

Ministero del Lavoro e delle Politiche Sociali
Direzione Generale per le Reti Informative e
per l'Osservatorio sul Mercato del Lavoro

Aspetti distributivi
del sistema pensionistico
nella prospettiva del passaggio
al sistema contributivo

Maggio 2005

CAPP

Centro di Analisi delle Politiche Pubbliche

Hanno partecipato alla stesura del rapporto: Carlo Mazzaferro, che ha anche coordinato la ricerca, Massimo Baldini, Daniela Mantovani e Marcello Morciano.

INDICE

PREMESSA.....	1
---------------	---

PARTE PRIMA

DISTRIBUZIONE DEL REDDITO E SISTEMA PENSIONISTICO IN ITALIA (1977-2002).....	9
---	---

1. Introduzione.....	9
2. Aspetti metodologici.....	10
2.1 Approccio istituzionale ed analisi empirica.....	10
2.2 Le definizioni di pensionato e dell'unità d'analisi.....	13
2.3 La scelta degli indicatori.....	18
2.4 I dati utilizzati e la composizione demografica delle famiglie con pensionati.....	20
3. I redditi dei pensionati in Italia: analisi empirica.....	25
3.1 La posizione relativa del reddito dei pensionati nella popolazione.....	25
3.2 La composizione del reddito dei pensionati in Italia.....	35
3.3 La distribuzione del reddito tra i pensionati.....	40
3.4 La povertà tra i pensionati.....	45
4. Analisi distributiva per tipologia di pensionato.....	50
4.1 Posizione relativa per tipo di pensione.....	51
4.2 Analisi per numero di pensioni.....	55

PARTE SECONDA

GLI EFFETTI REDISTRIBUTIVI DEL PASSAGGIO AL SISTEMA CONTRIBUTIVO (2002-2050).....	59
--	----

1. Introduzione.....	59
2. I modelli di microsimulazione: le principali tipologie e le loro applicazioni.....	62
2.1 I modelli di microsimulazione in Italia.....	65
3. Il modello di microsimulazione a popolazione dinamica del Capp.....	67
3.1 La struttura del modello.....	69
3.2 I moduli.....	75
3.2.1 La ricostruzione dei redditi passati: il modulo "storico".....	77
3.2.2 L'aggregazione delle informazioni passate e future.....	80
3.3 I dati utilizzati.....	80

4. La struttura dei moduli	83
4.1 Il modulo demografia	83
4.1.1 La mortalità.....	86
4.1.2 La nuzialità.....	88
4.1.3 Il divorzio	91
4.2 Il modulo occupazione e redditi.....	94
4.2.1 Il modulo istruzione.....	94
4.2.2 Il modulo transizioni	99
4.2.3 Modulo redditi.....	104
4.3 Il modulo sicurezza sociale	116
 5. Le riforme pensionistiche e il passaggio al sistema contributivo nel modello di microsimulazione a popolazione dinamica del Capp	 122
5.1 Il criterio generale per il computo della pensione da lavoro	122
5.2 Le formule di calcolo delle pensioni.....	125
5.2.1 Il regime retributivo.....	125
5.2.2 Il regime misto	126
5.2.3 Il regime contributivo.....	127
5.3 I requisiti di età e anzianità contributiva per l'accesso al pensionamento.....	128
5.3.1 I criteri di determinazione dell'assegno sociale	129
 6. Aspetti distributivi del passaggio al sistema contributivo	 130
6.1 Simulazione di base.....	130
6.1.1 Analisi sui trattamenti da lavoro	145
6.2 Analisi di sensitività	160
6.2.1. Modifiche dei parametri normativi	162
 RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI.....	 171

PREMESSA

Il processo di riforma del sistema pensionistico italiano ha conosciuto a partire dal 1992 una fase di intensa attività. Gli effetti economici e finanziari delle modifiche normative realizzate nel corso di questi anni sono stati analizzati e studiati sotto differenti profili. Le preoccupazioni sulla sostenibilità del sistema pensionistico e sugli effetti finanziari dell'invecchiamento della popolazione hanno portato l'attenzione degli esperti soprattutto sul problema della dinamica futura della spesa in rapporto al prodotto interno lordo. Minore importanza invece è stata rivolta alla misurazione dell'impatto redistributivo del complesso delle riforme.

Tuttavia tra gli obiettivi perseguiti dai sistemi pensionistici pubblici, quelli del mantenimento di un adeguato livello di reddito durante la vecchiaia e del contrasto della povertà tra gli anziani hanno giocato da sempre un ruolo centrale. Questi principi sono stati riaffermati nel Consiglio europeo di Laeken nel 2001 e recepiti dal Comitato per la Protezione Sociale nella "Relazione comune sugli obiettivi e i metodi di lavoro per il settore delle pensioni"¹. In quella sede sono stati fissati tre principi, adeguatezza, sostenibilità e modernizzazione dei sistemi pensionistici ed undici obiettivi comuni ed è stato adottato il metodo di lavoro del coordinamento aperto come guida alle politiche degli Stati nazionali nel settore pensionistico. Tra gli undici obiettivi i primi tre, quelli che riguardano l'adeguatezza delle pensioni, sono di grande interesse ai fini di questa ricerca. I paesi che hanno sottoscritto l'accordo, tra i quali figura anche l'Italia, si impegnano a realizzare politiche nel settore pensionistico capaci di: i) prevenire l'esclusione sociale; ii) consentire il mantenimento di un tenore di vita adeguato; iii) promuovere la solidarietà.

La sfida più importante che i paesi europei e tra questi l'Italia, dovranno affrontare e risolvere è quella di individuare politiche nel settore pensionistico capaci di realizzare *contemporaneamente* gli obiettivi di adeguatezza e di sostenibilità in presenza di dinamiche demografiche già in parte delineate dai comportamenti passati della popolazione e che porteranno nei prossimi decenni ad una forte crescita della componente in pensione rispetto a quella attiva.

¹ Si veda a riguardo Council of the European Union, (2003), "Joint Report of the Commission and the Council on adequate and sustainable pensions".

La letteratura empirica ha mostrato in modo chiaro che i sistemi pensionistici pubblici delle economie sviluppate sono riusciti, soprattutto negli ultimi 20 anni, ad assicurare ai pensionati e alle loro famiglie un tenore di vita ed un livello di benessere non sostanzialmente differente da quello del resto della popolazione (Disney and Whitehouse 2002). Si tratta di un risultato molto importante, che qualifica le funzioni dei sistemi previdenziali e forse contribuisce a spiegare la resistenza con la quale, le popolazioni europee, hanno reagito alle riforme pensionistiche in questi anni (Boeri, Tabellini and Boersch-Supan 2002). Dall'analisi dei lavori di comparazione sulle caratteristiche distributive dei sistemi pensionistici nazionali emerge anche che il rischio di povertà non è tra gli anziani significativamente maggiore rispetto alle altre fasce della popolazione. La capacità dei sistemi previdenziali pubblici di impedire alla popolazione anziana di cadere in una situazione di povertà non dipende in maniera decisiva dalla tipologia dello schema previdenziale (Casey and Yamada 2002): modelli anche molto differenti tra di loro, quali ad esempio quello *“assicurativo-previdenziale”* adottato in Italia, Francia e Germania e quello *“flat-rate”* prevalente nei paesi anglosassoni, mostrano sotto questo profilo risultati simili (Disney and Johnson 2001).

Sin dai primi lavori che hanno cercato di fornire valutazioni quantitative al problema della distribuzione del reddito tra i pensionati nel nostro paese (Cannari e Franco 1990) la ricerca empirica ha evidenziato che il sistema pensionistico italiano realizza, seppur in modo spesso non organico, l'obiettivo dell'adeguatezza dei trattamenti (Baldacci e Proto 1997) e si situa in una posizione intermedia nelle comparazioni internazionali (Whitehouse 2000).

La valutazione dell'impatto redistributivo di un sistema pensionistico non si può tuttavia fermare alla considerazione, pur importante, del rapporto tra livello medio del reddito dei pensionati rispetto a quello della popolazione attiva. Al contrario è importante approfondire l'analisi in modo da arricchire il set informativo. A questo riguardo la capacità del sistema pensionistico italiano di ridurre il rischio di povertà tra gli anziani il giudizio complessivo risulta sostanzialmente positivo (Hauser 1997; Whitehouse 2000), mentre la valutazione della dispersione dei redditi all'interno della popolazione pensionata colloca l'Italia tra le nazioni dove questa è registra valori più alti (Whitehouse 2000, Disney and Whitehouse 2002). Complessivamente quindi, seppure con valutazioni non particolarmente

brillanti sulla dispersione dei redditi tra i pensionati, le valutazioni sul grado di adeguatezza del sistema pensionistico italiano sono nel complesso positive.

In termini prospettici la capacità del sistema pensionistico italiano di continuare a realizzare gli obiettivi di adeguatezza sarà fortemente condizionata dagli effetti dei radicali cambiamenti che sono stati introdotti dalle riforme parametriche del 1992, del 1995, del 1997 e del 2004. Una lettura d'insieme del complesso delle riforme mette in evidenza che nei prossimi decenni si realizzeranno cambiamenti importanti e spesso di segno opposto per quanto attiene agli effetti distributivi. L'introduzione progressiva della regola contributiva, correlando l'importo futuro dei trattamenti alla dinamica retributiva di tutta la carriera individuale, renderà tendenzialmente più equo il sistema dal punto di vista attuariale. D'altra parte la scelta dei parametri con cui verrà calcolata la pensione contributiva determineranno una generale riduzione nel livello delle prestazioni e quindi del rapporto tra pensioni e retribuzioni medie. L'abolizione dell'indicizzazione delle pensioni ai salari, forse ancora poco efficace nel passato decennio a causa della bassa crescita reale della massa retributiva, rischia, in presenza di una ripresa della produttività e dei salari reali, di riportare in Italia il fenomeno delle pensioni d'annata, ovvero dell'impoverimento relativo dei trattamenti liquidati in passato rispetto a quelli più recenti. Effetti di segno opposto sul rapporto tra pensioni e retribuzioni medie sono invece attesi a fronte dell'auspicato aumento nell'età media di pensionamento. Altri aspetti legati alla lentezza della transizione, alla progressiva omogeneizzazione delle normative in campo pensionistico ed alla relazione tra evoluzione attesa della mortalità e settore economico-sociale di appartenenza costituiscono elementi di ulteriore interesse. Infine lo sviluppo delle componenti previdenziali private e a capitalizzazione, seppure percepito da molti osservatori come passaggio fondamentale e necessario per il mantenimento di un elevato tenore di vita per i futuri pensionati, non potrà non avere implicazioni importanti sulla distribuzione del reddito all'interno della popolazione anziana².

L'obiettivo principale di questo rapporto è quello di analizzare empiricamente gli effetti dei cambiamenti descritti nel paragrafo precedente ed in particolare di costruire una

² L'evidenza empirica a riguardo mostra senza ombra di dubbio come, nei paesi all'interno dei quali la componente a capitalizzazione è più sviluppata, la composizione del reddito sia molto sbilanciata sulla parte pubblica della previdenza per i primi decili della distribuzione e molto sbilanciata su quella privata sull'ultimo decile (Casey and Yamada 2002).

serie di indicatori capaci di misurare l'impatto distributivo delle riforme pensionistiche realizzate in Italia tra il 1992 e il 2004. Il lavoro è diviso in due parti.

Nella prima parte forniamo un quadro dei principali risultati della ricerca empirica comparata sull'impatto distributivo dei sistemi pensionistici per passare poi ad un'analisi dettagliata di tali effetti per l'Italia. La ricerca utilizza le informazioni sui redditi e le caratteristiche socio economiche dei pensionati e in generale della popolazione italiana, desunte dall'archivio storico delle indagini campionarie sui redditi e la ricchezza delle famiglie italiane per il periodo 1977-2002. Dall'analisi empirica emergono con chiarezza alcuni aspetti di rilievo relativi alla struttura del sistema pensionistico italiano: l'alto tasso di copertura assicurato ai pensionati, la crescita del rapporto tra pensione media e salario medio lungo tutto l'orizzonte di osservazione, il ruolo centrale delle pensioni nella determinazione del reddito familiare dei pensionati, il peso cruciale delle pensioni nella composizione reddito familiare dei primi quintili della popolazione di anziani e la quota relativamente bassa di poveri tra i pensionati. Altri aspetti, quali l'eterogeneità dei trattamenti e il livello relativamente alto della dispersione dei redditi da pensione costituiscono ulteriori elementi di interesse, soprattutto in chiave prospettica. Se letti lungo gli anni, i risultati inoltre evidenziano una certa lentezza delle riforme del sistema pensionistico nell'esplicitare i suoi effetti: tra il 1992 e il 2004 infatti, pur in presenza di quattro riforme del sistema pensionistico le nostre analisi non registrano significativi segnali di cambiamento nei principali indicatori distributivi. È evidente che gli effetti distributivi più importanti a seguito delle riforme si realizzeranno solo nei prossimi decenni.

Nella seconda parte del lavoro sviluppiamo un modello di microsimulazione a popolazione dinamica per la stima dell'impatto distributivo delle riforme pensionistiche per il periodo 2002-2050. Il modello proietta una popolazione iniziale il più possibile rappresentativa della società e dell'economia italiana per circa cinque decenni. Seguendo l'impostazione prevalente in questo tipo di modellistica l'evoluzione delle condizioni economiche e le transizioni tra differenti stati demografici e sociali è simulata con procedure di tipo probabilistico. L'obiettivo principale del modello è la costruzione di una serie di indicatori capaci di fornire una valutazione delle caratteristiche distributive del sistema pensionistico italiano dopo le riforme degli anni '90. Per questa ragione il modello stima la dinamica individuale dei redditi da lavoro degli attivi e su questa applica la

normativa pensionistica seguendo, anno per anno, la complessa evoluzione normativa che segnerà il progressivo passaggio dall'attuale regime retributivo a quello contributivo.

Il modello, una volta definite le condizioni economiche e demografiche della popolazione, i redditi da lavoro, le pensioni da lavoro, quelle di reversibilità e gli assegni sociali, può essere utilizzato secondo due prospettive, entrambe di rilievo per l'oggetto di questa ricerca. È infatti possibile "leggere" i dati del modello anno per anno oppure longitudinalmente. Nel primo caso abbiamo la possibilità di valutare le caratteristiche distributive del sistema pensionistico in un'ottica uniperiodale, ovvero quella che più direttamente attiene ai temi della adeguatezza del sistema pensionistico e della sua capacità di assicurare gli obiettivi di solidarietà e di contrasto alla povertà. Tuttavia i sistemi pensionistici hanno effetti ed implicazioni tipicamente intertemporali che non possono essere trascurati in un'analisi distributiva. Da questo punto di vista la ricostruzione longitudinale delle carriere retributive e del periodo di pensionamento degli individui del campione assicurano la possibilità di affiancare agli indicatori uniperiodali anche quelli intertemporali.

Grazie a questa lettura congiunta delle caratteristiche del sistema pensionistico e del progressivo passaggio al regime contributivo il modello consente di formulare alcune proposizioni. In primo luogo, anche grazie al confronto con i risultati della prima parte della ricerca, emerge come le riforme degli anni '90 costituiscano una sorta di spartiacque. Il rapporto tra pensione media e salario medio, preliminare indicatore della capacità di un sistema pensionistico di garantire ai propri assicurati un livello di reddito comparabile a quello ottenuto dalla popolazione attiva, presenta una significativa riduzione, soprattutto a partire dal 2020. Raddoppia inoltre la quota di pensionati il cui reddito complessivo da pensione si trova al di sotto di una soglia minima, definita come il 50% del reddito mediano da lavoro. In generale la progressiva introduzione della regola contributiva aumenta fortemente la dispersione annuale dei redditi da pensione, anche a causa della più chiara separazione, realizzata con la riforma del 1995, tra componente assicurativa e componente assistenziale dei trattamenti. A questo riguardo l'assegno sociale si rivela, soprattutto nella parte finale della simulazione, uno strumento cruciale nel contenimento della dispersione dei redditi da pensione. In questo senso è esemplare tra la dinamica divergente dell'indice di Gini quando questo è calcolato sui soli trattamenti da lavoro e sui redditi da pensione complessivi.

Altri indicatori uniperiodali arricchiscono l'analisi. La dinamica attesa nei tassi di sostituzione al pensionamento conferma i risultati ottenuti in altri lavori, dove i medesimi indicatori sono stati calcolati su individui rappresentativi: la riduzione è più intensa per i lavoratori che hanno cominciato la loro attività dopo il 1995, in particolare per coloro che appartengono alla gestione dei lavoratori autonomi. L'utilizzo di una popolazione eterogenea di neo-pensionati in ogni anno della simulazione tuttavia consente di aggiungere informazioni molto importanti per un'analisi distributiva. Analizzando la variabilità annuale del tasso di sostituzione si assiste ad una forte crescita, soprattutto quando la regola contributiva sarà a regime.

L'analisi per tipologie socio economiche mostra che i soggetti maggiormente a rischio di riduzione dell'importo della pensione saranno gli individui più anziani, per i quali si assiste nel modello ad una progressiva polarizzazione dei redditi, e i lavoratori dipendenti. Per i primi vale sicuramente a determinare questo risultato la scelta di non indicizzare i trattamenti dopo il primo anno di erogazione; per i secondi è il livello del reddito medio più basso rispetto a quello degli autonomi a fornire, nell'ambito del modello, una spiegazione che sembra compatibile con i risultati delle stime.

Risultati in parte differenti emergono dall'analisi degli indicatori intertemporali. Tra questi il Net Present Value Ratio, ovvero il rapporto tra il valore attuale delle pensioni e dei contributi, misurato per ogni individuo al momento dell'entrata nel mercato del lavoro, evidenzia il progressivo raggiungimento dell'equità attuariale che si realizzerà con il passaggio al sistema contributivo. Tuttavia a fronte di questo risultato il valore medio della ricchezza pensionistica conosce una forte riduzione che in alcuni casi porta questa variabile ad assumere valori negativi. Nuovamente sono le coorti oggi giovani ed in particolare i lavoratori autonomi le categorie più colpite.

Da ultimo una serie di "scenari alternativi" rispetto alla simulazione di base testa la stabilità del modello e dei suoi risultati e verifica se cambiamenti nei parametri normativi oggetto del dibattito di politica economica e/o di ipotesi sul comportamento relativo alla scelta dell'età di pensionamento possano generare scostamenti significativi nei trend distributivi evidenziati. Tra gli esercizi di simulazione verifichiamo l'impatto di modifiche nell'età media di pensionamento, dell'abolizione nell'adeguamento decennale dei coefficienti di trasformazione, dell'adozione a partire dal 2004 del pro rata per i lavoratori che nel 1995 avevano più di 18 anni di anzianità contributiva, di regole alternative

nell'indicizzazione delle pensioni da lavoro e di quelle assistenziali. Tra gli esercizi effettuati solo la ripresa dell'indicizzazione delle pensioni rispetto alla dinamica delle retribuzioni sembra in grado di modificare il sentiero distributivo tracciato con le riforme. In altri casi, ad esempio per l'adozione del pro rata, gli effetti più rilevanti si realizzano nei prossimi decenni. Di qualche effetto infine, soprattutto sulla dinamica del rapporto tra pensione media e salario medio potrebbe risultare un aumento delle soglie legali di accesso al pensionamento di vecchiaia.

I risultati di questa ricerca sono frutto della collaborazione tra i ricercatori del Capp, il Dott. Paolo Sestito, il Dott. Angelo Marano e il Dott. Salvatore Pirrone. A loro va un sincero ringraziamento per gli stimoli, le indicazioni e i consigli che hanno accompagnato tutte le fasi di questo lavoro. Molto utili sono stati i commenti ricevuti dal Prof. Paolo Onofri, dal Prof. Pietro Vagliasindi, dalla P.ssa Elsa Fornero, dal Dott. Matteo Richiardi e dal Dott. Roberto Leonbruni ai seminari tenuto presso il Dipartimento di Scienze Economiche dell'Università di Bologna e presso "Labor – Laboratorio Revelli" a Moncalieri (To). Un ringraziamento anche al Dott. Francesco Massicci e al Dott. Rocco Aprile per aver fornito i coefficienti di trasformazione che la Ragioneria Generale dello Stato utilizza nel suo modello di simulazione della spesa pensionistica; al Dott. Marco Marsili dell'Istat per le tavole di mortalità usate nel modello di microsimulazione dinamica ed infine alla D.ssa Sara Colombini per la pazienza e la disponibilità nella fase di "confezione" finale del rapporto.

PARTE PRIMA

DISTRIBUZIONE DEL REDDITO E SISTEMA PENSIONISTICO IN ITALIA (1977-2002)

*Una analisi basata sui dati dell'archivio storico
dell'indagine campionaria della Banca d'Italia*

1. Introduzione

La prima parte di questo lavoro è dedicata all'analisi della posizione relativa degli anziani rispetto al resto della popolazione e all'impatto operato dal sistema pensionistico italiano sulla distribuzione dei redditi degli anziani e dei pensionati. In Italia, così come in quasi tutte le nazioni europee, il sistema pensionistico pubblico è la fonte principale di reddito tra gli anziani. È dunque evidente che occuparsi delle condizioni di benessere di questa categoria sociale e demografica significhi necessariamente studiare il peso e il ruolo giocato dal sistema pensionistico sui loro redditi.

Utilizzando l'archivio storico delle indagini campionarie della Banca d'Italia sui bilanci delle famiglie italiane (1977-2002) in questo capitolo studiamo il ruolo del sistema pensionistico nel determinare il reddito degli anziani e delle loro famiglie negli ultimi 25 anni. Si tratta di un periodo caratterizzato da profondi cambiamenti, sia nella società che nell'economia italiana. Sotto il profilo aggregato ed istituzionale il sistema pensionistico ha conosciuto, nei medesimi anni, modificazioni altrettanto importanti. È infatti durante questo periodo che la copertura offerta dal sistema pensionistico pubblico si estende a quote sempre più ampie della popolazione, che molte delle gestioni pensionistiche, in particolare le gestioni dei lavoratori autonomi, giungono a maturazione e che vengono introdotte le

principali regole che ne guidano il funzionamento fino alla fine degli anni '80. Nella seconda parte del periodo esaminato, dopo decenni di modifiche normative dove il legislatore ha sempre avuto come obiettivo quello di aumentare, in maniera a volte poco trasparente, la generosità, inizia con la legge 335/92 il progressivo processo di correzione degli squilibri finanziari correnti e prospettici che è ancora in corso.

Le prospettive distributive di un passaggio normativo così complesso come quello messo in modo a partire dalla riforma pensionistica del 1992 e dai successivi interventi³ strutturali nel settore della previdenza non possono essere adeguatamente interpretate senza avere un quadro di analisi dell'attuale impatto distributivo del sistema e del sentiero attraverso il quale ad esso si è arrivati.

2. Aspetti metodologici

In questo paragrafo, prima di passare all'analisi empirica, discutiamo alcuni importanti aspetti di metodo relativi alla strategia di analisi scelta per la valutazione dell'impatto redistributivo operato dal sistema pensionistico italiano sulla distribuzione dei redditi e sulle modalità di misurazione adottate nella ricerca.

2.1 Approccio istituzionale ed analisi empirica

L'impatto di un sistema pensionistico sul benessere dei suoi assicurati può essere misurato secondo un approccio di tipo istituzionale oppure facendo ricorso all'analisi empirica. Nel primo caso l'oggetto principale di indagine è quello della figura-tipo: sulla base di ipotesi ragionevoli sul livello salariale di ingresso, sulla sua dinamica e sulla scelta dell'età di pensionamento di uno o più individui rappresentativi è possibile costruire una serie di indicatori a partire dal valore stimato del primo importo del trattamento

³ Ci riferiamo in particolare ai contenuti delle l. 503/92; 335/95, ???/97 e ??/2004.

pensionistico, calcolato in base alle regole vigenti di determinazione delle prestazioni. Gli indici maggiormente utilizzati in questo caso sono quelli che misurano la posizione relativa delle pensioni rispetto alle retribuzioni: in generale questo rapporto è definito tasso di sostituzione e/o grado di copertura⁴. L'obiettivo principale dell'analisi istituzionale è quello di testare la capacità del sistema pensionistico di assicurare ai propri iscritti un tenore di vita non significativamente differente da quello raggiunto negli anni prossimi al pensionamento. Si tratta di un approccio utile per valutare le caratteristiche "medie" di un sistema pensionistico, in particolare la sensibilità delle sue regole di determinazione dei contributi e dei benefici rispetto a cambiamenti nelle variabili economiche, demografiche ed istituzionali⁵. Esso viene spesso utilizzato, sia in ambito nazionale che in ambito di comparazione internazionale⁶.

L'approccio istituzionale tuttavia presenta una serie di limiti che lo rendono incompleto quando l'obiettivo della ricerca è quello di valutare gli effetti di benessere di un sistema pensionistico ed il suo impatto sulla distribuzione del reddito. Molte ragioni vanno a sostegno di questa conclusione. Tra queste (Hauser 1997):

- i) *i sistemi pensionistici reali sono spesso l'esito della stratificazione di norme e regole approvate in periodi di tempo differenti.* Questo significa che questo metodo d'indagine difficilmente consente confronti tra pensionati ed attivi, soprattutto in presenza di riforme che modifichino le modalità di computo della pensione dei secondi. Inoltre anche la posizione di soggetti assicurati presso una medesima gestione, ma con anzianità di lavoro differenti possono non risultare immediatamente comparabili;
- ii) *le regole di indicizzazione influenzano in misura spesso decisiva la posizione relativa dei trattamenti pensionistici in un dato periodo.* Ad

⁴ Nella letteratura economica il termine tasso di sostituzione viene in realtà calcolato con modalità differenti. Esso può essere misurato considerando l'importo della prima pensione e quello dell'ultima retribuzione di uno stesso individuo, oppure il rapporto tra l'importo della pensione e di una misura della retribuzione media degli attivi in un anno. È inoltre possibile misurare il tasso di sostituzione/grado di copertura al lordo o al netto dell'imposizione personale sul reddito. La scelta non è neutrale quando il sistema di tassazione del reddito è progressivo. In questo caso il tasso di sostituzione "netto" generalmente tende ad essere maggiore di quello "lordo". Ogni definizione alternativa ha naturalmente una sua interpretabilità, sia in termini teorici che di politica economica.

⁵ È ad esempio possibile studiare la sensibilità di questo rapporto a variazioni nel tasso medio di crescita delle retribuzioni e/o del Pil.

⁶ Solo come riferimento l'analisi istituzionale viene ampiamente utilizzata in Council of the European Union (2003), Social Protection Committee (2004) ed in Ministero del Lavoro (2001).

esempio nel caso in cui le pensioni non risultino indicizzate alla crescita reale delle retribuzioni, il valore dell'importo di due trattamenti che derivino da carriere retributive/contributive del tutto uguali, ma che vengano liquidate in anni differenti può risultare fortemente diverso: il tasso di sostituzione, rappresentando il rapporto tra due valori puntuali di un flusso, non è in grado di valutare l'importanza di questo aspetto, che è intrinsecamente dinamico;

- iii) *le famiglie dei pensionati possono avere altri redditi, oltre a quello da pensione* e questo naturalmente modifica il loro livello di benessere. Le componenti di reddito differenti da quella pensionistica possono risultare una quota non trascurabile del reddito complessivo dei pensionati, in particolare di quelli che fanno parte della componente più ricca della popolazione oppure di quelli che, anche dopo il pensionamento, ottengono una parte del loro reddito dall'offerta di lavoro;
- iv) *individui in pensione possono vivere in nuclei familiari con differente numerosità*. Quando l'obiettivo è la misurazione del livello di benessere la numerosità della famiglia all'interno della quale vive il pensionato risulta un fattore di grande importanza nella determinazione del "reale" livello di benessere.

Sebbene alcuni degli aspetti relativi ai punti i)-iv) possano essere affrontati ed in parte risolti all'interno dell'approccio istituzionale, ad esempio prevedendo differenti figure tipo oppure calcolando la pensione come media ponderata degli importi che derivano da regimi differenti in funzione degli anni di appartenenza dell'assicurato ai medesimi, l'analisi empirica consente di superare, in modo più agile ed efficace, molti dei limiti evidenziati sopra, ma vedremo che a sua volta non è priva di complicazioni.

La maggior parte dei lavori di ricerca sulle condizioni economiche dei pensionati utilizza informazioni provenienti da indagini campionarie. In questo modo infatti è possibile analizzare ed incrociare le informazioni sul livello dei trattamenti pensionistici con quelle delle altre *variabili economiche di flusso*, in particolare dei redditi e dei consumi; *di stock*, la ricchezza reale e finanziaria, ed infine con le *caratteristiche socio-demografiche* dei pensionati e delle loro famiglie. È questo il principale vantaggio

dell'utilizzo dei dati campionari rispetto all'utilizzo delle statistiche ufficiali sui soli trattamenti pensionistici.

Tuttavia la ricchezza di informazioni sulle componenti economiche e demografiche disponibili nelle indagini campionarie impone il costo di accettare un'informazione meno precisa proprio rispetto alla principale variabile di interesse, ovvero l'importo e il numero dei trattamenti pensionistici erogati. Un primo problema in questo senso è quello della rappresentatività del campione rispetto alla popolazione di riferimento. In generale nelle indagini campionarie, al fine di ovviare a questo tipo di problema, si ricorre alla costruzione di "pesi campionari". Si tratta in sostanza di parametri, calcolati con riferimento alla probabilità a priori dei soggetti intervistati di essere sorteggiati come componenti dell'indagine campionaria, che rendono coerenti i dati dell'indagine rispetto alle statistiche disponibili sulla popolazione reale di riferimento. Un secondo problema, di rilievo nel caso della variabile pensione, riguarda invece l'effettiva capacità dell'intervistato di fornire il valore corretto dell'importo percepito nel corso dell'anno. I lavori che in passato hanno utilizzato i dati dell'indagine campionaria della Banca d'Italia per studiare la relazione tra sistema pensionistico e distribuzione del reddito tra le famiglie (Baldacci e Proto 1997) evidenziano che il numero delle pensioni, rispetto all'universo di riferimento è sottostimato. Le ragioni starebbero nella tendenza degli intervistati ad accorpare trattamenti pensionistici di dimensione ridotta e nella mancata dichiarazione delle pensioni sociali e di invalidità.

2.2 Le definizioni di pensionato e dell'unità d'analisi

Lo studio dell'impatto di un sistema pensionistico sulla distribuzione dei redditi presuppone la definizione preliminare dell'oggetto di indagine. Si tratta cioè di chiarire chi, tra i membri della popolazione esaminata, possa essere considerato pensionato e come considerare il ruolo delle famiglie all'interno delle quali i pensionati vivono, ai fini della misurazione del benessere. Si tratta di problemi complessi, che non trovano soluzioni univoche nella letteratura empirica ed applicata. In questo paragrafo ci limitiamo a riportare i principali aspetti metodologici e ad indicare le soluzioni che utilizzeremo nel seguito del lavoro.

Per quanto riguarda la definizione di pensionato la letteratura empirica non individua criteri univoci: ad un estremo troviamo lavori per i quali i pensionati sono tutti gli individui con un'età superiore ai 65 anni, all'altro troviamo una definizione che include nella tipologia di pensionato tutti coloro che, a prescindere dall'età, ricevono una pensione. In entrambi i casi vi possono essere imprecisioni e/o scelte poco coerenti con gli obiettivi dell'indagine. Nel primo caso infatti rientrano nella categoria dei pensionati anche coloro che continuano a lavorare dopo l'età definita come soglia e risultano invece esclusi da quel insieme coloro che accedono al pensionamento prima di quella età. Nel secondo caso rientrano nella definizione di pensionato anche soggetti che non fanno propriamente parte della quota di popolazione anziana o che in generale abbia raggiunto l'età legale di pensionamento e non vi rientrano invece soggetti anziani che però non percepiscono alcuna forma di trattamento pensionistico. Quello della scelta dei criteri che individuano un soggetto come "pensionato" è un problema aperto per il quale forse la risposta migliore consiste nel considerare entrambe più di una definizione e verificare come i risultati dell'analisi si modificano in funzione della scelta effettuata.

Definizioni di pensionato utilizzate nella ricerca

P1: tutti gli individui delle indagini della Banca d'Italia che hanno compiuto 65 anni e percepiscono un reddito da pensione (non necessariamente quello principale)

P2: tutti gli individui delle indagini della Banca d'Italia che hanno compiuto 65 anni (corrisponde in maniera più corretta alla definizione di "popolazione anziana").

P3: tutti gli individui delle indagini della Banca d'Italia che hanno compiuto 55 anni e si dichiarano pensionati.

Nell'ambito di questo lavoro verranno proposte tre differenti definizioni di pensionato riassunte nel riquadro. La prima definisce pensionato colui che abbia compiuto il 65-esimo anno di età ed abbia un reddito da pensione positivo (**P1**). Trattandosi della definizione maggiormente utilizzata nella letteratura empirica sulla distribuzione del reddito tra i pensionati la sua adozione risulta utile anche per comparare i risultati delle nostre stime con quelle di altri lavori. Tuttavia ci pare che, per alcuni aspetti, questa definizione possa risultare restrittiva. In prima istanza la scelta di una soglia di età pari a 65 anni esclude dal

computo tutti gli individui che in passato, sulla base delle normative vigenti, hanno potuto accedere al pensionamento prima di quell'età. Non si tratta solo di coloro che percepiscono attualmente una pensione di anzianità e/o un trattamento anticipato di altro tipo (invalidità, superstite) o delle donne che possono accedere al pensionamento di vecchiaia una volta compiuti i 60 anni, ma anche degli uomini che hanno iniziato a percepire la pensione di vecchiaia prima che le modifiche normative introdotte a partire dal 1992 iniziassero ad aumentare l'età legale di pensionamento, per portarla a 65 anni. Una seconda definizione (**P2**) ha come obiettivo quello di distinguere la popolazione anziana da quella (potenzialmente) attiva. Questa definizione risulta più indicata quando l'obiettivo dell'analisi è la misurazione della capacità del sistema pensionistico di contrastare il fenomeno della povertà tra gli anziani. L'ultima definizione adottata (**P3**) definisce come pensionati tutti coloro che dichiarano di trovarsi in questa condizione nella risposta del questionario della Banca d'Italia e che hanno compiuto almeno 55 anni. È questa la definizione che raccoglie il più ampio numero di individui tra quelle che qui consideriamo.

Per non complicare l'esposizione nella presentazione dei risultati empirici utilizziamo principalmente la prima definizione di pensionato. Tuttavia in alcuni casi, a fini di comparazione, presentiamo le statistiche per tutte e tre le definizioni oppure scegliamo, in relazione alla sua capacità di spiegare meglio il fenomeno analizzato, una delle altre due definizioni.

Nella tabella 1 presentiamo un confronto tra la numerosità stimata dal campione della Banca d'Italia e quella reale derivata dai dati ufficiali dell'Istat sul numero di pensioni erogate in Italia. Le percentuali confermano la non completa rappresentatività dei dati campionari.

Tabella 1 Quota del numero di pensioni stimate dall'archivio storico della Banca d'Italia rispetto al numero ufficiale di trattamenti pensionistici (Istat 1999 e 2002).

Anno	Totale pensioni (in migliaia)	P1	P3
1980	17,172	55%	66%
1983	17,832	58%	67%
1984	18,019	55%	64%
1986	18,547	60%	69%
1987	18,844	59%	67%
1989	19,619	62%	72%
1991	20,311	63%	72%
1993	21,066	64%	74%
1995	21,445	69%	78%
1998	21,606	68%	79%
2000	22,035	68%	76%
2002	22,206	64%	71%

Questa potrebbe essere dovuta, come abbiamo già ricordato, in parte alla tendenza alla sottostima delle pensioni di importo più basso e/o alla tendenza ad accorpare trattamenti che nelle statistiche ufficiali compaiono separatamente, anche quando sono erogati al medesimo soggetto. Chiaramente la percentuale di rappresentatività nel caso P3 è maggiore rispetto a P2. In entrambi i casi si nota un miglioramento dell'approssimazione ai valori reali nel corso degli anni, almeno fino all'indagine del 2000.

Il secondo aspetto metodologico di rilievo affrontato in questo paragrafo riguarda la definizione dell'unità di analisi appropriata a misurare il benessere del pensionato. La scelta preliminare che deve essere fatta è quella tra famiglia e individuo: in generale è ragionevole supporre che il nucleo familiare rappresenti meglio le potenzialità di benessere. È infatti all'interno della famiglia che vengono prese le decisioni economiche più importanti ed è rispetto a questo aggregato che vengono valutate le disponibilità complessive di risorse.

La distinzione tra famiglia e individuo non è rilevante per i molti pensionati che vivono da soli. Tuttavia per la componente della popolazione dei pensionati che vivono in coppia oppure in famiglie di dimensione più ampia occorre imporre ai dati una regola relativa alle modalità con cui il reddito complessivo viene suddiviso tra i membri della medesima. In generale nei lavori che si occupano di aspetti distributivi si assume che i redditi della famiglia siano equiripartiti tra i suoi membri ed è questa l'ipotesi seguita in questa ricerca.

Posto che la famiglia è l'unità economica fondamentale per definire il livello di benessere, nell'analisi occorre tenere conto della presenza di economie di scala in virtù

delle quali le necessità economiche di un'unità familiare non aumentano nella stessa proporzione del numero dei componenti: per rendere confrontabili i redditi di famiglie con differente numerosità il reddito complessivo viene quindi reso equivalente attraverso la sua deflazione per una scala di equivalenza, il cui valore si modifica in relazione al numero dei componenti l'unità familiare.

La scelta della scala di equivalenza è molto delicata. Essa determina infatti il peso degli individui successivi al primo nella definizione di benessere di una famiglia. In generale quanto più alto è il valore dei coefficienti attribuiti agli individui successivi al primo tanto maggiore è il peso (negativo) attribuito alla numerosità della famiglia nella definizione del benessere. Nell'ambito di questa ricerca si è optato per l'utilizzo di una scala di equivalenza concettualmente semplice ed ampiamente utilizzata nelle analisi empiriche, vale a dire la radice quadrata della numerosità familiare.⁷

Per quanto riguarda la definizione di famiglia adottiamo quella di famiglia allargata. Il soggetto di riferimento per il calcolo degli indici distributivi è sempre l'individuo: ad esso viene associato il reddito (disponibile) familiare equivalente del nucleo di appartenenza.

⁷ Questa scala è una applicazione particolare di una classe di scale di equivalenza ottenibili dalla formulazione più generale: N^β , dove N è la numerosità familiare e β è un parametro compreso tra 0 e 1. Nel caso dei due valori estremi del parametro β , la scala ha valori corrispondenti a misure molto intuitive delle scale di equivalenza. Nel caso $\beta = 0$ la scala di equivalenza è sempre uno, così che il reddito equivalente corrisponde al reddito familiare monetario, in altre parole un aumento dell'ampiezza della famiglia non comporta, a parità di reddito monetario, una diminuzione del benessere dei suoi membri. Nel caso $\beta = 1$, la scala di equivalenza corrisponde al numero di componenti della famiglia e il reddito familiare equivalente è uguale al reddito monetario pro-capite; in termini intuitivi ciò corrisponde all'ipotesi che la convivenza di più individui non comporti alcuna economia di scala. La radice quadrata della numerosità familiare è data da un valore intermedio del parametro $\beta = 0.5$, che assume che, a parità di reddito monetario, il benessere dei membri una famiglia diminuisca all'aumentare della numerosità della stessa, pur in presenza di alcune economie di scala.

LE SCALE DI EQUIVALENZA

Le numerose scale di equivalenza utilizzate nella letteratura sulla distribuzione dei redditi sono costruite seguendo alcuni principi:

- i) i redditi di tutti i componenti della famiglia sono sommati;
- ii) si ipotizza che la convivenza dia luogo ad economie di scala nel consumo;
- iii) si suppone che la distribuzione del reddito e del consumo all'interno della famiglia sia tale per cui ogni membro della medesima possa raggiungere il medesimo livello di benessere.

Operativamente il rispetto di queste ipotesi richiede di definire un reddito familiare (disponibile) che sia pari alla somma algebrica di tutti i redditi realizzati dai componenti della famiglia; di dividere questa grandezza per una scala di equivalenza ovvero per un vettore di coefficienti che standardizza le eterogeneità demografiche associando a ciascuna tipologia familiare un numero di *adulti equivalenti*¹. La divisione del reddito familiare per il coefficiente della scala determina il *reddito equivalente*, una misura non dipendente dalle caratteristiche demografiche della famiglia.

2.3 La scelta degli indicatori

Abbiamo sottolineato nell'introduzione che la valutazione dell'impatto distributivo di un sistema pensionistico sul tenore di vita degli anziani è un fenomeno complesso e multidimensionale. Per questa ragione nel seguito del lavoro, seguendo in questo gli standard usati nelle ricerche che già si sono occupate del tema per l'Italia e per altre nazioni, faremo riferimento ad un insieme di indicatori che affrontano il problema da prospettive differenti.

In sintesi possiamo dividere gli indicatori che utilizzeremo in tre gruppi:

- i) indicatori di posizione relativa e di composizione del reddito;
- ii) indicatori relativi alla distribuzione del reddito tra i pensionati;
- iii) indicatori di povertà tra i pensionati.

Rientrano nel primo gruppo gli indici che misurano la posizione relativa del reddito (equivalente) del pensionato rispetto a quello della popolazione nel suo complesso e/o della popolazione dei non pensionati. Si tratta del primo aspetto da valutare per avere una misura del tenore di vita dei pensionati rispetto a quello medio della popolazione. In generale non

esiste un valore ottimale per questo rapporto. In mancanza di una chiara risposta teorica si può ritenere che il rapporto tra il reddito equivalente dei pensionati e quello del resto della popolazione non debba essere troppo inferiore all'unità (Hauser 1997). La ragione di questa scelta è dettata principalmente da valutazioni di buon senso e di semplicità. I principali lavori di comparazione internazionale del resto sembrano confermare questa ipotesi: la posizione relativa del reddito dei pensionati rispetto a quello della popolazione complementare oscillava alla fine degli anni '90 tra il 70% in Australia e valori molto prossimi al 100% in Francia. La tendenza, comune alle economie sviluppate, testimonia il continuo aumento nel tenore di vita degli anziani rispetto alla parte rimanente della popolazione, in particolare a partire dall'inizio degli anni '80 (Whitehouse 2000).

La semplice misurazione del rapporto tra reddito equivalente dei pensionati e dei non pensionati presenta comunque alcune lacune: i) non tiene in considerazione i maggiori costi necessari per la produzione del reddito da lavoro, che vanno quindi a carico esclusivamente della popolazione attiva; ii) essendo una misura monetaria e non di benessere non considera l'utilità del tempo libero, di cui i pensionati possono disporre in misura maggiore rispetto alla popolazione occupata; iii) non tiene conto dell'andamento non lineare dei costi per la sanità, che aumentano più che proporzionalmente all'aumentare dell'età degli individui e crescono in particolare negli ultimi anni di vita.

Per correggere questi limiti sarebbe necessario pesare il valore del reddito equivalente dei pensionati e dei non pensionati in modo da imputare ad essi il contenuto di benessere che misure monetarie non sono in grado di incorporare automaticamente. Nonostante questi evidenti limiti il rapporto che misura la posizione relativa del reddito equivalente dei pensionati rispetto alla popolazione complementare è utile per avere una prima indicazione delle condizioni di benessere della popolazione anziana e, nell'ipotesi che il sistema pensionistico pubblico sia la loro fonte principale di reddito, nella capacità di questo di realizzare l'obiettivo dell'adeguatezza. Accanto a questa misura, che può essere calcolata anche per sottoinsiemi significativi dei pensionati, ulteriori informazioni possono essere desunte dall'analisi sulla composizione del reddito dei pensionati. Questo tipo di analisi consente infatti di individuare, all'interno della popolazione anziana e di suoi sottoinsiemi, la quota di reddito ottenuta dal sistema pensionistico, di separarla da quella da lavoro, impresa, capitale reale e finanziario e di misurarne il peso relativo.

Un maggior dettaglio sulla distribuzione del reddito all'interno della popolazione dei pensionati è quello che proviene dalla costruzione degli indicatori del secondo tipo. Gli indici utilizzati in questo ambito hanno l'obiettivo di descrivere, in maggiore dettaglio, le caratteristiche della distribuzione del reddito all'interno della popolazione dei pensionati e di confrontarle con quelle del resto della popolazione. Questo obiettivo viene realizzato tramite la costruzione di indici distributivi, quali ad esempio l'indice di Gini e il rapporto interdecilico, definito in generale dal rapporto tra il reddito equivalente dell'individuo che si trova tra il nono e il decimo decile della distribuzione e quello dell'individuo che si trova tra il primo e il secondo decile.

Una terza serie di indicatori infine si occupa del problema della misurazione della povertà tra gli anziani e/o tra i pensionati. È noto che ci sono due modalità alternative di misurazione della povertà: uno standard assoluto ed uno standard relativo. Nel primo caso il livello di povertà è definito rispetto ad un livello minimo di consumi basilari oppure rispetto ad un importo monetario specificato dai sistemi di assistenza. Nel secondo caso la povertà è definita come un fenomeno relativo e quindi il suo livello è scelto all'interno della distribuzione (del reddito) di una società. Nei lavori empirici che studiano il benessere dei pensionati si utilizzano in genere misure relative della povertà. Le misure assolute infatti sono più problematiche da utilizzare, soprattutto nei lavori di comparazione internazionale, perché il reddito medio cambia da nazione a nazione, così come possono risultare differenti i bisogni. Per queste ragioni in generale la soglia della povertà è definita rispetto ad un qualche rapporto del reddito mediano della popolazione di riferimento. Questa è la strada seguita in questa ricerca.

2.4 I dati utilizzati e la composizione demografica delle famiglie con pensionati

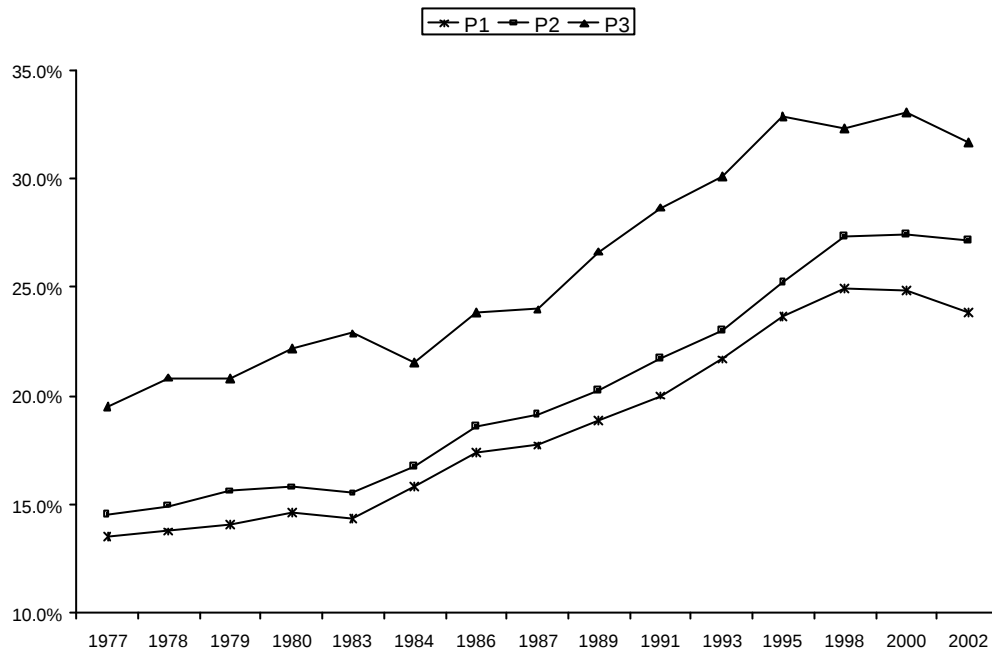
Le elaborazioni presentate in questa sezione della ricerca sono state effettuate sull'archivio storico delle indagini campionarie sui bilanci delle famiglie italiane che la Banca d'Italia svolge a partire dal 1977. La dimensione media delle indagini è di circa 8000 famiglie; solo a partire dal 1989 è presente nell'indagine una sezione panel. L'Archivio storico delle indagini contiene, per tutti gli anni in cui l'indagine è stata realizzata, una serie di informazioni sulla struttura demografica e sociale della popolazione, selezionata in modo

da riprodurre la struttura socio-economica dell'universo di riferimento. Accanto a queste informazioni vi sono quelle più propriamente economico-istituzionali che rendono possibile la ricostruzione del reddito disponibile, sia a livello individuale che a livello familiare. In particolare sono riportati, al netto dell'imposta personale sul reddito, i redditi da lavoro dipendente e autonomo, da impresa, da capitale (reale per tutto il periodo e anche finanziario a partire dal 1987), le pensioni e gli altri principali trasferimenti pubblici (ad esclusione degli assegni familiari). Come ricordato nel paragrafo precedente i dati sono corredati di pesi campionari, che servono a proporzionare i risultati delle elaborazioni effettuate ai valori aggregati del corrispondente universo di riferimento.

A conoscenza di chi scrive l'archivio storico non è mai stato utilizzato per valutare l'evoluzione del reddito dei pensionati lungo tutto il periodo per il quale sono disponibili informazioni. La qualità dell'informazione presente negli archivi è decisamente migliorata a partire dalla metà degli anni '80. Tuttavia l'uso di tutte le informazioni disponibili, pur con le cautele necessarie, rappresenta un'interessante possibilità per cogliere le dinamiche di fondo dei fenomeni che saranno oggetto di indagine in questo paragrafo e nei successivi.

Il periodo scelto per l'analisi è di 25 anni, durante i quali, la società italiana e l'economia italiana sono profondamente cambiate. Di questi mutamenti è importante tenere conto prima di passare all'analisi dei redditi e della loro distribuzione. In particolare con riferimento al sottoinsieme della popolazione costituito dai pensionati, i dati dell'archivio consentono di evidenziare come la loro quota sia fortemente cresciuta nel periodo esaminato.

Figura 1: Quota dei pensionati rispetto ai non pensionati. 1977-2002.



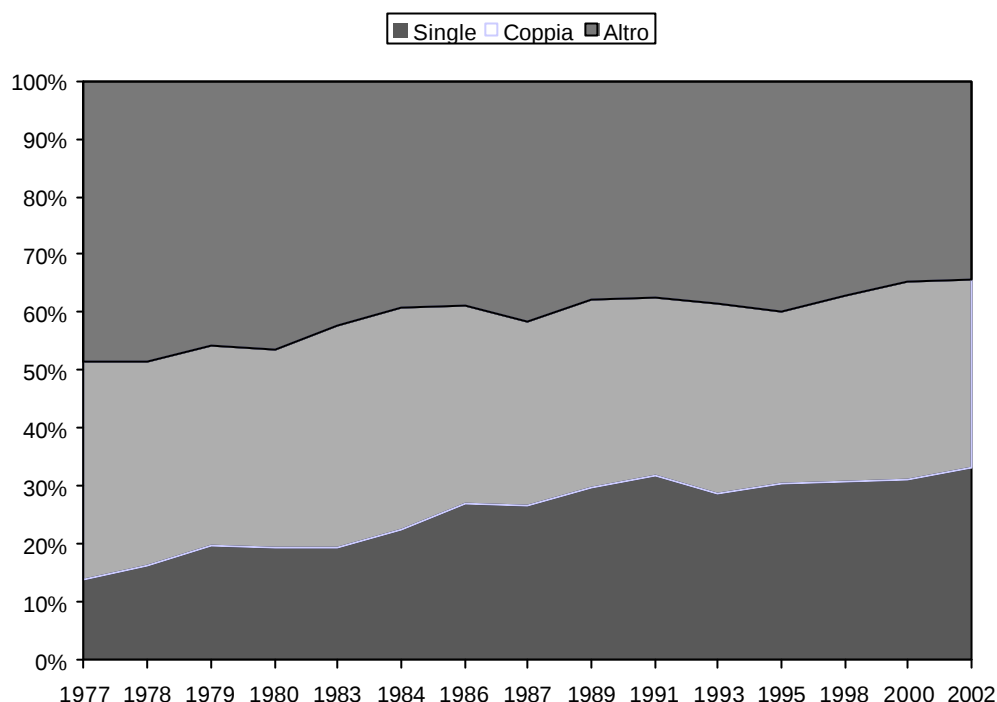
Nota: **P1**: tutti gli individui con almeno 65 anni ed un reddito da pensione. **P2**: tutti gli individui con almeno 65 anni. **P3**: tutti gli individui con almeno 55 anni che si dichiarano pensionati.

La figura 1 riporta l'andamento del rapporto tra il numero dei pensionati rispetto al numero dei non pensionati nella società italiana secondo le informazioni campionarie e sulla base delle tre possibili definizioni di pensionato che verranno utilizzate nella ricerca.

La tendenza, comune alle tre definizioni alternative, è di un aumento continuo della quota dei pensionati rispetto ai non pensionati. La crescita risulta particolarmente sostenuta nel corso degli anni '80 e nei primi anni '90 e tende poi a rallentare nella seconda parte del decennio scorso. Come è ragionevole attendersi la definizione P2 comporta una stima dei pensionati sempre maggiore rispetto a P1. La differenza tra le due definizioni, che misura implicitamente il numero di individui che pur avendo superato il 65-esimo anno di età non percepisce alcun reddito da pensione, rimane costante lungo l'intervallo temporale considerato nella figura. Tende invece ad ampliarsi leggermente la distanza tra la definizione P3, che comprende tra i pensionati anche gli individui di età compresa tra i 55 e i 64 anni a patto che si dichiarino pensionati, e le altre due, soprattutto nella seconda metà degli anni '90.

Nella figura 2, sulla base della prima definizione di pensionato (P1) abbiamo diviso la popolazione d'interesse in base alla tipologia familiare, distinguendo i pensionati che vivono da soli da quelli che vivono in coppia e dalle rimanenti tipologie familiari, misurate come residuali rispetto alle prime due.

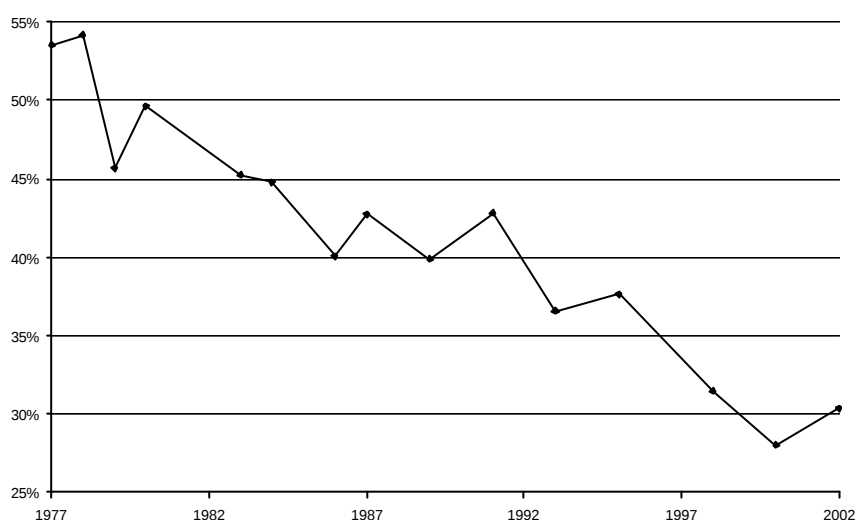
Figura 2: Quota dei pensionati (P1) in base alla tipologia della famiglia.



La figura evidenzia l'intensità della crescita della prima tipologia, quella del pensionato che vive da solo. In termini di quote sul totale della popolazione pensionata questa passa da valori compresi tra il 15% e il 20% nel corso degli anni '70-'80 a valori superiori al 30% alla fine degli anni '90 e nei primi anni del decennio corrente. Diminuiscono invece, sia le coppie, sia, soprattutto, la tipologia residua a testimonianza del ridimensionamento della famiglie più numerose anche tra i pensionati. Se andiamo ad esaminare più in dettaglio il cambiamento della struttura delle famiglie dei pensionati notiamo che tra le famiglie di pensionati con più di due unità sono le più numerose, ovvero quelle con 4 o più unità a ridursi come quota sul totale, passando dal 23% del 1977 al 9% del 2002.

Il cambiamento nella composizione delle famiglie dei pensionati è confermato anche dalla figura 3, dove riportiamo la percentuale dei pensionati che convivono con almeno un figlio per il periodo 1977-2002. Anche in questo caso la tendenza alla riduzione della numerosità delle famiglie dei pensionati (fenomeno peraltro diffuso in tutte le tipologie e non solo in quella qui esaminata) è continua e porta dalla metà della popolazione a circa il 70% la quota dei pensionati che non convivono con i figli.

