalutazione del montante contributivo, sono invece riprese dalle stesse ipotesi della Ragioneria Generale dello Stato (RGS, 2021).

Sotto semplici assunzioni (età alla prima esperienza lavorativa costante per ogni nuova coorte, nessun episodio di disoccupazione), è quindi possibile simulare il montante contributivo, l'ultima annualità di reddito e la prima annualità di rendita pensionistica. Il rapporto tra la prima annualità di pensione e l'ultimo reddito permette di calcolare il tasso di sostituzione tra reddito e rendita previdenziale, per età al pensionamento e anno di pensionamento. Confrontando i tassi di sostituzione specifici si possono infine valutare eventuali differenze di trattamento tra gruppi sociali, a parità di montante, anzianità contributiva, età al pensionamento e anno di pensionamento.

3. Risultati

I risultati che mostriamo in questa sede sono basati sullo scenario mediano delle previsioni di popolazione ISTAT, e su diverse ipotesi di evoluzione della mortalità differenziale. Lo scenario mediano delle previsioni ISTAT è lo stesso usato dalla Ragioneria Generale dello Stato per le stime ufficiali della spesa previdenziale nel futuro.

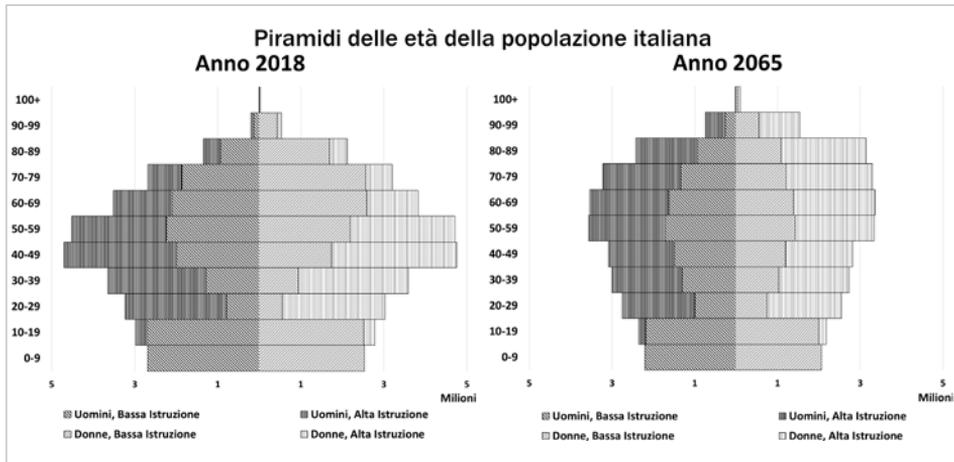
La trasformazione della struttura per sesso ed età della popolazione italiana riprodotta dal nostro modello è perfettamente sovrapponibile a quella ufficiale, e anche le dimensioni totali della popolazione sono pressoché identiche⁴. L'informazione aggiuntiva che il nostro modello offre è la scomposizione per gruppo sociale della popolazione, nel nostro caso basato su due livelli di istruzione. Nel livello "basso" sono stati raggruppati gli italiani con un titolo di studio inferiore al diploma di scuola media superiore (Livelli ISCED da 0 a 2). Nel livello "alto" sono stati raggruppati invece gli italiani con titolo di studio pari o superiore al diploma di scuola media superiore (Livelli ISCED da 3 in su).

La figura 1 qui sotto mostra la struttura demografica italiana all'inizio del periodo di proiezione (2018) e alla fine (2065). I cambiamenti della composizione interna sono evidenti: la quota di diplomati (barre esterne, trama a righe verticali) diventa predominante in tutte le età, e la trasformazione è radicale specialmente nelle età anziane, dopo i 60 anni, nella parte alta della piramide⁵.

4 Per approfondire i confronti tra le stime RetSimM e le stime aggregate delle previsioni ISTAT, si veda: Ginebri e Lallo (2021).

5 I risultati mostrati nella piramide si basano sullo scenario di mortalità differenziale costante al 2012. Il risultato è sostanzialmente simile anche nelle altre ipotesi evolutive della mortalità differenziale.

Figura 1 Cambiamenti nella struttura sociodemografica italiana, 2018-2065



Fonte: Ginebri e Lallo, 2021

La proporzione di anziani privi di diploma, da essere oggi maggioritaria (65% degli uomini e 75% delle donne nel 2018), diventerà una minoranza nel 2065 (42% degli uomini e 37% delle donne), come conseguenza meccanica della transizione delle coorti più istruite alle età più anziane nel 2065, e la contemporanea estinzione delle vecchie coorti meno istruite⁶.

Questo cambio nella struttura interna sociodemografica italiana influenza anche il calcolo della mortalità media della popolazione, che si allontana da quella del gruppo a basso livello di istruzione e si avvicina gradualmente a quella del gruppo ad alto livello di istruzione. Dal momento che il gruppo ad alto livello di istruzione presenta profili di mortalità più bassi dell'altro, questo incrementa "meccanicamente" la speranza di vita media, anche in assenza di incrementi nella longevità dei due gruppi. Noi chiamiamo questo un "effetto composizione", già rilevato tra l'altro in letteratura, per il passato

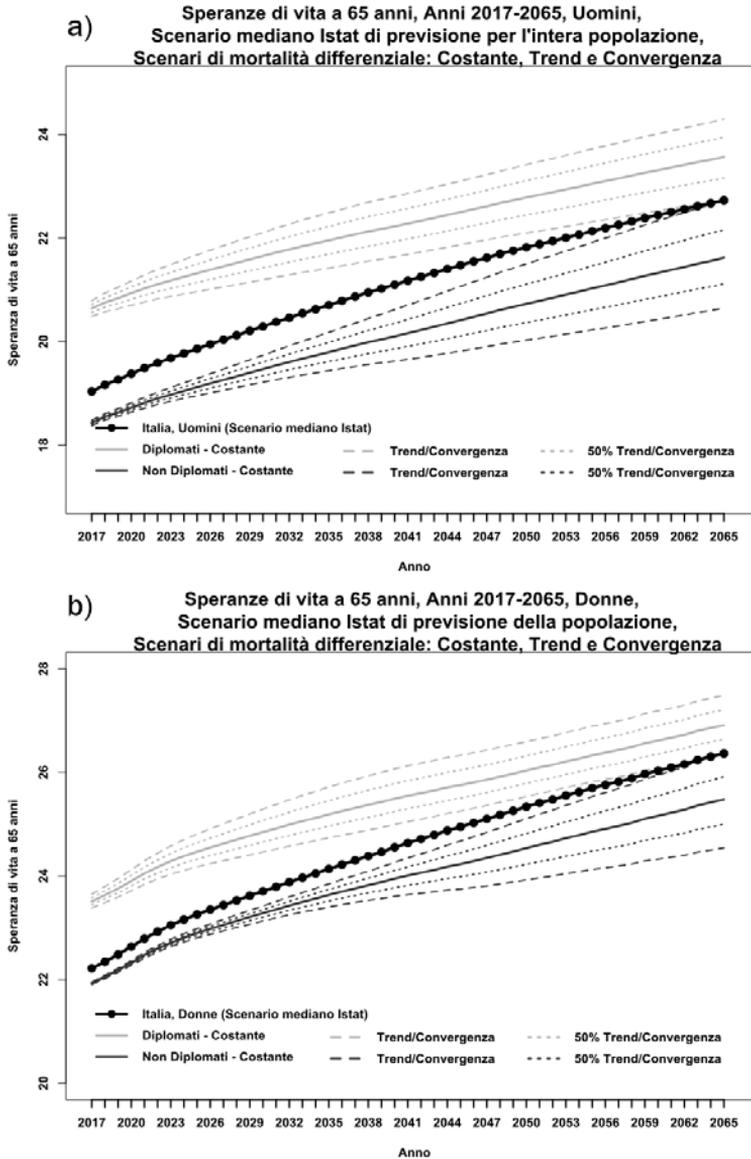
6 Il modello assume che gli immigrati entrino nella popolazione sempre con titolo di studio basso, subendo poi una transizione al titolo superiore secondo le stesse probabilità dei nativi per età e genere.

(Costa, 2018; Luy et al. 2019), ma poco valutato nell'ambito delle previsioni della popolazione, specie in funzione della stima delle rendite e della spesa previdenziale.

Le figure 2.a, 2.b e la tabella 1 mostrano gli effetti di questo “effetto composizione” sull'evoluzione della speranza di vita a 65 anni. Nelle figure, la linea nera a pallini continua riporta la previsione della speranza di vita a 65 anni così come proiettata per l'intera popolazione, distintamente per uomini (figura 2.a) e donne (figura 2.b). Questi valori sono perfettamente coincidenti con quelli previsti dall'Istat, caratteristica fondamentale del modello per assicurare confrontabilità con le ipotesi ufficiali.

Le linee in grigio scuro (in basso) e grigio chiaro (in alto) riportano le proiezioni della speranza di vita a 65 anni per i gruppi a bassa e alta istruzione, rispettivamente. Le linee continue riportano le previsioni nell'ipotesi di mortalità differenziale costante tra i due gruppi, mentre le linee tratteggiate permettono una analisi di scenario. Ad un estremo è stato simulato uno scenario che riprende il trend osservato a partire dagli esercizi di calcolo della mortalità differenziale per titolo di studio condotte dall'Istat nel 1990, 2001 e 2016, il che porta le linee grigie tratteggiate ad allontanarsi tra loro (vedi i materiali supplementari forniti in: Ginebri e Lallo, 2021).

