

# **STUDIO PROSPETTICO DELLA POVERTA' IN ITALIA**

Ministero della Solidarietà Sociale

Rapporto finale

28 Giugno 2008

a cura del CAPP (Centro di Analisi delle Politiche Pubbliche)  
Università di Modena e Reggio Emilia e Università di Bologna\*

\* Hanno collaborato a questo rapporto Sara Colombini, Carlo Mazzaferro, Marcello Morciano e Marco Savegnago

<b>INTRODUZIONE</b>	<b>3</b>
<b>LA STRUTTURA DEL MODELLO</b>	<b>6</b>
1.1 <i>Caratteristiche generali</i>	6
1.2 <i>La popolazione nell'anno base</i>	9
1.3 <i>Il blocco "storico"</i>	11
1.4 <i>Il blocco "scenario"</i>	11
1.5 <i>Il blocco "futuro"</i>	12
1.6 <i>Gli eventi simulati nel blocco futuro</i>	15
1.6.1 <i>Il modulo demografia</i>	17
1.6.2 <i>Il modulo mortalità</i>	20
1.6.3 <i>Il modulo fertilità</i>	22
1.6.4 <i>Il modulo immigrazione</i>	24
1.6.5 <i>L'uscita dal nucleo familiare</i>	24
1.6.7 <i>Il modulo matrimonio</i>	25
1.6.8 <i>Il modulo divorzio</i>	26
1.6.9 <i>Istruzione e lavoro</i>	27
1.6.10 <i>Il modulo istruzione</i>	30
1.6.11 <i>L'ingresso e le transizioni nel mercato del lavoro</i>	33
1.7 <i>Il modulo redditi</i>	39
1.8 <i>Il modulo sicurezza sociale</i>	43
1.8.1 <i>La scelta dell'età di pensionamento da lavoro</i>	44
1.8.2 <i>Le formule di calcolo delle pensioni di vecchiaia e anzianità</i>	45
1.8.3 <i>Le pensioni di reversibilità e le pensioni indirette</i>	48
1.8.4 <i>Le pensioni di invalidità INPS e civili</i>	49
1.8.5 <i>Gli assegni sociali</i>	50
1.8.6 <i>Le integrazioni al minimo e le maggiorazioni sociali</i>	50
<b>LA STRUTTURA SOCIO-ECONOMICA DELLA POPOLAZIONE ITALIANA 2005-2050</b>	<b>52</b>
2.1 <i>La demografia</i>	52
2.1 <i>Istruzione e mercato del lavoro</i>	57
<b>LE TENDENZE DISTRIBUTIVE DEL SISTEMA PENSIONISTICO ITALIANO</b>	<b>65</b>
3.1 <i>Aspetti generali</i>	65
3.2 <i>Tassi di sostituzione</i>	71
3.3 <i>Età di pensionamento</i>	77
3.4 <i>Indicatori distributivi: indice di Gini</i>	81
3.5 <i>Indicatori distributivi: analisi per quintili e headcount ratio</i>	87
3.6.1 <i>Mortalità ed istruzione</i>	94
3.6.2 <i>Le modifiche al modulo mortalità</i>	97
3.7 <i>Gli effetti intergenerazionali delle riforme</i>	102
<b>LA POPOLAZIONE NON AUTOSUFFICIENTE LE CARATTERISTICHE SOCIO ECONOMICHE E LA SPESA PER L'ISTITUZIONE DI UN FONDO NAZIONALE</b>	<b>107</b>
4.1 <i>Invecchiamento della popolazione e non autosufficienza</i>	107
4.2 <i>Il modulo invalidità</i>	108

<i>4.3</i>	<i>La popolazione non autosufficiente in CAPP_DYN</i>	<i>112</i>
<i>2.4</i>	<i>Una stima dei costi di un fondo per la NA</i>	<i>117</i>
	<i>Riferimenti bibliografici</i>	<i>120</i>
	<i>APPENDICE 1: La definizione della popolazione campionaria iniziale di CAPP_DYN</i>	<i>125</i>

## INTRODUZIONE

L'obiettivo di questo rapporto è fornire una serie di indicazioni sulle principali tendenze distributive attese a seguito di due importanti fenomeni che caratterizzano l'evoluzione della società e dell'economia italiana: l'invecchiamento della popolazione e il parallelo, intenso processo di riforma del sistema di protezione sociale ed in particolare di quello pensionistico. A ben vedere il secondo aspetto è fortemente correlato al primo ed esprime l'esigenza del legislatore di fare fronte alle pressioni che la transizione demografica determinerà sugli equilibri nel mercato del lavoro e sulle finanze dei principali istituti di protezione sociale del nostro Paese. Cogliere le tendenze in atto e quelle attese nel corso dei prossimi decenni è operazione molto complicata poiché i cambiamenti che le dinamiche demografiche determineranno nella composizione della popolazione e nell'evoluzione delle principali variabili macroeconomiche presentano un elevato grado di incertezza. Tuttavia, pur con la prudenza necessaria quando le valutazioni riguardano orizzonti di medio-lungo termine, è importante sottolineare che gli esercizi di previsione costituiscono un importante strumento di valutazione che contribuisce ad arricchire l'insieme di conoscenze necessarie al policy maker per prendere in maniera più informata le proprie decisioni.

Le simulazioni sulle tendenze distributive di medio-lungo periodo del sistema italiano di protezione sociale presentate in questo rapporto sono realizzate con CAPP\_DYN, il modello di microsimulazione dinamica del CAPP. Questo modello è nato e si è sviluppato in una precedente collaborazione tra questo centro di ricerca ed il Ministero del lavoro e delle politiche sociali e che ha potuto essere affinato e migliorato nel corso di questo progetto di ricerca.

In molte nazioni, soprattutto nel Nord America, nell'Europa settentrionale ed in Australia (Zaidi e Racke 2002), i modelli di microsimulazione dinamici hanno una storia consolidata e funzioni importanti nei processi di valutazione degli effetti di medio-lungo periodo delle politiche economiche<sup>1</sup>. Il loro impiego in Italia è invece relativamente recente ed ancora poco sviluppato, nonostante, come abbiamo sottolineato, il nostro Paese abbia un sistema di welfare diffuso e fronteggi un processo di invecchiamento della popolazione molto intenso.

Il primo modello di microsimulazione dinamico sviluppato per l'Italia, DYNAMITE (Ando e Nicoletti Altamari, 2004), ha trovato origine nell'ambito di un progetto di ricerca del Servizio Studi della Banca d'Italia verso la fine degli anni '90 ed è stato utilizzato principalmente per analizzare le implicazioni della transizione demografica e delle riforme pensionistiche sulla

---

<sup>1</sup> Un utile link ai più importanti modelli di microsimulazione è quello della società internazionale di microsimulazione: <http://www.microsimulation.org/IMA/Population-based.htm>

formazione del risparmio privato. A partire da questo primo contributo Vagliasindi (2004) ha sviluppato MINT, un modello di microsimulazione a popolazione dinamica che analizza gli effetti distributivi di medio e lungo termine del sistema pensionistico e di modifiche nella struttura dell'imposta personale sul reddito delle persone fisiche. Entrambi i modelli non sono attualmente funzionanti ed in Italia, a nostra conoscenza, non ve ne sono altri che proiettano nel futuro una popolazione eterogenea in modo da disporre di uno strumento adeguato a realizzare analisi distributive delle politiche sociali di medio lungo termine.

CAPP\_DYN condivide con i due modelli citati l'obiettivo di dare una descrizione completa della struttura demografico-sociale della popolazione italiana e di fornire un'analisi il più possibile esaustiva dei meccanismi che determinano l'evoluzione dell'offerta di lavoro, della struttura dei redditi da lavoro e delle scelte in campo pensionistico e assistenziale nei prossimi decenni. Altri modelli analizzano solo parti di questo quadro. Tra questi il modello di microsimulazione basato su agenti e sviluppato da Leonbruni e Richiardi (2005) si concentra sulla dinamica della forza lavoro ed il modello a coorte dinamica proposto da Borella e Coda Moscarola (2005) studia gli effetti distributivi intergenerazionali delle riforme pensionistiche su alcune generazioni rappresentative.

CAPP\_DYN nasce da una ricerca che il Capp ha svolto per conto del Ministero del Lavoro e delle Politiche Sociali relativa all'analisi degli effetti distributivi delle riforme pensionistiche (Ministero del Lavoro e delle Politiche Sociali 2005) e che si è successivamente affinato e sviluppato (Mazzaferro e Morciano 2005, Morciano 2007). Esso permette di simulare l'evoluzione demografica, sociale ed economica di un campione rappresentativo della popolazione italiana per il periodo 2005-2050. La popolazione dell'anno base (2005) è derivata dalle informazioni presenti nell'Indagine sui Bilanci delle Famiglie Italiane della Banca d'Italia del 2002 (Bdi\_02). Essa viene riponderata in modo da correggere le più importanti distorsioni del campione iniziale rispetto all'universo di riferimento, ovvero la popolazione italiana. L'aggiornamento dinamico delle caratteristiche demografiche, sociali ed economiche delle unità di analisi negli anni successivi al 2005 è realizzato in maniera probabilistica mediante processi markoviani finiti e discreti. Alcune funzioni di comportamento sono state inserite nella versione del modello utilizzata in questa ricerca, tra queste la principale riguarda la scelta relativa all'età di pensionamento.

Una volta definita la struttura della popolazione e generati i redditi da lavoro il modello computa, con un elevato grado di dettaglio normativo-istituzionale, le principali prestazioni previdenziali ed assistenziali vigenti in Italia in base alla normativa corrente (dicembre 2007). Il vantaggio principale del modello consiste nella possibilità di stimare, lungo il periodo di osservazione (2005 – 2050), gli effetti distributivi di importanti componenti del sistema di protezione sociale e di modifiche del medesimo. Da questo punto di vista, a differenza dei modelli a

coorte dinamica, esso consente di realizzare sia analisi sezionali (sulla popolazione in un determinato anno) che analisi intertemporali di tipo life-cycle (su individui nati e vissuti in periodi differenti). Rispetto ai modelli statici CAPP\_DYN non richiede procedure di invecchiamento “ad hoc” della popolazione in quanto la sua evoluzione demografica è implementata tramite procedure di aggiornamento di tipo probabilistico. Il modello è costruito in maniera tale da essere sempre agganciato ad una dinamica demografica e macroeconomica “plausibile” o quanto meno condivisa nell’ambito del dibattito di politica economica: in particolare esso utilizza le previsioni demografiche (mortalità, natalità e flussi migratori netti) più recenti dell’Istat e le ipotesi di crescita del Pil e delle retribuzioni adottate dal modello della Ragioneria Generale dello Stato (2007).

Il rapporto è organizzato come segue. Nella Sezione I presentiamo la struttura generale del modello e delle componenti (moduli) che consentono di realizzare la simulazione dinamica. Successivamente (Sezione II) riportiamo alcuni risultati relativi alla previsione della struttura demografica della popolazione, al livello di accumulazione del capitale umano (misurato dal grado di istruzione della popolazione) ed a quella relativa all’evoluzione attesa nel mercato del lavoro (numero di occupati e loro caratteristiche socio economiche; tassi di occupazione e di partecipazione). La Sezione III del rapporto presenta una serie di stime sulle tendenze distributive di lungo periodo relative all’evoluzione del sistema italiano di protezione sociale, con particolare attenzione al sistema pensionistico. Rispetto ai risultati presentati in Ministero del Lavoro e delle Politiche Sociali (2005) il rapporto arricchisce l’analisi completando la costruzione delle variabili pensionistiche relative alle prestazioni per invalidità, che non erano presenti e aggiorna la normativa al dicembre 2007. Maggiore attenzione è prestata alla determinazione delle soglie di reddito individuale e familiare necessarie per accedere ad alcune prestazioni sia previdenziali che assistenziali fornite dal sistema italiano di protezione sociale (invalidità civile, integrazioni, maggiorazioni). Un approfondimento della sezione si occupa di una questione di rilievo nel dibattito sull’equità dei sistemi pensionistici ancora poco sviluppato in Italia ovvero quello relativo alla presenza di differenze sistematiche nella mortalità in relazione alle condizioni economico-sociali della popolazione ed alle implicazioni sull’equità intergenerazionale della regola contributiva. Nella sezione IV infine presentiamo una serie di stime relative al fenomeno della non autosufficienza. In particolare con l’ausilio di CAPP\_DYN forniamo alcune previsioni relative alla probabile consistenza della popolazione non autosufficiente nei prossimi decenni, alla composizione delle famiglie all’interno delle quale vivrà questa popolazione ed ai costi relativi all’istituzione di un fondo nazionale per la non autosufficienza.

## Sezione I

# LA STRUTTURA DEL MODELLO

### 1.1 *Caratteristiche generali*

Sulla base della tassonomia suggerita da O'Donoghue (2001) CAPP\_DYN è un modello di microsimulazione che presenta le seguenti caratteristiche.

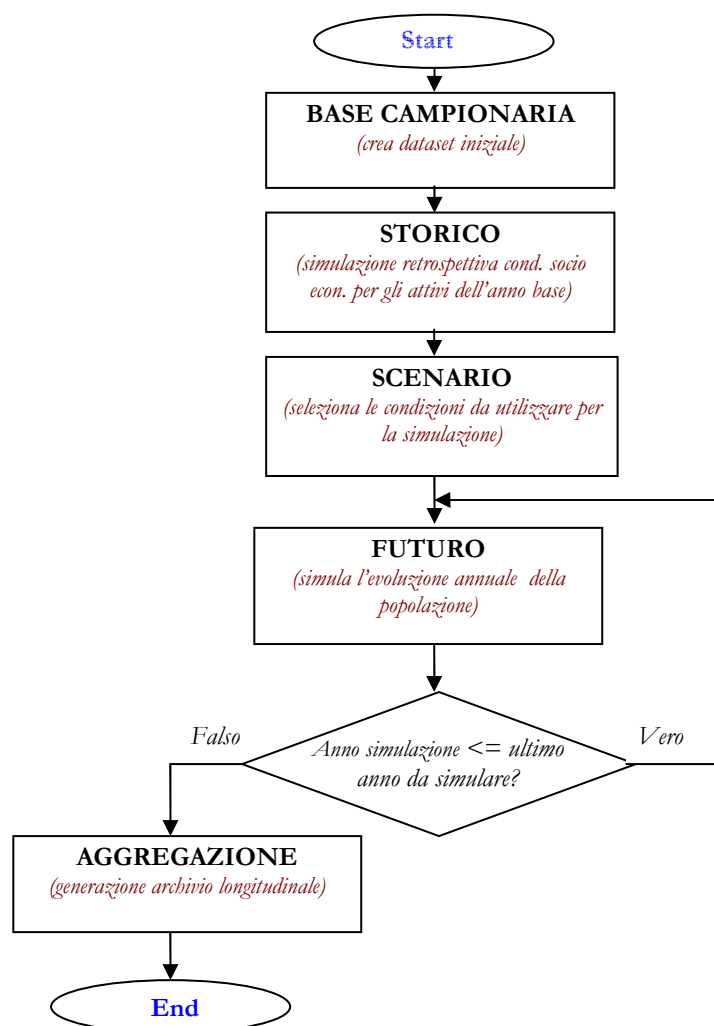
- È un modello chiuso: simula l'evoluzione *life-cycle* delle principali caratteristiche demografiche ed economiche della popolazione. Nuovi individui si aggiungono allo stock annuale di popolazione per effetto delle nascite e delle immigrazioni nette, mentre una quota di popolazione viene esclusa per effetto del decesso.
- È un modello ad aggiornamento dinamico: le caratteristiche individuali si modificano nel tempo grazie a processi di aggiornamento di *dynamic ageing* basati su sistemi stocastici discreti di transizione tra stati<sup>2</sup>.
- È un modello con unità temporale discreta: le transizioni tra stati ed in generale l'aggiornamento delle caratteristiche delle unità osservate avvengono solo al termine di ogni anno.
- È un modello probabilistico: la simulazione e le transizioni tra stati, da un anno a quello successivo, sono realizzate con metodologie probabilistiche. In particolare i passaggi tra stati sono ottenuti dall'applicazione del metodo di Monte Carlo.
- È un modello ad unità di analisi individuale e familiare, ovvero sono possibili analisi distributive, sia a livello individuale che a livello familiare.

Il modello presenta una struttura a blocchi e la sequenza di passaggi necessari per la sua esecuzione è descritta nella Figura 1.

---

<sup>2</sup> Per una discussione sulle procedure di aggiornamento si veda O'Donoghue (2001), Zaidi e Rake (2002). Le procedure di *dynamic ageing* si contrappongono a quelle di *static ageing* in quanto queste ultime agiscono sui pesi campionari e non sulle caratteristiche delle singole unità elementari.

**Figura 1.**  
**La struttura di CAPP\_DYN**



In sintesi i contenuti di ogni blocco sono i seguenti.

Base campionaria: questo blocco raggruppa l'insieme di procedure necessarie per la generazione della popolazione nell'anno base. Le informazioni socio-economiche delle unità elementari sono ricavate dall'indagine BdI\_02. Una serie di procedure statistiche permette di migliorare la rappresentatività del campione.

Storico: ricostruisce in maniera retrospettiva il percorso lavorativo e il livello del reddito da lavoro delle unità che, nell'anno base, hanno precedenti contributivi.

Scenario: definisce il valore dei parametri esogeni del modello. In particolare traccia il sentiero della dinamica della demografia (tassi annuali di mortalità, fertilità e immigrazione netta) e delle variabili macroeconomiche (crescita del Pil e delle retribuzioni). All'interno di questo blocco si fissano anche i valori dei parametri di policy ed alcune regole comportamentali, in particolare quelle relative all'accesso al pensionamento.

Futuro: è il blocco più importante del modello. Al suo interno sono implementate tutte le procedure che realizzano l'evoluzione socio-economica delle unità elementari del modello. In questo blocco il modello applica in maniera ricorsiva la sequenza dei moduli e dei sottomoduli riportati nella tabella 1.

**Tabella 1**  
**I moduli del blocco futuro**

EVENTO	CATEGORIE DI POTENZIALI CANDIDATI ALL'EVENTO
<b>MODULO DEMOGRAFICO</b>	
1	<i>Invecchiamento</i> tutti gli individui
2	<i>Mortalità</i> tutti gli individui
3	<i>Fertilità</i> donne coniugate di età compresa tra i 16 e 49 anni
4	<i>Immigrazione</i> aggiunge nuovi individui di età compresa tra i 16 e i 65 anni
5	<i>Uscita dal nucleo familiare di origine</i> figli presenti nel nucleo familiare di età compresa tra i 18 e 34 anni
6	<i>Matrimonio</i> individui celibi/nubili, divorziati o vedovi di età tra i 16 e 60 anni
7	<i>Divorzio</i> coniugati di età inferiore ai 50 anni
<b>MODULO STATO DI SALUTE</b>	
9	<i>Disabilità</i> tutti gli individui
<b>MODULO ISTRUZIONE, LAVORO E REDDITI</b>	
10	<i>Studi dell'obbligo</i> tutti gli individui di età inferiore ai 16 anni
11	<i>Selezione del percorso formativo post-obbligo</i> individui di 16 anni che hanno terminato gli studi dell'obbligo
12	<i>Istruzione superiore/universitaria</i> studenti iscritti ad un percorso formativo superiore o universitario
13	<i>Ingresso nel mondo del lavoro</i> individui che terminano o abbandonano il percorso formativo
14	<i>Transizioni tra status occupazionali e non occupazionali</i> Tutti gli individui con esclusione di pensionati e studenti
15	<i>Transizioni tra tipologie contrattuali</i> tutti gli individui attivi nel mercato del lavoro
16	<i>Redditi da lavoro</i> tutti gli individui attivi nel mercato del lavoro
<b>MODULO SICUREZZA SOCIALE</b>	
17	<i>Accesso al pensionamento da lavoro</i> tutti gli individui non pensionati che maturano i requisiti pensionistici
18	<i>Accesso alla pensione di reversibilità</i> superstiti (coniuge, figli) del deceduto che soddisfano i requisiti normativi
19	<i>Accesso alla pensione sociale</i> tutti gli individui con più di 65 anni che maturano i requisiti per la prestazione assistenziale
20	<i>Reddito da pensione</i> tutti i pensionati (di vecchiaia e anzianità) nei 3 regimi (retributivo, misto, contributivo)
21	<i>Integrazioni e maggiorazioni sociali</i> pensionati che soddisfano i requisiti di età e di condizione economica

L'esecuzione del modulo futuro produce un numero di *cross-section* annuali pari al numero

di anni simulati.

Aggregazione: è la fase finale della simulazione. L'insieme degli archivi annuali viene aggregata per generare un panel che contiene tutte le informazioni socio-economiche della popolazione nel periodo 2005-2050<sup>3</sup>.

Nel seguito del lavoro analizziamo e discutiamo in maggior dettaglio i blocchi che costituiscono la struttura del modello.

## **1.2 La popolazione nell'anno base**

L'indagine BdI\_02 rappresenta la fonte informativa più ricca ed utilizzata nel nostro paese per le analisi empiriche ed econometriche sul comportamento economico di individui e famiglie e sugli effetti delle politiche di bilancio. Essa è rappresentativa della popolazione residente sul territorio nazionale ed è condotta secondo una procedura di campionamento a due stadi<sup>4</sup>. Il campione del 2002 contiene informazioni relative a 21.148 intervistati, appartenenti a 8.011 nuclei familiari. Come ogni indagine campionaria presenta il limite di non riuscire ad intercettare alcune categorie sociali (senza fissa dimora, immigrati, persone sole, residenti in case di riposo, etc.) e non si sottrae alle problematiche relative alla reticenza degli intervistati a dichiarare i veri livelli di reddito e in particolare di ricchezza (Brandolini, 1999), (Cannari e D'Alessio 1992, 1993).

Dal nostro punto di vista l'obiettivo principale nella fase di costruzione della popolazione dell'anno iniziale è quello di ridurre al massimo grado possibile le distorsioni che possono derivare dall'uso di una base campionaria non pienamente rappresentativa della popolazione italiana<sup>5</sup>.

A questo fine abbiamo applicato una procedura di post-stratificazione ai pesi campionari dell'indagine, che utilizza le informazioni tratte dall'ultimo censimento ISTAT sulla popolazione e abitazioni. La procedura di post-stratificazione, elaborata da Gomulka e correntemente utilizzata per EUROMOD (Atkinson, et. al. 1988) consente di migliorare la rappresentatività del campione iniziale. Per un'analisi più dettagliata e per una presentazione di alcuni risultati rimandiamo all'appendice.

---

<sup>3</sup> Il modello è sviluppato interamente con STATA (versione 8.1). Esso si compone di oltre 20.000 stringhe ed utilizza una work-station bi-processore a 3,8Ghz con piattaforma operativa Microsoft. L'esecuzione di una simulazione completa su una popolazione iniziale di 270.000 osservazioni richiede circa 5 ore di elaborazione.

<sup>4</sup> Nel secondo stadio si estraggono dalle liste anagrafiche dei comuni selezionati nel primo stadio le liste delle famiglie da intervistare (Banca d'Italia, 2004a).

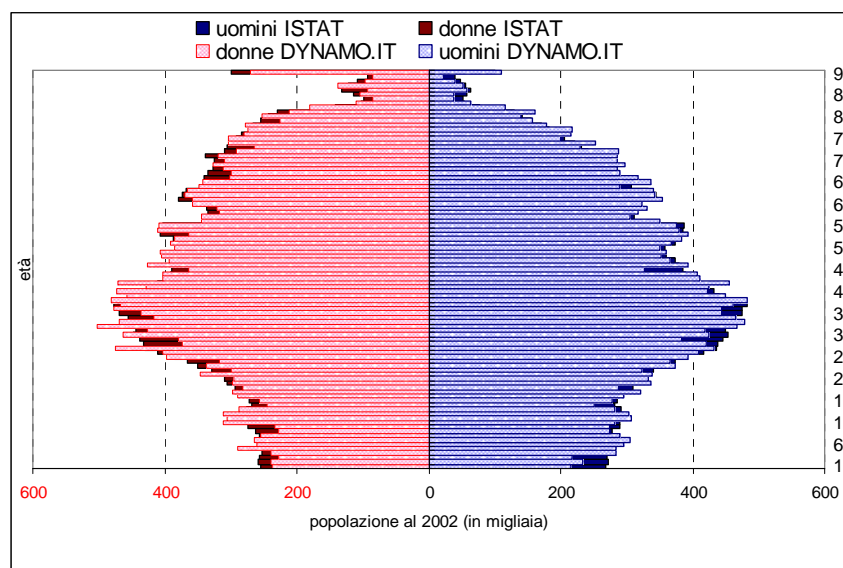
<sup>5</sup> In molti modelli dinamici questo problema è meno cogente poiché i ricercatori possono disporre di estrazioni casuali dal censimento nazionale. Questa procedura, seppur auspicabile, non può essere realizzata nel caso italiano.

Un secondo aspetto trattato in questa fase è quello relativo alla numerosità della popolazione iniziale: la scelta non è semplice e deve considerare differenti aspetti. Se da una parte un campione di dimensioni più ampie permette di simulare con maggior dettaglio l'eterogeneità dell'evoluzione *life-cycle* di individui che presentano condizioni di partenza simili e consente di ridurre la varianza delle stime prodotte dal modello (Orcutt *et al.*, 1986), dall'altra occorre tenere in considerazione i limiti posti dalla tecnologia all'elaborazione di un insieme di osservazioni che, alla fine della simulazione può arrivare a raggiungere il valore di diversi milioni di unità. Anche in base alle esperienze maturate da centri di ricerca con lunga tradizione nello sviluppo di modelli di microsimulazione, nell'attuale configurazione il modello simula l'evoluzione di una popolazione che, nell'anno base, è composta da 107 mila nuclei familiari ristretti e 270 mila osservazioni individuali.

La strada che percorriamo per definire la numerosità del campione passa per la rideterminazione dei pesi campionari. Preliminarmente esprimiamo la popolazione campionaria in modo che ogni individuo abbia peso unitario. Successivamente espandiamo la base campionaria utilizzando il vettore di pesi ottenuti con la post-stratificazione.

Nella Figura 2 confrontiamo la struttura della popolazione per età e genere del modello nell'anno base con quella rilevata dall'ISTAT nello stesso periodo.

**Figura 2. La composizione della popolazione italiana per età e genere di CAPP\_DYN**



Fonte: Popolazione campionaria e dati censuari.

I risultati di ulteriori confronti sono riportati in appendice. In generale i risultati di queste procedure appaiono confortanti, anche se evidentemente la procedura di stratificazione proposta

presenta limiti legati al fatto che alcune variabili, di natura familiare nella popolazione di base, non possono essere riponderate senza rendere meno rappresentative altre caratteristiche della popolazione.

### **1.3 Il blocco “storico”**

Al fine di disporre di storie contributive complete per tutte le osservazioni presenti nell’anno base e quindi anche per i lavoratori che, in quel anno avevano già maturato esperienze di lavoro, il modulo storico ricostruisce a ritroso la storia lavorativa passata degli individui presenti nella popolazione dell’anno base<sup>6</sup>.

In sostanza il profilo *life cycle* del reddito da lavoro passato viene ricostruito tramite una versione adattata delle stime econometriche utilizzate nel modulo redditi e descritte nel paragrafo 3.3. Il reddito da lavoro individuale così stimato viene poi scontato ad un tasso annuo variabile pari al tasso di crescita reale delle retribuzioni reali nel periodo 1952-2001<sup>7</sup>.

### **1.4 Il blocco “scenario”**

Questo blocco del modello consente di fissare i valori dei parametri esogeni. La tabella 2 presenta l’elenco delle variabili esogene e le fonti ufficiali da cui sono tratti i valori utilizzati nelle simulazioni.

In particolare è opportuno notare che la scelta della dinamica della demografia e delle variabili economiche non sono indipendenti. Per questa ragione il modello, allo stato attuale, utilizza le previsioni dello scenario demografico centrale dell’Istat che sono le medesime utilizzate nella simulazione della Ragioneria Generale dello Stato per definire i tassi di crescita del Pil e quello delle retribuzioni.

Nel blocco scenario inoltre vengono fissate le regole che gli agenti economici del modello seguono al momento di uscire dal mercato del lavoro per passare alla situazione di pensionato/a. In particolare, come verrà meglio illustrato in seguito, proponiamo un approccio a tale scelta nel quale siano presenti sia elementi di scelta ottimizzante intertemporale, sia elementi che collegano la scelta di pensionamento ad un valore obiettivo (che appunto può essere modellato all’interno del blocco

---

<sup>6</sup> La ricostruzione della carriera lavorativa degli attivi 2002 avviene utilizzando le informazioni su anzianità contributiva, qualifica professionale e settore di attività (attuale e precedente) presente nei dati Bdi\_02.

<sup>7</sup> I valori sono tratti da Golinelli (2002)

scenario) sul tasso di sostituzione, ovvero sul rapporto tra ultima retribuzione lorda e prima pensione.

**Tabella 2**  
**Fonte e scenari di riferimento per le variabili esogene del modello**

<i>VARIABILI ESOGENE</i>	<i>FONTE</i>	<i>SCENARI DI RIFERIMENTO</i>
<i>VARIABILI DEMOGRAFICHE</i>		
Tassi specifici di mortalità per età, genere e area geografica	ISTAT base 01/01/2005	Alto, Centrale, Basso
Tassi specifici di fertilità per età della donna e area geografica	ISTAT base 01/01/2005	Alto, Centrale, Basso
Saldo migratorio netto	ISTAT base 01/01/2005	Alto, Centrale, Basso
<i>VARIABILI MACROECONOMICHE</i>		
Tasso di crescita del PIL reale	RGS 2007	Nazionale Base, Nazionale programmatico
Tasso di crescita della produttività	RGS 2007	Nazionale Base, Nazionale programmatico

### **1.5 Il blocco “futuro”**

In questo blocco è raggruppato l’insieme delle procedure di aggiornamento dinamico che costituisce il cuore del modello. Esse possono essere divise in quattro moduli principali:

1. Demografia
2. Salute
3. Istruzione, lavoro e redditi
4. Sicurezza sociale

Ogni singolo modulo è a sua volta scomposto in sotto-moduli. La sequenza di moduli e sotto-moduli presentata in Figura 3 dove diamo una rappresentazione dell’ordine di successione degli eventi simulati. È opportuno a questo punto sottolineare due aspetti cruciali nello spiegare la logica di funzionamento:

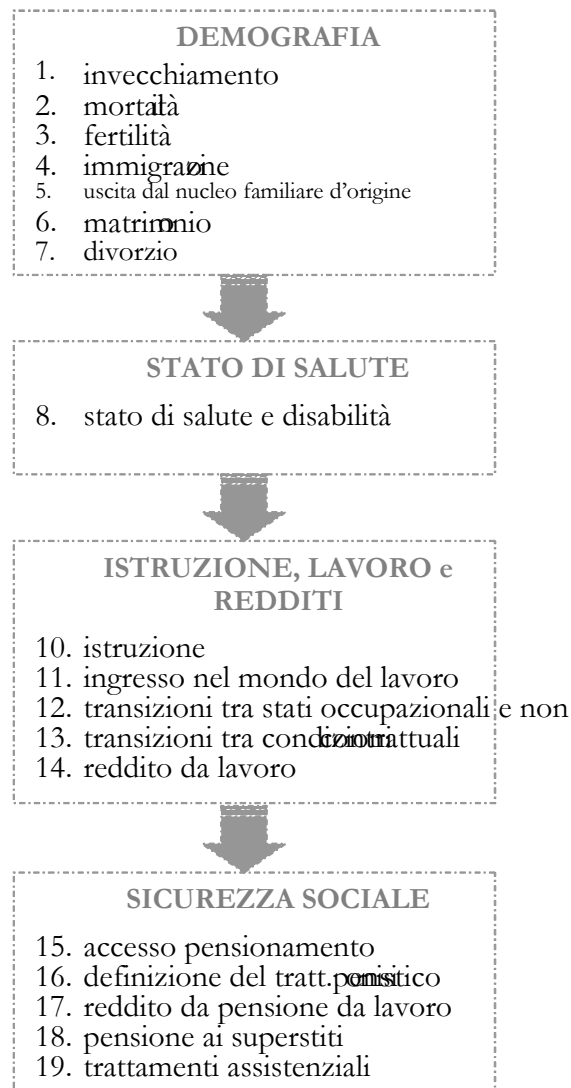
- i) il modello è sequenziale;
- ii) il modello è ricorsivo.

La prima caratteristica esclude dall’analisi le interazioni tra i comportamenti modellati

all'interno dei singoli moduli. La seconda prevede che, una volta percorsi tutti i moduli della figura il modello passi ad analizzare i medesimi per l'anno successivo. Si tratta di due ipotesi di lavoro comunemente utilizzate in tutti i principali modelli di microsimulazione a popolazione dinamica. La scelta di esplicitare funzioni di reazione infatti diventerebbe molto complessa in un modello di queste dimensioni e meglio si presta a guidare il funzionamento di modelli di equilibrio economico generale di lungo periodo (Auerbach and Kotlikoff 1987) basati maggiormente sullo studio dell'offerta aggregata, delle scelte intertemporali di consumo, risparmio e lavoro e dell'accumulazione di capitale.

La regola generale di aggiornamento da un anno a quello successivo delle variabili socio-economiche, che non sono definite esogenamente nel modulo scenario, è *di tipo probabilistico*. In sostanza, tramite procedure econometriche e facendo riferimento a fonti statistiche differenti, che verranno volta per volta specificate nel seguito del testo, il modello stima le probabilità di transizione tra stati. Tali probabilità sono poi confrontate con numeri casuali assegnati alle osservazioni interessate all'evento che hanno una distribuzione uniforme nell'intervallo [0;1]. L'insieme di eventi simulati con questa tecnica sono riportati nella figura 3.

**Figura 3: Gli eventi simulati da CAPP\_DYN**



In termini più formali la regola generale di aggiornamento delle caratteristiche socio-economiche delle osservazioni presenti nella popolazione del modello fa riferimento alla teoria dei processi markoviani discreti e finiti. Dato un generico evento  $X$ , la probabilità di passare dallo stato  $x_i$  del periodo  $t$  allo stato  $x_j$  al tempo  $t+1$  non dipende dalla storia precedente del sistema, ma è determinata solo dalle caratteristiche presenti al tempo  $t$ . Pertanto le probabilità di transizione

$$p_{ij} = P(X_{t+1} = x_j | X_t = x_i)$$

possono essere rappresentate in una matrice strettamente positiva, detta matrice di transizione o stocastica:

$$P_{m \times n} = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & \dots & p_{1j} & \dots & p_{1n} \\ p_{21} & p_{22} & \dots & p_{2j} & \dots & p_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ p_{i1} & p_{i2} & \dots & p_{ij} & \dots & p_{in} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ p_{m1} & p_{m2} & \dots & p_{mj} & \dots & p_{mn} \end{pmatrix}$$

dove le  $m$  righe identificano lo spazio degli eventi nell'anno  $t$  e le  $n$  colonne lo spazio degli eventi dell'anno  $t+1$ .

La  $i$ -esima riga della matrice di transizione  $P$  :  $\left| p_{i1} \quad p_{i2} \quad \dots \quad p_{ij} \quad \dots \quad p_{in} \right|$  detta *vettore di probabilità* rappresenta la probabilità di tutte le possibili transizioni dello stato  $x_i$  in qualsiasi altro stato dello spazio degli stati del periodo  $t+1$ .

La matrice  $P$  gode delle seguenti proprietà:

- è quadrata, in quanto lo spazio degli stati possibili dell'anno  $t$  coincide con quello dell'anno  $t+1$ ;
- ogni valore degli elementi di  $p_{ij}$  è compreso tra zero e uno:  $0 \leq p_{ij} \leq 1$ ;
- la somma degli elementi degli  $n$  vettori di probabilità è pari all'unità;
- gli elementi della diagonale principale identificano la probabilità di inerzia del sistema: ( $x_i = x_j$  se  $i=j$ ).

Le transizioni tra gli stati, come accennato sopra, vengono simulate con cadenza annuale utilizzando il metodo Monte Carlo. In pratica, in ogni anno il programma di simulazione genera per la  $k$ -esima osservazione e per l' $s$ -esimo evento, un numero casuale ( $u_{ks}$ ) tratto da una distribuzione uniforme nell'intervallo  $[0,1]$ . La modifica dello status dell'individuo  $k$  nell'evento  $s$  si realizza se  $(p_{ks} - u_{ks}) < 0$ , ovvero se la probabilità che l'evento si verifichi è inferiore al numero estratto casualmente.