Figura 3: Quota dei pensionati (P1) che vivono con almeno un figlio. 1977-2002



Se analizziamo la dinamica della composizione dei pensionati per classi di età è immediato notare che la quota dei pensionati in età compresa tra i 65 e i 74 anni non subisce rilevanti modificazioni, si assiste nei decenni ad una sensibile crescita della quota dei pensionati con età superiore ai 75 anni e ad un parallelo contenimento, nonostante il fenomeno delle pensioni di anzianità, dei pensionati con età compresa tra i 55 e i 64 anni. Da ricordare infine la sostanziale costanza dei pensionati per area geografica: nel 2002 il 45,8% risiedeva nel nord, il 21,3% nel centro e il 31,8% nel sud dell'Italia, valori sostanzialmente non dissimili da quelli stimati all'inizio del periodo preso in esame.

3. I redditi dei pensionati in Italia: analisi empirica

Dopo aver considerato i principali aspetti di metodo relativi alla definizione e alla misurazione, in questo paragrafo passiamo alla valutazione empirica dell'impatto redistributivo operato dal sistema pensionistico italiano sulla distribuzione dei redditi nel periodo 1977-2002. Come ricordato nell'introduzione la valutazione di tale impatto è realizzata considerando tre tipi di indicatori: di posizione relativa, redistributivi e di povertà.

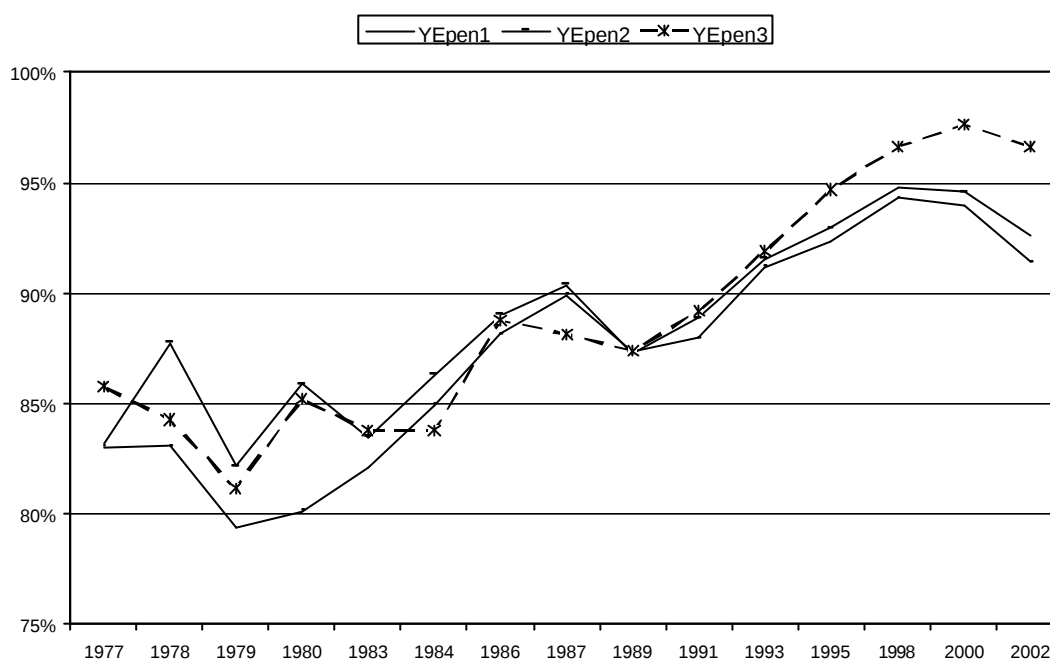
3.1 La posizione relativa del reddito dei pensionati nella popolazione

La crescita della spesa per pensioni nel corso degli ultimi tre decenni in Italia è stata molto sostenuta. Il rapporto tra spesa per pensioni e Pil è passato dal 11,8% nel 1980 (Istat 2000) al 15,04% nel 2002 (Istat 2004). La componente demografica (il rapporto tra pensionati e popolazione) non è, almeno per il periodo descritto, quella più importante nella spiegazione della dinamica del rapporto, che invece risulta maggiormente influenzato dalla crescita del rapporto tra pensione media e Pil pro-capite. Ad esempio nel periodo 1980-1999 (Istat 2000) il numero complessivo delle pensioni è cresciuto del 25%, mentre la crescita degli importi medi dei trattamenti ha registrato un aumento, in termini reali, pari a circa il 69%. Il livello relativamente elevato dei redditi degli anziani e del loro tenore di vita rispetto a quelli della parte complementare della popolazione è confermato anche da altre ricerche ed evidenze empiriche, sia nazionali (Cannari e Franco 1990, Baldacci e Proto 1997, Baldacci e Inglese 2001) che internazionali (Hauser 1997; Disney and Johnson 2002).

I dati campionari dell'archivio storico della Banca d'Italia possono essere utilizzati per verificare se le informazioni empiriche fino ad ora rilevate su singoli anni si compongono in un quadro più completo: utilizzando tutte le indagini disponibili nel periodo compreso tra il 1977 e il 2002 abbiamo quindi calcolato il rapporto tra il reddito medio dei pensionati e quello dei non pensionati. Come riportato nel paragrafo 2.2 il reddito di ogni

individuo è quello reso equivalente dopo aver sommato tutti i redditi⁸ da pensione, da lavoro, da capitale (solo reale fino al 1985) per ogni famiglia presente nel campione e dopo aver diviso il reddito complessivo di ogni famiglia per una scala di equivalenza definita dalla radice quadrata della numerosità famigliare.

Figura 4: Reddito equi valente dei pensionati rispetto al reddito equivalente dei non pensionati



Nota: YEpen1: rapporto tra reddito equivalente dei pensionati e dei non pensionati secondo la definizione P1 e così per YEpen2 ed YEpen3

La figura 4 riporta per il periodo 1977-2002 il valore del rapporto tra reddito medio equivalente dei pensionati e dei non pensionati, definiti come la popolazione complementare, secondo le tre differenti definizioni di pensionato. Per tutte le definizioni di pensionato la figura evidenzia una tendenza di fondo a crescere per tutto il periodo esaminato. Il rapporto tra reddito medio equivalente dei pensionati e dei non pensionati passa da valori intorno all'80% della fine degli anni '70 a valori che superano ampiamente il 90% alla fine del periodo. Valori non sostanzialmente differenti sono ottenuti per il 1997

⁸ Restano in realtà esclusi dalla nostra definizione di reddito disponibile i guadagni in conto capitale, alcuni trasferimenti pubblici (in particolare gli assegni famigliari) e i redditi (impliciti) derivanti dai trasferimenti in natura.

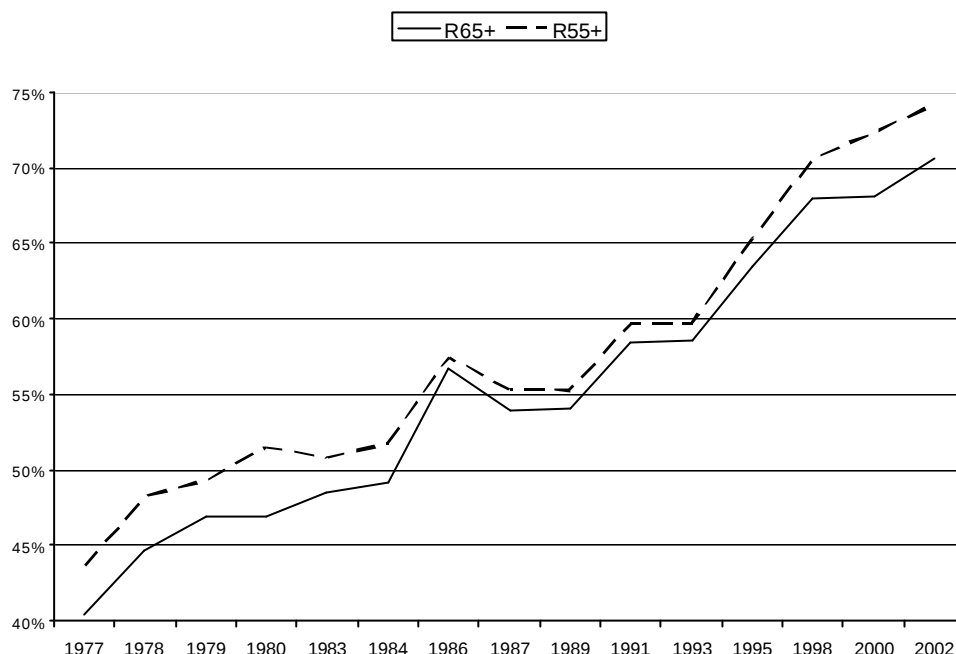
su altre fonti statistiche e per il rapporto tra reddito equivalente mediano nel Rapporto di strategia nazionale sulle pensioni (2003).

È interessante notare la divaricazione del rapporto riguardante l'aggregato che comprende i pensionati più giovani (YEpen3) rispetto agli altri due a partire dal 1993. La spiegazione dell'andamento differente del rapporto potrebbe essere legato alla reazione di molti lavoratori che nel corso degli anni '90, in seguito all'introduzione annunciata di norme via via più restrittive sulle modalità di accesso alle pensioni di anzianità, hanno deciso di uscire dal mercato del lavoro. Si tratta probabilmente di individui in età ancora relativamente giovane ma con carriere contributive piene e quindi con pensioni di importo maggiore rispetto a quello medio.

La stima del rapporto tra redditi dei pensionati e dei non pensionati rileva dunque un miglioramento costante e continuo nel tenore di vita dei primi rispetto ai secondi. L'Italia sembra, da questo punto di vista, seguire una tendenza comune a quella di altre nazioni ad economia sviluppata (Disney and Whitehouse 2002) che vede un continuo miglioramento nelle condizioni di vita degli anziani rispetto al resto della popolazione, in particolare nel corso degli ultimi 20 anni.

Quali sono i fattori principali in grado di spiegare questa tendenza? Una prima possibile risposta è quella suggerita dall'osservazione della dinamica del rapporto tra importo medio delle pensioni ed importo medio dei salari, entrambi misurati al netto dell'imposizione sul reddito, nel periodo 1977-2002, descritto dalla figura 5.

Figura 5: Rapporto tra pensione media e salario medio. Definizioni di pensionato P1 e P2.

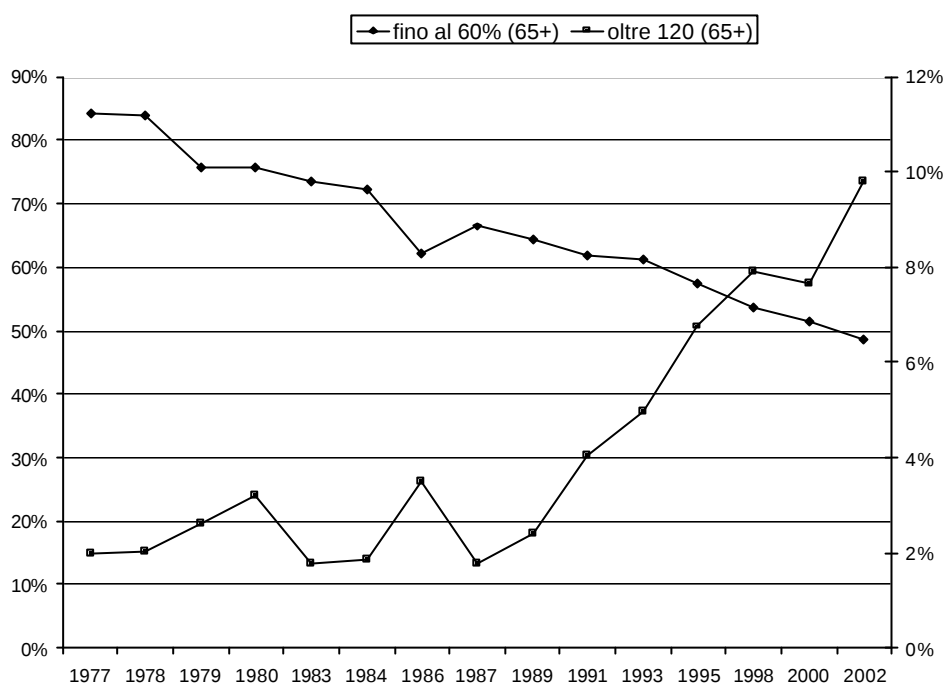


Nota: R65+: rapporto pensione media / salario medio per (P1); R55+ rapporto pensione media / salario medio per (P3)

La figura evidenzia che due sono i periodi nei quali il rapporto cresce: la prima parte degli anni '80 e gli anni successivi al 1993. In particolare sembra essere la riduzione della quota delle pensioni di importo più ridotto a spiegare la dinamica del rapporto: la quota delle pensioni di importo inferiore al 60% del salario medio passa da valori intorno all'80% del 1977 a valori vicini al 45% del 2002 con un andamento pressoché monotono⁹. Apprezzabile è anche, soprattutto a partire dall'inizio degli anni '90, la crescita del peso delle pensioni di importo elevato, definito tale ogni volta che è superiore al 120% del salario medio. Queste due tendenze sono descritte nella figura 6, dove la scala di sinistra si riferisce alla quota delle pensioni di importo basso e la scala di destra alla quota delle pensioni di importo elevato.

⁹ L'andamento è indipendente dalla definizione di pensionato adottata.

Figura 6: Quota delle pensioni (P1) di importo elevato (oltre 120% del salario medio) e basso (fino a 60% del salario medio).



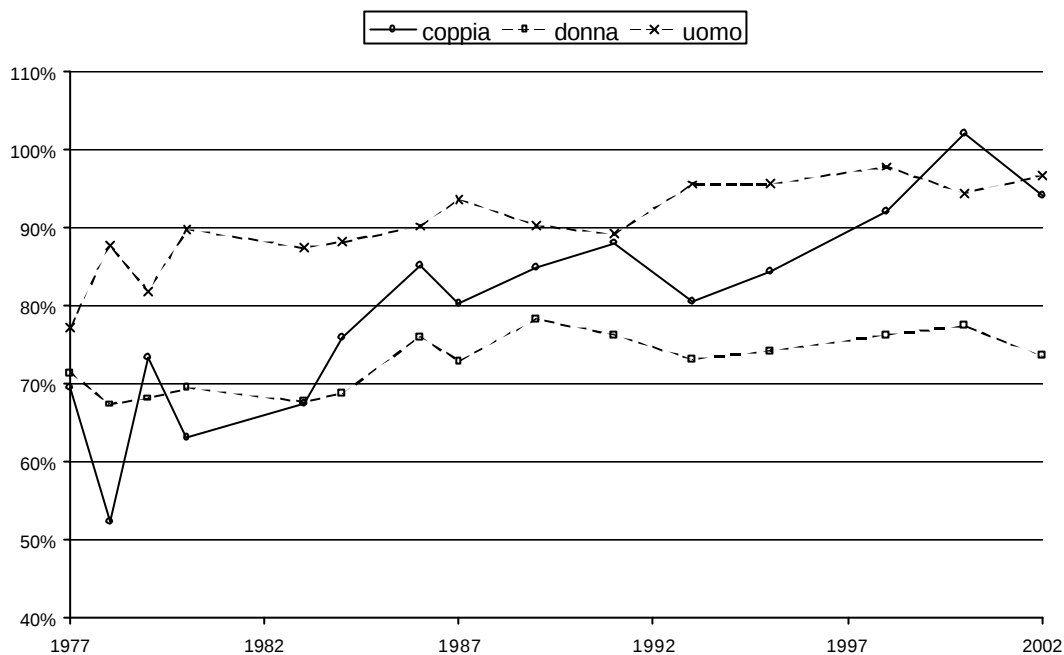
Tornando all'analisi dei redditi equivalenti maggiori informazioni sul livello di benessere degli anziani/pensionati possono essere desunte da una scomposizione della popolazione nella quale si considerano separatamente le coppie, dai pensionati che vivono da soli. Nella figura 7 presentiamo la dinamica del rapporto tra reddito medio equivalente delle coppie di pensionati e dei pensionati che vivono da soli rispetto a al reddito medio equivalente della popolazione dei pensionati.¹⁰

La condizione economica relativa delle tipologie esaminate nella figura mostra un andamento tendenzialmente crescente rispetto a quella del "pensionato medio". Per le coppie il miglioramento è più evidente e più intenso: alla fine del periodo, il reddito medio equivalente è praticamente uguale a quello dei pensionati in generale. Questo rapporto era pari a circa il 70% alla fine degli anni '70. Tra i pensionati che vivono soli migliora in misura più netta la condizione degli uomini, il cui reddito equivalente passa dall'80% a valori superiori al 90% rispetto al reddito equivalente della popolazione dei pensionati.

¹⁰ Oltre a questi gruppi ci sono i pensionati che vivono in una famiglia con altri individui oltre il coniuge. Il loro livello di reddito è sempre più alto di quello degli altri gruppi, ma non è presentato nella figura.

Nell'ipotesi che l'età media dei pensionati che vivono in coppia sia inferiore a quella dei pensionati single la figura 7 inoltre segnala come il fattore età costituisca una variabile rilevante nel determinare la posizione relativa dei pensionati.

Figura 7: Reddito equivalente di coppie, uomini e donne single rispetto al reddito equivalente medio dei pensionati



Quasi invariata infine è la posizione relativa delle donne, il cui reddito medio equivalente non si sposta significativamente da valori pari a circa il 70% di quello della popolazione dei pensionati.

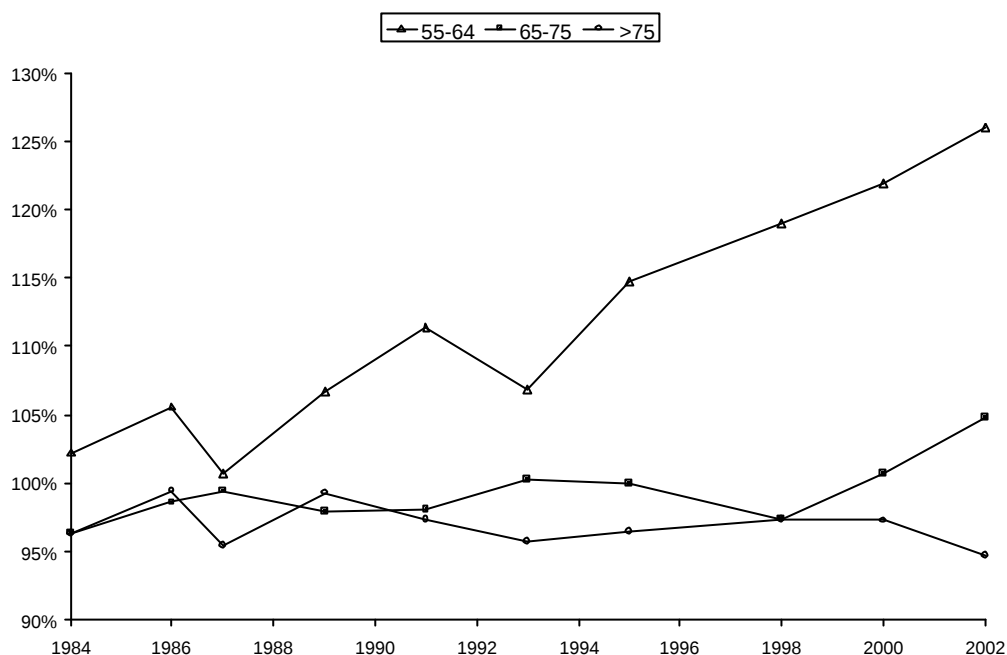
Un'altra disaggregazione interessante è quella per classi di età. La differenza nel livello medio di reddito equivalente in relazione all'età del pensionato a favore delle coorti di pensionati più giovani è un fenomeno osservato in quasi tutte le economie sviluppate (Johnson 1998, Disney and Johnson 2001). Le motivazioni che spiegano questo fenomeno sono numerose e di segno contrastante. In prima istanza il livello dei trattamenti pensionistici, che costituiscono la componente principale del reddito dei pensionati, può risultare inferiore per le classi di età più anziane: questo fenomeno è spiegato dal fatto che le pensioni liquidate più di recente (e quindi quelle che concorrono a determinare il reddito delle generazioni di pensionati più giovani) sono calcolate sulle retribuzioni mediamente più

elevate rispetto alle pensioni delle coorti più anziane. Questo primo effetto risulta amplificato se, come accade nel sistema pensionistico italiano a partire dal 1992, gli importi dei trattamenti pensionistici possono godere della sola (parziale nel caso italiano) indicizzazione all'inflazione. Inoltre tra le coorti più anziane tende a crescere la quota delle donne, il cui reddito è in media inferiore a quello degli uomini. Di segno contrario sull'importo delle pensioni è l'effetto della mortalità e della sua relazione con il reddito permanente: in generale gli individui che hanno maggiori aspettative di vita al pensionamento sono coloro che si trovano nella parte alta della distribuzione del reddito (Hurd 1990). All'interno delle coorti più anziane dunque è ragionevole attendersi che la quota dei soggetti ricchi sia più elevata rispetto a quanto succede per le coorti più giovani. Infine vi è un aspetto specifico del sistema pensionistico italiano: alcuni importanti regimi pensionistici (in particolare quelli dei lavoratori autonomi) sono arrivati solo di recente al grado di maturità, ovvero a liquidare ai nuovi pensionati trattamenti "pieni". Questo significa che per questi regimi l'importo medio dei nuovi trattamenti pensionistici potrebbe essere più alto di quello liquidato in precedenza, anche al netto di effetti di coorte.

Nella figura 8 abbiamo diviso la popolazione dei pensionati in tre classi di età: da 55 a 64 anni; da 65 a 74 anni e con più di 75 anni. Alla luce delle considerazioni fatte sopra può risultare azzardato trarre conclusioni univoche. Tuttavia il fenomeno che emerge con chiarezza è la divaricazione nelle condizioni di benessere dei pensionati "giovani" rispetto alle altre due classi di età a partire dall'inizio degli anni '90.

Il fenomeno infatti, pur iniziando nel corso degli anni '80, mostra un'accelerazione più consistente nel decennio successivo alla fine del quale il livello medio del reddito di un pensionato di età superiore ai 75 anni arriva ad essere circa il 75% di quello di un pensionato di età compresa tra i 55 e i 64 anni.

Figura 8: Reddito equivalente per classi di età rispetto al reddito equivalente medio dei pensionati (P3).



Un aspetto peculiare dell'economia italiana è la forte differenza nei livelli di reddito e di benessere tra grandi aree geografiche. Può essere interessante domandarsi se le disparità nel livello pro-capite del prodotto e del reddito trovino riscontro anche nei redditi dei pensionati. Seguendo la divisione del territorio italiano in cinque macroaree (Nord-ovest, Nord-est, Centro, Sud e Isole) nella tabella 2 riportiamo, per alcuni anni del periodo in esame il rapporto tra reddito medio equivalente dei pensionati specifico di quell'area geografica e reddito medio equivalente dei pensionati.

Tabella 2: Reddito medio equivalente dei pensionati rispetto al reddito medio equivalente dei non pensionati. Definizione P1.

	Nord-ovest	Nord- est	Centro	Sud	Isole
1977	71.62%	87.24%	84.51%	95.98%	84.93%
1980	80.59%	82.76%	86.05%	91.77%	87.53%
1984	79.66%	88.17%	79.55%	92.53%	98.16%
1989	77.73%	87.65%	87.37%	93.78%	98.71%
1993	80.70%	84.75%	98.54%	104.58%	91.82%
1998	87.18%	86.91%	103.71%	101.49%	102.90%
2002	91.39%	89.82%	91.46%	96.92%	97.69%

I dati testimoniano la presenza di una sostanziale differenza nel livello del reddito medio equivalente per grandi macroaree, dovuto probabilmente alla più breve storia contributiva dei lavoratori del sud e delle isole rispetto al resto d'Italia e alla loro più bassa retribuzione media. Tale differenza rimane, anzi in alcuni anni si amplia, tra le macroaree più ricche e quelle più povere. In particolare aumenta, rispetto a quello medio, il livello del reddito equivalente dei pensionati che risiedono nel Nord-est e scende quello dei pensionati che risiedono nel Sud. Per le altre macroaree, al netto di una variabilità che probabilmente trova spiegazione nel tipo di dati utilizzati, si può notare una sostanziale costanza del rapporto esaminato per tutti gli anni considerati. Tuttavia quando si consideri il reddito relativo goduto dai pensionati rispetto ai non pensionati in ogni macroarea la relazione si inverte e nel meridione d'Italia la condizione dei pensionati sembra meno svantaggiata rispetto alle altre aree d'Italia.

L'ultima scomposizione considerata è quella per quintile. Abbiamo ordinato i redditi individuali equivalenti in maniera crescente. Ogni quintile raggruppa un quinto della popolazione complessiva. Il primo quintile quindi comprende il 20% più povero, in termini di reddito equivalente della popolazione complessiva e così via.

Le due tabelle seguenti presentano alcuni interessanti risultati sull'andamento della posizione dei pensionati rispetto alla popolazione complementare. In particolare in ogni tabella abbiamo aggregato le osservazioni delle prime due indagini, di quelle centrali e delle ultime due ed abbiamo calcolato la percentuale di pensionati presenti all'interno del primo quintile di reddito equivalente. Letti per colonna i dati indicano che, nel corso degli anni, tale quota si è leggermente ridotta per il primo quintile ed è cresciuta per gli altri.

Tabella 3: Quota di pensionati in ogni quintile di reddito equivalente.

	Primo 20%	Secondo 20%	Terzo 20%	Quarto 20%	Ultimo 20%
77-78	19.6%	12.3%	11.6%	9.7%	7.0%
89-91	20.4%	20.7%	17.4%	13.1%	9.7%
00-02	18.2%	25.9%	22.1%	17.6%	14.1%

Nota: Quintili su tutta la popolazione.

L'informazione presentata nella tabella 3 tuttavia può essere fuorviante perché non tiene conto del fatto che nel periodo osservato la quota complessiva dei pensionati rispetto ai non pensionati in Italia è cresciuta. Questo fenomeno tende a rendere meno chiara la

lettura dei dati. Per questa ragione nella tabella 4 abbiamo calcolato la quota di pensionati presenti in una data porzione della popolazione ordinata in base al reddito equivalente *rispetto al totale dei pensionati*.

Tabella 4: Distribuzione dei pensionati per quintile di reddito equivalente.

	Primo 20%	Secondo 20%	Terzo 20%	Quarto 20%	Ultimo 20%
77-78	32.6%	20.5%	19.3%	16.1%	11.6%
89-91	25.1%	25.5%	21.3%	16.2%	11.9%
00-02	18.6%	26.5%	22.5%	18.0%	14.4%

Nota: Quintili dei soli pensionati.

Ad esempio il primo valore in alto a sinistra della tabella 4 sta a significare che nelle indagini del 1977 e del 1978 il 32,6% del totale degli individui in pensione si trovava nel primo 20% della distribuzione del reddito equivalente¹¹. I dati della tabella aggiungono qualche utile informazione sulla dinamica del tenore di vita dei pensionati nel corso dei trenta anni esaminati: la quota dei pensionati che si trovano nel primo 20% della popolazione scende in modo più netto; cresce la percentuale che va a situarsi nel 40% più ricco della popolazione, soprattutto a partire dagli anni '90 presumibilmente a causa della crescita del numero di pensioni di importo elevato già segnalata nella figura 6. Infine aumenta in misura sostenuta la quota dei pensionati che si collocano nella parte centrale della distribuzione del reddito, tanto che alla fine del periodo quasi il 50% del numero complessivo dei pensionati si trova nel secondo e nel terzo quintile.

Quanto osservato induce a pensare, quindi, che nei passati decenni i pensionati abbiano migliorato la loro posizione relativa rispetto al resto della popolazione tramite una riduzione del numero di pensionati poveri ed un ampliamento del numero di quelli che appartengono alle classi centrali dei redditi. Un probabile effetto collaterale di tale dinamica potrebbe essere una diminuzione della disuguaglianza tra gli stessi pensionati. Su questo aspetto torneremo nel paragrafo 4.

¹¹ Si noti che in questa tabella, a differenza della precedente, la somma dei valori per riga è sempre pari al 100% ad indicazione del fatto che si considerano qui solo i pensionati e la loro distribuzione per quintili di reddito equivalente.

3.2 La composizione del reddito dei pensionati in Italia

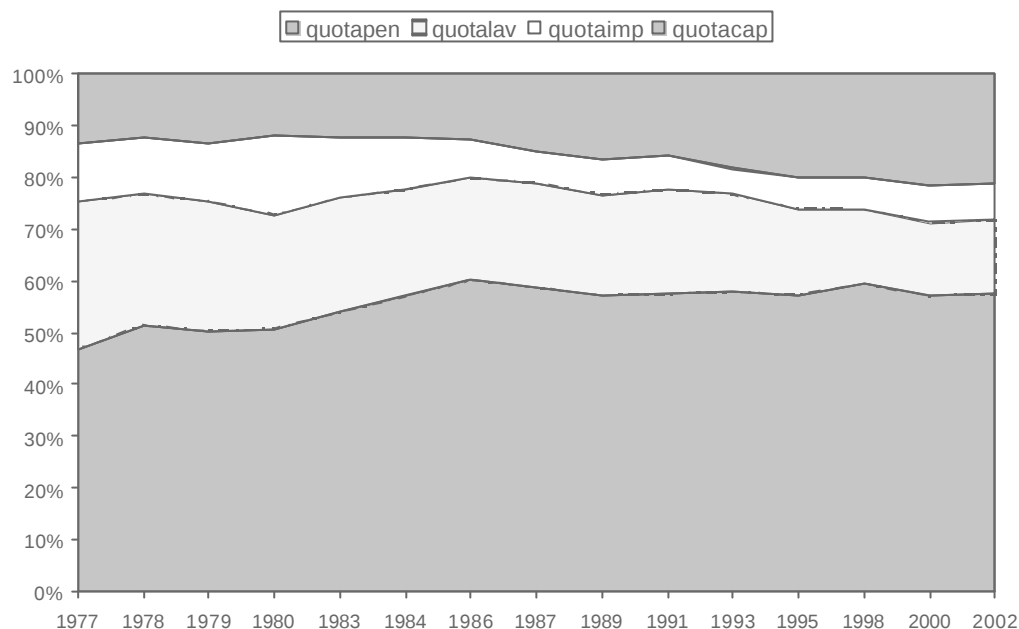
Un interessante approfondimento nell'analisi dei redditi dei pensionati è quello che riguarda lo studio delle sue componenti. Il reddito disponibile delle famiglie viene cioè suddiviso nelle sue principali fonti. Seguendo la scomposizione proposta dalla Banca d'Italia nelle indagini campionarie il reddito familiare viene qui espresso come la somma dei redditi da trasferimenti, dei redditi da lavoro dipendente, dei redditi da lavoro autonomo e impresa e dei redditi da capitale.

La composizione del reddito familiare dei pensionati dipende da molteplici fattori. In prima istanza, naturalmente ci attendiamo che il reddito da trasferimenti giochi un ruolo centrale. Tuttavia vedremo che anche le altre componenti assumono pesi in alcuni casi non trascurabili, a seconda della posizione dell'individuo nella distribuzione del reddito equivalente, della sua età e della composizione della sua famiglia, ovvero della presenza all'interno del nucleo familiare di altri percettori di reddito. Nelle elaborazioni che seguono, al fine di calcolare le quote che compongono il reddito familiare dei pensionati abbiamo considerato la definizione più ampia di pensionati, ovvero quella che comprende anche gli individui con età maggiore o uguale ai 55 anni se definisce la sua condizione come quella di pensionato¹².

Se esaminiamo la dinamica delle quote di reddito per tutti i pensionati nel periodo 1977-2002 notiamo che, come atteso, la quota da pensione è quella più importante in tutti gli anni. Il suo peso inoltre è crescente e passa da valori intorno al 50% all'inizio del periodo a valori più prossimi al 60% negli anni più recenti.

¹² Nell'analisi consideriamo dunque tutti i pensionati e non solo quelli che sono definiti come capifamiglia. Questo significa che il reddito familiare di due pensionati che vivono nella medesima famiglia viene considerato due volte nel computo delle quote. Questa scelta è coerente con l'obiettivo, che ci pare centrale in questa parte dell'analisi, di studiare l'andamento delle quote del reddito familiare per tutti i pensionati presenti nelle indagini campionarie nel periodo esaminato.

Figura 9: Quote di reddito dei pensionati (P3). 1977-2002.



Si tratta di valori in linea con quelli stimati per nazioni dove il sistema pensionistico pubblico è maggiormente sviluppato. Il secondo aspetto di rilievo è la continua crescita della quota del reddito da capitale¹³ che arriva a più che raddoppiare il suo peso nell'intervallo di anni considerato. Parallelamente si riducono le altre due componenti del reddito familiare dei pensionati, quella da lavoro dipendente e quella da lavoro autonomo e da impresa.

Numerosi sono i fattori che nel corso dei 25 anni considerati possono aver contribuito a disegnare il quadro descritto dalla figura 9. In primo luogo la continua crescita dell'importo medio delle pensioni ed in generale della diffusione del sistema pensionistico, già documentata nella parte iniziale di questo rapporto. In secondo luogo la marcata tendenza, in parte complementare al fenomeno della crescita del numero dei pensionati, alla riduzione del tasso di partecipazione al mercato del lavoro, soprattutto nelle classi di età più

¹³ Per rendere omogenea la serie il reddito da capitale è calcolato escludendo la componente finanziaria, non registrata nelle indagini campionarie della Banca d'Italia fino al 1987. L'inclusione della componente finanziaria avrebbe rinforzato le conclusioni del testo sulla dinamica della quota del reddito da capitale.

giovani qui esaminate. Infine la crescita della quota delle famiglie italiane proprietarie della casa di abitazione.

Per avere indicazioni più precise sui fenomeni delineati occorre passare ad analisi che scompongono la popolazione dei pensionati in sottoinsiemi. Nella figura 10 analizziamo separatamente l'andamento delle quote di reddito da pensione, da lavoro, da impresa e da capitale per il primo, il terzo e il quinto quintile di individui pensionati ordinati in base al reddito equivalente. A differenza della figura 10 in questo caso, per non rendere troppo pesante la lettura dei dati, abbiamo considerato quattro coppie di anni, scelti in modo da riassumere le tendenze più rilevanti.

Il primo dato da sottolineare è la profonda diversità nella composizione del reddito familiare a seconda che gli individui si trovino nella parte bassa e centrale oppure in quella alta della distribuzione del reddito.

Fino al terzo quintile tra le componenti del reddito familiare risulta predominante quella da pensione. Nel primo quintile questa è praticamente l'unica fonte di reddito, essendo la quota del reddito da capitale quasi completamente composta del reddito figurato della casa di abitazione. Leggermente differente è la composizione del reddito nel caso del terzo quintile, dove la quota di reddito da lavoro assume valori non trascurabili, anche se relativamente bassi. La quota dei redditi da pensione rimane comunque su valori compresi tra il 60% e il 70%. Molto differente è infine la composizione del reddito familiare nel caso dell'ultimo quintile. La quota del reddito da pensione non sale mai oltre il 45%, mentre acquisiscono importanza le quote di reddito da lavoro e da capitale. Il valore e la dinamica della quota del reddito da lavoro e da impresa nel quintile più ricco della distribuzione dei pensionati è un'ulteriore conferma indiretta del ruolo giocato dalla composizione familiare nel benessere delle famiglie; come abbiamo visto nel paragrafo 3.1 i pensionati che convivono con altri membri giovani, in età da lavoro, godono di un reddito relativamente maggiore dei pensionati che vivono soli o con il solo partner, ma i primi si stanno riducendo in numero riducendo in numero rispetto agli altri. Tra i pensionati più benestanti anche la quota di reddito derivante da reddito da capitale risulta piuttosto consistente, specialmente negli anni più recenti. Questo reddito risulta probabilmente ascrivibile ai pensionati stessi.

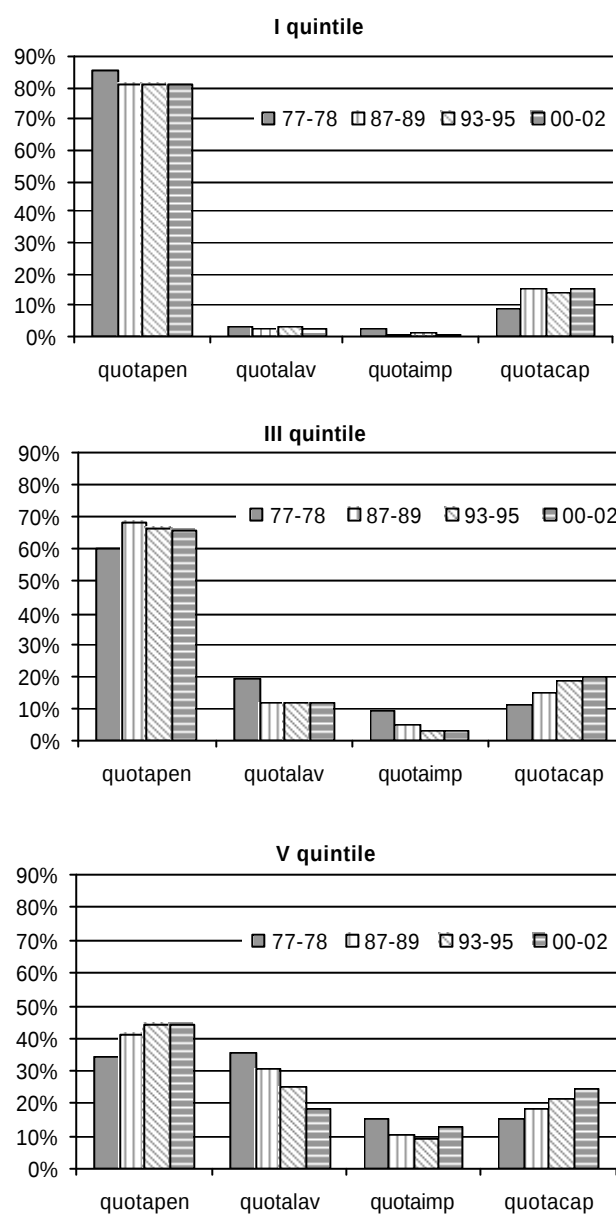
Rispetto alla evoluzione delle quote di reddito lungo il periodo analizzato alcuni fenomeni appaiono di sicuro rilievo. In primo luogo, a livello complessivo, la sostanziale

costanza della quota del reddito da pensione nel primo e nel terzo quintile risulta rafforzata dalla crescita di questa quota per gli individui che si trovano nell'ultimo quintile. Anche gli altri fenomeni evidenziati sopra, la riduzione della quota del reddito da lavoro e la crescita della quota del reddito da capitale, trovano nella dinamica della parte alta della distribuzione del reddito, la parte maggiore di spiegazione. Ad esempio la quota del reddito da lavoro passa rispettivamente nel quarto e nel quinto quintile di reddito equivalente, dal 31% al 18% e dal 31% al 20%. Fortemente in crescita è la quota del reddito da capitale che, sempre per i due ultimi quintili passa dall'11% al 21%, per il quarto, e dal 15% al 24,5%, per il quinto.

In sintesi dunque sembra che la componente dei redditi da pensione abbia accresciuto il suo peso nella composizione del reddito delle famiglie dei pensionati, a danno soprattutto del reddito da lavoro e di quello da impresa. Si tratta di una tendenza preoccupante, in particolare alla luce delle raccomandazioni delle autorità di politica economica, sia nazionali che internazionali, riguardo al tema della partecipazione degli anziani alla forza lavoro.

Risultati meno semplici da interpretare emergono dalla scomposizione per classi di età. In questo caso, a partire dalla fine degli anni '80, si nota una comune tendenza alla riduzione della quota del reddito da lavoro, che soprattutto fino alla metà degli anni '90, resta comunque una quota non trascurabile (intorno al 20%) del reddito familiare anche per i pensionati in età più avanzata (con più di 75 anni). La riduzione successiva può forse essere spiegata dalla caduta, documentata nel par 2, del peso delle famiglie numerose tra i pensionati e quindi presumibilmente delle convivenze di questi con individui giovani e presenti sul mercato del lavoro. Distinguendo infine i pensionati in relazione all'area di residenza i due fenomeni più importanti ci sembrano la maggiore crescita per il sud dell'Italia del peso del reddito da pensione, che passa dal 49% del 1977 al 62% del 2002 e la crescita più sostenuta al nord dell'aumento della quota del reddito da capitale che, sempre nel medesimo periodo passa dall'11% al 23% del reddito familiare. In tutte le tre macroaree infine si registra, in maniera non dissimile dalle stime effettuate su tutto il campione, una forte riduzione della componente del reddito da lavoro e di quello da impresa.

Figura 10: Composizione del reddito familiare per il primo, il terzo e il quinto quintile di reddito equivalente. Vari anni.



3.3 La distribuzione del reddito tra i pensionati

I confronti internazionali evidenziano forti differenze nella stima degli indicatori che misurano la dispersione della distribuzione del reddito tra i pensionati. In alcune nazioni, particolarmente gli Stati Uniti, la disuguaglianza nei redditi all'interno della popolazione in pensione è molto elevata. In altre, segnatamente quelle delle socialdemocrazie scandinave, ma anche di nazioni in cui è presente una forte quota *flat rate* nella pensione pubblica, i valori degli indici distributivi evidenziano, al contrario, un elevato grado di perequazione delle risorse tra gli anziani. Individuare con precisione le ragioni che spiegano la disuguaglianza nei redditi dei pensionati è obiettivo ambizioso. Nel paragrafo precedente abbiamo verificato che in Italia, ma questo risultato è vero per tutte le economie avanzate, il reddito da pensione è la componente più importante del reddito familiare dei pensionati. Ne segue che la tipologia di sistema pensionistico, determinando la distribuzione del reddito da pensione, caratterizza anche quella complessiva del reddito familiare dei pensionati. Da questo punto di vista quindi non deve stupire che nazioni quali gli Stati Uniti, dove la componente privata della previdenza ha un ruolo importante, presentino livelli di disuguaglianza dei redditi tra i pensionati molto elevati nei confronti internazionali. È infatti noto che la presenza di una forte componente previdenziale fondata sulla capitalizzazione e gestita da un sistema di fondi pensione, in particolare se basati sulla regola della contribuzione definita, tende ad aumentare la dispersione dei redditi, sia a causa della maggiore variabilità dei rendimenti dei fondi pensione, sia per il fatto che l'adesione ai medesimi in generale è più intensa per i soggetti che si trovano nella parte alta della distribuzione dei redditi (Brown and Prus 1999, Casey and Yamada 2002).

Con riferimento al ruolo giocato dal sistema pensionistico pubblico sulla distribuzione dei redditi, due fattori risultano particolarmente incisivi: i) l'insieme dei parametri che definiscono le modalità di computo della pensione; ii) il grado di dispersione nella distribuzione dei redditi tra i lavoratori.

Ad esempio nazioni che presentano un'elevata sperequazione dei redditi misurati su tutta la popolazione, ma che dispongono di un sistema pensionistico nel quale sia presente una forte componente flat-rate, è il caso ad esempio della Gran Bretagna e dell'Australia, possono vantare "buoni" risultati distributivi tra i propri pensionati.

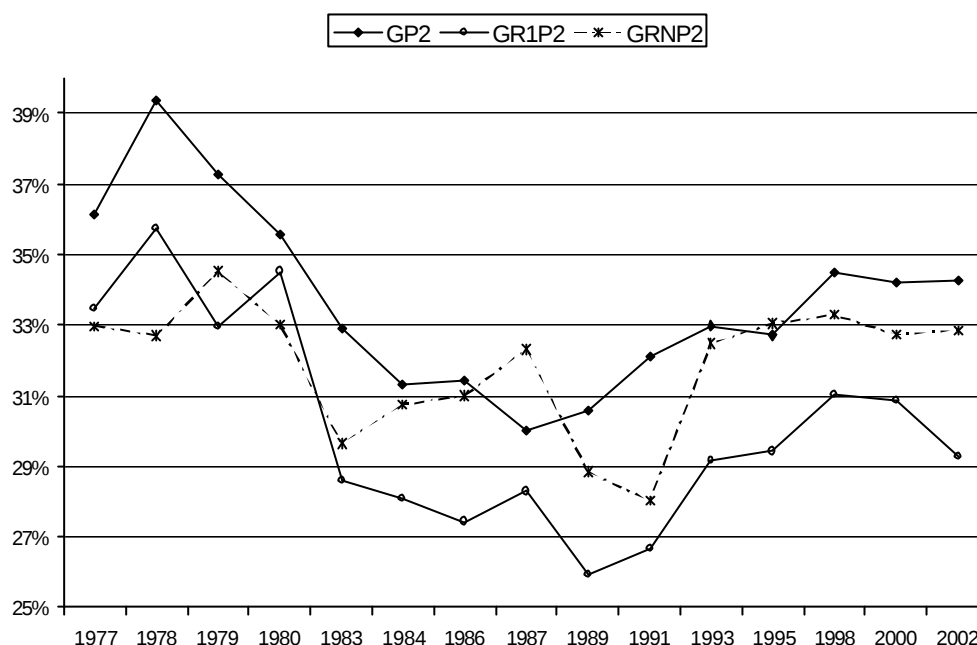
Al contrario quanto più l'importo delle pensioni è determinato dalla dinamica salariale pregressa e quanto più il sistema pensionistico nazionale si avvicina al modello "assicurativo", tanto più la distribuzione dei redditi da lavoro si ripercuoterà su quella delle pensioni. In questo caso è la correlazione tra dispersione dei redditi da lavoro e dispersione delle pensioni a giocare un ruolo cruciale.

La distribuzione dei redditi può essere misurata da numerosi indicatori. In questa ricerca, coerentemente con l'impostazione seguita nella letteratura che si è occupata della distribuzione del reddito tra i pensionati utilizziamo l'indice di Gini e il rapporto interdecilico. L'indice di Gini è un indicatore di disuguaglianza di una distribuzione e varia tra zero, nel caso di perfetta uguaglianza, ed uno nel caso di massima concentrazione. Si tratta di un indicatore sintetico, molto utilizzato nella letteratura distributiva. Nei paesi economicamente avanzati esso presenta, per i redditi della popolazione complessiva, valori tipicamente compresi tra 0,25 e 0,4. Il rapporto interdecilico maggiormente utilizzato in letteratura misura di quante volte è maggiore il reddito dell'individuo che si trova a cavallo tra il nono e il decimo decile della distribuzione rispetto al reddito dell'individuo che si trova tra il primo e il secondo decile della medesima¹⁴. Si tratta, come facile intuire, di un indicatore che fornisce una visione più parziale del precedente della distribuzione del reddito di una popolazione. Tuttavia, pur con questi limiti e presentando un'alta variabilità, sia nel tempo che nello spazio, esso è usato come una prima misura della differenza di benessere tra soggetti che si trovano nella parte alta ed in quella bassa della distribuzione del reddito, soprattutto nei confronti internazionali.

Nella figura 11 presentiamo l'evoluzione temporale dell'indice di Gini, calcolato sulla distribuzione di tre differenti variabili: il reddito familiare disponibile equivalente associato ai pensionati e ai non pensionati e la somma delle pensioni. Sono considerati pensionati tutti gli individui di età superiore ai 64 anni. La scelta di questa definizione ci pare opportuna perché, rispetto alle due alternative che vengono utilizzate in questa ricerca, consente di tenere esplicitamente in considerazione tutta la popolazione che possiamo definire anziana. Nel caso della misurazione di un indicatore distributivo ci pare che questa sia la scelta più appropriata.

¹⁴ Invero il rapporto interdecilico può essere applicato ad una qualsiasi coppia di decili. Per non appesantire l'esposizione con un eccesso di dettagli tecnici abbiamo qui trattato il caso della coppia nono decile e primo decile, come fosse il caso generale.

Figura 11: Indici di Gini sul reddito equivalente e sulle pensioni. 1977-2002.

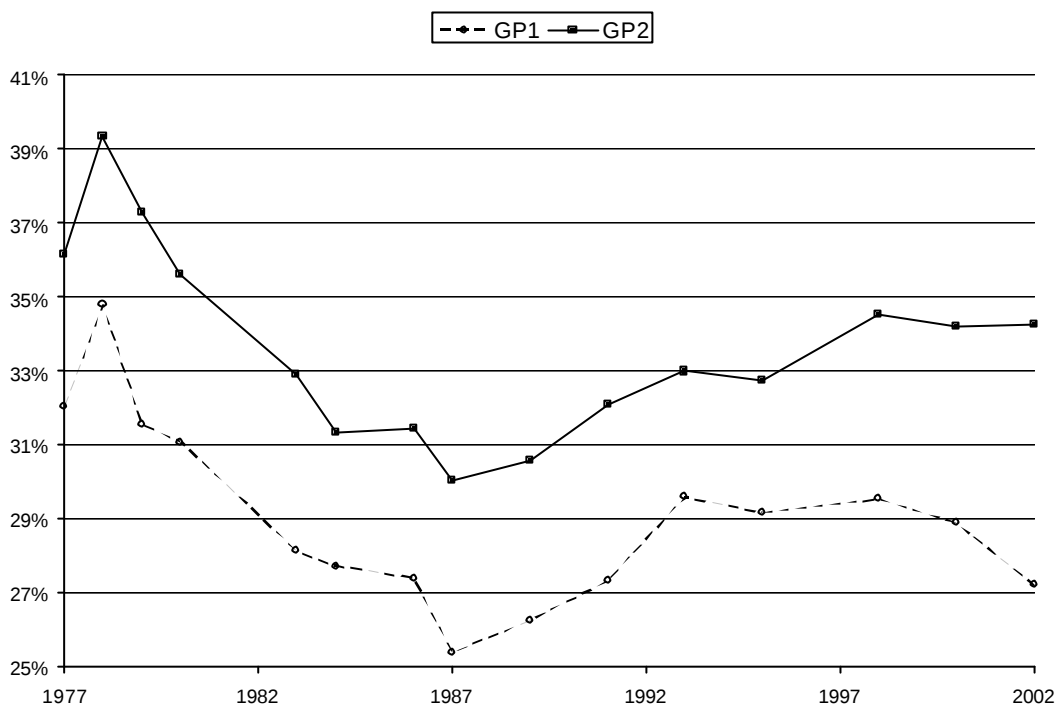


Nota: GP2: indice di Gini calcolato sui soli redditi da pensione (P2). GRP2: indice di Gini calcolato sui redditi equivalenti dei pensionati (P2). GRNP2: indice di Gini calcolato sui redditi equivalenti dei non pensionati.

La figura suggerisce alcune considerazioni. In primo luogo, sia la dinamica del reddito dei pensionati (RNP2), sia quella delle sole pensioni (P2) segue un andamento simile a quello dei redditi dei non pensionati (R1P2). Per tutte le tre variabili infatti vi è una prima fase (1977-1989) durante la quale gli indici di Gini scendono di quasi 10 punti percentuali indicando in modo chiaro una riduzione della disuguaglianza ed una seconda fase (1990-2002) in cui la disuguaglianza aumenta per raggiungere alla fine del periodo osservato valori non troppo distanti rispetto a quelli dai quali era partita. Tendenzialmente dunque sulla base di questa osservazione sembra che anche in Italia si possa riscontrare una sostanziale correlazione tra andamento nella dispersione dei redditi dei non pensionati (principalmente occupati con redditi da lavoro) e redditi dei pensionati. Questa evidenza sarebbe peraltro coerente con il fatto che nel periodo esaminato il sistema pensionistico abbia applicato la regola retributiva in base alla quale l'importo della pensione dipendeva in maniera molto stretta dal valore della retribuzione raggiunto negli ultimi anni di lavoro.

Meno intuitiva invece è la relazione tra l'andamento dell'indice di Gini delle pensioni (GP2) e quello dei redditi dei pensionati (GRP2).

Figura 12: Indice di Gini sui soli redditi da pensione dei pensionati (GP1) e della popolazione anziana (GP2).



Il fatto che il primo sia sempre maggiore del secondo deriva probabilmente dalla presenza, all'interno della definizione di pensionato adottata nella stima, di individui che pur avendo superato i 64 anni non percepiscono alcuna forma di pensione. In questo caso la definizione di reddito familiare equivalente consente di assegnare anche a questi individui una quota di reddito che invece nel caso delle pensioni non è presente.

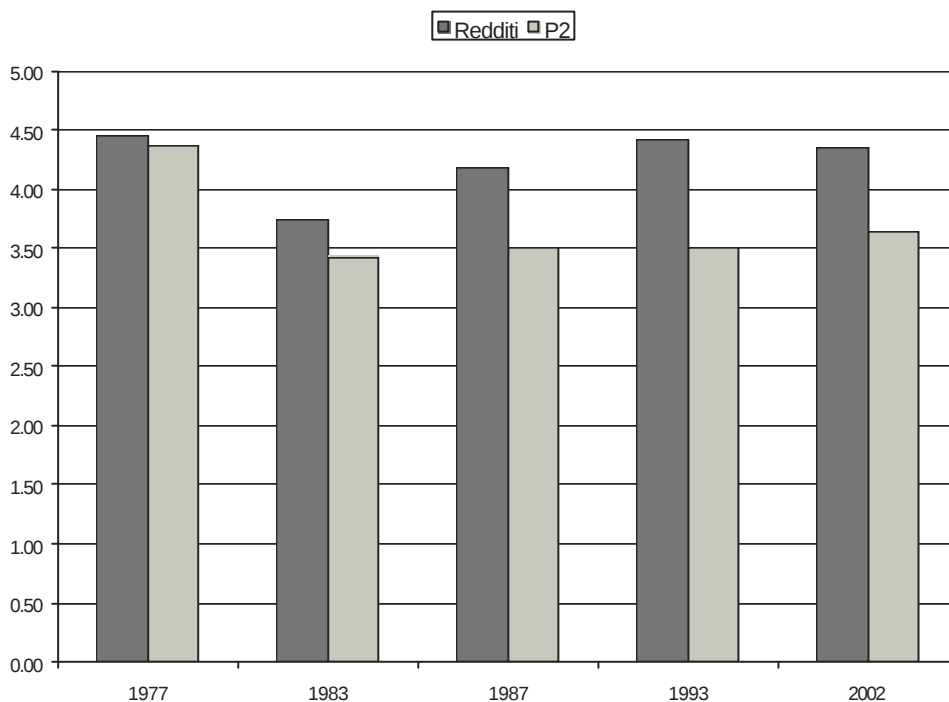
Per comprendere meglio la portata redistributiva delle pensioni nella figura 10 l'andamento dell'indice di Gini è esaminato con riferimento alle sole pensioni nel caso in cui i pensionati sono tutti gli individui con più di 64 anni (GP2) ed in quello in cui i pensionati sono tutti gli individui con più di 64 anni e con un reddito da pensione (GP1).

L'andamento delle due curve è molto simile. Tuttavia l'indice di Gini risulta più basso se misurato solo sugli anziani che percepiscono redditi da pensione. Di un qualche interesse è la dinamica leggermente differente dei due indici nel corso degli anni '90,

quando l'indice di Gini delle pensioni misurato solo sugli anziani che percepiscono una pensione (P1) mostra una tendenza a restare prima costante e poi a scendere nella fase finale. Pur con le cautele necessarie quando si utilizzano banche dati microeconomiche una parte di questo fenomeno potrebbe essere spiegata dalla maggiore attenzione riservata dal legislatore, a partire dalla metà degli anni '90, alla dinamica delle pensioni di importo più basso.

Qualche ulteriore informazione sulle caratteristiche distributive del sistema pensionistico italiano può essere dedotta dall'osservazione della figura 13 dove riportiamo, per alcuni anni del periodo osservato, il rapporto interdecilico calcolato per i redditi della popolazione e per quelli dei soli pensionati.

Figura 13: Rapporto interdecilico per i redditi e le pensioni dei pensionati (P2).



Il rapporto interdecilico in tutti gli anni considerati è inferiore quando misurato sui soli pensionati. Il risultato non deve ovviamente sorprendere. È infatti ragionevole ritenere che le componenti di reddito che determinano maggiore sperequazione nella distribuzione (capitale, impresa, etc.), siano presenti con minore intensità tra i pensionati rispetto alla

popolazione nel suo complesso. Un aspetto di maggiore interesse ci sembra sia quello relativo al valore assoluto del rapporto interdecilico. Pur con le difficoltà di comparazione tra i dati provenienti da indagini campionarie differenti nei confronti internazionali (Withehouse 2000) l'Italia è tra le nazioni per le quali la distanza tra il reddito del primo e dell'ultimo decile è più ampia.