Figura 2 Proiezione della speranza di vita a 65 anni per gruppo sociale e ipotesi di evoluzione della mortalità differenziale, a) uomini, b) donne.



Fonte: Ginebri e Lallo, 2021

Il trend, crescente, trova inoltre conferme in altri studi demografici ed epidemiologici (Costa et al. 1994, 2017, 2018; Maccheroni, 2008; Luy et al. 2019; Ardito et al. 2020). All'altro estremo è stata ipotizzata la completa scomparsa di ogni differenza entro il 2065, il che porta le linee grigie tratteggiate a convergere su quella nera a pallini (italiana).

Tabella 1 Incrementi nella speranza di vita a 65 anni tra il 2018 ed il 2065, stimati dall'ISTAT per la popolazione italiana distinta per genere, e disaggregati dal modello RetSimM per livello di istruzione. Diversi scenari di evoluzione del differenziale di mortalità

	Proiezioni ufficiali ISTAT	Stime RetSimM		Proiezioni ufficiali ISTAT	Stime RetSimM
Popolazione italiana	3.7		Popolazione italiana	3.7	
Uomini	3.4		Donne	3.8	
Scenario con scomparsa del differenziale entro il 2065			Scenario con scomparsa del differenziale entro il 2065		
Bassa Istruzione		3.9	Bassa Istruzione		4.1
Alta Istruzione		2.0	Alta Istruzione		2.7
Scenario con dimezzamento del differenziale entro il 2065			Scenario con dimezzamento del differenziale entro il 2065		
Bassa Istruzione		3.4	Bassa Istruzione		3.6
Alta Istruzione		2.3	Alta istruzione		2.9
Scenario con differenziale costante al 2012			Scenario con differenziale costante al 2012		
Bassa Istruzione		2.9	Bassa Istruzione		3.2
Alta Istruzione		2.6	Alta Istruzione		3.1
Scenario con trend storico (aumento del differenziale) diminuito del 50%			Scenario con trend storico (aumento del differenziale) diminuito del 50%		
Bassa Istruzione		2.4	Bassa Istruzione		2.7
Alta Istruzione		2.9	Alta Istruzione		3.3
Scenario con trend storico (aumento del differenziale)			Scenario con trend storico (aumento del differenziale)		
Bassa Istruzione		2.0	Bassa Istruzione		2.3
Alta Istruzione		3.1	Alta Istruzione		3.5

Fonte: Ginebri e Lallo, 2021

All'inizio del periodo di proiezione il gruppo degli uomini a bassa istruzione presenta una speranza di vita a 65 anni inferiore di 2.2 anni rispetto alla media nazionale, e inferiore di 0.7 rispetto alla media degli uomini. Per le donne i valori sono +1.4 e -0.3, rispetto alla media nazionale e alla media delle donne, rispettivamente. Specularmente, il gruppo degli uomini ad alta istruzione presenta una speranza di vita superiore alla media nazionale di 0.1 anni e un vantaggio di 1.6 anni rispetto alla media degli uomini. Allo stesso modo i valori per le donne sono entrambi positivi, pari a 3 e 1.3 anni, rispetto alla media nazionale e alla media delle donne, rispettivamente.

La situazione descritta dal modello all'inizio del periodo di previsione è nota in letteratura: da un lato le donne presentano profili di sopravvivenza superiori agli uomini, dall'altro, un titolo di studio superiore è associato ad una maggiore sopravvivenza. L'elemento più nascosto e meno noto, tuttavia, attiene alla possibile evoluzione nel futuro di queste disuguaglianze.

Le linee grigie continue riportate nelle figure 2a e 2b, che rappresentano l'evoluzione prevista della speranza di vita del gruppo a bassa istruzione (in basso) e del gruppo ad alta istruzione (in alto) nell'ipotesi di differenziale di mortalità costante, mostrano incrementi inferiori alla linea nera a pallini (media italiana). In altre parole, la pendenza della linea nera a pallini è più ripida di quella di entrambe le linee grigie. Questo accade perché l'aumento della speranza di vita italiana è il risultato combinato di due effetti: un effetto "intensità" dovuto alla pendenza positiva delle linee grigie, ed un effetto "composizione", dovuto alla ricombinazione della struttura demografica per titolo di studio della popolazione italiana tra il 2018 ed il 2065.

L'aumento del peso relativo della componente ad alto profilo di sopravvivenza (gruppo con titolo di studio alto, linee grigio chiaro in alto) nelle età superiori ai 60 anni, trascina verso l'alto la speranza di vita media della

popolazione italiana, indipendentemente dall'aumento di longevità dei due gruppi. Questo è evidenziato inoltre dall'avvicinamento della linea nera a palini alle linee grigio chiaro in alto e dal contemporaneo allontanamento dalle linee grigio scuro in basso.

Le previsioni ufficiali dell'ISTAT nello scenario mediano prevedono infatti un incremento della speranza di vita a 65 anni di 3.7 anni tra il 2008 ed il 2065, per il complesso della popolazione italiana. L'incremento è pari a 3.4 anni per gli uomini e a 3.8 anni per le donne. Il modello RetSimM riproduce esattamente gli stessi risultati (tabella 1).

Procedendo tuttavia alla disaggregazione per livello di istruzione emerge l'impatto dell'effetto composizione. Nello scenario costante, assumendo cioè un differenziale di mortalità tra i due gruppi fermo al 2012, l'incremento risulta inferiore a quello stimato dall'ISTAT, per entrambi i livelli di istruzione e per entrambi i generi. Gli svantaggi incrementali a carico del gruppo a bassa istruzione prodotti dall'effetto composizione tendono a scomparire solo negli scenari in cui le differenze di mortalità si dimezzano o scompaiono del tutto entro il 2065. In altre parole, la diminuzione delle differenze di mortalità controbilancia i cambiamenti nella struttura demografica, ma per produrre effetti visibili deve superare il dimezzamento entro il 2065. D'altro canto, nel caso di scenari in cui le disuguaglianze crescono, l'effetto composizione peggiora ancora di più lo svantaggio del gruppo a bassa istruzione.

Tutto questo, almeno per gli scenari in cui le differenze di mortalità tra i gruppi sociali non si dimezzano entro il 2065, comporta due conseguenze:

- 1) Gli incrementi di età minima al pensionamento calcolati sulla media della popolazione italiana sorpassano gli aumenti effettivi di speranza di vita dei singoli gruppi sociali, richiedendo alle future generazioni sacrifici sproporzionati alle reali dinamiche di longevità;

2) a parità di gradiente sociale, cioè pur mantenendo costante le differenze di mortalità tra i gruppi nel futuro, il gap di speranza di vita tra la media italiana ed il gruppo a bassa sopravvivenza aumenterà per effetto del cambiamento nella struttura demografica italiana, richiedendo quindi ai meno longevi sacrifici progressivamente maggiori e sproporzionati alla loro reale dinamica di longevità.

In tabella 2 per gli uomini e in tabella 3 per le donne, abbiamo svolto un esercizio demografico che aiuta ad evidenziare l'ampiezza di entrambi i fenomeni. Applicando i risultati del modello RetSimM abbiamo calcolato le speranze di vita residue al pensionamento per i due gruppi sociali, tenendo conto del meccanismo di adeguamento biennale dell'età al pensionamento e simulando tale meccanismo nel futuro usando le previsioni demografiche ISTAT e RGS. Per questo esercizio abbiamo scelto lo scenario di mortalità differenziale costante.

Le speranze di vita al pensionamento previste per la popolazione italiana in media tendono a fluttuare attorno al valore di 20.5 anni tra il 2020 ed il 2065. Questo era nell'intenzione della riforma del sistema previdenziale: assicurare un periodo temporale di rendita pensionistica uguale negli anni per tutte le generazioni, in modo da garantire l'equità intergenerazionale.