## 1.6 Gli eventi simulati nel blocco futuro

In questo paragrafo analizziamo l'insieme di moduli che definiscono il blocco "futuro". La Tabella 4 riporta tutti gli eventi simulati annualmente dal modello, il metodo utilizzato per la stima

delle probabilità di transizione, il set di caratteristiche di controllo utilizzate e la fonte da cui sono tratti i dati.

**Tabella 3**  
**Metodi di stima, covariate e fonti per la simulazione degli eventi**

<b>EVENTO</b>	<b>METODO DI STIMA</b>	<b>SET DI COVARIATE</b>	<b>FONTE</b>
<b>DEMOGRAFIA</b>			
<i>Mortalità</i>	matrici di transizione	età, genere, anno di nascita	Previsioni ISTAT, 2005
<i>Fertilità</i>	matrici di transizione	età, anno di nascita e area di residenza	Previsioni ISTAT, 2005
<i>Immigrazione</i>	matrici di transizione	classe di età, genere e area di residenza	Previsioni ISTAT, 2005
<i>Uscita dal nucleo familiare di origine</i>	matrici di transizione	classe di età, genere	Famiglie, Soggetti sociali ISTAT, 2003
<i>Matrimonio</i>	matrici di transizione + stima probit	classe d'età, genere, area di residenza, titolo di studio, stato civile	Famiglie, Soggetti sociali ISTAT, 2003
<i>Divorzio</i>	matrici di transizione	classe d'età della moglie, area di residenza	Famiglie, Soggetti sociali e condizioni dell'infanzia ISTAT, 2003
<b>STATO DI SALUTE</b>			
<i>Disabilità</i>	matrici di transizione	Età, genere e area di residenza	Indagine sulle Condizioni di Salute ISTAT, 2001
<b>ECONOMIA</b>			
<i>Istruzione</i>	stima ordered probit	titolo di studio dei genitori, genere, area di residenza	Indagine PLUS 2003 dell'ISFOL
<i>Ingresso nel mondo del lavoro</i>	matrici di transizione	titolo di studio, età, genere e area di residenza	Rilevazione trimestrale forze di lavoro ISTAT, 2001-2003
<i>Transizioni tra status occupazionali e non occupazionali</i>	stime multinomial logit	titolo di studio, polinomio età, area geografica di residenza, coorte di nascita, settore di appartenenza, stato civile	Rilevazione trimestrale forze di lavoro ISTAT, 1993-2003
<i>Transizioni tra tipologie professionali</i>	stima logit	titolo di studio, età, genere e area di residenza	Indagine PLUS 2003 dell'ISFOL
<i>Redditi da lavoro</i>	stime OLS	età, anni di contribuzione, genere, area di residenza, cittadinanza, qualifica professionale, tempo di lavoro, tipo contratto, settore, titolo di studio	Indagine PLUS 2003 dell'ISFOL

La numerosità e la complessità della sequenza di eventi simulati ha richiesto l'utilizzo di metodologie econometriche differenti e di basi di dati diverse tra loro. Gli aspetti metodologici ed i risultati delle stime sono presentati e discussi di seguito.

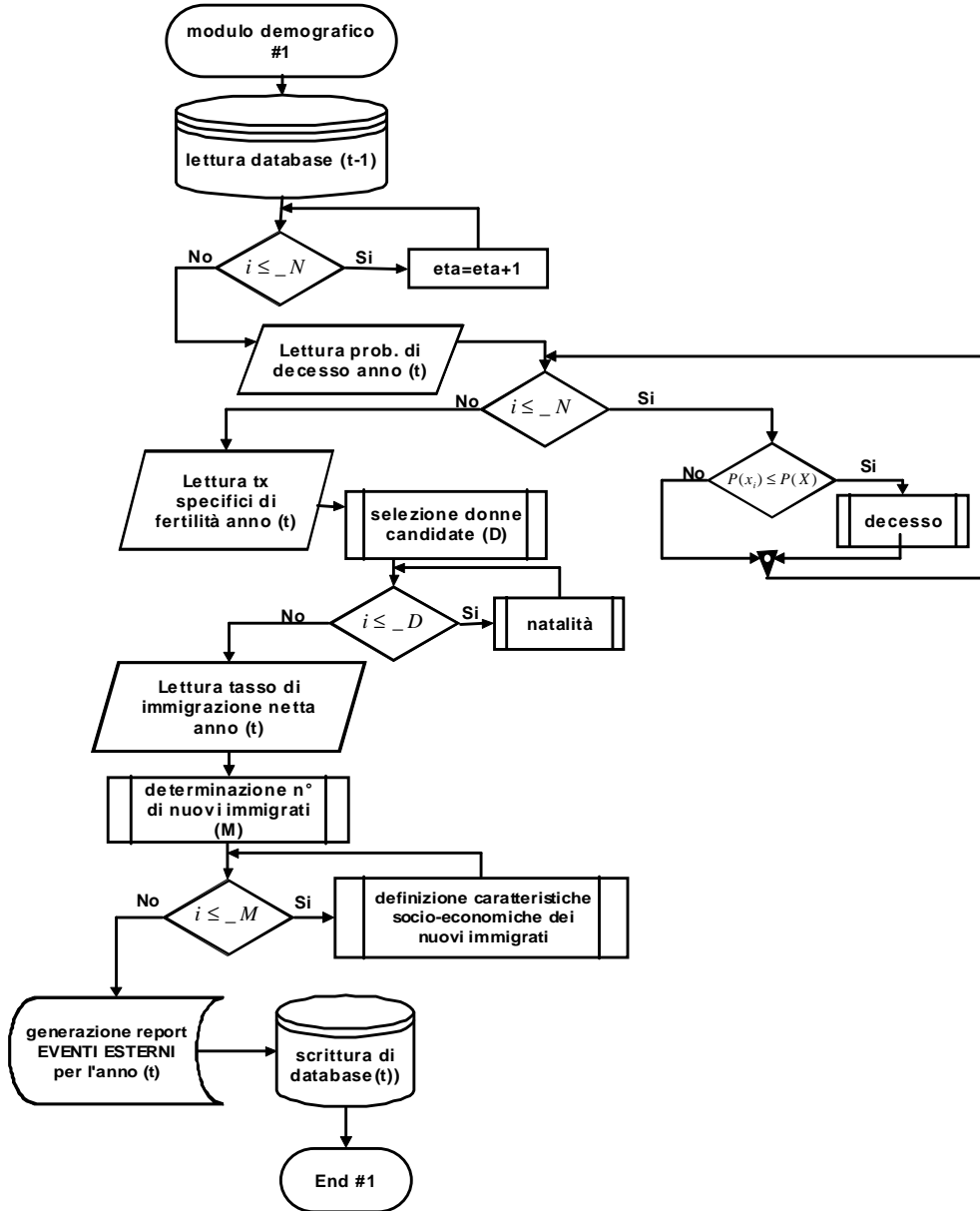
### ***1.6.1 Il modulo demografia***

Gli eventi demografici simulati dal modello possono essere distinti in esterni, ovvero quelli che modificano la struttura per età, genere e area di residenza della popolazione, ed interni, ovvero quelli che hanno effetti solo sulla struttura del nucleo e determinano modifiche nella composizione familiare e/o nello stato civile dei suoi componenti. Fanno parte del primo tipo di evento l'invecchiamento, la mortalità, la fertilità e l'immigrazione; fanno parte del secondo tipo di evento, l'uscita dal nucleo familiare, il matrimonio e il divorzio.

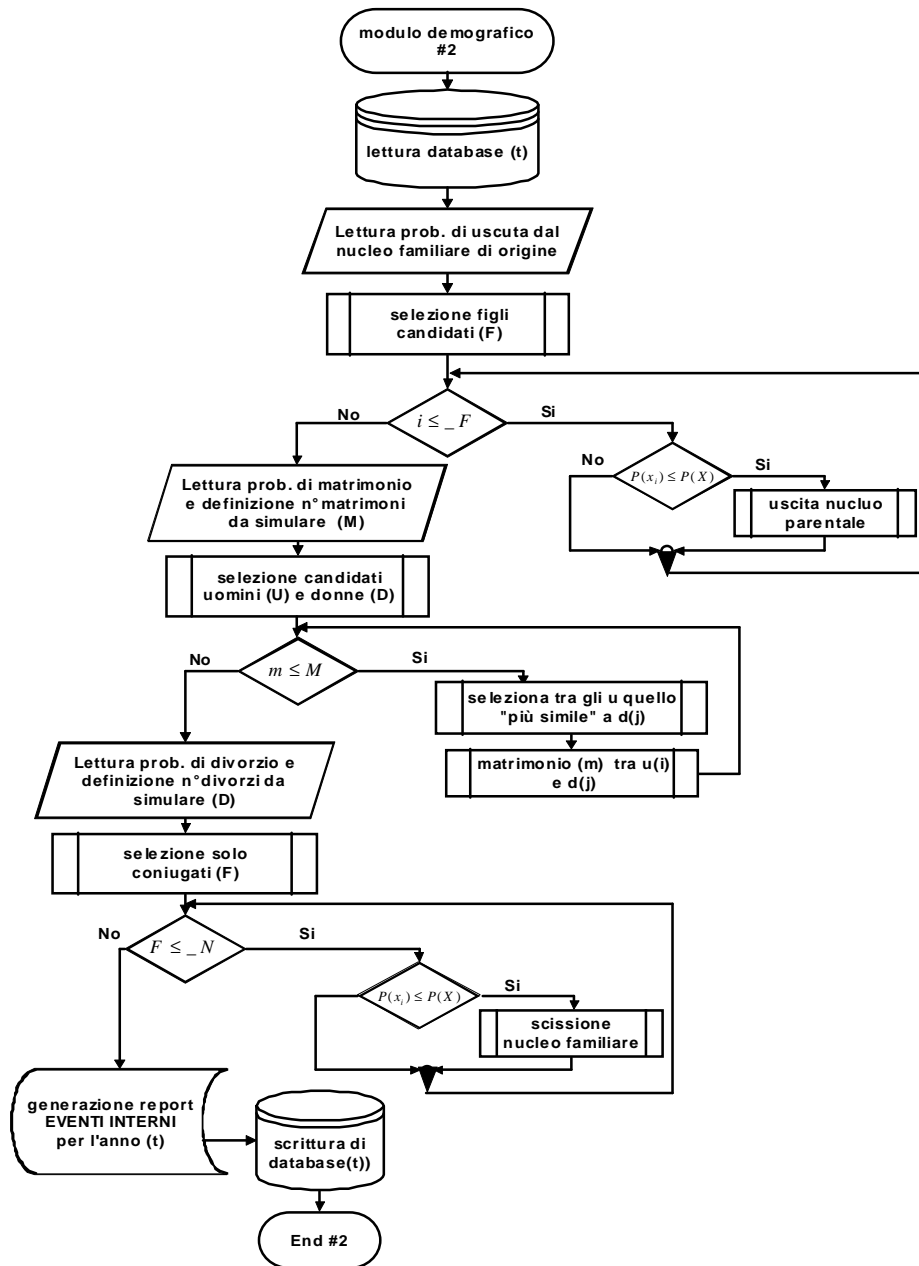
Il funzionamento generale del modulo demografia è rappresentato nelle figure 4 e 5. I primi eventi ad essere simulati sono quelli esterni. Ogni ciclo annuale inizia invecchiando di un anno la popolazione presente. La simulazione procede poi a determinare il numero di osservazioni che escono dal modello per morte. Nel passaggio successivo il modello simula le nuove nascite. La numerosità della popolazione infine si modifica anno per anno anche per effetto dei saldi migratori netti.

Definita la numerosità e la composizione della popolazione in ogni periodo, il modello passa alla simulazione dei processi che modificano la struttura e la composizione del nucleo familiare (eventi interni). I figli di età compresa tra i 18 e 34 anni possono uscire dal nucleo familiare di origine. I celibi/nubili, indipendentemente dal fatto che coabitino o meno con i genitori, possono sposarsi. La realizzazione dell'evento genera un nuovo nucleo familiare. Gli individui vedovi o divorziati/separati possono risposarsi, con le stesse regole previste per i celibi/nubili. Infine, il modello simula il divorzio per una parte di coppie coniugate, con conseguente scissione del nucleo familiare originario.

**Figura 4**  
**Gli eventi esterni del modulo demografia**



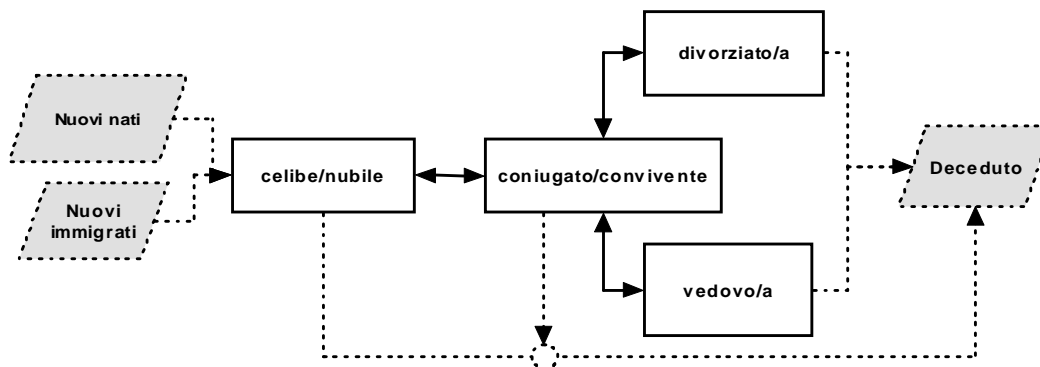
**Figura 5**  
**Gli eventi interni del modulo demografia**



$i$  =  $i$ -esimo individuo della cross-section annuale;  
 $_M$  = numero di matrimoni da simulare;  
 $_D$  = numero di divorzi da simulare;  
 $_N$  = ultimo individuo presente nella cross-section annuale;  
 $P(x_i)$  = numero casuale estratto da una distribuzione uniforme nell'intervallo  $[0,1]$ ;  
 $P(X)$  = probabilità condizionata di incorrere nell'evento;

Il modello identifica dunque quattro modalità di stato civile (celibe, coniugato/convivente, divorziato e vedovo) e prevede le possibili transizioni tra questi stati secondo lo schema presentato nella Figura 6.

**Figura 6**  
**Le transizioni tra stati civili**

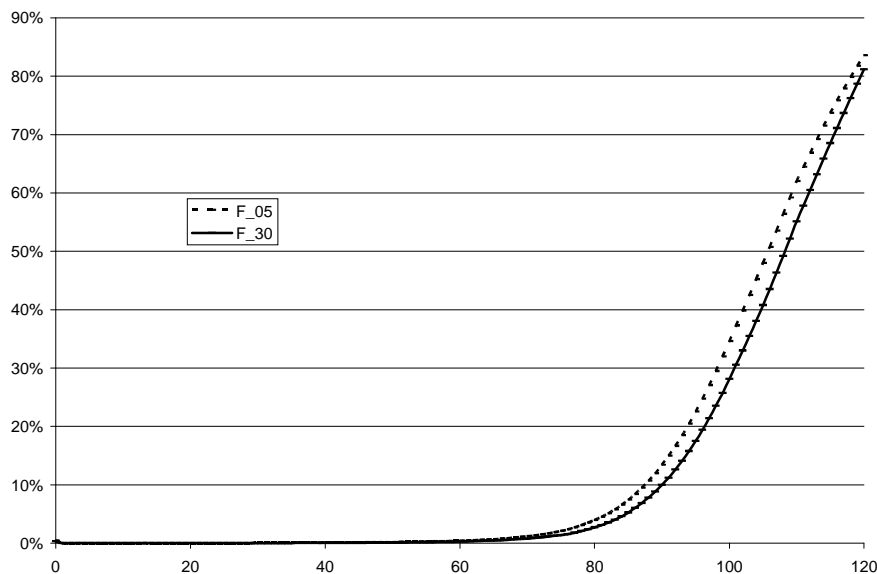
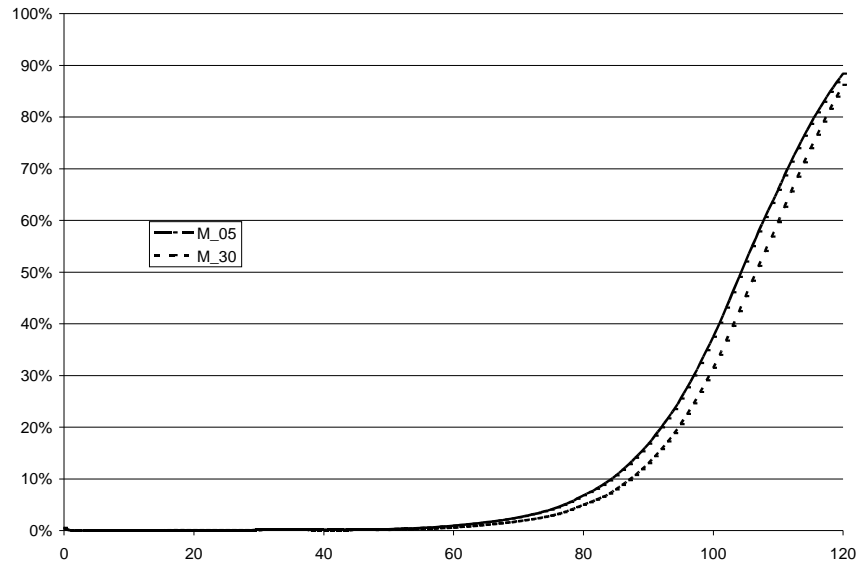


Passiamo ora ad un'analisi più dettagliata dei principali sottomoduli demografici.

### **1.6.2 Il modulo mortalità**

Le probabilità di sopravvivenza usate nella simulazione sono quelle utilizzate dall'Istat nelle sue proiezioni ufficiali più recenti (1/2005). È opportuno a questo riguardo ricordare che l'Istat utilizza per la stima della probabilità di morte ad ogni età un approccio età-coorte per tenere conto del processo, evidenziato negli ultimi decenni e comune a tutti i paesi sviluppati, di diminuzione delle probabilità di decesso a tutte le età e di sostenuto aumento della sopravvivenza delle età senili, soprattutto per le donne. La figura 7 riporta le probabilità di decesso per età e genere negli anni 2006 e 2030.

**Figura 7 a e b**  
**Probabilità di decesso per età e genere per gli anni 2005 e 2030**



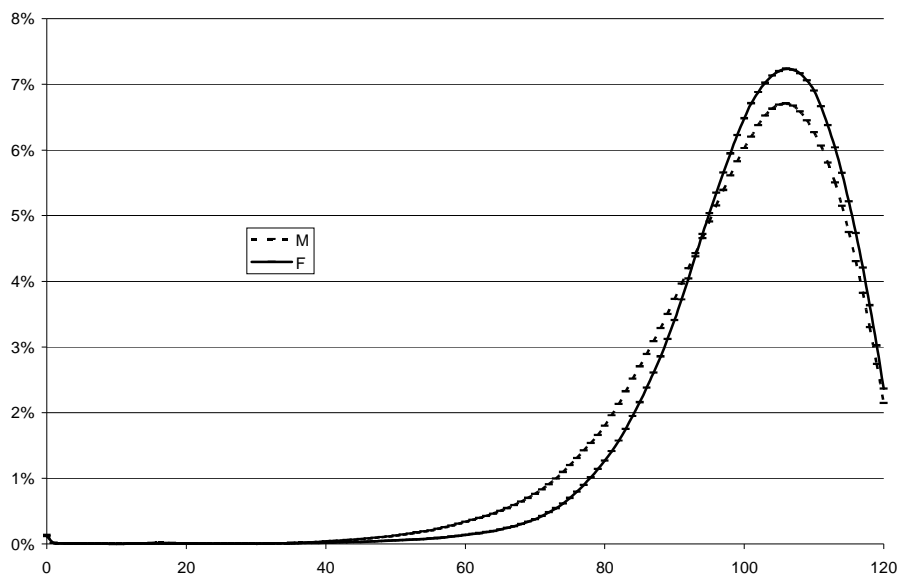
Fonte: Previsioni Istat. Base 1.1.2005. Scenario centrale.  
Sull'asse delle ascisse sono rappresentate le probabilità di decesso (media nazionale).

Per apprezzare meglio le variazioni nei tassi di mortalità nella figura 8 abbiamo calcolato, per ogni età e separatamente per gli uomini e le donne, l'aumento nella probabilità di sopravvivenza che intercorre nel periodo 2005-2030. Dalla figura risulta evidente come le variazioni più importanti si realizzano tra il 60esimo ed il 100esimo anno di età e siano prospetticamente più intense per gli

uomini fino ai 90 anni e per le donne in seguito<sup>8</sup>.

**Figura 8**

***Variazioni nella probabilità di decesso per età e genere per gli anni 2005 e 2030***



Tecnicamente il modulo mortalità funziona nel modo seguente: ad ogni osservazione, noti l'anno di simulazione, l'età di nascita ed il sesso, viene attribuito un numero casuale estratto da una distribuzione uniforme nell'intervallo [0,1]; se il valore estratto risulta inferiore alla specifica probabilità di morte delle tavole di mortalità dell'Istat, il modello simula il decesso e modifica conseguentemente lo stato civile dei conviventi; se il valore estratto risulta superiore il modello invecchia di un anno l'osservazione.

### **1.6.3 Il modulo fertilità**

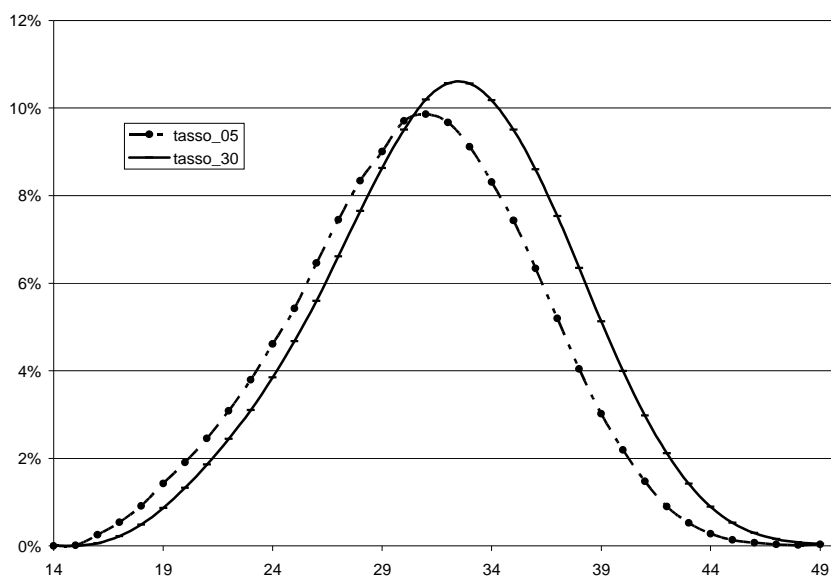
Il flusso di nuovi nati per ogni anno di simulazione viene determinato in funzione del numero di donne in età feconda (16-49 anni) e dei tassi specifici di fecondità stimati dall'Istat. Anche nel caso della fertilità l'Istat adotta un approccio età-coorte.

La figura 8 confronta, per lo scenario centrale Istat, le probabilità specifiche di fecondità nel 2006 e nel 2030 ed evidenzia come le stime Istat ipotizzino per i prossimi decenni una lieve ripresa del tasso di fecondità totale, dovuto all'aumento del tasso specifico delle donne con oltre 31nni

<sup>8</sup> Giova ricordare che le proiezioni su mortalità e fertilità dell'Istat negli anni successivi al 2030 sono mantenute costanti rispetto ai livelli stimati per quell'anno.

d'età. La fecondità delle donne di età inferiore ai 31 anni è invece destinata a diminuire soprattutto per il procrastinarsi dell'età di matrimonio.

**Figura 9**  
**Tassi di fecondità specifici per età della madre: 2005 e 2030**



Fonte: Scenario centrale delle previsioni Istat 2005.

Dopo aver determinato il flusso di nuovi nati per classe d'età della madre il modello procede alla selezione delle donne candidate alla generazione di un nuovo nato/a. Se con  $f_a(c)$  definiamo la distribuzione relativa di frequenza delle donne coniugate per età ( $a$ ) e per numero di figli già concepiti ( $c$ ), la probabilità di una donna coniugata in età feconda di concepire un nuovo nato nell'anno  $t+1$  è pari a:

$$Pr(c_{t+1}=c_t+1|a_{t+1},c_t) = (1 - F_{a(t+1)}(c_t))$$

dove  $F_{a(t+1)}(c_t)$  rappresenta la funzione di ripartizione di  $f_{a(t+1)}(c_t)$ .

La procedura descritta sopra permette di distribuire i nuovi nati per età della madre subordinatamente al numero di figli già presenti nel nucleo familiare. Una volta assegnato al nuovo nato il codice identificativo del nucleo, si procede alla definizione delle sue caratteristiche socio-demografiche e all'aggiornamento della composizione e della numerosità del nucleo familiare di origine. Il sesso è assegnato in maniera casuale con uguale probabilità di appartenenza ai due generi.

#### **1.6.4 Il modulo immigrazione**

Il modello simula annualmente un flusso di migrazioni nette, in linea con le previsioni ufficiali fornite dall'Istat<sup>9</sup>. Ne consegue che il flusso migratorio netto atteso per i prossimi decenni si attesta nel modello ad un valore equivalente a quello compreso nella forchetta tra i 145 e 150 mila individui l'anno per la popolazione italiana. L'età all'ingresso degli immigrati è definita in base alla distribuzione per classe d'età dei nuovi titolari di permesso di soggiorno fornite dall'Istat nelle previsioni stesse. Il modello non prevede la possibilità di ricongiungimenti familiari. Implicitamente, si assume quindi che l'immigrato sia celibe/nubile al momento del suo ingresso nel territorio nazionale.

L'imputazione delle caratteristiche sociali ed economiche avviene applicando il metodo di Monte Carlo. Il flusso di nuovi immigrati del periodo  $t+1$  si aggiunge allo stock di individui (immigrati e autoctoni) presenti nello stesso periodo dopo la simulazione dei decessi e della natalità. Alla nuova popolazione si applicano tutti i moduli del modello, assumendo sostanziale uguaglianza tra i comportamenti degli immigrati e i comportamenti degli autoctoni<sup>10</sup>.

#### **1.6.5 L'uscita dal nucleo familiare**

Questo sotto-modulo permette di selezionare annualmente i figli candidati all'uscita dal nucleo familiare di origine. La progressiva posticipazione del momento di uscita dei giovani dal nucleo familiare d'origine è un fenomeno in corso da tempo in Italia. Per l'Istat nel 2003, il 60,2% dei figli (celibi/nubili) di età compresa tra i 18 e 34 anni viveva con almeno un genitore (tabella 5). Le cause del ritardo sono da ricercarsi, sia nei progetti e nelle aspettative individuali, sia nelle crescenti difficoltà, soprattutto di natura economica, delle nuove generazioni di uscita dal nucleo

---

<sup>9</sup> Nelle previsioni demografiche ufficiali le migrazioni internazionali vengono generalmente trattate in modo subordinato rispetto alla fecondità ed alla mortalità. D'altra parte si intuisce come ogni previsione del movimento migratorio non possa che essere aleatoria, essendo la mobilità delle popolazioni condizionata da fattori difficilmente prevedibili di ordine sociale, economico, psicologico e politico (Blangiardo, 1997).

<sup>10</sup> Questa ipotesi, potrebbe sembrare restrittiva per la simulazione di alcuni eventi (ad esempio la fertilità) mentre per altri eventi le evidenze empiriche rilevano differenze di comportamento meno marcate. Ad esempio, nonostante le carriere lavorative degli immigrati siano più mobili di quelle dei locali, Anastasia, Gambuzza, Rasera (2005) utilizzando l'archivio Giove 2004, rilevano dei *pattern* di comportamento sul mercato del lavoro "sufficientemente simili" tra lavoratori immigrati e lavoratori locali dopo il primo inserimento nel mercato del lavoro. Il livello di reddito da lavoro è invece, a parità di altre condizioni, inferiore rispetto a quello degli autoctoni.

familiare di origine. Le recenti stime dell'Istat rilevano un aumento della quota di figli occupati che coabitano con i genitori, mentre si riduce la percentuale di figli che abitano con i genitori e sono in cerca di prima occupazione. Il 32,3% del totale di figli che vive in casa con i genitori è studente (ISTAT, 2004).

**Tabella 4**  
**Celibi/nubili di età compresa tra i 18-34 anni che vivono con almeno un genitore**

CLASSI	1993-1994			1998			2003		
DI ETÀ	Maschi	Femmine	Totale	Maschi	Femmine	Totale	Maschi	Femmine	Totale
18-19	98,4	95,4	96,9	99,0	97,9	98,4	97,6	97,1	97,4
20-24	90,9	78,9	85,0	92,8	83,7	88,2	92,3	83,7	87,9
25-29	60,5	36,8	49,0	70,6	46,0	58,7	70,5	51,7	61,0
30-34	24,9	12,2	18,5	30,6	16,0	23,2	37,4	21,4	29,5
<b>Totale</b>	<b>64,0</b>	<b>48,9</b>	<b>56,5</b>	<b>66,2</b>	<b>51,1</b>	<b>58,7</b>	<b>66,8</b>	<b>53,6</b>	<b>60,2</b>

Medie 1993-1994, 1998 e 2003 (per 100 giovani della stessa classe di età)

Fonte: Istat (2004), Indagini multiscopo sulle famiglie:

Aspetti della vita quotidiana; Famiglia, soggetti sociali, 2003.

In assenza di previsioni sull'andamento futuro di questo fenomeno il modello utilizza le probabilità ex-post desunte dalla tabella 5 per definire in condizioni di *steady state* una regola di uscita dal nucleo familiare: la selezione dei candidati all'uscita dal nucleo familiare di origine è attuata applicando un processo di Monte Carlo che utilizza probabilità di transizione condizionate al genere e alla classe d'età, pari al complemento ad uno delle probabilità contenute nelle colonne 8 e 9 della tabella 5.

### 1.6.7 Il modulo matrimonio

Annualmente una parte della popolazione non coniugata può sposarsi. La simulazione dell'evento avviene in 3 fasi. Nella prima fase si definisce il flusso di matrimoni annuali da simulare, pari al 4,3‰ della popolazione totale presente in ogni anno di simulazione<sup>11</sup>. Definito il numero di matrimoni da simulare si passa alla selezione dei potenziali candidati all'evento. Questi ultimi, di età compresa tra i 16 e i 60 anni, vengono selezionati tramite un processo di Monte Carlo

<sup>11</sup> [http://www.istat.it/salastampa/comunicati/non\\_calendario/20060424\\_00/indicatori\\_demografici.pdf](http://www.istat.it/salastampa/comunicati/non_calendario/20060424_00/indicatori_demografici.pdf)  
L'ipotesi di *steady state* non appare in questo contesto, particolarmente restrittiva: infatti, il tasso di nuzialità negli ultimi anni non ha subito sostanziali modifiche (ISTAT, 2004).

che utilizza le probabilità condizionate al genere e all'età elaborate a partire dall'ultima indagine multiscopo "Famiglie, soggetti sociali dell'ISTAT (ISTAT, 2004)<sup>12</sup>. Le candidate e i candidati al matrimonio selezionati in questa fase, concorrono a formare due distinti database utilizzati per la terza e ultima fase, che permette la formazione dei nuovi nuclei familiari. La letteratura sull'argomento rileva anche per l'Italia, la presenza del *positive assortative matig* nelle unioni coniugali (Becker, 1991). Secondo questa teoria, moglie e marito non si sposano in maniera casuale ma presentano caratteristiche simili sia in termini di educazione (Rossetti e Tanda, 2000) sia per status occupazionale (Del Boca et. al., 2000). Borliri e Zajczyk (2001) rilevano un elevato grado di omogamia tra individui che presentano la stessa provenienza geografica, titolo di studio e condizione professionale. L'età al matrimonio della donna, è generalmente inferiore rispetto a quella del marito. Per tenere conto della discordanza tra il calendario maschile e quello femminile di ingresso nella vita di coppia si assegna, a tutte le donne selezionate per il matrimonio, la probabilità di unirsi con un generico uomo appartenente ad una specifica classe d'età<sup>13</sup>. L'applicazione del metodo di Monte Carlo condizionatamente all'età della sposa permette quindi di generare una variabile che contiene la classe d'età del potenziale sposo.

Si procede quindi alla simulazione degli accoppiamenti tra una donna e un potenziale sposo. La procedura di *matching*, ispirata al metodo del *propensity score* Rosembaum e Rabin (1983), Holland (1986), Rubin e Thomas (2000), permette di unire i candidati al matrimonio più "simili" in base ad un vettore di caratteristiche osservabili dei candidati che contiene delle dummies su livello di istruzione (obbligo, diploma, laurea), stato civile (libero, divorziato, vedovo) area di residenza (Nord, Centro, Sud) e sulla evidenze empiriche sull'unione per classi d'età dei partner.

Al nuovo nucleo familiare, comprensivo di eventuali figli presenti prima del matrimonio, viene assegnato quindi un codice identificativo familiare che resta invariato per tutta la simulazione, a meno di un successivo divorzio.

### **1.6.8 Il modulo divorzio**

Le coppie sposate presenti in ogni anno di simulazione possono divorziare con conseguente

---

<sup>12</sup> L'Istituto Centrale di Statistica non pubblica le probabilità di matrimonio 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 genere e ogni anno d'età per il totale di matrimoni celebrati.

<sup>13</sup> Le probabilità in questione sono calcolate tramite elaborazioni condotte sui dati ISTAT, considerando la distribuzione dell'età al matrimonio delle donne in funzione della classe d'età dello sposo sul totale dei matrimoni celebrati nell'anno di rilevazione. Il gap medio tra l'età al matrimonio dell'uomo e l'età della donna è pari a circa 3 anni.

scissione del nucleo familiare d'origine e generazione di due distinti nuclei in cui gli ex-coniugi diventano capofamiglia.

Come per il matrimonio, anche la simulazione del divorzio è attuata in tre distinte fasi. Primariamente si definisce il flusso annuale di divorzi da simulare pari al 3‰ dello stock di coppie coniugate (Istat, 2003)<sup>14</sup>. Successivamente si passa alla selezione delle coppie candidate all'evento. I dati Istat rilevano un'intensità dei procedimenti di divorzio differenziata sia a livello territoriale sia a seconda dell'età dei coniugi. Per tener conto di queste evidenze empiriche, la procedura di selezione delle coppie candidate all'evento si realizza tramite un processo Monte Carlo che utilizza le probabilità Istat condizionate all'area geografica di residenza del nucleo familiare e alla classe d'età della moglie. Dall'insieme di coppie potenzialmente interessate dall'evento si selezionano casualmente un numero di coppie pari al flusso annuale di divorzi da simulare. A queste si simula il divorzio con la scissione del nucleo familiare originario in 2 nuclei famigliari e l'aggiornamento delle variabili relative allo stato civile e alla composizione familiare<sup>15</sup>.

### **1.6.9 Istruzione e lavoro**

La fase successiva all'analisi demografica e delle condizioni di salute riguarda l'istruzione, l'ingresso e le transizioni nel mercato del lavoro e la determinazione del reddito da lavoro. La struttura generale di questo modulo è rappresentata in figura 9.

Il conseguimento del titolo dell'obbligo è previsto per tutte le osservazioni all'età di 16 anni. La prosecuzione degli studi ad un livello superiore ritarda l'ingresso nel mondo del lavoro fino al raggiungimento del livello di scolarizzazione imputato (diploma, laurea di primo/secondo livello). Alla conclusione del percorso formativo segue l'entrata nel mondo del lavoro. Si passa quindi, alla simulazione dei flussi in entrata e in uscita dalla forza lavoro e di mobilità tra le forze di lavoro. Lo stock di attivi presenti in ogni anno di simulazione è distinto in dipendenti pubblici/privati, autonomi, con occupazione part-time o full-time. Una quota della popolazione è impiegata con contratto da lavoro atipico e a tempo determinato. Il modello procede infine alla simulazione del livello di reddito da lavoro e all'aggiornamento della carriera contributiva.

I passaggi rappresentati nella figura 9 sono organizzati, in sequenza nei seguenti sotto-

---

<sup>14</sup> L'ipotesi di *steady state* utilizzata nella simulazione dei divorzi pare maggiormente restrittiva rispetto al caso dei matrimoni, poiché le statistiche sull'argomento rilevano una propensione crescente negli ultimi anni alle rotture delle unioni coniugali.