La spiegazione di questo fenomeno potrebbe risiedere in parte nella forte eterogeneità delle regole e dei conseguenti trattamenti pensionistici prevalenti nella normativa previdenziale: è infatti noto che il settore pensionistico italiano ha elargito un numero molto elevato di trattamenti, molti dei quali di importo basso e che al FPLD la principale gestione pensionistica si affiancano una serie nutrita di gestioni minori che erogano trattamenti molto più generosi e quindi di importo notevolmente maggiore. Su questi aspetti torneremo nel paragrafo 4.

3.4 La povertà tra i pensionati

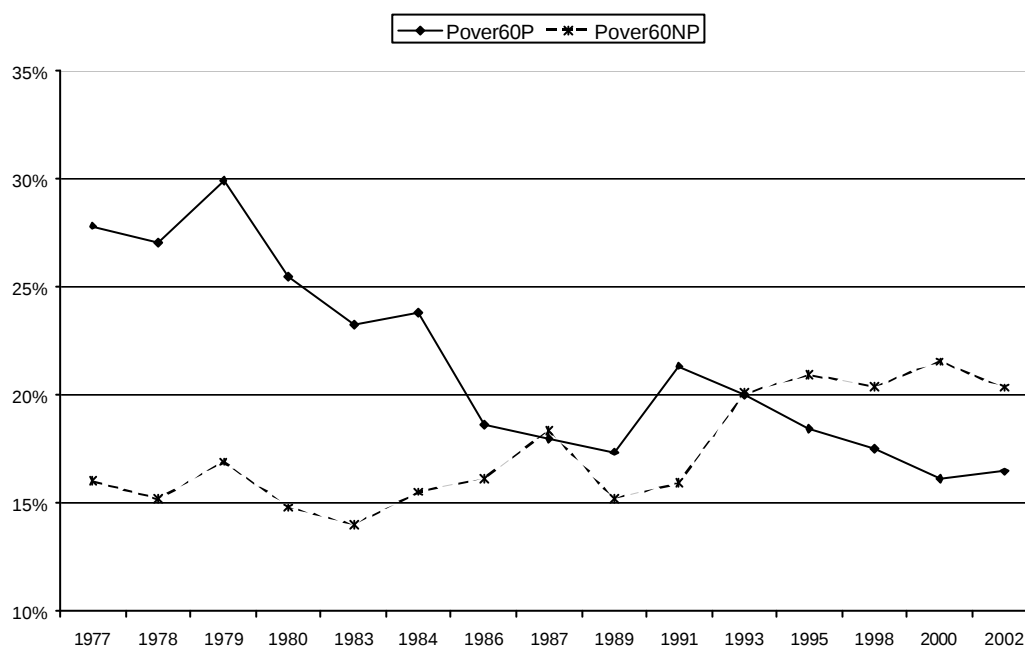
Nel periodo che va dal 1977 al 2002 la povertà in Italia ha avuto una dinamica non troppo differente da quella presentata per l'indice di Gini nel paragrafo precedente. Ad una prima fase di riduzione, terminata alla fine degli anni '80, è seguito un periodo in cui la diffusione del fenomeno della povertà ha ricominciato a crescere (Brandolini 1999, Istat 2001, Baldini 2001). I dati a nostra disposizione confermano sostanzialmente questo andamento per il totale della popolazione italiana, tuttavia esso sembra risultare dal sommarsi di andamenti divergenti della povertà per la popolazione anziana e per quella più giovane.

La povertà è un fenomeno multidimensionale, difficile da misurare ed interpretare. Le misure più utilizzate nell'analisi economica, principalmente di tipo monetario, non consentono di prendere in considerazione fattori importanti quali lo stato di salute, la partecipazione alla vita sociale, etc. Tuttavia anche sulla base dei soli indicatori statistici è possibile dare una definizione, seppure con un necessario grado di arbitrarietà, del fenomeno della povertà. Un indicatore molto utilizzato, anche per la sua semplicità, per definire il fenomeno è l'indice di diffusione della povertà (o rischio di povertà). Esso serve ad indicare la percentuale di individui che, all'interno di una popolazione e/o di un suo

sottoinsieme possono essere definiti “poveri”. Convenzionalmente un individuo è definito come “povero” se il suo reddito disponibile familiare equivalente è inferiore ad una certa soglia convenzionale chiamata appunto "linea della povertà". Ovviamente tale valore può essere definito sulla base di criteri diversi; nel presente lavoro noi utilizziamo la definizione adottata dall'Eurostat e per l'elaborazione dei "Piani nazionali per l'inclusione (1999)" dei paesi comunitari per i quali la linea della povertà corrisponde al 60% del reddito familiare equivalente mediano.

Le due figure seguenti descrivono le tendenze nella povertà tra i pensionati verificate sulla base delle informazioni campionarie della Banca d'Italia

Figura 14: Quota di individui sotto il 60% del reddito mediano equivalente tra i pensionati (P2) e i non pensionati (NP2).



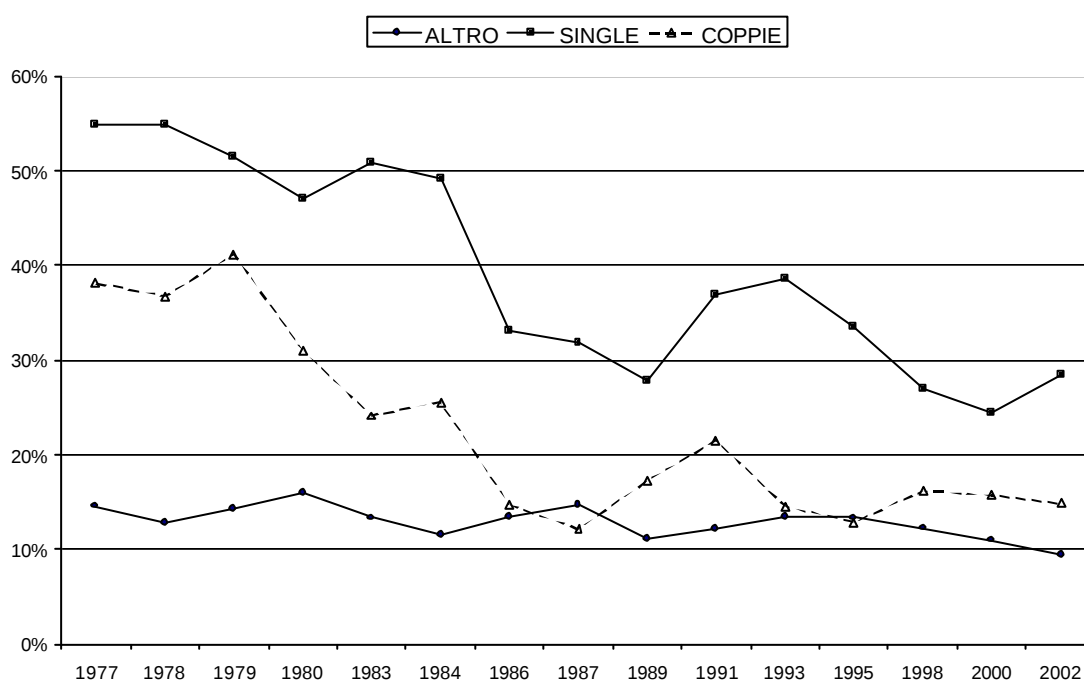
Nella figura 14 si mette a confronto la dinamica della povertà tra i pensionati e i non pensionati. Le due spezzate individuano una dinamica temporale differente per i due gruppi. Se per i pensionati si assiste ad una continua riduzione della diffusione della povertà, con l'eccezione del passaggio dalle osservazioni relative al 1989 a quelle relative al 1991, la dinamica del fenomeno per la popolazione complementare mostra un

comportamento sostanzialmente differente: costante nella prima parte dell'intervallo temporale e crescente nella seconda.

Può essere interessante verificare come la riduzione della diffusione della povertà si sia distribuita tra i pensionati in relazione alla tipologia familiare di appartenenza. A questo riguardo la figura 15 evidenzia che le due tipologie maggiormente interessate dalla riduzione della povertà sono stati i “single” e le coppie.

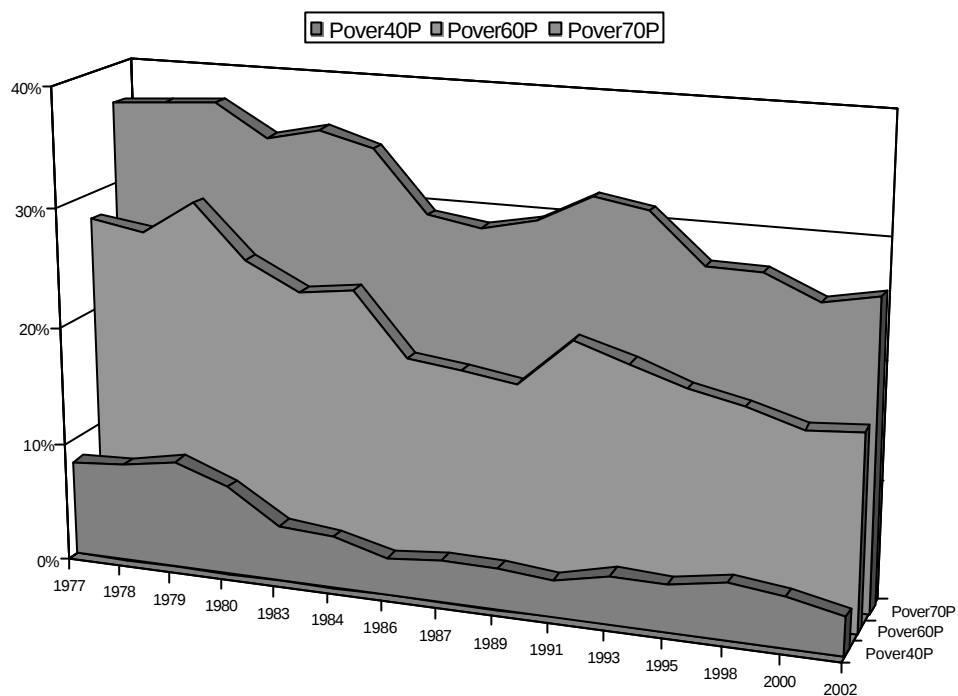
Nel primo caso l'indice di diffusione della povertà, pari al 55% all'inizio del periodo di osservazione, è sceso in maniera quasi continua per arrivare al 29% nel 2002. Si tratta sicuramente di un risultato positivo anche se occorre notare che questo valore pone questa tipologia socio-demografica su livelli ancora lontani dalla media nazionale e quindi li espone ad un rischio di povertà maggiore rispetto a quello della popolazione rimanente. Per le coppie di pensionati la riduzione nella diffusione della povertà è stata ugualmente intensa (dal 38% del 1977 al 15% del 2002) consentendo a questa tipologia di arrivare a valori comparabili con quelli della media nazionale.

Figura 15: Povertà per tipologia di pensionato

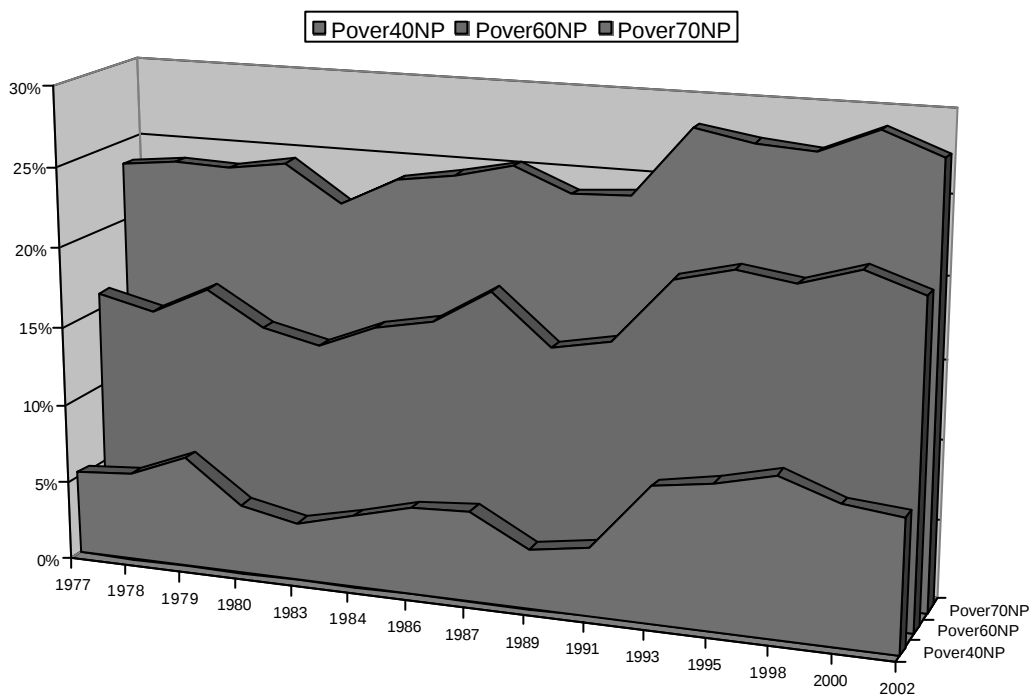


L'incidenza della povertà misurata con riferimento a differenti linee della povertà, presentata nella figura 16 non modifica in modo sostanziale il giudizio sulle tendenze di fondo. Nella figura sono presentate tre differenti linee della povertà calcolate, rispettivamente al 40%, al 60% e al 70% del reddito equivalente mediano. In tutti e tre i casi la riduzione della quota di pensionati "poveri" è evidente, anche se è più intensa con le due linee del 60% e del 70%. Notiamo invece un andamento completamente diverso è quello seguito dalle tre linee della povertà quando queste siano definite sulla popolazione complementare ai pensionati. In questo caso si nota una tendenza all'aumento della povertà che, a differenza dei pensionati, riguarda anche la linea di povertà del 40%. In altri termini, almeno sotto il profilo della capacità di assicurare ai suoi partecipanti un reddito minimo, il sistema pensionistico mostra una migliore efficacia rispetto ad altre forme di intervento pubblico volte a coprire dal rischio di povertà.

Figura 16: Linee di povertà al 40%, 60% e 70% del reddito equivalente mediano per pensionati (a) e non pensionati (b).



(a)



(b)

4. Analisi distributiva per tipologia di pensionato

In questo paragrafo analizziamo alcuni aspetti legati alla relazione tra l'impatto distributivo del sistema pensionistico italiano e la presenza al suo interno di forti elementi di eterogeneità nelle regole di computo della pensione, negli obiettivi perseguiti dal legislatore e nel livello medio dei trattamenti.

Fino a questo punto dell'analisi non abbiamo in alcun modo distinto tra le tipologie di pensione erogate dalle numerose gestioni che compongono il sistema previdenziale italiano. Tuttavia è noto che l'eterogeneità nei trattamenti è uno dei fattori caratteristici del sistema pensionistico italiano. Può allora essere rilevante scomporre la voce "pensioni" in sottoinsiemi che comprendano tipologie di trattamenti simili tra loro per importo oppure per tipologia. A questo fine, i dati relativi ai trattamenti pensionistici delle indagini della Banca d'Italia sono stati divisi in quattro differenti gruppi:

- i) le pensioni previdenziali erogate dall'Inps;
- ii) le pensioni previdenziali erogate dalle gestioni pensionistiche del settore pubblico;
- iii) le pensioni di tipo assistenziale;
- iv) le altre pensioni.

Rientrano nel primo gruppo i trattamenti di vecchiaia, invalidità e superstiti erogati dall'Inps ai lavoratori dipendenti, ai lavoratori autonomi ed a quelli delle altre gestioni che appartengono all'istituto. Nel secondo gruppo sono invece comprese le medesime tipologie di pensione quando queste sono erogate dall'Inpdap o direttamente dallo Stato. Le pensioni assistenziali comprendono quelle di invalidità civile, quelle di guerra e le pensioni sociali dell'Inps. Nella categoria residuale troviamo infine i trattamenti erogati dall'Inail, le pensioni private e i vitalizi e le pensioni estere. Si tratta di una classificazione sufficientemente coerente con l'obiettivo di mantenere una certa semplicità espositiva. Alcuni aspetti problematici potrebbero derivare dal fatto di considerare nella prima categoria sia le pensioni erogate ai lavoratori dipendenti che quelle per i lavoratori autonomi. Inoltre occorre ricordare che anche le pensioni integrate al minimo, poiché non facilmente individuabili nei dati, sono comprese nella prima tipologia, anche se forse la

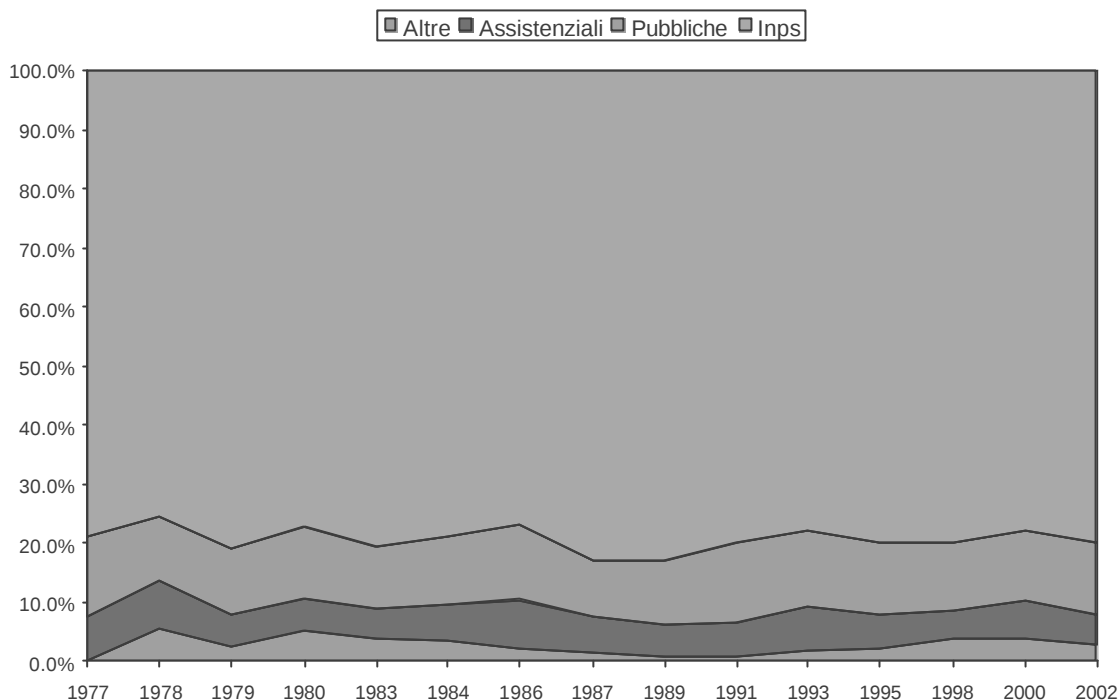
componente di integrazione al livello minimo potrebbe essere considerata spesa di tipo assistenziale.

Un secondo aspetto di rilievo, ai fini dell'analisi, è la misurazione del fenomeno delle seconde e terze pensioni. In Italia il livello medio dei trattamenti pensionistici non è particolarmente elevato rispetto a quello delle altre nazioni. In parte questo fenomeno potrebbe essere contrastato dal fatto che una percentuale non piccola dei pensionati riceve più di un trattamento. La presenza di seconde e terze pensioni è decisamente sottostimata nei dati della Banca d'Italia. Le cause di questa sottostima sono state analizzate nel paragrafo 2.2.

4.1 Posizione relativa per tipo di pensione

L'andamento temporale delle quote dei quattro gruppi di pensione (Inps, pensioni pubbliche, assistenziali e altre) non mostra nel periodo esaminato cambiamenti sostanziali. La dinamica delle quote relative è riportata nella figura 17. Rispetto ai dati ufficiali (Istat 1999) la quota delle pensioni Inps è più elevata a danno soprattutto delle pensioni assistenziali. La sottostima delle pensioni assistenziali può derivare da due fattori: in prima istanza è possibile che gli intervistati tendano ad aggregare l'importo dei trattamenti e a non dichiarare quello delle pensioni di importo minore, tipicamente quelle assistenziali. In secondo luogo nella classificazione adottata, nel caso in cui un pensionato riceva più di un trattamento, abbiamo mantenuto quello di importo maggiore.

Figura 17: Quote di pensioni Inps, pubbliche, assistenziali e di altro tipo.



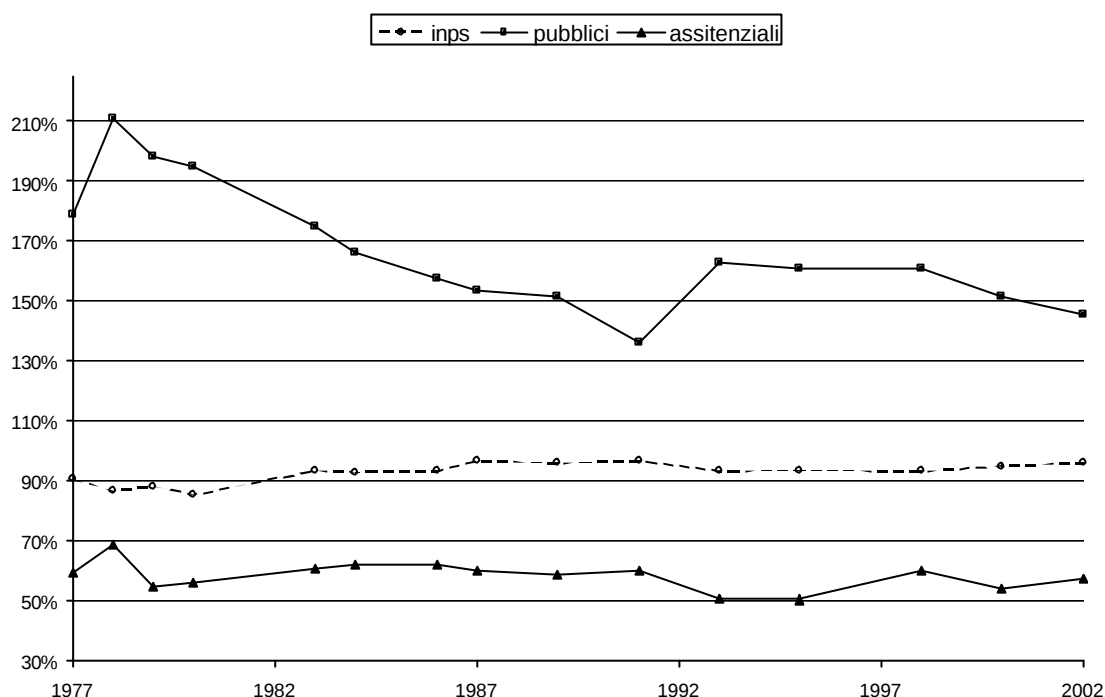
Nota: Nel caso in cui un individuo dichiara più di una pensione è classificato in base a quella che ha il trattamento più alto.

L'analisi dell'andamento degli importi relativi delle prime tre tipologie di pensione evidenzia una tendenziale riduzione nell'importo delle pensioni pubbliche rispetto al valore medio della pensione fino alla fine degli anni '80. Nel decennio successivo e fino al 2002 l'importo dei trattamenti riservati agli ex dipendenti del settore pubblico rimane comunque quasi sempre su valori superiori al 150% di quelli medi. Le altre due categorie non mostrano sostanziali cambiamenti: le pensioni Inps, così come classificate in questo paragrafo si mantengono intorno al 90% delle pensioni medie e quelle assistenziali tra il 50% e il 60%.

La dinamica dei redditi equivalenti famigliari dei pensionati classificati in base alla tipologia della pensione principale viene descritta dalla figura 19 che suggerisce qualche considerazione sul ruolo delle differenti tipologie di pensione nel determinare il reddito equivalente dei pensionati. Anche se le oscillazioni delle linee che descrivono nella figura sono presumibilmente causate dalla relativamente esigua numerosità campionaria dei

pensionati pubblici e assistenziali, ci sembra che si possa affermare che il rapporto nel tenore di vita, misurato dall'andamento del reddito equivalente, non sia sostanzialmente cambiato in termini relativi tra i tre gruppi.

Figura 18: Valore medio dell'importo delle pensioni Inps, pubbliche e assistenziali rispetto alla pensione media.

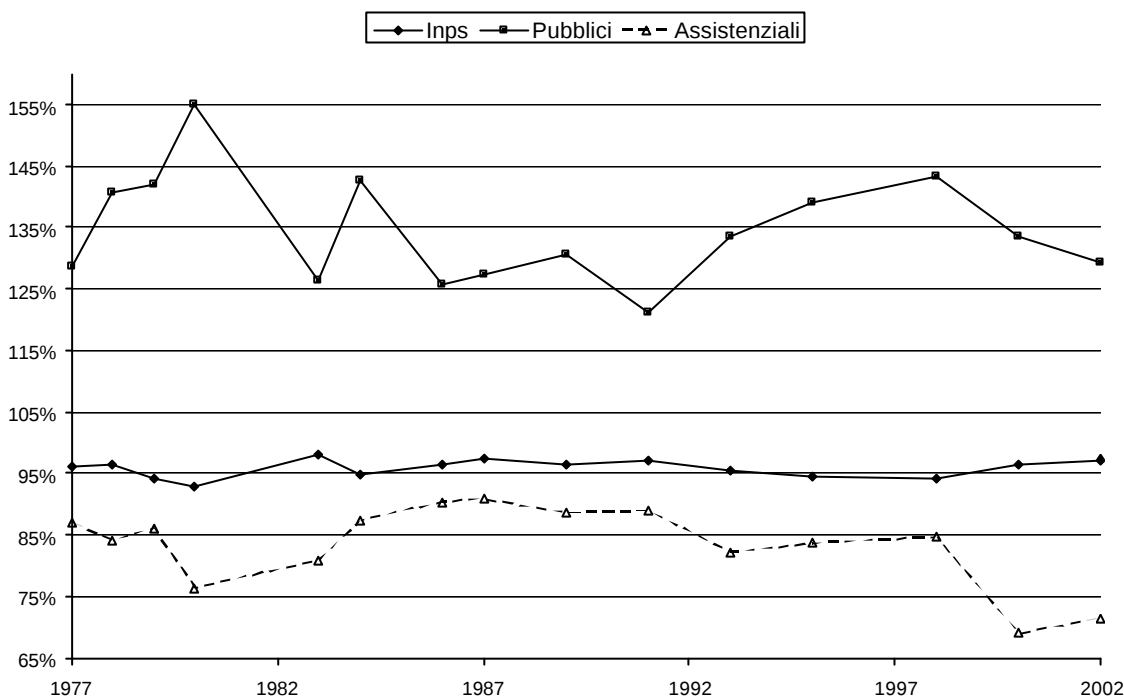


Ci sono però alcuni aspetti che sembrano significativi. Il primo è la condizione decisamente migliore nella quale si trovano i pensionati del settore pubblico rispetto agli altri due gruppi. Si noti a questo riguardo che il rapporto tra pensione pubblica e pensione media è più alto rispetto al rapporto tra il reddito equivalente dei pensionati pubblici e il reddito equivalente dei pensionati. Il secondo è il fatto che il reddito equivalente dei pensionati assistenziali non risulti troppo inferiore a quello dei pensionati Inps, nonostante l'importo delle pensioni assistenziali sia, come abbiamo visto, molto più basso rispetto a quello delle altre due tipologie.

La ragione di questo recupero dei pensionati assistenziali rispetto agli altri potrebbe dipendere dalla più bassa numerosità delle unità famigliari (tipicamente più anziane e meno

numerose) e ci sembra costituisca una conferma ai dati distributivi presentati nel paragrafo precedente.

Figura 19: Valore medio del reddito equivalente di individui con pensione Inps, pubblica o assistenziale rispetto al reddito equivalente medio dei pensionati.



Un approfondimento sulla posizione delle tre principali tipologie di pensionati esaminate in questo paragrafo viene presentata nelle tabelle successive. In ogni tabella abbiamo riportato, per alcune coppie di anni, la distribuzione dei pensionati quanto questi sono ordinati per quintili in base al loro reddito equivalente. Ad esempio il primo numero in alto a sinistra della tabella 6 indica che il 33,3% dei pensionati con trattamenti di tipo assistenziali presenti nelle due indagini del 1977 e del 1978 si trovavano nel primo quintile di reddito equivalente. Questo modo di classificare i dati implica naturalmente che la somma per ogni colonna sia pari al 100%.

Passando al commento delle tre tabelle seguenti ci sembra significativo l'aumento della quota di pensionati di tipo assistenziale che si trova nel primo quintile. In generale per questa tipologia e per tutto il periodo esaminato più di metà dei pensionati si trova nel 40% più povero dei pensionati. Specularmene opposta è la condizione dei pensionati pubblici

che in media si trovano nei due quintili più alti. Molto bassa è la presenza di pensionati pubblici nel primo quintile. Molto più equidistribuiti tra i quintili sono invece i pensionati Inps.

Tabella 5: Distribuzione per quintile di reddito equivalente dei pensionati con trattamenti assistenziali (a), pubblici (b) e Inps (c). Vari anni.

	77-78	87-89	93-95	00-02
1	33.3%	28.7%	35.4%	47.5%
2	22.6%	24.6%	22.9%	21.8%
3	17.7%	14.1%	14.2%	12.7%
4	14.2%	21.8%	15.2%	9.8%
5	12.2%	10.8%	12.4%	8.2%
	100%	100%	100%	100%

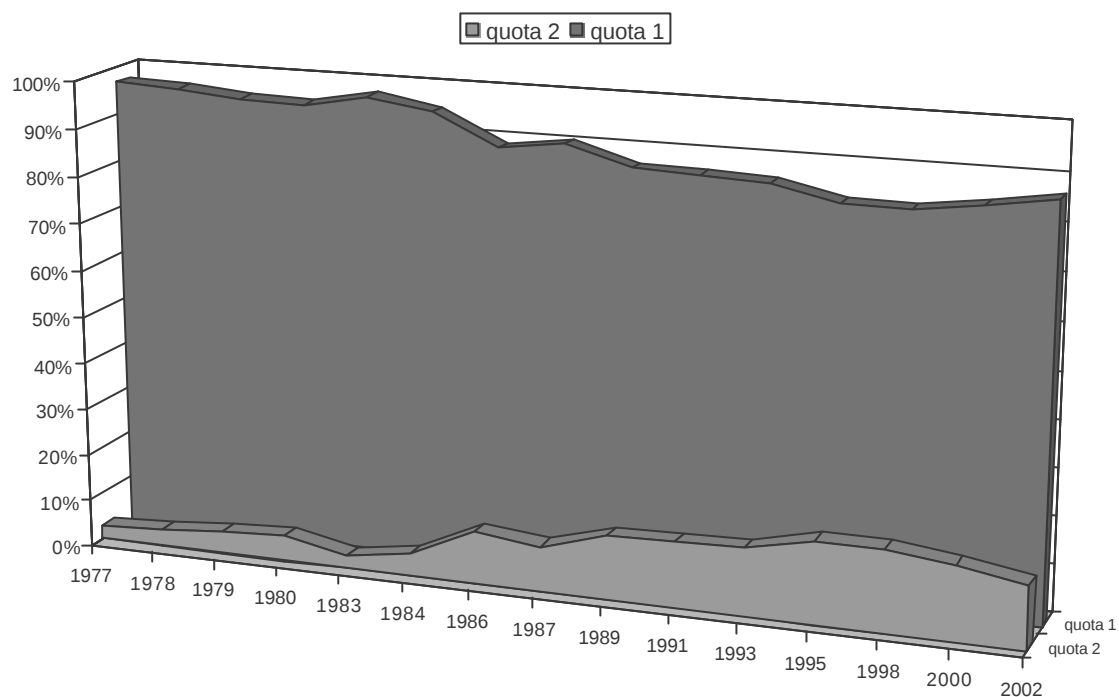
	77-78	87-89	93-95	00-02
1	8.4%	6.6%	8.2%	5.8%
2	10.4%	14.5%	10.0%	10.1%
3	20.9%	16.2%	15.5%	21.5%
4	23.8%	25.7%	30.8%	25.6%
5	36.5%	37.0%	35.4%	36.9%
	100%	100%	100%	100%

	77-78	87-89	93-95	00-02
1	22.5%	22.7%	21.7%	20.0%
2	21.6%	21.8%	22.9%	22.4%
3	18.8%	20.7%	21.9%	20.6%
4	20.1%	18.8%	18.3%	19.9%
5	17.0%	16.1%	15.4%	17.1%
	100%	100%	100%	100%

4.2 Analisi per numero di pensioni

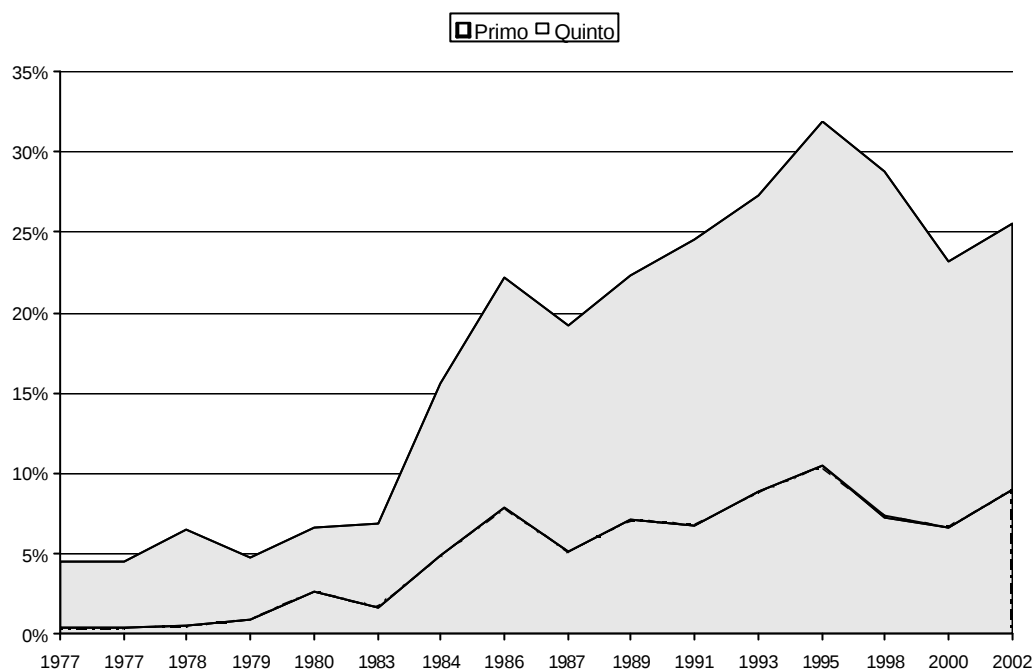
Il fenomeno delle pensioni doppie o triple è spesso indicato come fattore di sperequazione etc. Dai dati Bi non emerge la presenza di forti percentuali di pensionati con molte prestazioni. Come abbiamo già sottolineato il fenomeno delle doppie e triple pensioni potrebbe risultare sottostimato nei dati campionari.

Figura 20: Quota di pensionati con un solo trattamento (quota1) o con più di un trattamento pensionistico (quota2).



Tuttavia, le due figure presentate in questa sezione consentono di verificare che il fenomeno delle doppie e triple pensioni risulta molto più accentuato nella seconda parte del periodo esaminato quando la quota di individui pensionati con più di un trattamento liquidato inizia a superare stabilmente il 10% del totale.

Figura 21: Percentuale di pensionati con più di un trattamento nel primo e nell'ultimo quintile di reddito equivalente.



Il ruolo della numerosità dei trattamenti nel determinare la posizione di un individuo pensionato nella distribuzione del reddito può infine essere apprezzato nella figura 20, dove riportiamo la quota di individui che, avendo due o più trattamenti pensionistici, si trovano nel primo o nell'ultimo quintile del reddito equivalente.

PARTE SECONDA

GLI EFFETTI REDISTRIBUTIVI DEL PASSAGGIO AL SISTEMA CONTRIBUTIVO (2002-2050)

*Un'analisi con il modello di microsimulazione
a popolazione dinamica del Capp*

1. Introduzione

Un'analisi distributiva delle riforme pensionistiche che sono state realizzate in Italia nel corso degli anni '90 necessita contemporaneamente di indicatori statici e di indicatori dinamici. La natura stessa dei sistemi pensionistici, in particolare di quelli a ripartizione, suggerisce infatti due chiavi di lettura rispetto alla misurazione degli effetti distributivi delle riforme: una uniperiodale ed una intertemporale. Nella prima il sistema pensionistico è interpretato come un meccanismo di trasferimento di reddito corrente dalle generazioni attive a quelle in pensione; nella seconda invece diventano cruciali le caratteristiche del sistema che rendono possibile il trasferimento intertemporale del reddito nel ciclo di vita di un individuo. Le due prospettive non devono essere viste come alternative; al contrario solo una loro integrazione offre una visione più completa del funzionamento dei sistemi pensionistici e dei suoi effetti distributivi.

Per questa ragione nella seconda parte del rapporto, il cui obiettivo è la produzione di una serie di indicatori capaci di interpretare l'andamento prospettico del sistema pensionistico italiano, utilizziamo un modello di microsimulazione a popolazione dinamica. Questa tipologia di modello, che verrà brevemente descritta nell'ambito più generale della

famiglia dei modelli di microsimulazione nel paragrafo 2, è quella che meglio consente una valutazione del sistema pensionistico secondo le due prospettive delineate sopra.

Il modello, partendo dalle informazioni dell'indagine campionaria sui bilanci delle famiglie italiane della Banca d'Italia del 2002, dopo una serie di accorgimenti volti a rendere la popolazione il più possibile rappresentativa delle condizioni socio economiche effettive dell'universo di riferimento nell'anno base, proietta gli individui e quindi la popolazione vivente negli anni successivi, simulando le principali probabilità di transizione per differenti stati demografici ed economici. In particolare il modello consente la previsione, per il periodo 2002-2050, dei redditi futuri, sia di lavoro che di pensione, degli individui che hanno un'età compresa tra i 12 e i 100 anni nell'anno di base. In pratica per ciascun individuo del data set di partenza vengono simulati i percorsi di istruzione, quelli lavorativi e reddituali futuri, e successivamente il reddito da pensione. Questo viene calcolato sulla base del particolare regime normativo che si applica a ciascun lavoratore, sulla base della data della sua entrata nel mercato del lavoro, della sua gestione pensionistica ed alla luce delle riforme che sono intervenute nel settore pensionistico tra il 1992 e il 2004.

I risultati della simulazione permettono di calcolare la disuguaglianza dei redditi da pensione, sia in ciascun anno (disuguaglianza sui redditi annuali, o cross-section), che nel corso dell'intero ciclo vitale (disuguaglianza sui redditi life-cycle). Infatti il modello ricostruisce, anno per anno fino al 2050, la popolazione che accederà al pensionamento e rende perciò possibile una lettura dei dati, sia di tipo trasversale (la popolazione e il reddito annuale da pensione dei pensionati), sia di tipo intertemporale (la somma dei contributi versati e delle pensioni ricevute da individui nati ed entrati nel mercato del lavoro in periodi differenti).

Occorre a questo punto chiarire un importante aspetto: il confronto tra i risultati prodotti dal modello e le stime presentate nella prima parte di questo rapporto, seppure utile, non appare, almeno in questo stadio di avanzamento della ricerca, del tutto adeguato. Occorre infatti ricordare che i dati della prima parte del rapporto non sono l'esito di simulazioni, bensì si limitano a misurare indici di tipo distributivo su redditi, da lavoro, pensione e capitale, al netto dell'imposta personale sul reddito, così come sono misurati nell'archivio storico dell'indagine della Banca d'Italia. All'interno della popolazione dei pensionati essi consentono di evidenziare come, soprattutto per i primi quattro quintili della

popolazione dei pensionati, il reddito da pensione sia la componente preponderante nella composizione del reddito familiare equivalente. Questa, di fatto, è la componente che viene ricostruita, al lordo dell'imposta personale sul reddito, dal modello dinamico per il periodo 2002-2050. Le stime e gli indicatori distributivi che verranno presentati in questa seconda parte del rapporto dunque non forniscono alcun tipo di valutazione relativamente alla distribuzione del reddito tra i pensionati e le loro famiglie, ma si concentrano sugli effetti distributivi delle riforme pensionistiche sui soli redditi da pensione. Evidentemente nel caso in cui la quota di questi sul totale dei redditi delle famiglie dei pensionati dovesse rimanere in futuro costante, i giudizi di tipo distributivo espressi in questo lavoro potrebbero avere una valenza più generale. Al contrario mutamenti nelle quote dei redditi delle famiglie dei pensionati (ad esempio causate da una crescita della componente relativa ai redditi di capitale e/o ai redditi da lavoro) potrebbero comportare evoluzioni distributive anche significativamente differenti da quelle descritte nel seguito del lavoro.

La seconda parte del rapporto è organizzata in questo modo. Nel secondo paragrafo forniamo una sintetica panoramica dei principali tipi di modelli di microsimulazione utilizzati per l'analisi degli effetti distributivi delle politiche fiscali. Nel paragrafo 3 descriviamo le caratteristiche e la struttura del modello di microsimulazione dinamica utilizzato in questa ricerca. Il paragrafo 4 è dedicato ad un'esposizione dettagliata delle modalità con cui abbiamo simulato il progressivo passaggio al sistema contributivo nel periodo 2002-2050. Il paragrafo 5 infine analizza e discute gli effetti distributivi di ottica uniperiodale e lifecycle attesi a seguito delle riforme pensionistiche. Nell'ultimo paragrafo insieme all'analisi e alla discussione della simulazione di base sono presentati anche una serie di stime volte a testare la sensibilità dei risultati a possibili futuri cambiamenti nelle decisioni relative all'età di pensionamento e/o ad aggiustamenti nella normativa pensionistica quali ad esempio quelli relativi alle regole di indicizzazione delle pensioni, alla modifica dei coefficienti di trasformazione e all'eventuale accelerazione del processo di convergenza verso il sistema contributivo.

2. *I modelli di microsimulazione: le principali tipologie e le loro applicazioni.*

La modellistica di microsimulazione è raggruppabile in tre grandi famiglie: i modelli di microsimulazione statici, quelli a popolazione dinamica e quelli a coorte dinamica. La differenza tra questi tre tipi di modello dipende non solo dalle diverse metodologie di analisi, ma soprattutto dalle domande a cui possono dare risposta: si tratta infatti di modelli alternativi, che solo in parte presentano sovrapposizioni nei risultati ottenibili.

I *modelli statici* costituiscono la tipologia più utilizzata per studiare la disegualianza e la povertà o per valutare gli effetti distributivi immediati, o di impatto, delle politiche economiche; sono basati su un'indagine campionaria *cross section* rappresentativa dell'universo di riferimento (in Italia, l'indagine biennale della Banca d'Italia sui bilanci delle famiglie o l'indagine annuale Istat sui consumi delle famiglie) e permettono di considerare un grande numero di caratteristiche socio-demografiche. Su questi campioni vengono riprodotte in dettaglio le caratteristiche istituzionali dei sistemi correnti di imposizione e sicurezza sociale, o loro possibili variazioni, di cui quindi diventa possibile valutare gli effetti distributivi, sull'intero *dataset* o su singoli gruppi della popolazione.

Questi modelli vengono detti statici non solo perché le grandezze in essi rilevate fanno riferimento ad un singolo istante nel tempo o ad un periodo comunque limitato, ma anche perché solitamente non incorporano la possibilità di reazioni degli operatori rispetto a variazioni dei parametri che presumibilmente ne influenzano il comportamento. Questi modelli sono quindi adatti per cogliere gli effetti di impatto delle politiche fiscali.

Dal momento che le indagini campionarie vengono rese disponibili dagli istituti di rilevazione solo con un certo ritardo, e che la scrittura dei programmi di un modello può impegnare i ricercatori per parecchio tempo, non è infrequente che i modelli statici facciano uso di campioni vecchi anche di cinque o più anni; inoltre, molte rilevazioni non sono condotte con periodicità annuale.

Per mantenerne la rappresentatività rispetto alla popolazione di riferimento, o per effettuare previsioni circa fenomeni demografici futuri, alle unità campionarie viene attribuito un peso variabile a seconda dell'evoluzione demografico-economica riscontrata o prevista nella popolazione. Tale procedura è definita *static ageing*, o *reweighting*; è inoltre

necessario provvedere periodicamente all'aggiornamento di tutte le variabili espresse in termini monetari per tenere conto dell'inflazione.

Quasi tutti i paesi dell'Unione Europea possiedono oggi modelli di microsimulazione statici applicati alle rispettive realtà nazionali¹⁵. I modelli nazionali si differenziano tra loro sotto una molteplicità di aspetti: banche dati di riferimento “*micro*”, unità di analisi, regole di aggiustamento e aggiornamento dei dati, linguaggi di programmazione, strutture dei vari moduli, gradi di copertura dell'insieme delle politiche pubbliche, criteri di validazione dei risultati, ecc.. E' quindi difficile effettuare un confronto dei risultati con essi ottenibili. Per cercare di superare il problema della eterogeneità dei modelli relativi alle diverse esperienze nazionali, e per poter effettuare simulazioni a livello sovranazionale, negli ultimi anni alcuni centri di ricerca europei, coordinati dalla *Microsimulation Unit* dell'Università di Cambridge, hanno costruito un modello di microsimulazione, Euromod, che studia gli effetti distributivi delle politiche tributarie e di trasferimento di tutti i paesi dell'Unione (e di loro ipotetiche riforme), costruito secondo criteri omogenei e comuni, che coinvolgono sia la parte di raccolta e sistemazione dei microdati grezzi che quella di costruzione dei programmi (Sutherland 2001). In questo modo diventa possibile effettuare simulazioni che hanno come campo di applicazione tutti i cittadini dell'Unione Europea.

La seconda grande tipologia di modelli di microsimulazione è quella *a popolazione dinamica*. Questi modelli utilizzano un'indagine *cross section*, ma proiettano nel futuro le caratteristiche delle microunità, permettendo quindi di analizzare l'evolversi della struttura socio-demografica della popolazione e gli effetti delle politiche pubbliche in un'ottica dinamica. Se le caratteristiche della popolazione sono soggette a rapidi mutamenti, è chiaro che un approccio esplicitamente dinamico presenta sostanziali vantaggi rispetto ai modelli statici. In questi modelli gli individui della popolazione sono sottoposti, periodo dopo periodo, ad una serie di probabilità di passaggio tra stati, secondo un processo di aggiornamento delle caratteristiche individuali che, in contrapposizione a quello del primo

¹⁵ Nel Regno Unito, per esempio, i due modelli più affermati sono *Polimod*, sviluppato presso l'Università di Cambridge (Redmond, Sutherland e Wilson 1998), e *Taxben*, gestito dall'*Institute for Fiscal Studies* di Londra (www.ifs.org.uk). In Francia si può citare il modello *Sysiff* del Delta di Parigi (Bourguignon et al. 1988), in Irlanda il modello *Switch* dell'Esri di Dublino (www.esri.ie). In Svezia, il modello *Microhus* dell'Università di Uppsala incorpora anche alcune reazioni comportamentali individuali rispetto al cambiamento delle politiche (www.nek.uu.se). Al di fuori dell'Europa, vanno senz'altro citati il modello statico *Stinmod*, messo a punto presso il centro di ricerca Natsem dell'Università di Canberra (www.natsem.canberra.edu.au) e i modelli costruiti nei dipartimenti dell'amministrazione pubblica Usa.

gruppo, è definito di *dynamic ageing*. Se ad esempio si vuole verificare se un'unità presente nel campione al tempo t lo sarà anche al tempo $t+1$, la probabilità di morte associabile a questa unità (sulla base dell'età, del sesso, e di quante altre variabili siano correlabili alla mortalità secondo pubblicazioni statistiche ufficiali o altre fonti informative) viene confrontata con un numero casuale tratto da una distribuzione uniforme definita sull'intervallo 0-1: se il numero estratto è inferiore o uguale a tale soglia, l'individuo esce dal campione, se invece è superiore, vi rimane, invecchiato di un anno. Dopo la mortalità, vengono simulati tutti gli altri principali eventi che possono riguardare le vicende familiari o lavorative, attraverso la generazione di altri numeri casuali, ovviamente variabili di periodo in periodo e tra individui. Alcuni individui escono dal campione dopo il passaggio attraverso il modulo della mortalità, mentre una famiglia può vedere incrementata la propria numerosità dopo la nascita di un figlio, il capofamiglia può perdere o cambiare lavoro, e così via in ciascun periodo. Le probabilità associate ai vari moduli sono tratte da una vasta pluralità di fonti, dalle pubblicazioni ufficiali a stime ed elaborazioni su dati campionari. Zaidi e Rake (2002) presentano una rassegna dei principali modelli dinamici utilizzati in europa, Nord America ed Australia.

Se infine l'attenzione del ricercatore si concentra solo su problemi di tipo *life cycle*, può essere sufficiente considerare una sola coorte, anche perché la simulazione dei percorsi di vita di un'intera popolazione di individui di età diverse operata da un modello a popolazione dinamica risulta dispendiosa e complessa. L'alternativa più conveniente è rappresentata dai *modelli a coorte dinamica*, che simulano gli eventi riguardanti un gruppo di individui nati nello stesso periodo, dalla nascita alla morte dell'ultimo componente. A differenza dei modelli a popolazione dinamica, i modelli a coorte dinamica generano al computer i membri della popolazione studiata (senza sfruttare alcuna *cross section* per definire il punto di partenza del processo) simulandone quindi tutti i principali eventi socio-demografici ed economici. Un'alternativa (che forse avrebbe l'effetto di mitigare le perplessità istintivamente suscitate dalla «creazione» del campione ad opera del computer) potrebbe consistere nel selezionare, da una indagine campionaria, un sottoinsieme di famiglie con capifamiglia aventi la stessa (giovane) età, simulandone le vicende per il resto della vita (continuando a seguire solo il capofamiglia e non gli altri membri in caso di dissoluzione del nucleo familiare). I risultati non sarebbero probabilmente molto diversi poiché, come sottolineato, l'aspetto cruciale della microsimulazione dinamica consiste nel

processo di «invecchiamento» delle unità, e sotto questo profilo non vi sarebbero differenze. La procedura di invecchiamento delle microunità è simile a quella utilizzata nei modelli a popolazione dinamica. I modelli a coorte dinamica fino a questo momento sviluppati non sono molto numerosi. Presso la *London School of Economics* è stato costruito all'inizio degli anni '90 un modello, denominato *Lifemod*, avente l'obiettivo di studiare problemi distributivi di ciclo di vita connessi all'operare del welfare state britannico (Falkingham e Hills 1995); in parte, *Lifemod* è basato sul lavoro di Harding (1993), che nella stessa sede ha sviluppato un modello applicato alla realtà australiana.

2.1 I modelli di microsimulazione in Italia

La storia dei modelli di microsimulazione italiani è relativamente recente, dal momento che i primi tentativi di costruzione di modelli statici possono essere fatti risalire alla metà degli anni '80 (Lugaresi 1990). E' solo in quel periodo, infatti, che le principali banche dati microeconomiche vengono rese disponibili ad utenti esterni ai centri di rilevazione. A partire dallo stesso periodo si registra inoltre un crescente interesse per gli effetti distributivi provocati da interventi di modifica delle voci di prelievo e spesa del bilancio pubblico, divenuti sempre più frequenti. La prima analisi della distribuzione del carico tributario complessivo risale a Marenzi (1989): il risultato principale, non diversamente da quanto rinvenuto su altre economie avanzate¹⁶, consiste nella sostanziale proporzionalità rispetto al reddito familiare del carico complessivo, causata dal bilanciarsi dell'effetto progressivo delle imposte sul reddito e di quello regressivo delle imposte sui consumi. Numerose analisi successive sono state dedicate sia all'approfondimento di aspetti specifici del sistema tributario (Irpef, contributi sociali, Iva, altre indirette), che allo studio degli effetti di possibili ristrutturazioni della configurazione vigente del sistema, ad esempio il passaggio ad un'Irpef con solo una o due aliquote, o l'introduzione dei redditi da capitale nella sua base imponibile, o l'armonizzazione comunitaria delle aliquote Iva (Bernardi 1996). Molto lavoro resta comunque ancora da fare, ad esempio relativamente alla possibilità di studiare in un solo modello omogeneo sia le imposte dirette che quelle indirette, all'inclusione nel modello di microsimulazione dei trasferimenti sia in denaro che

¹⁶ Ad esempio da Pechman e Okner (1974) per gli Usa.

in natura, alla valutazione di possibili riforme radicali dei sistemi di imposizione e trasferimento (minimo vitale, dividendo sociale, ecc.), e soprattutto all'introduzione di possibili effetti di reazione comportamentale.

Tra le prospettive di sviluppo più promettenti dei micromodelli, si deve sottolineare l'interesse per la creazione di modelli di simulazione degli effetti distributivi delle politiche pubbliche a livello locale. Il processo di trasferimento dei poteri dagli enti centrali a quelli locali, in corso ormai da tempo, rende infatti sempre più urgente valutare le conseguenze delle scelte tributarie e di trasferimento operate dagli enti decentrati. La costruzione di modelli di simulazione basati su microdati rappresentativi di realtà locali potrebbe fornire agli stessi enti locali importanti strumenti conoscitivi di guida per le scelte future. Ad oggi, il maggiore ostacolo allo sviluppo di questi modelli è la mancanza di dati rappresentativi di sottoinsiemi della popolazione italiana; l'indagine Banca d'Italia, ad esempio, è rappresentativa solo dell'intera popolazione italiana. Prime indagini campionarie condotte a livello regionale o provinciale permettono di superare questo limite (Irpet 2004; Baldini, Bosi e Silvestri 2004).

Attualmente, i centri di ricerca che utilizzano correntemente modelli di microsimulazione statici sono il Capp¹⁷ (Baldini 2000) l'Isae, l'Istat (Proto 1999) e il Cer (De Vincenti e Pollastri 2004). Quanto ai modelli dinamici, un dettagliato modello di microsimulazione a popolazione dinamica è stato sviluppato dalle Università di Parma e Pisa (Vagliasindi 2004). Ando e Nicoletti Altimari (2004) propongono un modello a popolazione dinamica per l'Italia che utilizza i dati delle indagini campionarie della Banca d'Italia e analizza le problematiche macroeconomiche e di finanza pubblica attese a seguito dell'invecchiamento della popolazione italiana. Un modello a coorte dinamica è infine presentato in Baldini (1997).

¹⁷ Si veda il sito <http://www.capp.unimo.it>.

3. *Il modello di microsimulazione a popolazione dinamica del Capp*

In questo paragrafo presentiamo la struttura del modello di microsimulazione utilizzato dal Capp nell'ambito di questa ricerca e discutiamo le principali ipotesi necessarie per passare dal data set iniziale ai dati che hanno reso possibile la simulazione degli effetti distributivi delle riforme pensionistiche nel periodo che va dal 2002 al 2050. Il modello utilizzato rientra nella seconda tipologia presentata nel paragrafo 2, quella dei modelli a popolazione dinamica. Come anticipato nell'introduzione, il modello non ha l'ambizione di proiettare nel futuro le vite dell'intera popolazione presente nel primo anno della simulazione e di aggiungere ad essi i nuovi nati, dal momento che l'obiettivo della ricerca è l'analisi distributiva sul reddito da pensione dei pensionati attuali e di quelli futuri. È però essenziale simulare in dettaglio i percorsi reddituali di tutti gli individui che possono diventare pensionati entro il 2050¹⁸: ipotizzando che alla fine del periodo di simulazione, il 2050, il pensionato più giovane non possa avere meno di 60 anni, questo significa che il modello deve simulare la carriera retributiva di individui che al più tardi sono nati nel 1990, ovvero di coloro che nel data base di partenza hanno 12 anni. Ai fini della ricerca non è quindi necessario "generare" artificialmente nuove nascite e quindi giovani lavoratori perché essi si ritireranno dal mercato del lavoro oltre il 2050.

Il modello acquisisce alcune informazioni relative alla crescita delle variabili macroeconomiche di interesse da fonti esterne. In particolare la dinamica aggregata della produttività del lavoro ed il tasso di crescita reale del Pil sono quelli utilizzati dal modello di previsione della spesa pensionistica della Ragioneria Generale dello Stato (2004): questa scelta presenta il vantaggio di rendere compatibili i risultati distributivi del nostro modello

¹⁸ Il modello di microsimulazione esistente che si avvicina di più al nostro caso è PENSIM, utilizzato dal Department of Social Security britannico. Per l'Italia Borella e Coda Moscarola (2004) hanno presentato un modello di microsimulazione dinamica per la stima dell'impatto distributivo del sistema pensionistico. Tuttavia, a differenza di quello utilizzato nell'ambito di questa ricerca, il modello di Borella e Coda Moscarola simula la dinamica retributiva e la storia pensionistica di un numero ridotto di "coorti" rappresentative e considera principalmente indicatori di tipo intertemporale, quali ad esempio il tasso interno di rendimento del sistema pensionistico o il Net Present Value Ratio.

con scenari macroeconomici “ufficiali” e spesso utilizzati nell’ambito del dibattito di politica economica relativi all’evoluzione di medio-lungo termine del sistema pensionistico.