Tabella 2 Età minime al pensionamento previste e relative speranze di vita media al pensionamento per gli uomini distinti per titolo di studio, anni 2020-2065. Scenario con mortalità differenziale costante

Anno	Età minima al pensionamento prevista	Speranza di vita al pensionamento per la popolazione in media	Speranza di vita al pensionamento per gli Uomini (Gruppo a BASSA ISTRUZIONE– Differenziale di mortalità costante)	Speranza di vita al pensionamento per gli Uomini (Gruppo ad ALTA ISTRUZIONE– Differenziale di mortalità costante)
2020	67	20.27	18.00 (-2.27)	20.16 (-0.11)
2025	67.25	20.48	18.01 (-2.47)	20.15 (-0.33)
2030	67.75	20.69	18.14 (-2.55)	20.26 (-0.43)
2035	68.33	20.54	17.90 (-2.64)	19.97 (-0.57)
2040	68.66	20.35	17.63 (-2.72)	19.64 (-0.71)
2045	69.17	20.6	17.79 (-2.81)	19.77 (-0.83)
2050	69.5	20.58	17.71 (-2.87)	19.66 (-0.92)
2055	69.91	20.49	17.58 (-2.91)	19.49 (-1.00)
2060	70.17	20.68	17.72 (-2.96)	19.60 (-1.08)
2065	70.58	20.56	17.86 (-2.7)	19.71 (-0.85)

Fonte: ns. elaborazioni su risultati modello RetSimM

Tabella 3 Età minime al pensionamento previste e relative speranze di vita media al pensionamento per le donne, distinte per titolo di studio, anni 2020-2065. Scenario con mortalità differenziale costante

Anno	Età minima al pensionamento prevista	Speranza di vita al pensionamento per la popolazione media	Speranza di vita al pensionamento per le Donne (Gruppo a BASSA ISTRUZIONE– Differenziale di mortalità costante)	Speranza di vita al pensionamento per le Donne (Gruppo ad ALTA ISTRUZIONE– Differenziale di mortalità costante)
2020	67	20.27	21.60 (+1.33)	23.16 (+2.89)
2025	67.25	20.48	21.70 (+1.22)	23.24 (+2.76)
2030	67.75	20.69	21.84 (+1.15)	23.38 (+2.69)
2035	68.33	20.54	21.60 (+1.06)	23.10 (+2.56)
2040	68.66	20.35	21.30 (+0.95)	22.79 (+2.44)
2045	69.17	20.6	21.45 (+0.85)	22.92 (+2.32)
2050	69.5	20.58	21.36 (+0.78)	22.80 (+2.22)
2055	69.91	20.49	21.24 (+0.75)	22.66 (+2.17)
2060	70.17	20.68	21.40 (+0.72)	22.80 (+2.12)
2065	70.58	20.56	21.58 (+1.02)	22.97 (+2.41)

Fonte: ns. elaborazioni su risultati modello RetSimM

Disaggregando i risultati per gruppo sociale, tuttavia, questa equità viene compromessa. Già all’inizio del periodo, nel 2020, il gruppo degli uomini a bassa istruzione presenta una speranza di vita in pensione inferiore a quella prevista, ma questa tende ulteriormente a diminuire nel tempo, passando da -2.27 nel 2020 a -2.96 nel 2060, per poi risalire leggermente nel 2065 a -2.7. Anche il gruppo ad alta istruzione, che all’inizio presenta una speranza di vita in pensione sostanzialmente in linea con quella ufficiale (-0.11), nel 2060 perde un anno di pensione e si assesta nel 2065 a -0.85. La risalita nel 2065 è dovuta alla fine del processo di trasformazione della struttura demografica

per titolo di studio e al raggiungimento di un nuovo equilibrio. Per le donne, che presentano profili di sopravvivenza maggiori, il fenomeno è però simile: il gruppo a bassa istruzione passa da +1.33 nel 2020 a +0.72 nel 2060, mentre il gruppo ad alta istruzione passa da +2.89 nel 2020 a +2.12 nel 2060.

La diminuzione progressiva degli anni di pensione del gruppo a bassa istruzione, che presenta già una speranza di vita più bassa e una speranza di vita in pensione più bassa, prefigura una redistribuzione regressiva del tempo in pensione a vantaggio del gruppo ad alta istruzione e alta speranza di vita. Entrambi i gruppi, poi, presentano un carattere di iniquità intergenerazionale, dal momento che alle coorti di pensionati successive al 2020 e almeno fino al 2060, sarà destinato un tempo in pensione progressivamente inferiore.

I differenziali nelle speranze di vita residua al momento del pensionamento non hanno però solo un impatto sulla redistribuzione regressiva degli anni di pensione, ma anche un effetto diretto sulla determinazione della stessa rendita previdenziale. I coefficienti di trasformazione che, applicati al montante contributivo, determinano la rendita annuale sono infatti profondamente influenzati dalla speranza di vita all'età del pensionamento. Più è bassa l'età al pensionamento, più è alta la speranza di vita al pensionamento, più è alto il divisore (e basso il coefficiente di trasformazione), più sarà bassa la rendita annuale. Nel caso del gruppo a bassa istruzione, quindi, il montante contributivo viene moltiplicato per un coefficiente medio sistematicamente più basso di quello calcolabile per gruppo sociale, poiché sovrastima la speranza di vita residua all'età di pensionamento.

A titolo esemplificativo, in tabella 4 sono mostrati i divisori così come stimati dal Ministero del Lavoro nel 2021 e trasmessi all'INPS, distinti per uomini, donne e poi nella versione finale, quella concretamente applicata in occasione dell'aggiornamento biennale, che è il risultato della semplice media

aritmetica tra i divisori calcolati per genere.

Come si può notare, il vantaggio di maggiore longevità delle donne, che dovrebbe garantire a queste ultime un calcolo più vantaggioso della rendita previdenziale, sottostimando cioè la loro speranza di vita al pensionamento e abbassando il divisore, viene quasi del tutto vanificato dalla componente della formula attuariale legata alla sopravvivenza dell'eventuale superstite. Ciò è conseguenza della diversa probabilità di lasciare un coniuge superstite al momento del decesso e al diverso profilo di sopravvivenza del coniuge (di genere opposto).

Il divisore medio calcolato per la componente della pensione diretta è infatti inferiore al divisore calcolato per le donne, ma, all'opposto, il divisore medio calcolato per la componente della pensione al superstite è superiore a quello calcolato per le donne. La combinazione dei due opposti fenomeni non annulla del tutto le differenze tra uomini e donne ma le riduce di molto, come si può verificare confrontando i divisori complessivi di uomini, donne e quello medio che viene poi realmente usato per calcolare il coefficiente di trasformazione.

Tabella 4 Divisori del coefficiente di trasformazione, per uomini, donne e media. Aggiornamento per l'anno 2021

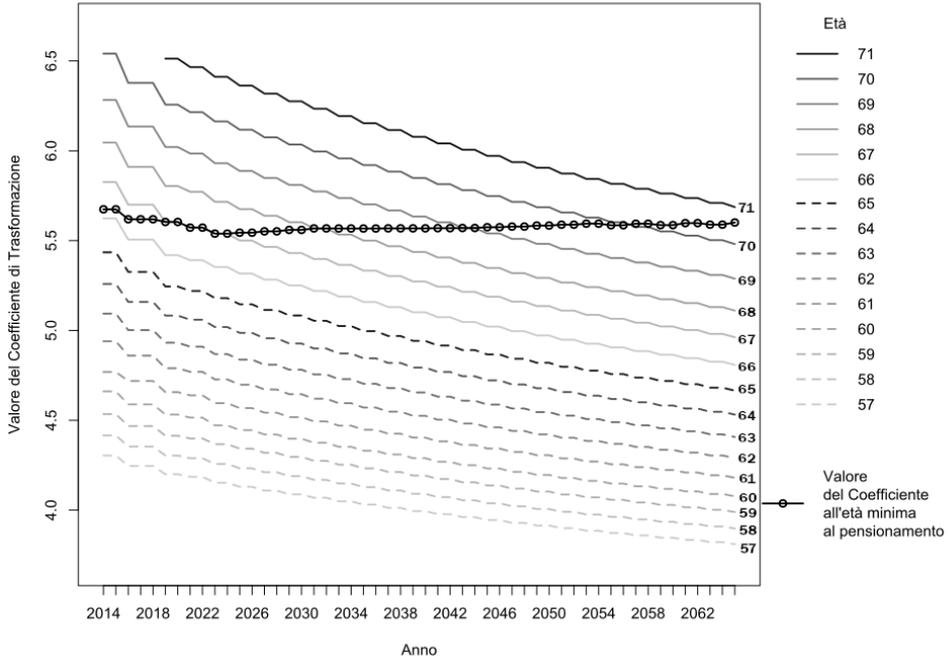
Età al Pens.	Uomini			Donne			Media			
	Divisore legato alla pensione diretta	Divisore legato alla pensione al superstiti	Divisore totale le uomini	Divisore legato alla pensione diretta	Divisore legato alla pensione al superstiti	Divisore totale donne	Divisore legato alla pensione diretta	Divisore legato alla pensione al superstiti	Divisore finale Δ_x	$CT = \frac{1}{\Delta_x}$
57	21.167	2.572	23.740	23.598	0.446	24.044	22.383	1.509	23.892	4.186%
58	20.578	2.599	23.177	23.007	0.444	23.451	21.793	1.522	23.314	4.289%
59	19.989	2.626	22.614	22.414	0.44	22.854	21.202	1.533	22.734	4.399%
60	19.398	2.646	22.045	21.817	0.436	22.252	20.608	1.541	22.149	4.515%
61	18.807	2.665	21.472	21.215	0.43	21.645	20.011	1.548	21.559	4.639%
62	18.216	2.682	20.898	20.608	0.424	21.032	19.412	1.553	20.965	4.770%
63	17.625	2.694	20.319	19.996	0.418	20.414	18.811	1.556	20.367	4.910%
64	17.032	2.703	19.734	19.383	0.41	19.792	18.208	1.557	19.763	5.060%
65	16.439	2.710	19.149	18.765	0.401	19.166	17.602	1.556	19.158	5.220%
66	15.848	2.712	18.560	18.147	0.391	18.538	16.998	1.552	18.549	5.391%
67	15.259	2.711	17.970	17.524	0.381	17.905	16.392	1.546	17.938	5.575%
68	14.675	2.704	17.378	16.901	0.369	17.270	15.788	1.537	17.324	5.772%
69	14.092	2.693	16.785	16.272	0.358	16.630	15.182	1.526	16.708	5.985%
70	13.516	2.675	16.190	15.644	0.346	15.990	14.580	1.511	16.090	6.215%
71	12.933	2.654	15.586	15.010	0.333	15.344	13.972	1.494	15.465	6.466%

Fonte: Ministero del Lavoro, Decreto 1 giugno 2020, GU -Serie generale- n. 150 del 15 giugno 2020

In figura 3 abbiamo riportato una mappa dei coefficienti di trasformazione, per età al pensionamento e anno di pensionamento. Dal 2014 al 2021 i valori sono ripresi dalle note del Ministero del Lavoro, dal 2022 al 2065 sono calcolati sulla base delle previsioni demografiche ufficiali ISTAT per l'intera popolazione. Dal momento che i coefficienti di trasformazione sono applicati indistintamente per uomini e donne, e che le differenze tra uomini e donne sono minime, come visto in tabella 3, si è proceduto tenendo insieme i due generi. Ogni linea rappresenta l'evoluzione nel tempo dal 2014 al 2065 dei valori del coefficiente di trasformazione, per ogni età al pensionamento, da 57 a 71 anni. Le linee sono colorate in scale di grigi, dalle età al pensionamento più basse a quelle più alte. Le linee corrispondenti alle età al pensionamento da 57 a 65 sono tratteggiate, quelle da 66 a 71 sono continue.