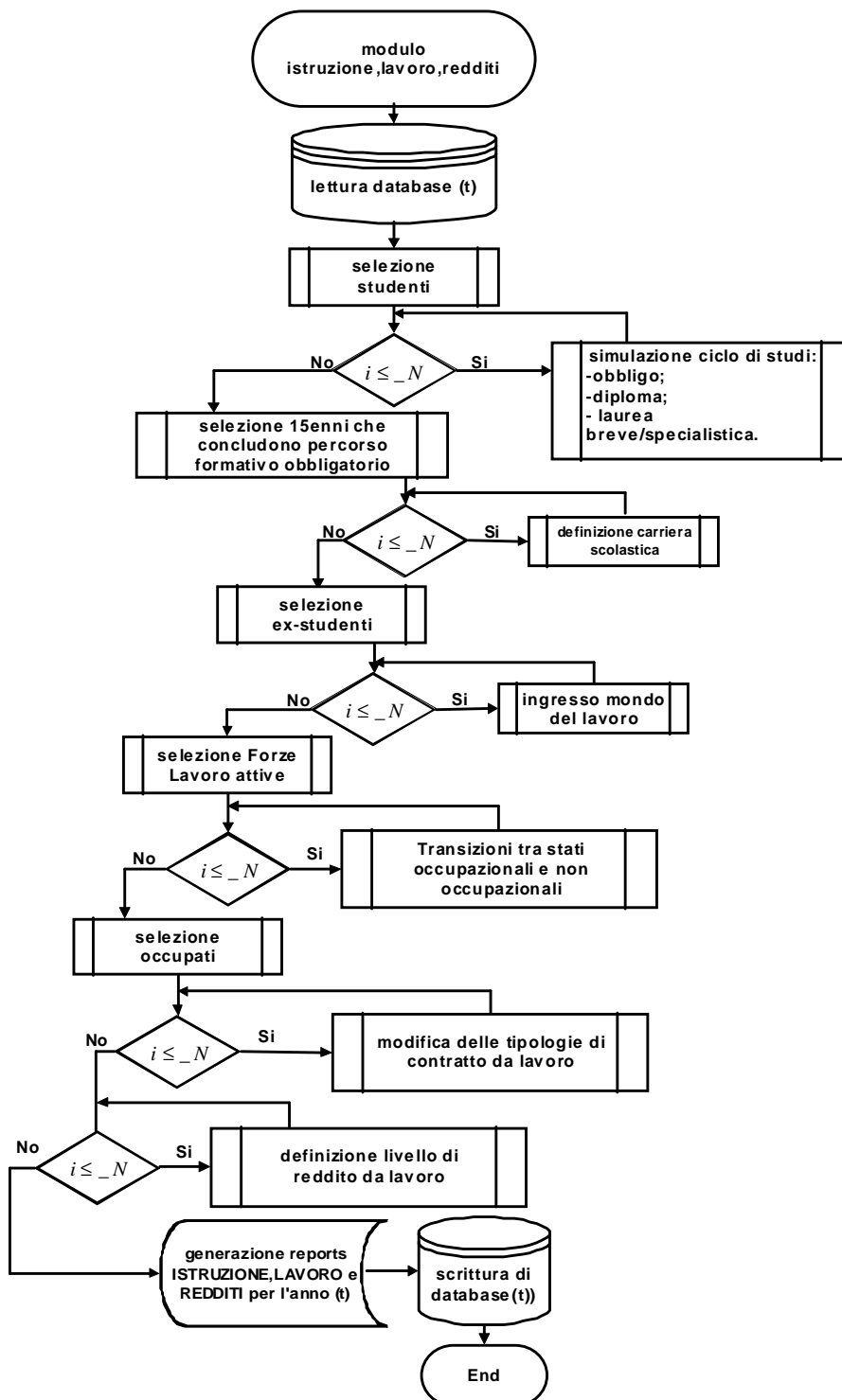
<sup>15</sup> Eventuali figli faranno parte del nucleo familiare della madre. Secondo l'Istat infatti, nell'85% dei casi i minori vengono affidati alla madre.

moduli:

- istruzione,
- ingresso nel mondo del lavoro,
- transizioni tra stati occupazionali,
- transizioni tra condizioni contrattuali,
- redditi da lavoro,

che analizziamo in dettaglio nel seguito del testo.

**Figura.10**  
**La struttura del modulo “istruzione, lavoro e redditi”**



### 1.6.10 Il modulo istruzione

Nel modulo istruzione sono previsti tre livelli di scolarizzazione:

- 1) obbligo scolastico;
- 2) diploma secondario;
- 3) titolo universitario (laurea triennale e specialistica).

Tutti le osservazioni conseguono il primo livello di istruzione all'età di 16 anni. In seguito gli individui possono proseguire gli studi oppure entrare nel mondo del lavoro. La definizione del livello di istruzione è simulato imputando alla popolazione i valori dei coefficienti ottenuti da una stima ordered probit i cui risultati sono riportati nella tabella 6. Il campione di individui utilizzato si riferisce agli intervistati di età superiore a 16 anni, che hanno terminato gli studi o sono iscritti all'università<sup>16</sup>, presenti nell'indagine PLUS del 2004<sup>17</sup>.

Se tra gli  $N$  individui ( $i=1, \dots, N=34.324$ ) appartenenti al campione selezionato per la stima definiamo con  $y_i$  la variabile osservata relativa al grado di istruzione raggiunto e con  $y_i^*$  la corrispondente variabile latente, la natura ordinale di tali alternative comporta la seguente struttura generale:

$$y_i^* = X_i \beta + \varepsilon_i$$
$$y_i = j \quad \text{se} \quad c_{j-1} < y_i^* \leq c_j$$

dove  $X_i$  indica il vettore di caratteristiche individuali (genere, area di residenza e dummies di coorte) e familiari (presenza<sup>18</sup> e titolo di studio dei genitori); i parametri  $c_j$  rappresentano le soglie e vengono stimate congiuntamente al vettore colonna dei coefficienti  $\beta$ .

I risultati della regressione sono riportati nella tabella 6. La prima colonna riporta i

---

<sup>16</sup> Come in Checchi, Flabbi (2005) si assume che gli iscritti all'università concludano la loro carriera formativa ottenendo il titolo universitario.

<sup>17</sup> Un problema per l'analisi empirica nelle determinanti dei percorsi formativi in Italia deriva dalla carenza di adeguate fonti statistiche su cui condurre stime dinamiche. Sono state condotte stime su differenti indagini campionarie. Molti dati cross-section disponibili rendono difficile l'estrapolazione degli effetti di coorte e di periodo, per questo motivo meno esplorati nelle applicazioni finora condotte in Italia. La pooled cross-section delle forze di lavoro ISTAT permette di studiare gli effetti di coorte nella dinamica dei tassi di scolarizzazione (Leombruni, Richiardi 2006) ma non permette di condizionare le scelte di scolarizzazione alle caratteristiche della famiglia di origine. Un pooling di indagini BdI consente di studiare congiuntamente i due effetti ma limitatamente ai giovani che risiedono nella casa parentale e quindi, con possibili distorsioni della stima derivanti dall' "effetto di selezione" (Heckman, 1979). La recente indagine campionaria PLUS condotta dall'ISFOL su un campione di oltre 40.300 individui di età compresa tra i 15 e 64 anni (ISFOL, 2006) rileva, tramite interviste telefoniche, dettagliate informazioni sul livello di scolarizzazione degli intervistati e una serie di interessanti informazioni sulle condizioni socio-economiche della famiglia di origine (tra cui il livello di scolarizzazione). Il contenuto informativo di questa indagine si presta quindi, meglio di altre, alla stima delle determinanti nelle scelte di istruzione tenendo conto dei cambiamenti socio-culturali e normativi avvenuti in Italia nel corso degli ultimi anni.

<sup>18</sup> L'informazione sulla presenza dei genitori è riferita all'anno in cui l'intervistato aveva 15 anni.

coefficienti stimati, mentre le colonne 2-4 contengono gli effetti marginali, calcolati per ogni valore assunto dalla variabile dipendente.

Dall'analisi dei risultati della regressione è possibile notare come il livello di istruzione dipenda in misura sensibile dal titolo di studio posseduto dai genitori e dall'area di residenza. Le donne hanno maggiori probabilità di conseguire un livello di istruzione più alto: la probabilità di una donna di iscriversi ad un corso di studi universitario è - *ceteris paribus* – maggiore dell' 1,5% di quella stimata per i maschi. La probabilità di concludere il percorso formativo con l'obbligo è per le donne invece, minore del 2,9% rispetto agli uomini. Le dummies di coorte rilevano la presenza di un trend positivo nei livelli di scolarizzazione per le coorti più giovani. A parità di altre condizioni, un giovane nato dopo il 1979 ha una probabilità superiore (+4,4%) di ottenere un titolo universitario rispetto ad un individuo nato nel periodo 1971-1975. Per contro, lo stesso individuo registra il 7,9% di probabilità in meno di concludere il percorso formativo con la licenza media.

**Tabella 5**  
**Stima Ordered Probit del livello di istruzione**

istruzione(y)	coefficienti	y=Pr(j==1) 0.4214	Y=Pr(j==2) 0.4589	y=Pr(j==3) 0.1196
Obbligomadre***	-0.8062 (.0702)	.2803 (.0202)	-.0655 (.0042)	-.2147 (.0231)
Diplomamadre***	-.3054 (.0689)	.1209 (.0273)	-.0680 (.0171)	-.0529 (.0102)
Obbligopadre***	-1.328 (.0554)	.4176 (.0121)	-.0312 (.0090)	-.3864 (.0196)
Diplomapadre***	-.5229 (.0550)	.2062 (.0212)	-.1235 (.0146)	-.0826 (.0068)
Nomadre***	-.3204 (.0581)	.1270 (.0230)	-.0734 (.0151)	-.0536 (.0079)
Nopadre***	-.1977 (.0437)	.0782 (.0174)	-.0425 (.0103)	-.0356 (.0071)
Donna***	.0755 (.0211)	-.0295 (.0082)	.0144 (.004)	.0151 (.0041)
Centro***	.1987 (.0287)	-.0765 (.0108)	.0339 (.0043)	.0425 (.0066)
Sud***	.0961 (.0232)	-.0374 (.0090)	.0179 (.0042)	.0195 (.004)
Co_min_1950***	-.4847 (.0404)	.1914 (.0155)	-.1123 (.0104)	-.0790 (.0055)
Co_1951_1960***	-.2435 (.0428)	.0961 (.0169)	-.0515 (.0098)	-.0445 (.0071)
Co_1961_1965**	-.1265 (.0483)	.0498 (.0191)	-.0259 (.0105)	-.0239 (.0086)
Co_1966_1970**	-.1279 (.0457)	.0503 (.0181)	-.0260 (.0099)	-.0242 (.0082)
Co_1976_1978***	.1895 (.0419)	-.0726 (.0157)	.0311 (.0058)	.0414 (.0099)
Co_1979_plus***	.2047 (.0387)	-.0786 (.0145)	.0341 (.0056)	.0444 (.0090)
_cut1	-2.1282 (.0777)			
_cut2	-.7530 (.0767)			
N	34323			
R <sup>2</sup>	0.1347			

Note: legende: \* p<0.05; \*\* p<0.01; \*\*\* p<0.001

Nota: variabile dipendente che assume valore 1 se il livello di istruzione osservato è “obbligo scolastico”, 2 se “diploma”, 3 se “titolo universitario”. Fonte: dati PLUS 2004

Nella simulazione dinamica i coefficienti stimati in tabella 5 vengono utilizzati per determinare le scelte di istruzione. In pratica, per ogni osservazione al termine del percorso

dell'obbligo si calcolano le probabilità di osservare la variabile dipendente  $y_i$  con valori 1, 2 o 3<sup>19</sup>.

In termini formali:

$$pr(y_i^* = 1) = \int_{c_0}^{c_1} y_i^* dy = Norm[(c_1 - (X_i\beta + \varepsilon_i)]$$

$$pr(y_i^* = 2) = \int_{c_1}^{c_2} y_i^* dy = Norm[(c_2 - (X_i\beta + \varepsilon_i)] - pr(y_i^* = 1)$$

$$pr(y_i^* = 3) = \int_{c_2}^1 y_i^* dy = Norm[(X_i\beta + \varepsilon_i) - c_2]$$

Successivamente il modello assegna ad ogni osservazione di età pari a 15 anni un numero casuale ( $z$ ) tratto da una distribuzione uniforme nell'intervallo  $[0,1]$ , che viene confrontato con le probabilità ottenute applicando la precedente formula. Se il numero generato è inferiore a  $pr(y_i^* = 1)$  l' $i$ -esima osservazione ha un livello di istruzione pari all'obbligo formativo; se il termine  $z$  dell' $i$ -esima osservazione è compreso tra  $pr(y_i^* = 1)$  e  $[pr(y_i^* = 1) + pr(y_i^* = 2)]$  il livello di istruzione è quello corrispondente al diploma secondario. Se  $z$  è infine, superiore a  $[pr(y_i^* = 1) + pr(y_i^* = 2)]$  (e ovviamente, inferiore all'unità) si simula la continuazione della carriera formativa fino all'ottenimento di un titolo universitario<sup>20</sup>.

### ***1.6.11 L'ingresso e le transizioni nel mercato del lavoro***

L'imputazione dello status occupazionale, della qualifica professionale e del settore professionale, per la parte della popolazione che non possiede queste informazioni nell'anno base delle simulazione, avviene in termini probabilistici confrontando il valore casuale generato dal computer con le probabilità condizionate ottenute da matrici di transizione costruite sul sottoinsieme dei soggetti che transitano dallo stato di studente alla condizione di attivo, intervistati nella Rilevazione Trimestrale sulle Forze di Lavoro dell'Istat (RTFL) del periodo 2001-2002.

<sup>19</sup> La stessa procedura è applicata agli studenti dell'anno base di età superiore ai 15 anni, per definire il livello di capitale umano che acquisiranno nella propria vita. Il valore imputato è costante lungo nell'intera simulazione.

<sup>20</sup> Non disponendo di informazioni accurate sui percorsi di studio universitari simuliamo che il 30% degli studenti iscritti ad un corso universitario termina il percorso formativo con la laurea triennale. Il restante 70% conseguirà la laurea specialistica.

Le informazioni sulla qualifica professionale e sul settore di appartenenza restano poi invariate per tutta la vita. Lo stato occupazionale e le condizioni contrattuali possono invece cambiare nel corso del tempo. Le transizioni tra stati occupazionali (attivo part-time, attivo full-time, disoccupato, non appartenente alla forza lavoro) vengono simulate nel sotto-modulo “transizioni”, mentre le transizioni nella condizione contrattuale (contratto tipico/atipico, determinato/indeterminato) vengono definite nel sotto-modulo “contratto da lavoro”.

Rispetto al problema della definizione del numero di transizioni nel mercato del lavoro CAPP\_DYN prevede quattro stati occupazionali ed ipotizza che le scelte occupazionali dipendano esclusivamente dalle caratteristiche individuali e siano indipendenti dai fattori che spiegano la domanda di lavoro. Si tratta di una ipotesi largamente condivisa nella modellistica di simulazione dinamica. Le probabilità di transizione sono stimate utilizzando le indagini RTFL del periodo 1993-2003. Gli individui di età compresa tra i 16 e 64 anni, ad esclusione di pensionati da lavoro/non lavoro e studenti, si trovano in uno dei seguenti stati occupazionali:

- *occupato full-time*: individuo occupato a tempo pieno con un monte ore settimanale di lavoro non domestico superiore a 31;
- *occupato part-time*: individuo occupato a tempo parziale con un monte ore settimanale di lavoro non domestico inferiore a 30;
- *disoccupato*: individuo non occupato in cerca di occupazione;
- *non appartenente alla forza lavoro*: individui non occupati che non sono in cerca di occupazione

In tabella 9 presentiamo le probabilità ex-post di transizione ottenute sul campione selezionato, composto dal 68,8% di occupati, 9,24% di non occupati e dal 22,70% di individui che si trovano al di fuori dalla forza lavoro. Ogni cella definisce la percentuale di individui che, partendo dallo stato *I*, si trova nello stato *J* dopo un anno. Dai dati emerge una forte inerzia rispetto alla condizione di partenza, documentata dall’entità delle probabilità contenute nelle celle della diagonale principale. La maggiore stabilità si rileva tra gli occupati full-time. Più mobile risulta invece l’occupazione part-time: il 28,4% di occupati part-time transita verso un lavoro full-time dopo un periodo, il 5,55% verso una situazione di disoccupazione e il 4,64% diventa inattivo. Più del 23% della popolazione non occupata trova un’occupazione ad un anno di distanza (19,41% a tempo pieno), mentre il 7,48% esce dal mercato del lavoro. Il 3,69% di inattivi entra annualmente tra la popolazione degli occupati, mentre il 2,70% si muove alla ricerca di un impiego<sup>21</sup>.

---

<sup>21</sup> Si precisa che le probabilità si riferiscono alla mobilità sulla condizione occupazionale ad un anno di distanza. E’ possibile che nel corso dell’anno un individuo abbia conosciuto più transizioni tra diversi stati occupazionali. In questi casi, viene considerata la sola transizione tra lo stato di partenza e lo stato finale.

**Tabella 6**  
**Probabilità di transizione tra status occupazionali dall'anno t all'anno t+1**

Stato Iniziale (I)	Stato finale (J)			
	OCCUPATO FT	OCCUPATO PT	NON OCCUPATO	INATTIVO
OCCUPATO FT	95,16	1,89	1,95	0,99
OCCUPATO PT	28,41	61,4	5,55	4,64
NON OCCUPATO	19,41	3,92	69,18	7,48
INATTIVO	2,58	1,11	2,7	93,61
<i>Media</i>	<i>63,44</i>	<i>4,62</i>	<i>9,24</i>	<i>22,7</i>

Fonte: Elaborazioni dati RTFL del periodo 1993-2003.

Note: Valori percentuali calcolati su un campione di 702.249 osservazioni di individui con età compresa tra 16 e 64 anni.

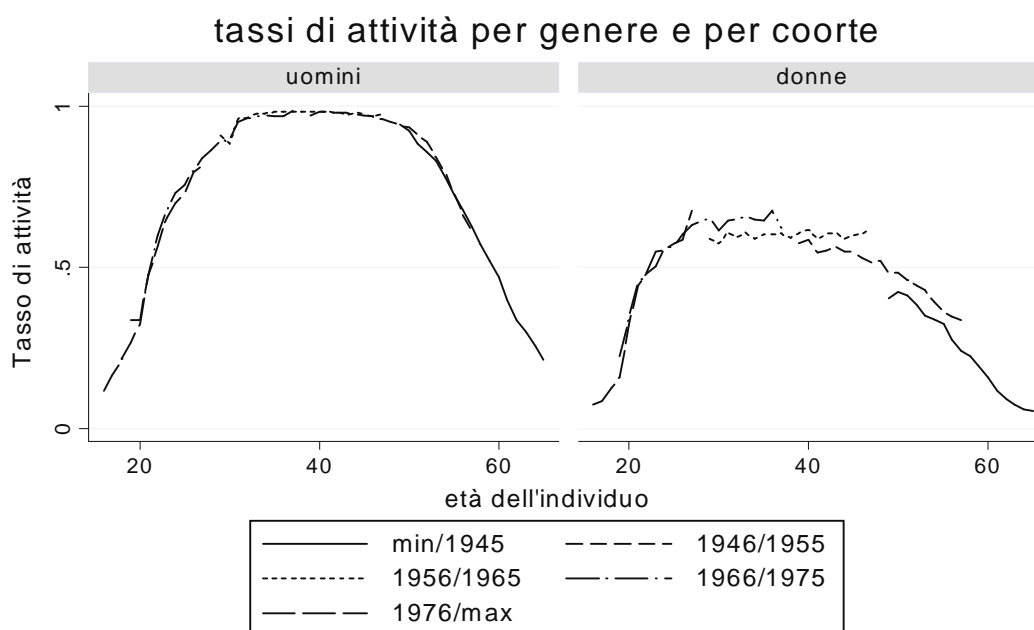
Le probabilità presentate nella tabella 9 possono essere interpretate come indicatori di tendenza “medi” per l’intero campione nei 10 anni a cui le informazioni si riferiscono. È ragionevole che le probabilità di transizione di ogni singola osservazione tra stati dipendano anche dalle caratteristiche individuali. Il genere, l’età, il titolo di studio, l’area di residenza condizionano i comportamenti nel mondo del lavoro. Inoltre occorre tenere conto del fatto che il periodo considerato (1993-2003) è segnato da un aumento sostenuto e prolungato dell’occupazione, dovuto alla maggiore partecipazione femminile al mercato del lavoro e dallo sviluppo del lavoro part-time con modalità e intensità differenziate per coorte di nascita. Sfruttando la ricchezza informativa contenuta nei dati RTFL è possibile condurre analisi comparate per coorte di appartenenza, genere e area di residenza.

I grafici in figura 11 presentano alcuni risultati. Questi sono in larga misura conformi alle attese e alle evidenze empiriche di altri studi<sup>22</sup>. Dall’analisi degli effetti di età-coorte sui tassi di partecipazione è possibile notare che a fronte di una sostanziale uniformità per tutte le coorti osservate tra gli uomini, si contrappone il tendenziale aumento della partecipazione femminile tra le coorti che durante il periodo di osservazione avevano un’età compresa tra i 30 e i 50 anni. I tassi di partecipazione tra le donne più giovani sono quasi costanti ad indicare una maggiore partecipazione delle donne a percorsi formativi che ritardano l’accesso al mercato del lavoro. Se analizziamo l’incidenza del part-time tra i lavoratori si nota un significativo aumento della quota di attive part-time tra le coorti più giovani.

<sup>22</sup> Si veda ad esempio: Trivellato et. al. (2005), Leombruni, Richiardi (2005), ISTAT (2004).

**Figura 11**

**Tassi di attività e di partecipazione al mercato del lavoro nel periodo 1993-2003 per età, genere, coorte, tempi di lavoro e area geografica di residenza**



Graphs by genere

Tassi specifici di attiv  per genere ed et . Valori percentuali calcolati su un campione di 702.249 osservazioni provenienti dal pooling di cross-section RTFL del periodo 1993-2003.

Le probabilit  di transizione utilizzate nella simulazione dinamica sono stimate con un modello *multinomial logit* sullo *pseudo-panel* di RTFL 1993-2003. La variabile dipendente della regressione   lo stato occupazionale di arrivo<sup>23</sup>. Vengono considerate le sole variabili controllate dal modello di microsimulazione che hanno ottenuto significativit  nelle stime.

Abbiamo condotto stime separate a seconda dello stato di partenza e, per catturare le differenze tra genere, abbiamo stimato 8 modelli (4 stati di partenza per i due generi). Dato lo stato occupazionale di partenza  $I$  dell' $h$ -esimo individuo, le probabilit  condizionali di modifica o di inerzia dello stato occupazionale ad un anno di distanza ( $J=j$ ), possono essere espresse mediante la formula<sup>24</sup>:

$$P(J = j | I, X_h) = \frac{\exp(X_h \beta_j)}{1 + \sum_{j=1}^4 \exp(X_h \beta_j)}, j = 1, \dots, 4$$

<sup>23</sup> I dati forniti dall'Istat non sono comunque esenti da un giudizio critico. Trivellato et. al. (2005) suggeriscono di non utilizzare classificazioni molto dettagliate. Pur con i limiti ampiamente segnalati dagli utilizzatori, l'analisi tramite matrici di transizione tratte dalle RTFL, permette di disporre di un'ampia base campionaria rappresentativa della popolazione italiana.

<sup>24</sup> Il modello logit multinomiale   valido sotto opportune condizioni. La pi  importante, nota come Indipendenza delle Alternative Irrilevanti (IIA) impone che gli errori  $\epsilon_{i,j}$  siano indipendenti da  $j$ . In altri termini, si assume che gli odds-ratio tra due alternative   costante anche quando il numero di alternative offerte all'individuo dovesse aumentare.

dove  $j$  indica uno dei possibili stati tra i 4 possibili,  $X_h$  il vettore di covariate (titolo di studio, polinomio di secondo grado dell'età, area di residenza, stato civile, settore di attività, stato civile e 8 dummies sulla coorte di nascita) e  $\beta_j$  i coefficienti associati ad ogni possibile stato di arrivo. L'espressione precedente indica che la probabilità che un individuo passi dallo stato  $I$  allo stato  $J$  è data da una funzione delle sue caratteristiche ( $X$ ) e dalla serie di parametri stimati ( $\beta$ ). Nella tabella 10 si presentano i 24 vettori di coefficienti ottenuti per le donne e per gli uomini. In colonna sono elencate le 12 tipologie di transizioni possibili<sup>25</sup>.

Ogni elemento della tabella è un coefficiente stimato. I segni dei coefficienti vanno così interpretati: un coefficiente positivo assegnato ad una caratteristica, a parità di altre condizioni, innalza la probabilità di transizione dell'individuo dallo stato di partenza a quello di arrivo. Così, ad esempio, i coefficienti negativi della variabile "pubblico" relativi alle transizioni delle donne occupate full-time verso altri stati indica che nel settore pubblico è minore la frequenza di transizioni da un lavoro a tempo pieno ad altra condizione. I coefficienti negativi ottenuti al centro e al sud per le donne che transitano da uno stato di disoccupazione o non attività ad uno stato di occupazione (part-time o full-time) indicano che al Nord è più frequente, *ceteris paribus*, trovare occupazione ad un anno di distanza rispetto al Centro e al Sud.

Come precisato in Chies *et. al.* (1998) questo tipo di tabella può "essere letta sia per righe sia per colonne: leggendola per righe fornisce l'informazione di se e come una variabile influenza le frequenze di transizione; leggendola per colonne, si può valutare quali siano le caratteristiche degli individui che più frequentemente degli altri (o meno frequentemente in caso di segni negativi) compiono una certa transizione".

---

<sup>25</sup> I coefficienti sono calcolati in riferimento alla condizione di inerzia, cioè quando lo stato non varia dal periodo  $t$  al periodo  $t+1$  ( $I=J$ )

**Tabella 7**  
**Modello multinomial logit per l'analisi delle transizioni nel mercato del lavoro.**

	Occupato FT -> Occupato PT	Occupato FT -> NON_OCC	Occupato FT - > INATTIVO	Occupato PT -> Occupato FT	Occupato PT -> NON_OCC	Occupato PT -> INATTIVO
obbligo	0.273***	0.746***	1.109***	-0.482***	0.216	0.657**
diploma	-0.03	0.19	0.253*	-0.418***	-0.025	0.158
_eta	0.069**	-0.04	-0.125***	-0.082**	-0.206***	-0.171***
_eta2	-0.001**	0.00	0.001***	0.001	0.002	0.002**
centro	-0.125*	0.197**	0.13	0.066	0.264*	-0.151
sud	-0.345***	0.965***	0.898***	0.441***	1.329***	0.810***
pubblico	-0.200***	-0.556***	-0.652***	-0.016	0.103	0.024
coniugat	0.540***	-0.432***	1.035***	-0.170**	-0.540***	0.611***
C_48_52	-0.19	-0.346*	-0.321**	-0.363**	0.502	-0.496**
C_53_57	-0.16	-0.692***	-0.328*	-0.472***	0.162	-0.803***
C_58_62	0.08	-0.671**	-0.18	-0.733***	0.138	-1.140***
C_63_67	0.370*	-0.731**	-0.01	-0.898***	-0.227	-0.980***
C_68_72	0.397*	-0.949***	-0.18	-1.020***	-0.482	-0.879**
C_73_77	0.499*	-0.968**	-0.31	-1.133***	-0.923	-1.793***
c_78_max	0.526*	-1.038**	-0.15	-0.825**	-1.311*	-2.005***
_cons	-5.022***	-1.273*	-2.288***	2.368***	2.600*	1.292

	NON_OCC - > Occupato FT	NON_OCC - > Occupato PT	NON_OCC -> INATTIVO	INATTIVO - > Occupato FT	INATTIVO - > Occupato PT	INATTIVO -> NON_OCC
obbligo	-0.711***	-0.642***	0.669***	-1.074***	-0.884***	-1.006***
diploma	-0.386***	-0.533***	0.316**	-0.603***	-0.671***	-0.594***
_eta	0.007	0.118**	0.009	0.102***	0.255***	0.059*
_eta2	0	-0.001	0	-0.002***	-0.003***	-0.002***
centro	-0.692***	-0.750***	-0.295***	-0.067	-0.394***	-0.115
sud	-1.378***	-1.534***	-0.228***	-0.355***	-1.206***	0.297***
coniugat	-0.003	0.299***	1.280***	-0.794***	-0.610***	-1.171***
C_48_52	-0.268	0.005	-0.362*	-0.239*	0.087	0.077
C_53_57	-0.38	0.233	-0.254	-0.371**	0.028	0.011
C_58_62	-0.533	0.491	-0.188	-0.513***	0.316	-0.063
C_63_67	-0.574	0.806*	-0.232	-0.502**	0.618*	0.029
C_68_72	-0.644	0.739	-0.383	-0.533**	0.789**	0.019
C_73_77	-0.543	1.127*	-0.364	-0.424	0.934**	0.152
c_78_max	-0.538	1.222**	-0.319	-0.641*	0.307	-0.007
_cons	0.383	-4.647***	-2.556***	-2.035**	-7.230***	-1.479**

I principali fenomeni catturati dalla regressione sono riportati di seguito. L'uscita da uno stato di disoccupazione o di non attività è, per entrambi i generi, meno frequente al Nord rispetto al Centro e al Sud. Il titolo di studio influenza positivamente la permanenza o l'ottenimento di una occupazione. Al crescere dell'età diminuisce la frequenza di transizioni da stati occupazionali a stati non occupazionali, sia per gli uomini sia per le donne. La stessa variabile però esercita un effetto negativo nel tentativo di accedere ad una condizione occupazionale di chi è inattivo o disoccupato. I lavoratori del pubblico registrano maggiore stabilità della condizione occupazionale rispetto ai lavoratori del settore privato. La frequenza di giovani che perdono un lavoro diminuisce all'aumentare della coorte di nascita. Per le giovani donne occupate full-time si rileva una tendenza crescente a transitare in una condizione di occupazione part-time rispetto alle coorti più anziane. Questo effetto è maggiore per le donne coniugate, probabilmente per effetto della presenza di figli nel nucleo familiare<sup>26</sup>.

Il modulo transizioni utilizza i coefficienti delle stime della tabella 10 per calcolare annualmente gli *odds ratios* individuali di transizione tra stati occupazionali. In questo modo è possibile esprimere in termini di probabilità di transizione tra stati, l'effetto che le covariate esercitano sulla variabile dipendente. Infine, un processo di Monte Carlo consente di simulare la mobilità in capo ad ogni attivo<sup>27</sup>.

### 1.7 Il modulo redditi

Il modulo redditi simula il reddito da lavoro annuale per la popolazione occupata. La base di dati utilizzata per la stima dei redditi da lavoro nel ciclo di vita è la *cross-section* 2004 dell'indagine PLUS dell'ISFOL. Questa, a differenza di altre indagini campionarie, si concentra sulla popolazione attiva e contiene informazioni utili ai fini della simulazione dinamica, come ad esempio la cittadinanza (italiano vs immigrato) e la tipologia di contratto (lavoro dipendente/autonomo/parasubordinato) dell'intervistato. La specificazione del modello econometrico segue la seguente forma funzionale<sup>28</sup>:

$$\ln y_i = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i \quad \text{con} \quad \varepsilon_i \sim N(0, \sigma_u^2)$$

<sup>26</sup> La presenza di figli nel nucleo familiare è una caratteristica non controllata nel modello.

<sup>27</sup> Si precisa che la qualifica professionale (operaio, impiegato, dirigente, indipendente) non si modifica mai nella vita. Si tratta di una semplificazione largamente utilizzata..

<sup>28</sup> Si assume che gli errori si distribuiscano normalmente con media nulla e varianza  $\sigma^2$ .

dove  $\ln y_i$  è il logaritmo del reddito individuale da lavoro, al lordo dell'imposta personale e il vettore  $X$  comprende l'insieme di variabili osservabili, tradizionalmente utilizzate in un modello di capitale umano alla Mincer. Il livello di reddito individuale è determinato separatamente per lavoratori dipendenti e autonomi. Il gruppo dei dipendenti è a sua volta disaggregato per titolo di studio e genere<sup>29</sup>. La tabella 11 presenta i risultati delle stime condotte su alcuni sottoinsiemi del campione ISFOL.

**Tabella 8**  
**Coefficienti delle stime OLS del logaritmo del reddito lordo da lavoro**

	DIPENDENTI			
	SENZA LAUREA		CON LAUREA	AUTONOMI
	UOMINI	DONNE		
Eta	0.0351***	0.0233***	0.0436***	0.0790***
Eta <sup>2</sup>	-0.0003***	-0.0002***	-0.0004***	-0.0008***
Donne			-0.2052***	-0.5418***
Nordita	0.0423**	0.0460***	0.0303	0.0662
Sud	-0.0600***	-0.0733***	-0.0643**	-0.1807***
Immigrato	-0.0577	-0.0662	-0.1942**	-0.0969
Atipico				-0.4584***
Partime	-0.4079***	-0.3460***	-0.3556***	0
Acontrib	0.0029***	0.0069***	0.0032**	0.0013
Diploma	0.1176***	0.1360***		0.3593***
Laurea				0.4536***
dip_deter	-0.0702***	-0.0614***	-0.1644***	
Operaio	-0.0780***	-0.0990***	-0.1832***	
Dirigente	0.0602***	0.0620***	0.1057***	
Pubblico	-0.0708***	-0.0104	-0.0852***	
Costante	9.0353***	9.0260***	9.0727***	7.9228***
N	4772	4819	3144	3127
R <sup>2</sup>	0.3291	0.395	0.38306	0.2045

I segni dei coefficienti sono in linea con quelli attesi. In particolare il livello di reddito presenta un andamento a campana rispetto all'età, cresce all'aumentare del grado di scolarizzazione

<sup>29</sup> La limitata disponibilità di osservazioni per i lavoratori dipendenti laureati ha indotto a non disaggregare per genere. Per lo stesso motivo si preferisce non scomporre il sottocampione degli indipendenti (gruppo 4) per genere e titolo di studio.

e dell'anzianità contributiva. Esso è poi, *ceteris paribus*, inferiore per le donne, per i residenti al sud-italia, per gli immigrati, gli operai e i lavoratori del settore pubblico. In media, il reddito da lavoro di un operaio è, *ceteris paribus*, significativamente inferiore alla retribuzione di impiegati e insegnanti. Rispetto a questi ultimi, i dirigenti con diploma o laurea ricevono un reddito superiore che oscilla dal 6% al 10,5%. Un dipendente pubblico riceve un compenso inferiore al compenso dello stesso lavoratore del settore privato. Il valore negativo della *dummy* sul genere segnala un compenso più basso alle lavoratrici indipendenti rispetto agli uomini, mentre un lavoratore indipendente laureato ha un reddito del 45,4% superiore rispetto allo stesso lavoratore senza titolo o con titolo di studio dell'obbligo. Un lavoratore atipico riceve un reddito da lavoro che, a parità di altre condizioni, è del 45,8% più basso del reddito di un lavoratore indipendente.

Una volta stimati i coefficienti è possibile definire il livello di reddito da lavoro lordo per ogni individuo in tutti gli anni di attività nel mercato del lavoro, considerando esclusivamente l'evoluzione delle sue caratteristiche osservabili (età, anni di esperienza lavorativa, titolo di studio, ecc.).

Tuttavia è noto che il reddito individuale devia da quello medio per due ragioni. Anzitutto, per una componente individuale, costante in tutto il periodo, che possiamo pensare come *proxy* dell'abilità e dell'impegno individuale al lavoro. A tale scostamento si aggiunge poi una componente annuale che possiamo pensare come l'aumento della produttività al lavoro che si distribuisce tra tutti i lavoratori presenti in ogni periodo di simulazione.

La distinzione tra queste tre componenti consente di calcolare per ogni individuo di ogni periodo il livello di reddito da lavoro lordo ( $\hat{y}_{i,t}$ ) secondo la formula:

$$\hat{y}_{i,t} = e^{\frac{1}{2}\hat{\sigma}^2 + \log \hat{y}_{it}} e^{(u_i)} (1 + \tau_t)$$

Il primo termine del lato destro dell'equazione rappresenta la stima non distorta del valore "medio" del salario lordo per tutti gli individui che presentano simili caratteristiche osservabili. In questo termine  $\hat{\sigma}^2$  è semplicemente uno stimatore non distorto della varianza  $\sigma^2$  e  $\log \hat{y}_{it}$  la stima del logaritmo  $y_{it}$  (Wooldridge, 2003).