Le informazioni sociali, demografiche ed economiche del primo anno della simulazione sono tratte dall’indagine sui bilanci delle famiglie italiane del 2002 realizzata dalla Banca d’Italia (BdI02). A partire da queste informazioni e sulla base di procedure di transizione probabilistiche, che verranno illustrate in dettaglio nel seguito del paragrafo, il modello simula l’evoluzione della popolazione di età superiore a 12 anni e dei redditi da lavoro degli attivi fino al 2050. Sulla base della stima dei redditi da lavoro, al lordo dell’imposizione personale, il modello calcola poi, con riferimento a scenari alternativi rispetto alle modalità di uscita dal mercato del lavoro, i trattamenti pensionistici di tipo previdenziale (lavoro e superstiti) dei lavoratori dipendenti del comparto pubblico e privato e dei lavoratori autonomi e di quelle assistenziali, per la sola componente definita dalle pensioni sociali e, in futuro, dagli assegni sociali.

Come ricordato nel paragrafo precedente il vantaggio principale del modello risiede nella possibilità che esso offre, una volta calcolati gli importi delle pensioni nel periodo 2002-2050, di analizzare sezionalmente, ovvero anno per anno, i dati relativi all’importo delle pensioni: questo consente di stimare l’impatto distributivo del progressivo passaggio dall’attuale regime retributivo a quello contributivo, che entrerà a regime solo a partire dal 2035-2040. L’analisi per coorte di tipo intertemporale infatti, per quanto utile ed importante, non consente di studiare alcuni fenomeni che nel corso dei prossimi decenni si realizzeranno con molta gradualità, ma potranno rivelarsi decisivi nel determinare l’impatto distributivo delle riforme. Giova a questo riguardo ricordare che queste hanno interessato in modo sostanzialmente eterogeneo individui nati in periodi differenti (lavoratori giovani, lavoratori adulti, pensionati) e/o appartenenti a gestioni pensionistiche differenti. Un’analisi di tipo intertemporale rende possibile il confronto tra tipologie differenti, ma con maggiore difficoltà è in grado di catturare l’intersecarsi degli effetti distributivi del progressivo passaggio alla normativa contributiva, che caratterizzerà lo scorrere della riforma pensionistica nei prossimi decenni, durante i quali, anno per anno, convivranno, all’interno della popolazione dei pensionati, individui con prestazioni calcolate in periodi differenti e con regole di computo della pensione anche molto differenti¹⁹.

¹⁹ E’ sufficiente a questo riguardo riflettere sul fatto che fino al 2025-2030 per la quota maggiore dei pensionati il computo dei trattamenti sarà regolato ancora dalla formula retributiva e che solo a

3.1 *La struttura del modello*

Il modello di microsimulazione può essere rappresentato come una successione di moduli, ognuno dei quali simula i principali eventi, demografici, sociali ed economici per i componenti della popolazione iniziale dell'anno base. Questa è derivata dai dati dell'indagine campionaria della Banca d'Italia 2002: si tratta, come noto, di un'indagine compiuta con cadenza biennale dove gli intervistati sono scelti con una procedura di doppia stratificazione, effettuata in modo che il campione fornisca una rappresentazione il più possibile corretta della struttura demografica, sociale ed economica della popolazione italiana. Per questa ragione ad ogni famiglia intervistata viene attribuito un peso, inversamente proporzionale alla probabilità di inclusione nel campione, che riduce la distorsione derivante dalla procedura di campionamento adottato. La tabella 1 presenta le distribuzioni di frequenza del campione pesato Bdi 2002 per alcune caratteristiche sociali ed economiche degli intervistati.

La presenza di pesi differenti per le osservazioni non causa problemi di stima nel caso in cui il modello sia statico, ovvero riferito ad un solo anno. Tuttavia quando si vuole passare ad una rappresentazione della dinamica temporale dei fenomeni demografici e quindi si introducono transizioni tra differenti stati, occorre poter esprimere la popolazione del modello in modo che ogni individuo abbia un peso unitario: solo in questo modo infatti è possibile costruire probabilità di transizione coerenti²⁰. Per superare questa difficoltà senza perdere le caratteristiche di rappresentatività del campione ogni famiglia è stata moltiplicata per un fattore di proporzionalità, coerente con il peso campionario assegnato nell'indagine alla famiglia stessa. Questo passaggio rende possibile la costruzione di una popolazione iniziale di numerosità pari a circa 40.000 unità, ognuna delle quali ha il medesimo peso (unitario) rispetto a tutte le altre.

partire dal decennio successivo le pensioni calcolate esclusivamente con la regola contributiva cominceranno a crescere in maniera decisiva. Vi saranno quindi almeno tre decenni lungo i quali, all'interno della popolazione dei pensionati, saranno presenti contemporaneamente regimi molto differenti tra di loro. E' evidente che, dal punto di vista distributivo, questo aspetto non potrà non avere un peso importante.

²⁰ Il caso più evidente ed intuitivo è quello del matrimonio. Nel modello dinamico individui appartenenti a famiglie differenti possono sposarsi. Tuttavia nel caso in cui il peso attribuito alle due famiglie non sia lo stesso il matrimonio simulato dal modello non ha alcun significato.

Tabella 1: Statistiche descrittive del campione Banca d'Italia 2002.

	Frequenze osservate	% sul totale	% uomo	% donna
STATO CIVILE				
Coniugato	10.667	50,44	52,04	48,94
Celibe/nubile	8.323	39,36	43,2	35,74
Separato/divorziato	498	2,35	1,84	2,84
Vedovo	1.660	7,85	2,93	12,49
		100	100	100
CLASSE D'ETA'				
Meno di 15 anni	3.264	15,43	16,29	14,63
16/25	2.469	11,68	12,78	10,64
26/35	2.971	14,05	14,37	13,74
36/45	3.501	16,56	16,36	16,74
46/55	2.920	13,81	13,74	13,87
56/65	2.417	11,43	11,58	11,28
66/75	2.161	10,22	9,63	10,77
76/85	1.152	5,45	4,35	6,48
Piu' di 85 anni	293	1,38	0,9	1,84
		100	100	100
TITOLO DI STUDIO CONSEGUITO				
Nessuno,elem,medie	13.984	66,12	64,83	67,34
Diploma superiore	5.846	27,64	28,7	26,65
Diploma laurea triennale	109	0,51	0,45	0,57
Laurea	1.209	5,72	6,02	5,44
		100	100	100
SETTORE DI ATTIVITA'				
Privato	9.226	75,74	79,86	69,26
Pubblico	2.956	24,26	20,14	30,74
		100	100	100
ATTIVITA' PROFESSIONALE				
Dip.pubbl.full-time	1.644	7,77	8,54	7,05
Dip.pubbl.part-time	280	1,32	0,5	2,09
Dip.priv.full-time	3.598	17,01	24,24	10,2
Dip.priv.part-time	517	2,44	1,34	3,48
Auton.priv.full-time	1.564	7,4	11,19	3,82
Auton.priv.part-time	106	0,5	0,57	0,44
Cococo pubbl.full-time	5	0,03	0,03	0,02
Cococo pubbl.part-time	3	0,01	0,03	0
Cococo priv.full-time	44	0,21	0,18	0,24
Cococo priv.part-time	7	0,03	0,02	0,05
Studente	4.711	22,28	23,06	21,55
Disoccupato	1.186	5,61	6,87	4,42
Noforzalav.(casalinga,benestante)	2.674	12,65	0,11	24,45
Pensionato da lav	3.638	17,2	20,98	13,65
Pensionato non da lav.	1.170	5,53	2,36	8,52
		100	100	100
AREA DI RESIDENZA				
Nord	9.444	44,66	45,35	44
Centro	4.077	19,28	18,94	19,59
Sud e Isole	7.628	36,07	35,71	36,41
		100	100	100

Al fine di migliorare la rappresentatività del campione nel primo anno della simulazione i dati sono stati sottoposti ad una ulteriore procedura di ponderazione. I pesi campionari originari sono stati modificati sulla base di due diverse fonti di informazione:

a) la distribuzione della popolazione per classi di età, sulla base dei dati Istat sulla popolazione italiana al 1/1/2003.

b) la distribuzione della popolazione per istruzione, età e genere, sulla base della Rilevazione Istat sulle forze di lavoro del 2002.

A ciascun individuo del dataset tratto dall'indagine BdI02 si sono associati tre rapporti, che derivano dal confronto tra una particolare distribuzione di frequenza di fonte Istat e la corrispondente distribuzione di frequenza tratta da BdI02. Per quanto riguarda ad esempio la distribuzione della popolazione per età e genere, dopo avere suddiviso il campione in 10 classi decennali di età e nei due sessi, si sono calcolati i rapporti tra le percentuali di questi gruppi nei dati Istat e nel campione originario, separatamente per Italia del nord, del centro e del sud. Nel caso del titolo di studio, la popolazione campionaria è stata suddivisa (separatamente per maschi e femmine) in 10 classi di età, tre titoli di studio (fino alla licenza media, diploma, laurea), 3 ripartizioni geografiche (nord, centro, sud). Una analoga suddivisione è stata effettuata sul campione della Rilevazione Istat sulle forze di lavoro relativa al 2002. Per ciascun incrocio, si è calcolato un rapporto tra le distribuzioni di frequenza. Per quanto riguarda infine la professione, sono state costruite, per ogni sesso (sia sulla Rilevazione forze di lavoro che sull'indagine BdI 2002), le celle definite per 10 classi di età e sei figure professionali (dipendente in agricoltura, industria, servizi e autonomo in agricoltura, industria, servizi).

Al termine di questa procedura, a ciascun individuo appartenente al campione risultano associati tre rapporti, frutto appunto del confronto tra la distribuzione di frequenza di fonte Istat e la distribuzione di frequenza di BdI 2002. Di ciascuno di questi rapporti si calcola poi la media per gli individui appartenenti alla stessa famiglia. Si moltiplica ciascuna di queste medie per il peso originario, e si calcola infine la media dei tre pesi modificati. Si ottiene così un nuovo peso familiare, tanto maggiore dell'unità quanto più sottostimato era l'originario peso attribuito dall'indagine BdI02 a quella specifica famiglia. Infine, i pesi così calcolati sono riproporzionati a media unitaria (come gli originari pesi BdI02).

Al termine della procedura di riponderazione alcune variabili sono state sottoposte ad un controllo di coerenza. Per controllare rispetto ai problemi di *no reporting* e *under reporting* abbiamo predisposto una serie di operazioni di correzione e di depurazione. Laddove possibile, ricorrendo ad incroci di più informazioni relative allo stesso oggetto, sono state ricostruite alcune informazioni che presentavano valori mancanti e sono state corrette quelle inesatte perché sottostimate. Nei rimanenti casi, dove il dato originale risultava palesemente incoerente con le altre informazioni disponibili, si è proceduto all'eliminazione del record²¹. In tabella 2 riportiamo le distribuzioni di frequenza per alcune caratteristiche sociali della popolazione ottenuta a seguito delle operazioni di riproporzionamento e di correzione.

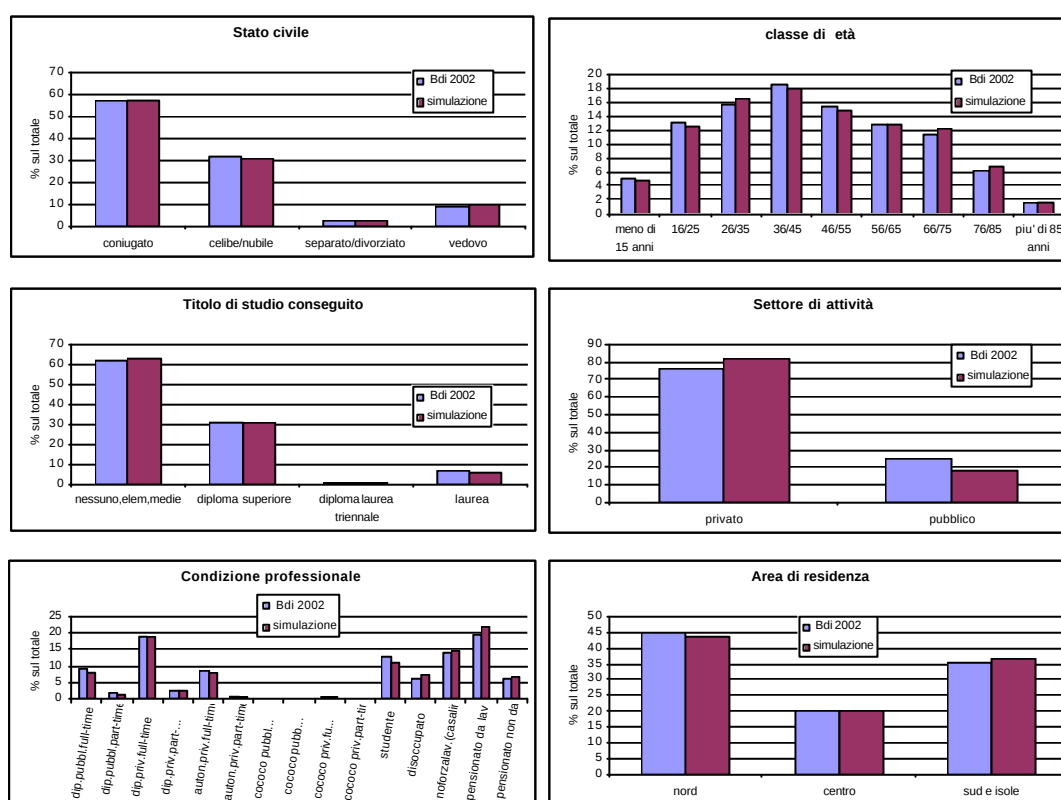
²¹ È opportuno ricordare che se tale procedura da un lato permette di ottenere un campione iniziale più pulito, dall'altro può condizionare la rappresentatività del campione di riferimento.

Tabella 2: Statistiche descrittive del campione iniziale utilizzato per la simulazione

	Frequenze osservate	% sul totale	% uomo	% donna
STATO CIVILE				
Coniugato	21.961	57,36	59,83	55,11
Celibe/nubile	11.748	30,69	34,7	27,01
Separato/divorziato	943	2,46	1,98	2,91
Vedovo	3.632	9,49	3,49	14,98
		<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>
CLASSE D'ETA'				
meno di 15 anni	1.845	4,82	5,05	4,6
16/25	4.832	12,62	13,92	11,43
26/35	6.269	16,37	16,95	15,85
36/45	6.870	17,94	18,37	17,55
46/55	5.659	14,78	14,89	14,68
56/65	4.888	12,77	13,05	12,51
66/75	4.635	12,11	11,2	12,94
76/85	2.632	6,87	5,46	8,17
più di 85 anni	654	1,71	1,1	2,26
		<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>
TITOLO DI STUDIO CONSEGUITO				
nessuno,elem,medie	24.135	63,04	61,08	64,84
Diploma superiore	11.723	30,62	32,33	29,06
Diploma laurea triennale	214	0,56	0,51	0,61
Laurea	2.212	5,78	6,08	5,5
		<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>
SETTORE DI ATTIVITA'				
Privato	25.756	81,74	82	81,48
Pubblico	5.753	18,26	18	18,52
		<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>
ATTIVITA' PROF.				
Dip.pubbl.full-time	3.047	7,96	8,89	7,11
Dip.pubbl.part-time	519	1,36	0,54	2,11
Dip.priv.full-time	7.165	18,72	27,09	11,05
Dip.priv.part-time	998	2,61	1,45	3,67
Auton.priv.full-time	2.896	7,56	11,5	3,96
Auton.priv.part-time	180	0,47	0,52	0,43
Cococo pubbl.full-time	10	0,03	0,03	0,02
Cococo pubbl.part-time	6	0,02	0,03	0
Cococo priv.full-time	84	0,22	0,19	0,25
Cococo priv.part-time	15	0,04	0,03	0,05
Studente	4.231	11,05	11,08	11,03
Disoccupato	2.792	7,29	8,98	5,75
Noforzalav.(casalinga,benestante)	5.483	14,32	0,11	27,33
Pensionato da lav	8.313	21,71	26,83	17,03
Pensionato non da lav. (inv.,revers.,sociale)	2.545	6,65	2,77	10,2
		<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>
AREA DI RESIDENZA				
Nord	16.737	43,72	44,27	43,21
Centro	7.635	19,94	19,72	20,15
Sud e Isole	13.912	36,34	36,01	36,64
		<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>

Il campione utilizzato per la simulazione differisce da quello originario della Banca d'Italia non solo per la numerosità campionaria ma anche per alcune frequenze osservate per caratteristiche sociali degli individui. La figura che segue sintetizza graficamente le principali differenze tra le distribuzioni di frequenza tratte dal campione utilizzato nella simulazione e le distribuzioni osservate nella cross-section Bdi02 per gli individui con età compresa tra i 12 e i 100 anni.

Figura 1: Differenze percentuali tra distribuzioni originarie dei dati e distribuzione dei dati dell'anno base.



Le differenze rilevate presente nelle frequenze osservate dei due campioni sono contenute. In particolare dall'analisi per classe di età si rileva la presenza, nel campione utilizzato per la simulazione, di una minore quota di individui con età inferiore ai 25 anni e della classe 46-55, mentre risulta sovrastimata la popolazione ultrasessantacinquenne. Le differenze rilevate nel settore di attività sono conseguenti alle procedure di correzione degli errori nella codifica dei dati campionari. L'analisi delle distribuzioni di frequenza per

attività professionale evidenziano alcune differenze soprattutto per studenti e pensionati da lavoro. Anche in questo caso le differenze sono imputabili alle correzioni dei dati anomali presenti nei dati campionari. La minore quota di studenti è dovuta alle correzioni dello stato occupazionale condotte subordinatamente all'età, mentre la maggiore quota di pensionati da lavoro dipende dalle correzioni operate agli individui con ampie corriere contributive. Il numero di disoccupati del campione utilizzato nella simulazione è maggiore per effetto di un controllo di coerenza dei dati sulla condizione professionale e le informazioni sui redditi da lavoro percepiti. Le differenze rilevate per le altre attività professionali sono conseguenti alle differenze prima descritte.

3.2 I moduli

Una volta definita la struttura socio economica della popolazione nel primo anno della simulazione il modello la proietta in avanti nel tempo. In sostanza modello simula, per ogni individuo e per ogni anno, una serie di eventi demografici, economici ed istituzionali, sinteticamente rappresentati nella figura 2.

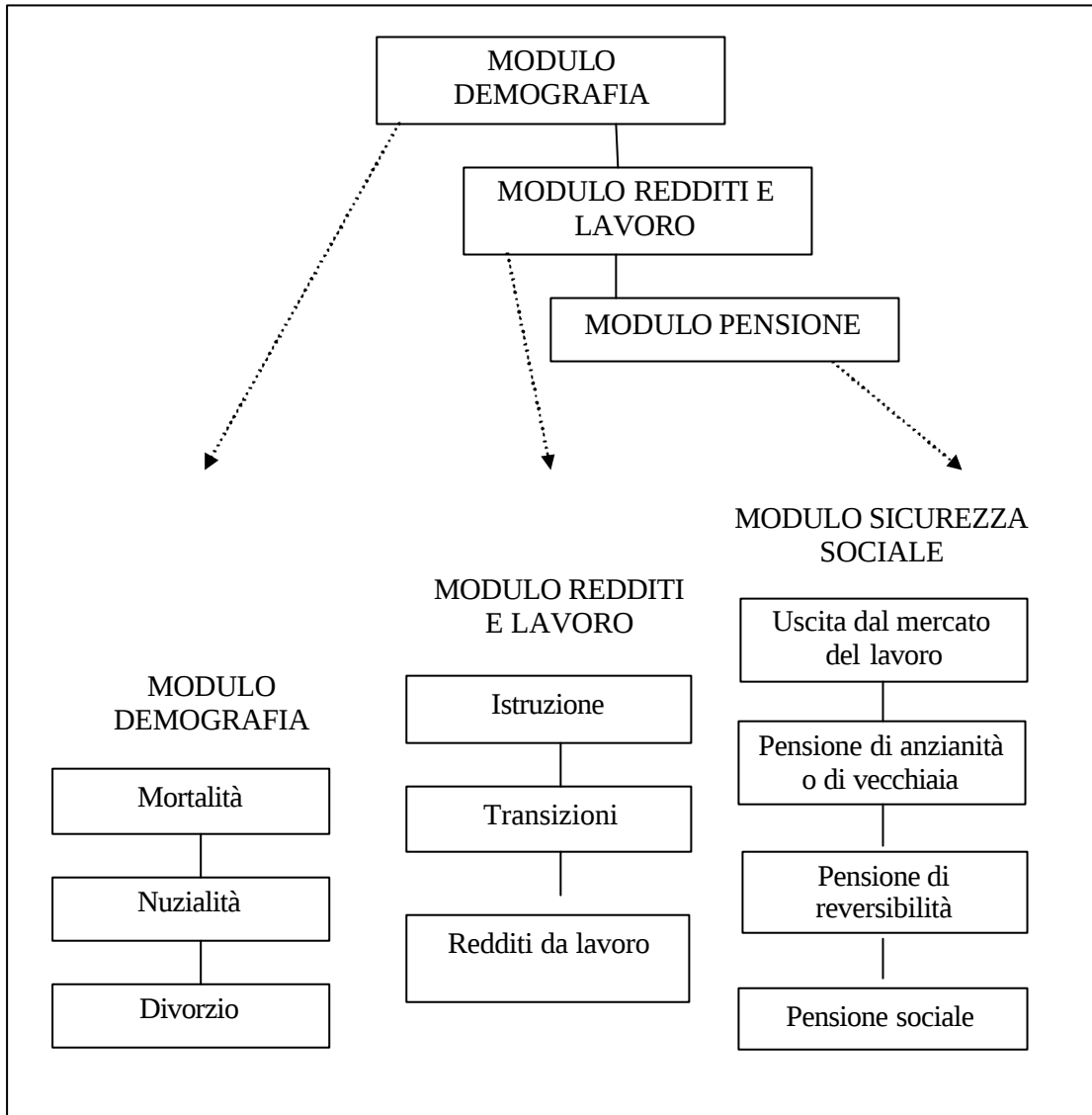
Dalla figura è immediato notare che il modello è organizzato in moduli. Questi sono sviluppati in maniera sequenziale sulla base del seguente ordine: i) demografia; ii) redditi e lavoro; iii) pensioni. La struttura modulare esclude la possibilità di tenere in considerazione tutte le complesse interrelazioni che nella realtà si vengono a creare tra eventi demografici e decisioni economiche in particolare quelle relative all'offerta di lavoro e al pensionamento.

Si tratta di una scelta dettata da ragioni di semplificazione della struttura complessiva del modello e condivisa dalla grande maggioranza dei modelli di microsimulazione dinamica (Zaidi e Rake 2002).

Il primo modulo ad essere eseguito dal modello è quello relativo alla *demografia*. Questo è a sua volta organizzato in sotto-moduli che sequenzialmente simulano le principali dinamiche demografiche della popolazione. In particolare sono esaminate, per ogni individuo, le probabilità di decesso, quelle di matrimonio e quelle di divorzio. Come anticipato nel paragrafo 2 il modello non simula il fenomeno della fertilità²².

²² Come ricordato nell'introduzione l'obiettivo del lavoro è la stima dell'impatto distributivo della riforma delle pensioni. Per questo è sufficiente analizzare l'evoluzione della popolazione vivente nel

Figura 2: La struttura del modello di microsimulazione a popolazione dinamica.



Il *modulo redditi e lavoro* costruisce nel periodo 2002-2050, l'evoluzione *life-cycle* dei redditi da lavoro individuali. A questo scopo il modulo transizioni analizza i passaggi tra differenti posizioni nel mercato del lavoro (occupazione full-time, part-time,

2002 per avere una proiezione della popolazione dei potenziali pensionati fino all'anno 2050. Naturalmente questa scelta, che rende più gestibile e controllabile il modello, ha il costo di non rendere possibile la stima dell'evoluzione di tutti i redditi da lavoro nel periodo considerato e quindi non consente di tenere in considerazione l'andamento relativo del reddito da pensione rispetto al reddito da lavoro nei prossimi decenni.

disoccupazione, non appartenenza alla forza lavoro). Sulla base delle informazioni fornite dai dati dell'indagine²³, dal modulo transizioni e con opportune stime econometriche il modulo redditi da lavoro disegna l'evoluzione dei redditi nella fase attiva del ciclo di vita di ogni individuo. Preliminarmente il modello, per gli individui che al 2002 figuravano come studenti, simula le scelte in materia di *istruzione*.

Nel *modulo sicurezza sociale* infine si simulano le scelte individuali relative all'uscita dal mercato del lavoro e l'attribuzione della pensione di vecchiaia, di anzianità, di reversibilità e, in caso di assenza delle condizioni per l'accesso a trattamenti di tipo previdenziale e di presenza di condizioni economiche relative al reddito individuale e della famiglia di appartenenza, di quella sociale. Seguendo il profilo di reddito individuale e sulla base del regime pensionistico di riferimento, il modello procede al calcolo del trattamento pensionistico in base all'evoluzione della normativa pensionistica prevista per i prossimi decenni, all'anzianità contributiva e alla gestione pensionistica di appartenenza. La condizione familiare e l'evento decesso per i pensionati da lavoro determinano l'attribuzione delle pensioni di reversibilità al coniuge rimasto vedovo. Nel caso di assenza di versamenti contributivi e di rispetto delle condizioni di reddito previste dalla normativa corrente infine sono attribuite le pensioni/assegni sociali agli aventi diritto.

3.2.1 La ricostruzione dei redditi passati: il modulo “storico”

La simulazione della posizione pensionistica degli individui presenti nel campione richiede anche la ricostruzione della storia lavorativa (e contributiva) passata di coloro che al 2002 facevano parte delle forze di lavoro (occupati e non occupati) e che, nell'indagine BdI02, hanno dichiarato di aver versato contributi per la pensione prima di quell'anno. Tale ricostruzione deve essere condotta a ritroso sino all'anno di ingresso nel mercato del lavoro. Alcune informazioni sulla carriera lavorativa degli attivi nell'anno 2002 sono disponibili nell'indagine campionaria di partenza. In particolare l'indagine riporta l'informazione sul numero di anni di contribuzione. Tuttavia questa informazione appare spesso non corretta e

²³ Per quanto riguarda la posizione occupazionale, un individuo in età attiva, può appartenere al settore del lavoro dipendente (pubblico e privato), a quello del lavoro indipendente e al settore dei collaboratori coordinati e continuativi o più in generale dei lavoratori atipici.

per questa ragione è stata preventivamente sottoposta ad un controllo di coerenza e sono state operate correzioni nei casi di risposte contraddittorie.

Tabella 3: Correzioni apportate alla variabile relativa al numero di anni di contribuzione presente nell'indagine campionaria del 2002. Fonte: ns elaborazioni da Bdl02.

Anni di contribuzione al 2002	Quote della popolazione		b/a
	Senza correzione (a)	Con correzione (b)	
Meno di 1 anno	34,96	58,67	1,7
Da 1 a 5 anni	7,66	7,46	1,0
Da 6 a 10 anni	7,21	6,73	0,9
Da 11 a 15 anni	7,53	5,82	0,8
Da 16 a 20 anni	7,8	5,86	0,8
Da 21 a 25 anni	7,32	5,5	0,8
Da 26 a 30 anni	8,05	4,99	0,6
Da 31 a 35 anni	10,24	3,38	0,3
Da 36 a 40 anni	7,58	1,58	0,2
Da 41 a 50 anni	1,61	0	0,0
Piu' di 50 anni	0,04	0	0,0
Totale	100	100	1,0

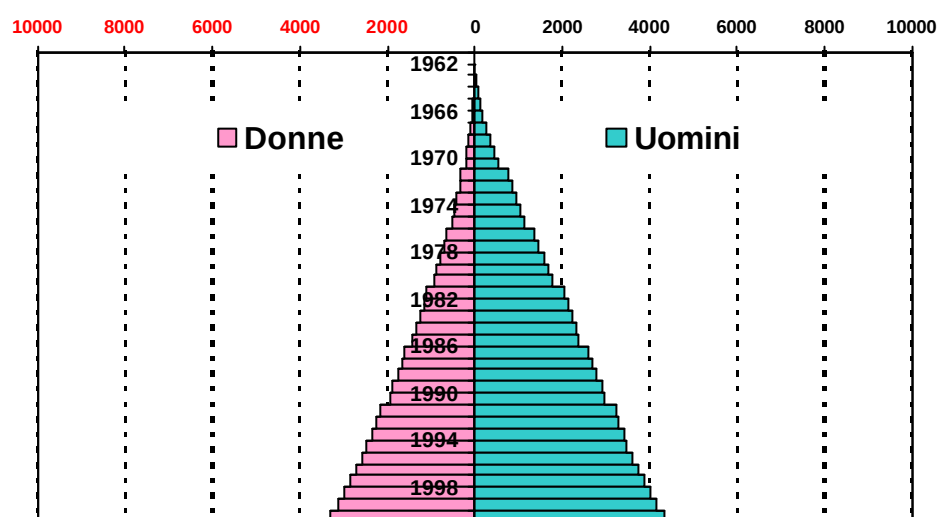
Come si può notare dalla tabella 3 le correzioni riguardano soprattutto le code della distribuzione; la correzione comporta un aumento del 70% della quota di individui che hanno meno di un anno di contribuzione. Questo risultato dipende dall'eliminazione dell'informazione per pensionati, studenti e individui in cerca di prima occupazione, che nei dati originari Bdl02 possedevano un'anzianità contributiva. La correzione riduce inoltre la quote di individui con più di 30 anni di contribuzione. In questo caso la riduzione dell'anzianità contributiva è da imputare a carriere contributive che cominciavano ad una età inferiore ai 15 anni. Inoltre, coloro che al 2002 avevano già maturato il diritto alla pensione (di vecchiaia) vedono modificato il loro status occupazionale con la simulazione del loro pensionamento.

Le altre informazioni desunte dal campione iniziale riguardano la qualifica professionale precedente in caso di individui non occupati nel 2002 e il settore di attività, il titolo di studio, l'area di residenza. Il profilo *life cycle* del reddito da lavoro è stato calcolato applicando il modulo redditi secondo la procedura che verrà descritta nel paragrafo successivo. Il livello di reddito simulato viene poi scontato per ogni anno passato in modo da tenere conto del fattore legato alla crescita macroeconomica. Dopo queste operazioni

l'informazione sui redditi da lavoro più lontana nel tempo risale al 1963 ed è relativa agli individui che hanno iniziato la loro carriera lavorativa in quell'anno e che, al 2002 erano ancora attivi con 39 anni di contributi. Di fatto quindi per il passato il modello simula carriere contributive piene e non tiene in considerazione la possibilità che gli individui abbiano conosciuto periodi di disoccupazione e/o di non appartenenza alla forza lavoro. Nel caso in cui l'informazione sul numero di anni di contribuzione riportata dagli intervistati sia considerata come attendibile la distorsione indotta da questa ipotesi non dovrebbe essere eccessiva²⁴.

Il modulo storico produce un *panel sbilanciato* con numerosità della popolazione decrescente al passare del tempo, la cui rappresentazione grafica è riportata nella figura 3.

Figura 3: Numero di individui per genere a cui viene applicato il modulo storico.

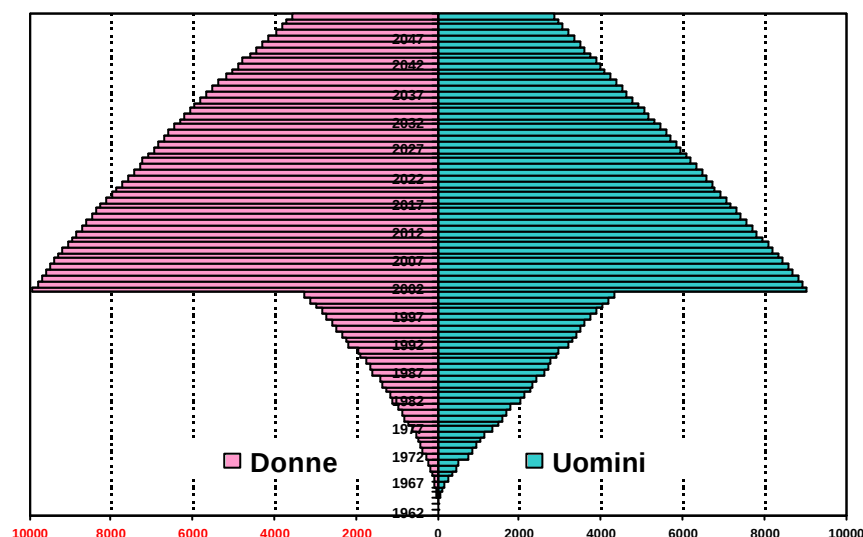


²⁴ Il fatto che nel modulo storico non siano simulati esplicitamente periodi di disoccupazione e/o inattività non dovrebbe determinare una distorsione eccessiva per la stime dei trattamenti pensionistici. Occorre infatti tenere conto del fatto che i contributi pensionistici versati dai lavoratori prima del 2002, ed in particolare tutti quelli versati prima del 1995, concorrono a determinare la parte retributiva delle pensioni. Da questo punto di vista, a differenza di quanto accade nel sistema contributivo, ciò che rileva, ai soli fini pensionistici è il numero di anni di contribuzione piuttosto che la loro specifica data di versamento.

3.2.2 L'aggregazione delle informazioni passate e future

Una volta che il modello ha percorso i moduli per tutti gli anni futuri e per quelli passati, limitatamente alle informazioni relative ai soli lavoratori attivi nel 2002 con precedenti contributivi, si passa all'aggregazione finale di tutte i dati annuali. Otteniamo quindi un campione sinteticamente descritto dalla figura seguente. La struttura piramidale della popolazione dipende dall'oggetto di indagine, ovvero l'evoluzione life cycle dei redditi e delle pensioni degli individui presenti nell'anno base.

Figura 4: Struttura della popolazione nel panel finale



3.3 I dati utilizzati

Il modello attinge informazioni da due tipologie di fonti: i dati campionari della Banca d'Italia²⁵ e fonti secondarie, principalmente derivate dai dati dell'Istat, da cui si

²⁵ A tal proposito si ricorda che la versione *cross-section* dell'indagine sui Bilanci delle Famiglie Italiane della Banca d'Italia, contiene microdati raccolti a mezzo di interviste. Da essi è possibile estrarre una serie di informazioni demografiche sulla struttura della popolazione nonché informazioni dettagliate sulle condizioni professionali e sulle fonti di reddito al netto del carico fiscale, sul lavoro domestico e di cura dei componenti familiari. Tali dati però, come ogni indagine statistica condotta a mezzo intervista, non danno informazioni pienamente rappresentative della "vera" distribuzione dei redditi e della ricchezza fra la collettività; alcune informazioni sono

calcolano, esternamente al modello, le probabilità condizionali del verificarsi degli eventi relativi alla mortalità, alla nuzialità, al divorzio e alle transizioni nel e fuori dal mercato del lavoro. Mentre le procedure di riponderazione della popolazione campionaria possono in parte correggere i problemi di rappresentatività della popolazione campionaria rispetto a quella originaria, la qualità delle stime delle probabilità condizionali è meno controllabile. Sotto questo profilo i dati ideali sarebbero quelli di indagini longitudinali, in cui le stesse unità vengono seguite nel corso del tempo: da questo tipo di dati è infatti possibile determinare le probabilità condizionali di passaggio tra stati sulla base della “storia passata” di ogni individuo presente nel campione.

La carenza di indagini campionarie nazionali di tipo longitudinale²⁶ ha reso necessaria la ricostruzione delle probabilità di transizione a partire dalle evidenze disponibili, ossia principalmente da rilevazioni *cross-section*²⁷. Per la simulazione degli

tralasciate, altre soffrono di un basso livello di attendibilità per effetto di comportamenti di *no reporting* e *under reporting*. In effetti, alcune informazioni sono di difficile rilevazione, sia perché la formulazione dei quesiti richiede una notevole astrazione definitoria, sia per la reticenza delle famiglie a fornire informazioni di questo tipo nonché per le difficoltà e per il disagio arrecato all'intervistato nel classificare e collocare nel tempo gli eventi trascorsi e nel ricordare il valore delle grandezze oggetto di indagine. Questa considerazione ci ha indotto ad una preliminare analisi di conformità delle informazioni utilizzate ai fini della simulazione. Si ricorda che i microdati forniti dalla Banca d'Italia, anche se organizzati in records individuali, consentono l'aggregazione di questi ultimi a livello familiare. Questa informazione è importante poiché la maggior parte di dinamiche individuali sono influenzate dal contesto socio-economico di riferimento. Le scelte in materia di istruzione ad esempio, sono legate al contesto economico e culturale della famiglia di origine. Da considerazioni di questo tipo nasce l'importanza di definire e di disporre di informazioni sulla struttura del nucleo familiare. In assenza di una definizione univoca di nucleo familiare, il modello di microsimulazione sinora implementato elabora i dati originari della Banca d'Italia consentendo anche l'aggregazione degli individui in *nuclei familiari ristretti*, ossia composti da coniugi ed eventuali figli. Un nucleo familiare composto da coniugi, figli e altri individui (parenti o non parenti) che, al momento dell'intervista vivevano sotto il medesimo tetto, viene scomposto in due o più nuclei familiari ristretti. La definizione di nucleo familiare adottata dalla Banca d'Italia, coincide con quella di famiglia di fatto, vale a dire il nucleo composto dalle persone che al momento dell'intervista vivono sotto il medesimo tetto. La riorganizzazione dei records individuali in nuclei familiari ristretti incrementa dell'11.97% il numero di nuclei familiari.

²⁶ A questo riguardo è interessante segnalare l'iniziativa congiunta del Ministero del Welfare e dell'Inps, che hanno reso recentemente disponibili i dati amministrativi di un campione casuale di assicurati alle gestioni pensionistiche. I dati del Campione dei Lavoratori Attivi e dei Pensionati (Clap) tuttavia sono di tipo amministrativo e quindi non riportano informazioni importanti per la ricerca quali la composizione della famiglia, il livello di istruzione, etc. Nell'ambito della ricerca tuttavia abbiamo cercato di utilizzare le informazioni sui redditi per la stima dei profili *life cycle* delle retribuzioni.

²⁷ La scelta di questa procedura determina però due tipi di problemi. In primo luogo l'informazione sulle probabilità di transizione tra stati demografici ed economici è esterna rispetto ai dati campionari, ma soprattutto le probabilità di transizione, ad eccezione di quelle relative alla mortalità, non tengono in considerazione possibili effetti di coorte nei comportamenti demografici ed

eventi demografici, la mortalità, il matrimonio e il divorzio sono state elaborate le informazioni fornite dall'Istat. In particolare per la mortalità abbiamo utilizzato le stime ufficiali del modello di previsione della popolazione italiana che ci sono state fornite dall'Istat, mentre per la nuzialità ed i divorzi abbiamo fatto ricorso alle informazioni contenute nelle più recenti indagini multiscopo disponibili (Matrimoni, Separazioni, Divorzi, 2000; Separazioni, Divorzi, 2002)). Le probabilità di transizione applicate nel modulo redditi e lavoro sono invece state elaborate a partire dai microdati panel 2000-2001 dell'Indagine Longitudinale delle Forze di Lavoro dell'Istat. La conclusione del percorso formativo degli studenti è simulata con l'applicazione di probabilità condizionali calcolate a partire dai dati forniti dal Consorzio Almalaurea.

economici. Si tratta di una restrizione che, nel caso di modelli di lungo periodo potrebbe comportare errori di valutazione anche di non trascurabile entità.

4. *La struttura dei moduli*

In questo paragrafo analizziamo in maggior dettaglio la struttura dei tre moduli che compongono il modello.

4.1 *Il modulo demografia*

La simulazione di tutti gli eventi demografici e delle relative probabilità di transizione è realizzata applicando ai dati il metodo di Monte Carlo. Per ogni individuo (e per ogni evento) generiamo annualmente un numero casuale estratto da una distribuzione uniforme nell'intervallo (0,1); il numero così originato viene confrontato con le specifiche probabilità condizionali di incorrere in un dato evento, desunte da fonti statistiche esterne descritte nel paragrafo 3.3. La realizzazione dell'evento all'interno del modello dipende dal confronto tra il numero generato artificialmente in maniera casuale dal computer e quello della probabilità condizionale da noi stimata.

Come funziona il metodo di Monte Carlo

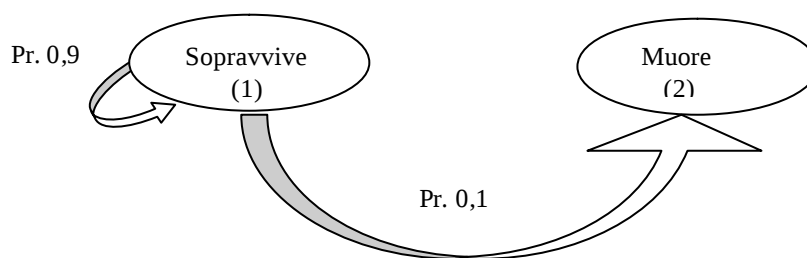
Come possiamo selezionare gli individui che annualmente incorrono in un dato evento, per esempio il decesso? Un possibile approccio deriva dall'applicazione dei metodi di simulazione numerici. Tra questi uno strumento efficace e computazionalmente flessibile è il metodo di simulazione "Monte Carlo"²⁸. Si tratta di un approccio sperimentale che permette di studiare l'evoluzione di un determinato fenomeno considerandolo stocastico. Per chiarire il funzionamento di questo metodo ricorriamo ad un esempio.

²⁸ La denominazione "Monte Carlo" fu coniata all'inizio della seconda guerra mondiale da J. Von Neumann e S. Ulam nell'ambito di programmi di ricerca sul nucleare a Los Alamos (New Mexico). La tecnica di simulazione veniva utilizzata per generare i parametri delle equazioni che descrivono la dinamica delle esplosioni nucleari.

Si consideri un evento (decesso) nel quale è possibile identificare solo due stati (figura nel riquadro). Per ogni intervallo temporale assumiamo che il fenomeno in analisi sia inizialmente allo stato 1 (l'individuo sopravvive). Supponiamo che l'evento 2 (decesso) si realizzi con probabilità del 10% , mentre si resta nello stato iniziale con probabilità del 90% (la somma delle probabilità assegnate ad ogni stato deve essere uguale ad 100, in modo tale da evidenziare che i possibili "stati del mondo" coincidano con il numero di stati a priori identificati).

Per fare una simulazione con un computer, dobbiamo essere prima di tutto essere in grado di generare il valore di una variabile aleatoria uniformemente distribuita nell'intervallo $[0,1]$ che chiamiamo *numero casuale*. Il passo successivo è quello di confrontare il numero casuale assegnato all'individuo i per un dato evento (nel nostro esempio, il decesso) con la relativa probabilità di incorrere nell'evento stesso ricavabile da fonti statistiche ufficiali. Se nel corso della simulazione il numero casuale generato artificialmente dal computer è *minore o uguale* alla probabilità condizionata assegnata all'evento allora quest'ultimo si realizza e l'individuo modifica il suo stato.

**Il funzionamento del metodo di Monte Carlo
per la simulazione dell'evento decesso**



Nella tabella che segue presentiamo i risultati di un esercizio di simulazione che utilizza il metodo di Monte Carlo con 10 repliche e applica le probabilità di transizione tra stati sopra definite (90% sopravvive, 10% muore). Nelle 10 repliche condotte l'evento morte si realizza solo in un caso, coerentemente con la probabilità ad esso assegnata. Ipotizzando che le repliche si riferiscano ad un individuo e che esse vengono condotte con distanza temporale di un anno allora

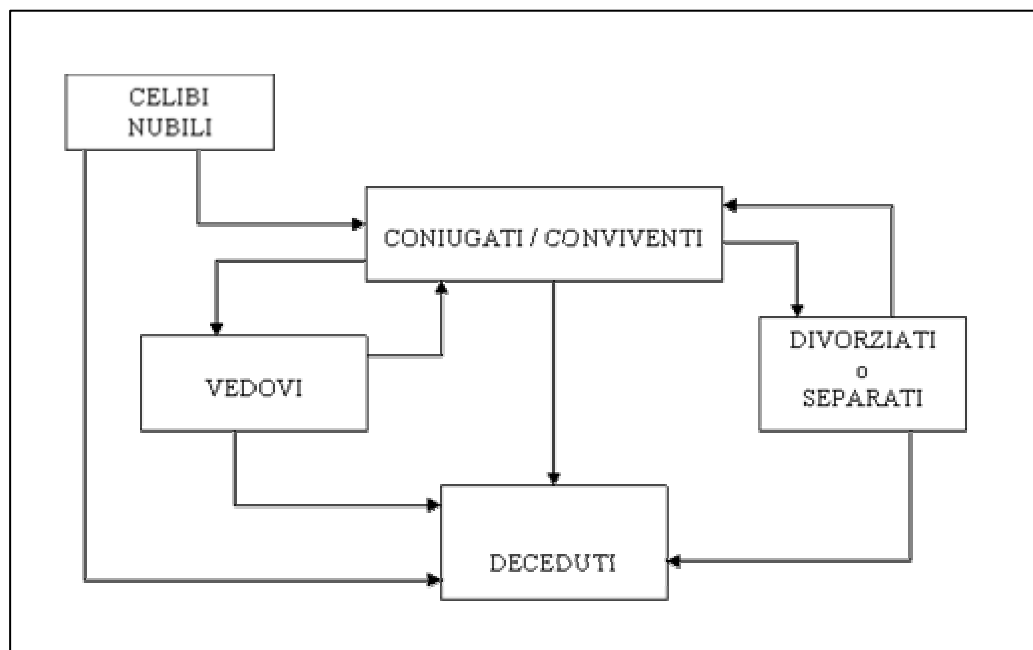
l'individuo sopravvive per 6 anni e al settimo anno incorre nel decesso con conseguente uscita dal campione.

Esempio di applicazione del metodo di Monte Carlo

Replica	n_casuale	Sopravvive	Muore
1	0,6432	*	
2	0,5578	*	
3	0,6048	*	
4	0,6842	*	
5	0,1087	*	
6	0,6185	*	
7	0,0611		*
8	0,5552	*	
9	0,8714	*	
10	0,2551	*	

Seguendo questo metodo il modello definisce la probabilità di sopravvivenza, quella di contrarre matrimonio e di separazione per ogni individuo. Una sintesi dei possibili passaggi tra stati demografici è rappresentata nella figura 5.

Figura 5: La dinamica demografica simulata dal modello



4.1.1 La mortalità

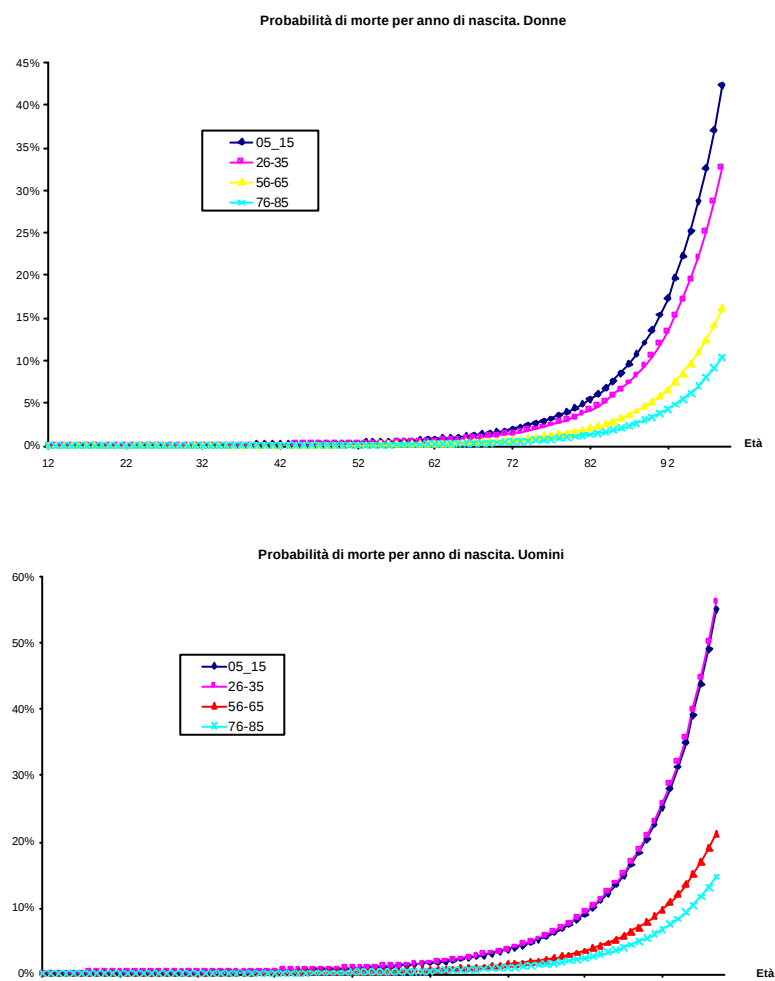
Nel passaggio dall'anno (t) all'anno (t+1) il modello determina il numero di individui che sopravvivono. Le probabilità di morte utilizzate nella simulazione e confrontate con i numeri estratti casualmente per ogni individuo sono quelle usate dall'Istat nelle sue proiezioni ufficiali sulla dinamica della popolazione italiana. L'Istat utilizza per la stima della probabilità di morte un approccio età-coorte, che tiene conto del modificarsi delle probabilità di decesso ad ogni età, in relazione all'anno di nascita dell'individuo considerato. Le tavole di mortalità che abbiamo utilizzato nella ricerca sono state rese disponibili dall'istituto centrale di statistica per differenti età (da 0 a 110 anni), sesso ed area geografica (nord, centro e sud) fino all'anno 2030. Poiché il nostro modello simula la dinamica della popolazione vivente nel 2002 fino all'anno 2050, abbiamo mantenuto costanti, rispetto ai valori del 2030, le probabilità di morte per gli ultimi due decenni della simulazione²⁹. Per fornire un maggiore grado di plausibilità alle proiezioni inoltre l'Istat fornisce due proiezioni, definite rispettivamente alta e bassa, che si affiancano a quella centrale. Nell'ambito di questa ricerca abbiamo sempre adottato l'ipotesi centrale per mantenere coerenza con gli scenari macroeconomici e con i tassi di crescita delle retribuzioni e del Pil utilizzati nelle simulazioni.

Effetti di età e di coorte nell'evoluzione della mortalità

Il fenomeno della modifica del tasso di mortalità in relazione all'anno di nascita, fattore fondamentale per spiegare l'invecchiamento atteso nella popolazione italiana per i prossimi decenni, può essere verificato con *panel* delle tavole di mortalità per l'Italia, disaggregate per sesso e fornite dall'Eurostat per il periodo 1975-2000. Al fine di avere una stima sull'andamento della mortalità nei prossimi decenni abbiamo effettuato una regressione del logaritmo della probabilità di morte all'età (x), (q_x) su un polinomio nell'età e su nove dummies, che identificano per ogni individuo, la coorte di appartenenza. Ogni coorte raggruppa gli individui nati in un decennio a partire da quelli che sono nati tra il

²⁹ Si tratta di un'ipotesi che viene adottata comunemente nei modelli previstivi di medio-lungo periodo. Si veda ad esempio Ragioneria Generale dello Stato (2004).

1905 e 1915. Seguendo questo approccio siamo in grado di distinguere, per ogni età, le probabilità di morte in funzione dell'età, del sesso e dell'anno di nascita di ogni individuo presente nel campione. Nella figura seguente riportiamo, separatamente per i due sessi, i profili stimati delle probabilità di morte per alcune coorti: i risultati sono coerenti con l'osservazione in base alla quale l'evoluzione della mortalità segue un trend quadratico nell'età e si riduce, per ogni età, soprattutto per le coorti più giovani, ovvero quelle nate dopo gli anni '70.



4.1.2 La nuzialità

Questo modulo simula annualmente le scelte individuali di *nuzialità*. Il matrimonio è un fenomeno complesso che dipende da numerosi fattori, alcuni osservabili quali ad esempio la classe di età dei coniugi, il loro livello culturale e in generale lo status socio-economico, la religione, l'area di residenza e altri invece non osservabili, quali i sentimenti e le preferenze di ogni individuo. Ovviamente nella simulazione è possibile tener conto dei primi fattori, mentre non si possono controllare i secondi. Inoltre, non tutti gli individui di una determinata classe di età decidono di sposarsi e pertanto la simulazione di questo sottomodulo necessita di una preventiva selezione degli individui "candidabili al matrimonio". Anche in questo caso, la scelta dipende da numerosi fattori, sia osservabili sia non osservabili.

I dati utilizzati per condurre le simulazioni relative alla scelta di sposarsi da parte degli individui del campione sono quelli forniti dall'Istat nelle indagini multiscopo degli anni 1998 e 2000 Istat (2002) e Istat (2004). In realtà l'istituto centrale di statistica non pubblica le probabilità di sposarsi per età e per sesso, ma riporta solo il numero degli individui che si sono sposati per ogni anno. A partire da questa informazione e prescindendo da effetti di coorte e di periodo abbiamo ricavato i tassi di nuzialità annuali dividendo il numero di individui che si sono sposati per ogni anno d'età per il totale dei matrimoni celebrati nel 2000.

L'ipotesi di *steady state* non pare in questo contesto essere particolarmente restrittiva in virtù dell'evoluzione del tasso di nuzialità registrato negli ultimi anni. Dai dati attualmente disponibili, dal 1998 al 2000, il tasso è rimasto praticamente costante e pari al 4.9 ‰ della popolazione totale.

La selezione dei "potenziali" candidabili al matrimonio è condotta sull'insieme degli individui non coniugati di età inferiore ad 80 anni applicando il metodo di Monte Carlo e utilizzando delle probabilità condizionate al genere e all'età stimate a partire dai dati cross-section forniti dall'Istat (2000). Una volta selezionati i potenziali sposi si passa alla conduzione degli accoppiamenti. Questa procedura è influenzata da numerosi fattori di difficile (o impossibile) rilevazione. La procedura di matching è condotta in funzione di alcune caratteristiche osservabili quali l'età, l'ultimo titolo di studio conseguito, lo stato civile e l'area di residenza. L'idea è di "accoppiare" individui di genere diverso che

presentano però simili caratteristiche osservabili. Sovente però l'età di matrimonio della donna non coincide con quella del possibile marito. Per tener conto di tale fattore il modello imputa ad ogni donna candidata al matrimonio la probabilità di unirsi in matrimonio con un generico uomo appartenente ad una determinata classe di età ³⁰.

Tabella 4: Probabilità di contrarre matrimonio per classi di età dei coniugi

Classe di età del marito	Classe di età della moglie												Totale
	16	17	18-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60 e più	
16	0,0%	0,7%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
17	0,9%	2,4%	0,1%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
18-19	28,4%	19,1%	7,4%	0,5%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,3%	0,4%
20-24	59,1%	56,7%	54,2%	22,8%	3,7%	1,0%	0,6%	1,0%	0,4%	1,4%	3,1%	0,7%	9,5%
25-29	10,7%	17,0%	30,5%	56,5%	48,7%	15,9%	6,7%	3,8%	3,2%	4,9%	5,7%	6,6%	40,3%
30-34	0,4%	3,1%	5,9%	16,5%	38,7%	53,0%	27,2%	10,8%	6,0%	5,5%	5,7%	5,9%	33,7%
35-39	0,4%	0,9%	1,2%	2,7%	7,3%	23,8%	40,0%	23,3%	10,3%	4,5%	2,2%	5,2%	11,2%
40-44	0,0%	0,0%	0,2%	0,5%	1,1%	4,9%	17,6%	32,2%	19,9%	8,8%	2,2%	2,8%	3,0%
45-49	0,0%	0,0%	0,2%	0,2%	0,2%	1,0%	5,6%	17,3%	25,3%	12,0%	8,8%	1,7%	1,0%
50-54	0,0%	0,0%	0,0%	0,1%	0,1%	0,3%	1,7%	7,2%	18,5%	26,5%	13,2%	6,2%	0,4%
55-59	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,1%	0,4%	2,5%	8,5%	19,0%	16,7%	9,3%	0,2%
60 e più	0,0%	0,0%	0,1%	0,1%	0,0%	0,1%	0,3%	1,9%	7,9%	17,3%	42,5%	61,2%	0,3%
Totale	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Fonte: elaborazioni su dati Istat (Istat 2004).