Come prevedibile, procedendo dal 2014 verso il 2065 i coefficienti di trasformazione per età al pensionamento tendono a diminuire, in funzione degli incrementi di speranza di vita previsti. L'aumento dell'età minima al pensionamento di vecchiaia da 66 anni e 3 mesi nel 2014 a 70 anni e 7 mesi nel 2065, permette di mantenere il coefficiente di trasformazione attorno al 5.6%, come rappresentato dalla linea nera a cerchietti. Anche questo era stato previsto dal riformatore degli anni '90, in modo da assicurare un trattamento equo per tutte le successive coorti di pensionati. Ovviamente, in caso di pensionamento anticipato, cioè slegato all'età minima ma legato all'anzianità contributiva, i coefficienti si abbassano rapidamente, come si può verificare in figura 3 osservando la pendenza delle linee per età al pensionamento.

Figura 3 Mappa dei Coefficienti di Trasformazione medi per età al pensionamento. Storici dal 2014 al 2022, proiettati fino al 2065.



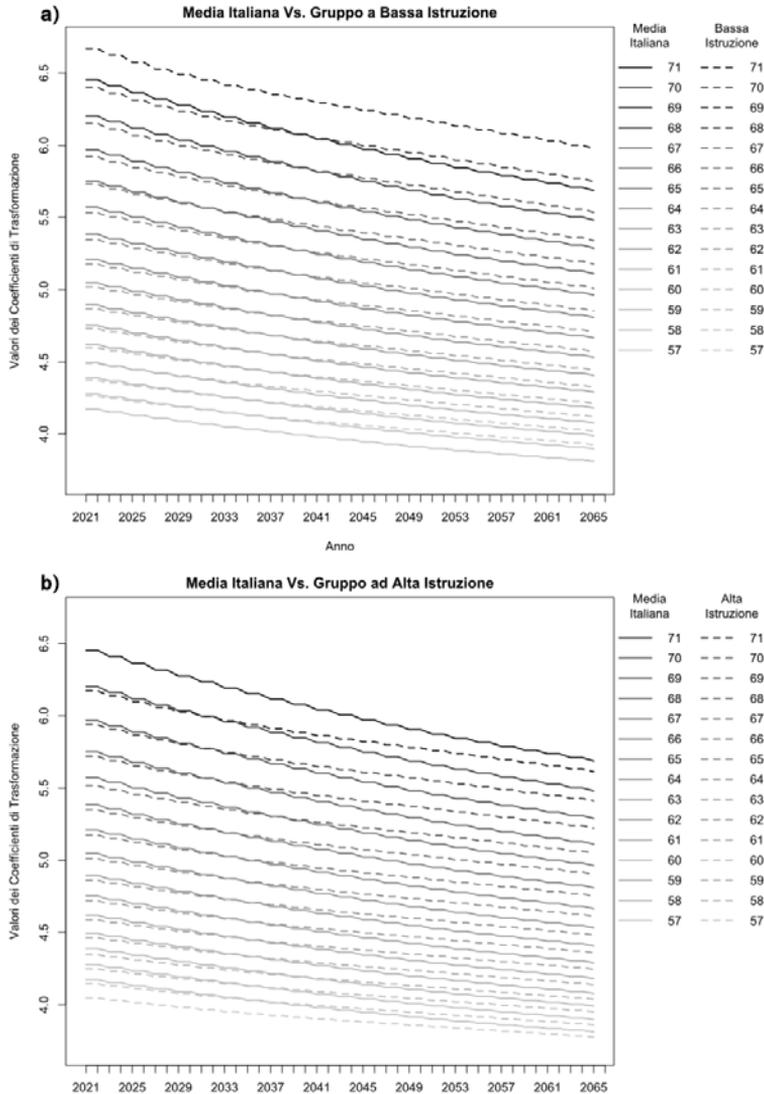
Fonte: ns. elaborazioni su risultati modello RetSmM

Nota: per ragioni grafiche ed espositive sono state considerate le età da 57 a 71. Dopo il 2030 saranno potenzialmente calcolati da Istat-MinLav-INPS anche i coefficienti per le età 72, 73 e 74. Ai fini del presente studio non è però rilevante, essendo l'età minima al pensionamento nel 2065 prevista a 70.58 anni. I parametri inseriti nella formula sono ripresi dalla nota tecnica del Ministero del Lavoro allegata al Decreto 1 giugno 2020, GU -Serie generale- n. 150 del 15 giugno 2020

Anche qui tuttavia non sono considerati i diversi profili di sopravvivenza associati ai gruppi sociali. Il modello RetSimM permette invece di calcolare i coefficienti specifici per gruppo, nel nostro caso, per titolo di studio. In figura 4 riportiamo un confronto tra i coefficienti medi (linee continue) e coefficienti specifici per gruppo (linee tratteggiate), per età e anno al pensionamento.

Figura 4 Coefficienti di Trasformazione Proiettati, Scenario di previsione mediano dell'ISTAT, Differenziali di mortalità costanti al 2012, Anni 2021-2065, Età al pensionamento tra i 57 ed i 71 anni.

a) Media della popolazione VS. Bassa Istruzione, b) Media della popolazione VS. Alta Istruzione.



Fonte: ns. elaborazioni su risultati modello RetSimM.

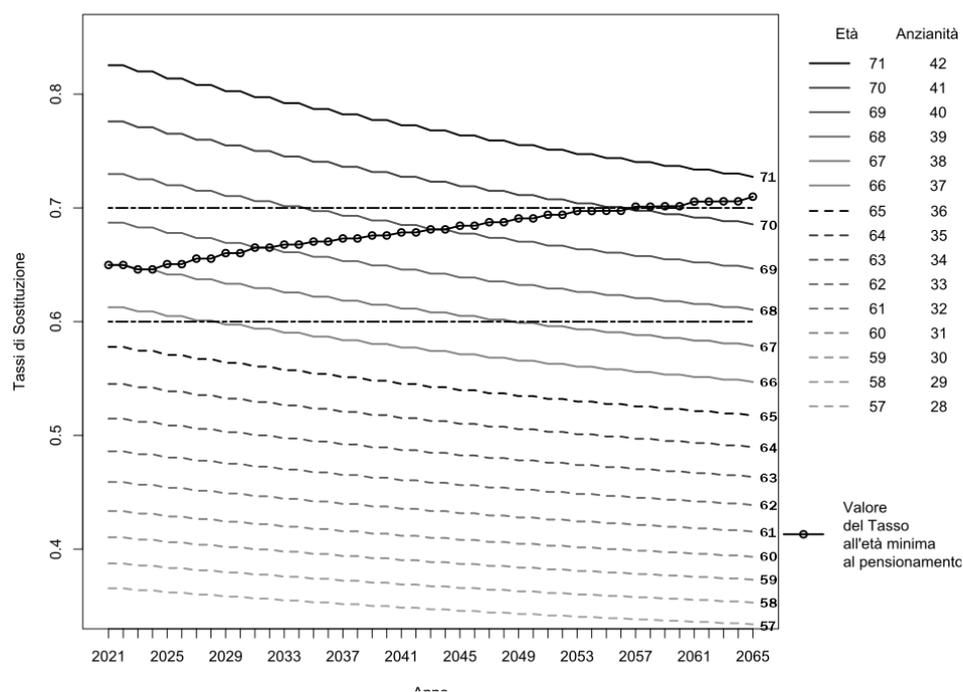
Le linee tratteggiate in figura 4a, cioè i coefficienti di trasformazione per età e anno di pensionamento calcolati sulla base dei profili di sopravvivenza specifici del gruppo a bassa istruzione, sono sempre superiori alle rispettive linee continue, che rappresentano i coefficienti calcolati sulla base delle speranze di vita media. Inoltre, nel tempo, la distanza tra le linee tratteggiate e le rispettive linee continue tende ad aumentare, fino ad incrociare i valori medi dell'età successiva. In altri termini il gruppo a bassa istruzione, che dovrebbe avere già oggi coefficienti più alti di quelli medi (quindi rendite pensionistiche più alte), verso la fine del periodo di proiezione potrebbe addirittura avere un coefficiente superiore a quello calcolato in media per l'età al pensionamento successiva. L'aumento del gap tra i coefficienti medi e quelli specifici per il gruppo a bassa istruzione è diretta conseguenza dell'effetto composizione, essendo il differenziale di mortalità fermo ai valori del 2012, nello scenario preso in considerazione.