Il termine  $e^{(u_i)}$  rappresenta la variabilità interpersonale tra tutti i lavoratori con simili caratteristiche osservabili che presentano diversi livelli di abilità, talento, intelligenza, ecc. Tale componente è per sua natura non osservabile e, nella prassi, le deviazioni dalla media necessarie alla stima di questo processo vengono recuperate come residui dalla regressione del primo stadio. Questo è ovviamente possibile per i soli individui che erano occupati nel periodo iniziale. Per la parte rimanente di osservazioni che entreranno a far parte della popolazione attiva in una data futura

(futuri nati, studenti e disoccupati) tale termine viene generato casualmente, al momento dell'ingresso nel mercato del lavoro, da una distribuzione normale con media pari alla varianza media stimata nella regressione del primo stadio (Root MSE) e varianza nulla. Utilizzando tale metodo a tutti i lavoratori nel periodo di simulazione viene assegnato un effetto fisso, che è in media pari a quello osservato tra i lavoratori dell'anno a cui la stima si riferisce. Questo implica quindi, che i differenziali salariali legati al livello di abilità, intelligenza, ecc. si manterranno costanti in tutto il periodo di simulazione.

Infine, il fattore  $(1+\tau_t)$  permette di agganciare i livelli salariali annuali alla crescita di medio-lungo periodo della produttività del lavoro prevista dal modello nel modulo scenario. Anche in questo caso una precisazione risulta d'obbligo. L'evoluzione demografica e l'aumento dei livelli di capitale umano della popolazione attiva che si realizzerà nei prossimi decenni rendono crescente il livello medio delle retribuzioni, dal momento che l'età e il titolo di studio esercitano un effetto positivo sul livello di reddito da lavoro individuale<sup>30</sup>. Tale crescita, endogena al modello poiché stimata dal primo termine della precedente formula, è però più bassa rispetto a quella prevista dalla RGS poiché non tiene conto delle previsioni sull'aumento della produttività attesa per i prossimi decenni. Per evitare di sovra/sottostimare il tasso di crescita dei salari per i prossimi decenni si utilizza la seguente procedura. Alla crescita endogena prodotta annualmente dal modello per effetto dell'evoluzione socio-demografica della popolazione ( $y$ ), è aggiunto *pro-quota*, un fattore di crescita ( $e$ ) pari alla differenza tra la crescita retributiva capitalizzata fissata nel modulo scenario ( $m$ ) e quella stimata dal modello. Quindi il termine  $\tau_t$  è dato dalla formula:

$$\tau_t = \prod_{i=1}^t (1+m_i) \cdot \left( \frac{E(\bar{y}_t)}{E(\bar{y}_{t-1})} \right)$$

dove  $m$  è definito esogenamente nel modulo scenario mentre  $\frac{E(\bar{y}_t)}{E(\bar{y}_{t-1})}$  descrive il tasso di crescita endogeno prodotto dal modello.

---

<sup>30</sup> Altri fattori potrebbero esercitare un effetto negativo. Si pensi ad esempio all'aumento della partecipazione femminile al mondo del lavoro, all'aumento della quota di immigrati e allo sviluppo delle forme di lavoro part-time.

## **1.8 Il modulo sicurezza sociale**

In questo modulo sono simulate le scelte individuali di pensionamento, il calcolo delle prestazioni pensionistiche di vecchiaia e anzianità, di reversibilità, dell'assegno sociale, delle maggiorazioni sociali e delle integrazioni al minimo.

Il trattamento pensionistico spettante ad ogni individuo è determinato in funzione delle seguenti variabili:

- il profilo dei redditi da lavoro lungo il ciclo di vita;
- l'anzianità contributiva al momento del pensionamento;
- l'aliquota contributiva applicata durante il periodo di attività lavorativa;
- le ipotesi sulla crescita macroeconomica realizzatesi nel periodo di versamento dei contributi pensionistici;
- la gestione pensionistica di appartenenza del pensionato;
- l'età di pensionamento.

Le prime quattro variabili dipendono dai risultati prodotti nei precedenti moduli "demografia" e "istruzione, lavoro e redditi". Il profilo vitale dei redditi da lavoro deriva dall'evoluzione delle caratteristiche controllate nelle regressioni della tabella 8. L'anzianità contributiva al momento del pensionamento deriva dalla somma del numero di anni in cui il 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 occupato, non occupato e disoccupato, è possibile che una quota di individui presenti periodi di assenza di contribuzione.

Il modello simula i seguenti trattamenti pensionistici:

1. pensioni di anzianità e vecchiaia
2. pensioni di reversibilità e indirette
3. pensioni di invalidità INPS
4. pensioni di invalidità civile
5. assegni sociali
6. integrazioni al minimo
7. maggiorazioni sociali

L'importo delle prestazioni è mantenuto costante in termini reali per tutti gli anni successivi a quello della prima erogazione, coerentemente con il regime generale di indicizzazione delle

pensioni introdotto con la riforma del 1992<sup>31</sup>. L'importo minimo delle pensioni, i tetti contributivi e le soglie minime e massime di determinazione degli importi dei vari trattamenti pensionistici, crescono nel tempo secondo le previsioni di crescita del PIL reale selezionate nel modulo scenario<sup>32</sup>.

### ***1.8.1 La scelta dell'età di pensionamento da lavoro***

La selezione dei beneficiari dei trattamenti pensionistici da lavoro avviene annualmente, secondo una procedura a due stadi. Nel primo stadio vengono identificati gli individui che maturano i requisiti (di età e di anzianità contributiva) di accesso alla pensione di anzianità e/o alla pensione di vecchiaia. L'identificazione avviene sulla base della normativa vigente secondo quanto previsto dalle L. 243/2004 e L. 247/2007<sup>33</sup>.

La prima possibilità di accedere al pensionamento si realizza quando, per un individuo, maturano i requisiti per accedere al pensionamento anticipato rispetto all'età legale di pensionamento, fissata attualmente a 60 anni per le donne e a 65 anni per gli uomini<sup>34</sup>. Il modello verifica in tutti questi casi se la scelta di accedere al pensionamento sia conveniente in termini intertemporali, ovvero confronta due alternative: restare ancora un anno nel mercato del lavoro oppure accedere immediatamente al pensionamento. Quando la seconda opzione genera una ricchezza pensionistica netta maggiore di quella prodotta dalla prima il soggetto passa a verificare il grado di copertura che otterrebbe se decidesse di uscire dal mercato del lavoro. La scelta di pensionamento diventa effettiva se il tasso di sostituzione tra l'importo della pensione e della retribuzione supera un valore di soglia, fissato al 60%.

---

<sup>31</sup> Il modello non tiene conto dell'inflazione.

<sup>32</sup> Il sentiero di crescita del PIL reale è un dato esogeno al modello. La procedura utilizzata si discosta dalla normativa vigente, che permette un adeguamento degli importi minimi delle pensioni e/o gli assegni sociali tramite azione legislativa. Ci pare però, irrealistico immaginare che, in termini reali, gli importi minimi delle pensioni e/o gli assegni sociali restino ai valori del primo anno della simulazione ed è arbitrario imporre cambiamenti discreti in anni particolari.

<sup>33</sup> In particolare sono rivisti gli incrementi dei requisiti di accesso al pensionamento anticipato rispetto all'età di 65 anni per gli uomini e di 60 anni per le donne, previsti dalla l. n. 243/2004 (il cosiddetto «scalone», ovvero il passaggio immediato al 31.12.2007 dalla combinazione età/anzianità contributiva 57/35 a quella 60/35, con un ulteriore aumento a 61/36 per il 2013). In particolare coerentemente con il testo di legge è previsto per il 2008 un incremento a 58 anni del requisito di età per l'accesso al pensionamento di anzianità, restando fisso a 35 anni quello dell'anzianità contributiva. Dal 2009 viene introdotto un sistema di quote: l'accesso al pensionamento anticipato sarà consentito ad un lavoratore quando la somma della sua età anagrafica e dell'anzianità contributiva risulterà superiore a 95 (fino alla fine del 2010), 96 (fino alla fine del 2012) e 97 (dopo il 2013), con un'età minima che comunque salirà anch'essa progressivamente dai 59 anni del 2009 fino ad arrivare a 61 anni nel 2013. Per i lavoratori autonomi i requisiti sono aumentati di un anno.

<sup>34</sup> Questa possibilità permarrà anche una volta entrata a regime la regola contributiva e riguarderà tutti i lavoratori che avranno maturato 40 anni di contribuzione a prescindere dall'età.

Con questa procedura piuttosto articolata il modello simula due aspetti che si rivelano importanti nel determinare la scelta di uscire dal mercato del lavoro: un aspetto di convenienza intertemporale ed uno relativo all'adeguatezza delle prestazioni erogate dal sistema pensionistico pubblico<sup>35</sup>.

Il secondo canale di accesso al pensionamento da lavoro è quello relativo al raggiungimento dell'età legale di pensionamento in presenza del raggiungimento dei minimi contributivi pari a 20 anni per il regime retributivo e misto e pari a 5 anni per quello contributivo. In questo caso il criterio di uscita e quindi l'erogazione della pensione (di vecchiaia) segue strade differenti a seconda del sesso del lavoratore. È opportuno a questo riguardo ricordare che la normativa corrente prevede una differente età di pensionamento per i due sessi (65 anni per gli uomini e 60 anni per le donne). Nel caso degli uomini, una volta raggiunto il 65-esimo anno di età e rispettati i minimi contributivi gli individui accedono alla pensione, a prescindere dal valore della medesima e dal suo rapporto con l'ultima retribuzione. Per le donne la regola di scelta è differente poiché questa provocherebbe un flusso consistente di pensioni con tassi di sostituzione molto bassi, soprattutto nel periodo in cui entrerà a regime la regola contributiva. In altri termini ci è parso irrealistico ipotizzare l'uscita dal mercato del lavoro a 60 anni per soggetti che, soprattutto nella seconda parte della simulazione, hanno in media un più elevato livello di istruzione e quindi ritardano l'entrata nel mercato del lavoro e calcoleranno la loro pensione con la regola contributiva che, da questo punto di vista, risulta penalizzante rispetto alla scelta di anticipare l'uscita dal mercato del lavoro.

Per evitare la formazione di uno stock di pensionate giovani e con importi bassi abbiamo calibrato il modello in modo che l'età effettiva di pensionamento cresca progressivamente ogni dieci anni per raggiungere i 65 anni nel 2050.

### ***1.8.2 Le formule di calcolo delle pensioni di vecchiaia e anzianità***

Di seguito riportiamo in maniera schematica le formule di computo utilizzate per la stima del primo importo della rata pensionistica nei tre regimi esaminati, quello retributivo, quello misto e quello contributivo. In generale, sia per le pensioni di vecchiaia e anzianità, che per tutte le altre

---

<sup>35</sup> La scelta del valore da attribuire al "tasso soglia" risulta evidentemente delicata ed importante ai fini della determinazione dell'effettiva età media di pensionamento. Un valore troppo basso infatti determinerebbe un'uscita massiccia dei lavoratori prima dell'età di pensionamento legale, in particolare tra gli uomini. Un valore troppo alto invece renderebbe di fatto non funzionante questo canale di uscita, soprattutto con il passare degli anni e l'entrata a regime della regola contributiva. La scelta del 60% appare quindi come una soluzione "ragionevole", che di fatto limita le uscite per anzianità nella sola prima parte del periodo di simulazione.

prestazioni pensionistiche il computo delle prestazioni risulta complicato dalla presenza di criteri di reddito individuale e di coppia per l'erogazione di prestazioni assistenziali quali le integrazioni al minimo e le maggiorazioni sociali. Per quanto possibile nella procedura di imputazione di questo tipo di prestazioni abbiamo cercato di tenere in considerazione il più possibile le caratteristiche sociali ed economiche dei singoli soggetti e il loro evolversi nel tempo.

- 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 20 annualità di contributi ma non raggiunga, con la formula di computo della pensione, l'importo minimo, il modello prevede un'integrazione che porta l'importo complessivo della pensione al livello dell'importo minimo.

- Il regime misto

Questo regime interessa tutti 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, il modello prevede un'integrazione che porta l'importo complessivo della pensione al livello minimo.

- Il regime contributivo

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 (2007), 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 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<sup>36</sup>.

### ***1.8.3 Le pensioni di reversibilità e le pensioni indirette***

Il decesso di un pensionato o assicurato dà ai superstiti il diritto alla pensione di reversibilità nel primo caso, o alla pensione indiretta nel secondo caso. Il modello permette la liquidazione delle pensioni indirette ai superstiti se il deceduto, al momento della sua morte, aveva accumulato almeno 5 anni di contribuzione. Definito l'importo totale spettante ai superstiti, si assegnano le quote ai componenti il nucleo familiare tenendo conto della loro situazione economica<sup>37</sup>. In particolare, il modello ripartisce l'importo totale della pensione ad ogni superstite presente nel nucleo familiare, assegnando:

- 60% al coniuge;
- 20% a ciascun figlio se c'è anche il coniuge;
- 40% a ciascun figlio, se sono solo i figli ad averne diritto.

In ogni caso la somma delle quote non può superare il 100% della pensione che sarebbe spettata al lavoratore. Se c'è un solo figlio superstite l'aliquota è elevata al 70%. L'importo della pensione ai superstiti è condizionato dalla situazione economica del titolare. L'assegno viene ridotto del 25%, del 40% e del 50% se i redditi percepiti dal beneficiario superino - rispettivamente - di cinque,

---

<sup>36</sup> Vedi par 1.8.6.

<sup>37</sup> La normativa è consultabile nel sito INPS nella sezione "la pensione ai superstiti".

quattro, tre volte l'importo del trattamento minimo. Quest'ultima regola non viene applicata nel caso siano contitolari i figli minori, studenti o inabili.

#### **1.8.4 Le pensioni di invalidità INPS e civili**

Il modulo sicurezza sociale individua i soggetti beneficiari dell'assegno di invalidità, della pensione di inabilità e della pensione di invalidità civile.

L'importo dell'assegno di invalidità viene determinato con il normale sistema di calcolo delle pensioni, sulla base della retribuzione pensionabile, ovvero del reddito pensionabile, e l'anzianità contributiva utile che l'assicurato può far valere. Se l'importo dell'assegno di invalidità è inferiore al trattamento minimo, può essere intergrato fino a tale limite.

L'importo della pensione di inabilità è costituito da due quote: una quota pari all'importo determinato con riferimento alla retribuzione pensionabile, ovvero al reddito pensionabile, e all'anzianità contributiva che l'assicurato può far valere, così come è previsto per determinare l'importo dall'assegno di invalidità; una quota, denominata maggiorazione, pari alla differenza tra quello che sarebbe stato l'assegno di invalidità e quello che gli sarebbe spettato, sulla base della retribuzione pensionabile (ovvero del reddito pensionabile), con una anzianità contributiva aumentata di un periodo pari a quello compreso tra la data di decorrenza della pensione di inabilità e la data di compimento dell'età pensionabile (che per i lavoratori dipendenti rimane ferma a 60 anni per gli uomini e 55 per le donne, applicandosi la deroga riservata agli invalidi nella misura di almeno l'80%). In ogni caso, non potrà essere computata una anzianità contributiva superiore a 40 anni.

Per determinare l'importo della pensione di inabilità con il *sistema di calcolo contributivo*, al montante individuale, maturato dal lavoratore interessato all'atto del pensionamento, si aggiunge un'altra quota di contribuzione relativa al periodo mancante dalla data di decorrenza della pensione alla data di compimento dei 60 anni di età, tenendo presente che l'anzianità complessiva (costituita dalla somma dell'anzianità contributiva maturata e del periodo di anzianità relativa alla quota di contribuzione da aggiungere) non può superare i 40 anni.

L'importo delle pensioni di invalidità civile sono determinati sulla base dei valori previsti dalla normativa corrente che vengono aggiornati al tasso di crescita del Pil per gli anni successivi al primo della simulazione. Il modulo che assegna agli aventi diritto la prestazione di invalidità civile verifica preliminarmente se i limiti di reddito personale annuo sono rispettati.

### **1.8.5 Gli assegni sociali**

Agli ultra-sessantacinquenni che hanno un reddito individuale e/o familiare inferiore ai limiti di legge, viene attribuito l'assegno sociale. La normativa italiana prevede infatti, che l'assegno sociale possa essere erogato quando ricorrano una serie di condizioni sui redditi del percettore e del coniuge. Per tenere, almeno in parte, conto di queste condizioni il modello somma annualmente l'ammontare complessivo dei redditi propri e da lavoro e da pensione dell'eventuale coniuge. La prestazione viene quindi erogata quando i redditi così definiti risultano inferiori alle soglie di legge, annualmente rivalutate in base al tasso di crescita del PIL reale. Nel caso in cui il reddito sia inferiore alle soglie ma di importo positivo, l'importo dell'assegno sociale è tale da portare l'individuo ad un reddito complessivo pari alla soglia<sup>38</sup>.

Così ad esempio, per l'anno 2007, l'importo mensile dell'assegno è di 389,36 euro. Ne deriva che, per lo stesso anno, l'importo annuo dell'assegno sociale è di 5.061,68 euro (cioè 389,36 x 13 mensilità) e pertanto i limiti di reddito sono di 5.061,68 euro se il richiedente non è coniugato e di 10.123,36 euro annui (cioè 5.061,68 x 2) se il richiedente è coniugato. Se chi fa domanda non ha alcun reddito personale né insieme all'eventuale coniuge, percepisce l'assegno sociale in misura intera. Se, invece, i suoi redditi, quelli dell'eventuale coniuge oppure la somma di entrambi superano i limiti di legge, l'assegno sociale viene negato. Nel caso in cui il reddito del richiedente o quello del coniuge o la loro somma siano inferiori ai limiti di legge, l'assegno viene erogato con l'importo ridotto. In questo caso, sarà pagato un importo annuo pari alla differenza tra l'importo intero annuale dell'assegno sociale corrente e l'ammontare del reddito annuale<sup>39</sup>. A differenza di quanto previsto per la pensione sociale<sup>40</sup> l'assegno, o una quota di esso, spetta anche nel caso in cui il richiedente abbia un reddito personale di importo superiore al limite individuale, purché il reddito complessivo cumulato con il coniuge sia inferiore al relativo limite di legge.

### **1.8.6 Le integrazioni al minimo e le maggiorazioni sociali**

Come evidenziato nei paragrafi precedenti nei casi in cui il trattamento pensionistico erogato è al di sotto dell'importo minimo il modello assegna al pensionato l'importo dell'integrazione al

---

<sup>38</sup> La normativa che regola l'erogazione e il calcolo dell'importo dell'assegno sociale è disponibile on-line alla sezione "Assegno Sociale" del sito dell'Inps.

<sup>39</sup> Così ad esempio, se il richiedente è coniugato e il reddito complessivo annuo è di 9.000 euro, l'importo dell'assegno sarà ridotto a 1.123,36 euro l'anno (cioè pari alla differenza tra 10.123,36 euro, limite annuale di reddito corrente per il richiedente coniugato, e 9.000 €).

<sup>40</sup> Dal 1° gennaio 1996 l'assegno sociale ha sostituito la pensione sociale, che continua comunque ad essere erogata a coloro che, avendone i requisiti, ne hanno fatto domanda entro il 31 dicembre 1995.

minimo (totale o parziale) e delle maggiorazioni sociali tenendo conto dei limiti di reddito personali e familiari e dell'età del pensionato<sup>41</sup>.

Il modello simula anche, per i trattamenti pensionistici che ne possono beneficiare, dell'incremento della maggiorazione sociale fino a 516,46 euro al mese per tredici mensilità, previsto con la legge finanziaria del 1/1/2002, seguendo i requisiti di età, contribuzione e reddito vigenti al 2007.

---

<sup>41</sup> Il computo dei trattamenti minimi è condotto sulla base delle regole contenute nel sito INPS alla sezione "il trattamento minimo".

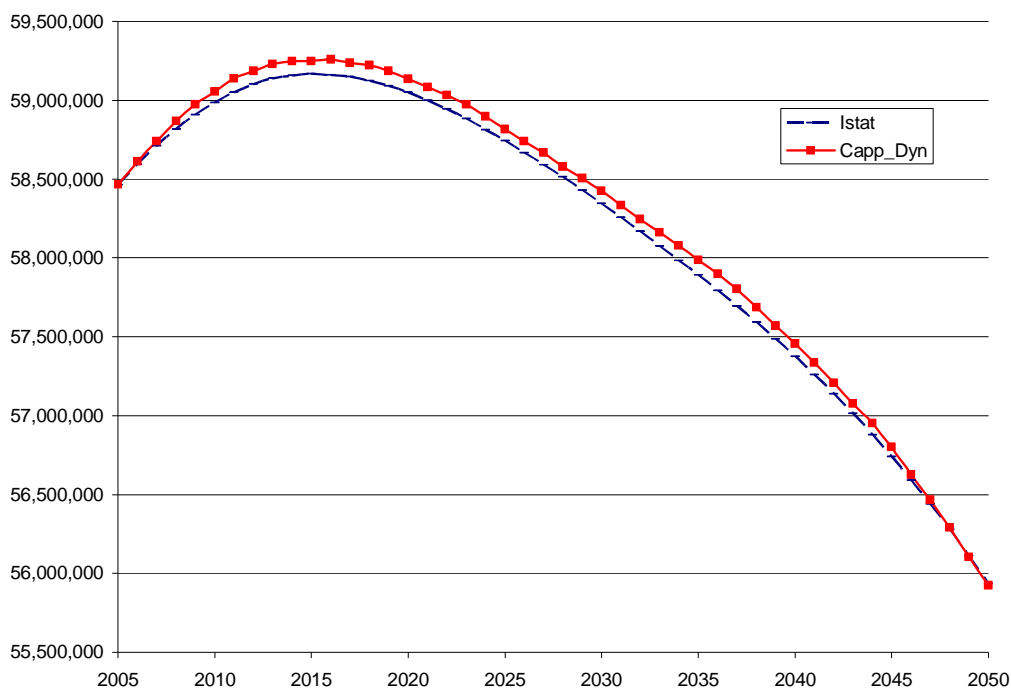
## Parte 2

# LA STRUTTURA SOCIO-ECONOMICA DELLA POPOLAZIONE ITALIANA 2005-2050

### 2.1 La demografia

In questa sezione presentiamo alcuni risultati relativi all'evoluzione delle principali caratteristiche demografiche ed economiche della popolazione italiana prodotti dal modello e li confrontiamo, quando possibile, con quelli delle proiezioni ufficiali dell'Istat. Il quadro generale che deriva dai risultati prodotti dal modello conferma le previsioni relative all'intensità del processo di invecchiamento della popolazione italiana ma evidenzia anche come alcune tendenze già in atto nel mercato del lavoro, la maggiore partecipazione femminile al mercato del lavoro e la presenza di un flusso di immigrati con età media inferiore a quella della popolazione autoctona possono, almeno in parte, controbilanciare gli effetti che l'invecchiamento rischia di provocare sulla tenuta dei conti della protezione sociale.

**Figura 12**  
*Numerosità della popolazione italiana. 2005-2050*

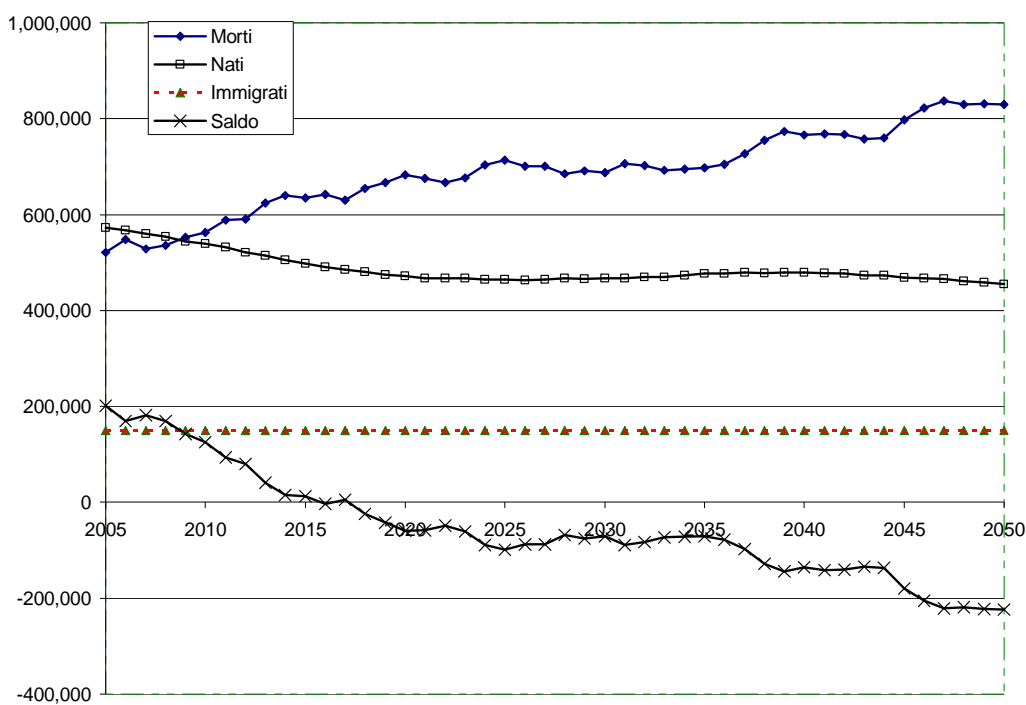


Fonti: proiezioni ufficiali Istat 2005 scenario centrale e CAPP\_DYN.

Nella figura 12 confrontiamo l'evoluzione della numerosità della popolazione italiana prodotta da CAPP\_DYN con quella delle proiezioni Istat (2005). Le proiezioni del nostro modello non si discostano mai significativamente da quelle Istat. Si tratta di un risultato sostanzialmente atteso: i due modelli utilizzano le medesime probabilità di sopravvivenza e le stesse ipotesi sui comportamenti di fertilità e sui flussi migratori netti e la popolazione iniziale di CAPP\_DYN è calibrata in maniera da risultare il più possibile simile a quella ufficiale<sup>42</sup>. Il modello dunque ripropone, nell'aggregato, le previsioni di una crescita in termini assoluti della popolazione fino al 2015 e di una successiva riduzione. Alla fine del periodo di osservazione, la popolazione italiana si riduce di circa 3 milioni di unità e scende a 56 milioni di persone.

La dinamica della popolazione e la sua composizione dipendono dal flusso dei nati, dei morti e degli immigrati. La figura 13 riporta tali flussi nella simulazione centrale del modello.

**Figura 13**  
**Nati, morti e immigrati e saldo della popolazione.**  
**2005-2050**



Fonte: CAPP\_DYN

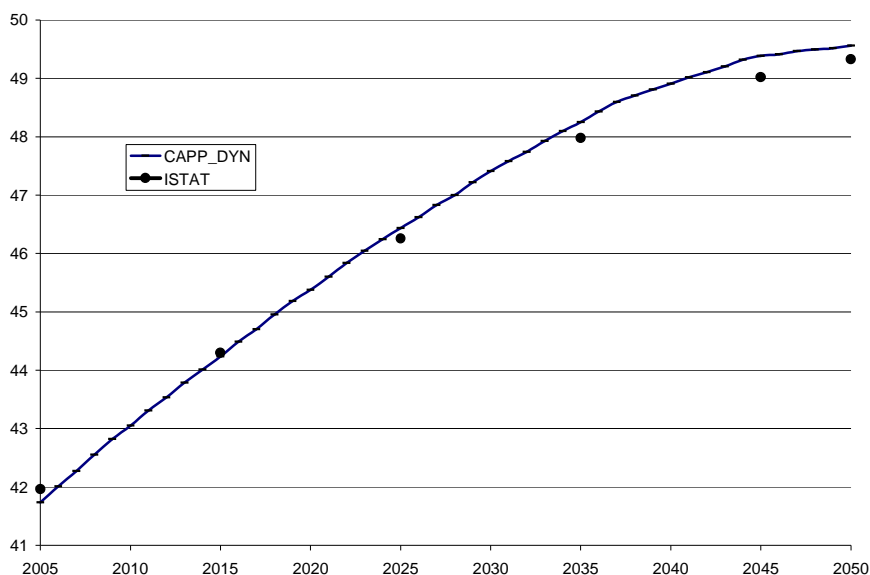
Il numero annuale di morti continua a crescere lungo tutto il periodo di osservazione per arrivare a più di 800 mila unità nell'ultimo decennio della simulazione. La crescita in valore assoluto dei decessi si verifica nonostante la riduzione della mortalità ad ogni età ed è spiegata

<sup>42</sup> Su questo vedi anche l'appendice riportata alla fine del rapporto.

principalmente dal progressivo invecchiamento nei prossimi decenni delle generazioni del baby boom, più numerose delle precedenti e delle successive. Al contrario i nuovi nati continuano a diminuire passando da circa 550 mila unità all’inizio del periodo a meno di 400 mila nel 2050. Il flusso netto di immigrati, fisso a circa 150 mila unità per anno, non riesce dopo il 2015 a compensare lo scarto tra morti e nati. Conseguentemente, come già evidenziato, dopo questo anno la popolazione inizia a diminuire in valore assoluto.

Ai fini del presente rapporto e più in generale per valutare adeguatamente le tendenze di medio-lungo termine del sistema di protezione sociale è però importante che il modello sia in grado di fornire proiezioni coerenti con quelle “ufficiali” anche per quanto riguarda la stima dell’evoluzione dei rapporti demografici. Da questo punto di vista le due figure seguenti evidenziano che, seppure con qualche scostamento, il modello è in grado di replicare i risultati dell’istituto ufficiale di statistica. La figura 14 confronta la dinamica dell’età media della popolazione nelle due proiezioni ed evidenzia una leggera sovrastima nella prima parte del periodo ed una altrettanto piccola sottostima nella seconda parte, che comunque non impediscono a CAPP\_DYN di catturare il trend crescente della variabile in questione.

**Figura 14**  
**Età media della popolazione italiana.**  
**2005 – 2050**



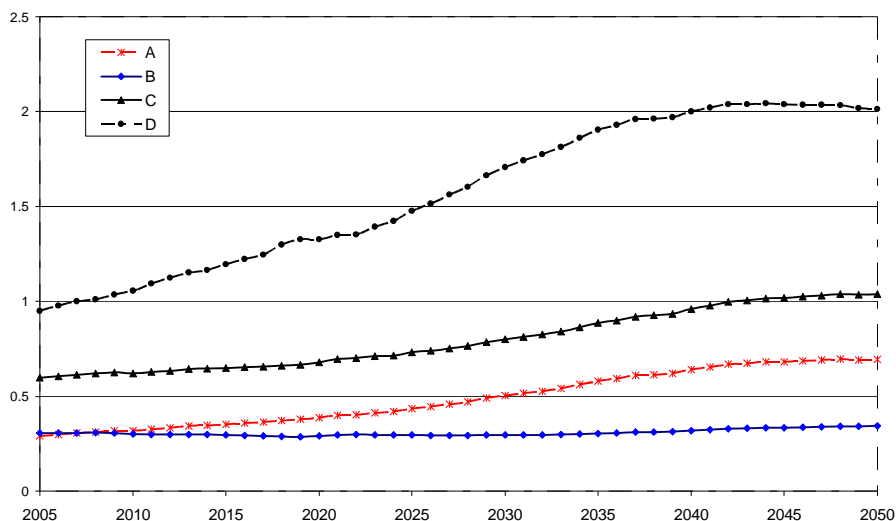
Fonti: CAPP\_DYN e Istat (2005), scenario centrale.

La figura 15 riporta la dinamica di una serie di rapporti tra gruppi della popolazione utili per valutare l'intensità del processo di invecchiamento della popolazione italiana atteso nei prossimi decenni. In particolare, definiti con lettere dell'alfabeto, abbiamo:

- A:  $> 64$  anni / (20-64) anni;
- B:  $< 20$  anni / (20-64) anni;
- C: ( $<20$  e  $>64$ ) anni/ (20-64) anni;
- D:  $> 64$  anni /  $< 20$  anni

L'indicatore che presenta la dinamica più accentuata (D) è quello che misura il rapporto tra individui in età inferiore ai 20 anni e individui con età maggiore di 64 anni: in questo caso il rapporto passa da circa 1 a poco più di 2 nel corso dei 45 anni della simulazione. Esso è infatti influenzato nella sua dinamica sia dalla riduzione nel numero di nuovi nati che dalla riduzione della mortalità in età anziana. Variazioni comparabili in termini percentuali si hanno nell'indicatore C, che misura il numero di individui che si trovano nella fase iniziale o finale della loro vita con il numero di coloro che sono nella fase centrale (e quindi produttiva) del ciclo di vita. Anche nel caso del secondo indicatore, B, la dinamica è fortemente crescente e passa da 0.3 a 0.8 alla fine della simulazione.

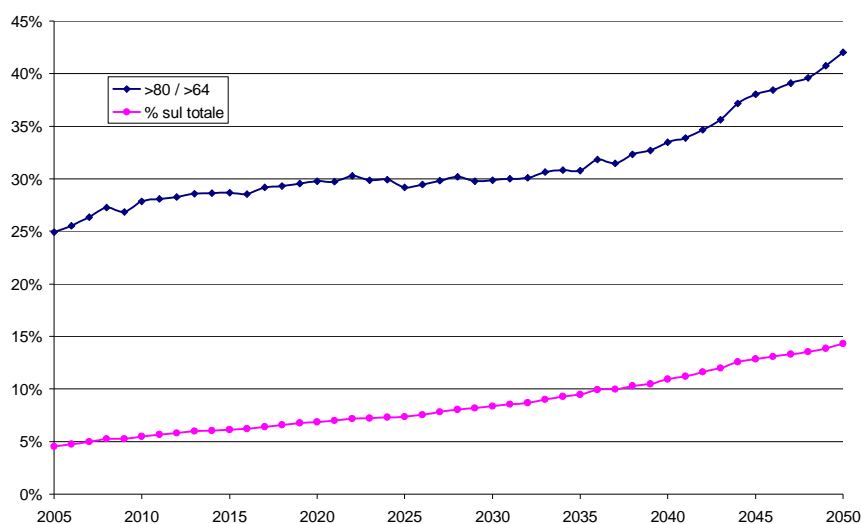
**Figura 15**  
**Indicatori di dipendenza della popolazione.**  
**2005-2050**



Legenda:  
A:  $>64$  / (20-64); B:  $<20$  / (20-64); C: ( $<20$  e  $>64$ ) / (20-64); D:  $>64$  /  $< 20$   
Fonte CAPP\_DYN

La figura successiva si concentra sulla quota della popolazione con età maggiore agli 80 anni, espressa sia come quota degli individui con più di 64 anni che sul totale della popolazione.

**Figura 16**  
**Quota degli ultraottantenni**  
**2005-2050.**



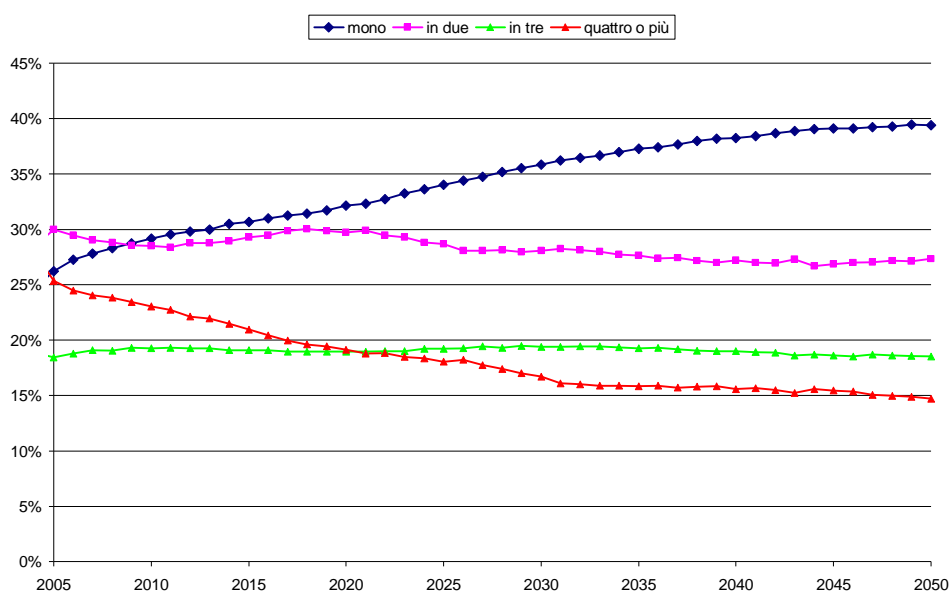
Fonte: CAPP\_DYN

In entrambi i casi considerati la dinamica è fortemente crescente e porta nella simulazione gli ultraottantenni al 40% del totale della popolazione in età da pensionamento e il 15% del totale della popolazione. Tale fenomeno, spiegato dalla crescita delle aspettative di vita e dal passaggio alla vecchiaia delle generazioni del baby boom risulterà, come vedremo, quanto mai importante nella valutazione delle implicazioni finanziarie e di politica economica del fenomeno della non autosufficienza.