Una volta creata la variabile composita dell'età con la quale si attribuisce ad ogni donna la probabilità di sposarsi con un uomo condizionatamente alle loro classi di età di appartenenza, si passa alla simulazione del matrimonio. L'accoppiamento di due individui candidati per il matrimonio è condotta in funzione dello stato civile dei potenziali coniugi (libero, divorziato, vedovo), del loro titolo di studio (obbligo, diploma, laurea), dell'area di residenza (Nord, Centro, Sud) e di etanuz³¹. La simulazione è condotta per mezzo di una procedura di *matching* basata sul *propensity score* che permette di unire i candidati al matrimonio "più simili" sulla base delle caratteristiche osservabili prima descritte. Al nuovo nucleo familiare così composto, comprensivo di eventuali figli presenti prima del

³⁰ Le probabilità in questione sono calcolate tramite elaborazioni condotte sui dati dell'ultima indagine multiscopo Istat.

³¹ Il numero di matrimoni simulati nel corso di un anno è pari al numero minimo di candidati per il matrimonio selezionati tra i due generi.

matrimonio, viene assegnato un identificativo famiglia che rimarrà fisso all'interno del modello negli anni seguenti, a meno di un successivo divorzio.

Il metodo del *propensity score*

Il metodo del matching statistico basato sul *propensity score* (Rosembaum e Rubin 1983) applicato al modulo matrimoni mira a selezionare, per ciascuna i .esima donna selezionata per il matrimonio un candidato maschio “simile” (i^*), scelto tra il gruppo degli uomini che sono stati candidati al matrimonio. L' i^* .esimo individuo è selezionato in modo da minimizzare le differenze sistematiche (osservabili) con la i .esima donna. Il problema della distorsione da “effetto di selezione” (*selection bias*), viene, in questo caso, affrontato preventivamente mediante selezione degli individui candidabili al trattamento (matrimonio) condizionatamente al genere (i^* uomini e i donne) Heckman (1979).

La procedura richiede di riassumere la “somiglianza” tra uomini e donne candidate al matrimonio sinteticamente con un numero, appunto lo *score* con indubbie semplificazioni della procedura di stima. Per stimare tale valore e quindi, per selezionare poi i candidati al matrimonio “più simili” si specifica un modello *probit* dove la variabile dipendente (T_i) è una variabile dicotomica che assume valore 1 per le donne e valore 0 per gli uomini. Il set di regressori (vettore di controllo (X_i)) contiene le caratteristiche (osservabili e comuni ai due gruppi) che possono spiegare la “somiglianza” tra i candidati. La finalità di questo modello è di calcolare i coefficienti b in modo tale che i valori stimati ($T_i^{\wedge}$) della variabile dipendente risultino sempre compresi tra zero ed uno. Ciò permette di interpretare i valori stimati ($T_i^{\wedge}$) come una misura della somiglianza tra i candidati al matrimonio di entrambi i sessi. In altri termini, la stima ($T_i^{\wedge}$) riassume così l'effetto di tutte le caratteristiche osservabili degli individui specificate nel vettore di controllo. Tale valore stimato, denominato appunto, *propensity score* (Rosembaum e Rubin 1985), non può essere direttamente utilizzato per simulare il matrimonio dato che la probabilità di trovare due unità (un uomo e una donna) con esattamente lo stesso $T_i^{\wedge}$ è molto bassa, in quanto si

tratta di una variabile continua, anche se compresa tra 0 e 1.

In letteratura sono stati proposti differenti metodi per superare questo problema, permettendo quindi di “accoppiare” le potenziali spose con i potenziali sposi. In questo lavoro abbiamo utilizzato una procedura denominata *Nearest Neighbor Matching*. Con essa si è sempre in grado di attuare un abbinamento tra i candidati dei due generi. Tramite questa procedura l’effettiva simulazione del matrimonio si realizza tra l’uomo e la donna che hanno minori differenze medie osservate, cioè tra i due individui che hanno registrato la minima distanza nei valori dello *score*.

4.1.3 Il divorzio

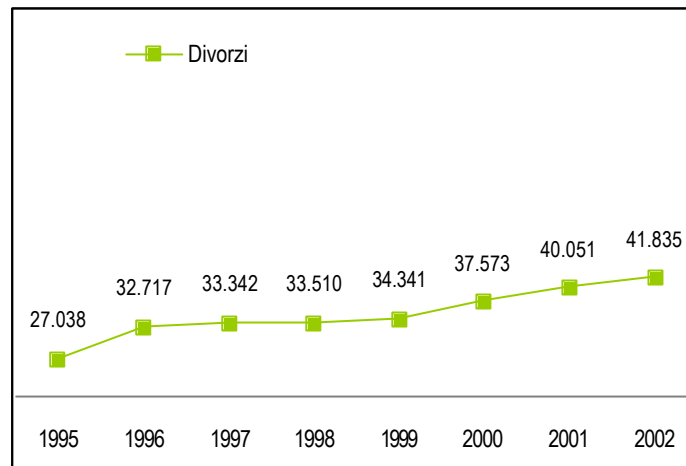
Ogni coppia sposata all’interno del campione può divorziare. La probabilità di divorzio dipende dall’età dei coniugi³², dall’area geografica di residenza e dal numero di figli. Anche in questo caso le probabilità del verificarsi dell’evento divorzio sono tratte dalle indagini multiscopo fornite dall’ISTAT.

In termini aggregati l’analisi della serie storica dei divorzi mostra che, nonostante la tendenza all’aumento numerico del fenomeno, nel corso degli ultimi due anni si è rilevata una riduzione della sua intensità (figura 6). Il tasso di divorzio al 2002, utilizzato in sede di simulazione, è pari, a livello nazionale, al 2,9‰³³.

³² L’evento divorzio è maggiormente correlato con il numero di anni di matrimonio. Sfortunatamente, dai dati campionari della Banca d’Italia non è possibile ottenere tale informazione e per questo ci limitiamo a condurre la simulazione con riferimento all’età dei coniugi.

³³ Il valore è calcolato sul totale delle coppie coniugate al 31.12.2001 (Istat, 2004).

Figura 6: Divorzi, numero assoluto. Anni 1995-2002



Fonte: Istat, 2004

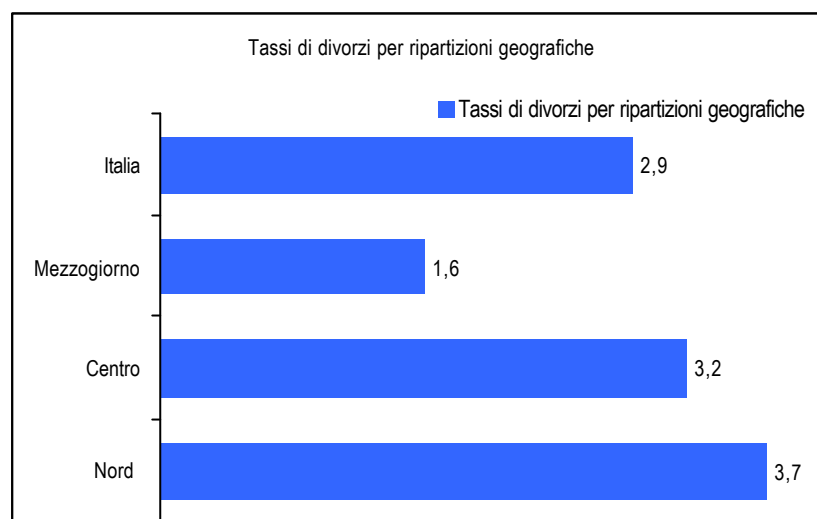
Il modello simula i divorzi ricorrendo all'ipotesi di *steady state*. La scelta dei nuclei potenzialmente candidabili all'evento è condotta condizionatamente alla classe d'età della moglie (6 classi) sulla base della distribuzione di frequenza all'evento (Tab. 6.). La simulazione del divorzio, con conseguente scissione del nucleo familiare originario, è condotta condizionatamente all'area di residenza (Figura 7).

Tabella 5: Frequenza relativa dei divorzi per classi di età e genere. Anno 2002

CLASSI DI ETÀ	Divorzi	
	Maschi	Femmine
Meno di 25	0,0	0,3
25 – 29	1,6	6,0
30 – 34	11,4	19,4
35 – 39	23,4	25,2
40 – 44	21,5	18,4
45 – 49	15,8	12,6
50 ed oltre	26,4	18,1
Totale	100,0	100,0
Età media (anni)	45	42

Fonte: Istat

Figura 7: Tassi di divorzio per ripartizione geografica. Anno 2002.



Fonte: Istat, 2002. Valori calcolati per 1.000 coppie coniugate al 31.12.2001.

L'identificazione delle coppie e la simulazione del divorzio è attuata mediante una procedura a due stadi. Nel primo stadio si confronta il valore generato dal computer con le distribuzioni di frequenza dell'evento divorzio condizionate alla classe d'età della moglie. Seguendo questa procedura è possibile selezionare le coppie potenzialmente candidabili all'evento³⁴. Nel secondo stadio il metodo Monte Carlo è utilizzato per condizionare il realizzarsi dell'evento all'area di residenza della famiglia, tenendo perciò conto dell'eterogeneità territoriale con cui l'evento stesso si manifesta. Il divorzio è quindi annualmente realizzato per le coppie che, una volta candidate all'evento nel primo stadio, hanno superato il vincolo presente allo stadio successivo che, di fatto, permette il realizzarsi dell'evento.

La famiglia che incorre nel divorzio viene scissa in 2 nuovi nuclei familiari in cui gli

³⁴ Ovviamente, la selezione è condizionata alla sola classe d'età della moglie. Nella realtà le scelte in materia di divorzio dipendono da numerosi fattori sia non osservabili sia osservabili. Tra questi ultimi rientrano numerose variabili tra cui anche il numero di figli, gli anni di matrimonio, la professione di entrambi i coniugi, il loro titolo di studio e la loro condizione economica. Si è proceduto quindi ad una semplificazione della realtà condivisa dalla maggior parte di modelli di simulazione dinamici per le evidenti difficoltà presenti sia in fase di implementazione sia nella ricerca dei dati disponibili.

ex-coniugi diventano capofamiglia³⁵. In caso di presenza di figli simuliamo che questi restino nel nucleo familiare della madre³⁶.

4.2 *Il modulo occupazione e redditi*

Una volta definite le probabilità di transizione relative agli eventi demografici, il modello passa ad analizzare l'evoluzione dei redditi nel ciclo di vita degli individui. In questo paragrafo descriviamo in dettaglio le procedure di stima e le ipotesi usate per simulare le scelte di istruzione, le transizioni tra stati di occupazione, disoccupazione e non occupazione e il processo di stima del reddito da lavoro.

4.2.1 *Il modulo istruzione*

La popolazione di interesse del campione ha in gran parte un livello definito di istruzione ed è già occupata o potenzialmente occupabile nel primo anno della simulazione. Tuttavia una parte della popolazione pari al 12,78% del campione si trova nel 2002 ancora in una condizione di studente. Per questi individui il modello simula il completamento della *carriera scolastica*.

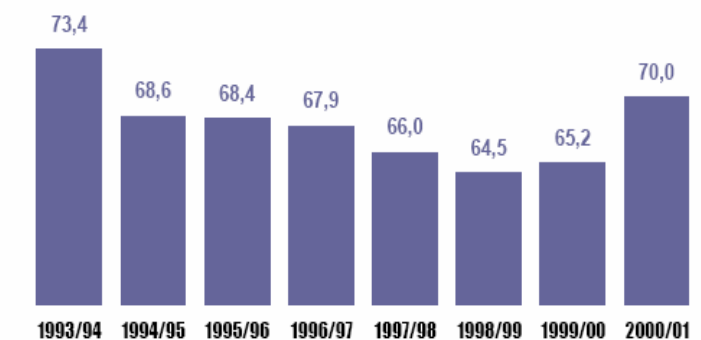
Il passaggio tra i quattro livelli di istruzione è simulato con il metodo di Monte Carlo condizionatamente all'età. Nella simulazione, distinguiamo quattro livelli di istruzione (obbligo scolastico, diploma, laurea triennale e specialistica). Le probabilità di transizione utilizzate nella stima sono quelle riportate nella tabella 6. Gli individui del campione che abbandonano il percorso scolastico/universitario e quelli che, raggiunto uno dei quattro livelli non proseguono negli studi, diventano soggetti in cerca di prima occupazione.

In generale la scelta delle percentuali che definiscono le probabilità di passaggio da un livello a quello successivo sono state determinate in modo da risultare, nell'aggregato, coerenti con le statistiche ufficiali.

³⁵ Si provvede all'aggiornamento di alcune variabili quali ad esempio, la numerosità familiare e lo stato civile del capofamiglia. Lo status di divorziato permette di incorrere alla probabilità di matrimonio per gli anni successivi.

³⁶ Secondo l'Istat i minori vengono affidati alla madre per oltre l'85% dei casi.

Figura 8: Immatricolati a corsi universitari per 100 maturi di scuola secondaria. Anni 1993-2001.



Fonti: Istat, Rilevazione dell'istruzione universitaria fino all'a.a. 1995/96, MIUR-URST per gli a.a. 1996/97 e successivi

Più in dettaglio il tasso di abbandono degli iscritti all'università è variabile in funzione dell'anno di corso frequentato. Generalmente esso è alto nel primo anno di corso e tende a diminuire per gli anni successivi. L'ufficio di statistica del MIUR ha stimato il tasso annuo di abbandono nel primo anno di permanenza nel sistema universitario, calcolato per gli immatricolati negli anni accademici 1998/1999, 1999/2000 e 2000/2001³⁷. Il tasso stimato è il doppio di quello utilizzato ai fini della simulazione. Si è scelto di utilizzare un tasso di abbandono più basso per tener conto degli effetti che le recenti riforme del sistema universitario avranno sul tasso di abbandono universitario³⁸.

Tabella 6: Probabilità di passaggio tra i quattro livelli di istruzione.

	Probabilità
Obbligo	100%
Accesso alla formazione secondaria	70%
Accesso alla laurea triennale	70%
Accesso alla laurea specialistica	50%
Tasso annuo di abbandono all'università	10%

³⁷ La tabella è consultabile al sito internet: http://www.miur.it/scripts/IU/IU_abbandono.htm

³⁸ Nella realtà si riscontrano tassi di abbandono allarmanti (specie nelle regioni del Sud) anche nelle scuole superiori (<http://www.istruzione.it/mpi/pubblicazioni/1999/indagine.pdf>) che attualmente non vengono simulati.

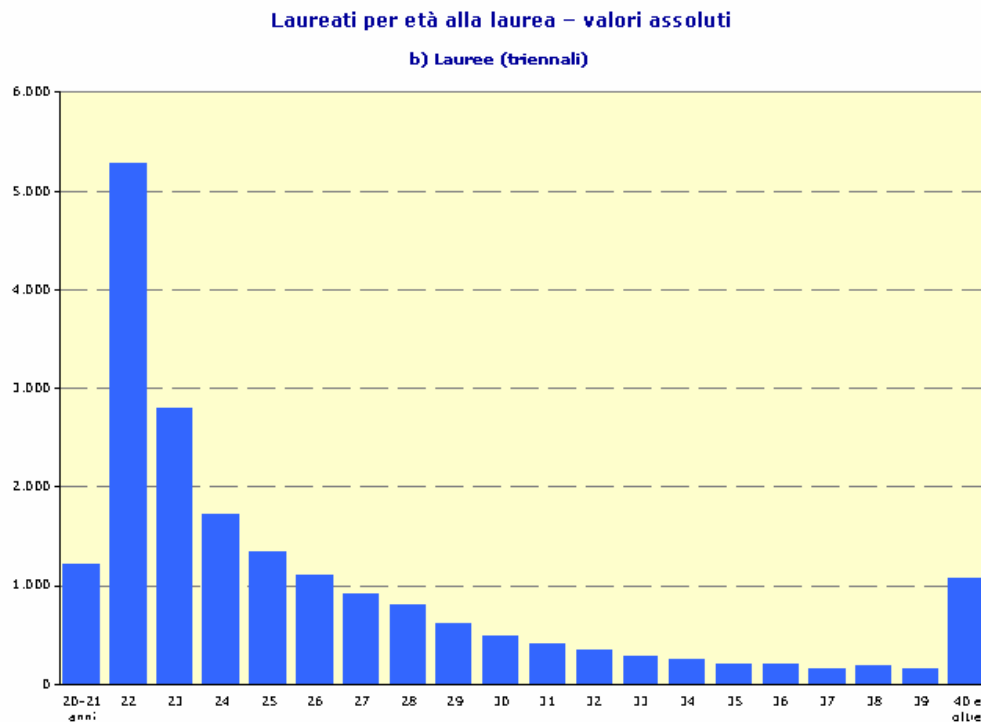
In sostanza il primo livello di istruzione viene conseguito da tutti gli individui che al 2002 frequentano le scuole elementari o medie inferiori ed hanno un'età inferiore ai 15 anni³⁹. Allo studente in possesso del titolo dell'obbligo scolastico viene applicata annualmente la probabilità di iscriversi ad un percorso formativo secondario. La simulazione prevede che il 70% degli studenti che hanno concluso il percorso formativo obbligatorio continuino la carriera formativa iscrivendosi ad una scuola superiore⁴⁰. Gli iscritti alla scuola superiore conseguono il diploma di maturità all'età di 19 anni.

La probabilità di continuare il percorso formativo e quindi di iscriversi alla laurea triennale è pari al 70%. Il restante 30% degli individui viene assoggettato alle probabilità condizionali di ingresso nel mercato del lavoro previste nel modulo transizioni, descritto nel paragrafo successivo. La frequenza alla laurea triennale prevede un tasso di abbandono annuo costante pari al 10%. Coloro che incorrono in questo evento diventano “in cerca di prima occupazione” senza aver conseguito il titolo universitario. A partire dal 23esimo anno di età, per ogni individuo iscritto alla laurea triennale si simula il completamento del percorso universitario di primo livello. Tramite il metodo di Monte Carlo si confronta il valore *random* individuale annualmente calcolato con le statistiche nazionali fornite da Almalaurea dei laureati per età alla laurea triennale (figura 9). Se la probabilità assegnata allo studente è maggiore di quella rilevata dal consorzio Almalaurea, il modello decreta il completamento del ciclo di laurea triennale.

³⁹ Oltre il 98% della popolazione studentesca che frequenta la scuola dell'obbligo ha un'età inferiore ai 15 anni. A questi, all'età di 15 anni terminano il percorso formativo obbligatorio. La restante parte termina il percorso formativo obbligatorio all'età rilevata nel 2002.

⁴⁰ Ovviamente, chi al 2002 frequentava già una scuola superiore continua il percorso intrapreso sino all'anno di conseguimento del diploma. Il restante 30 %, acquisito il titolo dell'obbligo entra nel mercato del lavoro secondo le procedure descritte nel modulo transizioni.

Figura 9: Laureati per età alla laurea – Lauree triennali

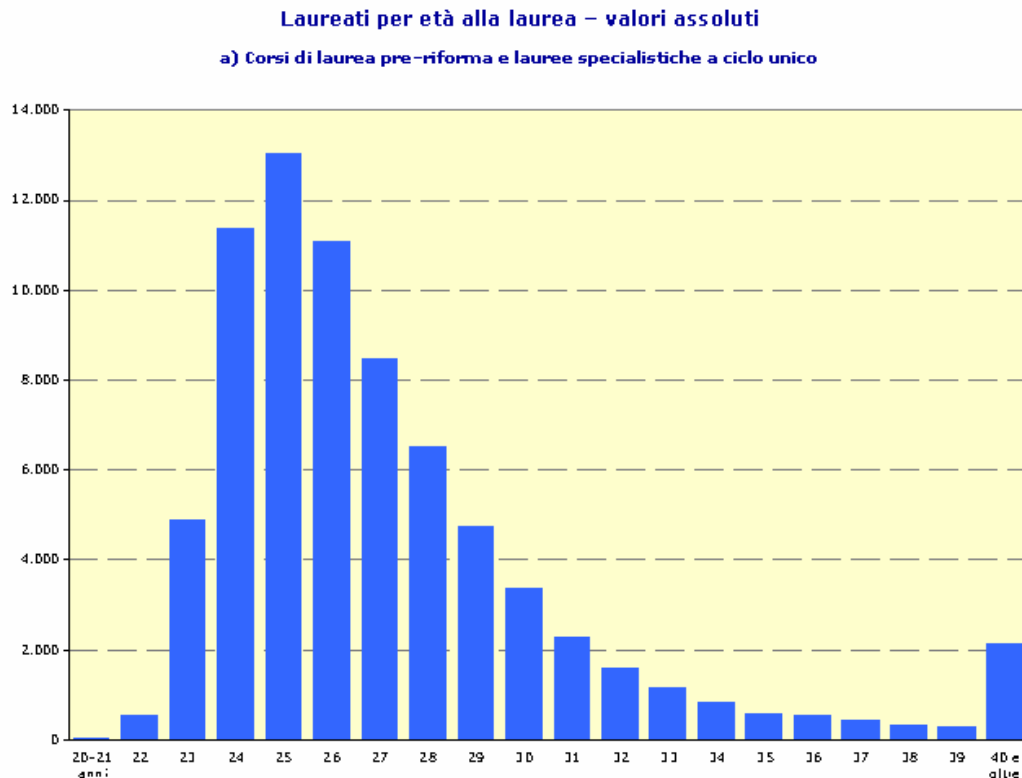


Fonte: <http://www.almalaurea.it/universita/profilo/profilo2003/grafici/diapositiva5.png>

Al conseguimento della laurea di primo livello è prevista la possibilità di entrare nel mercato del lavoro oppure di continuare il percorso formativo iscrivendosi alla laurea specialistica. L'iscrizione ad essa è simulata con probabilità pari al 50%. Ogni studente universitario ha probabilità pari al 90% di iscriversi all'anno di corso successivo. Il restante 10% abbandona gli studi senza aver conseguito il titolo. Il completamento del ciclo di studi è simulato in applicazione del metodo di Monte Carlo e mediante confronto del valore annualmente generato con i dati forniti dal Consorzio Almalaurea (figura 10)⁴¹.

⁴¹ Allo stato attuale, non si simulano percorsi formativi post-laurea. Gli sviluppi futuri prevedono l'implementazione di un modulo istruzione che, tramite una procedura di stima permetta di condizionare le probabilità di continuazione del percorso formativo al contesto socio-economico del nucleo familiare di origine, sulla base dell'indagine trimestrale sulle forze lavoro fornite dall' Istat (IFTS 2001,2002).

**Figura 10: Laureati per età alla laurea –
Corsi di laurea pre-riforma e lauree specialistiche a ciclo unico**



Fonte: <http://www.almalaurea.it/universita/profilo/profilo2003/grafici/diapositiva4.png>

La conclusione della carriera formativa modifica lo status del soggetto, che da studente diventa in cerca di prima occupazione. L'ingresso nel mercato del lavoro e la simulazione del rischio di disoccupazione viene condotta nuovamente in termini probabilistici. Per ogni ex-studente la professione, lo status occupazionale (occupato full-time, occupato part-time, disoccupato, non forza lavoro) e il settore di appartenenza (pubblico, privato) sono attribuiti dal modello condizionatamente al genere e al titolo di studio posseduto. L'imputazione è condotta confrontando il valore casuale generato dal computer con le rispettive probabilità elaborate a partire dalle frequenze osservate nell'Indagine Longitudinale sulle Forze di Lavoro Istat (2000-2001) dei giovani ex-studenti di età inferiore ai 30 anni, anch'esse disaggregate per genere e titolo di studio conseguito. Ai nuovi occupati viene poi corrisposto un salario il cui livello è calcolato nel modulo redditi.

4.2.2 *Il modulo transizioni*

Nel modello di microsimulazione è possibile che gli individui, durante la fase attiva della loro vita, modifichino il loro status occupazionale. Rispetto al problema della definizione del numero di transizioni nel mercato del lavoro la maggior parte di modelli dinamici attualmente disponibili adotta importanti ipotesi semplificatrici che, di fatto, ne rendono possibile la simulazione. A questo riguardo il nostro modello prevede, definiti a priori quattro status occupazionali (occupato full-time, occupato part-time, disoccupato, non forza lavoro) la possibilità per ogni individuo di veder modificato, nel corso della propria vita, il suo stato occupazionale. Tale variabilità è simulata subordinatamente ad alcune caratteristiche osservabili quali l'età, il sesso ed il più alto titolo di studio conseguito⁴².

Nel corso della simulazione, ogni individuo attivo può modificare il suo status occupazionale, transitando tra quattro possibili stati:

- occupato full time;
- occupato part time;
- disoccupato;
- non forza di lavoro.

Le transizioni sono rese possibili mediante implementazione di una procedura di Monte Carlo che confronta il valore casuale annualmente generato con probabilità condizionate (statiche) tratte dall'Indagine Longitudinale Istat sulle Forze di Lavoro del periodo aprile 2001-aprile 2002⁴³. Tali microdati sono gli unici per l'Italia che permettano una stima di questo genere⁴⁴. Essi comunque, non si sottraggono ad un giudizio critico di rappresentatività vista la forte variabilità dei risultati con essi prodotti. L'indisponibilità di

⁴² La qualifica professionale (operaio, impiegato, dirigente, indipendente) e il settore (pubblico o privato) di appartenenza non si modificano mai nella vita. Si tratta di una semplificazione largamente utilizzata. Anche il modello di microsimulazione dinamica sviluppato presso il Sage della London School of Economics (<http://www.lse.ac.uk/collections/SAGE/>) adotta questa ipotesi.

⁴³ In particolare si utilizzano in fase di stima le sole informazioni riferite agli attivi del 2001, osservando il loro status occupazionale ad un anno di distanza.

⁴⁴ Un'altra possibile fonte potrebbero essere gli stessi dati forniti dalla Banca d'Italia. La precedente versione del modello di simulazione utilizzava tali dati ma erano affetti da due vincoli che limitavano enormemente la procedura di stima delle probabilità. Infatti la cadenza biennale dell'indagine non permette la stima di probabilità di transizioni annuali a meno di discutibili ipotesi semplificatrici. Inoltre il panel presente tra due contigue rilevazioni limita fortemente la numerosità campionaria con discutibili effetti sulle stime prodotte.

ulteriori fonti statistiche ci costringe a produrre le matrici di transizione tra stati senza poterne validare i risultati.

Le differenze di genere, età e livelli di scolarizzazione sono state preservate dividendo le probabilità di transizione tra status occupazionali per i lavoratori giovani (fino a 45 anni) da quelle relative ai lavoratori non giovani (da 45 a 60 anni), condizionatamente al genere (uomo, donna) e all'ultimo titolo di studio conseguito (obbligo, diploma, laurea). Le 12 matrici probabilistiche di transizione elaborate sono qui di seguito elencate:

- * uomini fino a licenza media giovani (fino a 45 anni);

- * uomini diploma giovani;

- * uomini laurea giovani;

- * uomini fino a licenza media non giovani (46-60);

- * uomini diploma non giovani;

- * uomini laurea non giovani;

- * donne fino a licenza media giovani (fino a 45 anni);

- * donne diploma giovani;

- * donne laurea giovani;

- * donne fino a licenza media non giovani (46-60);

- * donne diploma non giovani;

- * donne laurea non giovani;

In sostanza, si tiene conto del fatto che la mobilità sul mercato del lavoro può dipendere, oltre che dal genere, dall'esperienza lavorativa e dal titolo di studio. È probabile infatti che la mobilità sia maggiore per i giovani, e per chi ha un basso livello di istruzione. La transizione fra uno status occupazionale ad un altro è governata quindi da matrici di transizione a 4 stati condizionate al genere, all'età e all'ultimo titolo di studio conseguito (tabella 7). Il generico elemento (p_{ij}) presente in una cella della matrice rappresenta la probabilità individuale di trovarsi nello status occupazionale i nell'anno $t-1$ e nello stato j nell'anno di simulazione. Sulla diagonale principale della matrice si leggono le probabilità individuali (e annuali) di non modificare l'occupazione passata. La differenza dal valore certo esprime invece la probabilità di variazione. Quest'ultima è disaggregata in tre

differenti status occupazionali. La somma delle singole righe delle matrici corrisponde come da ipotesi, al valore certo⁴⁵.

Tabella 7: Matrici probabilistiche di transizione dello status occupazionale

Uomini con obbligo scolastico e con età inferiore ai 45 anni					
Anno t-1	status	Anno t			
		occupato full-time	occupato part-time	disoccupato	non forza lavoro
	occupato full-time	95,49	1,16	1,89	1,45
	occupato part-time	46,31	46,71	4,53	2,45
	disoccupato	21,03	1,79	60,4	16,79
	no forza lavoro	18,36	1,78	22,72	57,14
	Totale	100	100	100	100
Donna con obbligo scolastico e con età inferiore ai 45 anni					
Anno t-1	status	Anno t			
		occupato full-time	occupato part-time	disoccupato	non forza lavoro
	occupato full-time	89,21	3,33	2,41	5,05
	occupato part-time	18,86	70,76	3,56	6,82
	disoccupato	9,4	3,98	56,56	30,06
	no forza lavoro	4,18	1,46	6,47	87,89
	Totale	100	100	100	100
Uomini con diploma e con età inferiore ai 45 anni					
Anno t-1	status	Anno t			
		occupato full-time	occupato part-time	disoccupato	non forza lavoro
	occupato full-time	96,68	1,02	1,32	0,98
	occupato part-time	34,14	58,5	3,96	3,4
	disoccupato	26,17	1,47	55,77	16,6
	no forza lavoro	33,06	1,75	26,28	38,92
	Totale	100	100	100	100
Donna con diploma e con età inferiore ai 45 anni					
Anno t-1	status	Anno t			
		occupato full-time	occupato part-time	disoccupato	non forza lavoro
	occupato full-time	91,68	4,26	1,8	2,26
	occupato part-time	15,29	78,37	3,01	3,33
	disoccupato	13,73	5,98	55,09	25,2
	no forza lavoro	5,69	2,65	8,68	82,98
	Totale	100	100	100	100

⁴⁵ L'ipotesi su cui si basa questo tipo di simulazione è quella che in ogni istante t, l'individuo possa trovarsi in uno dei 4 stati e non al di fuori di essi.

Uomini con laurea e con età inferiore ai 45 anni					
Anno t-1	Anno t				
	status	occupato full-time	occupato part-time	disoccupato	non forza lavoro
	occupato full-time	97,07	2,06	0,29	0,58
	occupato part-time	28,45	65,12	1,86	4,57
	disoccupato	34,85	2,48	49,28	13,39
	no forza lavoro	45,68	2,06	12,95	39,31
Donna con laurea e con età inferiore ai 45 anni					
Anno t-1	Anno t				
	status	occupato full-time	occupato part-time	disoccupato	non forza lavoro
	occupato full-time	91,48	5,95	1,27	1,3
	occupato part-time	15,69	79,89	1,17	3,26
	disoccupato	20,03	8,42	51,71	19,85
	no forza lavoro	11,5	4,67	17,33	66,51
Uomini con obbligo scolastico e con età superiore ai 45 anni					
Anno t-1	Anno t				
	status	occupato full-time	occupato part-time	disoccupato	non forza lavoro
	occupato full-time	92,17	0,97	0,89	5,97
	occupato part-time	47,94	37,08	0,86	14,11
	disoccupato	24,1	0,92	58,05	16,92
	no forza lavoro	3,64	0,76	2,23	93,37
Donna con obbligo scolastico e con età superiore ai 45 anni					
Anno t-1	Anno t				
	status	occupato full-time	occupato part-time	disoccupato	non forza lavoro
	occupato full-time	85,88	3,48	0,85	9,79
	occupato part-time	18,58	67,25	2,23	11,95
	disoccupato	3,3	3,92	49,33	43,45
	no forza lavoro	1,15	0,68	1,1	97,06
Uomini con diploma e con età superiore ai 45 anni					
Anno t-1	Anno t				
	status	occupato full-time	occupato part-time	disoccupato	non forza lavoro
	occupato full-time	94,88	1,17	0,43	3,52
	occupato part-time	30,55	60,58	0,96	7,91
	disoccupato	24,76	5,21	55,98	14,05
	no forza lavoro	3,43	0,42	1,13	95,02

Donna con diploma e con età superiore ai 45 anni

Anno t-1	status	Anno t				Totale
		occupato full-time	occupato part-time	disoccupato	non forza lavoro	
	occupato full-time	91,77	3,68	0,34	4,21	100
	occupato part-time	15,84	78,21	0,79	5,16	100
	disoccupato	20,68	0	42,54	36,78	100
	no forza lavoro	1,88	1,43	0,51	96,18	100

Uomini con laurea e con età superiore ai 45 anni

Anno t-1	status	Anno t				Totale
		occupato full-time	occupato part-time	disoccupato	non forza lavoro	
	occupato full-time	95,7	1,91	0,11	2,27	100
	occupato part-time	15,28	80,52	0	4,2	100
	disoccupato	20,31	0	38,19	41,5	100
	no forza lavoro	6,19	0	0	93,81	100

Donna con laurea e con età superiore ai 45 anni

Anno t-1	status	Anno t				Totale
		occupato full-time	occupato part-time	disoccupato	non forza lavoro	
	occupato full-time	87,34	9,14	0,31	3,21	100
	occupato part-time	4,89	93,05	0	2,06	100
	no forza lavoro	2,03	1,78	0,85	95,34	100

4.2.3 Modulo redditi

Per simulare la distribuzione del redditi da pensione è necessario procedere alla simulazione del reddito da lavoro per ciascun individuo del campione, sul quale le pensioni sono poi calcolate. Le due equazioni che seguono riassumono l'andamento temporale del reddito individuale da lavoro simulato nel modello sono le seguenti:

$$(1) \ln y_{it} = a + bX_{it} + r_{it}, \quad \text{dove} \quad r_{it} = u_i + e_{it},$$

$$(2) e_{it} = re_{it-1} + z_{it},$$

dove $\ln y_{it}$ è il logaritmo del reddito individuale da lavoro, al lordo dell'imposta personale; l'indice i si riferisce all'individuo i -esimo e l'indice t all'anno t ; infine, ipotizziamo che $u \sim N(0, s_u^2)$; $e \sim N(0, s_e^2)$; $z \sim N(0, s_z^2)$; $\text{cov}(u, e) = 0$.

Il vettore X comprende alcune tra le variabili tipiche della stima di una funzione minceriana del reddito; la loro descrizione è presentata tra breve. Nel passaggio da un anno al successivo, il reddito da lavoro individuale si modifica sia perché cambiano alcuni dei valori che compongono il vettore X (l'età aumenta, si può restare disoccupati, si può passare da un lavoro part time ad uno a tempo pieno), sia perché si modifica il valore dell'errore e_{it} . Altre componenti della specificazione logaritmica invece non cambiano, ad esempio il genere, il titolo di studio, l'area geografica, e l'effetto fisso individuale u_i .

Si tratta di un modello dinamico con *random effects*. Il termine u_i è un effetto fisso permanente, e_{it} è invece un termine che varia di anno in anno, ma è autocorrelato di ordine 1. Quanto maggiore è il peso del primo errore, tanto più uniforme e "pulito" è l'andamento nel tempo del reddito individuale. L'effetto di u_i dovrebbe riassumere tutti gli aspetti che influiscono sul reddito individuale, ma non variano di anno in anno, e che la regressione non è in grado di cogliere perché si tratta di variabili inosservabili (motivazione al lavoro, intelligenza, reti di relazione, ecc.), ma che sicuramente influenzano il reddito da lavoro. L'altro errore fornisce invece un contributo al reddito che varia, in positivo o in negativo, di anno in anno. Non è però del tutto scollegato dal passato, perché quanto accade in un anno dipende in parte dalla sua precedente realizzazione.

Dalla seconda espressione deriva che : $s_z = s_e \sqrt{1 - r^2}$. Dal momento che u_i ed e_{it} sono indipendenti, la quota di varianza del residuo r_{it} dovuta all'effetto fisso u_i è

$$I = \frac{s_u^2}{s_u^2 + s_e^2}.$$

Per stimare i parametri di questo modello, si sono seguite preliminarmente tre strade:

- 1) Stima sul panel dei dati dell'indagine campionaria della Banca d'Italia, 1995-2002.
- 2) Stima sulla sola cross-section dell'indagine campionaria della Banca d'Italia 2002.
- 3) Stima sul Campione longitudinale degli attivi e dei pensionati (Clap) dell'Inps.

Di seguito riportiamo e commentiamo i risultati delle stime.

1) *Stima sul panel Banca d'Italia, 1995-2002.*

Se consideriamo le ultime quattro indagini disponibili sui redditi effettuate dalla Banca d'Italia, otteniamo un campione di 2483 lavoratori dipendenti presenti in almeno due occasioni, e di 546 osservazioni indipendenti. Nella tabella che segue si riporta il risultato della stima relativa a tutti i lavoratori dipendenti

Le variabili esplicative, cioè il vettore delle X in (1), sono quelle tradizionali per il modello di capitale umano *alla Mincer*: un polinomio nell'età, due dummies relative all'area geografica, la professione, il genere, il titolo di studio, una dummy relativa al lavoro part-time, ed una sul settore pubblico. I coefficienti appaiono stimati con precisione ed hanno i segni attesi. Il problema principale di questo modello consiste nella stima prodotta per la variabilità relativa dell'errore fisso e dell'errore autocorrelato. La quota di varianza totale della variabile dipendente spiegata dall'errore fisso (il nostro I) è infatti pari a solo il 40% circa. Se questi coefficienti fossero imposti alla microsimulazione dei redditi, la conseguenza sarebbe un profilo individuale del reddito estremamente variabile di anno in anno per la stessa persona. Ciò implicherebbe rilevanti problemi in sede di interpretazione dei risultati. Nel metodo di calcolo retributivo della pensione, ad esempio, sono centrali i valori dei redditi relativi agli ultimi anni di lavoro; se sono molto diversi tra loro, la pensione risultante diventa largamente indeterminata e scollegata dal reddito precedente. Utilizzando questi parametri, quindi, non si saprebbe più quanta parte dei

risultati distributivi finali sia dovuta alle diverse regole pensionistiche implementate, e quanta invece alle ipotesi sulla simulazione dei redditi.

Tabella 8: Stima sui dati panel Banca d'Italia, 1995-2002 – Lavoratori dipendenti

	Coefficiente	Standard error	z
Eta	0.113748	0.017488	6.5
Eta2	-0.00191	0.000443	-4.31
Eta3	1.06E-05	3.62E-06	2.93
Nord Italia	0.060573	0.015598	3.88
Sud	-0.09723	0.016964	-5.73
Operaio	-0.17674	0.0142	-12.45
Dirigente	0.180752	0.015726	11.49
Medie	-0.13331	0.014449	-9.23
Laurea	0.155595	0.017793	8.74
Donna	-0.26887	0.012519	-21.48
Part-time	-0.57183	0.01999	-28.61
Pubblico	-0.041	0.012694	-3.23
_Cons	7.903769	0.22154	35.68
rho_ar	.11854529	(estimated autocorrelation coefficient)	
sigma_u	.22698784		
sigma_e	.27717741		
rho_fov	.40142703	(fraction of variance due to u_i)	
RE GLS regression with AR(1) disturbances		Number of obs = 6197	
Group variable (i): ss		Number of groups = 2483	
R-sq: within = 0.1325 between = 0.5506		overall = 0.4866	
Wald chi2(13) = 3798.53			

La stima che segue, tratta dallo stesso data set, è invece relativa al campione di tutti gli indipendenti. Come prevedibile, i risultati sono meno netti, sia perché la dimensione è inferiore, sia perché i redditi degli autonomi sono più variabili e difficilmente stimabili. Non a caso solo un quinto della varianza totale sarebbe dovuta all'effetto fisso.

Tabella 9: Stima sui dati panel Banca d'Italia, 1995-2002 – Lavoratori indipendenti

	Coefficiente	Standard error	z
Eta	0.153186	0.087245	1.76
Eta2	-0.00249	0.001942	-1.28
Eta3	1.25E-05	1.39E-05	0.9
Nord Italia	0.073071	0.083455	0.88
Sud	-0.23343	0.086354	-2.7
Medie	-0.28929	0.070733	-4.09
Laurea	0.346687	0.102305	3.39
Donna	-0.55417	0.077627	-7.14
Part-time	-1.33148	0.221271	-6.02
_Cons	7.071642	1.260081	5.61

rho_ar	.13552967	(estimated autocorrelation coefficient)
sigma_u	.4184817	
sigma_e	.77932105	
rho_fov	.22381347	(fraction of variance due to u_i)
RE GLS regression with AR(1) disturbances		Number of obs = 1083
Group variable (i): ss		Number of groups = 546
R-sq: within =0.0613 between = 0.2073		overall = 0.1819
Wald chi2(13)= 189.04		

2) Stima sulla sola cross-section Banca d'Italia 2002

Posto che si sia deciso di non usare le informazioni sulla varianza dei residui ottenute dalla stima panel, perché determinerebbero redditi troppo variabili di anno in anno per ogni singolo agente, una possibile alternativa consiste nella stima del modello di capitale umano sulla sola cross-section del 2002, l'ultima disponibile, e nella definizione di valori esogenamente definiti per le varianze dei residui. In questo caso uno dei vantaggi sarebbe la maggiore numerosità campionaria.

I risultati delle quattro stime compiute sui lavoratori dell'indagine Banca d'Italia 2002 sono riportati nella tabella che segue.

Tabella 10: Stima sui dati Banca d'Italia 2002

Dipendenti fino a licenza media							
	Coef.	Std. Err.	t				
Eta	0.014925	0.041917	0.36				
Eta2	-5.3E-05	0.000993	-0.05				
Eta3	-1.05E-06	7.64E-06	-0.14				
Nordita	0.094087	0.018661	5.04				
Sud	-0.12771	0.021566	-5.92				
Operaio	-0.24071	0.020458	-11.77				
Dirigente	0.209349	0.05558	3.77				
Donna	-0.19251	0.017498	-11				
Part-time	-0.61469	0.033371	-18.42				
Pubblico	-0.05403	0.021294	-2.54				
_Cons	9.465751	0.572626	16.53				
Number of obs				1923			
F(10, 1912)				96.07			
Adj R-squared				0.3309			
Root MSE				0.32525			
Dipendenti con laurea							
	Coef.	Std. Err.	t				
Eta	0.174203	0.095159	1.83				
Eta2	-0.00354	0.002227	-1.59				
Eta3	0.000025	1.69E-05	1.48				
Nordita	0.265162	0.043311	6.12				
Sud	0.093714	0.048424	1.94				
Operaio	-0.61314	0.144141	-4.25				
Dirigente	0.398618	0.039685	10.04				
Donna	-0.19146	0.03586	-5.34				
Part-time	-0.65341	0.084614	-7.72				
Pubblico	-0.08626	0.041461	-2.08				
_Cons	7.115697	1.316807	5.4				
Number of obs				652			
F(10, 1912)				47.13			
Adj R-squared				0.4147			
Root MSE				0.41937			

Dipendenti con diploma							
	Coef.	Std. Err.	t				
Eta	0.045525	0.04365	1.04				
Eta2	-0.00057	0.001073	-0.53				
Eta3	2.54E-06	8.56E-06	0.3				
Nordita	0.033402	0.018988	1.76				
Sud	-0.17737	0.021826	-8.13				
Operaio	-0.21444	0.018596	-11.53				
Dirigente	0.357567	0.026506	13.49				
Donna	-0.1561	0.01553	-10.05				
Part-time	-0.64006	0.027479	-23.29				
Pubblico	-0.05279	0.01637	-3.22				
_Cons	8.945253	0.575738	15.54				
Number of obs				2268			
F(10, 2257)				180.87			
Adj R-squared				0.4424			
Root MSE				0.34129			
Indipendenti							
	Coef.	Std. Err.	t				
Eta	-0.12374	0.14574	-0.85				
Eta2	0.00376	0.003348	1.12				
Eta3	-3.3E-05	0.000025	-1.3				
Nordita	0.164488	0.067461	2.44				
Sud	-0.1802	0.074294	-2.43				
Operaio	-0.12247	0.05543	-2.21				
Dirigente	0.416511	0.073669	5.65				
Donna	-0.32005	0.06189	-5.17				
Part-time	0.205624	0.128383	1.6				
Pubblico	10.8901	2.053091	5.3				
_Cons	-0.12374	0.14574	-0.85				
Number of obs				906			
F(10, 2257)				14.72			
Adj R-squared				0.12			
Root MSE				0.75067			

Se si vogliono utilizzare i risultati della stima cross-section sul campione Banca d'Italia del 2002, occorre estrarre, per ciascun individuo della simulazione, l'effetto fisso da una distribuzione normale con media 0 e varianza uguale a $\frac{s_u^2}{s_u^2 + s_e^2} \widehat{VAR}(r)$, dove $\widehat{VAR}(r)$ è la varianza dei residui della regressione in cui il logaritmo del reddito annuale è la variabile dipendente. In tal caso, però, è necessario fare una ipotesi sull'importanza relativa di s_u^2 e di s_e^2 , perché si tratta di valori che non si possono ricavare da una stima cross-section. Stesso discorso vale per il parametro r . L'evidenza disponibile per l'Italia ed altri paesi suggerisce per l un valore attorno a 0.7-0.8, e per r un valore attorno a 0.5.

Il profilo individuale tende ad essere tanto più stabile nel tempo quanto maggiori sono i valori di questi due parametri. Nella simulazione di base, per enucleare nel modo più chiaro possibile l'effetto dei diversi regimi pensionistici, scegliamo un valore ancora più alto per la varianza dell'effetto fisso: $l = 0.95$; $r = 0.5$. Ciò implica una elevata correlazione temporale dei redditi del medesimo individuo. In questo modo la pensione è frutto soprattutto delle specifiche regole di calcolo e del profilo del reddito medio nel ciclo di vita per un individuo con date caratteristiche, e dipende solo in misura ridotta da shock temporanei che possono essere presenti.

Il termine di errore autoregressivo è inizialmente estratto da una normale con media nulla e varianza $(1 - l) \widehat{VAR}(r)$, e negli anni successivi è aggiornato usando la formula (2). La variabile z_{it} è quindi estratta da una normale con media nulla e varianza uguale a $(1 - l) \widehat{VAR}(r)$. Al valore così estratto si aggiunge, per ottenere e_{it} , il termine re_{it-1} . La stessa procedura si applica ad individui che via via escono dal modulo istruzione, ed entrano nel mercato del lavoro dopo il 2002.

3) Stima sul Campione longitudinale degli attivi e dei pensionati (Clap) dell'Inps.

Sul panel Clap, recentemente reso disponibile dall'Inps e dal committente di questa ricerca, è possibile stimare sia l che r . Il limite principale di questo data set consiste nella mancanza dell'informazione sul titolo di studio del lavoratore. È infatti noto che la pendenza del profilo del reddito nel ciclo vitale varia sensibilmente a seconda del livello di

istruzione; sarebbe quindi fuorviante imporre a tutti i lavoratori un unico gradiente nella relazione tra reddito ed età. Il vantaggio maggiore di questo panel consiste nella sua lunga durata temporale; nella versione resa disponibile, esso copre il periodo dal 1985 al 2001.

La tabella che segue illustra i risultati di una stima su un sottoinsieme dei lavoratori dipendenti del data base, che comprende circa 4200 individui, ognuno presente in media per 8 anni nell'archivio.

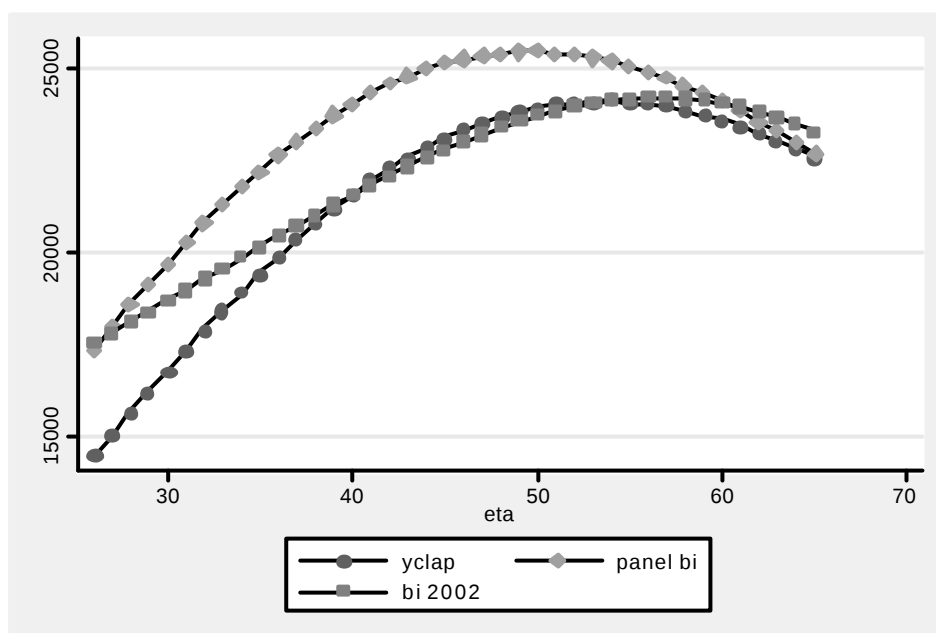
Tabella 11: Stima sui dati del campione Clap

	Coefficiente	Standard error	z
Eta	0.174584	0.008297	21.04
Eta2	-0.00325	0.000225	-14.42
Eta3	2.03E-05	1.95E-06	10.43
Operaio	-0.1845	0.00846	-21.81
Dirigente	0.263782	0.028253	9.34
Nord	0.164258	0.010815	15.19
Sud	-0.04562	0.012912	-3.53
Donna	-0.29551	0.012234	-24.15
Part-timet	-0.1809	0.015223	-11.88
_Cons	6.736172	0.097898	68.81
rho_ar	0.503394	(estimated autocorrelation coefficient)	
sigma_u	0.334485		
sigma_e	0.331914		
rho_fov	0.503858	(fraction of variance due to u_i)	
RE GLS regression with AR(1) disturbances		Number of obs = 42003	
Group variable (i): ss		Number of groups = 4867	
R-sq: within =0.1687 between = 0.2621		overall = = 0.2607	
Wald chi2(13) = 6233.18			

I coefficienti sono stimati in modo molto preciso, ma anche in questo caso la variabilità stimata di anno in anno dei dati individuali è notevole, anche se inferiore rispetto alla stima sul panel Banca d'Italia. Si nota inoltre un forte aumento della stima del coefficiente r rispetto alla stima sul panel Banca d'Italia.

La figura che segue presenta gli andamenti stimati del reddito medio di tutti i lavoratori rispetto all'età, ottenuti sulla base delle tre stime descritte.

Figura 11: Reddito medio per età in base alle diverse stime



Alla luce di queste stime, abbiamo deciso di procedere definendo una simulazione di base sfruttando i risultati della stima cross section BdI02, e di utilizzare poi le stime Clap per analisi di sensitività nell'ipotesi che questa simulazione rappresenti meglio uno scenario di maggiore dispersione nella distribuzione dei redditi da lavoro.

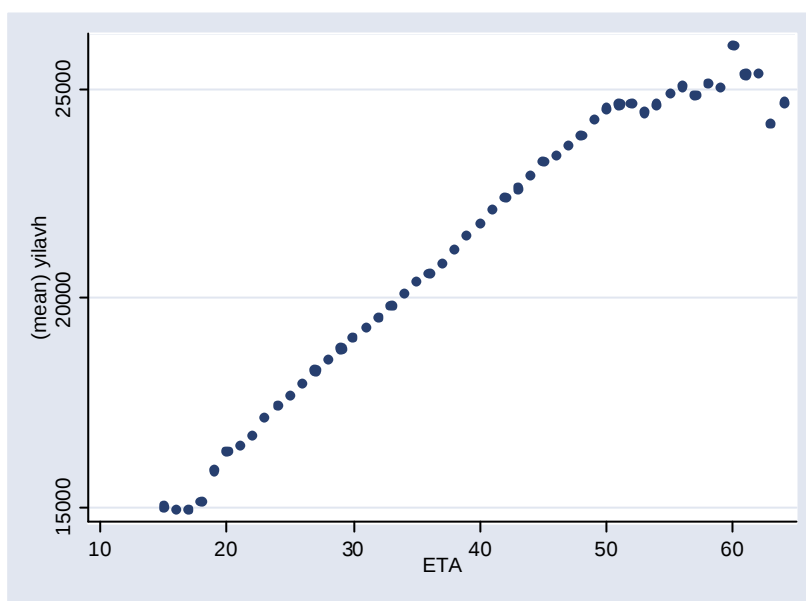
Lo schema è quindi il seguente:

- Simulazione di base con limitata erraticità dei redditi individuali nel tempo, con coefficienti tratti dalla stima cross section BdI 2002, e con $l = 0.95$; $r = 0.5$.
- Prima analisi di sensitività: coefficienti come in a), ma $l = 1$; $r = 0.5$.
- Seconda analisi di sensitività: coefficienti come in a), ma $l = 0.8$; $r = 0.5$.
- Terza analisi di sensitività: sia i coefficienti che le varianze dei diversi residui sono tratti dal Clap (caso con massima mobilità dei redditi individuali).

La figura 12 riporta l'andamento del reddito medio da lavoro imputato per tutti gli individui. Questi valori medi sono tratti dai primi nove anni di simulazione, dal 2002 al 2010, perché successivamente il numero dei lavoratori giovani si riduce progressivamente e quindi sarebbe difficile calcolare valori medi per tutte le età. L'andamento uniformemente

crescente, e non a campana, è dovuto al fatto che il reddito da lavoro risultante dalla imputazione tramite regressioni viene successivamente moltiplicato per una costante pari ad $1+g$, dove g è il tasso di crescita annuo, posto pari all'1,5% nella simulazione base.

Figura 12: Reddito medio da lavoro simulato. (periodo: 2002-2010).



Le due figure che seguono presentano invece l'evoluzione media dei redditi da lavoro imputati calcolati separatamente per i due sessi, e per tre titoli di studio. In ciascuna delle due figure, la serie più elevata si riferisce ai laureati, seguono i diplomati ed infine i lavoratori con titolo di studio pari all'obbligo scolastico. La scala del grafico è superiore per i redditi maschili. Al crescere del livello di istruzione, la curva diventa più ripida.

Figura 13: Reddito medio da lavoro per titolo di studio, uomini 2002-2010.

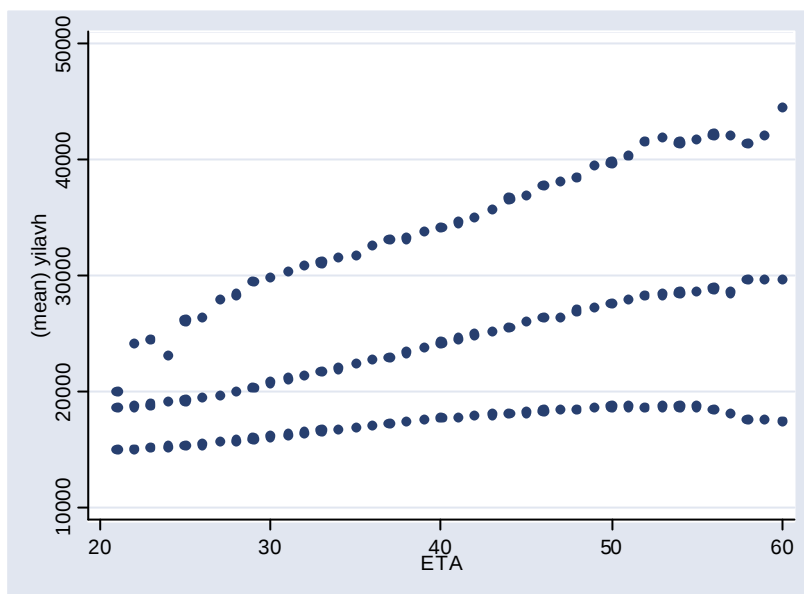
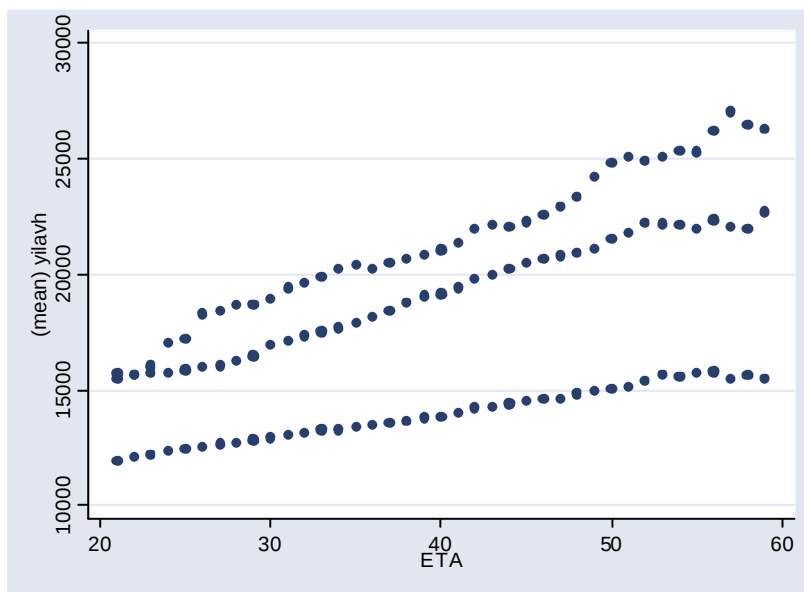


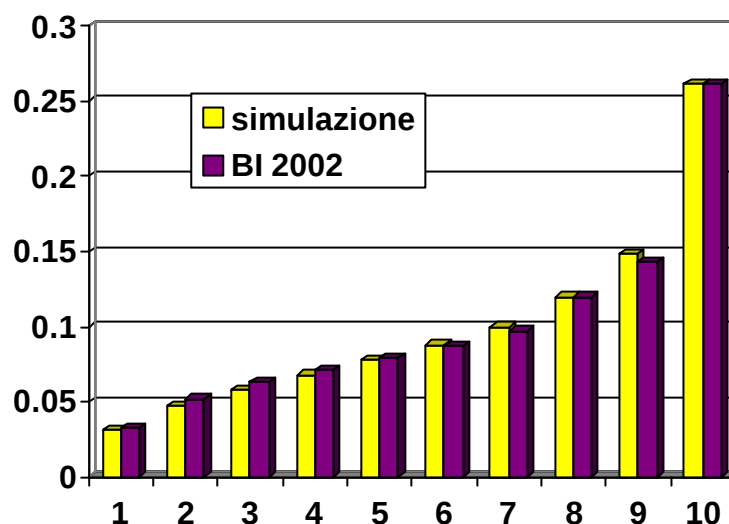
Figura 14: Reddito medio da lavoro per titolo di studio, donne 2002-2010.