Il gruppo ad alta istruzione (figura 4b) si comporta in maniera speculare: i coefficienti specifici sono sistematicamente più bassi, ma tendono col tempo a convergere verso quelli medi.

Simulando i redditi di una carriera lavorativa, calcolando il relativo montante contributivo ed applicando i coefficienti di trasformazione, è possibile stimare infine la rendita pensionistica annuale. In questo studio i parametri relativi agli incrementi di reddito legati all'anzianità di carriera sono desunti dalle indagini campionarie "Indagine sui redditi delle famiglie" di Banca d'Italia e da "Forze Lavoro" dell'ISTAT, mentre le previsioni di incremento del PIL sono riprese dalle stesse ipotesi assunte dalla Ragioneria Generale dello Stato. Un'ultima assunzione necessaria per semplificare i confronti prevede un'età all'ingresso nel mercato del lavoro a 29 anni fissa per ogni nuova coorte, e una carriera priva di episodi di disoccupazione. Un'età all'ingresso nel

mercato del lavoro superiore o la presenza di episodi di perdita del lavoro, comportano una diminuzione dell'anzianità contributiva e una relativa diminuzione del montante.

Figura 5 Proiezione dei Tassi di Trasformazione medi Reddito/Pensione, Anni 2021-2065, Età al pensionamento 57-71.



Fonte: ns. elaborazioni su risultati modello RetSimM

Nota 1: Simulazione di carriera di un lavoratore che inizia una carriera a 29 anni senza episodi di disoccupazione. Salario di ingresso lordo 16mila euro annui. Aliquota contributiva al 33%, crescita media del PIL all'1% e incremento salariale di anzianità dello 0,4% per anno di carriera. Ipotesi desunte da studi RGS e indagini campionarie Banca d'Italia e ISTAT.

Nota 2: Le linee tratteggiate riportano l'evoluzione per età e anzianità al pensionamento del tasso di trasformazione, la linea nera riporta l'evoluzione del tasso all'età minima legale al pensionamento, che aumenta nel tempo.

Per effettuare dei confronti relativi che non siano influenzati dal livello

del reddito di ingresso e dall'inflazione, è utile poi calcolare un tasso di sostituzione. Il tasso di sostituzione tra reddito e pensione è pari al rapporto tra la prima annualità della rendita previdenziale annuale e l'ultimo reddito da lavoro percepito.

In figura 5 sono rappresentati i tassi di sostituzione per età, anzianità contributiva e anno di calendario. Ogni linea continua rappresenta la proiezione dal 2021 al 2065 del tasso di sostituzione ad una certa età al pensionamento e ad una certa anzianità contributiva.

Similmente alla mappa dei coefficienti di trasformazione rappresentata in figura 3, anche in questo caso i tassi di sostituzione per età al pensionamento tendono a diminuire nel tempo, ma il contemporaneo innalzamento dell'età minima al pensionamento di vecchiaia compensa questa diminuzione, come evidenziato dalla linea nera a cerchietti. Inoltre, nell'ipotesi che l'anzianità contributiva aumenti insieme all'età al pensionamento, il tasso di sostituzione passa, da circa il 65% nel 2021 al 71% nel 2065.

Carriere più piatte tendono ad aumentare questi valori, mentre carriere più brillanti tendono a diminuirli. Allo stesso modo anzianità superiori tendono ad aumentare i tassi, mentre anzianità più basse tendono a diminuirli. Ai fini di questo studio, tuttavia, l'importante è fissare un benchmark medio e verificare le eventuali differenze tra gruppi sociali a parità di tutte le altre condizioni (reddito, pensione, condizioni generali dell'economia).

Dal momento che i coefficienti di trasformazione specifici del gruppo a bassa istruzione dovrebbero essere più alti di quelli medi, anche i tassi di sostituzione dovrebbero di conseguenza essere più alti. In più, a causa dell'effetto composizione, questo gap tende ad aumentare nel periodo 2020-2060, come già visto nelle tabelle 2 e 3. Quest'ultimo effetto si combina agli incrementi dell'età minima al pensionamento di vecchiaia e al relativo aumento dell'an-

zianità contributiva, approfondendo quindi ancora di più il gap tra tasso di sostituzione specifico e tasso di sostituzione medio. La differenza tra il tasso di sostituzione calcolato usando i coefficienti di trasformazione medi e quelli specifici per gruppo sociale, rappresenta quindi la perdita di rendita pensionistica dovuta solo all'applicazione di coefficienti di trasformazione "medi" al posto di quelli specifici come riportato nella (3)

$$Punti\ Percentali\ di\ Reddito\ Persi\ o\ Guadagnati = (TS_{x,t,i} - \overline{TS}_{x,t}) \quad (3)$$

con:

$TS_{x,t,i}$ → Tasso di sostituzione per età al pensionamento "x",
anno "t", e livello di istruzione "i"

$\overline{TS}_{x,t}$ → Tasso di sostituzione medio per età al pensionamento "x"
e anno "t"

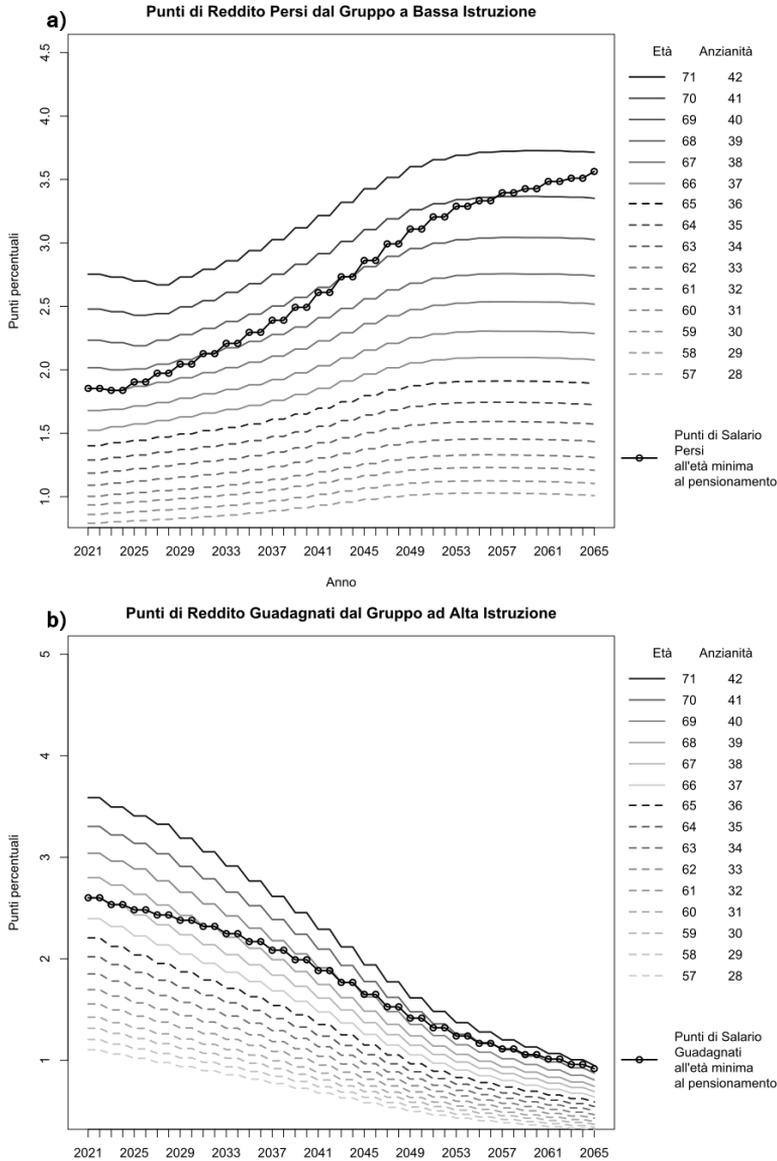
In figura 6a mostriamo quindi i punti percentuali di reddito persi dal gruppo a bassa istruzione nella determinazione della rendita previdenziale annuale, a causa della differenza tra la speranza di vita italiana e quella di gruppo, stimata dal nostro modello. Ogni linea continua rappresenta i punti percentuali di rendita previdenziale persa dal gruppo a bassa istruzione per ogni età al pensionamento e relativa anzianità contributiva, negli anni dal 2021 al 2065.

Per tutte le età al pensionamento, la quantità relativa di reddito persa aumenta negli anni, rivelando un carattere sempre più regressivo del sistema di calcolo contributivo basato sulle medie di popolazione. L'aumento di regressività è un una conseguenza del solo effetto composizione, essendo il differenziale di mortalità costante al 2012.

La combinazione tra l'aumento progressivo dell'età minima al pensiona-

mento e l'impatto dell'effetto composizione, aggraverà ancora di più il carattere regressivo del sistema, a meno di significative riduzioni (superiori al 50%) delle disuguaglianze di mortalità entro il 2065, come già visto nelle proiezioni delle speranze di vita a 65 anni. I punti di reddito persi crescono infatti da 1.85 nel 2021 a 3.56 nel 2065 (linea nera con cerchietti nel grafico). In altre parole, il tasso di sostituzione medio calcolato all'età minima al pensionamento nel 2065 è del 71%. Lo stesso tasso calcolato usando i profili di sopravvivenza specifici del gruppo a bassa istruzione, dovrebbe essere del 74.56%. Nell'ipotesi di un reddito annuale all'ultimo anno di lavoro di 20mila euro, questo si traduce in una perdita di 712 euro all'anno su una pensione mensile di circa 1092 euro: quasi una quattordicesima in più.