Uno dei principali vantaggi dei modelli di microsimulazione consiste nella sua capacità di analizzare in maggiore dettaglio, rispetto ai modelli aggregati, l'evoluzione di singole componenti della popolazione. La figura seguente presenta a questo riguardo la previsione relativa alla consistenza delle famiglie con un solo o più componenti: mentre i nuclei famigliari con più di una unità sono destinati a scendere da 16 milioni a poco meno di 14 milioni, il numero di famiglie composte da un solo individuo cresce passando da circa 6 milioni a poco meno di 8 milioni di unità. È interessante notare che questo fenomeno si verifica in una fase in cui la numerosità complessiva della popolazione è destinata a scendere e che quindi, se il fenomeno venisse studiato in termini relativi, produrrebbe effetti ancora più pronunciati di quelli presentati nella figura. Di nuovo le implicazioni di una tale evoluzione su temi quali la protezione contro il rischio di non

autosufficienza e la povertà tra gli anziani risultano di sicuro rilievo e verranno esaminate nella sezione successiva.

**Figura 17**  
*Quota della popolazione in relazione al numero di componenti delle famiglie. 2005 – 2050.*



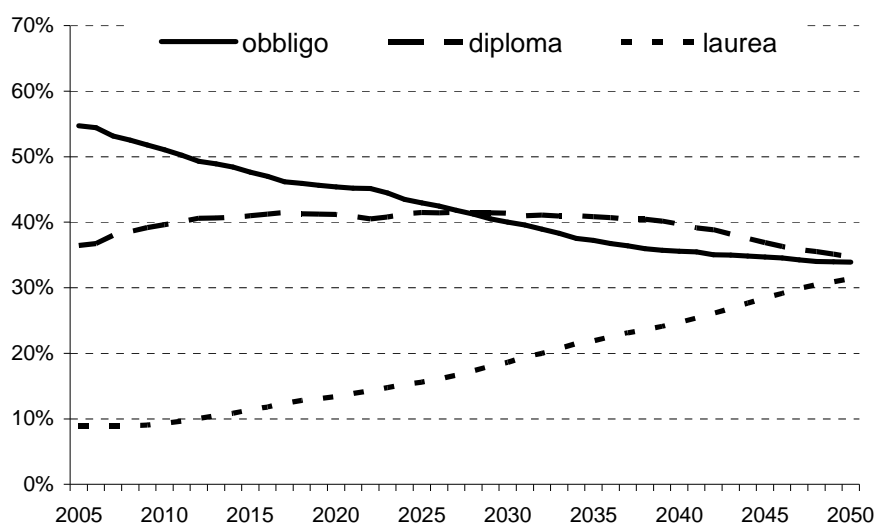
Fonte: CAPP\_DYN

## 2.1 Istruzione e mercato del lavoro

Passiamo ora ad esaminare l'evoluzione del livello di istruzione della popolazione. La figura 18 presenta la dinamica delle quote di individui di età compresa tra i 15 e i 64 anni con livello di istruzione basso, medio ed elevato per il periodo 2005-2050.

I risultati di questa simulazione, così come quelli successivi relativi alla dinamica attesa della partecipazione al mercato del lavoro, sono fortemente spiegati dall'approccio età-coorte delle stime utilizzate nei moduli istruzione e transizioni (vedi paragrafi 1.6.10 e 1.6.11).

**Figura 18**  
**Livello di scolarizzazione degli individui di età 15-64.**  
**Quote sul totale.**



Fonte: CAPP\_DYN

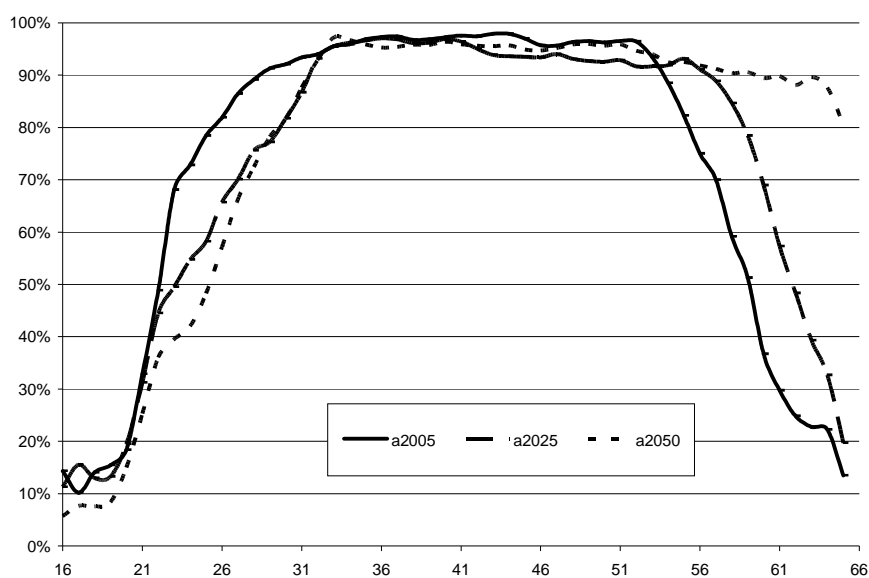
In questo senso dunque la dinamica continuamente crescente della quota di laureati sulla popolazione in età attiva e la parallela forte riduzione degli individui con basso livello di istruzione non sono altro che la proiezione nel futuro dei trend nelle scelte di scolarizzazione evidenziate dai dati disponibili degli ultimi anni e utilizzati nelle stime logit e probit che definiscono le probabilità di transizione nelle scelte di istruzione. Si tratta di cambiamenti importanti che sembrano prefigurare modifiche strutturali nella composizione della forza lavoro italiana. In particolare risulta continuamente crescente la quota della popolazione in età attiva in possesso di un titolo di istruzione elevato tanto che alla fine del periodo di simulazione i laureati rappresentano circa un terzo della popolazione in età attiva a fronte di un valore di poco inferiore al 10% all'inizio del periodo di simulazione.

Tali cambiamenti risultano ancora più marcati quando si passa ad esaminare la dinamica delle variabili più direttamente collegate all'occupazione. Anche in questo caso risultano determinanti gli effetti di coorte nello spiegare le modifiche nella struttura della forza lavoro. In questo caso tuttavia gioca un ruolo importante anche la componente "istituzionale", ovvero la simulazione del progressivo inasprimento delle regole che consentiranno l'accesso al pensionamento nei prossimi decenni. Da questo punto di vista due sono gli aspetti di rilievo: nel breve periodo gioca un ruolo sicuramente più forte l'insieme di norme che inaspriscono i requisiti di età/anzianità contributiva che assicurano il diritto alla pensione di anzianità (soprattutto per gli uomini), mentre nel medio-lungo periodo è l'età legale di pensionamento, unita al ritardo

nell'entrata nel mercato del lavoro e all'ipotesi che gli individui nella scelta di uscita dal mercato del lavoro abbiano un obiettivo minimo rispetto al tasso di sostituzione, a spiegare la dinamica in uscita dal mercato del lavoro.

L'insieme di questi fenomeni può essere desunto dall'analisi delle figure 19a e 19b che riportano tre cross section del tasso di partecipazione maschile e femminile all'inizio, nella parte centrale e in quella finale della simulazione (2005, 2025 e 2050).

**Figura 19 a**  
**Tasso partecipazione al mercato del lavoro, 2005, 2025 e 2050**  
**Uomini**

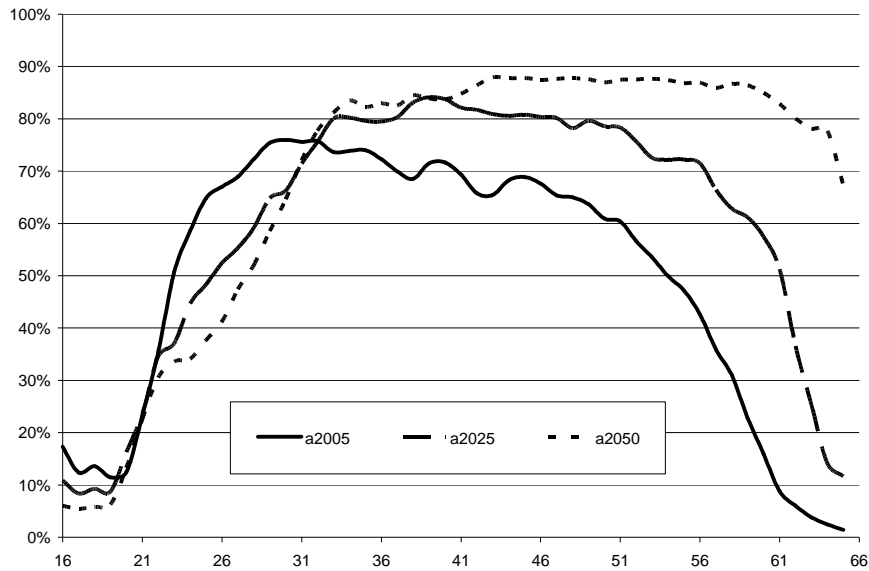


Fonte: CAPP\_DYN

Si nota infatti che con il passare degli anni la struttura per età della forza lavoro italiana è destinata a modificarsi a seguito di più fattori. Se da una parte la partecipazione al mercato del lavoro è destinata a diminuire per entrambi i sessi nella fase iniziale del ciclo di vita, fino circa al trentesimo anno di età, a causa delle scelte di istruzione che portano gli individui a restare nella condizione di studente per un numero crescente di anni, dall'altra gli effetti coorte delineati nelle analisi sui dati RTFL, provocano effetti evidenti per la componente femminile nella fase centrale del ciclo di vita. Il tasso di partecipazione femminile tra i 30 e i 55 anni infatti risulta continuamente crescente negli anni, mentre per gli uomini questo rimane sui valori, peraltro già elevati, raggiunti nel 2005. La dinamica in uscita della forza lavoro infine è fortemente influenzata dall'evoluzione nella normativa pensionistica e dalle ipotesi adottate nella simulazione relativamente alle scelte di pensionamento. In particolare il tasso di partecipazione cresce in maniera molto intensa sia per gli

uomini che per le donne tra il 2025 e il 2050, ovvero in corrispondenza all'entrata a regime della regola contributiva e rimane elevato fino al 65esimo anno di età.

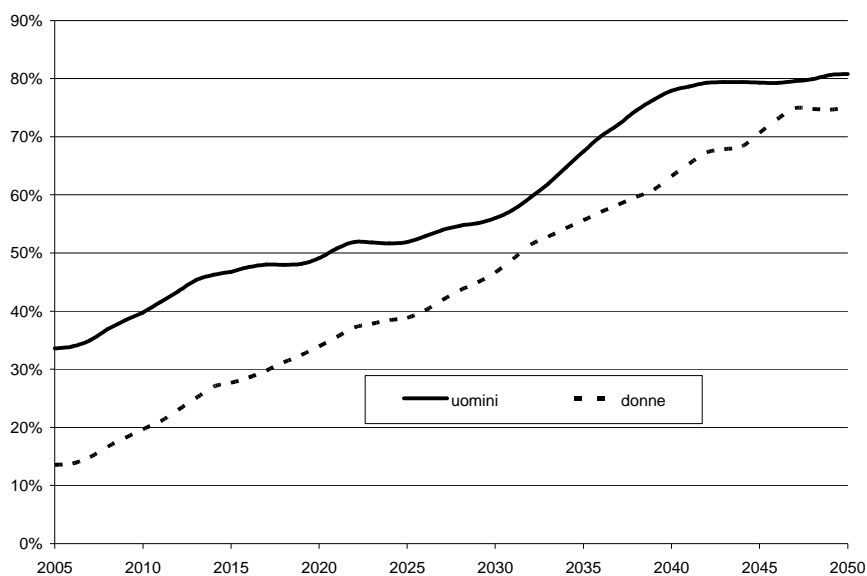
**Figura 19 b**  
**Tasso partecipazione al mercato del lavoro, 2005, 2025 e 2050**  
**Donne**



Fonte: CAPP\_DYN

Questo fenomeno, di particolare rilievo nel dibattito di politica economica sulla sostenibilità finanziaria e l'adeguatezza del sistema pensionistico pubblico, è apprezzabile anche nella figura 20, dove riportiamo l'evoluzione temporale del tasso di partecipazione, femminile, maschile e totale in età compresa tra i 55 e i 64 anni nel periodo 2005-2050. La crescita è sostenuta per entrambi i sessi e risulta particolarmente intensa per le donne che passano da valori molto bassi, intorno al 20% all'inizio della simulazione a valori comparabili a quelli degli uomini nel 2050.

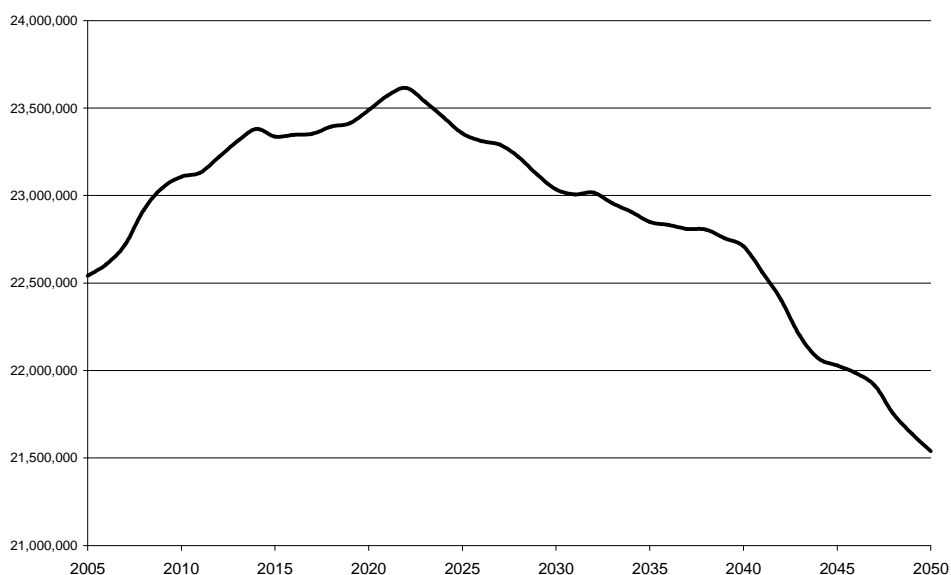
**Figura 20**  
**Tasso di partecipazione 55-64 anni per genere e anno di simulazione.**



Fonte: CAPP\_DYN

L'interagire della dinamica demografica e delle scelte di partecipazione al mercato del lavoro descritte sopra determina l'evoluzione nello stock di occupati per il periodo 2005-2050 riportata nella figura che segue.

**Figura 21**  
**Stock di occupati. 2005-2050**



Fonte: CAPP\_DYN

Alcuni aspetti ci sembrano significativi. Il numero complessivo di occupati cresce fino a poco dopo il 2020 quando raggiunge supera di poco i 23,5 milioni di unità<sup>43</sup> per poi ridursi progressivamente fino a raggiungere 21,5 milioni di unità alla fine della simulazione. La riduzione nell'occupazione, seppure consistente, è meno rilevante rispetto a quella della popolazione in età attiva che si registra nel medesimo periodo. Questo differente andamento è spiegato dall'aumento nel tasso di partecipazione, in particolare nella sua componente femminile, e dalla riduzione nel tasso di disoccupazione implicitamente descritte dall'assottigliarsi della distanza tra attivi ed occupati.

È opportuno sottolineare la centralità ai fini dei risultati distributivi che verranno riportati nel paragrafo successivo, delle ipotesi adottate nella costruzione della dimensione del mercato del lavoro. In un certo senso lo scenario che abbiamo adottato presuppone che le dinamiche della partecipazione nei prossimi decenni contrasteranno, così come peraltro auspicato a più livelli di governo, il progressivo invecchiamento della popolazione. La riduzione numerica della popolazione occupata nell'intero periodo esaminato è infatti pari a poco più di un milione di unità e quindi presenta un'intensità molto minore rispetto a quella che potrebbe derivare dall'applicazione meccanica dei tassi correnti di partecipazione alla dinamica demografica attesa. I fattori che spiegano questa "reazione" dell'economia all'invecchiamento della popolazione sono essenzialmente riconducibili agli effetti di coorte femminili e alle ipotesi sull'uscita per pensionamento: mentre il primo però è in qualche modo supportato da evidenze empiriche relative al comportamento delle donne in età adulta nel corso degli ultimi 15 anni, l'aumento progressivo dell'età di pensionamento femminile è imposto esogenamente e quindi può essere inteso maggiormente come un "auspicio" piuttosto che come il frutto di proiezioni di comportamenti che già sono in atto nella popolazione corrente e di quella passata<sup>44</sup>.

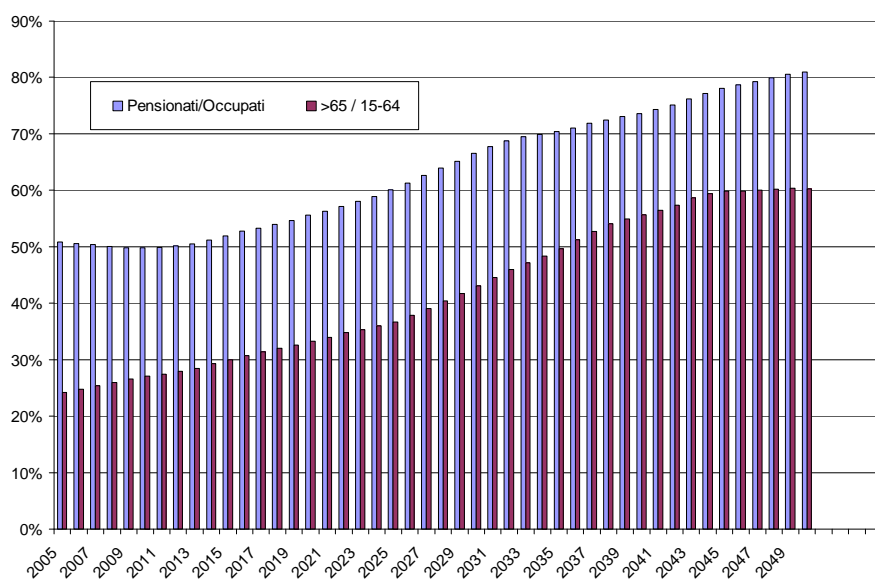
A conferma della differente dinamica della partecipazione e delle dinamiche demografiche nella figura successiva riportiamo l'andamento del rapporto tra pensionati ed occupati e quello tra individui con più di 65 anni ed individui con età compresa tra 15 e 64 anni.

---

<sup>43</sup> Il modello non produce naturalmente un numero di osservazioni equivalente a quelle riportate nella figura 21. Tuttavia è possibile, con un semplice riproporzionamento del campione, riportare i valori dell'occupazione a quelli dell'universo di riferimento. Nello specifico il coefficiente necessario è pari a 1112, ovvero se ipotizziamo che ogni unità del campione rappresenti quel numero di individui ricostruiamo la popolazione (occupata) italiana nell'anno base.

<sup>44</sup> Una scelta alternativa avrebbe potuto essere quella di disegnare un reale meccanismo di scelta / massimizzazione intertemporale per spiegare l'evoluzione dell'età di pensionamento. Tuttavia questa opzione corrisponderebbe a quella di avere un modello strutturale di comportamento fondato sul lato dell'offerta.

**Figura 22**  
**Rapporti di dipendenza. 2005-2050**



Fonte: CAPP\_DYN

Ulteriori informazioni possono essere estratte dalla popolazione del modello quando si considerino, per alcuni anni rappresentativi, le caratteristiche della popolazione occupata come viene fatto nella tabella seguente.

La tabella mostra alcuni fenomeni che meritano attenzione. In primo luogo è opportuno notare che la composizione per età della forza lavoro è destinata a mutare in maniera radicale: la quota di lavoratori con più di 50 anni quasi raddoppia il suo peso sul totale passando dal 17% del 2005 al 38% degli occupati nel 2050. Nello stesso periodo i lavoratori con meno di trenta anni dimezzano il loro peso sul totale della forza lavoro passando dal 24% al 13% del totale. La struttura della forza lavoro per sesso, pur risentendo della crescita della partecipazione femminile, non subisce invece modifiche troppo forti a causa del più basso livello dell'età di pensionamento delle donne rispetto a quella degli uomini e della minore partecipazione delle donne rispetto a quella degli uomini nella fase centrale del ciclo di vita. Nonostante questo alla fine della simulazione la componente femminile del mercato del lavoro è pari al 46% del totale. Molto più elevato invece sarà il grado di accumulazione di capitale umano: la quota di lavoratori con un titolo universitario passa dal 12 % al 34% del totale. Infine, coerentemente con le ipotesi sui flussi migratori netti, la quota di lavoratori stranieri passa dall'attuale 5% al 16% del 2050.

**Tabella 9**  
**Composizione della forza lavoro 2005-2050.**  
**Valori percentuali**

<i>Anno</i>	<i>Sesso</i>		<i>Età</i>			<i>Educazione</i>			<i>N. of comp.</i>			<i>Nazionalità</i>	
	<i>Donne</i>	<i>Uomini</i>	<i>&lt;=30</i>	<i>31/50</i>	<i>&gt;=50</i>	<i>Base</i>	<i>Dipl.</i>	<i>Univ</i>	<i>&lt;3</i>	<i>=3</i>	<i>&gt;3</i>	<i>Imm.</i>	<i>It..</i>
2005	41.8	58.2	23.7	58.8	17.5	44.5	44.0	11.5	41.6	34.0	24.4	5.0	95.0
2015	42.8	57.2	16.9	56.6	26.5	41.6	45.2	13.2	45.2	35.6	19.2	8.5	91.5
2025	43.9	56.1	16.1	52.7	31.2	37.6	43.7	18.8	46.5	33.5	19.9	11.7	88.4
2035	45.0	55.0	15.3	48.9	35.8	33.5	42.2	24.3	47.9	31.5	20.6	14.8	85.2
2050	46.1	53.9	13.2	48.5	38.3	30.6	35.0	34.3	48.3	29.4	22.3	16.5	83.5

Fonte: CAPP\_DYN

I fenomeni sopra descritti prefigurano cambiamenti radicali nella composizione della forza lavoro che impongono di considerare con attenzione e prudenza le stime che presentiamo nei paragrafi successivi relative all'evoluzione delle prestazioni pensionistiche ed assistenziali. È infatti plausibile ritenere che cambiamenti nella composizione dell'offerta di lavoro quali quelli prefigurati dalla tabella 9 possano avere effetti sul prezzo relativo delle retribuzioni. In altri termini, ad esempio, un aumento nella quota di lavoratori anziani significa che questa componente della forza lavoro diventerà relativamente più abbondante rispetto a quella giovane e quindi, in base alla legge della domanda e dell'offerta è ragionevole attendersi che il suo prezzo relativo sia destinato a scendere. Il modello qui presentato non tiene in nessun modo conto di fattori come quello descritto sopra e quindi potenzialmente può portare a sovrastime e/o sottostime del valore delle retribuzioni per le categorie dei lavoratori che vengono considerate. Riteniamo tuttavia che questo effetto di secondo ordine non sia in grado di modificare in misura decisiva le tendenze che vengono descritte nel modello e peraltro non siamo a conoscenza di modelli che, almeno in Italia, tengano espressamente in considerazione questo tipo di fenomeni.

## Parte III

# LE TENDENZE DISTRIBUTIVE DEL SISTEMA PENSIONISTICO ITALIANO

### 3.1 *Aspetti generali*

In questa sezione presentiamo i risultati relativi alla stima degli effetti distributivi attesi a seguito dell'insieme delle modifiche legislative introdotte a partire dal 1992 nella normativa del sistema pensionistico italiano. Si tratta di un esercizio complesso fino ad ora mai realizzato in Italia con un modello a popolazione eterogenea quale quello utilizzato in questa ricerca. Altri lavori hanno contribuito all'avanzamento della conoscenza in questo ambito. In Ministero del Lavoro e della Protezione Sociale (2005) gli stessi ricercatori di questo progetto hanno utilizzato una versione meno completa del modello qui presentato per la costruzione di una batteria di indicatori distributivi degli effetti delle riforme pensionistiche. L'elemento di maggiore insoddisfazione relativamente all'affidabilità dei risultati andava ricercato nell'incompletezza della popolazione lì rappresentata, che infatti non veniva in alcun modo alimentata con nuove nascite. Coda Moscarola e Borella (2005) forniscono valutazioni distributive su un numero ridotto di coorti rappresentative e si concentrano però principalmente su indicatori di tipo intertemporale non disponendo di una popolazione completa per gli anni dei loro esercizi. Il modello della Ragioneria Generale dello Stato da qualche tempo cerca di fornire stime di tipo distributivo da affiancare a quelle macroeconomiche, che costituiscono l'elemento distintivo di quel modello. Essendo basati su individui rappresentativi però gli esercizi di simulazione di quel modello non riescono a cogliere la ricchezza informativa necessaria in un'analisi distributiva e risultano quindi inevitabilmente ridotti quanto alla loro capacità interpretativa delle tendenze distributive in atto e prospettiche. Si tratta a ben vedere di un limite da non sottovalutare, tanto che in ambito europeo molte nazioni utilizzano modelli di microsimulazione dinamica del tipo di quello utilizzato in questa ricerca per fornire al tempo stesso stime sull'impatto macroeconomico e redistributivo dei sistemi pensionistici nazionali.

In termini generali alcuni dei risultati che emergeranno dall'analisi di questa sezione sono noti, anche se non ancora evidenziati nella loro potenziale problematicità. Altri, come vedremo, risultano solo abbozzati nel dibattito di politica economica e questo rapporto mira a fornire qualche informazione quantitativa da affiancare alle intuizioni ed ai risultati che si possono ottenere con modelli meno sofisticati, ma anche meno potenti di quello usato in questa ricerca. In prima istanza

le simulazioni evidenziano che, allo stato attuale, l'insieme delle riforme pensionistiche realizzate nel corso degli ultimi 16 anni, determina una forte redistribuzione a sfavore dei futuri pensionati, che nel rapporto con i futuri lavoratori risultano sempre perdenti. In altri termini, per usare definizioni care agli economisti, il rischio demografico è stato spostato completamente sui futuri pensionati. È questo un dato noto, ma forse non ancora sufficientemente sottolineato. Nulla vieta di pensare che in futuro, a seguito di cambiamenti radicali nel comportamento delle coorti oggi più giovani, si possano mettere in moto meccanismi di accumulazione delle risorse capaci di compensare la tendenziale riduzione nella copertura oggi assicurata dal sistema pensionistico pubblico. Tuttavia, a comportamenti invariati<sup>45</sup>, le tendenze che emergono dalle stime presentate in questo rapporto appaiono quanto meno preoccupanti.

In seconda istanza la possibilità offerta dal modello di valutare l'impatto distributivo delle riforme in ogni anno della simulazione permette di evidenziare come la lentezza della fase transitoria sia ancora uno degli elementi maggiormente criticabili, oltre che sotto il profilo della sostenibilità, anche sotto quello distributivo, delle scelte fatte in passato da legislatore. Il rispetto quasi maniacale dei diritti acquisiti dai lavoratori più anziani, che ha contraddistinto l'azione del legislatore in campo pensionistico, genera infatti disparità di trattamento per parecchi decenni la cui portata risulta di dimensioni tutt'altro che trascurabili. In particolare nella fase centrale della simulazione (2025–2040) si trovano a convivere nella condizione di pensionato individui appartenenti ai tre regimi di computo della pensione (retributivo, misto e contributivo). Inoltre, a causa della mancata indicizzazione alla crescita reale delle retribuzioni, i trattamenti futuri perderanno progressivamente potere di acquisto al crescere della lunghezza del periodo di erogazione. In sintesi si generano situazioni di complessa valutazione nelle quali la casualità degli eventi risulta a volte dominare le intenzioni (almeno quelle annunciate) di maggiore trasparenza ed equità del sistema pensionistico auspiccate a seguito dell'entrata a regime della regola contributiva. È proprio da questo punto di vista che un modello a popolazione eterogenea, quale quello utilizzato in questa ricerca, presenta dei vantaggi indiscutibili rispetto a stime effettuate su individui rappresentativi.

Un altro aspetto problematico riguarda la scelta, effettuata dal legislatore nel 2004 e per alcuni versi poco comprensibile, di eliminare la flessibilità in uscita e di reintrodurre una differenza di cinque anni nell'età legale di pensionamento in relazione al sesso. Questa decisione, riportando a 60 anni l'età di pensionamento per le donne, renderebbe di fatto molto bassi, in termini assoluti e relativi, gli importi che il futuro sistema pensionistico erogherebbe sotto il regime contributivo alle

---

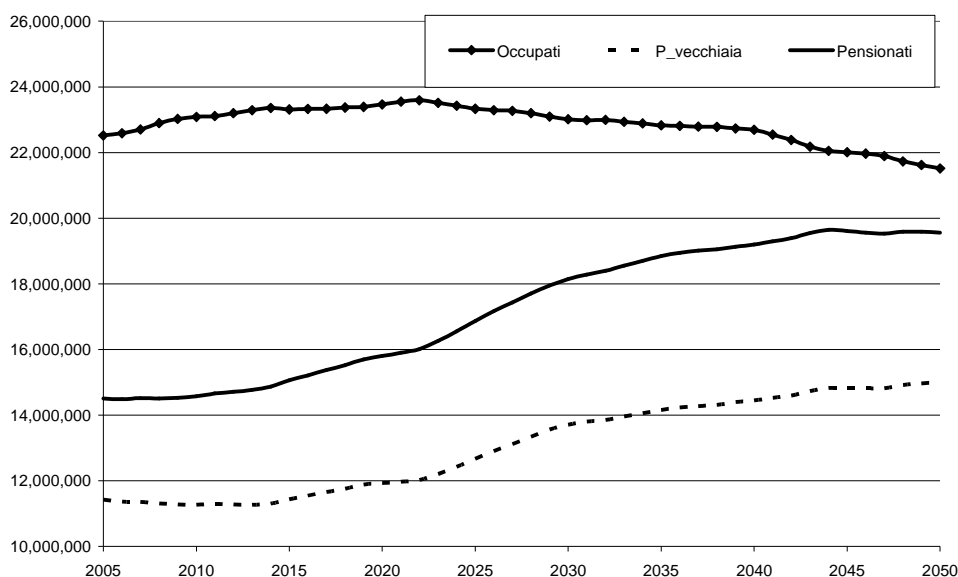
<sup>45</sup> A questo riguardo è importante sottolineare come, fino ad ora, lo sviluppo della componente complementare della previdenza sia risultato più carente proprio nei gruppi economici e sociali che risulteranno maggiormente colpiti dalla riduzione del ruolo giocato dalla previdenza pubblica obbligatoria.

donne, che in questo modo diventerebbero le maggiori candidate a trovarsi in futuro in una situazione di povertà, pericolo peraltro accresciuto dalla loro maggiore aspettativa di vita. Come già ricordato nella simulazione presentata in questa ricerca ipotizziamo che l'età di pensionamento per le donne cresca al di sopra dell'età legale delle medesime. Si tratta di una scelta in qualche modo arbitraria ma ci pare che l'opzione di simulare, a legislazione corrente, un'uscita a 60 anni per pensionamento per tutta la componente femminile della forza lavoro, avrebbe determinato uno scenario poco rappresentativo della possibile evoluzione dell'economia e della società italiana.

Le due prime figure di questa sezione confrontano alle dinamiche attese nel numero di pensionati (da lavoro e complessivi) e di occupati e nel rapporto tra pensione media da lavoro e retribuzione media nel periodo 2005-2050.

Per quanto riguarda il primo aspetto è immediato notare che le dinamiche dei pensionati e degli occupati sono radicalmente differenti. Il numero degli occupati si riduce complessivamente di circa due milioni di unità, una riduzione inferiore a quella che deriverebbe da un'applicazione meccanica della struttura occupazionale dell'anno base alla popolazione italiana così come prevista dalle proiezioni demografiche. D'altro lato l'aumento nel numero di pensionati è molto intenso. La crescita del numero di pensionati (sia nella accezione più generale che in quella considera le sole pensioni da lavoro) è continua e porta nel 2045 il numero complessivo di pensionati a superare quello degli occupati.

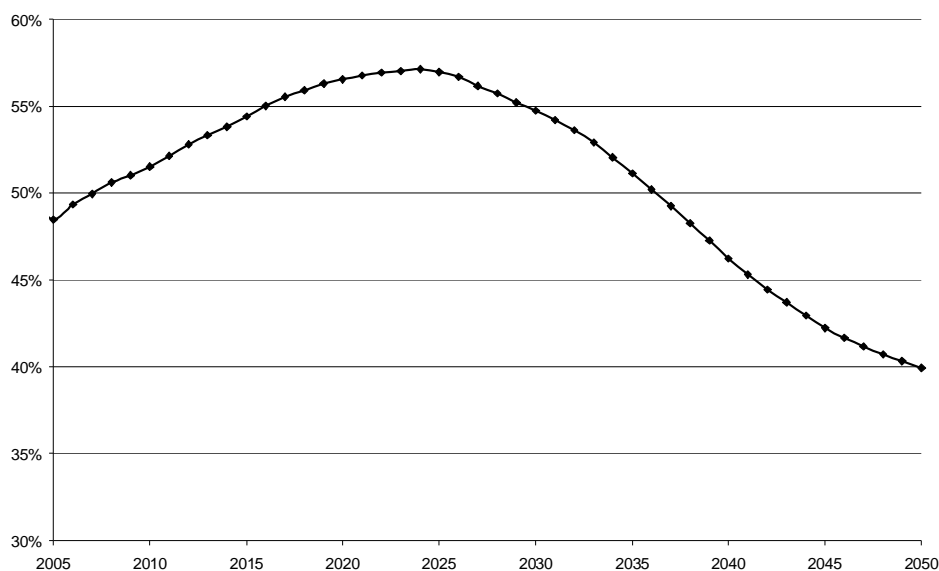
**Figura 23**  
**Numero di occupati e numero di pensionati.**  
**2005-2050**



Fonte: CAPP\_DYN

Complessivamente e non sorprendentemente il rapporto tra il numero di pensionati ed il numero di occupati sale lungo tutto il periodo di osservazione passando dal 64% del 2005 al 91% del 2050<sup>46</sup>. È noto che l'aumento del numero di pensionati per lavoratore seguirà un andamento opposto a quello del rapporto tra pensione media e retribuzione media<sup>47</sup>. La figura 25 riporta la stima di CAPP\_DYN. Al lordo dell'imposizione sul reddito il valore medio di una pensione da lavoro risulta pari a circa la metà della retribuzione media fino al 2035. Successivamente il rapporto scende al di sotto del 50% ed arriva a valori vicini al 40% alla fine del periodo considerato. In realtà la riduzione del rapporto in questione inizia già intorno al 2020. Al fine di trovare una razionalità alla dinamica del rapporto occorre tenere in considerazione differenti fattori. Dal lato delle pensioni il valore medio annuale del loro stock è influenzato da due fenomeni: l'assenza di indicizzazione dei trattamenti alla dinamica reale delle retribuzioni e la progressiva entrata a regime della riforma contributiva. Il primo fattore gioca in continuazione un ruolo negativo sulla dinamica relativa delle pensioni rispetto alle retribuzioni, mentre il secondo ha un effetto più ambiguo a causa della lentezza della transizione e del fatto che nei primi anni della simulazione le nuove pensioni erogate sono molto più generose nel loro importo rispetto allo stock di quelle già esistenti.

**Figura 24**  
**Rapporto tra pensione media e reddito medio da lavoro. 2005-2050**



Fonte: CAPP\_DYN

<sup>46</sup> Occorre rammentare che nel computo del totale dei pensionati presentato in queste simulazione non teniamo conto delle prestazioni di invalidità erogate dall'Inail, delle pensioni di guerra, di quelle ai ciechi ed ai muti.

<sup>47</sup> L'evoluzione di questo rapporto, che assieme al primo indicato nel testo definisce la dinamica dell'aliquota di equilibrio, è studiata nei rapporti annuali della Ragioneria Generale dello Stato a cui rimandiamo per un'analisi più approfondita e completa.

In termini distributivi la figura 24 prefigura di fatto una situazione nella quale la popolazione anziana risulta essere, nel corso dei prossimi decenni, quella maggiormente a rischio di povertà, anche se un giudizio più completo su questo fenomeno richiederebbe informazioni sulla distribuzione delle retribuzioni e delle pensioni e soprattutto sulla composizione del reddito familiare complessivo della popolazione e sul peso del reddito da pensione e da lavoro.