La figura che segue confronta invece la disuguaglianza nei redditi da lavoro simulati nel modello (nel solo anno 2002) e quella presente in Bdl 2002. Viene mostrata infatti la quota del reddito complessivo percepita da ciascun decile di reddito lordo, considerando

congiuntamente tutti gli individui che abbiano un reddito positivo. Si nota che le due quote sono sempre molto vicine, ad indicare come nella simulazione sia stato riprodotto un grado di dispersione dei redditi individuali molto vicino a quello presente nei dati originari.

Figura 15: Quote del reddito da lavoro possedute da ciascun decile di reddito da lavoro. Anno 2002.



L'evoluzione complessiva della disuguaglianza dei redditi da lavoro, calcolata solo sui redditi maggiori di zero, è mostrata in figura 16.

L'indice di Gini dei redditi da lavoro si mantiene attorno a 0.32-0.33% fino al 2030 circa, poi aumenta progressivamente fino a circa 0.36. Si noti però che questo indice non misura la disuguaglianza tra tutti i redditi da lavoro, dal momento che nel modello non vengono per il momento simulati i percorsi dei lavoratori che avevano nel 2002 meno di 12 anni di età. La numerosità dell'insieme dei lavoratori si riduce quindi progressivamente nel corso del tempo, mentre aumenta progressivamente la loro età media, come mostrano le figure 17 e 18. L'aumento della disuguaglianza dei redditi da lavoro si spiega quindi col fatto che, via via che il tempo passa, si osserva un insieme di lavoratori sempre più vecchio, in cui quindi i diversi profili per età dei redditi, soprattutto per titolo di studio, hanno maggior tempo per produrre i propri effetti sulla disuguaglianza. È noto infatti che, in una data coorte, i redditi da lavoro tendono a diventare sempre più diseguali col passare del

tempo. Il brusco calo dell'indice negli ultimissimi anni dipende dal fatto che sul finire del periodo di osservazione il numero dei lavoratori diventa molto basso (42 nel 2050), quindi l'indice dipende dalla presenza di eventuali outlier.

Figura 16: Indice di Gini del reddito da lavoro

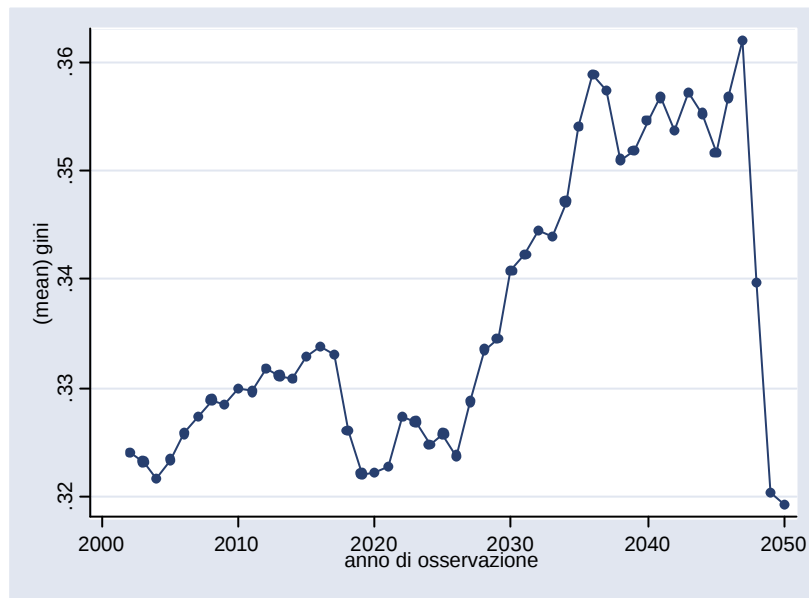


Figura 17: Numero lavoratori con reddito da lavoro maggiore di zero

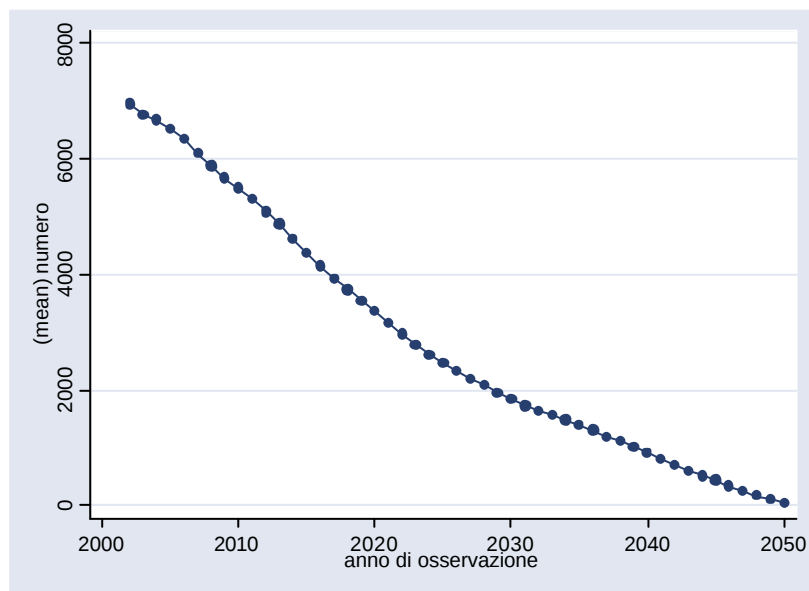
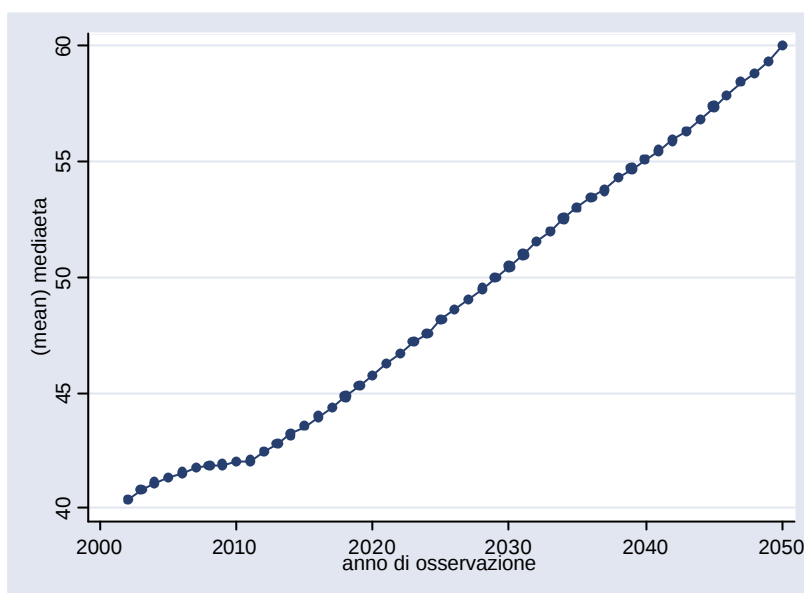


Figura 18: Età media dei percettori di reddito da lavoro



4.3 Il modulo sicurezza sociale

La simulazione delle scelte individuali di pensionamento e il calcolo delle prestazioni di lavoro, di reversibilità e dell'assegno sociale sono realizzati all'interno del modulo sicurezza sociale. Le informazioni necessarie al computo delle pensioni di lavoro e di reversibilità sono desunte dai risultati dei precedenti moduli demografici ed economici. Preliminarmente il modello aggrega le informazioni sui redditi passati degli individui attivi nel 2002 (*modulo storico*) con quelle sui redditi futuri (*modulo redditi*).

Per quanto riguarda la dinamica temporale delle variabili esogene del modello i tassi di crescita utilizzati nella simulazione sono quelli usati nel modello della Ragioneria Generale dello Stato (2004) e riportati nella tabella 12. In particolare l'importo minimo delle pensioni, i tetti contributivi e le soglie minime di determinazione degli importi delle pensioni di reversibilità e degli assegni sociali, crescono nel tempo secondo le previsioni di crescita del Pil reale. Ai redditi da lavoro viene applicato un fattore di crescita coerente con la dinamica della produttività reale.

Tabella 12: Ipotesi macroeconomiche utilizzate nelle simulazioni e nella definizione della dinamica dei tetti e delle soglie minime degli importi dei contributi e delle pensioni previdenziali e assistenziali. Valori percentuali.

Tasso di crescita annuale di:	Fino al 2010	dal 2010 al 2020	dal 2020 al 2030	dal 2030 al 2040	dopo il 2040
Produttività	1.2	1.6	1.9	2.0	2.0
Pil reale	1.8	1.6	1.5	1.3	1.4

Fonte: Ministero dell'Economia e delle Finanze: Le tendenze di medio-lungo periodo del sistema pensionistico e sanitario, Rapporto n. 6 – dicembre 2004, pp.XVI

Riguardo alla prima ipotesi, ci pare che questa sia adeguata su un orizzonte temporale di cinque decenni, quale quello lungo il quale si stimano gli effetti distributivi delle riforme in questo modello. È infatti irrealistico immaginare che in termini reali gli importi minimi delle pensioni e/o quelli degli assegni sociali restino fermi ai valori del primo anno della simulazione e ci pare arbitrario imporre cambiamenti discreti in anni particolari. Rispetto alla seconda ipotesi, quella relativa alla dinamica delle retribuzioni, essa probabilmente tende, soprattutto nella seconda parte della simulazione, a sovrastimare la dinamica delle retribuzioni individuali perché i suoi effetti si aggiungono a quelli disegnati dai profili individuali del reddito stimati su dati nei quali la composizione per età della forza lavoro e quindi anche il rapporto relativo delle retribuzioni tra differenti classi di età è differente da quella che presumibilmente si realizzerà tra 30 o 40 anni.

La categoria occupazionale, che rimane invariata lungo la fase attiva per ogni individuo (lavoro dipendente, pubblico e/o privato, lavoro autonomo), determina automaticamente la gestione pensionistica di appartenenza, mentre lo stato civile (coniugato, single, vedovo/a) definisce, assieme ai redditi da lavoro e pensione individuali, i criteri di accessibilità alla pensione di reversibilità. La durata del periodo di attività dipende dall'età di entrata nel mercato del lavoro, stimata dal modello, dagli anni di attività, da quelli di disoccupazione e/o di non appartenenza alla forza lavoro e dall'età di uscita dal mercato del lavoro per pensionamento. Da ultimo, nel caso in cui siano presenti i requisiti di età e quelli di reddito individuale e familiare il modello assegna l'assegno sociale ad importo pieno o ridotto.

La scelta dell'età di pensionamento per i trattamenti di lavoro è definita sulla base di un procedimento a due stadi. Al passare degli anni il modello calcola per ogni individuo sia

l'età che l'anzianità contributiva ed è quindi in grado di tenere conto contemporaneamente della maturazione dei requisiti per l'accesso alla pensione di anzianità e/o alla pensione di vecchiaia. Nel definire il passaggio dalla condizione di lavoratore a quella di pensionato da lavoro abbiamo adottato l'ipotesi, coerente con l'osservazione empirica sul comportamento dei pensionati negli anni recenti (Marano e Sestito 2004), che non tutti coloro che maturano il requisito per il pensionamento di anzianità decidono di usufruirne immediatamente. Per questa ragione, nella simulazione di base, solo il 50% degli individui che in ogni anno maturano il requisito di anzianità contributiva ed età accedono al pensionamento anticipato di anzianità. Il rimanente 50% dei potenziali pensionati di anzianità ritorna, per almeno un anno, nel mercato del lavoro. La scelta degli individui che anno per anno, maturate le condizioni, accedono al pensionamento di anzianità è determinato in maniera casuale utilizzando la procedura di Monte Carlo⁴⁶. Il secondo canale di accesso al pensionamento da lavoro è quello relativo al raggiungimento dell'età legale di pensionamento in presenza dei minimi contributivi. In questo caso, nella simulazione di base, ipotizziamo che tutti gli individui che maturano il requisito decidano di uscire dal mercato del lavoro per accedere al pensionamento. Nella simulazione di base dunque il modello non esamina la possibilità di rimanere nel mercato del lavoro una volta superata l'età legale di pensionamento. L'insieme delle regole pensionistiche che verrà descritto nel prossimo paragrafo e delle ipotesi adottate sulla scelta dell'uscita dal mercato del lavoro generano una distribuzione dell'età media di pensionamento descritta nelle tabelle seguenti.

⁴⁶ Alternativamente avremmo potuto imporre agli individui del modello una qualche regola di scelta collegata ad ipotesi di massimizzazione intertemporale dell'utilità e quindi implicitamente di confronto tra costi e benefici della permanenza nel mercato del lavoro una volta maturati i requisiti per uscirne. Tuttavia due ragioni ci hanno portato a non adottare questa scelta: i) in tutti i casi gli individui che maturano i requisiti per l'anzianità hanno tassi di copertura superiori a quelli medi; ii) i lavori empirici che hanno cercato di identificare "comportamenti massimizzanti" di tipo intertemporale nella scelta di pensionamento anticipato non sembrano trovare significative evidenze a questo riguardo (Ministero del lavoro e delle politiche sociali 2002).

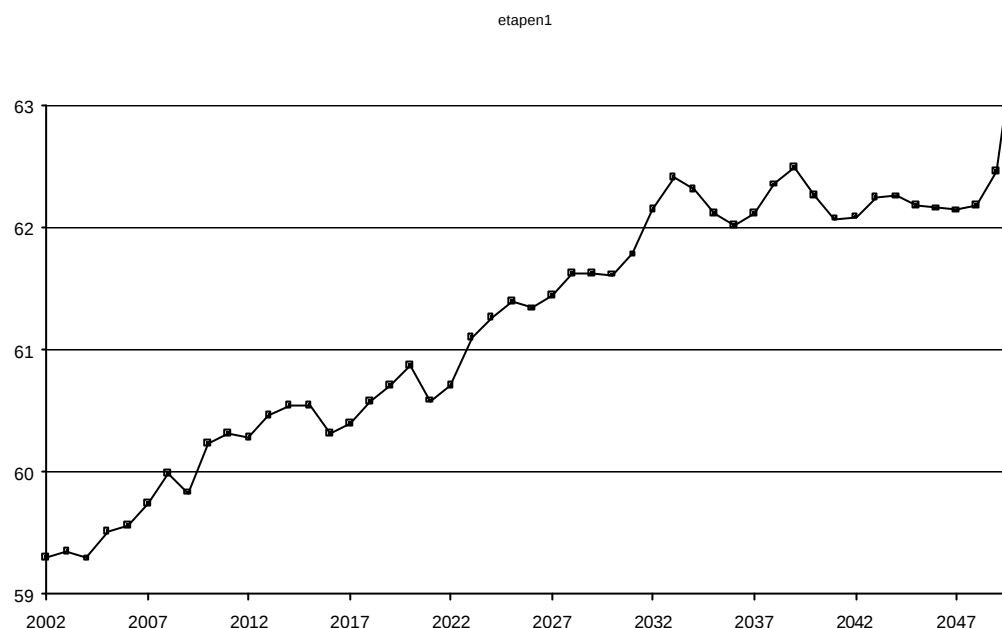
Tabella 13: Età di pensionamento nel modello. Dati dal 2002 al 2050.

Età	Quota sul totale	di cui donne
53	0.2%	15,1%
54	0.6%	19,8%
55	1.3%	22,9%
56	1.7%	19,7%
57	7.0%	31,6%
58	6.5%	34,5%
59	4.2%	35,7%
60	36.7%	83,1%
61	2.5%	15,4%
62	2.6%	13,5%
63	2.4%	10,6%
64	1.8%	11,4%
65	32.6%	0,1%

Alcuni aspetti che emergono dalla lettura della tabella sembrano degni di nota. In primo luogo si nota una concentrazione della scelta di pensionamento intorno alle due età “legali”, ovvero 60 anni per le donne e 65 per gli uomini. In secondo luogo una quota ancora non marginale di individui, presumibilmente nella prima parte della simulazione, esce dal mercato del lavoro prima dei 60 anni.

Ulteriori disaggregazioni confermano una tendenza, sebbene moderata, all’aumento dell’età di pensionamento con il passare degli anni. La distinzione dei pensionati in “retributivi”, “misti” e “contributivi” consente di evidenziare come l’età media di pensionamento sia rispettivamente di 60,1, 61,2 e 62,1 anni. Distinti per sesso, gli uomini vanno in pensione in media a 62,5 anni e le donne a 59,7 anni. La progressiva uniformazione delle normative pensionistiche sembra avere un effetto di un certo peso se la popolazione dei pensionati viene suddivisa in funzione della gestione pensionistica: i dipendenti del settore privato vanno in pensione in media a 61,3 anni, quelli del settore pubblico a 60,9 anni e i pensionati della gestione dei lavoratori autonomi escono dal mercato del lavoro all’età media di 62,6 anni. Infine il campione può essere suddiviso in funzione dell’anno di pensionamento. In questo caso i dati, come evidente dalla figura seguente, confermano una tendenza alla continua crescita dell’età media di pensionamento, che passa dai 59 anni circa del primo anno della simulazione ai quasi 63 anni nel 2050, ultimo anno della proiezione.

Figura 19: Età media di pensionamento per anno



Da ultimo è importante ricordare che in ogni anno lo stock dei pensionati è composto da individui che sono andati in pensione prima del 2002 e da individui che hanno iniziato a percepire trattamenti di quiescenza solo dopo quell'anno. Per i primi l'importo della pensione è una trasformazione dell'importo netto della pensione dichiarato dall'intervistato. Il passaggio dall'importo netto a quello lordo della pensione è stato effettuato utilizzando il modello tax/benefit Mapp 2004 (Baldini, 2000)⁴⁷. Il valore così ottenuto è stato disaggregato per tipologia di pensione che concorre a determinarlo: pensione da lavoro, sociale (esente da Irpef) e di reversibilità⁴⁸. Per i secondi invece la pensione è calcolata, secondo le regole appropriate alla categoria di appartenenza, all'anzianità contributiva e all'anno di pensionamento, sulla base dei redditi *life cycle* stimati dai moduli *storico* e *redditi*. Trattandosi di valori ottenuti secondo procedure differenti può essere interessante verificare la loro compatibilità. A questo riguardo è opportuno confrontare il valore medio dello stock delle pensioni da lavoro liquidate prima del 2002 con quello delle pensioni da

⁴⁷ I risultati di MAPP2004 sono riferiti al 2004. Per questo essi sono stati riportati al 2002 applicando un tasso di svalutazione monetaria annuo pari al 2,5%.

⁴⁸ Visti i fini del presente lavoro sono state tralasciate le pensioni di invalidità, di guerra e da contribuzione volontaria. I beneficiari di tali prestazioni sono stati classificati come pensionati non da lavoro.

lavoro liquidate, rispettivamente, nel 2002, nel 2003 e nel 2004 e stimate dal modello sulla base dei redditi life cycle calcolati nel modo descritto nel paragrafo 4.2. Dai dati emerge una differenza media pari al 10% tra i valori delle pensioni erogate nel periodo 2000-2002 e quelli stimati dal modello nel periodo 2003-2005. Abbiamo quindi riproporzionato gli importi delle pensioni passate, ovvero di quelle la cui prima data di erogazione risulta precedente al 2003 in modo da avere nel data set dati passati e futuri tra loro maggiormente comparabili.

Prima di passare ad un'analisi più completa e dettagliata dei valori delle pensioni e della loro distribuzione nel corso dell'orizzonte di stima del modello, nel prossimo paragrafo descriviamo le modalità di computo delle pensioni e di simulazione delle riforme.

5. Le riforme pensionistiche e il passaggio al sistema contributivo nel modello di microsimulazione a popolazione dinamica del Capp

In questo paragrafo presentiamo le ipotesi e le formule di computo dei trattamenti pensionistici utilizzati nella simulazione per la stima dei valori dei trattamenti pensionistici da lavoro, reversibilità e degli assegni sociali nel periodo 2002-2050. Nel definire il progressivo passaggio alle regole di computo del sistema contributivo abbiamo necessariamente dovuto adottare alcune ipotesi semplificatrici. Tuttavia l'impianto complessivo della simulazione rispecchia, con sufficiente completezza, gli aspetti centrali relativi all'evoluzione delle regole di computo dei trattamenti pensionistici attesi, a legislazione invariata, per i prossimi decenni. Analogamente a quanto fatto per la definizione degli scenari relativi alla crescita del Pil e della produttività il nostro punto di riferimento è la modalità di computo delle pensioni realizzata nell'ambito del modello della Ragioneria Generale dello Stato (2004).

L'insieme dei pensionati è stato diviso in funzione della gestione di appartenenza e dell'anzianità contributiva maturata al momento della approvazione della riforma pensionistica nel 1995. Sulla base della prima distinzione il modello identifica tre gestioni pensionistiche: i) lavoratori dipendenti del settore privato; ii) lavoratori dipendenti del settore pubblico; iii) lavoratori autonomi. Rispetto all'anzianità contributiva maturata nel 1995 i pensionati invece possono essere: i) retributivi; ii) misti, iii) contributivi. Rientrano nel primo gruppo i lavoratori che nel 1995 avevano maturato almeno 18 anni di versamenti contributivi; nel secondo quelli che avevano un numero positivo di anni di contribuzione alla stessa data ma inferiore ai 18 anni; nel terzo gruppo infine vi sono tutti i lavoratori che hanno cominciato a percepire un reddito da lavoro successivamente al 1995.

5.1 Il criterio generale per il computo della pensione da lavoro

Al fine di definire in maniera chiara la metodologia utilizzata nel modello per il computo dei trattamenti pensionistici può essere utile partire dalla considerazione che, a prescindere dall'anno del pensionamento e dal regime di appartenenza, l'importo del

trattamento pensionistico da lavoro, da cui poi derivano direttamente quello di reversibilità per il coniuge che diventa vedovo e indirettamente l'eventuale assegno sociale, è determinato sulla base di alcune variabili. Queste in sintesi riguardano: i) il profilo vitale dei redditi da lavoro; ii) l'anzianità contributiva al momento del pensionamento; iii) la gestione di appartenenza del futuro pensionato; iv) le ipotesi sulla crescita macroeconomica realizzatasi durante la fase attiva di versamento dei contributi pensionistici; v) la scelta dell'età di pensionamento.

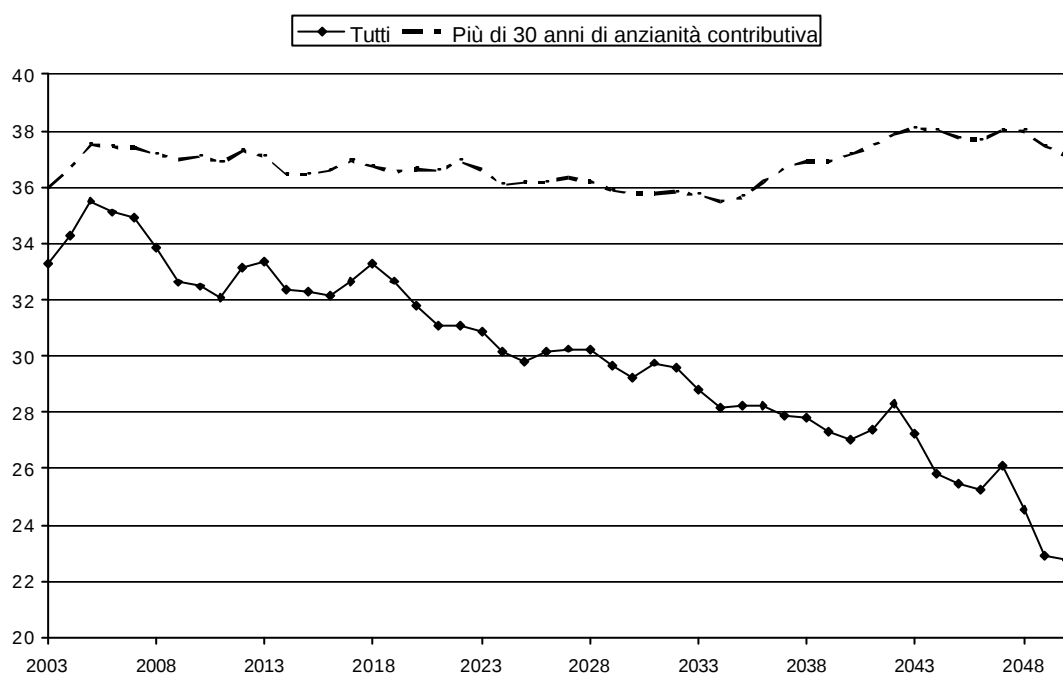
In altre parti del rapporto abbiamo già ampiamente discusso le ipotesi usate per la stima e le caratteristiche di queste variabili. In questo paragrafo ci limitiamo a ricordare gli aspetti salienti ai fini del computo delle pensioni. In particolare per quanto riguarda la stima dei profili del reddito da lavoro rimandiamo al paragrafo 4.2. Le ipotesi macroeconomiche e le scelte di pensionamento sono invece state analizzate e discusse nel par. 4.3.

L'anzianità contributiva al momento del pensionamento deriva dalla somma del numero di anni in cui il futuro pensionato registra, all'interno del modello, redditi da lavoro positivi. A causa della possibilità di transitare nel corso della propria vita attiva tra le condizioni di studente, occupato full time e part time, non occupato e disoccupato, è possibile che vi siano anche periodi di assenza di contribuzione. La possibilità del verificarsi di questo tipo di situazione può essere desunta dal confronto tra il valore medio dell'anzianità contributiva al momento del pensionamento ed il valore medio di una variabile che, per ogni individuo, computa la differenza tra l'età al momento del pensionamento e quella al momento della primo anno di lavoro. In caso di presenza nel campione di sole carriere contributive piene, per definizione, le due variabili dovrebbero avere la medesima media. Al contrario nella simulazione di base la prima variabile assume valore medio pari a 29,8 anni e la seconda valore medio pari a 34,8 anni. La possibilità di considerare esplicitamente l'eterogeneità delle condizioni socio economiche di una popolazione è uno degli aspetti maggiormente interessanti del modello. A questo riguardo, sempre con riferimento alla variabile che definisce per ogni individuo il numero di anni di contribuzione, può essere interessante confrontare la situazione dei lavoratori con carriere contributive lunghe e quindi probabilmente continue con quelli che invece hanno carriere contributive brevi e/o discontinue e quindi accumulano un minore numero di anni di anzianità al momento del pensionamento. Una delle caratteristiche del sistema contributivo

infatti è quella di permettere l'accesso alla pensione da lavoro anche a coloro che hanno maturato un numero ridotto di anni di contribuzione (almeno 5).

La figura seguente calcola l'anzianità media al pensionamento per i “nuovi” pensionati per ogni anno dal 2003 al 2050. La linea continua descrive tale valore medio quando questo è calcolato su tutti i pensionati (e quindi anche su quelli con carriere più brevi). La linea tratteggiata calcola lo stesso valore medio per i soli lavoratori con carriere contributive superiori a 30 anni. È interessante notare come nel primo caso l'anzianità media dei nuovi pensionati diminuisca in misura marcata nel tempo al crescere della quota di pensionati che accedono al trattamento di quiescenza con la regola contributiva.

Figura 20: Anzianità contributiva media dei neo pensionati.



5.2 Le formule di calcolo delle pensioni

Di seguito riportiamo in maniera schematica le formule di computo utilizzate per la stima del primo importo della rata pensionistica nei tre regimi esaminati.

5.2.1 Il regime retributivo

Questo regime interessa tutti coloro che, nel modello, hanno raggiunto almeno 18 anni di contribuzione ad una gestione pensionistica entro la fine del 1995. La formula di calcolo della pensione è sintetizzata dalla relazione:

$$P_{retributivo} = r * (N_1 W_1 + N_2 W_2)$$

dove

r è il tasso di rendimento della pensione;

N_1 e N_2 corrispondono al numero di anni di contribuzione versati rispettivamente prima e dopo il 1992;

W_1 e W_2 corrispondono alla retribuzione pensionabile utile ai fini del calcolo della pensione per i contributi versati rispettivamente prima e dopo il 1992.

I termini della formula retributiva non sono costanti per tutti i lavoratori ma cambiano in relazione alla gestione pensionistica e all'ammontare della retribuzione pensionabile. In particolare la retribuzione pensionabile W_1 è pari all'ultima retribuzione per i lavoratori dipendenti del settore pubblico e alla media degli ultimi cinque e dieci anni delle retribuzioni per i lavoratori dipendenti del settore privato e per i lavoratori autonomi. La retribuzione pensionabile W_2 è la media delle retribuzioni degli ultimi dieci anni per i lavoratori dipendenti privati e pubblici e degli ultimi 15 anni per i lavoratori autonomi. Il tasso di rendimento della pensione r , è pari al 2% per la parte della retribuzione pensionabile compresa tra zero e 36.980 Euro nel 2002 e poi decresce al crescere della retribuzione pensionabile fino ad arrivare a 1,1% per la parte della retribuzione pensionabile eccedente i 49.156 Euro.

Nel caso in cui il pensionato abbia versato almeno 15 annualità di contributi ma non raggiunga, con la formula di computo della pensione, l'importo minimo che è pari a 392,69 Euro nel 2002 più le maggiorazioni sociali, crescenti con l'età e l'integrazione a 516 Euro oltre i 70 anni, il modello prevede un'integrazione che porta l'importo complessivo della pensione al livello dell'importo minimo.

Le pensioni di reversibilità vengono assegnate al vedovo/a del pensionato e sono pari al 60% dell'importo della pensione di lavoro. Tale importo si riduce del 25%, del 40% e del 50% nel caso in cui il reddito del superstite sia superiore rispettivamente a tre, quattro o cinque volte l'importo del trattamento minimo.

5.2.2 Il regime misto

Questo regime interessa coloro che alla fine del 1995 avevano meno di 18 anni di contributi. In questo caso al momento del pensionamento il trattamento di vecchiaia/anzianità viene determinato come somma di due componenti; la prima relativa ai contributi versati prima del 1995 e calcolata secondo una formula di tipo retributivo; la seconda relativa ai contributi versati successivamente e calcolata secondo una formula di tipo contributivo. In sintesi possiamo definire la pensione del regime misto come la somma di due componenti:

$$P_{misto} = P_A + P_B$$

dove la formula generale che determina P_A è analoga a quella del regime retributivo. Tuttavia, rispetto al regime retributivo, in quello misto risulta differente il criterio di determinazione della retribuzione pensionabile relativo ai contributi versati successivamente al 1992 e fino al 1995. Per questi tre anni la retribuzione pensionabile è calcolata come media dei salari ricevuti dopo il 1992 e fino al pensionamento, rivalutati ad un tasso dell'1% anno secondo una regola di capitalizzazione semplice. La componente P_B della pensione mista infine è calcolata in maniera analoga a quella che verrà definita per il regime contributivo.

Nel caso in cui il pensionato abbia versato almeno 20 annualità di contributi ma non raggiunga, con la formula di computo della pensione, l'importo minimo che è pari a 392,69 Euro nel 2002, il modello prevede un'integrazione che porta l'importo complessivo della pensione al livello minimo.

Per quanto riguarda le pensioni di reversibilità il criterio di determinazione dell'importo è analogo a quello descritto per il regime retributivo.

5.2.3 Il regime contributivo

Questo regime interessa coloro che sono entrati nel mercato del lavoro successivamente al 1995. In questi casi l'importo della pensione è definito dalla relazione:

$$P_{contributivo} = k * MC$$

dove k è il coefficiente di trasformazione. Il coefficiente si modifica con l'età di pensionamento in modo da assicurare una "quasi" equità attuariale nel confronto tra valore attuale dei contributi versati e valore attuale delle pensioni attese. Nella simulazione, in modo da tenere conto dell'evoluzione attesa della mortalità, incorporata nel modello dalle proiezioni ufficiali dell'Istat, abbiamo utilizzato i coefficienti di trasformazione calcolati e usati nel modello di previsione della Ragioneria Generale dello Stato (2004), che con cadenza decennale adeguano gli importi delle pensioni alle mutate condizioni demografiche.

MC è il montante contributivo, definito dalla somma di tutti i contributi versati nel corso della vita e capitalizzati al tasso di crescita del Pil. I contributi annuali sono calcolati come una percentuale della retribuzione lorda per i lavoratori dipendenti e del reddito da lavoro al lordo dell'imposta personale sul reddito per gli autonomi. L'aliquota contributiva di computo è fissata al 33% per i primi e al 20% per i secondi. È previsto un tetto contributivo, fissato per il 2002, ad un importo pari a 82.404 Euro. Per quanto riguarda i minimi contributivi occorre che l'individuo abbia versato almeno cinque annualità di contributi nel corso della sua vita. L'importo della pensione infine non deve essere inferiore all'importo dell'assegno sociale aumentato del 20%. In caso contrario la pensione non

viene liquidata se il requisito è maturato prima dell'età legale di pensionamento fissata a 60 anni per le donne e a 65 anni per gli uomini. Una volta raggiunta l'età legale la pensione viene comunque liquidata, anche se di importo molto ridotto. Alle pensioni liquidate con il sistema contributivo non si applicano quindi le disposizioni relative alle integrazioni al minimo ed è invece prevista la possibilità, nel caso in cui ricorrano i requisiti di reddito di integrare l'importo della pensione fino al livello dell'assegno sociale.

5.3 I requisiti di età e anzianità contributiva per l'accesso al pensionamento

Nel definire i criteri di accesso al pensionamento il modello distingue le pensioni di anzianità da quelle di vecchiaia. L'età legale di pensionamento è fissata a 60 anni per le donne e a 65 anni per gli uomini. Nella tabella seguente riportiamo le combinazioni di età e anzianità contributiva che regolano, alla luce delle riforme pensionistiche realizzate fino al 2004, l'accesso al pensionamento di anzianità fino al 2014. Dopo il 2014, in particolare per le pensioni di tipo contributivo, sarà possibile accedere al pensionamento prima dell'età legale solo in presenza di almeno 40 anni di anzianità contributiva.

Tabella 14: Griglie di età e anzianità contributiva per l'accesso alla pensione di anzianità dal 2004 al 2014.

	2004		2006		2008		2013		2014	
	C	E + C	C	E + C	C	E + C	C	E + C	C	E + C
Privati	38	57 + 35	39	57 + 35	40	60 + 35	40	61 + 35	40	62 + 35
Pubblici	38	57 + 35	39	57 + 35	40	60 + 35	40	61 + 35	40	62 + 35
Autonomi	40	57 + 35	40	57 + 35	40	60 + 35	40	62 + 35	40	62 + 35

Nota: C: anzianità contributiva, E: età al pensionamento.

5.3.1 I criteri di determinazione dell'assegno sociale

L'assegno sociale viene erogato a favore di tutti gli individui che nel campione hanno un'età maggiore a 65 anni e non hanno in passato versato un numero di anni di contribuzione sufficiente ad ottenere una pensione di tipo previdenziale. La normativa italiana prevede che l'assegno sociale possa essere effettivamente erogato quando ricorrano anche una serie di condizioni nei redditi del percettore e del coniuge. Per tenere, almeno parzialmente in considerazione queste condizioni di reddito, per ogni potenziale fruitore dell'assegno e per ogni anno il modello somma l'ammontare complessivo dei redditi da lavoro propri e quelli da lavoro e dal pensione del coniuge. La pensione sociale viene effettivamente erogata quando i redditi così definiti risultano inferiori alle soglie di legge. L'importo dell'assegno è fissato in 350,97 Euro mensili per 13 mensilità più l'integrazione a 516 Euro a partire dai 70 anni. Nel caso in cui il reddito sia inferiore alle soglie ma positivo l'importo dell'assegno sociale è tale da portare l'individuo ad un reddito complessivo pari alla soglia.

6. Aspetti distributivi del passaggio al sistema contributivo

In questa sezione presentiamo le stime relative alla misura degli effetti distributivi delle riforme pensionistiche ottenute con il modello di microsimulazione. Gli indicatori distributivi sono relativi al periodo 2002-2050.

La sezione è divisa in due parti. Nella prima presentiamo i risultati di una simulazione di base nella quale i parametri sono fissati in modo coerente con lo scenario centrale del modello della Ragioneria Generale dello Stato (2004) e la legislazione pensionistica non subisce modifiche rispetto alle condizioni descritte nel paragrafo 5. Nella seconda presentiamo i risultati di una serie di simulazioni controfattuali, dove in sequenza vengono modificati rispetto allo scenario di base alcuni parametri relativi alla normativa pensionistica e alle scelte di pensionamento. Questi esercizi servono soprattutto a testare, nel medio lungo termine, la sensibilità dei risultati distributivi della simulazione di base rispetto a possibili cambiamenti normativi e/o rispetto a scenari alternativi di evoluzione della variabile relativa alla scelta dell'età di pensionamento.

6.1 Simulazione di base

Le ipotesi che regolano la dinamica delle variabili economiche, demografiche e normative nella simulazione di base sono riassunte nella tabella 15.

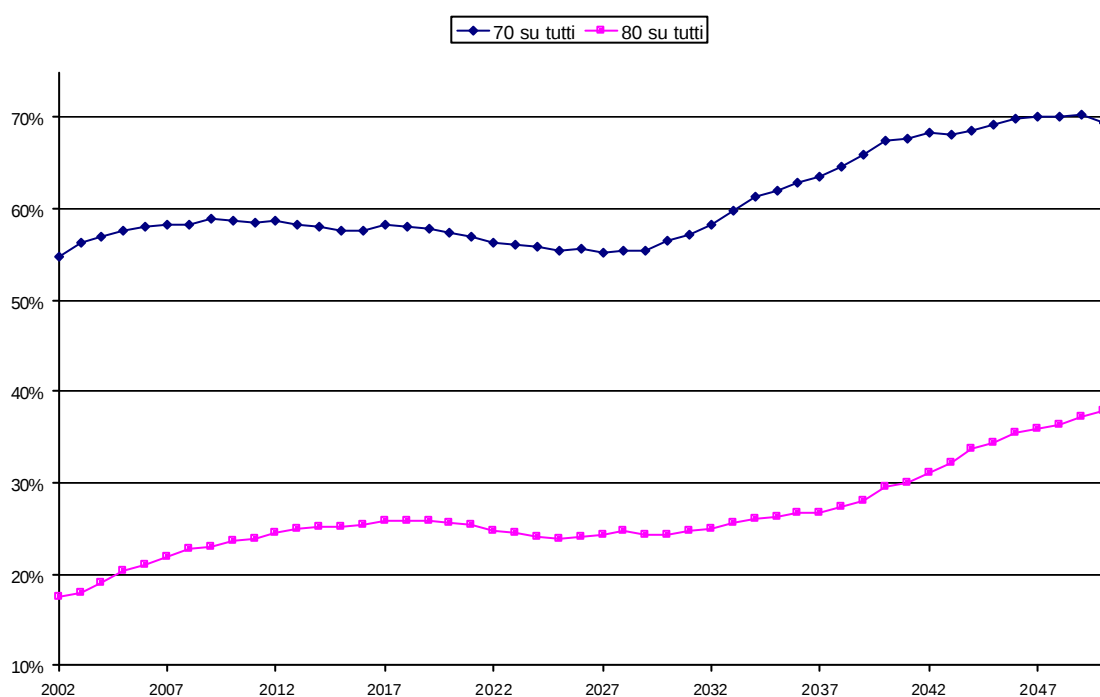
Tabella 15: Ipotesi del modello nella proiezione di base

Evoluzione della mortalità:	Ipotesi centrale Istat (2002)
Pil e produttività del lavoro:	Ipotesi centrale Rgs (2004)
Stima dei redditi nel ciclo di vita:	Cross section BdI02 con $\rho = 0.95$
Soglie, tetti pensionistici e contributivi:	Indicizzati al Pil
Assegno sociale e integrazione al minimo	Indicizzati al Pil
Indicizzazione delle pensioni:	Ai prezzi al 100%
Accesso alla pensione di anzianità:	50% degli aventi diritto ogni anno

I valori dei parametri scelti per la simulazione di base sono il più possibile coerenti con quelli correntemente utilizzati per le valutazioni relative alla sostenibilità finanziaria del sistema pensionistico italiano.

Il modello produce i propri risultati a partire da un *set* di circa 1.300.000 osservazioni. Queste sono la somma delle osservazioni annuali dei pensionati e di parte dei lavoratori per il periodo 1963-2050. Poiché nell'ambito di questa ricerca l'obiettivo principale di analisi è la distribuzione del reddito da pensione tra i pensionati forniamo preliminarmente qualche dato sulla struttura per età della popolazione anziana all'interno del campione per il periodo oggetto di analisi. La figura 21 evidenzia il processo di progressivo e continuo invecchiamento della popolazione atteso per i prossimi decenni. Le due spezzate mostrano rispettivamente la quota di individui con più di 70 anni e con più di 80 anni rispetto al numero di individui di età superiore ai 60 anni presenti nel campione durante il periodo 2002-2050. Per entrambi gli indicatori, più marcatamente per il secondo è evidente la tendenza alla crescita, soprattutto dopo il 2030.

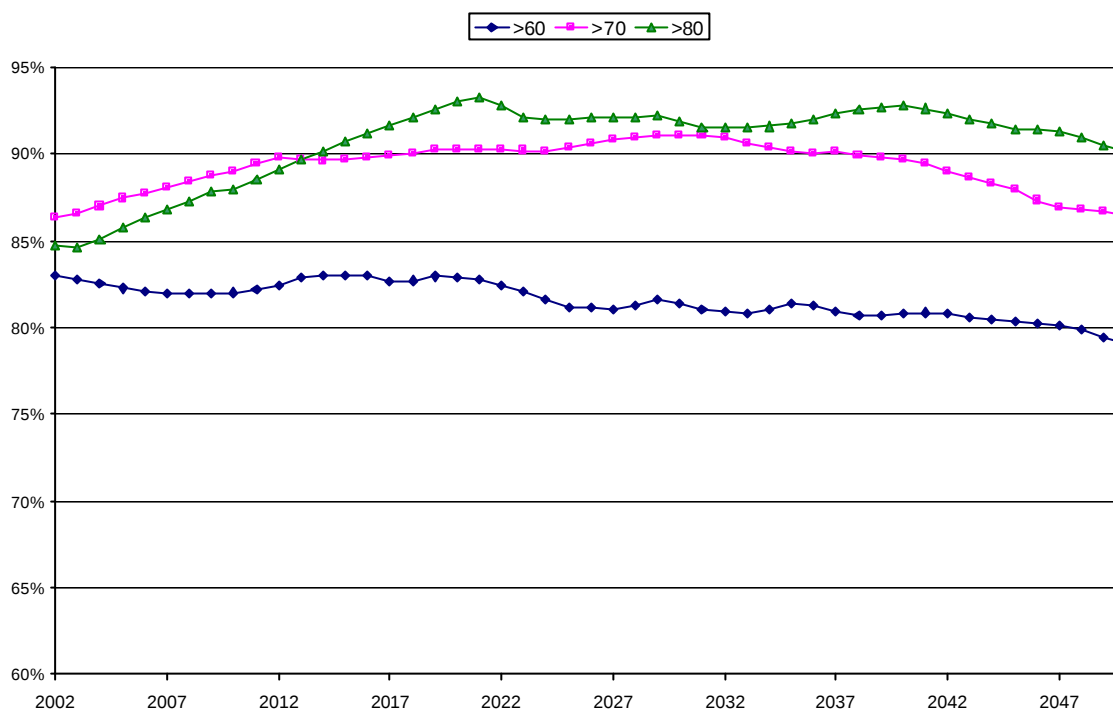
Figura 21: Indicatori di invecchiamento della popolazione con età maggiore di 60 anni.



Un elemento di ulteriore interesse rispetto alle capacità interpretative del modello è la sua capacità di misurare la quota dei pensionati tra gli anziani. Da questo punto di vista è opportuno ricordare che il modello non calcola tutti i trattamenti pensionistici erogati in Italia. Tra quelli che non vengono stimati è importante ricordare che sono assenti tutti i trattamenti di invalidità (sia civile che da lavoro ed infortunio) e alcune non trascurabili forme di trattamenti assistenziali, quali le pensioni di guerra, per i ciechi e i sordomuti.

La figura 22 definisce, per gli individui con più di 60, 70 e 80 anni la percentuale di coloro che, nel modello, presentano reddito da pensione positivo, ovvero percepiscono una pensione da lavoro e/o una pensione di reversibilità e/o una pensione/assegno sociale. È interessante notare come la quota di percettori di pensione rispetto alla popolazione complessiva della medesima età presenti un andamento discendente nel tempo quando il modello considera tutti gli individui di età superiore ai 60 anni. In questo caso probabilmente occorre tenere in considerazione il fatto che, con il passare del tempo, cresce il numero di coloro che prolungano l'attività lavorativa oltre al sessantesimo anno di età. Tra gli ultraottantenni invece la quota di individui coperti dal sistema pensionistico tende ad aumentare nel tempo, mentre minore variabilità si registra se la popolazione di riferimento è quella definita da individui con almeno 70 anni.

Figura 22: Percentuale di individui (per età) che ricevono almeno un trattamento pensionistico

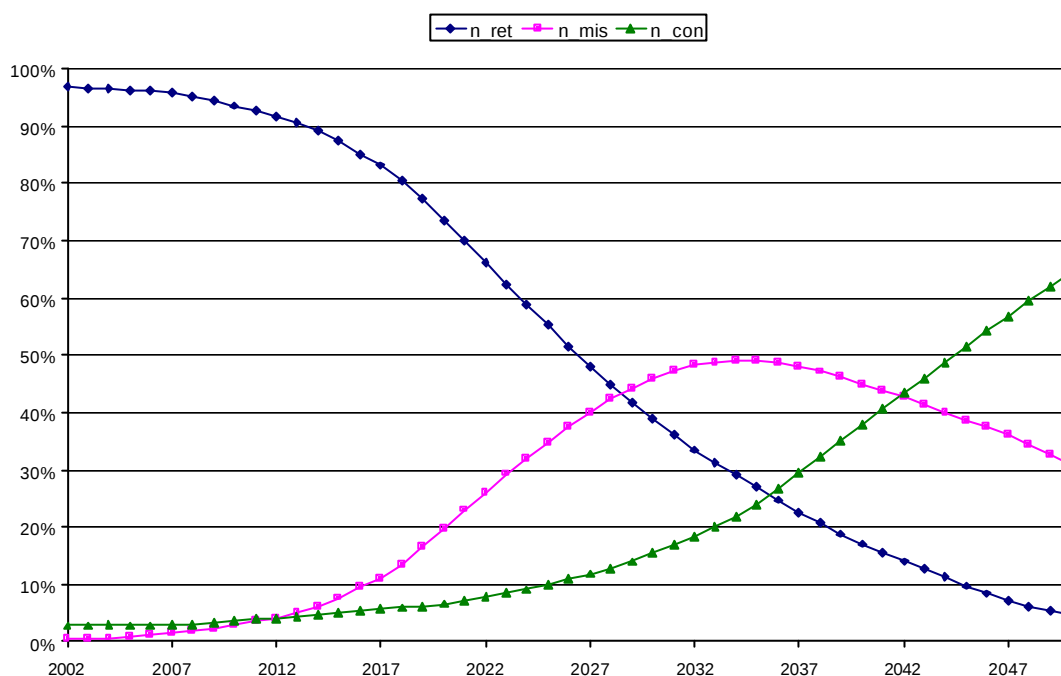


Passando ad un'analisi per tipologia di pensionato la prima distinzione di interesse riguarda la definizione, per anno, della quota della popolazione dei pensionati da lavoro che si trova nei tre regimi, retributivo, misto e contributivo. A questo riguardo la figura 23 mostra l'andamento delle tre quote di pensionati rispetto al totale. La dinamica relativa delle quote rivela che nei primi decenni della simulazione lo stock dei pensionati da lavoro appartiene quasi completamente al regime retributivo. Con il passare degli anni iniziano a crescere, sia la quota di pensionati che appartengono al regime misto, sia quelli che appartengono a quello contributivo⁴⁹. Tra il 2030 e il 2040, i pensionati "misti" diventano il gruppo più numeroso e solo negli ultimi dieci anni del periodo di simulazione i pensionati "contributivi" diventano il gruppo più numeroso ed arrivano a superare il 60% del totale. L'osservazione della dinamica delle quote è interessante ai fini di una corretta valutazione degli effetti distributivi delle riforme. È infatti utile ricordare che in ogni anno della simulazione sono presenti tra i pensionati, contemporaneamente ma con pesi differenti,

⁴⁹ Per questi ultimi si tratta principalmente di individui che entrano nel mercato del lavoro successivamente al 1995 e con un'età intorno ai 40-45 anni e vi rimangono un numero limitato di anni.

individui che appartengono ai tre regimi considerati. Da questo punto di vista allora è evidente che nella la prima fase del periodo osservato sono le caratteristiche del regime retributivo a giocare un ruolo decisivo nel definire le caratteristiche distributive uniperiodali del sistema pensionistico. Al tempo stesso è lecito attendersi che il peso della regola contributiva sarà crescente nella fase successiva, ma solo dopo il 2030 assumerà un ruolo decisivo, ovvero quando il peso della componente contributiva nelle pensioni miste cresce e quando al tempo stesso aumento il peso delle pensioni contributive.

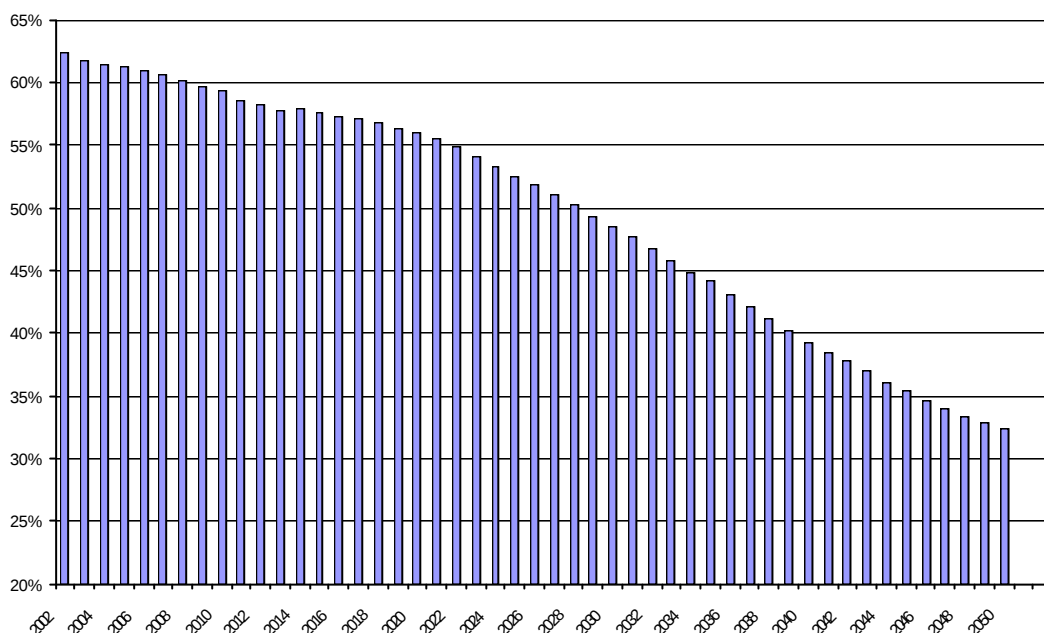
Figura 23: Quote di pensionati per tipologia sul totale dei pensionati da lavoro.



Nella figura 24 riportiamo la dinamica del rapporto tra pensione media da lavoro e salario medio per il periodo 2002-2050: il valore medio di tutti i trattamenti pensionistici da lavoro è calcolato, anno per anno, sui dati del campione, mentre, non disponendo di una stima annuale della distribuzione del reddito da lavoro di tutta la popolazione attiva, a denominatore il salario medio è ottenuto moltiplicando il salario medio calcolato sui redditi da lavoro stimati per l'anno 2002 dal modello per il tasso di crescita della produttività (e quindi presumibilmente nel lungo periodo anche delle retribuzioni) utilizzato nella

simulazione. Il rapporto tra pensione e salario medio risulta continuamente decrescente per tutto l'orizzonte di stima. Possiamo individuare due fasi distinte: fino al 2020 e poi gli anni successivi. Nel primo sottoperiodo la riduzione è meno intensa, mentre successivamente, in corrispondenza all'entrata a regime della regola contributiva, la caduta della pensione media rispetto al salario medio si accentua. Si tratta di un risultato sostanzialmente coerente con l'analisi di altri modelli di stima della dinamica di lungo periodo della spesa per pensioni (Rgs 2004). Lo stock delle pensioni da lavoro, come abbiamo visto, sarà ancora per un paio di decenni costituito in larga parte da trattamenti calcolati in base al regime retributivo; inoltre nei prossimi anni le carriere contributive mediamente più lunghe dei nuovi pensionati consentiranno a questi di mantenere elevati tassi di sostituzione. È solo nella seconda parte della periodo di simulazione che il peso delle pensioni miste e poi di quelle calcolate unicamente secondo la regola contributiva cresce, determinando un effetto di riduzione sull'importo medio dei trattamenti. Alla fine del periodo di stima il rapporto si riduce di circa il 50% rispetto ai valori iniziali. Due ulteriori considerazioni ci sembrano importanti: i) ci vorranno ancora molti anni prima che le modifiche nelle regole di computo delle pensioni inizino ad avere effetti importanti in termini aggregati.; ii) nel lungo periodo la sostenibilità finanziaria del sistema pensionistico pubblico italiano potrà essere realizzata solo grazie ad una significativa riduzione del rapporto tra reddito da pensione e reddito da lavoro.