Figura 6 Simulazione e proiezione dei Punti Percentuali di Reddito Persi o Guadagnati a causa delle differenze tra coefficienti di trasformazione medi e coefficienti specifici calcolati per gruppo sociale, tra il 2021 ed il 2065. Differenziale di mortalità costante al 2012.



Fonte: ns. elaborazioni su risultati modello RetSimM

In figura 6b si riportano invece i punti di reddito guadagnati dal gruppo ad alta istruzione. Qui, specularmente a quanto osservato per il gruppo a bassa istruzione, e parallelamente a quanto mostrato nelle mappe dei coefficienti di trasformazione specifici in figura 4b, i punti di reddito guadagnati sono 2.6 nel 2021, ma diminuiscono fino a toccare quota 0.9 nel 2065, convergendo verso i tassi medi.

4. Discussione e Commento dei Risultati

Il modello RetSimM, che abbiamo introdotto nella prima parte dello studio, permette di disaggregare le proiezioni demografiche ufficiali per titolo di studio, senza perdere coerenza con la relativa previsione ufficiale aggregata, scelta come punto di riferimento. In questo studio abbiamo raggruppato la popolazione per due livelli di istruzione: 1) scuola media inferiore o meno (Livello ISCED 0-2); 2) diploma di scuola superiore o più (Livello ISCED 3 o più). La disaggregazione svela come gli incrementi di speranza di vita previsti per la popolazione italiana tra il 2018 ed il 2065 siano il risultato di due effetti: un “effetto intensità” legato agli incrementi di longevità dei due gruppi, ed un “effetto composizione” che è invece legato ai cambiamenti nei pesi relativi dei gruppi all’interno della struttura demografica italiana. Posizionandoci su uno scenario di costanza dei differenziali di mortalità, cioè escludendo i potenziali effetti di un peggioramento (o miglioramento) delle disuguaglianze di mortalità tra i gruppi sociali, a fronte di un incremento di 3.7 anni nella speranza di vita a 65 anni tra il 2018 ed il 2065, previsto dall’ISTAT, il nostro modello restituisce aumenti inferiori sia per gli uomini (2.9 e 2.6, per basso e alto livello di istruzione, rispettivamente), sia per le donne (3.2 e 3.1), come

riportato in tabella 1.

La differenza tra l'incremento previsto per la popolazione e l'incremento previsto per i singoli gruppi è ciò che noi definiamo "effetto composizione" ed è dovuto all'aumento del peso relativo del gruppo ad alto livello di istruzione e bassa mortalità nelle fasce di età superiori ai 60 anni, che avverrà tra il 2018 ed il 2065. L'obiettivo di assicurare equità intergenerazionale, garantendo cioè una certa costanza del periodo di tempo passato in pensione tra le diverse coorti di pensionati, potrebbe essere compromesso dalla diminuzione progressiva degli anni di rendita, almeno fino al 2060, come visto nelle tabelle 2 e 3.

Un'altra conseguenza dell'effetto composizione è l'allontanamento progressivo della speranza di vita media italiana dai valori del gruppo a bassa istruzione e alta mortalità. L'avvicinamento della speranza di vita media italiana ai valori del gruppo ad alta istruzione e bassa mortalità incrementa il gap tra media italiana e gruppo a bassa istruzione, pur in assenza di peggioramenti nelle disuguaglianze di mortalità tra i gruppi.

Negli scenari in cui abbiamo simulato diverse evoluzioni dei differenziali di mortalità tra i gruppi, l'effetto composizione è controbilanciato da eventuali diminuzioni delle disuguaglianze, ma la sua neutralizzazione avviene solo se le differenze di mortalità si riducono di oltre la metà entro il 2065. Ovviamente, nel caso di aumenti delle disuguaglianze, l'effetto composizione moltiplica i suoi effetti peggiorativi nei confronti del gruppo a bassa istruzione.

Il progressivo approfondimento del gap tra la speranza di vita media italiana e la speranza di vita stimata dal nostro modello per il gruppo a bassa istruzione ha due importanti conseguenze nell'ambito del c.d. sistema di calcolo contributivo, che entro il 2040 sarà il sistema esclusivo di calcolo per la

quasi totalità dei pensionati italiani. Da un lato, il tempo atteso in pensione del gruppo degli uomini a bassa sopravvivenza, già più basso di quello ufficiale relativo alla media italiana nel 2018, viene ulteriormente ridotto fino al 2060, passando da un divario di -2.27 a -2.97 rispetto al tempo atteso in pensione per l'intera popolazione (tabella 2). Dall'altro, la differenza negativa tra il tasso di sostituzione specifico e quello medio aumenta progressivamente, almeno fino al 2060, passando da -1.87 a -3.58 punti percentuali di reddito persi. Nella nostra simulazione, su un reddito annuale di 20mila euro ed una pensione mensile di 1092 euro, questo si traduce in 714 euro in meno all'anno nel 2065.

Il gruppo ad alta istruzione e bassa mortalità segue un percorso diverso: da un lato nel 2020 ha un tempo atteso in pensione in linea con la popolazione, ma nel 2065 si crea anche in questo caso un divario (-1.08), dall'altro ha un tasso di sostituzione reddito/pensione superiore a quello calcolabile sulla base dei coefficienti specifici, ma convergente verso quello medio, passando da +2.06 a +0.90.

Riguardo alle donne, il vantaggio di longevità rispetto agli uomini premia soprattutto il gruppo ad alta istruzione e solo rispetto al tempo atteso passato in pensione. Il nostro modello stima infatti un tempo atteso in pensione per questo gruppo superiore a quello medio di 2.89 anni nel 2020 e 2.41 nel 2060, mentre il gruppo a bassa istruzione passa da 1.33 anni a 0.72 nel 2060. La composizione della formula attuariale di calcolo dei coefficienti di trasformazione, che comprende anche una quota riservata alla pensione per il potenziale coniuge superstite, annulla quasi completamente ogni vantaggio nella determinazione della rendita pensionistica e quindi del tasso di sostituzione reddito/pensione.

I risultati del nostro modello prevedono dunque una potenziale progressiva redistribuzione sia del tempo di vita passato in pensione che della rendita annuale, dal gruppo a bassa istruzione e bassa speranza di vita, verso il gruppo ad alta istruzione e alta speranza di vita, come effetto inatteso del vincolo automatico tra parametri del sistema previdenziale e speranza di vita media (cf. Caselli et al. 2003, Caselli e Lipsi, 2018). Questa redistribuzione regressiva assegna maggiori risorse di tempo e denaro al gruppo socialmente avvantaggiato, sottraendole al gruppo più svantaggiato. Il carattere regressivo del sistema pensionistico viene inoltre confermato dalle simulazioni che mostrano come al gruppo più svantaggiato vengano richiesti sacrifici superiori rispetto a quanto richiesto al gruppo avvantaggiato, sia per quanto riguarda la durata del periodo lavorativo, sia rispetto all'ammontare dei contributi versati a parità di beneficio. Bisogna inoltre considerare che, sebbene ai fini di questo studio siano state considerate carriere simili, il gruppo ad alta istruzione percepisce mediamente anche redditi e rendite pensionistiche superiori, oltre a presentare carriere con minori episodi di disoccupazione (van Zon et al. 2017). In sintesi, le disuguaglianze di mortalità ignorate dal sistema basato sulle medie di popolazione, pur in assenza di peggioramenti delle stesse, e quindi per il solo impatto determinato dall'effetto composizione, possono provocare nel prossimo futuro un inatteso aumento del carattere regressivo del sistema previdenziale italiano.

Come già evidenziato, la regressività del sistema tende a scomparire nelle ipotesi in cui le disuguaglianze di mortalità si dimezzino entro il 2065, ma al momento né il legislatore, né gli organismi di controllo della spesa previdenziale possiedono strumenti in grado di monitorare la situazione e prendere per tempo le contromisure necessarie ad assicurare equità e sostenibilità al sistema

nel prossimo futuro.

A questo proposito il modello RetSimM rappresenta solo un primo tentativo. È ovvio che il titolo di studio, sebbene associato a diversi profili di sopravvivenza, non può essere la variabile da inserire in un processo di differenziazione dei meccanismi di adeguamento automatico. Scopo di un modello macro demografico-economico è fornire informazioni sulle previsioni di spesa conseguenti a diverse ipotesi di riforma. Una eventuale operazione di riforma potrebbe basarsi sulle condizioni di salute del lavoratore, che sono strettamente correlate alla sua condizione socio-economica, e congegnare percorsi di uscita dal lavoro che limitino le penalità nel calcolo della rendita, tenendo in conto le condizioni di salute del lavoratore e il loro impatto sulla sua longevità attesa.