Con riferimento al primo punto la tabella 10 fornisce una serie di indicazioni in grado di approfondire l'insieme di informazioni sulle dinamiche distributive attese nel solo settore delle pensioni di vecchiaia e di anzianità. La tabella presenta, per alcuni anni rappresentativi della simulazione e per le pensioni di vecchiaia e anzianità distinte per regime di computo della prestazione, il valore medio, la deviazione standard, il coefficiente di variazione ed il rapporto interdecilico.

In prima istanza è utile considerare l'informazione contenuta nella seconda colonna e relativa alla quota delle pensioni appartenenti ai tre differenti regimi di calcolo: retributivo, misto e contributivo.

Si tratta di un aspetto cruciale ai fini della valutazione degli effetti distributivi del passaggio al sistema contributivo perché, come noto, i tre regimi assicurano ai pensionati correnti e futuri tassi di copertura molto differenti tra loro: è allora evidente che la presenza contemporanea di pensionati appartenenti ai tre regimi rischi di amplificare la dispersione delle pensioni in ogni anno. Da questo punto di vista l'analisi della dinamica delle quote (seconda colonna) evidenzia come la lunga transizione alla regola contributiva si presenti quanto mai problematica, soprattutto nell'arco temporale 2015-2040. In questi anni infatti, nello stock complessivo di pensioni erogate dal settore pubblico, non è presente un gruppo di pensioni dominante. Dal punto di vista degli importi medi delle prestazioni la tabella conferma la tendenziale riduzione degli stessi con il passare degli anni e la crescita di peso delle pensioni contributive<sup>48</sup> il cui importo risulta, in ogni anno della simulazione, sempre inferiore al valore medio sia delle prestazioni retributive che di quelle miste.

---

<sup>48</sup> Si ricordi che il confronto tra livelli medi di prestazioni erogate in anni differenti deve tenere conto che il modello incorpora una crescita reale positiva e che quindi è in qualche modo normale che il valore medio delle pensioni risulti crescente nel tempo. L'aspetto problematico dal punto di vista distributivo è che, sempre nel tempo, il tasso di crescita delle pensioni risulta nettamente inferiore a quello, già non troppo elevato delle retribuzioni.

**Tabella 10****Quadro generale delle pensioni di vecchiaia e anzianità distinte per regime di computo**

Anno	Quota	Media	Deviazione standard	Coefficiente di variazione	p90/p10
<b>Stock pensioni</b>					
2005	100%	12,172	6,760	0.31	3.90
2015	100%	15,528	9,175	0.35	4.25
2025	100%	18,732	11,446	0.37	4.69
2035	100%	19,890	12,827	0.42	5.17
2045	100%	20,278	12,885	0.40	5.23
2050	100%	21,324	13,187	0.38	5.01
<b>Pensioni retributive</b>					
2005	99.5%	12,190	6,768	0.31	3.90
2015	91.5%	15,705	9,092	0.34	4.16
2025	55.6%	18,007	9,710	0.29	4.08
2035	24.9%	19,867	9,870	0.25	3.76
2045	8.1%	21,881	10,416	0.23	3.43
2050	3.6%	22,636	10,261	0.21	3.30
<b>Pensioni miste</b>					
2005	0.5%	8,712	3,910	0.20	3.50
2015	7.6%	14,781	9,732	0.43	4.69
2025	37.8%	21,757	13,116	0.36	5.02
2035	51.3%	23,485	14,059	0.36	4.84
2045	36.8%	23,577	14,196	0.36	4.82
2050	27.3%	23,833	14,169	0.35	4.72
<b>Pensioni contributive</b>					
2015	0.9%	3,797	2,446	0.42	5.53
2025	6.6%	7,455	4,696	0.40	6.88
2035	23.8%	12,178	8,732	0.51	6.58
2045	55.1%	17,837	11,711	0.43	5.65
2050	69.1%	20,266	12,774	0.40	5.32

Fonte: CAPP\_DYN

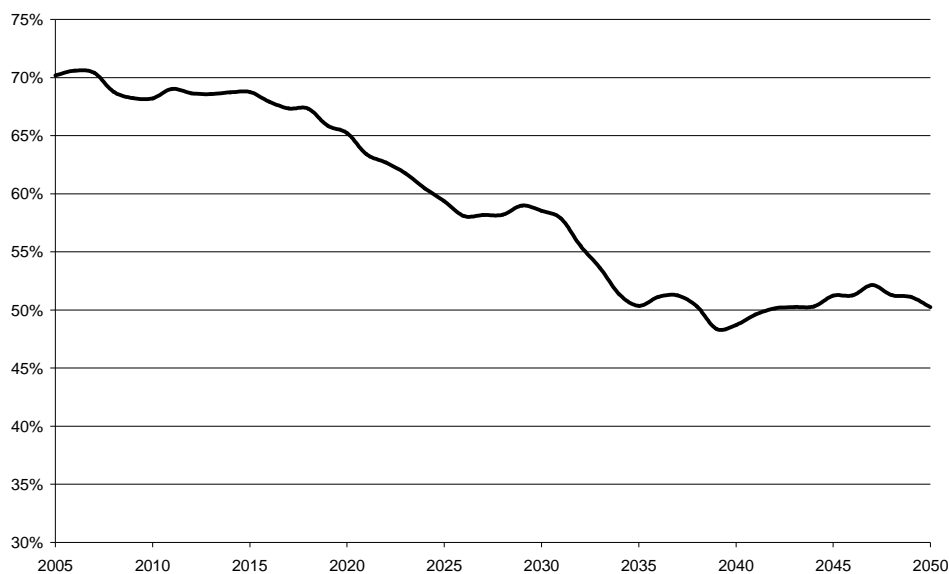
Le ultime tre colonne infine segnalano una crescita della dispersione delle pensioni con il passare degli anni, che risulta particolarmente accentuato nella fase centrale della simulazione: il fenomeno è particolarmente evidente quando si considera la dinamica del coefficiente di variazione che raggiunge il suo valore più alto nel 2035 per poi scendere lentamente nella seconda parte della simulazione. Aspetti di interesse emergono poi dall'analisi dell'evoluzione del rapporto interdecilico: se valutato sullo stock delle pensioni la dinamica del rapporto è continuamente crescente; essa risulta poi più alta per le pensioni contributive che a differenza di quelle retributive e miste ammettono la possibilità di ritiro anche con un numero ridotto di anni di contribuzione.

Nel seguito di questa sezione l'analisi viene dunque dedicata ad approfondire le ragioni che portano all'evoluzione del rapporto tra pensione e retribuzione media descritto nella figura 24. L'analisi utilizzerà alcuni dei più utilizzati indicatori distributivi nell'ambito della letteratura sui sistemi pensionistici: il tasso di sostituzione tra la prima rata pensionistica e l'ultima retribuzione entrambi al lordo dell'imposizione personale, l'indice di Gini e l'head count ratio. Il primo indicatore, pur nella sua incompletezza è forse quello più utilizzato per valutare gli effetti delle riforme pensionistiche perché è in grado di fornire un'immagine immediata della capacità di un sistema pensionistico di realizzare l'obiettivo dell'adeguatezza delle prestazioni; il secondo è il più usato indicatore per misurare la dispersione di una variabile ed il terzo è utilizzato nelle analisi sulla povertà. In questa sezione non forniamo invece alcuna valutazione sulle implicazioni intertemporali ed intergenerazionali della riforma pensionistica, argomento al quale è dedicato il paragrafo successivo di questo rapporto.

### **3.2 Tassi di sostituzione**

La prima informazione, parziale ma importante per analizzare le dinamiche in atto nel sistema pensionistico, è quella relativa al tasso lordo di sostituzione al pensionamento. Nelle figure che seguono presentiamo l'evoluzione di questo indicatore per tutti i neopensionati e poi per sottoinsiemi degli stessi.

**Figura 25**  
**Tasso di sostituzione lordo dei neo pensionati. 2005-2050**



Fonte: CAPP\_DYN

Il rapporto tra prima rata pensionistica ed ultima retribuzione dei neo pensionati presenta una dinamica decrescente fino al 2040 e poi sostanzialmente costante. Il valore medio del tasso di sostituzione passa si riduce drasticamente e passa dal 70% a valori che oscillano intorno al 50% negli ultimi dieci anni della simulazione. La riduzione risulta più intensa tra il 2025 ed il 2040. Durante questo arco temporale infatti si realizza il passaggio dal sistema misto a quello contributivo che, come noto assicura tassi di sostituzione lordi al pensionamento più bassi rispetto a quelli degli altri regimi. Accanto a questo dato, coerente con i risultati di altri studi (AWG 2005; RGS 2007; Coda Moscarola e Borella 2005), maggiore luce sulle dinamiche distributive in atto ed attese possono essere desunte dai risultati della tabella 11 dove, ogni dieci anni a partire dal 2005 e fino al 2045, riportiamo una serie di informazioni aggiuntive rispetto a quelle contenute nel valore medio del tasso di sostituzione, comunque riportato nella seconda colonna della tabella. Oltre alla già evidenziata riduzione del tasso medio di sostituzione per i neo pensionati i dati testimoniano una forte crescita della dispersione dei medesimi fino al 2035: il coefficiente di variazione cresce infatti da 0.28 nel 2005 a 1.24 nel 2035 per tornare a 0.08 alla fine del periodo di simulazione. Anche le colonne successive confermano questo risultato. In particolare nella terza e quarta colonna viene evidenziata la dinamica del tasso di sostituzione in corrispondenza al 10 e al 90 percentile e nelle ultime due colonne la distanza tra i due ed il loro rapporto: se nel 2005 solo la differenza nei tassi di sostituzione tra il 90esimo ed il decimo percentile era pari a 0.18 questa distanza cresce fino al 2025 quando raggiunge il valore del 0.43 e rimane comunque elevata anche nella parte finale della

simulazione. Un andamento analogo è quello del rapporto interdecilico. In altri termini alla progressiva riduzione dei tassi medi di sostituzione si accompagna anche un forte aumento della loro variabilità che risulta più intenso nella parte centrale del periodo di simulazione a causa della contemporanea presenza, in questi anni, di neo pensionati appartenenti a tutti i tre regimi di computo della pensione (retributivo, misto e contributivo). La variabilità più elevata degli anni finali della simulazione rispetto a quelli iniziali invece sembra maggiormente imputabile alla possibilità, offerta solo dal sistema contributivo, di uscire dal mercato del lavoro con un numero ridotto di annualità e quindi anche con un più basso tasso di sostituzione. Da ultimo è importante sottolineare che a partire dal 2025 i valori dei tassi di sostituzione dei percentili più bassi si aggirano intorno al 30% lasciando presagire che, per i soggetti che percepiranno queste pensioni, il rischio di povertà potrebbe diventare molto più intenso.

**Tabella 11**  
**Distribuzione del tasso lordo di sostituzione lordo**  
**dei neo pensionati in alcuni anni.**

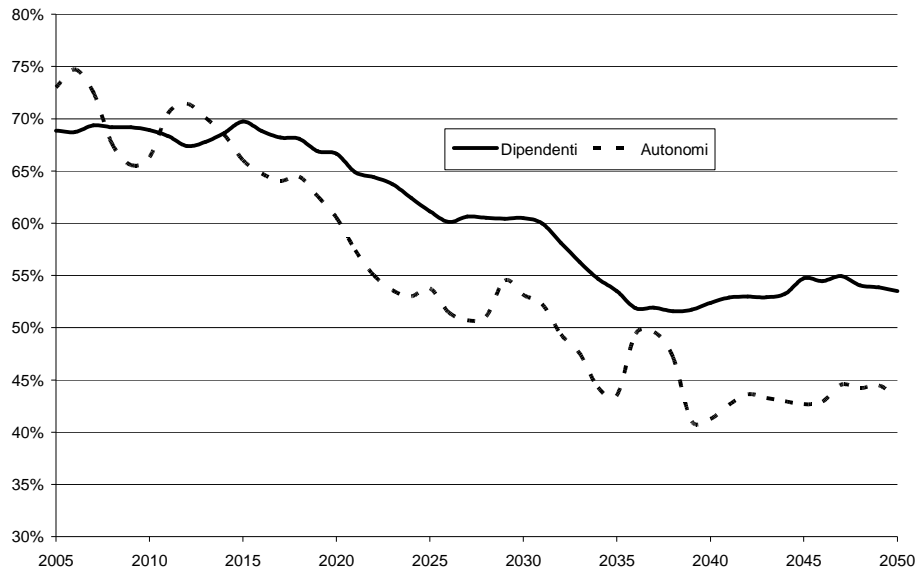
Anno	Valore medio	Coeff. di variazione	p10	p90	p90 – p10	p90 / p10
2005	69.7%	2.8%	58.0%	76.2%	18.2%	1.31
2015	68.8%	6.2%	48.7%	79.9%	31.2%	1.64
2025	59.4%	9.1%	31.7%	75.6%	43.9%	2.38
2035	49.7%	12.4%	28.7%	63.5%	34.8%	2.21
2045	51.2%	8.6%	33.6%	63.1%	29.6%	1.88
2050	50.2%	7.9%	32.3%	61.4%	29.1%	1.90

Fonte: CAPP\_DYN

Passiamo ad esaminare la dinamica dei tassi medi di sostituzione per tipologie di pensionato. Oltre alla importante distinzione basata sul regime di appartenenza del neo pensionato (retributivo, misto e contributivo) un'altra differenziazione di sicuro interesse è quella per settore occupazionale. In particolare la figura successiva mostra che saranno i lavoratori autonomi ad essere maggiormente penalizzati dalla progressiva entrata a regime della regola contributiva a causa della più bassa aliquota di finanziamento e computo con cui verrà calcolata la loro pensione: la forbice tra gli assicurati con un passato occupazionale prevalente nel settore del lavoro autonomo e i restanti

pensionati infatti risulta crescente con il passare degli anni, in corrispondenza all'entrata a regime della regola contributiva.

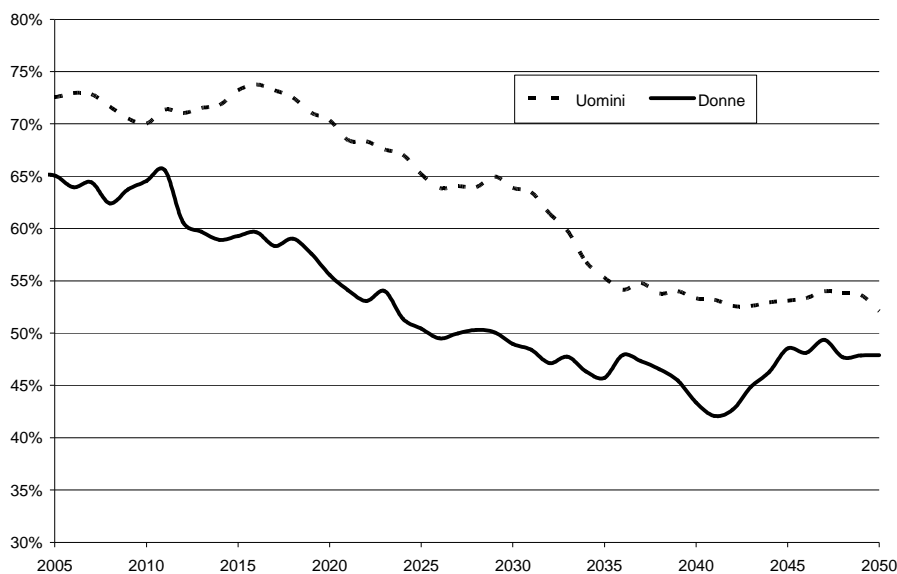
**Figura 26**  
**Tasso di sostituzione lordo al pensionamento per settore occupazionale.**  
**2005-2050**



Fonte: CAPP\_DYN

Attenzione particolare deve essere rivolta anche alla distinzione per sesso. La figura 27 mostra infatti che, in termini di tasso di sostituzione, la donne risultano più penalizzate dalle riforme pensionistiche rispetto agli uomini. La forbice tra uomini e donne tende comunque a ridursi nella fase finale della simulazione quando, in base alle ipotesi della simulazione, le donne hanno un'età media di pensionamento non troppo distante da quella degli uomini.

**Figura 27**  
**Tasso di sostituzione lordo al pensionamento per sesso.**  
**2005-2050**



Fonte: CAPP\_DYN

La sola informazione sul tasso di sostituzione al pensionamento fornisce tuttavia una descrizione incompleta della capacità della prestazione pensionistica di realizzare l'obiettivo dell'adeguatezza. Un esercizio utile per verificare se il livello della prestazione delle pensioni da lavoro rimane sufficientemente elevato nel tempo consiste nel calcolare il rapporto tra l'importo della pensione (o della media delle pensioni erogate a partire da un certo anno) ed il livello medio delle retribuzioni e/o delle pensioni dopo un certo numero di anni. Nella tabella seguente abbiamo calcolato questi rapporti per le pensioni da lavoro che iniziano ad essere erogate nel 2005, 2015, 2025 e 2035, rispetto ai valori che assumono le retribuzioni ( $r_*$ ) e le pensioni medie ( $t_*$ ) nell'anno in corso, e poi dopo 5, 10, 15 e (solo nel caso delle pensioni) 20 anni. I risultati ci paiono molto significativi.

I dati della tabella testimoniano come la mancata indicizzazione delle pensioni alla dinamica retributiva inciderà sulla capacità reale di acquisto delle prestazioni previdenziali. La riduzione del valore delle pensioni rispetto alle retribuzioni è molto intensa, sia che la si legga per riga (perdita di valore delle pensioni erogate in un certo anno), sia che la si legga per colonna (perdita di valore delle pensioni erogate in anni successivi). La seconda parte della tabella evidenzia però che la redistribuzione di risorse tenderà a realizzarsi non solo tra pensioni e retribuzioni ma anche all'interno dell'universo dei pensionati. Anche in questo caso, sebbene in misura meno intensa le pensioni di più vecchia data perdono valore rispetto alla pensione media dell'anno corrente e si registra nel tempo una perdita di valore delle nuove pensioni rispetto a quelle già in essere. Da

questo punto di vista è significativo notare (prima colonna della seconda parte della tabella) come fino al 2025 le nuove pensioni siano in media maggiori rispetto a quelle medie dell'anno (conseguenza del fatto che sono legate a regole di computo più generose, a carriere contributive lunghe e a dinamiche salariali più recenti). Successivamente invece la relazione si inverte tanto che nel 2035 le nuove pensioni sono pari al 91% dell'importo medio della pensioni da lavoro erogate nel corso di quell'anno.

**Tabella 12**  
**Rapporto tra pensione media erogata all'anno  $t$  e retribuzione e pensione media nell'anno corrente ( $r_1$  e  $t_1$ ) e dopo 5, 10, 15 e 20 anni.**

Primo anno di pensione	$r_1$	$r_5$	$r_{10}$	$r_{15}$	$r_{20}$
2005	82%	78%	73%	67%	60%
2015	71%	68%	62%	57%	51%
2025	63%	59%	54%	48%	43%
2035	44%	41%	38%	33%	20%

Primo anno di pensione	$t_1$	$t_5$	$t_{10}$	$t_{15}$	$t_{20}$
2005	163%	151%	134%	120%	109%
2015	130%	121%	112%	106%	103%
2025	114%	109%	108%	106%	104%
2035	91%	90%	88%	86%	ND

L'ultima tabella del paragrafo analizza infine la situazione prospettica di alcune figure che appaiono particolarmente a rischio: i lavoratori atipici e gli immigrati. Per queste tipologie di lavoratori abbiamo riportato, a partire dal 2020, il tasso di sostituzione lordo al pensionamento e lo abbiamo confrontato con quello della popolazione complessiva.

Il risultati della simulazione sembrano, almeno in prima battuta, confermare i timori che per queste figure il sistema pensionistico pubblico non sarà in grado nei prossimi decenni di fornire una copertura comparabile a quella offerta al resto della popolazione. Le cause principali del più basso tasso di sostituzione vanno ricercate, nel caso degli immigrati, nella più bassa anzianità contributiva al pensionamento, mentre per gli atipici il più basso valore dell'aliquota di computo è la causa del

risultato evidenziato dalla tabella. In entrambe le situazioni è però opportuno sottolineare che la distanza con la parte restante della popolazione tende a ridursi con il passare degli anni.

**Tabella 13**  
**Tasso di sostituzione lordo al pensionamento**  
**per atipici ed immigrati**

Anno	Immigrato	Atipico	Popolazione
2020	29.5%	31.5%	64.0%
2025	34.3%	23.1%	58.1%
2030	34.8%	27.0%	57.6%
2035	33.3%	34.3%	49.7%
2040	39.4%	40.2%	50.8%
2045	37.2%	38.6%	52.9%
2050	39.1%	39.7%	49.6%

Fonte: CAPP\_DYN

### 3.3 *Età di pensionamento*

Una variabile cruciale nel dibattito intorno all'efficacia e alla capacità del sistema pensionistico di assicurare in futuro prestazioni adeguate in un contesto finanziariamente sostenibile è l'età di pensionamento. I risultati della simulazione effettuata con CAPP\_DYN consentono di verificare l'entità dell'incremento nell'età di pensionamento nel corso dei prossimi decenni e la sensibilità dei risultati distributivi rispetto a questa variabile di scelta. La modellizzazione della scelta di uscita dal mercato del lavoro richiede scelte delicate. Alcuni lavori che si sono occupati di questa tematica (Brugiavini e Peracchi 2004, Sestito e Marano 2005) non trovano evidenza alla presenza di comportamenti di massimizzazione intertemporale da parte dei lavoratori che devono decidere l'età alla quale uscire dal mercato del lavoro. Al contrario i risultati empirici svolti su dati microeconomici simili a quelli utilizzati in questo studio rilevano che le scelte di pensionamento prima dell'inizio della stagione delle riforme sembravano addensarsi intorno all'età legale di pensionamento (allora pari a 60 anni per gli uomini e 55 per le donne). Il progressivo, seppur lento inasprimento delle condizioni di accesso anticipato alla pensione di anzianità che hanno caratterizzato l'evoluzione della normativa pensionistica sin dal 1992, ha invece incentivato

meccanismi più attenti ai guadagni intertemporali o comunque volti a evitare il più possibile la permanenza nel mercato del lavoro nel timore che gli inasprimenti nelle condizioni di età e anzianità contributiva fossero destinati a peggiorare. In termini prospettici, anche alla luce dei più recenti interventi in tema di pensioni di anzianità, sembrano ormai definiti i criteri per l'uscita anticipata rispetto all'età legale di pensionamento (diventata 60 anni per le donne e 65 per gli uomini) che progressivamente restringono questa possibilità ai soli soggetti che maturano il requisito contributivo pieno (pari a 40 anni di contribuzione) prima dell'età prevista per il pensionamento di vecchiaia.

Alla luce di queste considerazioni i due modelli di scelta riscontrati empiricamente per il passato rischiano di risultare inappropriati una volta che si voglia valutare il comportamento delle coorti che accederanno al pensionamento nei prossimi decenni. Lo scenario che si pone ai componenti di queste generazioni è infatti radicalmente differente rispetto a quello passato: il sistema di computo contributivo non ha infatti alcuna forma di incentivo all'uscita anticipata dal mercato del lavoro, l'età media di entrata nel medesimo sarà sicuramente più alta, così come più alta è l'età legale di pensionamento ed anche la vita attesa al pensionamento. In uno scenario di questo tipo, come descritto nel paragrafo 1.8.1 la scelta di utilizzare un procedimento a più stadi per definire la scelta dell'età di pensionamento ci è parsa quella meglio in grado di cogliere le possibili evoluzioni del fenomeno. Tuttavia, come abbiamo già sottolineato, la fissazione a 60 anni per l'accesso al pensionamento di vecchiaia per le donne sembra poco coerente con il perseguimento di obiettivi di adeguatezza delle prestazioni. Questa possibilità, soprattutto quando il sistema pensionistico avrà completamente assorbito la regola contributiva determina, anche a causa del ritardo nell'entrata nel mercato del lavoro, anzianità contributive non troppo lunghe e quindi, coerentemente con la logica della regola contributiva che tiene conto sia di questo fattore sia della vita attesa al pensionamento, trattamenti pensionistici non particolarmente elevati sia in termini relativi che misurati con il tasso di sostituzione. Per questa ragione nel corso degli anni della simulazione abbiamo imposto una crescita dell'età media di pensionamento per le donne che porti il valore medio dell'età delle neopensionate sostanzialmente al livello di quello degli uomini alla fine della simulazione.

La tabella 14 riporta il valore medio dell'età di pensionamento dei neo pensionati ogni cinque anni della simulazione a partire dal 2005 e fino al 2050, per tutta la popolazione e per suoi sottoinsiemi. In termini generali vi è un incremento nell'età media di pensionamento pari a 5,6 anni nel corso dei 45 anni della simulazione tanto che alla fine del periodo osservato l'età media di pensionamento per i neo pensionati raggiunge i 65 anni.

Si registrano comunque differenze significative una volta che il fenomeno del pensionamento sia distinto per settore di appartenenza e per sesso, soprattutto per quanto riguarda la velocità di avvicinamento a questo valore.

**Tabella 14**  
***Età media di pensionamento dei neo pensionati***  
***in differenti anni della simulazione.***

<b>Anno</b>	<b>Popolaz.</b>	<b>Uomini</b>	<b>Donne</b>	<b>Auton.</b>	<b>Dipend.</b>
2005	59.4	59.7	58.9	60.6	58.8
2015	60.4	60.5	60.2	61.0	60.3
2025	62.1	62.0	62.1	62.9	61.8
2035	64.0	64.4	63.7	64.7	63.7
2045	64.8	64.8	64.8	65.2	64.6
2050	65.0	65.0	65.0	65.0	65.0

Fonte: CAPP\_DYN

Nella tabella15, a completamento dell'analisi relativa alle scelte di pensionamento, presentiamo alcuni dati sull'anzianità contributiva media accumulata nell'anno di uscita dal mercato del lavoro dai neo pensionati, distinti per sesso.

**Tabella 15**  
***Anzianità contributiva al pensionamento***  
***dei neo pensionati per sesso in alcuni anni***

<b>Anno</b>	<b>Popolazione</b>	<b>Uomini</b>	<b>Donne</b>
2005	34.9	36.0	32.7
2015	34.9	36.9	31.9
2025	33.6	36.4	29.3
2035	31.7	34.0	29.4
2045	34.9	36.2	31.8
2050	35.1	36.1	33.9

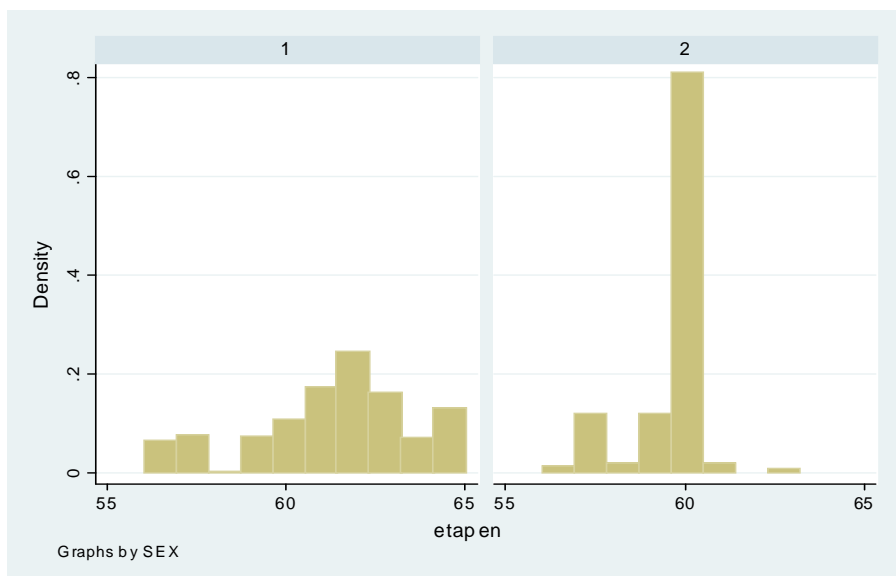
Fonte: CAPP\_DYN

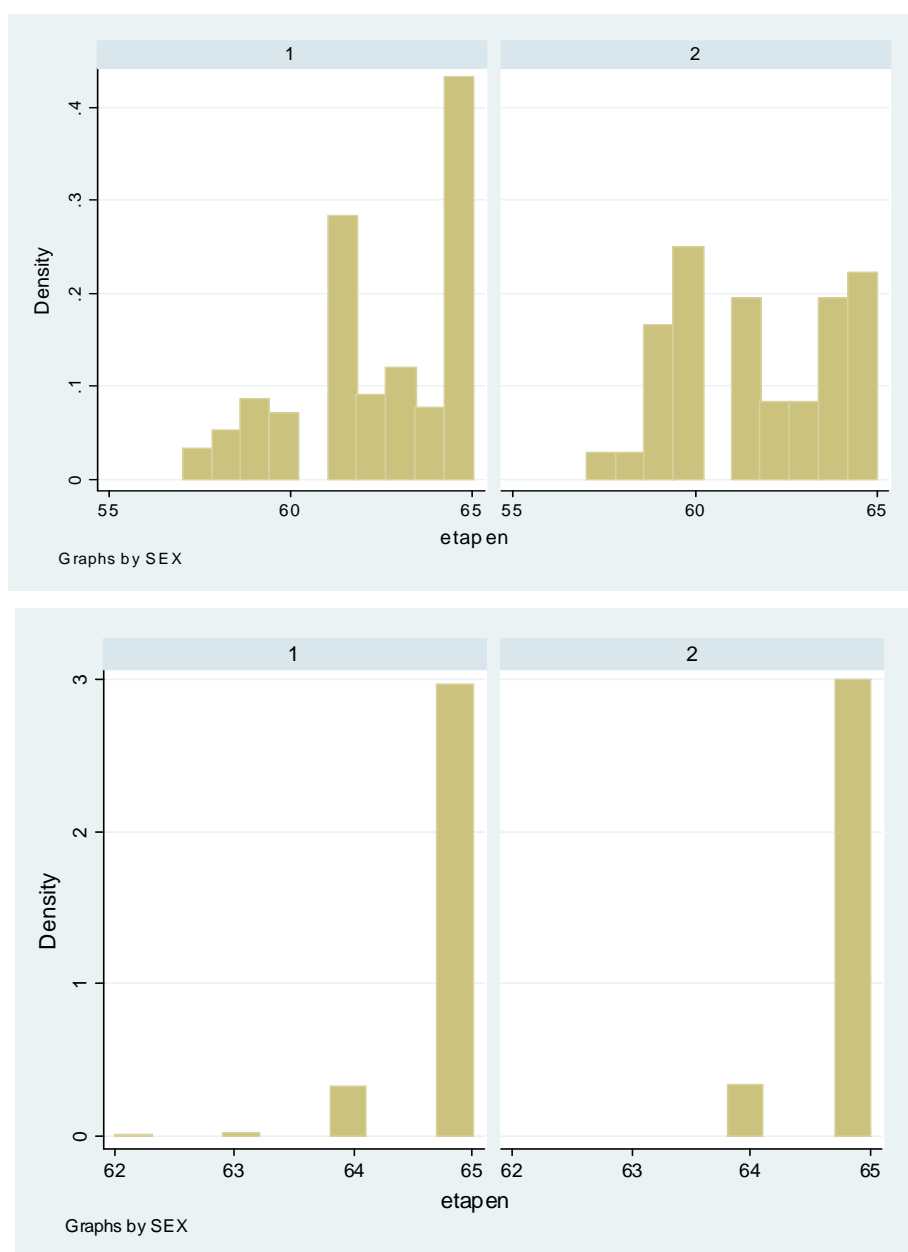
Si può notare come l'andamento dell'anzianità contributiva presenti dinamiche differenti per gli uomini e per le donne: mentre per i primi la lunghezza media del periodo di contribuzione rimane sostanzialmente costante, come esito di uno spostamento verso l'alto sia dell'età di pensionamento che dell'entrata nel mercato del lavoro, per le seconde si assiste, fino al 2035, ad una riduzione degli anni medi di contribuzione delle neo pensionate. Il valore medio della variabile esaminata risale nell'ultimo periodo rimanendo comunque sempre sotto a quello degli uomini. La ragione di questo andamento va ricercata nella crescita più intensa della partecipazione femminile al mercato del lavoro in corrispondenza alla progressiva entrata a regime della regola contributiva che, come noto, consente il pensionamento anche con anzianità contributive relativamente brevi e nella fase centrale della simulazione determina l'entrata nel mercato del lavoro anche di donne che si trovano nella fase centrale del loro ciclo di vita.

Da ultimo riportiamo nelle figure seguenti la frequenza per età del pensionamento in tre anni della simulazione che rappresentano rispettivamente la fase iniziale, quella centrale e quella finale del periodo di osservazione.

Nella prima parte della simulazione l'età di pensionamento è pari a 60 anni per la quasi totalità delle osservazioni di sesso femminile; gli uomini al contrario si distribuiscono in maniera più uniforme, sia sotto ma soprattutto al di sopra di questo valore. Nel 2030 la situazione è già radicalmente cambiata: la componente femminile dei neopensionati di quell'anno per più del 50% sceglie un'età di pensionamento superiore ai 60 anni, mentre per gli uomini la quota dei pensionati con età pari a 65 anni cresce rispetto alla situazione iniziale.

**Figura 28 a b c**  
**Frequenza delle età di pensionamento nel 2010, 2030 e 2050.**





Nel 2045, verso la fine della simulazione, l'età di pensionamento è ulteriormente salita ed è pari a 65 anni per la quasi totalità delle osservazioni, a prescindere dal sesso.

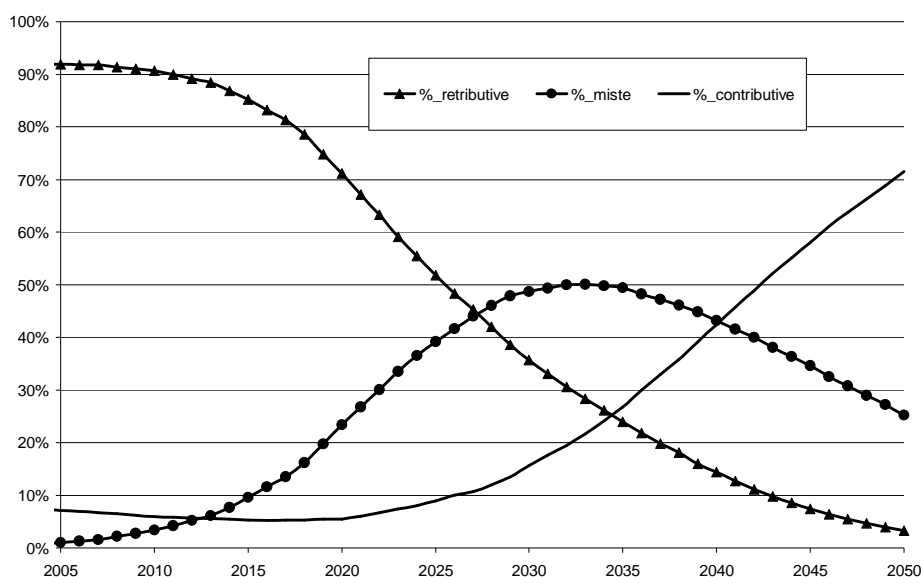
### 3.4 Indicatori distributivi: indice di Gini

L'analisi svolta nelle sezioni precedenti coglie alcuni significativi aspetti delle tendenze insite nella transizione al sistema contributivo, ma ha il limite di misurare gli effetti distributivi in un solo istante del ciclo di vita dei soggetti interessati dalle riforme. Questa prospettiva impedisce di

considerare due aspetti di rilievo nell'analisi distributiva: da una parte non fornisce una valutazione complessiva dei guadagni o delle perdite collegate alla partecipazione al sistema pensionistico in un'ottica intertemporale, ovvero tenendo in considerazione tutti i contributi versati e le pensioni ricevute nel corso della vita di un individuo; dall'altra è in grado di valutare solo parzialmente le performance distributive del sistema pensionistico un singolo anno e all'interno della popolazione, quando si incrociano storie contributive e pensionistiche molto differenti tra di loro e si trovano nell'universo dei pensionati soggetti che vi hanno avuto accesso in periodi temporali differenti. Il primo aspetto è sicuramente quello maggiormente analizzato dalla letteratura empirica sugli effetti distributivi delle riforme pensionistiche (Castellino e Fornero 2002; Coda Moscarola e Borella 2005) e ad esso sarà dedicata l'analisi del paragrafo 3.6. Il secondo aspetto seppure ugualmente interessante è stato meno studiato, forse a causa delle notevoli difficoltà necessarie a costruire un modello capace di interpretare tali tendenze. CAPP\_DYN presenta buone potenzialità per questo tipo di analisi, che nel caso delle tendenze distributive del sistema pensionistico, unisce alle difficoltà di costruire popolazioni eterogenee presenti in date future quelle di disegnare una transizione normativa quanto mai complessa e difficile da cogliere nella sua completezza. Tuttavia, pur con qualche necessaria semplificazione, nel seguito del paragrafo forniamo una serie di indicazioni sulle tendenze distributive del passaggio al sistema contributivo e della posizione relativa di pensionati e lavoratori nel corso dei prossimi decenni che possono essere interpretati come una stima delle principali tendenze in atto. Come già ricordato il modello non è ancora in grado di ricostruire tutte le componenti del reddito familiare e quindi le conclusioni sull'impatto distributivo delle riforme pensionistiche sono necessariamente incomplete perché si limitano a valutare due sole parti, seppure molto importanti della suddetta variabile, i redditi da lavoro e le pensioni erogate dal settore pubblico. In particolare le simulazioni non tengono in considerazione le possibili implicazioni distributive dello sviluppo della previdenza complementare, un tema che merita attenzione e per il gli autori di questa ricerca stanno predisponendo un apposito modulo. Evidentemente quindi il quadro distributivo che verrà presentato può essere considerato come tendenziale rispetto all'analisi che riguarda la distribuzione delle singole pensioni ed il rapporto tra la situazione economica dei lavoratori e quella dei soggetti che percepiscono una pensione pubblica.