Figura 24: Rapporto tra pensione media da lavoro e salario medio, al lordo dell'imposta personale sul reddito



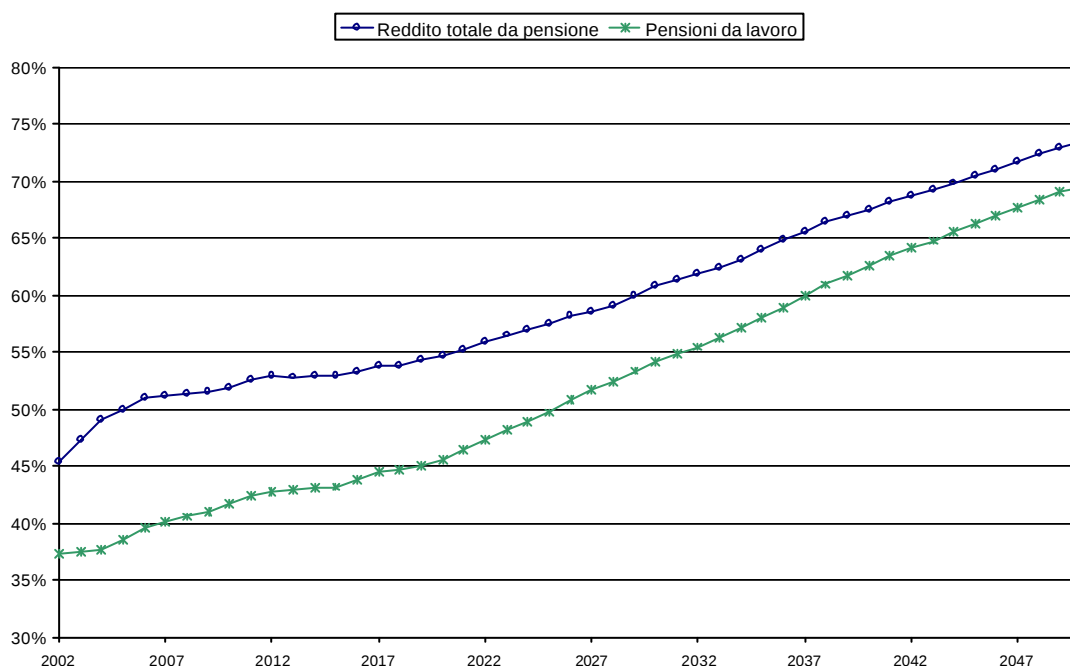
Una riduzione così consistente del rapporto tra importo medio tra le pensioni da lavoro e le retribuzioni pone in serio dubbio la capacità del sistema pensionistico di proteggere i propri assicurati dal rischio di povertà. La rilevanza di questo effetto dipende naturalmente anche da altri fattori quali il peso delle componenti assistenziali, la composizione delle famiglie all'interno delle quali si trovano i pensionati, e la presenza, all'interno delle medesime, di redditi da lavoro o da capitale. Il modello di simulazione qui presentato non consente un'analisi approfondita di questi aspetti. Sappiamo però, dalle stime della prima parte del rapporto, che attualmente la quota del reddito da pensione nella determinazione del reddito familiare è quella dominante per quasi tutta la popolazione dei pensionati, ad eccezione di quelli che si trovano nell'ultimo quintile dei redditi.

Per questa ragione ci pare che, anche ammettendo e/o auspicando una significativa modificazione nella composizione del reddito delle famiglie dei pensionati a favore delle componenti del reddito da capitale e/o di quello da lavoro, l'analisi della sola componente "pensionistica pubblica" del reddito dei pensionati possa dare interessanti indicazioni, soprattutto relativamente alla possibilità che questa, da sola nei prossimi decenni potrà

ancora contribuire in modo decisivo alla funzione di contrasto alla povertà, così come ha fatto nel corso degli ultimi 20-25 anni.

Un primo tentativo di valutazione in questa direzione può essere fatto costruendo per ogni individuo una variabile che somma le pensioni da lavoro, quelle di reversibilità e quelle assistenziali e misurando lungo gli anni della simulazione la quota di pensionati per i quali il valore di questa variabile è inferiore ad una soglia minima, definita esogenamente. Si tratta, è opportuno ribadirlo, di una valutazione parziale del fenomeno della povertà, in primo luogo perché non considera la dimensione familiare e la composizione del reddito complessivo dei pensionati. Tuttavia ci pare che, anche con queste limitazioni, l'esercizio che segue possa dare alcune interessanti indicazioni sulle tendenze distributive di lungo periodo delineate con le riforme pensionistiche. La soglia minima con cui abbiamo confrontato la dinamica del reddito da pensione stimato per i futuri pensionati dal modello è pari al 50% del reddito mediano da lavoro⁵⁰.

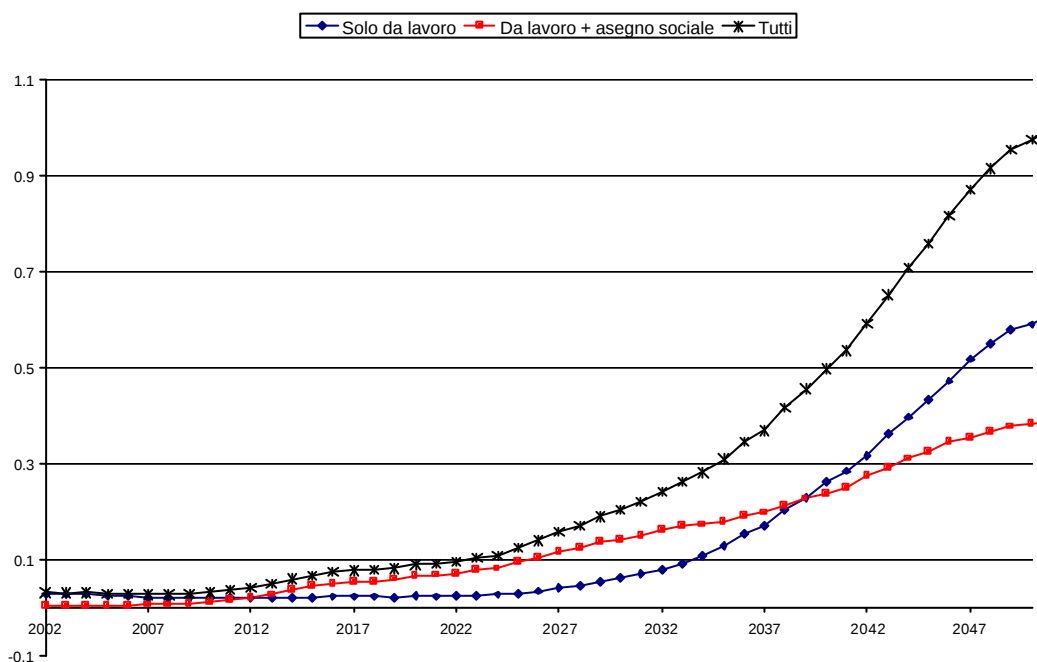
Figura 25: Quota di pensionati al di sotto della metà del reddito mediano da lavoro.



⁵⁰ Coerentemente con le ipotesi relative alla dinamica delle retribuzioni anche la soglia di povertà definita nel modello cresce alla velocità del Pil.

Nella figura 25 misuriamo la quota di pensionati la cui somma dei redditi da pensione si trova al di sotto della metà del reddito mediano da lavoro. Essa è continuamente crescente nel periodo della simulazione e passa dal 45% circa dei primi anni al 75% degli ultimi. La tendenza alla crescita risulta ancora più intensa se misurata sui soli trattamenti pensionistici da lavoro: in questo caso si passa dal 35% circa del 2002 a valori vicini al 70% nel 2050. Si tratta, per entrambe le definizioni adottate, di una crescita costante e senza inversioni di tendenza. Con alta probabilità l'effetto più intenso del fenomeno, quando questo è misurato sui soli trattamenti da lavoro, è dovuto al progressivo aumento di peso delle pensioni di tipo contributivo atteso per la seconda parte della simulazione e, più in particolare, di quelle liquidate con un basso numero di anni di contribuzione che, come noto, avranno valori particolarmente bassi.

Figura 26: Dinamica del numero, normalizzato rispetto a quello del 2050, dei pensionati contributivi con sola pensione da lavoro e con integrazione di assegno sociale.



Questa ultima ipotesi è confermata indirettamente dalla figura 26 nella quale, sono rappresentate le sole pensioni contributive. Dopo aver normalizzato tutte le grandezze rispetto al totale dei pensionati contributivi presenti nel campione in corrispondenza dell'ultimo anno della simulazione, abbiamo distinto al loro interno coloro che ricevono

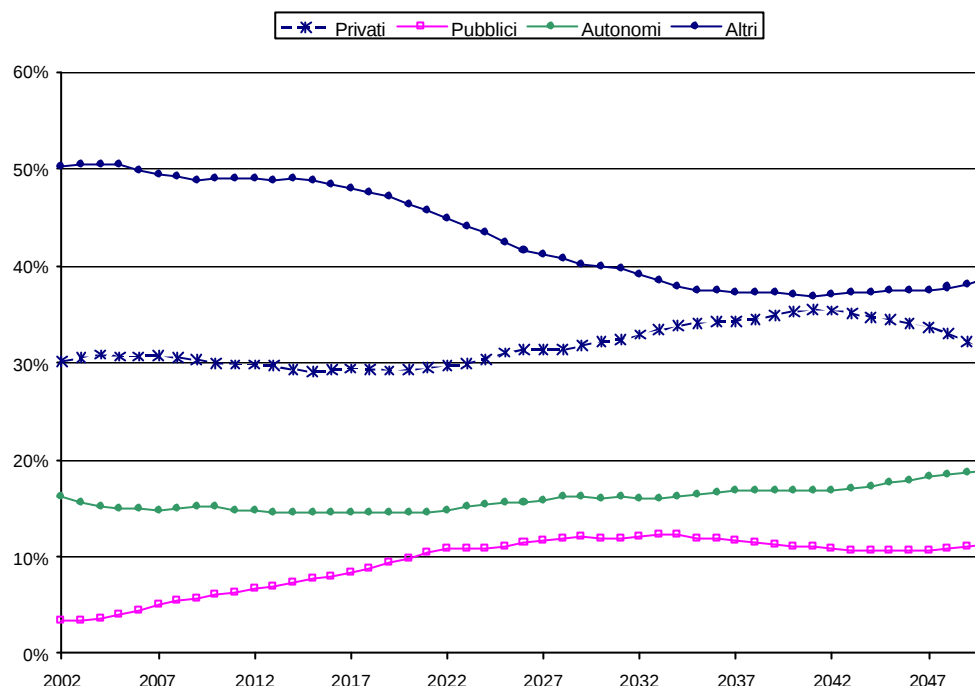
solo la pensione da lavoro da quelli che, a causa del basso livello della medesima, hanno diritto ad un'integrazione che porta la pensione al livello dell'assegno sociale.

Risulta evidente che il ruolo dell'assegno sociale come strumento di integrazione della pensione da lavoro risulterà decisivo per una quota importante dei futuri pensionati contributivi. In primo luogo è importante notare che il loro numero cresce sempre. Nella parte centrale della simulazione il numero di pensionati contributivi che avranno diritto ad un'integrazione risulta addirittura superiore rispetto al numero di coloro che matureranno diritti pensionistici sufficienti a superare l'importo della pensione sociale⁵¹. Solo negli ultimi 10-15 anni della simulazione la relazione si inverte, probabilmente a causa del fatto che nella fase finale della stima i pensionati contributivi possono in media vantare carriere lavorative più lunghe e quindi maturano pensioni pro-capite più elevate. In altri termini la natura strettamente assicurativa della regola contributiva rende più facile e misurabile la separazione tra componente assistenziale e componente previdenziale della spesa per pensioni e, come vedremo meglio nel seguito, aumenta la dispersione delle pensioni da lavoro.

Tornando ai redditi da pensione nel loro complesso, la figura 27 cerca di fornire qualche ulteriore elemento all'analisi calcolando il contributo di singoli gruppi di pensionati al totale di quelli che si trovano al di sotto della metà del reddito da lavoro mediano. Da questo punto di vista il risultato più interessante è la riduzione del peso dei pensionati che non ricevono pensioni da lavoro, a conferma del trend più intenso per queste ultime segnalato nella figura precedente, e il parziale aumento del contributo alla povertà da parte dei pensionati che appartengono alle gestioni del settore pubblico e di quello autonomo.

⁵¹ In questa fase ricevono l'assegno sociale soprattutto donne che all'inizio della simulazione hanno un'età compresa tra i 40 e i 65 anni, non hanno mai lavorato in precedenza e accumulano un'anzianità contributiva sufficiente per maturare diritti nell'ambito della regola contributiva. I medesimi soggetti, nell'ambito della regola retributiva non avrebbero maturato i requisiti a causa della soglia dei 20 anni richiesta da quel regime e quindi sarebbero entrati a fare parte dei potenziali fruitori di una pensione sociale.

Figura 27: Contributo di singoli gruppi alla povertà tra i pensionati



Per avere ulteriori indicazioni sull'impatto distributivo delle riforme abbiamo suddiviso per quintili la popolazione degli individui con un reddito complessivo da pensione positivo. Successivamente abbiamo verificato come si modifica la composizione del primo e del quinto quintile nel corso dei prossimi decenni.

Le due figure seguenti considerano la composizione per età. Per questa ragione abbiamo diviso i pensionati in base al fatto che questi abbiano più o meno di 75 anni ed in seguito abbiamo verificato come si modifica il peso di questi due gruppi sul totale della popolazione dei pensionati e all'interno del primo e del quinto quintile dei redditi complessivi da pensione.

La figura 28 evidenzia la riduzione della quota di pensionati giovani sul totale (linea *fino 75 anni*) che passano da 70% a poco più del 40% del totale dei pensionati. Allo stesso tempo la figura mostra che la riduzione dei pensionati di età inferiore ai 75 anni presenti nel primo e nel quinto quintile è ancora più intensa di quella che si realizza sulla popolazione totale. Un effetto analogo, ma di segno opposto si verifica per i pensionati con più di 75 anni: per questi la quota che si trova nel primo e nel quinto quintile aumenta più intensamente rispetto a quanto succede quando il calcolo è fatto rispetto alla popolazione

complessiva (figura 29). Sembra quindi che, con il passare del tempo, i pensionati di età superiore ai 75 anni tendano a situarsi maggiormente nelle due code della distribuzione del reddito da pensione e che i pensionati con età inferiore ai 75 anni seguano la direzione opposta. In altri termini si potrebbe assistere, nel corso dei prossimi decenni, ad una sorta di “polarizzazione” dei pensionati più anziani nella parti basse e alte della distribuzione dei redditi da pensione. Da questo punto di vista vi sono alcuni aspetti normativi, quali ad esempio la scelta di non indicizzare l’importo delle pensioni da lavoro alla crescita salariale, che contribuiscono a rendere plausibile lo scenario descritto dalle due figure e prefigurano una situazione nella quale, soprattutto per quanto riguarda la dinamica del primo quintile, il rischio di povertà potrebbe essere più intenso per i pensionati più anziani.

Figura 28: Quota dei pensionati con età inferiore a 75 anni tra la popolazione dei pensionati, nel primo e nel quinto quintile dei redditi da pensione

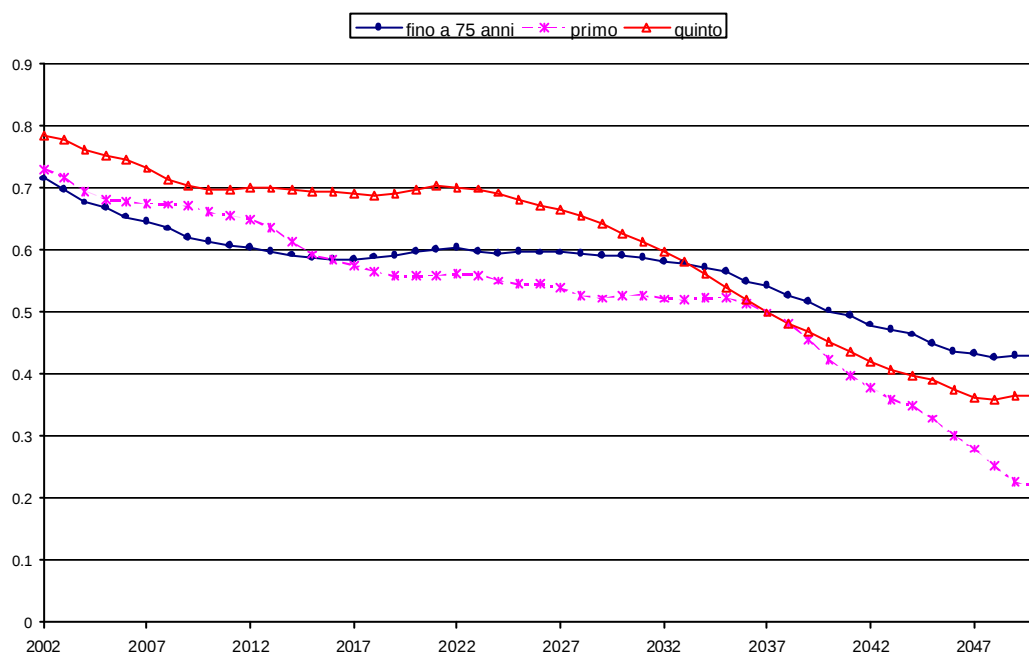
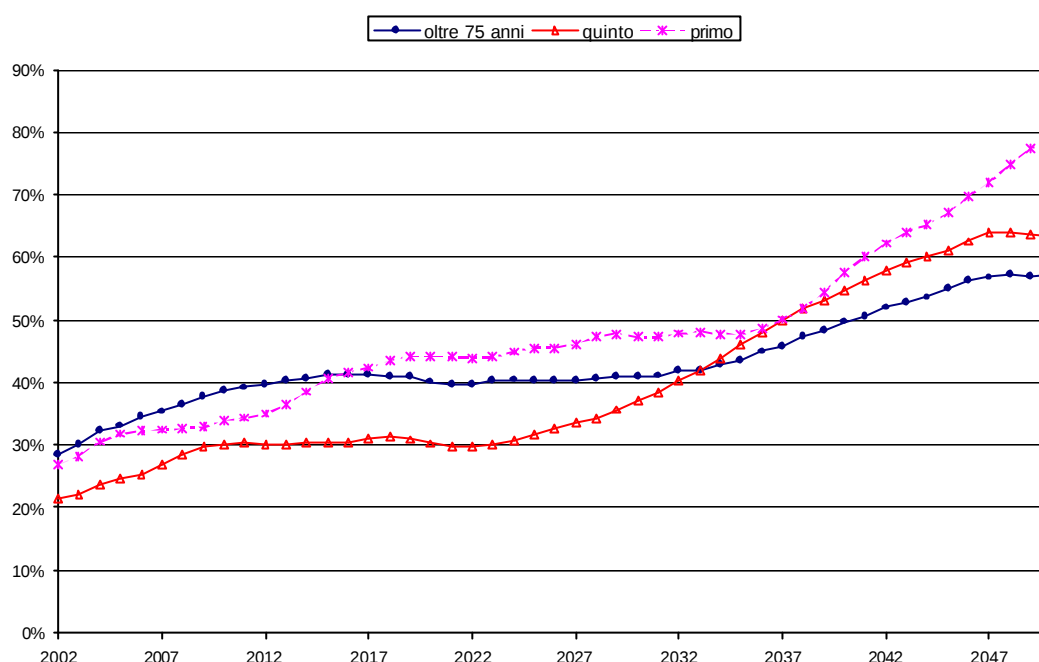
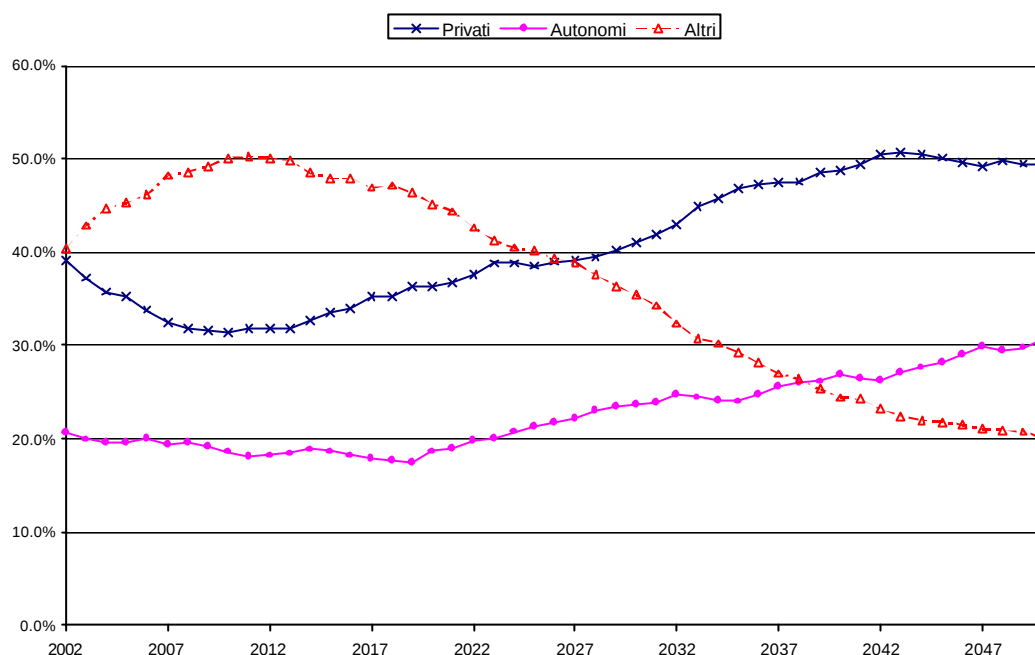


Figura 29: Quota dei pensionati con età superiore a 75 anni tra la popolazione dei pensionati, nel primo e nel quinto quintile dei redditi da pensione .



Altri aspetti di un certo interesse derivano dalla scomposizione della popolazione dei pensionati in relazione alla gestione pensionistica di appartenenza. Nella figura seguente abbiamo diviso la popolazione dei pensionati in tre gruppi: le gestioni dei lavoratori dipendenti (privati e pubblici), quelle dei lavoratori autonomi ed una categoria residuale che include coloro che ricevono solo pensioni di reversibilità e/o assegni sociali. Successivamente abbiamo ristretto l'attenzione sulle modifiche nella composizione del primo quintile di redditi da pensione secondo questi gruppi. L'aspetto più interessante, ma anche più preoccupante attiene alla crescita, all'interno del primo quintile della quota di individui che ricevono pensioni da lavoro, siano esse liquidate da gestioni del settore privato, pubblico o da gestioni dei settori dei lavoratori autonomi, la quota tende a crescere, soprattutto nella seconda parte del periodo di simulazione.

Figura 30: Composizione del primo quintile dei redditi da pensione in funzione della gestione pensionistica



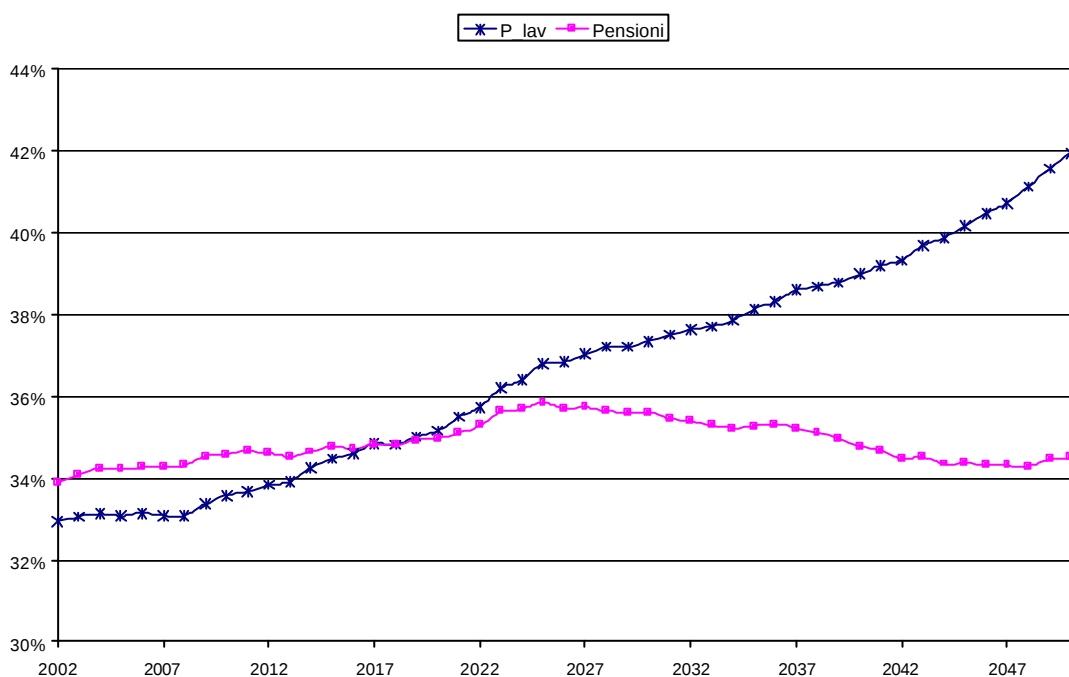
Una visione di sintesi dell'andamento della distribuzione all'interno dei redditi da pensione è quella che deriva dal calcolo degli indici di Gini e del coefficiente di variazione. Nella figura 31 riportiamo l'andamento dell'indice di Gini nel periodo 2002-2050. L'indice è stato calcolato sugli individui secondo due differenti definizioni di pensione: la prima considera solo le pensioni da lavoro, mentre la seconda somma, per ogni individuo, tutti i trattamenti pensionistici ricevuti in ogni anno.

L'andamento dell'indice di Gini nei due casi presenta dinamiche relativamente simili fino al 2020 circa. Negli anni successivi ad una sostanziale costanza dell'indice, se calcolato su tutti i redditi da pensione, si oppone una dinamica continuamente crescente nel caso in cui la variabile di riferimento sia costituita dalle sole pensioni da lavoro. Il primo risultato è sicuramente confortante. La dispersione del totale dei redditi da pensione non appare, per tutto il periodo di stima, significativamente variabile, né vi sono variazioni di grossa entità rispetto al passato. A questo riguardo può giovare ritornare ai risultati della figura 11 della prima parte del rapporto, dove l'indice di Gini per il periodo 1977-2002 è stato calcolato rispetto alla stessa variabile della figura 31. La figura 11 mostra come, per

tutto il corso degli anni '90 e fino al 2002 l'indice di Gini, calcolato sui redditi individuali da pensione, è stato pari a circa 0.33, un valore inferiore di un punto rispetto a quello della figura 31, dove però le pensioni sono calcolate al lordo dell'imposta sul reddito.

La dinamica radicalmente differente assunta dall'indice di Gini, se calcolato sui soli trattamenti da lavoro suggerisce alcune considerazioni di un certo interesse sul ruolo prospettico che assumerà l'istituto dell'assegno sociale nei prossimi decenni. Abbiamo infatti già potuto verificare come la progressiva introduzione della regola contributiva determinerà l'erogazione di pensioni da lavoro di importo anche molto ridotto. È questa la ragione che spiega la forte crescita dell'indice di Gini nella parte finale della simulazione, quando la presenza dell'assegno sociale si rivela decisiva per assicurare la tenuta della dispersione dei redditi da pensione rispetto ai valori passati.

Figura 31: Indice di Gini sui redditi da pensione

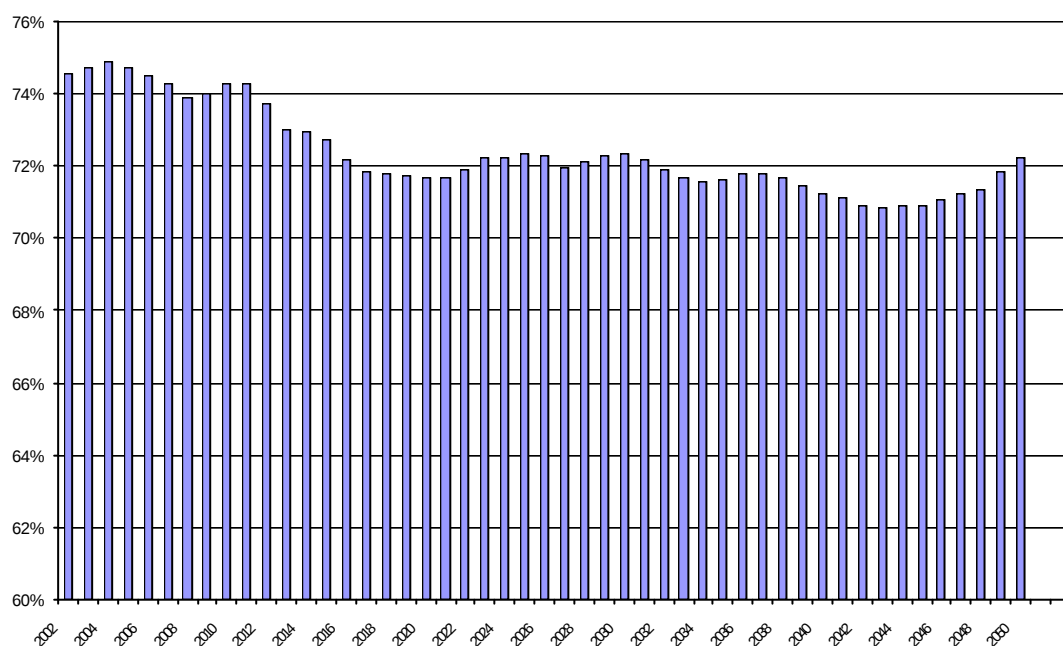


Ulteriori informazioni possono essere desunte dall'analisi di un secondo indicatore sintetico della distribuzione, il coefficiente di variazione. Per una qualsiasi variabile questo è definito come il rapporto tra lo scarto quadratico medio e la media della distribuzione. Poiché numeratore e denominatore del rapporto sono espressi nella medesima unità di

misura esso è un numero puro. Una sua riduzione nel tempo segnala dunque, a prescindere da effetti legati alla scala della variabile esaminata, una minore dispersione.

Nella figura 32 abbiamo calcolato il coefficiente di variazione per i redditi da pensione nel periodo 2002-2050. La tendenza ad una sostanziale invarianza nella dispersione complessiva dei redditi da pensione, delineata dall'analisi dell'indice di Gini, sembra sostanzialmente confermata.

Figura 32: Coefficiente di variazione sui redditi da pensione

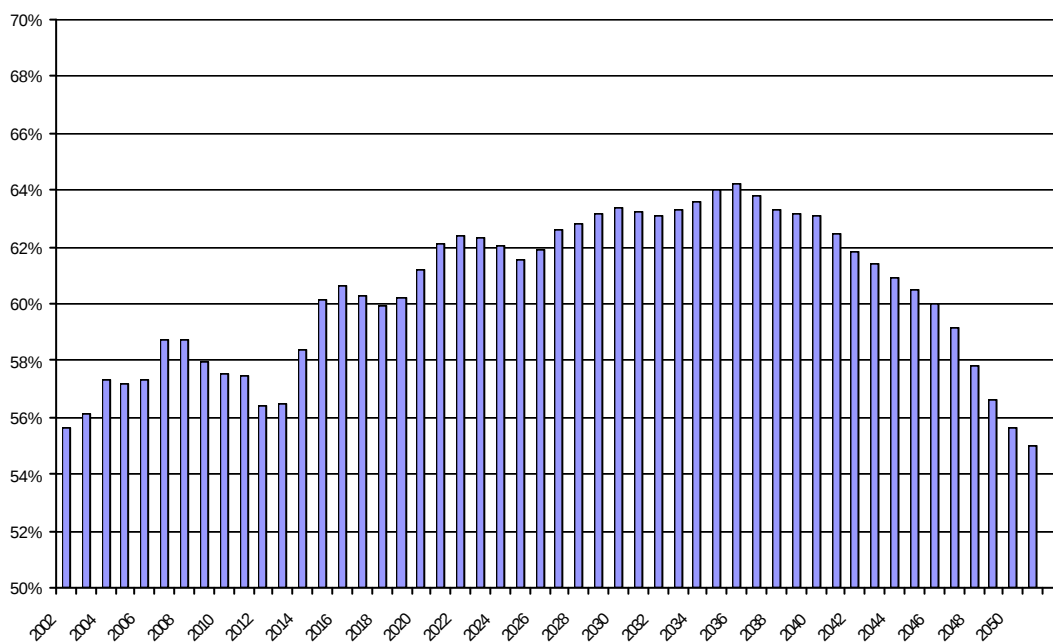


6.1.1 Analisi sui trattamenti da lavoro

La parte più rilevante del reddito da pensione è quella relativa ai trattamenti da lavoro. In questa sezione presentiamo alcuni approfondimenti relativi a questa sola componente del reddito da pensione. In particolare presentiamo prima alcuni risultati relativi alla scomposizione dello stock delle pensioni da lavoro per tipologia ed anno. In seguito passiamo ad un'analisi relativa alle sole pensioni di nuova liquidazione, disaggregate nuovamente per tipologie differenti e per anno.

La figura 33 analizza la dinamica dell'importo medio delle pensioni di vecchiaia rispetto a quelle di anzianità: l'andamento è prima leggermente crescente e poi decrescente. La distanza tra valore medio delle pensioni di vecchiaia e quelle di anzianità sembra compatibile con l'evoluzione attesa di due fenomeni: l'aumento nell'età media di pensionamento per le pensioni di vecchiaia per i primi decenni della simulazione e la progressiva entrata a regime della regola contributiva per la seconda. In particolare questo secondo aspetto segnala un fenomeno importante legato al fatto che la regola contributiva consente l'accesso alla pensione, con importi evidentemente molto ridotti, anche con un numero limitato di anni di lavoro. Evidentemente, nell'ambito della simulazione la quota di pensioni di vecchiaia di importo ridotto è crescente nella parte finale del periodo analizzato e provoca la riduzione consistente nel rapporto descritto dalla figura.

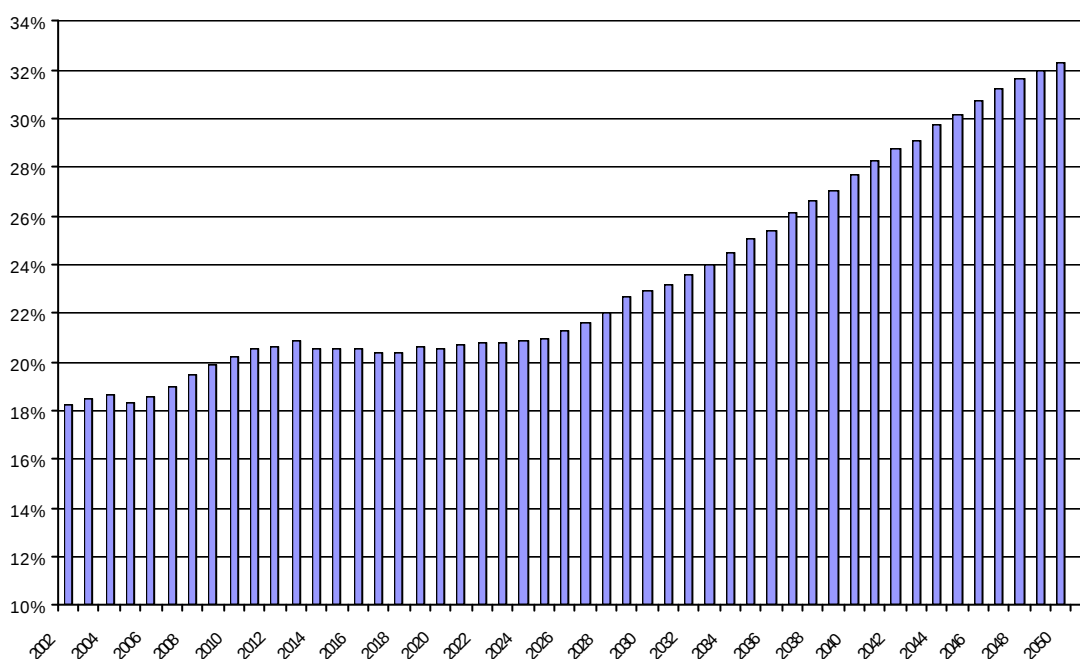
**Figura 33: Pensioni medie da lavoro per tipologia di pensione.
Rapporto tra pensione di anzianità e vecchiaia**



La figura 34 segnala invece una crescita dell'importo delle pensioni e degli assegni sociali rispetto ai trattamenti di tipo previdenziale. Occorre a questo riguardo ricordare che nel modello le pensioni assistenziali crescono per ipotesi alla medesima velocità del Pil. Al contrario la dinamica pro-capite delle pensioni da lavoro, soprattutto nella seconda parte

della simulazione, dipenderà dai principi macroeconomici della regola contributiva. Come noto in un sistema contributivo la massa delle pensioni, per assicurare sostenibilità finanziaria al sistema pensionistico, cresce anch'essa alla medesima velocità del Pil: proprio per questo, in una fase di invecchiamento della popolazione, quale quella qui analizzata la dinamica delle pensioni medie deve essere necessariamente più bassa.

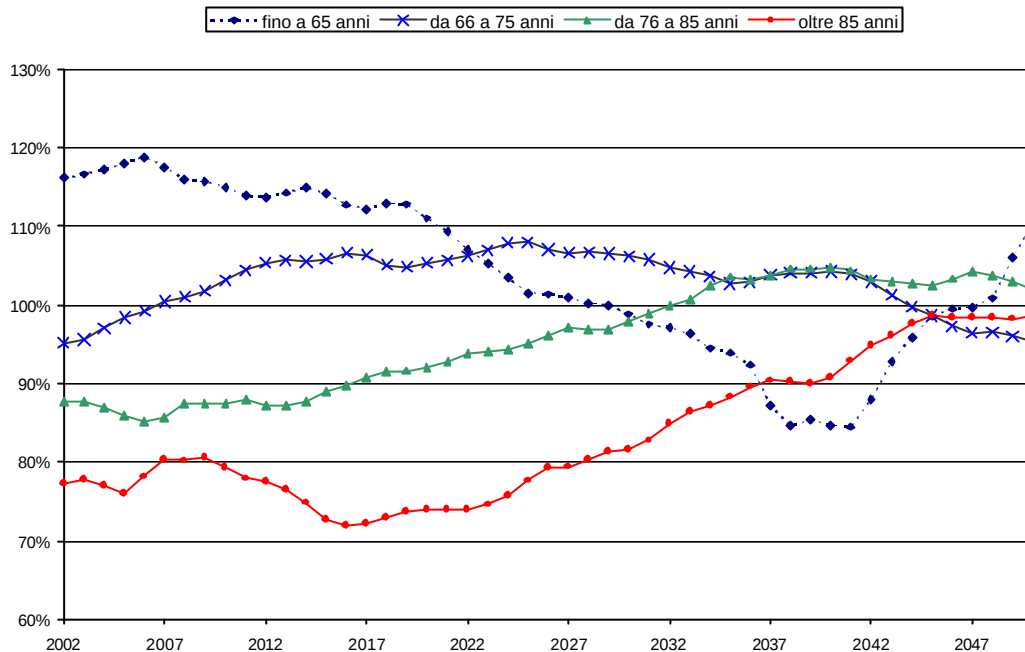
**Figura 34: Pensioni medie per tipologia di pensione.
Rapporto tra pensione da lavoro e assistenziale**



I risultati della scomposizione dell'importo medio della pensione da lavoro in funzione della classe di età sono presentati nella figura 35. Abbiamo, per ogni anno, suddiviso la popolazione dei pensionati da lavoro in quattro classi di età: fino a 65 anni, da 66 a 75 anni, da 76 a 85 anni, oltre gli 85 anni. All'inizio del periodo di simulazione il peso relativo delle pensioni degli individui più giovani e quindi presumibilmente liquidate più di recente sono quelle di importo più alto. I pensionati più anziani ricevono trattamenti di importo più basso. A partire dalla metà del secondo decennio di simulazione tuttavia gli importi delle pensioni dei pensionati più giovani tende a ridursi rispetto a quello medio, presumibilmente a causa dell'entrata progressiva a regime della regola contributiva. Questa

tendenza continua fino a circa il 2040 per poi invertirsi. È interessante notare la presenza di un effetto coorte nella dinamica della quota delle pensioni degli ultra settantacinquenni che risultano continuamente crescenti nella seconda metà della simulazione.

Figura 35: Pensioni medie per classi di età rispetto alla pensione media da lavoro



La riduzione del rapporto tra pensione media e salario medio dunque si accompagna ad una ricomposizione dei rapporti relativi tra importi medi delle pensioni per differenti tipologie e gruppi di popolazione. In particolare, sulla base dei risultati di questa simulazione, aumenta il peso delle pensioni di tipo assistenziale rispetto a quelle previdenziale; mentre il peso delle pensioni di vecchiaia rispetto a quello delle pensioni di anzianità ha un andamento non monotono. Più complessa è l'analisi dell'andamento per classi di età: questo è presumibilmente influenzato da numerosi fattori tra i quali l'entrata in vigore della regola contributiva e il mancato aggancio delle pensioni di nuova liquidazione alla crescita reale ed effetto legati al passaggio di coorti di pensionati molto differenti tra di loro.

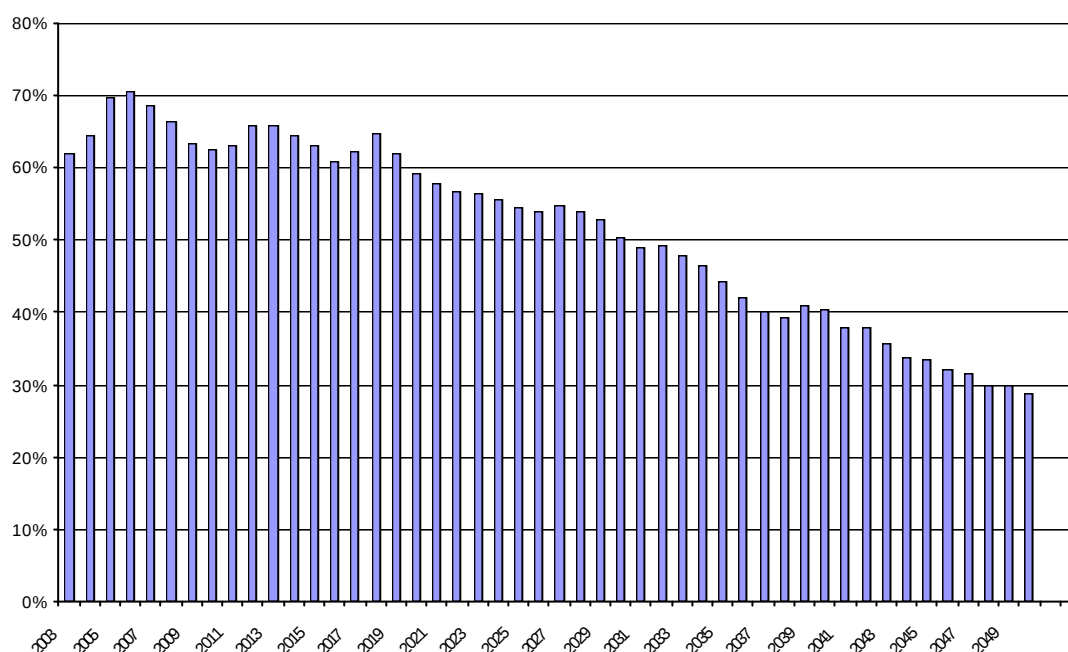
Le figure precedenti descrivono la dinamica degli stock delle pensioni da lavoro. Per arricchire il set di informazioni, soprattutto in relazione agli effetti della progressiva

introduzione del regime contributivo, passiamo ora alla presentazione dell'andamento nel tempo del tasso di sostituzione lordo o grado di copertura al pensionamento. Questo indicatore è definito dal rapporto tra il primo importo della pensione e l'importo della retribuzione realizzato nell'ultimo anno di attività lavorativa, entrambi al lordo dell'imposizione personale sul reddito. Si tratta dunque di un indicatore parziale per due ordini di motivi: non considera tutti i pensionati, ma solo i nuovi e per questi misura quello che succede in un solo anno e non lungo il ciclo di vita. Tuttavia esso ci aiuta a capire come l'entrata di nuovi pensionati possa influenzare i parametri distributivi dello stock delle pensioni.

Nelle figure che seguono il tasso di sostituzione lordo è quello medio rispetto ai pensionati che sono usciti dal mercato del lavoro in ogni dato anno. Questo significa che, a differenza dei casi tipo in cui il medesimo indicatore è costruito su individui rappresentativi con carriere contributive piene, in questo caso il suo valore è influenzato, anche da posizioni contributive non necessariamente lunghe e complete. Per questa ragione il valore medio dei tassi di sostituzione può risultare anche sensibilmente inferiore a quelli presentati in lavori che hanno come riferimenti individui rappresentativi e non popolazioni. La figura 36 descrive l'andamento del tasso di sostituzione dei nuovi trattamenti pensionistici calcolato su tutta la popolazione.

I valori del tasso di sostituzione al pensionamento nei primi anni della simulazione non si differenziano troppo rispetto a quelli che possono essere stimati indirettamente sui dati dell'archivio storico della Banca d'Italia per il decennio passato. Agli intervistati è infatti chiesto di fornire un'indicazione sulla quota della pensione rispetto all'ultima retribuzione. Questa variabile era pari a 0.65 nel 1992 e passava rispettivamente a 0.68 e 0.70 nel 1998 e nel 2002. Giova tuttavia ricordare che il dato storico è misurato al netto dell'imposta personale sul reddito e quindi risulta presumibilmente più alto rispetto al medesimo valore quando il rapporto è misurato al lordo della medesima imposta.

Figura 36: Tasso di sostituzione medio lordo per anno dei neo pensionati

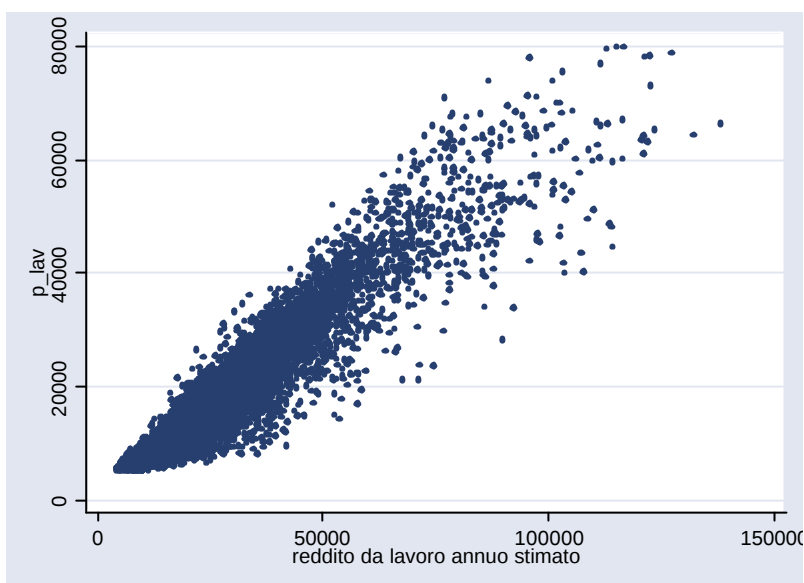


Dopo una breve fase in cui il tasso di sostituzione al pensionamento resta su valori compresi tra il 65% e il 70% questo inizia a scendere progressivamente e con intensità crescente per raggiungere alla fine del periodo di simulazione valori medi intorno al 30%. Un'indicazione aggiuntiva è quella che deriva dal computo del coefficiente di variazione sui tassi di sostituzione: questo indicatore passa da valori intorno a 0.25 nei primi anni della simulazione a valori vicini a 0.5 nell'ultimo decennio delle proiezioni ad indicazione del forte aumento nell'eterogeneità dell'importo dei trattamenti pensionistici da lavoro già documentata nel caso dell'analisi dell'indice di Gini. Si tratta di un aspetto non trascurabile che rende evidente la visione solo parziale degli effetti distributivi delle riforme che può derivare dalla sola considerazione dell'andamento prospettico del tasso di sostituzione al pensionamento quando questo è misurato su individui rappresentativi con carriere contributive piene.

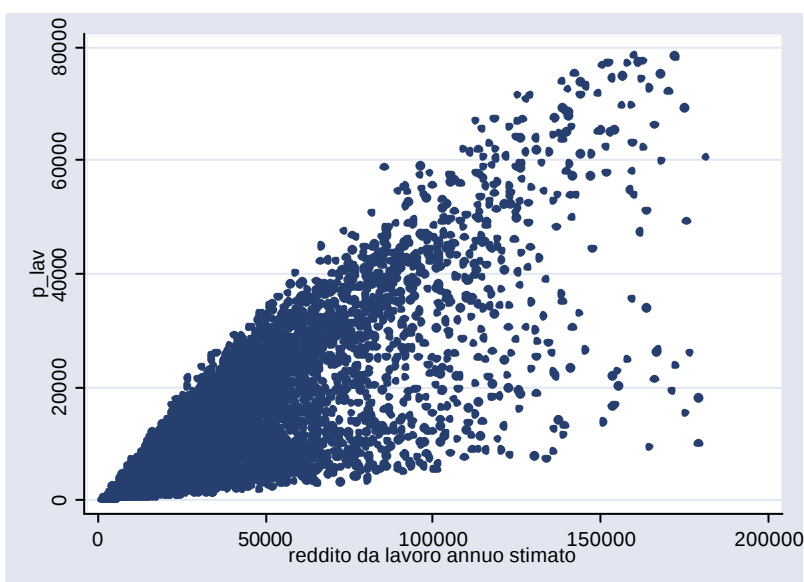
A questo riguardo può essere utile passare all'analisi dei risultati presentati nelle quattro figure seguenti. Nelle prime due abbiamo considerato la relazione tra importo della pensione ed ultimo salario per i pensionati retribuiti – misti e contributivi. È immediato notare come la dispersione sia molto più forte nel caso delle pensioni di tipo contributivo e

come invece nel caso delle pensioni retributive e miste abbiano una nuvola di punti molto più schiacciata verso la bisettrice ad indicazione del fatto che bassi tassi di copertura, soprattutto nel caso di redditi bassi, non sono molto diffusi in questi due regimi.

**Figura 37: Reddito da lavoro e pensione.
Pensionati che appartengono al regime retributivo e misto.**

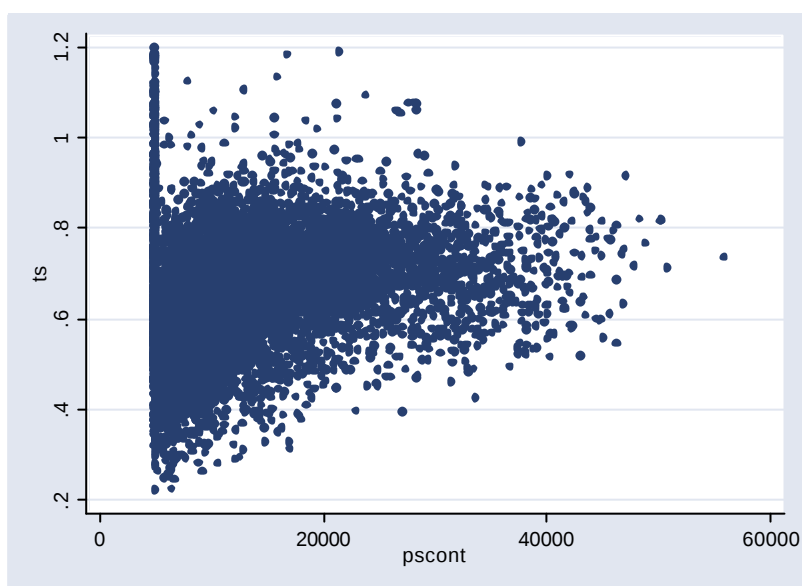


**Figura 38: Reddito da lavoro e pensione.
Pensionati che appartengono al regime contributivo.**

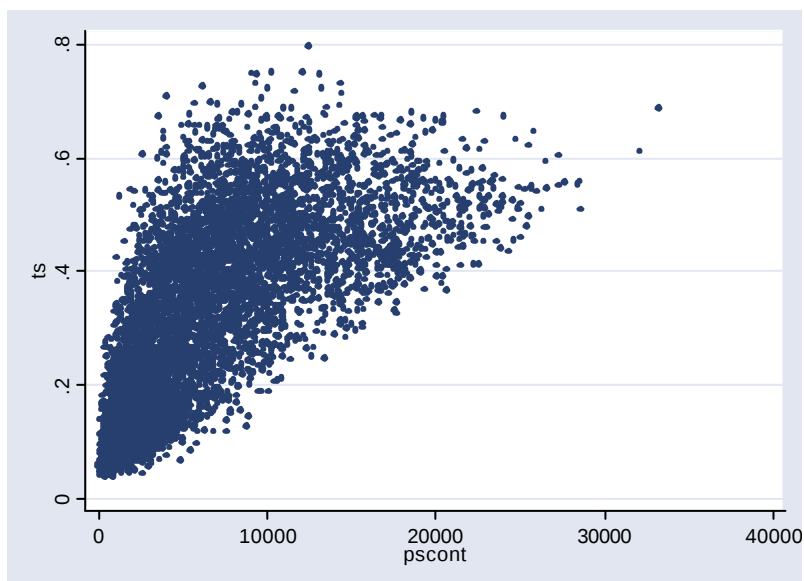


Il maggiore contenuto assicurativo della regola contributiva e quindi la difficoltà di realizzare al suo interno forme di redistribuzione intragenerazionale può essere meglio apprezzata dall'analisi delle due figure seguenti nella quale riportiamo, per i pensionati retributivi - misti e per quelli contributivi la relazione tra tasso di sostituzione al pensionamento e valore della pensione scontato al 2002.

**Figura 39: Tasso di sostituzione al pensionamento e pensione scontata al 2002.
Pensionati che appartengono a regimi retributivo e misto.**



**Figura 40: Tasso di sostituzione al pensionamento e pensione scontata al 2002.
Pensionati che appartengono al regime contributivo.**



Tra le pensioni di tipo retributivo e misto risultano evidenti due fenomeni: la presenza di un minimo pensionistico e quindi di una percentuale di pensioni con tassi di sostituzione maggiori del 100% e la presenza di tassi di sostituzione elevati anche nel caso di pensioni di importo ridotto. Molto più lineare invece appare la relazione tra livello della pensione scontata e tasso di sostituzione nel caso dei trattamenti calcolati con la regola contributiva, dove al crescere del livello dell'importo scontato della pensione cresce tendenzialmente anche il tasso di sostituzione.

Passando ad un'analisi più disaggregata abbiamo poi verificato in che modo la riduzione tendenziale del tasso di sostituzione al pensionamento si distribuisce per gruppi differenti della popolazione. La riduzione risulterà essere più intensa per i lavoratori autonomi, maggiormente colpiti dal passaggio al regime contributivo, a causa dell'aliquota più bassa rispetto ai lavoratori dipendenti. Tende anche a ridursi nel tempo la forbice nel tasso di sostituzione tra pensioni di vecchiaia e di anzianità per le ragioni già evidenziate ed infine, se dividiamo la popolazione in funzione del regime di calcolo della pensione possiamo notare come il progressivo passaggio dal regime retributivo a quello contributivo sia la causa principale dell'abbassamento del tasso di sostituzione. Il tasso medio di sostituzione del primo rimane sempre più alto rispetto, sia al regime misto sia a quello contributivo. La fase crescente di questo ultimo fino al 2035 è spiegata, soprattutto per la prima parte di questo periodo, dal fatto che inizialmente nella simulazione accederanno alla pensione contributiva soggetti con carriere contributive brevi e/o discontinue e quindi particolarmente penalizzate dalla regola medesima.

Figura 41: Tasso di sostituzione lordo al pensionamento per settore.

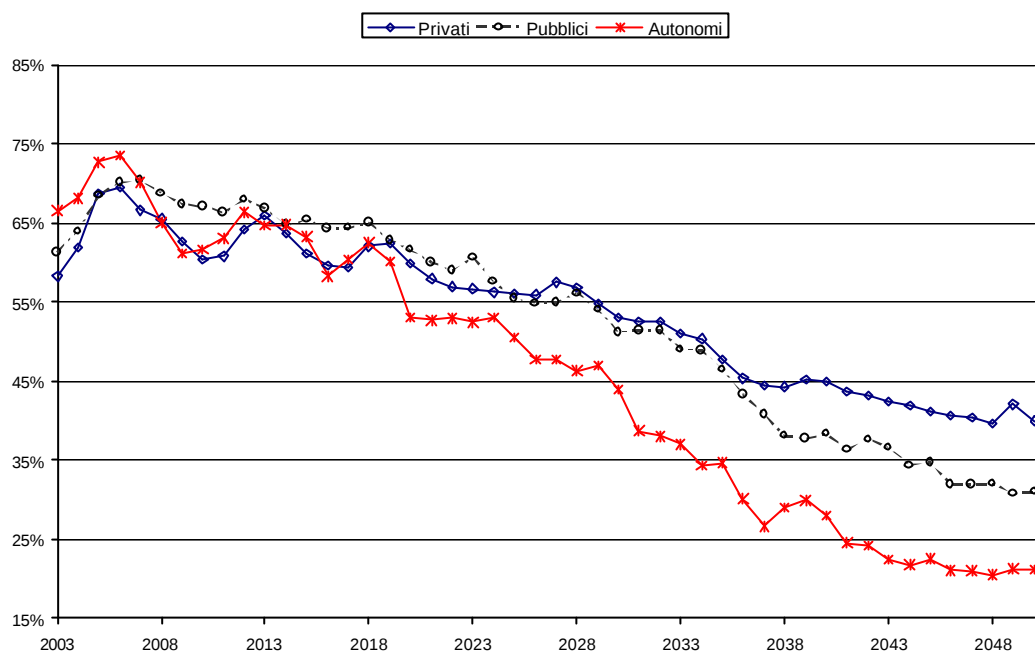


Figura 42: Tasso di sostituzione lordo al pensionamento per tipologia di pensione.