5. Conclusioni

Entro il 2040 il calcolo contributivo della rendita previdenziale sostituirà completamente gli altri sistemi di calcolo in vigore in Italia: il c.d. sistema retributivo ed il sistema c.d. misto. La speranza di vita diventerà un parametro fondamentale non solo nella definizione dell'età minima al pensionamento di vecchiaia, ma anche nella determinazione della rendita annuale. Tuttavia, l'utilizzo della speranza di vita media, ignorando ogni differenza per gruppo sociale, può introdurre nel sistema elementi di regressività inattesa, specie alla luce della combinazione tra effetto intensità ed effetto composizione nell'incremento della speranza di vita media. Il modello RetSimM, qui illustrato, rappresenta un primo tentativo di fornire uno strumento in grado di disvelare quegli effetti regressivi.

Bibliografia

- [1] Ardito, C., d'Errico, A., Leombruni, R., Ricceri, F., e Costa, G. (2020), *Life expectancy inequalities and their evolution in Italy. How these impact on the equity of the pension system?*, in «European Journal of Public Health», 30, n.5.
- [2] Ardito, C., Zengarini, N., Leombruni, R., d'Errico, A., e Costa, G. (2022). Increasing Inequalities in Mortality by Socioeconomic Position in Italy. *Netspar Academic Series*. Network for Studies on Pensions, Aging and Retirement.
- [3] Banca d'Italia (2018). Indagine sui bilanci delle famiglie italiane. https://www.bancaditalia.it/pubblicazioni/indagine-famiglie/bil-fam2016/Statistiche_IBF_20180312.pdf. Ultimo accesso: 26.09.2022.
- [4] Belloni, M., Alessie, R., Kalwij, A., & Marinacci, C. (2013). Lifetime Income and Old Age Mortality Risk in Italy over Two Decades. *Demographic Research*, 29, 1261-298.
- [5] Booth, H. (2006). Demographic forecasting: 1980 to 2005 in review. *International Journal of Forecasting*, 22, 574-581.
- [6] Booth, H., & Tickle L. (2008). Mortality modelling and forecasting: A review of methods. *Annals of actuarial science*, 3 (1-2), 3-43.
- [7] Caselli, G., Lopez, A.D. (1996) (a cura di), *Health and Mortality among Elderly Populations*, Oxford, Clarendon Press.
- [8] Caselli, G., Peracchi, F., Barbi, E., e Lipsi, R.M. (2003). Differential Mortality and the Design of the Italian System of Public Pensions. *LABOUR*, 17(s1), 45-78.
- [9] Caselli, G. e Drefahl, S. (2017). Future Mortality in Low Mortality Countries, in: Wolfgang Lutz, William P Butz, and Samir KC (a cura di), *World Population & Human Capital in the Twenty-First Century: An Overview*. <https://doi.org/10.1093/oso/9780198813422.003.0009>.
- [10] Caselli, G. e Lipsi, R.M. (2018), Survival inequalities and redistribution in the Italian pension system. *Vienna Yearbook of Population Research*, 16,

pp. 83-110.

- [11] Costa, G., Faggiano, F., Cadum, E., Lagorio, S., Arcà, M., Farchi, G., Demarca, M., e Pagnanelli, F. (1994), *Le differenze sociali nella mortalità in Italia*, in G. Costa e F. Faggiano (a cura di), *L'equità nella salute in Italia*, Bologna, Franco Angeli.
- [12] Costa, G., Stroschia, M., Zengarini, N., Stringhini, S., Demaria, M., e Spadea, T. (2017), *Quarant'anni di salute dei torinesi: una storia di successo... ma per tutti? (Fourty years of health in Turin: a succesful history...for everyone?)*, in G. Costa, M. Stroschia, N. Zengarini e M. Demaria (a cura di), *40 anni di salute a Torino. Spunti per leggere i bisogni e i risultati delle politiche*, Milano, Inferenze.
- [13] Costa, G. (2018). *Epidemiology and ageing: who comes first? (under the perspective of health inequalities)*. II Workshop of Laboratory on Longevity and Ageing (LoLA), Free University of Bozen.
- [14] d'Errico, A., Costa, G., e Zengarini, N. (2017). *Dimmi che lavoro fai... e ti dirò quanto vivrai*, in G. Costa, M. Stroschia, N. Zengarini e M. Demaria (a cura di), *40 anni di salute a Torino, spunti per leggere i bisogni e i risultati delle politiche*, Milano, Inferenze.
- [15] De Santis, G. (1997). *Demografia ed economia*. Bologna, Il Mulino. Capitolo 5, *I sistemi di trasferimento di risorse tra capitalizzazione e ripartizione*, pp. 221-274.
- [16] De Santis, G. (2019). *Il sistema previdenziale pubblico tra vincoli e scelte*. Firenze, Firenze University Press.
- [17] European Commission. (2010). *Green Paper. Towards adequate, sustainable and safe European pension systems*. Brussels: European Commission.
- [18] European Commission. (2012). *White Paper. An Agenda for Adequate, Safe and Sustainable Pensions*. Brussels: European Commission.
- [19] European Commission. (2016). *Pension Reforms in the EU since the Early 2000's*. Luxembourg: Publications Office of the European Union
- [20] Ginebri, S. & Lallo, C. (2021). *Disaggregation of official demographic projections in sub-groups by education level: the neglected "composition*

- effect” in the future path of life expectancy. *Genus*, 77(5).
- [21] Goldstein, J., Lutz, W. & Testa, M.R. (2003). The emergence of Sub-Replacement Family Size Ideals in Europe. *Population Research and Policy Review* 22, 479–496. <https://doi.org/10.1023/B:POPU.0000020962.80895.4a>
- [22] Golini, A. (1997), Demographic Trends and Ageing in Europe. Prospects, Problems and Policies. *Genus*, 53, n.3/4, pp. 33–74. <http://www.jstor.org/stable/29788519>
- [23] Gronchi, S. (1996), Demographic changes and pension reform in Italy. *Review of Economic Conditions in Italy*, 1, 1996, pp. 107-117.
- [24] ISTAT. (1990). *La mortalità differenziale secondo alcuni fattori socio-economici. Anni 1981-82.* (Differential mortality by socioeconomic factors. Years: 1981-82) Roma: Istituto Nazionale di Statistica.
- [25] ISTAT. (2001). *La mortalità differenziale secondo alcuni fattori socio-economici. Anni 1991-92.* (Differential mortality by socioeconomic factors. Years: 1991-92). Roma: Istituto Nazionale di Statistica.
- [26] ISTAT. (2016). *Disuguaglianze nella speranza di vita per livello di istruzione.* (Inequalities in life expectancy by education level). Accessed 1 February 2019. <https://www.istat.it/it/archivio/184896>
- [27] ISTAT. (2017). *Survey on Educational and Professional paths of upper secondary school graduates.* Accessed 1 February 2019. <https://www.istat.it/it/archivio/7749>.
- [28] ISTAT. (2020). *Il Sistema previdenziale italiano. Audizione dell’Istituto Nazionale di Statistica.* Consiglio Nazionale dell’Economia e del Lavoro.
- [29] ISTAT. (2021). *Previsione della popolazione residente e delle famiglie. Base 1/1/2020.* Report Istituto Nazionale di Statistica.
- [30] ISTAT. (2022). Informazioni sulla rilevazione. *Rilevazione sulle Forze di Lavoro (RFL).* <https://www.istat.it/it/archivio/8263>. Ultimo Accesso: 26.09.2022.
- [31] Jessoula, M. e Raitano, M. (2015), La Riforma Dini vent’anni dopo: promesse, miti, prospettive di policy. Un’introduzione. *Politiche Sociali*,

- Social Policies*, 3, pp. 365-382, doi: 10.7389/81761
- [32] Lallo, C., & Raitano, M. (2018). Life expectancy inequalities in the elderly by socioeconomic status: evidence from Italy. *Population health metrics*, 16 (1), 7.
- [33] Li, N., Lee, R., & Tuljapurkar, S. (2004). Using the Lee-Carter method to forecast mortality for populations with limited data. *International Statistical Review*, 72, 19-36.
- [34] Li, N., & Lee, R. (2005). “Coherent mortality forecasts for a group of populations: an extension of the Lee-Carter method”. *Demography*, 42 (3), 575-594.
- [35] Lutz, W., Skirbekk, V., & Testa, M. R. (2006). The Low-Fertility Trap Hypothesis: Forces that May Lead to Further Postponement and Fewer Births in Europe. *Vienna Yearbook of Population Research*, 4, 167–192. <http://www.jstor.org/stable/23025482>
- [36] Lutz, W., Goujon, A., KC, S., Stonawski, M., & Stilianakis, N. (2018). *Demographic and Human Capital Scenarios for the 21st Century: 2018 Assessment for 201 countries*. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- [37] Luy, M., Di Giulio, P., & Caselli, G. (2011). Differences in life expectancy by education and occupation in Italy, 1980–94: Indirect estimates from maternal and paternal orphanhood. *Population Studies*, 65 (2), 137-155.
- [38] Luy, M., Zannella, M., Weger-Siegmundt, C., Minagawa, Y., Lutz, W., & Caselli, G. (2019). The impact of increasing education levels on rising life expectancy: a decomposition analysis for Italy, Denmark and the USA. *Genus*, 75 (11).
- [39] Maccheroni, C. (2008), Diseguaglianze nella durata di vita per grado di istruzione in Italia all’inizio degli anni 2000, *Centre for Research on Social Dynamics “Carlo Dondena”, working paper n. 3*.
- [40] Marmot, M., & Wilkinson R., (Eds). (2006). *Social determinants of health*. Oxford: Oxford University Press.