Una prima indicazione estremamente importante per valutare le tendenze distributive della riforma pensionistica è quella che deriva dall'analisi della figura 29 dove sono riportate, per il periodo 2005-2050, le quote di pensionati distinti per regime in ogni anno della simulazione.

**Figura 29: Quote di pensionati per regime  
2005-2050**



Fonte: CAPP\_DYN

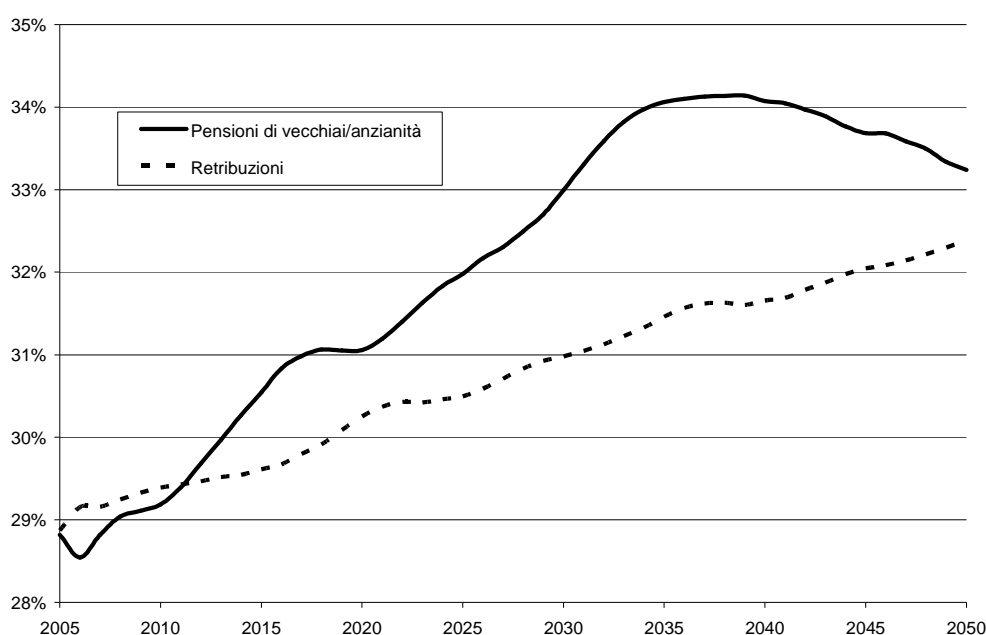
La figura quantifica un fenomeno noto ma sul quale forse non c'è stata ancora sufficiente riflessione, ovvero il fatto che nei prossimi decenni convivranno, all'interno della popolazione dei pensionati, soggetti che appartengono a regimi normativi profondamente differenti tra di loro. Tale fenomeno risulta particolarmente intenso dopo il 2020 quando inizia a crescere la quota dei pensionati misti, ma anche di coloro che calcoleranno la loro pensione solo con la regola contributiva e parallelamente diminuisce il peso, fino ad allora preponderante delle pensioni retributive. Questo fenomeno, come mostreremo nel seguito del paragrafo, determina fenomeni assai complessi da interpretare e ulteriormente complicati dal fatto che, come visto nel paragrafo sui tassi di sostituzione, la mancata indicizzazione delle pensioni provoca una loro progressiva riduzione di valore relativo la cui intensità risulta crescente nel tempo. La considerazione dell'evoluzione delle quote di pensionati distinti per regime di computo della pensione lascia supporre che, nella fase centrale della simulazione, a prescindere dalle caratteristiche distributive di ogni singolo regime, si possano verificare forti tensioni distributive spiegate dall'eterogeneità che si verrà a creare nell'universo dei pensionati.

Una possibile sintesi delle tendenze distributive attese dalle riforme nel corso dei prossimi decenni all'interno del sistema pensionistico può essere colta dall'analisi della dinamica dell'indice di Gini. Nelle figure che seguono riportiamo questa dinamica per il totale dei redditi da pensione in capo ad ogni individuo (pensioni di vecchiaia e anzianità, reversibilità, invalidità inps e civile, assegno sociale, integrazioni e maggiorazioni), per le sole pensioni di vecchiaia e anzianità e per i redditi da lavoro. L'analisi è sempre svolta a livello individuale e quindi non tiene conto della

dimensione familiare del fenomeno distributivo e delle altre componenti del reddito familiare. In altri termini l'indice di Gini deve in questa analisi essere considerato come un indicatore di dispersione ma non ha contenuti particolare in termini di analisi del benessere sociale.

La figura 30 confronta la dinamica dell'indice di Gini dei redditi da lavoro con quello dei redditi da pensione di vecchiaia e anzianità. I primi presentano una dinamica crescente lungo tutto il periodo, causata dall'aumento della quota di lavoratori con più elevato livello di istruzione, che favorisce un aumento nella dispersione dei medesimi. L'indice di Gini sui redditi da pensione di vecchiaia/anzianità è inizialmente più basso, a testimonianza della funzione perequativa attualmente realizzata dal sistema pensionistico vigente. Nella fase centrale della simulazione tuttavia l'indice di Gini calcolato sulle pensioni cresce più intensamente di quello calcolato sui redditi da lavoro, lo supera in valore già nel 2010 e mantiene un differenziale positivo con questo fino alla fine della simulazione. La differenza tra i due indici è massima intorno al 2035 quando raggiunge circa 2.5-3 punti percentuali. A nostro parere, pur nella incompletezza del quadro distributivo che deriva dalla mancata considerazione dei redditi di altra natura, i risultati della figura 30 sono significativi ed indicano che la dispersione dei redditi (lordi) risulterà maggiore tra le pensioni piuttosto che non all'interno delle retribuzioni, un risultato questo quanto meno controintuitivo se si pensa alla funzione perequativa che normalmente viene attribuita al sistema pensionistico pubblico rispetto alle dinamiche distributive che si creano nel mercato del lavoro.

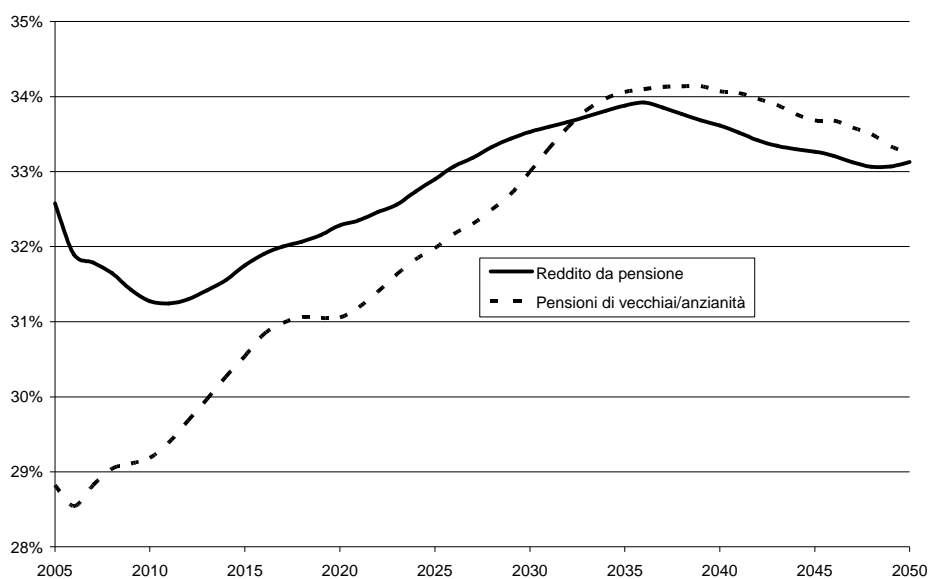
**Figura 30**  
**Indice di Gini sui redditi da lavoro e quelli da pensione di vecchiaia.**  
**2005-2050**



Fonte: CAPP\_DYN

La figura successiva confronta l'indice di Gini misurato sulle sole pensioni di vecchiaia e anzianità con quello calcolato su tutti i redditi da pensione. L'indice è più basso se calcolato sulle sole pensioni da lavoro fino al 2030 circa dopo di che la relazione si inverte. Si tratta nuovamente di un risultato per certi versi sorprendente se si pensa che le pensioni assistenziali sono più basse in media di quelle previdenziali e che quindi la loro introduzione nell'analisi dovrebbe aumentare la sperequazione nella distribuzione: evidentemente nella fase di entrata a regime del contributivo una quota non piccola di trattamenti di vecchiaia presenta valori ridotti ed in qualche misura comparabili nella dimensione a quelli delle prestazioni a carattere più prettamente assistenziale. L'aspetto più interessante è tuttavia da ricercare nel fatto che la dinamica dei due indici è sostanzialmente simile, segno del fatto che saranno le pensioni da lavoro a guidare le tendenze distributive nel corso dei prossimi decenni (esse peraltro continueranno ad essere quelle numericamente più grandi).

**Figura 31**  
**Indice di Gini sulle pensioni di vecchiaia/anzianità e sui redditi da pensione.**  
**2005-2050**

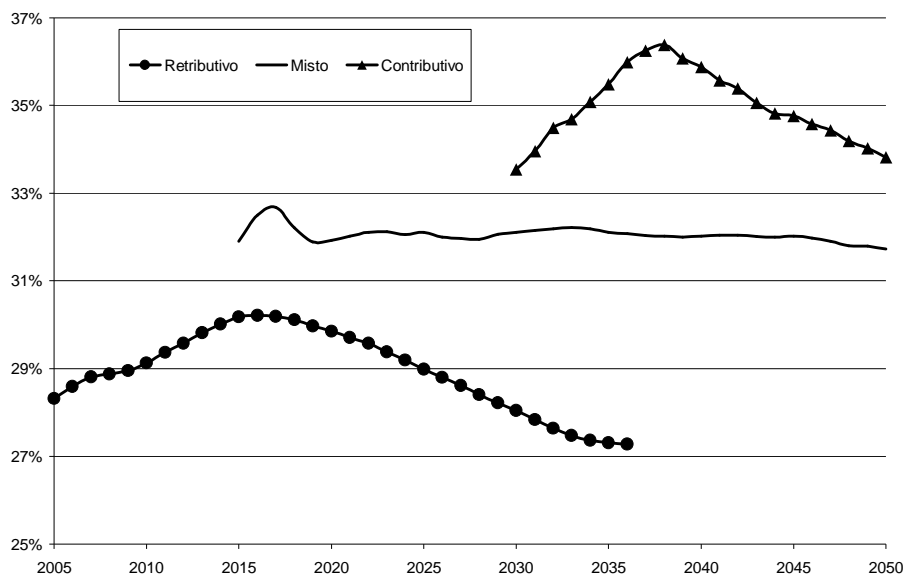


Fonte: CAPP\_DYN

La complessità della transizione al sistema contributivo può infine essere colta dalla figura 32 nella quale abbiamo calcolato separatamente l'indice di Gini per le pensioni retributive, quelle miste e quelle contributive. In questo caso la figura sembra fornire una buona spiegazione alla dinamica a campana dell'indice generale di Gini descritto nella figura 30 e 31: è infatti nella parte centrale della simulazione che la differenza tra l'indice dei tre differenti regimi presenta le

differenze più marcate, una conferma che la scelta di avviare molto lentamente la transizione alla regola contributiva (che anzi presenta “performance” migliori in termini di dispersione rispetto al sistema retributivo) si rivelerà costosa non solo in termini finanziari, ma anche per quanto riguarda le sue implicazioni distributive.

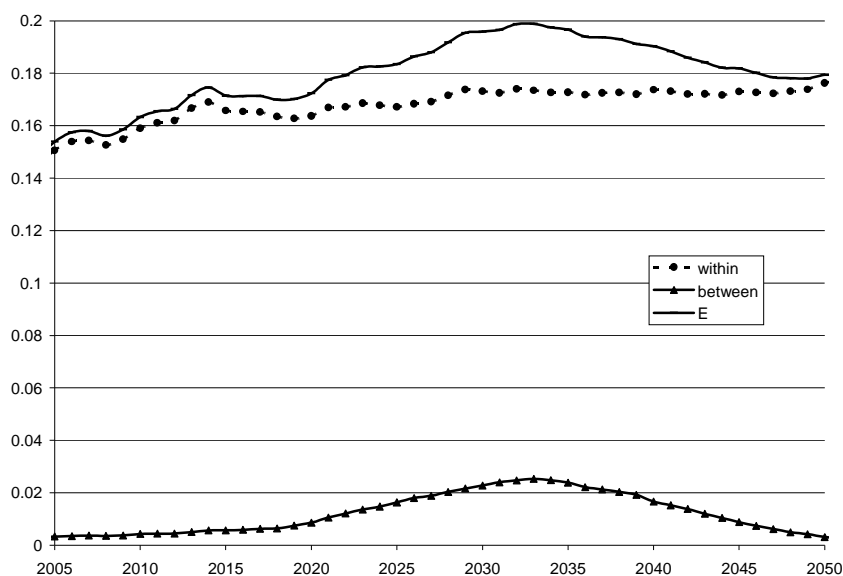
**Figura 32**  
**Indice di Gini per le pensioni retributive, quelle miste e quelle contributive**



Fonte: CAPP\_DYN

Il computo separato dell'indice di Gini per i tre regimi di calcolo soffre tuttavia di alcuni problemi interpretativi a causa della non perfetta scomponibilità dell'indice complessivo di Gini nelle tre componenti. Per ovviare a questo limite la figura successiva utilizza un indice alternativo, la metà del quadrato del coefficiente di variazione. Questo indice, che appartiene alla classe degli indici di entropia generalizzata, pur non avendo il vantaggio di possedere un campo di variazione definito come l'indice di Gini che varia da 0 (massima equidistribuzione) ad 1 (massima concentrazione), ha il vantaggio di essere perfettamente scomponibile, ovvero consente di separare, senza residui, la disuguaglianza all'interno di ciascun gruppo (within) da quella tra i gruppi (between) in cui la popolazione viene suddivisa. L'osservazione della figura ci suggerisce che la dinamica dell'indice (E) è del tutto simile a quella dell'indice di Gini. È tuttavia interessante notare come, nella parte centrale della simulazione, quella in cui i tre regimi sono contemporaneamente rappresentati nella popolazione, una quota crescente della disuguaglianza complessiva venga spiegata dalla differenza nelle prestazioni pensionistiche tra i singoli gruppi considerati.

**Figura 33**  
**Scomposizione della disuguaglianza**  
**delle pensioni di vecchiaia e anzianità.**  
**2005 - 2050**



### 3.5 Indicatori distributivi: analisi per quintili e headcount ratio

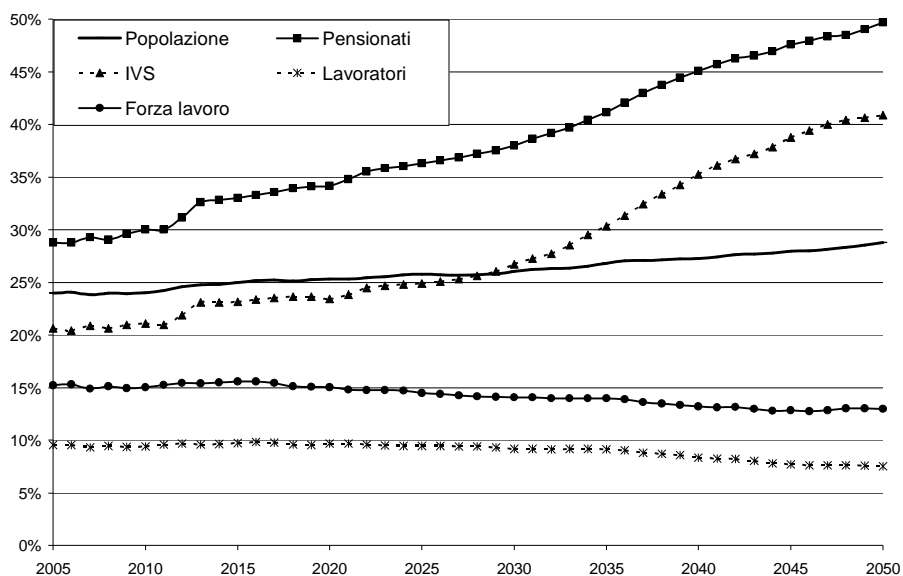
Uno degli aspetti maggiormente dibattuti sugli effetti delle riforme pensionistiche riguarda la capacità del sistema contributivo di assicurare in futuro trattamenti adeguati e di impedire alla popolazione anziana di cadere nello stato di povertà. In questa sezione analizziamo l'evoluzione dell'headcount ratio<sup>49</sup> e la composizione per quintili del reddito dei pensionati.

La figura 23 riporta la dinamica dell'head count ratio per alcune tipologie di individui presenti nel modello. Si nota la differente traiettoria delle curve che descrivono l'andamento dei pensionati (intesi nella loro definizione più ampia o in quella che considera solo quelli di vecchiaia/anzianità) e quello dei lavoratori. Per questi ultimi il rischio di povertà, inteso qui come una situazione in cui il reddito complessivo di un individuo è inferiore al 60% del reddito mediano. La definizione di reddito è stata resa equivalente utilizzando la scala OCSE modificata, che pesa in maniera differenziata individui a seconda della loro età, non presenta dinamiche particolarmente preoccupanti e/o differenti da quelle attuali. Il rapporto rimane infatti pressoché costante lungo tutto il periodo della simulazione, sia quando questo è calcolato sui lavoratori occupati che sulla somma

<sup>49</sup> Valgono in questa analisi le medesime considerazioni fatte con riferimento all'interpretazione da dare all'indice di Gini in un contesto nel quale non tutte le componenti del reddito disponibile siano esplicitamente prese in considerazione.

di occupati e disoccupati. Molto differente invece è la dinamica dei pensionati. In particolare, alla fine del periodo di simulazione, cadono al di sotto della soglia della povertà il 50% dei pensionati ed il 40% dei pensionati da lavoro. Il fenomeno non deve però stupire una volta che lo si consideri insieme al risultato della figura 24 che mostrava proprio la forte caduta, soprattutto in termini prospettici delle pensioni medie rispetto ai redditi medi da lavoro.

**Figura 34**  
**Head count ratio per differenti tipologie economico sociali.**  
**2005-2050**



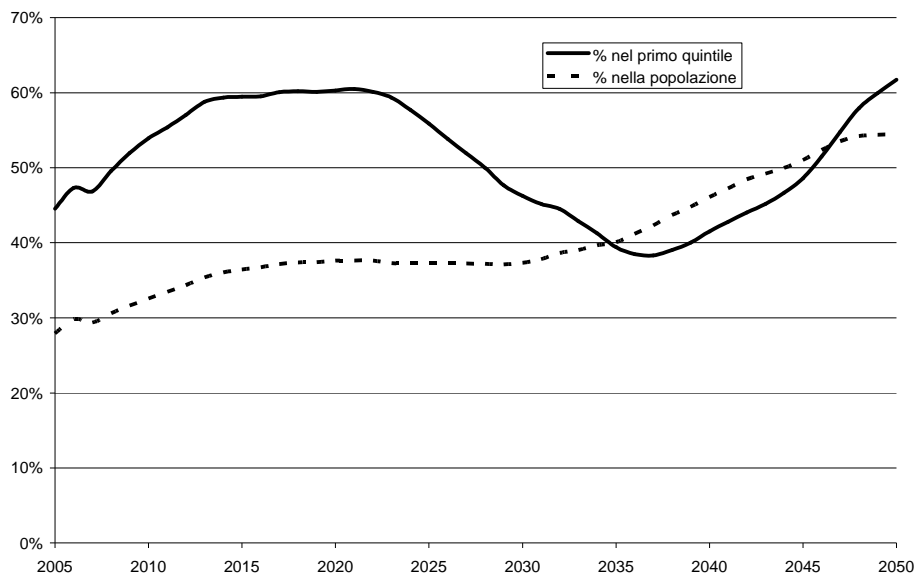
Fonte: CAPP\_DYN

Per comprendere meglio quali soggetti, all'interno dell'universo dei pensionati, presentino la probabilità maggiore di cadere nella parte bassa della distribuzione dei redditi è utile un'analisi della composizione del reddito dei pensionati per quintili.

Nella figura 35 a e b abbiamo distinto i pensionati che si trovano nel primo 20% della distribuzione del reddito in due gruppi in relazione alla loro età. Nella parte a della figura sono riportati i pensionati con più di 75 anni, nella parte b quelli con meno di 75 anni. In prima istanza è utile notare che nel tempo, a seguito dell'invecchiamento della popolazione, cresce la quota di ultra settantacinquenni tra i pensionati (e chiaramente scende la quota di pensionati con meno di 75 anni). Tuttavia se ci concentriamo su quello che succede nel primo quintile notiamo un andamento a prima vista di non semplice interpretabilità: la quota di pensionati con più di 75 anni che si trova nel 20% più povero della popolazione prima sale, poi tra il 2017 e il 2035 scende e dopo ritorna a salire. A ben vedere tuttavia vi è una possibile spiegazione in questa dinamica che va ricercata nella

progressione della riforma pensionistica. Nella prima parte della simulazione tende a prevalere l'effetto "indicizzazione", ovvero con il passare degli anni le pensioni perdono valore relativo e quindi aumenta il numero di soggetti anziani poveri. Dopo il 2020 tuttavia inizia anche a crescere la quota di nuove pensioni miste e poi contributive, che hanno un importo più basso: questo spiega probabilmente perché gli ultrasessantacinquenni nella fase centrale della simulazione non peggiorino la loro posizione relativa (si tratta infatti di coloro che sono andati in pensione ancora con la più generosa regola retributiva). Nella parte finale della simulazione infine l'effetto indicizzazione ritorna a prevalere ed alla fine del periodo esaminato il 70% dei pensionati che si trovano nel più basso quintile hanno più di 75 anni.

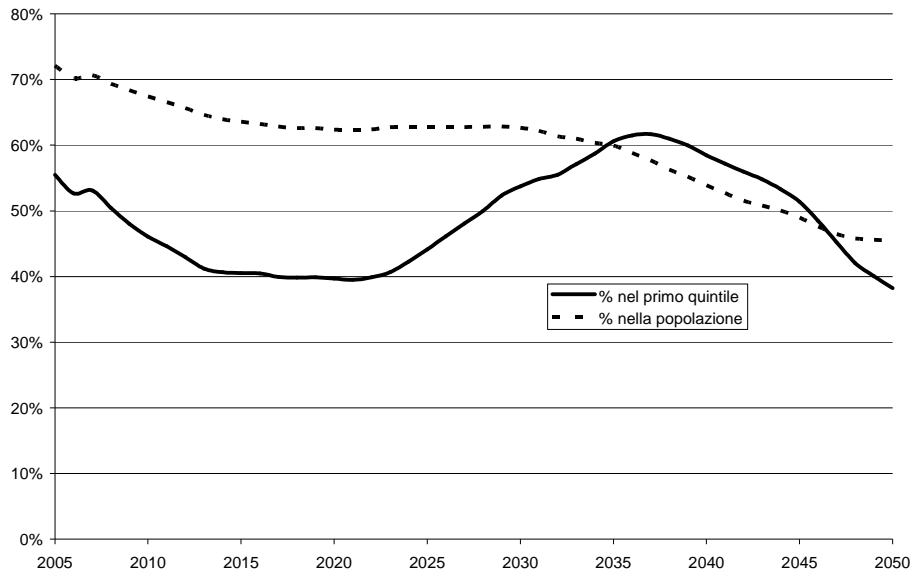
**Figura 35 a**  
**Composizione del primo quintile del reddito dei pensionati:**  
**età superiore a 75 anni**



Fonte:CAPP\_DYN

Effetti evidentemente simmetrici a quelli descritti sopra si verificano quando la popolazione di interesse è quella dei pensionati più giovani, ovvero con un'età inferiore ai 75 anni.

**Figura 35 b**  
**Composizione del primo quintile del reddito dei pensionati:**  
**età inferiore a 75 anni**



Fonte: CAPP\_DYN

### 3.6 Indicatori intertemporali e mortalità differenziale

In questa sezione del rapporto analizziamo gli effetti attesi delle riforme pensionistiche con l'ausilio di un indicatore di equità intertemporale. Una caratteristica spesso attribuita al sistema contributivo, è di essere “(quasi) attuarialmente equo” (o, almeno, più equo rispetto ad un sistema a beneficio definito). Il concetto di equità tuttavia presenta sfaccettature differenti ed è importante qualificarne meglio il contenuto. Come vedremo due aspetti risultano da questo punto di vista degni di attenzione: da una parte è opportuno specificare l'ambito all'interno del quale il concetto attuariale di equità trova la sua dimensione più corretta; dall'altro, anche all'interno di tale dimensione, vi sono alcuni aspetti problematici che la regola contributiva non sembra aver sufficientemente chiarito.

Il termine “attuariale”, desunto dalla letteratura dei mercati assicurativi, e molto utilizzato dai sostenitori della maggiore chiarezza del sistema contributivo rispetto a quello retributivo può essere usato sia in un contesto macro che microeconomico. Nel primo caso va riferito alla stabilità finanziaria di lungo periodo del sistema: un sistema stabile si può dire in equilibrio attuariale. Ad esempio, un sistema a capitalizzazione è in equilibrio attuariale se, in ogni momento, le riserve accumulate sono quantomeno sufficienti a pagare le pensioni maturate fino a quel momento. Nell'accezione micro, esso si riferisce al legame che sussiste, a livello del singolo individuo, tra i contributi versati e le pensioni percepite nel ciclo di vita, ed è questo il significato che tale lemma avrà nelle prossime pagine.

Molto più delicato il discorso sul sostantivo “equità”: può essere intesa, da un lato, come equità intergenerazionale, dall'altro come equità intragenerazionale. Nel primo caso si valuta come il sistema tratta le diverse generazioni, vale a dire il tasso interno di rendimento che accorda a ciascuna. Nel caso dell'equità intragenerazionale l'attenzione va posta su come il sistema tratta due individui appartenenti alla stessa coorte (quindi ignorando, o meglio, neutralizzando gli eventuali trasferimenti tra la generazioni)<sup>50</sup>.

---

<sup>50</sup> L'equità attuariale non deve essere confusa con la neutralità attuariale, la quale indica una situazione in cui una decisione è neutrale rispetto al valore atteso scontato di un flusso finanziario lungo un arco temporale. Più precisamente, un sistema pensionistico può essere (oppure no) neutrale rispetto alla decisione di uscire dal mondo del lavoro al tempo  $t$  piuttosto che al tempo  $t+1$ . Perché lo sia, è necessario che il pensionamento anticipato (diciamo al tempo  $t$ ) comporti una riduzione proporzionale della pensione lungo tutto il periodo di quiescenza, tenendo conto della vita attesa del pensionato. Il valore di questa riduzione, chiamato *decruial*, rapportato all'aumento proporzionale derivante da un anno di occupazione in più, chiamato *accruial*, è usato come indice per misurare gli incentivi o disincentivi alla permanenza al lavoro. Ad ogni modo, la neutralità attuariale è un concetto *marginale* e si riferisce all'effetto che si avrebbe se si lavorasse un anno in più: questo spiega perché, tra l'altro, in alcuni lavori la neutralità attuariale è denominata *fairness al margine* (Legros 2003).

Veniamo finalmente all'equità attuariale: essa dà un'idea della relazione tra contributi e pensioni, quando questi sono valutati durante tutto il corso della vita lavorativa e pensionistica di un individuo. Un sistema pensionistico è attuarialmente equo se, per ogni individuo, la somma scontata dei contributi uguaglia la somma scontata delle pensioni, e se il tasso interno di rendimento che determina questa uguaglianza è uguale per tutti i membri della stessa coorte.

Occorre ricordare che un sistema (ad esempio, a contribuzione definita come quello contributivo che entrerà a regime nel sistema pensionistico italiano nei prossimi decenni) può essere considerato attuarialmente equo solamente *ex-ante*, sulla base delle tavole di mortalità che gli Istituti di previdenza adoperano per calcolare i coefficienti di conversione e stabilire l'importo annuale della pensione. Tali considerazioni sarebbero valide anche *ex-post* solo se ogni individuo visse per un numero di anni esattamente uguale a quello previsto dalle tavole di mortalità, il che naturalmente è un'ipotesi estrema<sup>51</sup>. In tutti gli altri casi possiamo affermare che, se i parametri del sistema pensionistico sono tarati correttamente l'equità *ex-post* vale in media sulla popolazione di interesse. Se il sistema pensionistico, come quello contributivo, adotta tavole di mortalità che non tengono in conto delle caratteristiche socio-demografiche dell'assicurato (come il sesso, l'istruzione, la categoria professionale ecc.), l'equità attuariale si verifica solo per coloro che vivono quanto l'individuo "medio" sul quale è stato tarato il sistema. Per tutti gli altri il sistema sarà attuarialmente non equo: chi vive meno della media percepirà meno di quanto ha contribuito, e queste risorse "inutilizzate" serviranno proprio a finanziare la pensione dei fortunati che sopravvivono all'individuo medio.

Il punto delicato del discorso è che la durata della vita non è completamente casuale. Al contrario esistono differenze sistematiche tra sotto-gruppi della popolazione. Così le donne vivono più degli uomini, i più istruiti più degli illetterati, i dirigenti più dei manovali, i coniugati più dei divorziati, i bianchi più dei neri. Una volta che si tenga conto di queste differenze è evidente che un sistema pensionistico realizza, di fatto, una redistribuzione che preleva da chi decede prima e trasferisce a chi decede dopo. Non solo: poiché l'evidenza empirica conferma che coloro che vivono più a lungo si collocano nei centili più alti della distribuzione dei redditi, la redistribuzione rischia di essere regressiva, prendendo dai poveri a dando ai ricchi.

Il dibattito relativo a questi aspetti del sistema pensionistico è particolarmente intenso negli Stati Uniti: il pilastro pubblico prevede un sistema a beneficio definito, con una formula di calcolo della

---

<sup>51</sup> A dire il vero, l'assoluta equità attuariale potrebbe essere ottenuta versando al pensionato, *in una sola soluzione*, il montante ottenuto capitalizzando i suoi contributi. In questo caso, per definizione, monte contributi e monte pensioni coincidono. La controindicazione, già accennata nel primo capitolo, risiede nel fatto che il pensionato dovrebbe distribuire perfettamente questa somma per gli anni residui di vita. Così facendo egli correrebbe il rischio di esaurire il capitale rimanendo senza risorse negli ultimi anni.

pensione esplicitamente progressiva<sup>52</sup>, ma la progressività è appunto inficiata dal fatto che gli assicurati più poveri percepiscono la pensione per un periodo più corto. Secondo alcuni studiosi, anche tenendo conto di questo fattore il sistema rimarrebbe progressivo (Congressional Budget Office 2006, p. 6); secondo altri, la progressività sarebbe quasi cancellata dalla differenza di mortalità (Smith *et al.* 2001, p. 12).

Appurato che ottenere l'equità attuariale a livello individuale è un fatto accidentale (sebbene un sistema a contributo definito sia mediamente più equo di uno a beneficio definito), e che all'iniquità attuariale è associata una redistribuzione di risorse, è utile introdurre qualche misura finanziaria per stabilire quanto ci si può discostare dal caso ideal-tipico dell'equità.

Nell'ambito di questo lavoro la misura adoperata per valutare la redistribuzione legata alla presenza di differenziali sistematici nella mortalità è il *net present value ratio* (NPVR) definito come il rapporto tra il valore atteso scontato di un flusso di pagamenti e il premio pagato per assicurarsi entrambi valutati al primo anno di attività di un individuo/assicurato. Questo indicatore fornisce informazioni di grande rilievo sugli effetti distributivi intergenerazionali determinati dalla partecipazione ad un sistema pensionistico; in particolare quando il valore del NPVR è pari ad uno questo segnala una situazione di "equità" attuariale poiché la somma dei contributi versati genera, in valore attuale una somma complessiva di pensioni ricevute di pari ammontare. Evidentemente un valore del NPVR maggiore (minore) di uno segnala una convenienza (perdita) della partecipazione al sistema pensionistico rispetto ad altre forme di risparmio. Al tempo stesso il confronto del NPVR su tipologie di individui differenti, ad esempio in base all'anno di nascita, consente di trarre un giudizio sulla distribuzione intergenerazionale operata dal sistema pensionistico.

Uno dei maggiori vantaggi della regola contributiva è proprio quello relativo alla sua maggiore equità intergenerazionale, una volta che il sistema è a regime: la regola di computo, attribuendo a tutti i contributi il medesimo tasso di rendimento infatti determina prestazioni che, in termini intertemporali, riducono le iniquità di trattamento del precedente sistema retributivo.

Nelle simulazioni presentate in questa sezione diamo conto di questo risultato descrivendo il passaggio dal sistema retributivo a quello contributivo. Rispetto alle analisi precedenti (Castellino e Fornero 2002; Ministero del lavoro e della protezione sociale 2005; Borella e Coda Moscarola 2005) in questa sede presentiamo anche una serie di stime del NPVR dei futuri pensionati contributivi, che tengono esplicitamente in considerazione la presenza di differenze sistematiche nelle aspettative di vita in funzione del livello di istruzione raggiunto dagli individui. In particolare

---

<sup>52</sup> I tassi di sostituzione sono più alti per gli individui a basso reddito. Dopo aver opportunamente indicizzato i salari mensili di tutta la vita, si ottiene una sorta di salario medio *life-cycle*, chiamato AIME (Average Indexed Monthly Earnings); la pensione si ottiene applicando a questo AIME una scala di aliquote decrescenti al crescere del salario, con una procedura analoga ma inversa alla procedura di calcolo dell'IRPEF in Italia.

nell'ipotesi che le aspettative di vita siano crescenti al crescere del livello di istruzione le simulazioni mostrano che il sistema contributivo prefigura una redistribuzione delle risorse dai lavoratori con basso livello di istruzione a quelli con livello di istruzione più elevata, una caratteristica del sistema poco desiderabile che forse richiederebbe un qualche accorgimento normativo in modo da compensare, ad esempio tramite la definizione di coefficienti di trasformazione differenziati, a questo effetto che presenta sicuri aspetti di regressività.