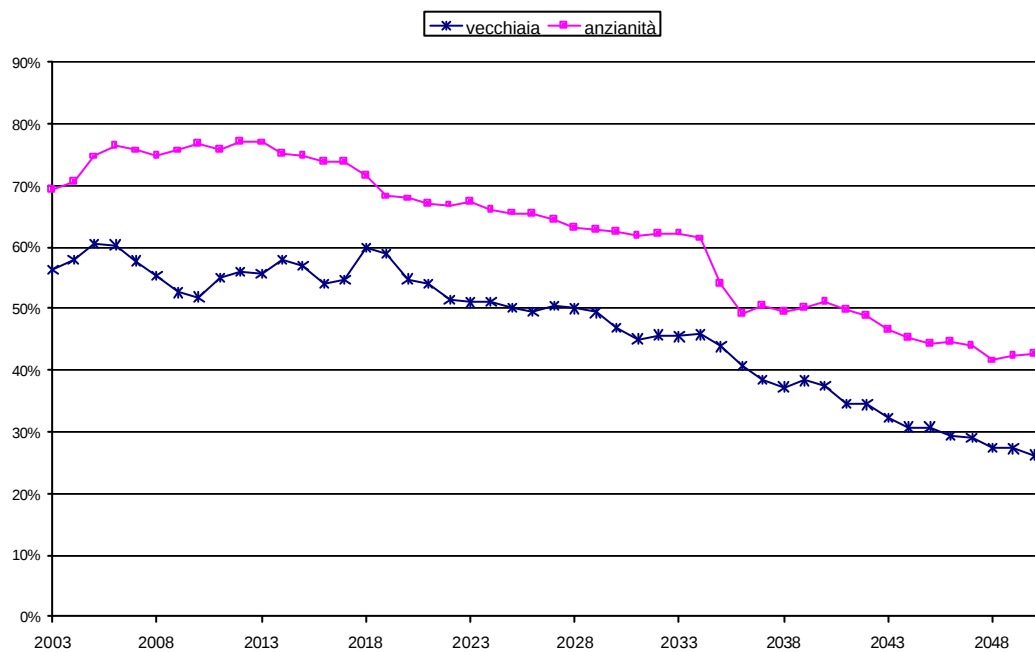
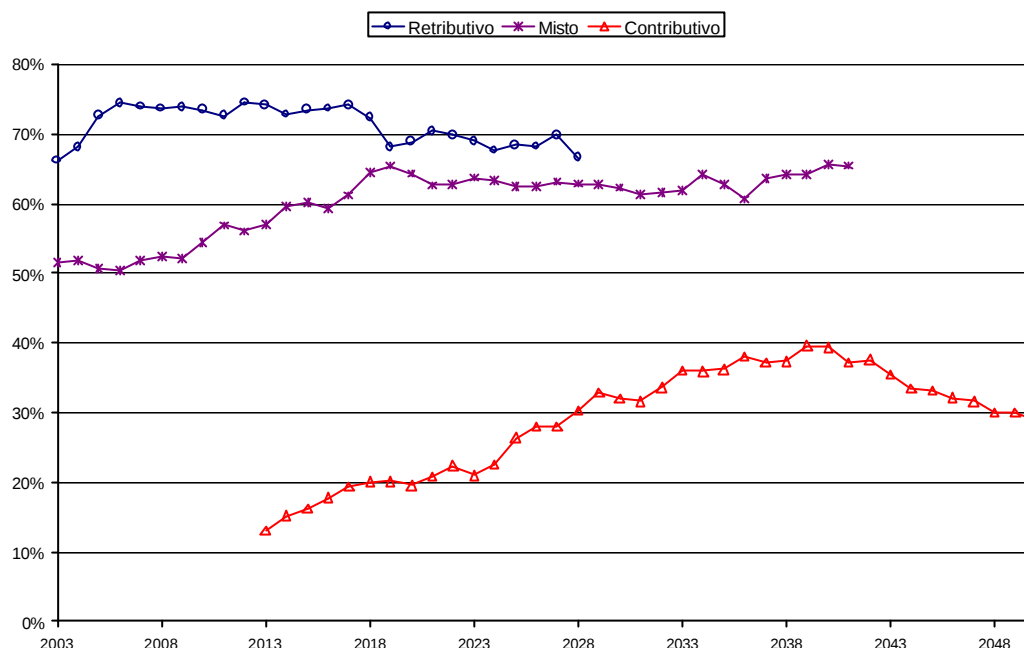


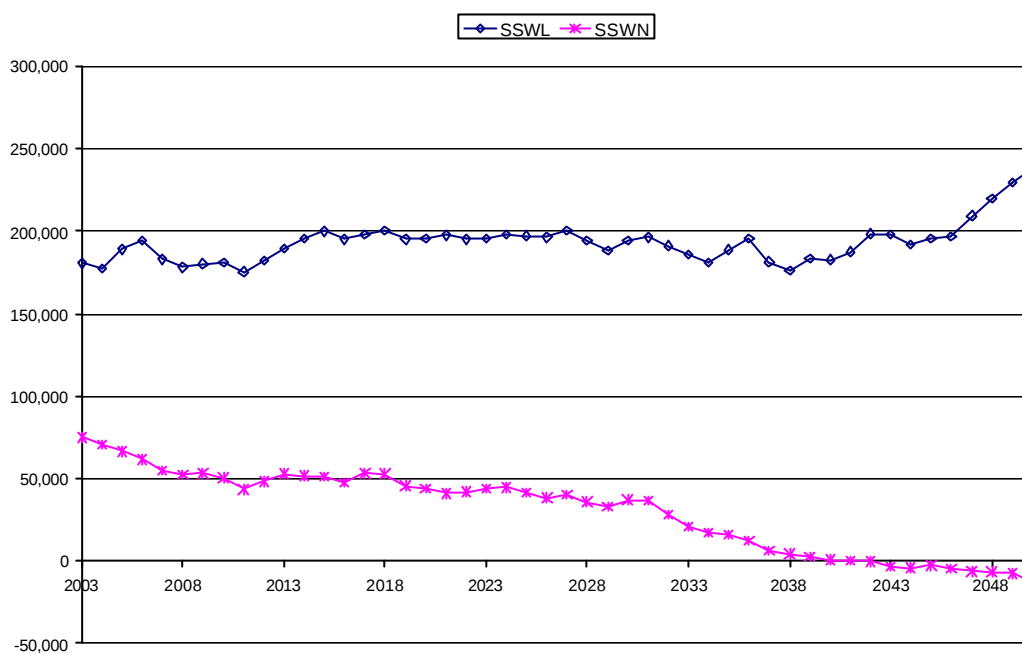
Figura 43: Tasso di sostituzione lordo al pensionamento per tipologia di pensionato.



Abbiamo più volte sottolineato come l’impatto distributivo di una riforma pensionistica possa essere esaminato anche sotto il profilo intertemporale. Nella parte finale di questa sezione presentiamo due evidenze su tale dimensione. I due indicatori utilizzati sono la ricchezza pensionistica, definita sia al lordo che al netto dei contributi pensionistici e il Net Present Value Ratio (Npvr), ovvero il rapporto tra la somma delle pensioni e la somma dei contributi che un individuo si attende dal sistema pensionistico scontati entrambi al momento dell’entrata nel mercato del lavoro. Il primo indicatore fornisce un’informazione importante sullo stock di risorse che gli individui si attendono di ricevere e/o versare al sistema pensionistico; il secondo indicatore invece consente valutazioni sulla convenienza (a prescindere dalla dimensione dell’investimento) alla partecipazione ad un sistema pensionistico se questo viene inteso come una forma di risparmio obbligatorio. Entrambi gli indicatori dipendono dalla scelta del tasso di sconto: nella simulazione di base abbiamo scelto di fissare questo parametro ad un valore pari all’1,5% per consentire una valutazione tendenzialmente neutrale rispetto al tasso medio di crescita dei contributi nella fase attiva ed al tasso di sconto implicito nella formula di computo contributiva.

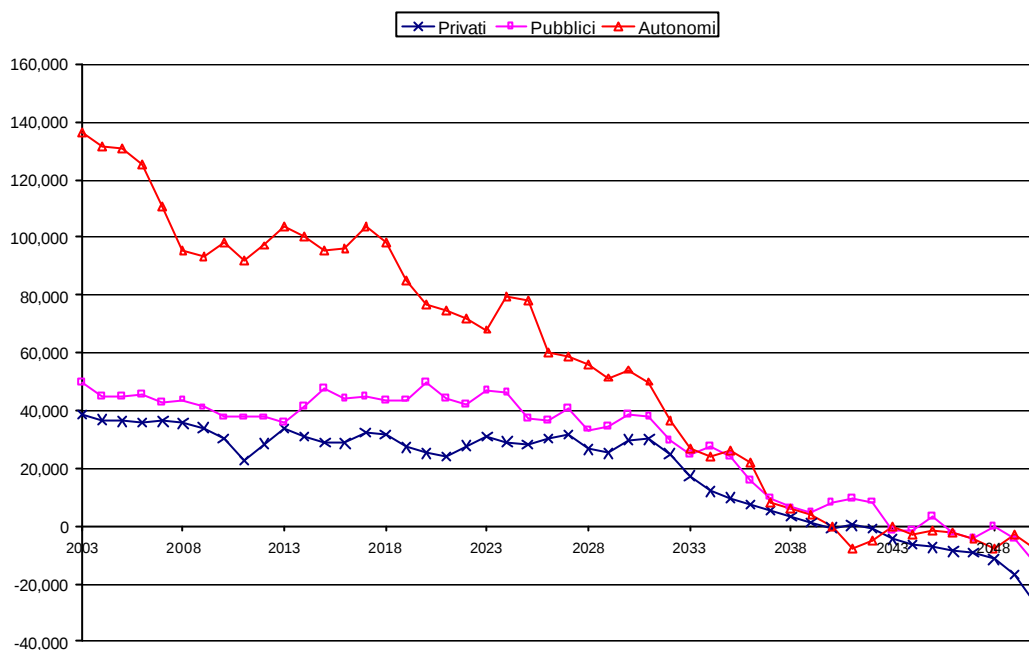
Le figure successive confermano i risultati già ottenuti con altri modelli (Castellino e Fornero 2002).

Figura 44: Ricchezza pensionistica lorda e netta per anno di pensionamento



La figura 44 riporta il calcolo della ricchezza pensionistica lorda e netta per gli individui che vanno in pensione in un determinato anno. Mentre il valore della ricchezza pensionistica lorda cresce nel tempo grazie al fattore legato alla dinamica della produttività e quindi dei salari medi, la ricchezza pensionistica netta (definita come la somma delle promesse di pensioni future al netto dei contributi) presenta un andamento opposto: sempre decrescente e negativa a partire dall'ultimo decennio della simulazione. La riforma pensionistica poi interessa in maniera differente gli individui a seconda della gestione pensionistica di appartenenza. Nella figura 45 presentiamo i soli valori della ricchezza pensionistica netta distinti in relazione all'anno di pensionamento e alla gestione pensionistica. Risulta in questo caso come la gestione maggiormente penalizzata nel passaggio dal regime retributivo a quello contributivo sia quella degli autonomi.

Figura 45: Ricchezza pensionistica netta per gestione pensionistica e anno di pensionamento.



Se passiamo all'analisi del secondo indicatore, il Npvr, molte delle conclusioni vengono confermate. In generale l'insieme delle norme che definiscono il passaggio al regime contributivo comportano una progressiva riduzione e omogeneizzazione di questo indicatore. Il fenomeno è particolarmente evidente per i lavoratori autonomi, ma riguarda in generale tutte le categorie e le coorti. Nella figura successiva presentiamo la dinamica dell'indicatore per tutta la popolazione dei pensionati e alcune scomposizioni per gruppi socio economici.

Figura 46: Net Present Value Ratio medio per anno

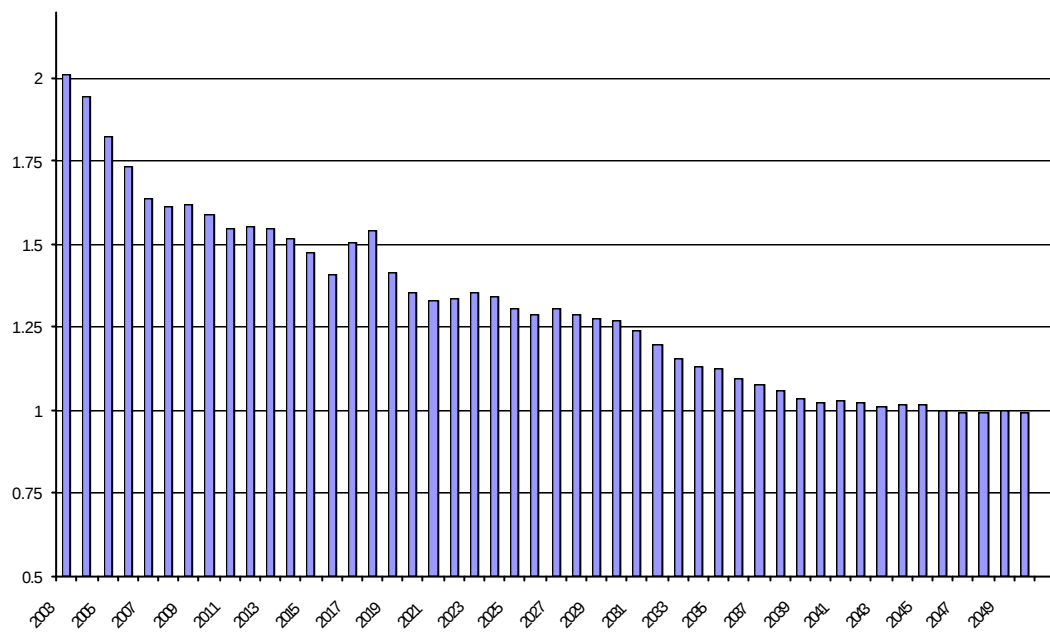


Figura 47: Net Present Value Ratio medio per gestione pensionistica

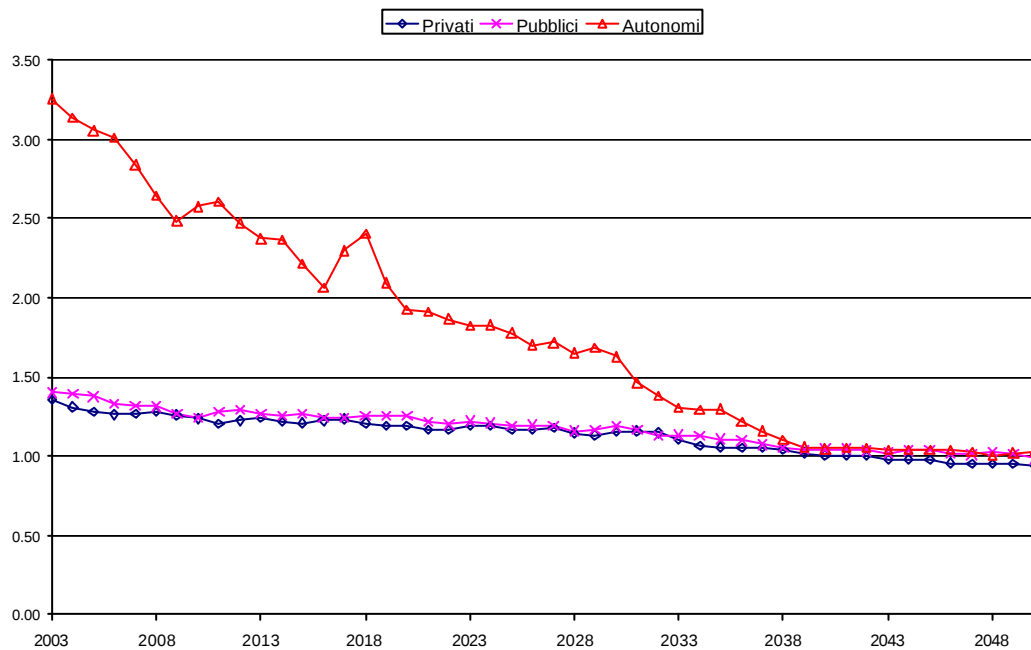


Figura 48: Net Present Value Ratio medio per anno tipo di pensionato

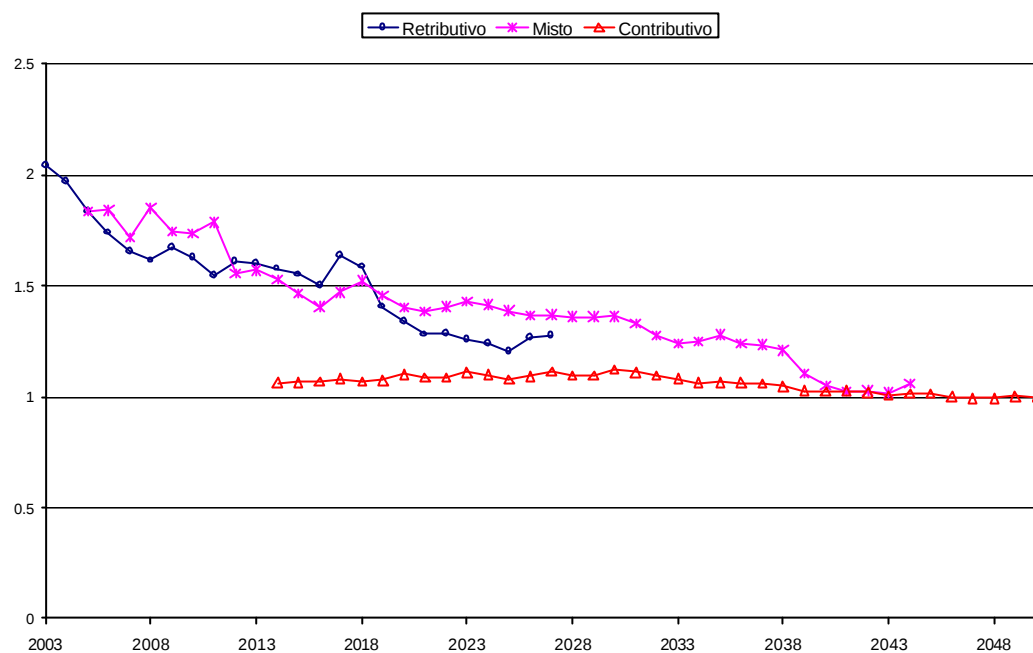
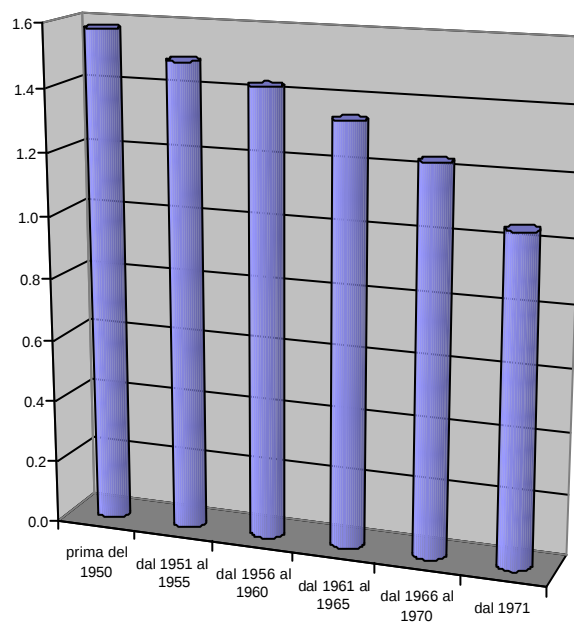


Figura 49: Net Present Value Ratio medio per coorte (anno di nascita).



In tutte le scomposizioni del Npvr emerge con chiarezza uno degli aspetti qualificanti dell'introduzione del sistema contributivo, ovvero la sua capacità di realizzare l'equità attuariale. Tale situazione si realizza quando questo indicatore assume valori vicini all'unità. In questo caso infatti il valore attuale delle pensioni e dei contributi, entrambi misurati nel momento dell'entrata nel mercato del lavoro è uguale. La correzione apportata dal contributivo è costante e continua e dalle figure si può notare come, verso la fine del periodo di simulazione il valore del Npvr, coerentemente con quello della stima della ricchezza pensionistica netta che diventa negativa, assume valori inferiori ad uno.

Il confronto dei risultati della stima degli indicatori di tipo intertemporale con quelli uniperiodali presentati in precedenza mette in evidenza come il cambiamento di prospettiva non sia neutrale nel giudizio sull'impatto distributivo delle riforme. Da una parte infatti l'analisi intertemporale evidenzia il positivo effetto del passaggio al contributivo una volta che questo sia valutato alla luce della capacità della nuova regola di portare all'interno del sistema pensionistico pubblico una relazione più stretta, di tipo assicurativo, tra pensioni ricevute e contributi versati da ogni individuo. Dall'altra però alcuni dei risultati emersi dall'analisi uniperiodale mettono in dubbio la capacità del sistema pensionistico, anche quando se ne considerino le componenti di tipo più esplicitamente redistributivo, di continuare a perseguire con successo gli obiettivi di adeguatezza e di contrasto alla povertà.

6.2 Analisi di sensitività

Dopo aver discusso le caratteristiche distributive del sistema pensionistico nell'ambito della simulazione di base, in questa sezione passiamo ad un'analisi della sensitività dei risultati a variazioni dei parametri normativi e della scelte relative all'età di pensionamento. L'esercizio ha due scopi: da una parte fornire indicazioni sui possibili effetti distributivi di alcune proposte di politica economica relative all'assetto di lungo periodo del sistema pensionistico; dall'altra misurare la sensibilità dei risultati del modello a cambiamenti nei singoli parametri e quindi fornire una prima valutazione della stabilità del modello stesso e della sua dipendenza dagli scenari adottati.

Le simulazioni effettuate sono riportate di seguito:

- i) annullamento dell'aggiustamento decennale dei coefficienti di trasformazione (*senza coefficienti*);
- ii) adattamento delle formule di computo delle pensioni in modo che, a partire dal 2005, le regole di computo della pensione dei lavoratori che rientrano nel regime retributivo sia lo stesso usato per coloro che appartengono al regime misto (*pro rata*);
- iii) mancato adeguamento delle soglie, dei tetti e degli importi delle pensioni assistenziali rispetto alla dinamica del Pil (*senza minime*);
- iv) ripresa parziale dell'indicizzazione delle pensioni nella misura dell'1% annuale (*ripresa indicizzazione*);
- v) modifica dal 50% all'80% della percentuale di individui che raggiunti i requisiti per la pensione di anzianità decidono comunque di continuare a lavorare (*età alta*);
- vi) spostamento verso l'alto delle soglie dell'età legale di pensionamento in funzione della crescita delle aspettative di vita (*nuove soglie*);
- vii) mancato incremento dell'età di pensionamento e dei requisiti contributivi previsti dalla riforma 2004 (*no riforma 2004*).

I risultati delle simulazioni sono stati divisi in due gruppi: quelli che riguardano modifiche nei parametri relativi alle modalità di computo e/o di indicizzazione dei trattamenti pensionistici [i) – iv)] e quelli che prevedono modifiche relative all'età di pensionamento [v) – vii)].

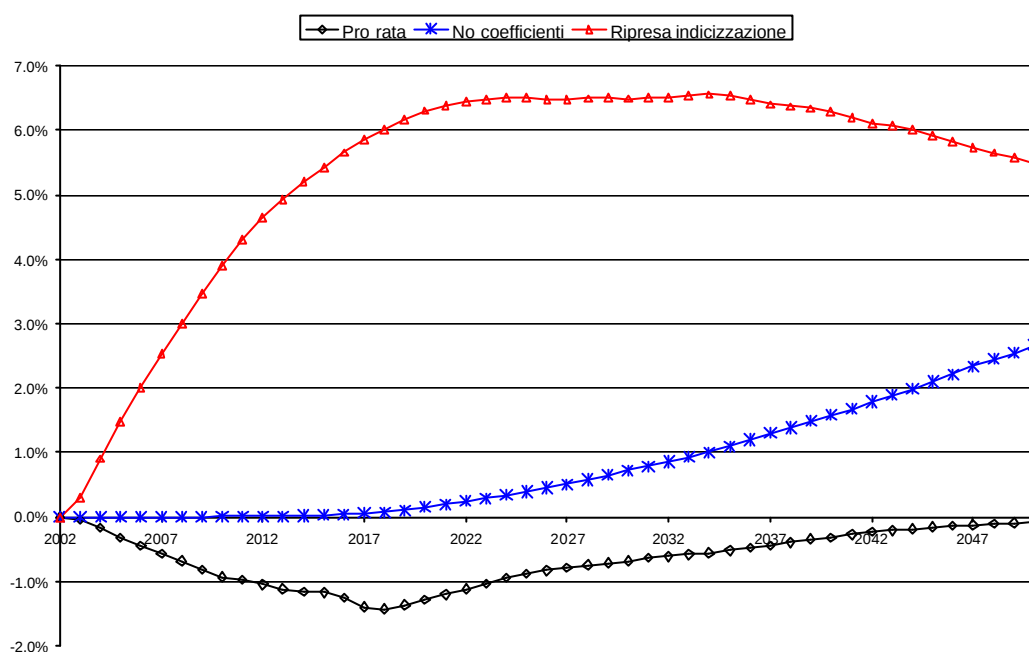
In termini generali l'esito di queste simulazioni rivela un elemento comune, ovvero la sostanziale tenuta nel breve-medio termine, per tutti gli scenari, dei risultati distributivi della simulazione di base. Più importante invece appare l'impatto distributivo di alcune delle modifiche ipotizzate su orizzonti temporali più lunghi. Inoltre con qualche semplificazione possiamo dire che il primo gruppo di modifiche ha un impatto più pronunciato sugli indicatori distributivi rispetto al secondo.

6.2.1. Modifiche dei parametri normativi

In questa sezione presentiamo i risultati relativi al primo gruppo di simulazioni. Tutti gli esercizi sono stati realizzati in modo da cogliere gli effetti “marginali” di ognuno dei cambiamenti sui principali indicatori distributivi.

Nella figura 50 sono presentati gli scostamenti del rapporto tra pensione media da lavoro e salario medio.

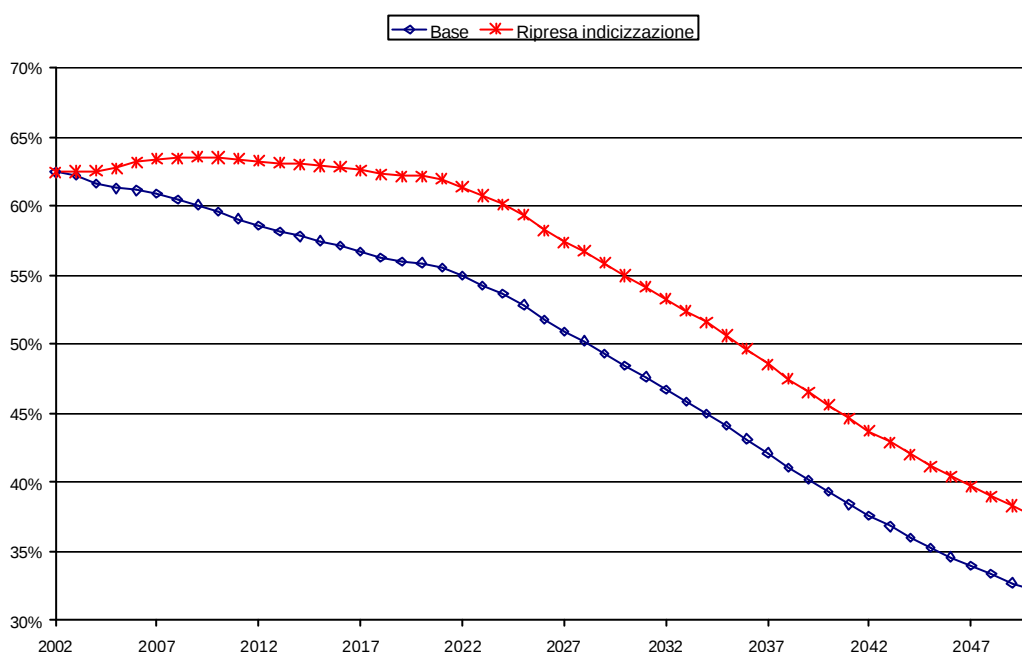
Figura 50: Analisi di sensitività sul rapporto tra reddito complessivo da pensione e salario medio. Scostamenti percentuali rispetto alla simulazione base.



Gli effetti di gran lunga più intensi sono quelli determinati dalla ripresa dell'indicizzazione delle pensioni nella misura dell'1% annuale. Questa misura avrebbe l'effetto, alla fine del periodo di simulazione di aumentare di quasi 7 punti percentuali il rapporto tra reddito medio da pensione e salario medio rispetto alla simulazione di base. Anche l'annullamento decennale dell'adeguamento dei coefficienti di trasformazione ha effetti positivi sul rapporto, sebbene di intensità minore. L'adozione del pro-rata, determina invece una riduzione del rapporto, più intensa nei primi due decenni della simulazione. I risultati sembrano dunque confermare come la scelta di non agganciare la dinamica delle

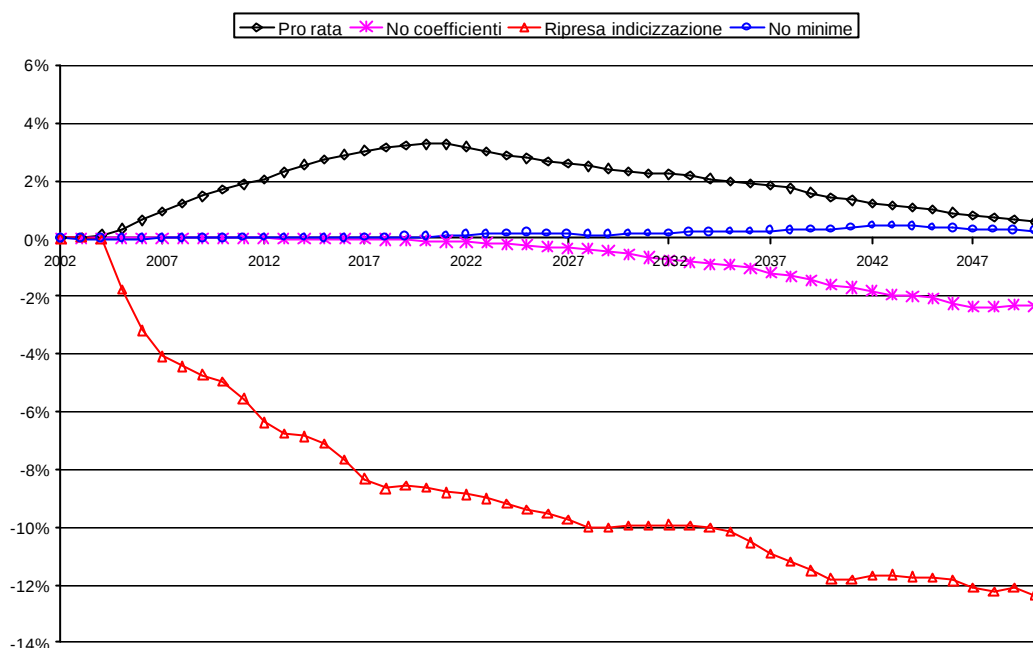
pensioni alla crescita delle retribuzioni sia uno dei fattori decisivi nel determinare la riduzione del rapporto tra pensione e salario medio. Di fatto questa misura è l'unica in grado di modificare in maniera sensibile il rapporto in questione e di mantenere, pressoché costante il rapporto almeno fino al 2020-2025. Nella seconda parte del periodo di simulazione invece l'effetto della progressiva entrata a regime della regola contributiva prevale ed il rapporto flette verso il basso, sia nella simulazione di base che in quella in cui le pensioni crescono dell'1% in termini reali all'anno.

**Figura 51: Pensione media in rapporto al salario medio.
Confronto tra simulazione base e ripresa indicizzazione.**



Poiché la riduzione dell'importo medio del reddito da pensione avrà presumibilmente effetti importanti sul reddito complessivo delle famiglie dei pensionati può essere utile verificare cosa succede alla quota di pensionati che si trovano al di sotto del 50% del salario mediano. Gli effetti sulla quota di pensionati il cui reddito da pensione si trova al di sotto del 50% del reddito mediano sono descritti nella figura 52.

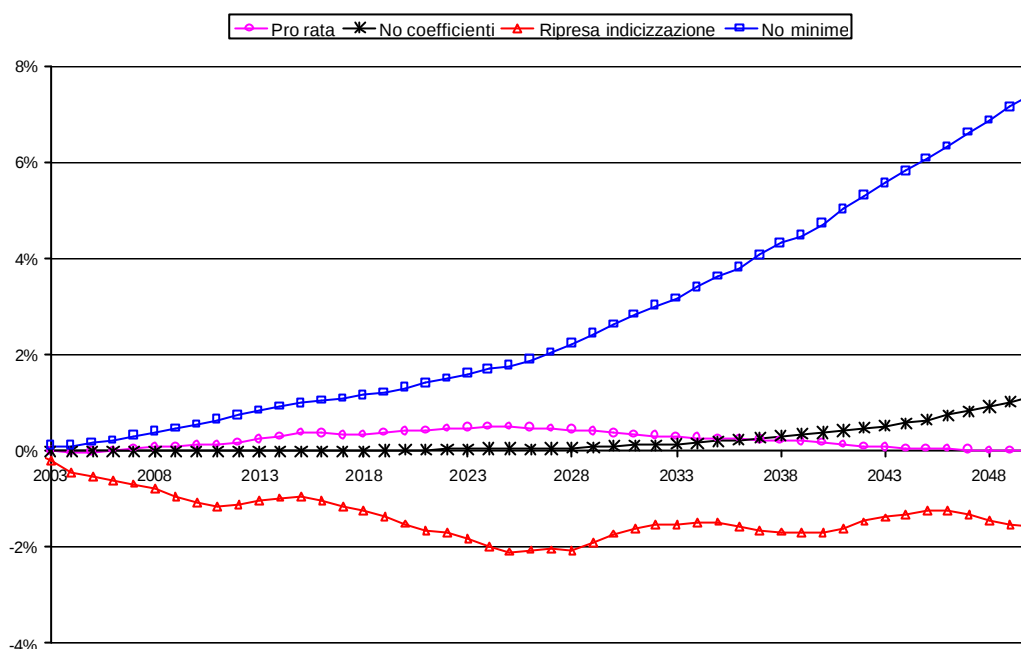
Figura 52: Scostamento della quota di pensionati che si trovano al di sotto del 50% del salario mediano rispetto alla simulazione di base



Nuovamente l'unica modifica in grado di apportare cambiamenti significativi sembra essere la ripresa dell'indicizzazione. In questo scenario la quota di pensionati che stanno sotto il 50% del reddito mediano si riduce fino al 10-12%. Particolarmente interessante, nell'ambito della meccanica delle simulazioni, è il risultato relativo alla mancata indicizzazione delle pensioni di importo minimo alla dinamica del Pil. Gli effetti modesti di questa modifica è controintuitiva. Tuttavia questo risultato trova una spiegazione nella forte caduta dell'importo delle pensioni rispetto alle retribuzioni che si realizza dopo il 2025-2030. La distanza tra le due variabili diventa così grande nella seconda parte della simulazione, da rendere poco efficace l'assegno sociale e quindi anche la riduzione dell'importo medio dello stesso rispetto alla simulazione di base non modifica di molto i risultati rispetto a quelli iniziali.

Effetti immediati e di dimensione non trascurabile sarebbero invece quelli determinati dall'introduzione pro rata delle regole contributive.

Figura 53: Scostamento dall'indice di Gini sui redditi da pensione rispetto alla simulazione di base



Rispetto all'indice di Gini l'effetto più intenso è quello atteso a fronte della mancata indicizzazione dei trattamenti assistenziali al Pil. L'indice in questo caso aumenta continuamente e alla fine del periodo di simulazione è più alto di quasi 8 punti percentuali rispetto alla simulazione di base. Ritroviamo qui il risultato relativo alla funzione decisiva esercitata dall'assegno sociale nel contenere la dispersione dei redditi da pensione già evidenziata nel paragrafo relativo alla simulazione di base. Il mancato adeguamento dei coefficienti di trasformazione ed il pro rata aumentano la dispersione dei redditi da pensione, mentre la ripresa dell'indicizzazione delle pensioni riduce la dispersione e di fatto manterrebbe costante l'indice di Gini lungo tutto il periodo della simulazione.

Gli effetti sul tasso di sostituzione al pensionamento sono differenti da zero solo nel caso dell'adozione del pro rata e del mancato adeguamento dei coefficienti di trasformazione. Nella tabella 16 riportiamo gli scostamenti rispetto alla simulazione di base per alcuni anni.

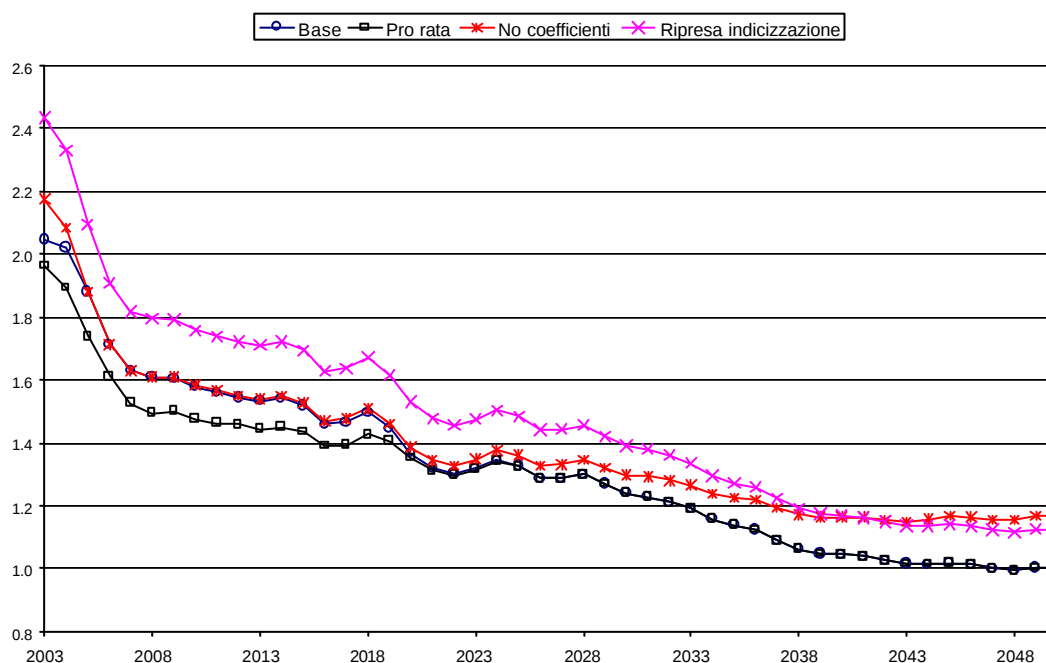
Tabella 16: Scostamenti dal tasso di sostituzione medio al pensionamento

Anno	Pro rata	No coefficienti
2010	-4.1%	0.1%
2020	-1.4%	0.7%
2030	0.4%	1.9%
2040	0.0%	3.9%
2050	0.0%	5.1%

Le simulazioni confermano le principali conclusioni del primo esercizio riguardo al periodo durante il quale le due misure determinerebbero i loro effetti. L'abbassamento nel primo caso e l'aumento nel secondo del tasso di sostituzione medio al pensionamento arriverebbero anche a 5 punti percentuali di differenza rispetto alla simulazione di base.

Sotto il profilo degli effetti redistributivi intertemporali gli effetti delle modifiche normative simulate sono rappresentati nella figura 54, dove abbiamo riportato il Net Present Value Ratio della simulazione di base e quello di tre delle quattro simulazioni controfattuali.

Figura 54: Net Present Value Ratio. Confronto tra simulazione di base e controfattuali.



Dall'analisi della figura emerge come la scelta della prospettiva temporale lungo la quale valutare gli effetti distributivi della riforma sia spesso cruciale. Le due misure che maggiormente sono in grado di ridurre alcuni degli effetti sperequativi della riforma contributiva sono anche quelle meno auspicabili sotto il profilo dell'equità attuariale. Sia la ripresa dell'indicizzazione che il mancato adeguamento dei coefficienti di trasformazione hanno infatti come principale effetto quello di allontanare il sistema pensionistico pubblico dai principi assicurativi impliciti nell'adozione della regola contributiva. Nella direzione opposta andrebbe invece l'adozione del pro rata che però, come evidenziato in questa sezione del lavoro, accentuerebbe alcuni effetti sperequativi sugli indicatori uniperiodali.

6.2.2. Modifiche relative all'età di pensionamento

In questa sezione verifichiamo la sensitività dei risultati del modello rispetto a variazioni dell'età media di pensionamento. In particolare simuliamo due possibili variazioni legate a modifiche nella normativa ed una dipendente da cambiamenti, a normativa invariata, nella propensione al pensionamento. Più in particolare nel primo esercizio valutiamo gli effetti di un innalzamento delle soglie legali di pensionamento nei prossimi decenni. L'età legale di pensionamento è portata a 62 e 67 anni rispettivamente per donne e uomini a partire dal 2020 e a 65 e 70 anni dopo il 2030. Nel secondo esercizio invece riportiamo i requisiti di età e anzianità contributiva alla situazione precedente la riforma pensionistica del 2004. nel terzo esercizio infine modifichiamo la propensione al pensionamento ipotizzando che il 20% invece del 50% di coloro che acquisiscono il diritto al pensionamento di anzianità decidano di uscire dal mercato del lavoro.

Può essere interessante verificare preliminarmente all'analisi dei risultati distributivi il valore dell'età media di pensionamento dei differenti scenari. Questo dato è presentato nella tabella 17:

Tabella 17: Età media di pensionamento nella simulazione base e negli scenari controfattuali v), vi) e vii)

Anno	Base	No riforma 2004	Età alta	Nuove soglie
2003	59.2	59.2	59.4	59.2
2010	60.5	60.0	60.6	60.5
2020	61.1	60.6	61.3	60.7
2030	61.4	61.2	62.0	61.3
2040	62.1	62.2	62.5	63.4
2050	62.2	62.3	62.4	64.1

L'aumento delle soglie relative all'accesso alla pensione di vecchiaia sembra essere la modifica più efficace nell'aumentare l'età media dei neopensionati che passa da 59,2 a 64,1 anni. Le altre tre simulazioni presentano una qualche differenza nei primi due decenni, ma tendono a convergere verso valori non troppo differenti nella seconda parte del periodo di simulazione.

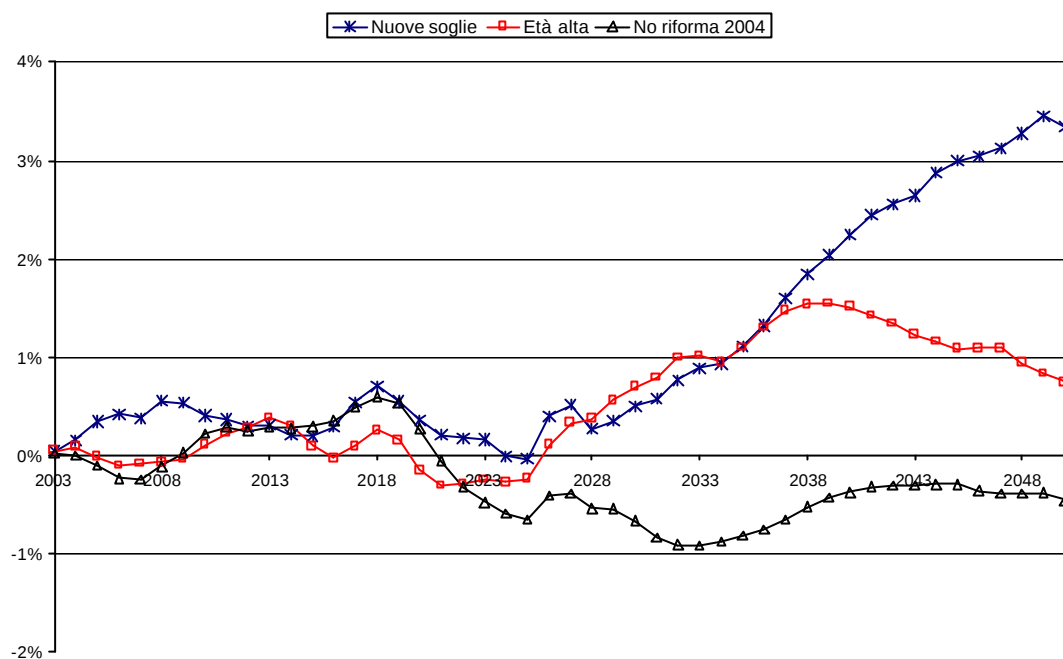
La scelta dell'età di pensionamento ha effetti diretti sull'importo della pensione, che possono essere verificati nel modello calcolando la differenza nel tasso medio di sostituzione al pensionamento per anno. Nella tabella XX riportiamo alcuni di questi scostamenti per le tre simulazioni.

Tabella 18: Scostamenti del tasso di sostituzione lordo al pensionamento rispetto alla simulazione di base.

Anno	Nuove soglie	Età alta	No riforma 2004
2003	0.0%	-4.1%	0.0%
2010	0.0%	1.6%	-1.1 %
2020	2.7%	1.0%	-1.4 %
2030	1.2%	1.7%	-0.4 %
2040	5.5%	0.2%	0.4 %
2050	5.3%	0.9%	-0.4 %

Le variazioni nei tassi medi di sostituzione al pensionamento si riflettono, con effetti crescenti nel tempo, sul rapporto tra pensione media e salario medio. Questo passaggio risulta evidente dalla figura 55 nella quale l'aumento dell'età legale di pensionamento si rivela come, tra i tre scenari analizzati, il più efficace nel contenere, soprattutto nella seconda parte del periodo esaminato, il rapporto in questione.

Figura 55: Pensione media rispetto a salario medio.
Scostamenti dalla simulazione base degli scenari v), vi) e vii).



Non risultano infine particolarmente pronunciati gli scostamenti negli indici di Gini e in quelli relativi agli indicatori intertemporali. In particolare risultano contenute le variazioni nella dispersione dei redditi da pensione determinati dalle modifiche nell'età di pensionamento.

RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- Ando, A. e Nicoletti Altamari S. (2004), A Micro Simulation Model of Demographic Development and Households' Economic Behavior in Italy, Temi di discussione Banca d'Italia n. 533.
- Baldacci, E. e L. Inglese (2000), Le caratteristiche socio economiche dei pensionati in Italia, CERP Working Paper, n. 3.
- Baldacci, E. e G. Proto, (1997), Sistema pensionistico e distribuzione del reddito tra le famiglie, Economia e Lavoro, Anno XXXIII, n. 1.
- Baldini, M. (1997), Diseguaglianza e redistribuzione nel ciclo di vita, Bologna, Il Mulino.
- Baldini, M. (2000), Mapp98: un modello di analisi delle politiche pubbliche, Dipartimento di economia politica, Modena, Materiale di discussione n. 331.
- Baldini, M. (2001), La povertà in Italia negli ultimi 25 anni. Rapporto di Prometeia, Marzo.
- Baldini, M., Bosi, P. e Silvestri P. (2004), a cura di, La ricchezza dell'equità. Distribuzione del reddito e condizioni di vita in un'area a elevato benessere, Bologna, Il Mulino.
- Banca d'Italia (2004) Archivio storico dell'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane, 1977-2002, Roma.
- Banca d'Italia (2004), I Bilanci delle famiglie italiane nell'anno 2002, in Supplementi al Bollettino Statistico – note metodologiche e informazioni statistiche, Roma.
- Becker, S. e Ichino, A. (2002), Estimation of average treatment effects based on propensity scores, Stata Journal, 2(4).
Disponibile in rete: <http://www.iue.it/Personal/Ichino/psj7.pdf>
- Bernardi, L. (1996), Microsimulazione degli effetti distributivi del bilancio pubblico. Riforme tributarie e risanamento finanziario nell'Italia di oggi, in La finanza pubblica italiana dopo la svolta del 1992, a cura di A. Monorchio, Bologna, Il Mulino.
- Bianchi, C., Romanelli, M. e Vagliasindi P. (2003), Microsimulating the Evolution of Italian Pension Benefits: the Role of Retirement Choices and the Pension Indexing, Labour, Special Issue.
- Boeri, T., Boersch-Supan, A. and G. Tabellini (2002), Pension Reforms and the Opinions of European Citizens, American-Economic-Review May, 92(2).

- Borella, M. e Coda Moscarola, F. (2004), Redistribution in the Italian Pension System, paper presented at Workshop on Industry and Labor Dynamics, The Agent-based Computational Economics Approach, Turin, December 3-4 2004.
- Bourguignon, F., Chiappori P.A. and Sastre J. (1988), SYSIFF: a simulation program of the French tax-benefit system in Tax Benefit Models, a cura di A.B. Atkinson e H. Sutherland, London, STICERD.
- Brandolini, A. (1999), The Distribution of Personal Income in Post-war Italy: Source Description, Data Quality, and the Time Pattern of Income Inequality *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, September 58(2).
- Brown, R. L. and Prus, S. G. (2003), Social Transfers and Income Inequality in Old-Age: A Multinational Perspective, LIS Working Paper, n. 355.
- Browning, M. and Lusardi, A. (1996) Household Saving: Micro Theories and Micro Facts *Journal-of-Economic-Literature*, December ; 34(4).
- Cannari, L. and D'Alessio, G. (1993), Non-Reporting and Under-Reporting Behavior in the Bank of Italy's Survey of Household Income and Wealth, in Proceedings of the ISI 49th Session, Firenze, ISI.
- Cannari, L. e Franco D. (1990) Sistema pensionistico e distribuzione dei redditi, *Contributi all'analisi economica*, n. 6, Dicembre, Banca d'Italia, Roma.
- Castellino, O. e Fornero, E. (2002), La riforma del sistema previdenziale italiano, Il Mulino, Bologna.
- Casey, B.H. and Yamada, A. (2002), The Public-Private Mix of Retirement Income in Nine OECD Countries: Some Evidence from Micro-Data and an Exploration of its Implications, LIS Working Paper, n. 311
- Council of the European Union (2003), Draft Joint Report by the Commission and the Social Protection Committee on Adequate and Sustainable Pensions.
- Crystal, S. and Shea, D. (1990), The Economic Well-Being of the Elderly, Review of income and Wealth, 36(3).
- De Vincenti, C. e Pollastri C. (2004), (a cura di), La partita doppia del welfare, Roma, Ediesse.
- Diamond, P. A. (1977), A Framework for Social Security Analysis *Journal of Public Economics*, December 8(3).
- Disney, R. and Johnson, P. (eds.) (2001), Pension Systems and Retirement Incomes across OECD Countries, Edward Elgar.

- Disney, R., Mira D'Ercole, M. and Scherer, P. (1998), Resources during Retirement, OECD Ageing Working Paper, n. 4.3.
- Disney, R. and Whitehouse, E. (2002), The Economic Well-Being of Older People in International Perspective: A Critical Review, LIS Working Paper n. 306.
- Falkingham, J. and Hills, J. (eds.) (1995), The Dynamic of Welfare: the Welfare State and the Lifecycle, Englewood Cliffs, Prentice Hall.
- Feldstein, M. and Martin S. (1974), Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation, Journal of Political Economy, Sept./Oct., 82(5).
- Feldstein, M. and Liebman, J. (eds.) (2002), Distributional Aspects of Social Security Reform, Chicago, University of Chicago Press
- Foerster, M. F. and M. Pellizzari (2000), Trends and Driving Factors in income Distribution and Poverty in the OECD Area, Labour Market and Social Policy Occasional Papers, n. 42.
- Fullerton, D. and Mast, B. (2005), Income Redistribution from Social Security, The AEI Press, Washington, D.C.
- Harding, A. (1993), Lifetime Income Distribution and Redistribution in Australia: Applications of a Microsimulation Model, Amsterdam, North-Holland.
- Heckman, J.J. (1979), Sample selection bias as a specification error, Econometrica, 47.
- Houser, R. (1997), Adequacy and Poverty Among the Retired, Ageing Working Papers, n. 3.2.
- Hurd, M. (1990), Research on the Elderly: Economic Status, Retirement, and Consumption and Saving, Journal of Economic Literature, June, 28(2): 565-637.
- IRP, Golini A., De Simoni, A. e Citoni, F. (1995), Tre scenari del possibile sviluppo della popolazione delle regioni italiane al 2044 (base 1994), Roma.
- Irpet (2004), Indagine sulle condizioni di vita delle famiglie toscane, Firenze.
- Istat (1996), Tavole di mortalità della popolazione per regione. 1989-1993, Collana Informazioni, 8, Roma.
- Istat (1997), Previsioni della popolazione residente per sesso, età e regione: Base 1.1.1996, Collana Informazioni, 34, Roma.
- Istat (1999), I trattamenti pensionistici. 1998, Roma.
- Istat (2002), I consumi delle famiglie. Anno 2000, Annuario n 7, Istat, Roma.

- Istat (2003), Rapporto annuale 2003, Roma.
- Istat (2004), Matrimoni, separazioni e divorzi. Anno 2000, Annuario n 13, Istat, Roma.
- Jonson, P. and G. Stears, (1995), Pensioner Incombe Inequality, Foscil Studies, Vol. 16, n.4, pp. 69-93.
- Lugaresi, S. (1990), I modelli di microsimulazione nell'analisi delle riforme fiscali, in Rivista di Diritto Finanziario e Scienza delle Finanze, 2, pp. 188-217.
- Marano, A. e Sestito, P. (2004), Retirement age rules and pension reforms in Italy. In Is mandatory retirement an outdated feature of pension systems? a cura di E. Fornero e P. Sestito, Edwar Elgar.
- Marenzi, A. (1989), La distribuzione del carico fiscale in Italia: un modello di microsimulazione, Pavia, Dipartimento di economia pubblica e territoriale.
- Ministero del Lavoro (2001), Verifica del sistema previdenziale ai sensi della legge 335/95 e successivi provvedimenti, nell'ottica della competitività, dello sviluppo e dell'equità, Settembre, Roma.
- Ministero del lavoro e delle politiche sociali (2002), Scelte di lavoro e di pensionamento degli anziani in Italia, Rapporto realizzato da CeRP e LABORatorio R. Revelli (CORIPE Piemonte) e R&P srl.
- Nelissen, J.H.M (1994), Income Redistribution and Social Security: an Application of Microsimulation, London, Chapman & Hall.
- Peckman, J.A. and Okner, B. (1974), Who Bears the Tax Burden?, Washington D.C. Brookings Institution.
- Proto, G. (1999), Il modello di microsimulazione Maastricht: struttura e risultati, in «Rivista di statistica ufficiale», vol. 3, 1999.
- Rgs - Ragioneria generale dello Stato (2004), Le tendenze di medio-lungo periodo del sistema pensionistico e sanitario, Rapporto n. 5, maggio.
- Rässler, S. (2002), Statistical matching : a frequentist theory, practical applications, and alternative Bayesian approaches, New York: Springer.
- Redmond, G., Sutherland, H. and Wilson, M. (1998), The Arithmetic of Tax and Social Security Reform: A User's Guide to Microsimulation Methods and Analysis, Cambridge, Cambridge University Press.
- Rosembaum, P.R., Rubin, D.B. (1983), The Central role of the Propensity Score in Observational Studies Causal Effects, Biometrika, n. 70, 1.

- Shorrocks, A. (2000), The Distribution of Wealth, in Atkinson,-A, Bourguignon,-Francois, (eds.) Handbook of income distribution. Volume 1. Handbooks in Economics, vol. 16. Amsterdam; New York and Oxford: Elsevier Science, North-Holland.
- Sianesi, B. (2001), Implementing Propensity Score Matching Estimators with STATA, IFS. Disponibile in rete: <http://www.stata.com/meeting/7uk/sianesi.pdf>
- Social Protection Committee, (2004), Current and Prospective Pension Replacement Rates, Bruxelles.
- Sutherland, H. (2001), a cura di, Euromod: an Integrated European Benefit-Tax Model. Final Report, EUROMOD Working Paper No. EM9/01
Disponibile nel sito <http://www.econ.cam.ac.uk/dae/mu/emod3.htm>
- Toso, S. (1995), Modelli di microsimulazione dinamici e valutazione degli effetti redistributivi di lungo periodo delle politiche fiscali, in Ineguaglianza e redistribuzione, a cura di G. Muraro e M. Rey, Milano, F. Angeli.
- Vagliasindi, P. (2004), Effetti redistributivi dell'intervento pubblico: esperimenti di microsimulazione per l'Italia, Torino, Giappichelli.
- Whitthouse, E. (2000), How Poor are the Old ? A Survey of Evidence from 44 Countries, Social Protection Discussion Paper, n 17.
- Yamada, A. and Casey, B. (2002), Getting Older, Getting Poorer? A Study of the Earnings, Pensions, Assets and Living Arrangements of Older People in Nine Countries, LIS Working Paper, n. 314.
- Zaidi, A. and Rake, K. (2002), Dynamic microsimulation models: a review and some lessons for SAGE, Sage discussion paper n. 2.