- [41] National Academies of Sciences, Engineering, and Medicine. (2015). *The Growing Gap in Life Expectancy by Income: Implications for Federal Programs and Policy Responses*. Washington DC, The National Academies Press.
- [42] OMS, Ufficio Regionale per l'Europa. (2012). *Report on social determinants of health and the health divide in the WHO European region. Executive Summary*. Copenhagen, WHO.
- [43] Rogers, A. (1995). Population forecasting: Do simple models outperform complex models? *Mathematical Population Studies*, 5, 187-202.
- [44] Ragioneria Generale dello Stato. (2021). *Le tendenze di medio-lungo periodo del Sistema pensionistico e socio-sanitario. Rapporto n.22*. Roma: Ministero dell'Economia e delle Finanze, Dipartimento della Ragioneria Generale dello Stato.
- [45] Tindara A. e Donata F. (2011) Gender wage differentials by education in Italy, *Applied Economics*, 43:29, 4589-4605, DOI: 10.1080/00036846.2010.491475.
- [46] van Zon SKR, Reijneveld SA, Mendes de Leon CF, Bültmann U. (2017). The impact of low education and poor health on unemployment varies by work life stage. *Int J Public Health*. Dec;62(9):997-1006. doi: 10.1007/s00038-017-0972-7. Epub 2017 Apr 18.
- [47] Wilkinson, R., & Marmot M. (2003). *Social determinants of health. The Solid Facts*. Copenhagen: WHO Regional Office for Europe.
- [48] World Bank. (1994). *Averting the old age crisis*, Oxford, Oxford University Press.

Appendice

La formula attuariale di computo della rendita previdenziale nel sistema contributivo

$$CT = \frac{1}{\Delta_x}$$

$$\Delta_x = \frac{\sum_{s=m,f} a_{x,s}^{v(t)} + A_{x,s}^{v(t)}}{2} - k$$

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

$$A_{x,s}^{v(t)} = \sum_{t=0}^{w-x} \frac{l_{x+t,s}}{l_{x,s}} * q_{x+t,s} * \left(\frac{1+r}{1+\sigma} \right)^{-t} * \theta_{x+t,s} * \eta * \delta_s * \sum_{\tau=1}^{w-x-t+\varepsilon_s} \frac{l_{x+t+\tau-\varepsilon_{x,s}}^{ved}}{l_{x+t+1-\varepsilon_{x,s}}^{ved}} * \left(\frac{1+r}{1+\sigma} \right)^{-\tau}$$

con:

CT = Coefficiente di Trasformazione

Δ = Divisore

s = sesso; m = maschi, f = femmine

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

x = età al pensionamento

w = età massima prima del decesso

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

$\theta_{x+t,s}$ = probabilità di lasciare un superstite (coniuge di genere opposto) di un soggetto di età $x+t$

$\frac{l_{x+t+\tau-\varepsilon_{x,s,S}}^{ved}}{l_{x+t+1-\varepsilon_{x,s,S}}^{ved}}$ = probabilità del superstite di non essere eliminato per morte o nuove nozze

k = correzione per tener conto del numero di rate pagate anticipatamente in un anno

$\varepsilon_{x,s}$ = differenza fra l'età del dante causa e quella del coniuge al momento del pensionamento

η = aliquota di reversibilità

δ_s = percentuale di riduzione dell'aliquota di reversibilità per effetto dei requisiti reddituali

r = tasso di rendimento interno

σ = percentuale di indicizzazione

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

PARTNER ISTITUZIONALI



BUSINESS PARTNER



SOSTENITORI

Allianz Bank F.A.

Assonime

Banca Aletti

Banca d'Italia

Banca Profilo

Cassa Depositi e Prestiti

Confcommercio

Confindustria Piacenza

CONSOB

ENEL

Gentili & Partners

Investire SGR

ISTAT

Kuwait Petroleum Italia

Leonardo

Natixis IM

Oliver Wyman

SACE

Sisal

TIM

Unicredit

Ver Capital

Per rinnovare o attivare un nuovo abbonamento
effettuare un **versamento** su:

c/c bancario n. 10187 Intesa Sanpaolo
Via Vittorio Veneto 108/b - 00187 ROMA
IBAN IT92 M030 6905 0361 0000 0010 187

intestato a: **Editrice Minerva Bancaria s.r.l.**

oppure inviare una **richiesta** a:

amministrazione@editriceminervabancaria.it

Condizioni di abbonamento ordinario per il 2023

	Rivista Bancaria Minerva Bancaria bimestrale	Economia Italiana quadrimestrale	Rivista Bancaria Minerva Bancaria + Economia Italiana
Canone Annuo Italia	€ 120,00 causale: MBI23	€ 90,00 causale: EII23	€ 170,00 causale: MBEI23
Canone Annuo Estero	€ 175,00 causale: MBE23	€ 120,00 causale: EIE23	€ 250,00 causale: MBEIE23
Abbonamento WEB	€ 70,00 causale: MBW23	€ 60,00 causale: EIW23	€ 100,00 causale: MBEIW23

L'abbonamento è per un anno solare e dà diritto a tutti i numeri usciti nell'anno.

L'abbonamento non disdetto con lettera raccomandata entro il 1° dicembre s'intende tacitamente rinnovato.

L'Amministrazione non risponde degli eventuali disguidi postali.

I fascicoli non pervenuti dovranno essere richiesti alla pubblicazione del fascicolo successivo.

Decorso tale termine, i fascicoli disponibili saranno inviati contro rimessa del prezzo di copertina.

Prezzo del fascicolo in corso **€ 40,00 / € 10,00** digitale

Prezzo di un fascicolo arretrato **€ 60,00 / € 10,00** digitale

Pubblicità

1 pagina **€ 1.000,00** - 1/2 pagina **€ 600,00**

Editrice Minerva Bancaria
COMITATO EDITORIALE STRATEGICO

PRESIDENTE

GIORGIO DI GIORGIO, Luiss Guido Carli

COMITATO

CLAUDIO CHIACCHIERINI, Università degli Studi di Milano Bicocca

MARIO COMANA, Luiss Guido Carli

ADRIANO DE MAIO, Università Link Campus

RAFFAELE LENER, Università degli Studi di Roma Tor Vergata

MARCELLO MARTINEZ, Università della Campania

GIOVANNI PARRILLO, Editrice Minerva Bancaria

MARCO TOFANELLI, Assoreti

ECONOMIA ITALIANA 2022/3

Le implicazioni del cambiamento demografico sul sistema economico e finanziario italiano

Questa edizione di *Economia Italiana* – editor **Giorgio Di Giorgio e Maria Rita Testa**, entrambi della Luiss – analizza le conseguenze dell'invecchiamento della popolazione in Italia. Come scrivono gli editor, *“L'Italia non è un paese per giovani”*. Negli anni a venire gli anziani sono destinati a diventare più di un terzo della popolazione, mentre i giovani dovrebbero ridursi a poco più di un decimo rispetto a una popolazione che - nel prossimo cinquantennio a seconda di diversi autorevoli scenari centrali previsti - perderà dai cinque ai diciassette milioni di individui. *“L'impatto sulla società sarà dirompente non solo per il cambiamento atteso futuro ma anche perché ad oggi le avvenute trasformazioni demografiche si sono scontrate con ben pochi risultati concreti e molto silenzio da parte delle istituzioni preposte a rispondere a siffatto cambiamento”*.

Il primo contributo, di **Claudia Reiter, Anne Goujon e Maria Rita Testa**, mette in evidenza le future tendenze demografiche italiane: ***Italy's population prospects: future scenarios for the 21st century***. Il saggio di **Lilia Cavallari, Flavio Padrini, Nicola Salerno e Lorenzo Toffoli** analizza l'impatto del potenziale aumento della spesa per le cure e per il welfare nel nostro paese, ***Ageing and the sustainability of public finance***. Due contributi sono dedicati esplicitamente al tema delle pensioni. **Carlo Lallo e Sergio Ginebri** trattano ***Gli effetti regressivi inattesi del sistema pensionistico italiano nel prossimo futuro***. Il lavoro di **Elisa Bocchialini e Beatrice Ronchini** si occupa delle forti disparità di genere nei trattamenti pensionistici italiani, ***Il gender gap pensionistico: evidenze e prospettive dalla previdenza complementare***.

Il volume si chiude con il saggio di **Domenico Curcio, Giorgio Di Giorgio e Giuseppe Zito**, ***Scenari demografici, risparmio e sistema finanziario italiano***, che contiene anche una proposta per sostenere le pensioni di chi non ha possibilità di versare adeguati contributi.

Completano il volume l'intervento di **Stefano Micossi**, ***Le questioni di politica economica sempre rinviate*** e la rubrica di **Marco Valerio Morelli**, ***Il sistema pensionistico italiano appare non sostenibile nella società “silver” di domani***.

ECONOMIA ITALIANA nasce nel 1979 per approfondire e allargare il dibattito sui nodi strutturali e i problemi dell'economia italiana, anche al fine di elaborare adeguate proposte strategiche e di *policy*. L'Editrice Minerva Bancaria si impegna a riprendere questa sfida e a fare di *Economia Italiana* il più vivace e aperto strumento di dialogo e riflessione tra accademici, *policy makers* ed esponenti di rilievo dei diversi settori produttivi del Paese.