### 3.6.1 *Mortalità ed istruzione*

Due dei fenomeni demografici più importanti degli ultimi secoli sono stati il declino deciso della mortalità e l'allungamento della vita media<sup>53</sup>. In Italia la vita attesa era di 36 anni nel 1887, per gli individui di entrambi i sessi (Caselli *et al.* 2003, pp. 49 e ss.), e in meno di un secolo raggiunge i 71 anni per gli uomini e i 78 per le donne. Il declino della mortalità è iniziato nei primi anni del XIX° secolo: la speranza di vita alla nascita nel 1930 era 51 anni per i maschi e 54 per le femmine. L'allungamento della vita è continuato anche nei decenni più recenti: tra il '50 ed il '70, e tra il '70 e il '90, la speranza di vita per gli uomini è cresciuta rispettivamente di altri 6 e 7 anni, e per le donne di altri 8 per ciascun ventennio. Per i nati del 2006, la stima è di 78 anni per i maschi e 84 per le donne (ISTAT 2007). E' noto infatti che in media le donne vivono più a lungo degli uomini: oltre al genere, però, esistono altre differenze sociali, economiche e demografiche che possono incidere, e incidono, sulla lunghezza della vita. Un primo fattore di differenziazione della mortalità potrebbe essere il reddito: è intuitivo pensare che individui ad alto reddito dispongano di maggiori risorse ed anche più scelta di medici ed ospedali. Tuttavia, nel considerare il reddito come fattore esplicativo della mortalità emerge il problema della causalità: individui potrebbero essere in cattiva salute per via del basso reddito, ma può essere proprio lo stato di salute ad impedire di svolgere lavori meglio pagati, o lavorare per più tempo. Ci sono poi due esempi controfattuali, entrambi evidenziati nella ricerca empirica statunitense, rispetto alla tesi che il reddito determina la speranza di vita. Il primo evidenzia che la mortalità negli Stati Uniti è caduta rapidamente dopo il 1970, laddove la crescita del reddito mediano è stata assolutamente tenue. Il secondo esempio richiama i differenziali che esistono tra uomini e donne: i primi, negli U.S.A., vivono in media quasi 74 anni con un reddito mediano di circa 36.500 dollari l'anno, le seconde vivono 5,5 anni in più nonostante guadagnino ben 10.000 dollari in meno dei concittadini maschi (Fullerton e Mast

---

<sup>53</sup> Ove non citato diversamente, le informazioni contenute in questo paragrafo sono tratte da: Cutler *et al.* (2006).

2005, p. 23). Inoltre è poco sensato pensare che variazioni nel reddito annuale possano riflettersi in mutamenti consistenti della propria speranza di vita.

Più robusta è la relazione che sussiste tra i differenziali di mortalità e la ricchezza. In uno studio longitudinale, consistente in due rilevazioni condotte a due anni di distanza l'una dall'altra, che ha interessato su 8222 individui negli Stati Uniti, si è osservato quali fossero le differenze sociali tra coloro che erano vivi anche alla seconda rilevazione e coloro che invece erano deceduti. Ad esempio, gli uomini *single* di età 70-74 anni che sono sopravvissuti avevano una ricchezza media di circa 216 mila dollari, mentre gli omologhi che non sono sopravvissuti avevano accumulato meno di un terzo di quella somma. Più in generale, considerando anche le donne e gli individui sposati, chi era morto aveva una ricchezza media pari al 70% di chi era ancora vivo, con un andamento decrescente delle differenze al crescere dell'età dei soggetti monitorati (Hurd *et al.* 1999, pp. 6-7). Quest'ultimo effetto è dovuto al fatto che, avvicinandosi al limite estremo della durata della vita, le differenze sociali divengono meno importanti. Sebbene l'indicatore ricchezza risolva parzialmente il problema della simultaneità, poiché essa probabilmente è meno influenzata da cause legate alla salute, è comunque difficile considerarla una variabile puramente esogena, e questo per due ragioni: la prima è la residua correlazione con lo stato di salute, la seconda perché le decisioni d'accumulazione di ricchezza di individui con diverse aspettative di vita possono essere differenti.

L'indicatore della situazione socioeconomica che presenta il maggior numero di pregi nello studiare i differenziali di mortalità è senz'altro il livello del titolo di studio (o gli anni d'istruzione). Questi pregi risiedono nel fatto che esso non è correlato con lo stato di salute, quindi non soffre del problema della simultaneità descritto prima. Inoltre, poiché educazione e reddito *life-cycle* sono positivamente correlati, si può adoperare il titolo di studio anche come *proxy* delle risorse cui si dispone nell'intero arco di vita. In più, rispetto all'indicatore di categoria professionale (impiegato, dirigente, autonomo ecc.), l'educazione permette di monitorare anche coloro che sono fuori dalla forza lavoro. Sotto questo punto di vista, il grado di istruzione avrebbe un effetto "mediato" sulla mortalità, di tipo indiretto, da attribuire alle variabili ad esso correlate, come appunto il reddito e la ricchezza. Il titolo di studio dà anche un'idea del capitale umano e culturale in dotazione al soggetto: a livelli di educazione più elevati possono essere associati atteggiamenti più "virtuosi", come la lungimiranza, la pazienza nel ritardare le gratificazioni, nonché la consapevolezza di alcuni rischi, come fumare, una vita sedentaria, e via discorrendo. In questo caso abbiamo effetti "immediati" e diretti, che si aggiungono a quelli indiretti.

Da un punto di vista empirico c'è ampia evidenza che la speranza di vita tende a crescere con il livello di educazione. Ad esempio tra gli individui maschi di età 70-74 anni sopravvissuti nello studio di Hurd, McFadden e Merrill (Hurd *et al.* 1999, pp. 16 e ss.). gli anni di scuola erano in

media 11.5, contro i 10.4 dei morti. Come già osservato per la variabile ricchezza, le differenze tendono a sfumare in corrispondenza delle età maggiori.

In Italia, come risaputo, mancano studi longitudinali nazionali sui differenziali di mortalità tra gruppi socioeconomici<sup>54</sup>. L'ISTAT, tuttavia, nel 2001 ha pubblicato la seconda edizione di uno studio trasversale, dal quale si possono trarre conclusioni interessanti (ISTAT 2001), e che servirà come base per i nostri calcoli descritti nel paragrafo 7.2. L'indagine in questione adotta i dati dei censimenti del 1981 e del 1991 e, pur non pubblicando le tavole di mortalità differenziate, calcola i tassi specifici e quelli standardizzati per alcune classi di età. I tassi specifici sono costruiti rapportando i decessi per classe di età ai corrispondenti contingenti di popolazione. Tuttavia può risultare problematico effettuare confronti tra Paesi o gruppi diversi, e questo a causa della (possibile) differente struttura demografica della popolazione. Se, ad esempio, una popolazione è mediamente più vecchia dell'altra, essa esibirà tassi di mortalità più alti che saranno ascrivibili in parte alla composizione demografica della popolazione e in parte alle effettive condizioni di vita. Per eliminare l'effetto confondente della struttura di età, si ricorre ai tassi standardizzati: essi ci dicono quali sarebbero i tassi di mortalità se la distribuzione per età della popolazione fosse uguale a quella della popolazione standard, definita a priori. I tassi standardizzati consentono confronti spaziali e temporali.

Traendo solo alcuni spunti, nello studio Istat si osserva che le differenze di mortalità per titolo di studio sono molto forti al Nord e nella prima classe di età (18-59): fatto pari a 100 il tasso standardizzato medio, cioè indipendentemente dal titolo di studio, un uomo senza alcun titolo presenta un tasso di 188, mentre con coetaneo laureato solo il 47. Al Nord, per gli uomini più giovani, i livelli di mortalità in fondo alla scala sociale sono quadrupli rispetto al vertice (ISTAT 2001, pp. 17 e ss.). Allargando lo sguardo, per i maschi la relazione tra istruzione e mortalità è "regolare", vale a dire che premia gli uomini con la laurea o almeno la licenza superiore (172 per i senza titolo di studio, 102 per la licenza media inferiore e 52 per la laurea, mentre per gli anziani l'andamento è analogo anche se con valori più compressi). Per le donne il discorso è leggermente diverso: i gradienti di disuguaglianza sono più contenuti che per gli uomini (ad esempio, la differenza tra laurea e scuola superiore è molto tenue per le giovani, e del tutto assente per le anziane).

Altri aspetti naturalmente possono risultare importanti nel differenziare la mortalità: tra questi la letteratura scientifica ha identificato la condizione professionale, l'etnia, e lo stato civile. In questo

---

<sup>54</sup> Esistono solo alcuni studi longitudinali locali, come quello torinese o toscano, oltre quello di Reggio Emilia, al quale si accennerà più avanti.

studio tuttavia queste variabili non verranno considerate, sia per non appesantire troppo l'analisi, sia per mancanza di adeguate informazioni statistiche e/o microeconomiche a riguardo.

### 3.6.2 Le modifiche al modulo mortalità

Abbiamo visto che per simulare l'evento mortalità il modello necessita dalle probabilità di morte di un individuo, con cui confrontare il numero casuale secondo il metodo Montecarlo. Questi dati sono forniti dall'ISTAT e tengono conto del sesso, dell'età raggiunta dall'individuo e dell'anno di nascita. Questo è il cosiddetto effetto di coorte, per il quale, ad esempio, l'aspettativa di vita alla nascita per un maschio nato nel 2000 è maggiore a quella di un maschio nato nel 1980.

Per differenziare il sotto-modulo mortalità secondo i livelli di istruzione, abbiamo bisogno delle probabilità di morte specifiche per ogni livello di istruzione, per entrambi i sessi, e che tengano conto dell'effetto di coorte. Come è noto, in Italia non esistono queste tavole di mortalità: questo paragrafo spiega come ottenere le informazioni necessarie dai dati disponibili.

La prima importante ipotesi da introdurre è che i differenziali di mortalità, in termini relativi, rimangono costanti per le tutte le generazioni. Detto altrimenti, se un quarantenne maschio laureato ha un rischio di morte del 30% in meno rispetto alla media, questo differenziale del 30% si manifesterà anche per i quarantenni nati dopo dieci, venti anni ecc.

Definita  $\bar{q}_x$  come la probabilità di morte di un uomo<sup>55</sup> di età  $x$ , indipendentemente dal suo titolo di studio, possiamo scrivere:

$$\begin{aligned} q_x^\alpha &= RR_x^\alpha \cdot \bar{q}_x \\ q_x^\beta &= RR_x^\beta \cdot \bar{q}_x \\ q_x^\gamma &= RR_x^\gamma \cdot \bar{q}_x \end{aligned}$$

dove  $RR_x^i$  rappresenta il rischio relativo proprio del gruppo studiato (ad esempio, la penalizzazione del 70% rispetto alla media di un uomo senza titolo di studio, o il guadagno del 30% di un laureato) per l'età  $x$ , e gli apici  $\alpha$ ,  $\beta$ , e  $\gamma$  si riferiscono, rispettivamente, ad un individuo con bassa, media ed alta scolarizzazione. Ricordando che i valori di  $\bar{q}_x$  sono forniti dall'ISTAT, il nostro compito è ricavare i rischi relativi per i tre gruppi per poi applicare le relazioni descritte sopra visto che i tassi di morte specifici,  $q_x^i$ , non sono noti. Nel secondo capitolo abbiamo già fatto riferimento ad una pubblicazione ISTAT (2001) sulla mortalità differenziale secondo alcuni fattori

---

<sup>55</sup> Per le donne il procedimento è assolutamente identico. Qui trattiamo solo l'esempio maschile per evitare l'appesantimento della notazione con l'eccesso di apici e pedici.

socio-economici, tra cui l'istruzione. Questo lavoro presentava i rischi relativi, per le classi di età 18-59 e 60-74 anni, degli individui condizionatamente al fatto che fossero analfabeti, o che avessero conseguito la licenza elementare, quella media inferiore, il diploma o la laurea. Tuttavia, noi abbiamo bisogno degli *RR* per ogni anno di vita, ed avere due sole osservazioni empiriche ci obbligherebbe ad eseguire un'interpolazione tra quei dati davvero poco affidabile.

La stessa pubblicazione riporta, per cinque classi di età (18-29, 30-44, 45-54, 55-64, e 65-74 anni) i tassi specifici di mortalità, gli stessi che noi stiamo trattando come ignoti<sup>56</sup>. La tabella 1 riporta questi valori per il sesso maschile.

**Tabella 16**  
**Tassi specifici di mortalità (ogni 10.000 persone),**  
**per titolo di studio e classi di età. Italia – Maschi.**

Titolo di Studio/Classi di età	18-29	30-44	45-54	55-64	65-74	18-74
<i>Analfabeta o senza titolo</i>	35.129	32.958	66.796	148.167	354.829	185.898
<i>Licenza elementare</i>	22.784	24.107	50.162	130.616	340.896	125.758
<i>Licenza media inferiore</i>	14.154	18.701	42.626	118.106	337.605	45.356
<i>Licenza media superiore</i>	6.837	11.918	33.408	95.426	294.555	29.356
<i>Laurea</i>	3.720	8.856	21.792	83.409	257.850	44.843
<i>Totale</i>	12.064	17.188	44.170	124.917	335.158	74.634
<i>Totale corretto</i>	11.754	16.823	43.100	121.790	331.000	67.803

La prima operazione che compiamo è quella di dividere, per ogni classe di età, il tasso specifico di ogni livello di istruzione per il tasso specifico medio della popolazione (quello nella riga indicata come “totale corretto”, ricavato sottraendo dal totale i valori relativi alla classe dei senza titoli di studio, non prevista dal modello), ed ottenere cinque osservazioni, per ogni livello educativo, di *RR*.

La tabella 2 evidenzia i rischi relativi per i tre livelli d'istruzione (basso, medio, alto) e per classi di età.

Qui è opportuno fare un chiarimento: i due valori di *RR* per le classi 18-59 e 60-74 sono ricavati a partire dai tassi standardizzati di mortalità, che eliminano l'influenza esercitata dalla struttura per età della popolazione (così non dobbiamo più preoccuparci del fatto che, ad esempio, nella classe 18-59 anni i laureati potrebbero essere relativamente più giovani degli analfabeti, proprio perché questa eventualità è stata esclusa dalla standardizzazione). I nostri cinque valori di *RR* (tabella 2), invece, sono calcolati a partire dai tassi specifici di mortalità, che possono essere distorti dalla

<sup>56</sup> Non possiamo introdurre direttamente questi tassi nel modello perché, essendo valori assoluti, non ci consentirebbero di tener conto dell'effetto coorte per le generazioni successive.

struttura demografica. Tuttavia, poiché le classi di età sono relativamente piccole (non superando i 15 anni), si può ragionevolmente ipotizzare che la stortura in cui potremmo incappare sia modesta, e che comunque la perdita di informazioni in cui incorriamo sia inferiore a quella che sarebbe scaturita da una grezza interpolazione con sole due osservazioni.

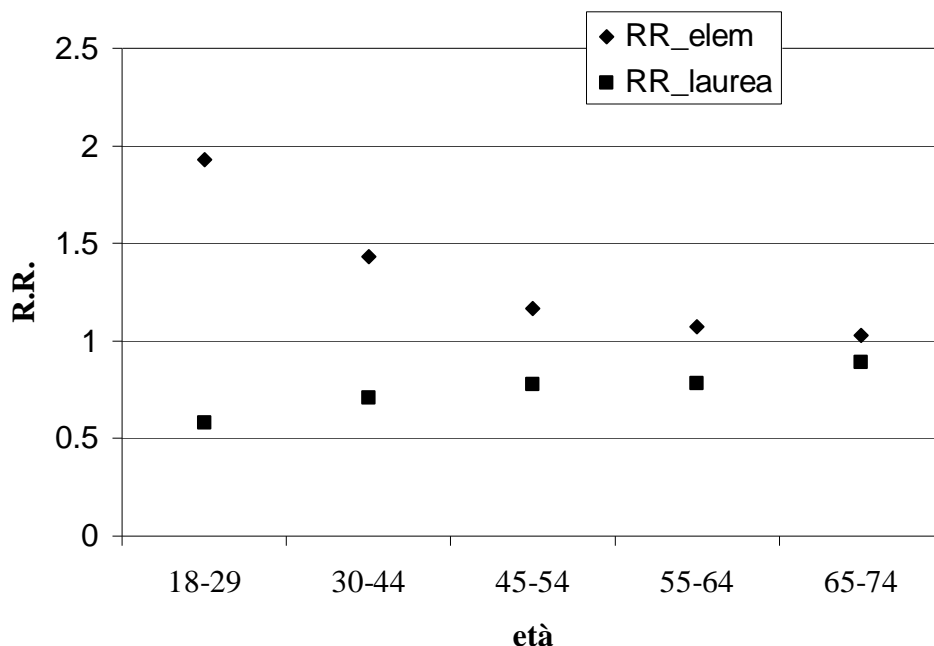
**Tabella 17**  
**Rischi Relativi per titolo di studio e classi di età**  
**Italia – Maschi**

Titolo di Studio/Classi di età	18-29	30-44	45-54	55-64	65-74
<i>Licenza elementare = <math>\alpha</math></i>	1,9383	1,4330	1,1639	1,0725	1,0299
<i>Diploma = <math>\beta</math></i>	0,5817	0,7085	0,7751	0,7835	0,8899
<i>Laurea = <math>\gamma</math></i>	0,3165	0,5265	0,5056	0,6849	0,7790
<i>Totale corretto</i>	1	1	1	1	1

Veniamo ora, appunto, alla questione di quale tecnica adoperare per interpolare i dati allo scopo di avere i rischi relativi per tutti gli anni di vita, e non solo per le cinque classi. Il grafico 1 mostra i dati presentati nella tabella 17 per due classi di studio estreme, come la licenza elementare e la laurea. La linea della popolazione totale è superflua, in quanto tutte le osservazioni sono pari all'unità.

Il modo più immediato di interpolare sarebbe con una regressione lineare: questo, tuttavia, ha una controindicazione. Poiché la retta stimata per la licenza elementare ha inclinazione negativa, e quella per la laurea ha inclinazione positiva, in corrispondenza di una data età si verificherà un'intersezione: se seguissimo alla lettera questa conclusione dovremmo concludere che esiste un *cross-over* tra le mortalità, e cioè che per i grandi anziani essere laureati è uno svantaggio. In realtà, come già sottolineato nel capitolo precedente, i rischi relativi tendono ad 1 all'aumentare dell'età.

**Grafico 1: Rischi Relativi per alcuni titoli di studio e classi di età Italia – Maschi**

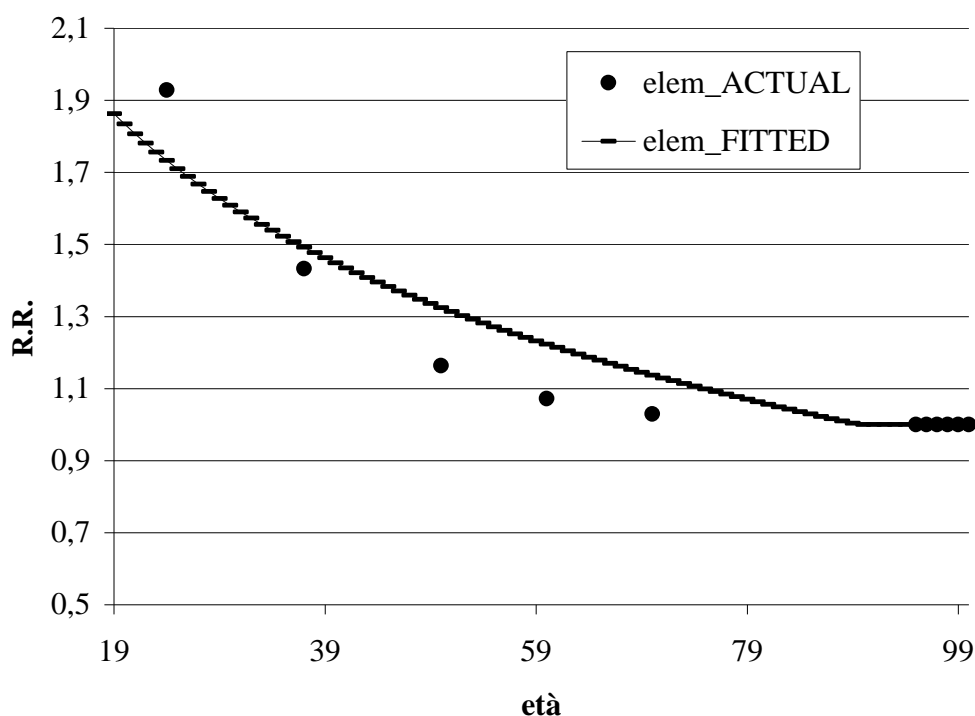


Una stima capace di tener conto di questa caratteristica è quella semi-logaritmica, in cui gli  $RR$  sono regrediti sul logaritmo dell'età:

$$RR_x^i = a + b \cdot \log(et\grave{a}) + \varepsilon .$$

Per far questo dobbiamo prima ricorrere a due ipotesi supplementari: si imputa il valore *actual* di  $RR$  all'anno centrale di ogni classe di età (24; 37; 50; 60 e 70) e si impone, per tutte le età comprese tra 95 e 100, che i rischi relativi di ogni gruppo siano uguali all'unità. Stimati  $a$  e  $b$ , è possibile "fittare" i dati dei rischi relativi per ogni anno di età da 19 a 95 usando l'equazione presentata sopra. A titolo di esempio, nel grafico 2, si riporta il confronto tra i dati *fitted* e quelli veri per i rischi relativi di un uomo con licenza elementare.

**Grafico 2: Rischio relativo per un uomo con licenza elementare. Dati actual e dati fitted**



L'aver imposto la convergenza ad uno per le età senili comporta un costo soprattutto in termini di qualità delle regressioni per le età centrali. Un'alternativa sarebbe stata interpolare, di volta in volta, le osservazioni empiriche fino ad ottenere una linea spezzata, ma questa procedura sarebbe stata poco efficiente per quelle distribuzioni empiriche non monotone nell'età, come gli *RR* delle donne laureate. In appendice sono riportate le statistiche delle sei regressioni (tre livelli di studio per ognuno dei due sessi), insieme alle tabelle complete dei dati "fittati"<sup>57</sup>.

A questo punto mancano due operazioni.

La prima è di calcolare i tassi specifici di mortalità inserendo, nella (3.1), i valori di *RR* appena calcolati.

La seconda è puramente informatica, anche se riveste importanza capitale, e risponde all'esigenza di coerenza nel modello. Il punto è che, anno per anno, il numero di morti simulati dal modello deve essere lo stesso sia applicando i tassi indifferenziati, sia quelli differenziati. Se non fosse così, l'aver imposto la differenziazione comporterebbe una "smentita" dei tassi di mortalità

<sup>57</sup> In alcune delle sei regressioni, nonostante il vincolo all'unità per l'età che tendeva a 100, si ripresentava il fenomeno di *cross-over*. Ad esempio, per i laureati maschi, il rischio relativo scendeva di qualche decimale rispetto all'unità: questi valori sono stati sostituiti con l'unità. Tuttavia il fenomeno è assolutamente modesto e, in ogni caso, in appendice sono riportati i valori delle stime originali.

dell'intera popolazione, che devono continuare a valere. Praticamente, il modello fa così: simula e conta il numero di morti nel caso della mortalità indifferenziata, e li confronta con il numero di deceduti dopo aver applicato i tassi differenziati. Il valore base, di riferimento, è ovviamente il primo, quello prodotto dai tassi di mortalità della popolazione generale, e a questo si adegua il secondo. Il modello calcola la differenza tra i due scenari: se la differenza è positiva, vuol dire che la differenziazione ha prodotto un numero insufficiente di decessi, se la differenza è negativa, l'esperimento ha prodotto troppi decessi. CAPP\_DYN, attraverso un processo casuale, nel primo caso genera casualmente morti supplementari tra i sopravvissuti, nel secondo caso "riporta in vita" i morti di troppo, sempre in modo *random*.

### 3.7 *Gli effetti intergenerazionali delle riforme*

Dopo le modifiche apportate al modulo mortalità abbiamo prolungato la simulazione fino al 2100, in modo da tenere traccia delle prestazioni pensionistiche che verranno erogate ai soggetti in pensione fino al 2050 anche negli anni successivi all'ultimo anno di osservazione<sup>58</sup>.

In termini generali il passaggio alla regola contributiva determina, come atteso, una progressiva riduzione del NPVR. Partendo da valori nettamente maggiori di 2 per i neo pensionati retributivi del primo decennio della simulazione, si arriva alla fine della simulazione a valori, in media, leggermente inferiori ad uno<sup>59</sup>.

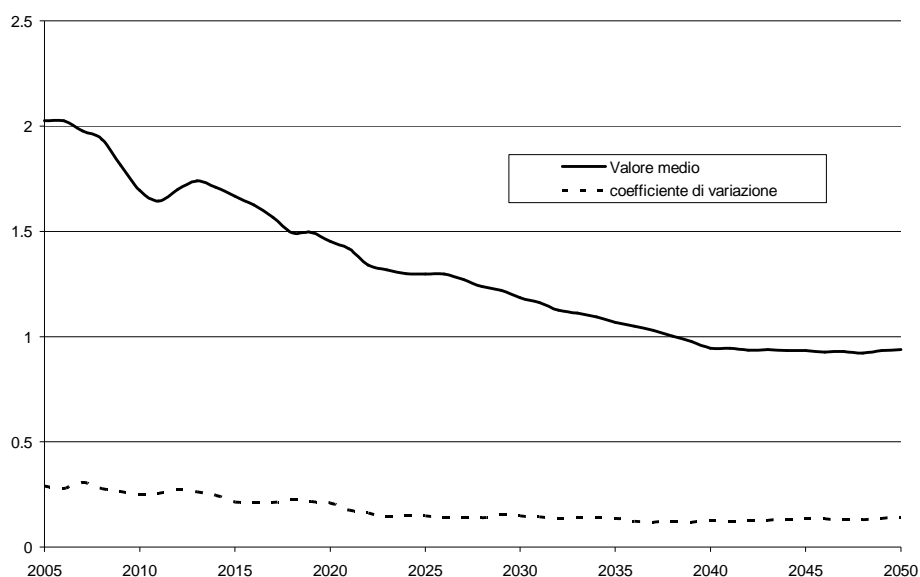
Nella figura assieme alla dinamica del valore medio presentiamo anche l'informazione relativa alla deviazione standard del NPVR, che indica una parallela riduzione della variabilità dell'indicatore. Questo secondo aspetto della riforma contributiva merita attenzione perché segnala una maggiore capacità del sistema contributivo di ridurre la dispersione del rendimento implicito offerto dal sistema ai suoi assicurati. Si tratta a ben vedere di uno degli aspetti più sottolineati della riforma pensionistica: la riduzione nella variabilità dei tassi di rendimento offerto dal sistema pensionistico pubblico ad i suoi assicurati.

---

<sup>58</sup> La più giovane generazione considerata nelle stime che seguiranno è quella nata nel 2000. Alla fine della simulazione, nel 2100, è plausibile ritenere che la quasi totalità degli individui nati in quell'anno sarà scomparsa per morte.

<sup>59</sup> Dal punto di vista tecnico il valore finale del NPVR è inferiore ad uno per due ragioni: non abbiamo tenuto conto delle eventuali pensioni di reversibilità generate dalle pensioni di vecchiaia/anzianità su cui l'indicatore è calcolato ed il tasso di sconto è leggermente maggiore del rendimento implicito del sistema contributivo che è prossimo all'1.5%.

**Figura 36**  
**Net Present Value Ratio 2005 – 2050.**  
**Valore medio e deviazione standard**

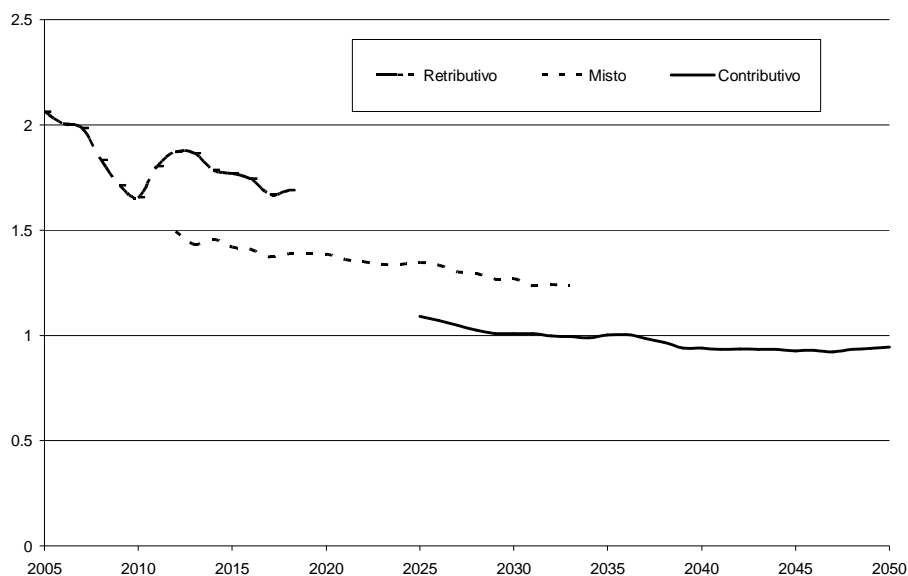


Nota: Tasso di sconto pari al 1.5%.  
Fonte: CAPP\_DYN

Nella figura successiva distinguiamo invece la popolazione dei neo pensionati in base al regime pensionistico di appartenenza.

La riduzione del NPVR evidenziata nella figura 36 è qui scomposta di fatto in relazione all'anno di entrata nel mercato del lavoro: questo permette di evidenziare una struttura a scalini del NPVR che in maniera discontinua raggiunge valori equi solo per gli assicurati che aderiscono al regime contributivo. L'analisi sulla dinamica del NPVR condotta su tutta la popolazione fornisce informazioni in parte già note (Ministero del lavoro e della previdenza sociale 2005) e conferma che, se valutato su tutta la popolazione, il passaggio alla regola contributiva migliora da un lato la trasparenza del sistema pensionistico a regime ma tende ad assicurare un rendimento dei contributi pensionistici uguale per tutti i partecipanti al sistema e sostenibile solo nel lungo periodo, perpetuando nel breve e nel medio una situazione di forte iniquità intergenerazionale.

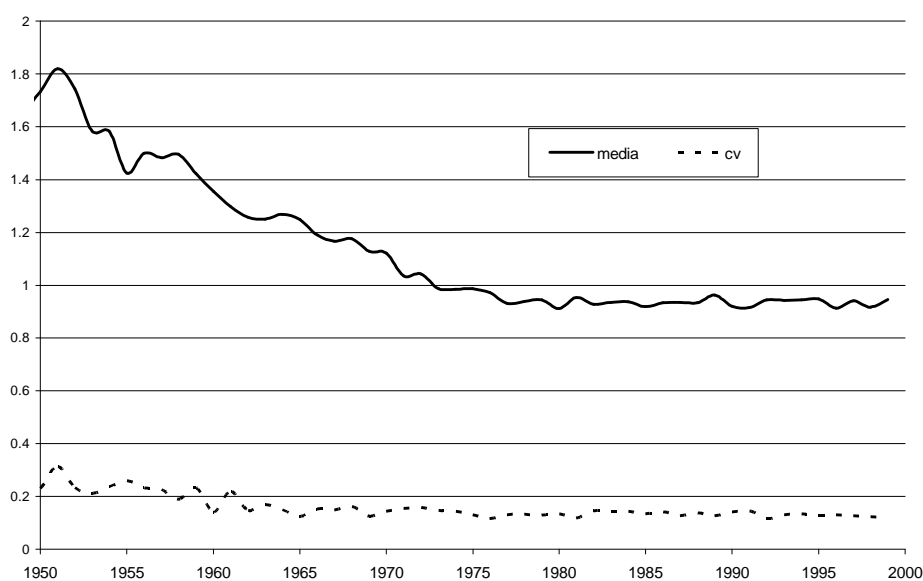
**Figura 37a**  
**Net Present Value Ratio per regime pensionistico**



Fonte: CAPP\_DYN

Risultati del tutto simili, relativamente alla progressiva riduzione del NPVR, con il passare degli anni si ottengono quando questo indicatore è calcolato rispetto all'anno di nascita dei pensionati come fatto nella figura 37 b. Anche in questo caso si può notare la convergenza verso il valore unitario e la progressiva riduzione della variabilità al crescere dell'anno di nascita.

**Figura 37b**  
**Net Present Value Ratio per anno di nascita**



Fonte: CAPP\_DYN

All'interno di questo quadro generale è possibile individuare alcune forme di redistribuzione tra le quali è opportuno distinguere quelle volute da quelle non volute. Tra il primo gruppo vi è sicuramente quella che avviene dagli uomini alle donne. È infatti noto che la speranza di vita delle seconde è maggiore ad ogni età rispetto a quella dei primi; poiché il coefficiente di trasformazione del capitale figurato in rendita pensionistica è indifferenziato per sesso è evidente che questo si trasforma in un vantaggio per la componente femminile della popolazione.

Nel paragrafo precedente abbiamo mostrato che le aspettative di vita ad ogni età dipendono, tra gli altri fattori, positivamente dal livello di educazione. L'applicazione del modulo relativo alla mortalità differenziale produce in CAPP\_DYN differenti aspettative di vita in relazione al livello di istruzione realizzato dagli individui del modello. A scopo descrittivo la tabella 18 riporta l'età media di morte e altre informazioni statistiche per gli individui che appartengono alle coorti nate prima del 2000. Coerentemente con i risultati ottenuti in altre ricerche empiriche su dati statunitensi (Brown 2006; Liebman 2006) il livello di educazione sembra influenzare in misura decisamente più forte i differenziali di mortalità per le osservazioni di sesso maschile. Per questo sottoinsieme della popolazione l'età media di decesso per gli individui con basso livello di istruzione è inferiore a quello degli individui con una laurea per 2,7 anni. Molto meno significativa invece la differenza nell'età media di decesso per le donne.

**Tabella 18**  
**Età media di decesso per individui nati prima del 2000**

<b>Livello di studio</b>	<b>Uomini</b>	<b>Donne</b>
<b>Elementari</b>	82.9	87.9
<b>Diploma</b>	83.7	88.8
<b>Laurea</b>	85.6	88.5
<b>Tutti</b>	83.5	88.4

Fonte: CAPP\_DYN

Il vantaggio legato al più lungo numero di anni di vita attesa per coloro che hanno un più elevato livello di istruzione determina, anche all'interno del sistema contributivo, una redistribuzione non esplicitamente voluta dal legislatore che, nell'ipotesi che al crescere del livello di istruzione aumenti anche quello del reddito permanente, assume i caratteri della regressività.

La tabella 19 riassume i risultati ottenuti dalla simulazione del modello con mortalità differenziata per livello di studio.

**Tabella 19**  
**NPVR medio per livello di istruzione**

<b>Educazione</b>	<b>Uomini</b>	<b>Donne</b>
<b>elementari</b>	0.79	0.98
<b>diploma</b>	0.84	1.00
<b>laurea</b>	0.85	0.99
<b>tutti</b>	0.83	0.99

Nota: solo individui aderenti al regime contributivo.

Tasso di sconto pari al 1.5%.

Fonte: CAPP\_DYN

È immediato notare che, oltre alla nota redistribuzione a favore delle donne, il livello medio del NPVR cresce al crescere del livello di istruzione per gli individui di sesso maschile. La differenza tra valore medio dell'indicatore è di circa 6 punti tra individui con basso ed alto livello di istruzione a conferma della presenza di un certo grado di regressività del sistema contributivo. In sostanza il sistema pensionistico pubblico contributivo risulterebbe, in termini intertemporali, più conveniente<sup>60</sup> per gli individui con elevato livello di istruzione.

I risultati della simulazione vanno nella stessa direzione di quelli realizzati su dati statunitensi (Liebman 2006, Brown 2006) ed evidenziano un certo grado, seppure inferiore rispetto a quello che si verifica negli Usa, di redistribuzione delle risorse tra individui della medesima coorte in relazione al livello di istruzione. I risultati appaiono ancora per alcuni versi provvisori perché dipendono in maniera cruciale da informazioni sulla mortalità realizzate oramai da più di un decennio. Inoltre il tipo di indagine che ha reso possibile questa analisi non è più stato ripetuto negli anni, rendendo così impossibile lo studio dinamico del fenomeno. Per ottenere risultati più solidi sarebbe necessario ed auspicabile un maggiore impegno delle istituzioni preposte alla costruzione e alla distribuzione delle informazioni demografiche su un tema di grande rilievo nella politica economica e che all'estero sta ottenendo sempre maggiore interesse.

---

<sup>60</sup> In realtà, in considerazione del valore inferiore ad uno per entrambi i casi, sarebbe forse più opportuno dire meno sconveniente.

## Parte IV

# LA POPOLAZIONE NON AUTOSUFFICIENTE LE CARATTERISTICHE SOCIO ECONOMICHE E LA SPESA PER L'ISTITUZIONE DI UN FONDO NAZIONALE

### 4.1 *Invecchiamento della popolazione e non autosufficienza*

In questa sezione del rapporto il modello CAPP\_DYN viene utilizzato per fornire una serie di stime sulla numerosità attesa e sulle caratteristiche sociali ed economiche della popolazione non autosufficiente e delle loro famiglie in Italia nel periodo 2005-2050. È infatti noto che una delle più importanti conseguenze del processo di invecchiamento in corso delle popolazioni nelle economie sviluppate sarà l'aumento nel numero di individui non autosufficienti e dei corrispondenti costi che il settore pubblico dovrà sostenere per assicurare la popolazione da questo tipo di rischio (Oecd 2006; AWG 2006).

Il sistema italiano di protezione sociale presenta una serie di caratteristiche che rendono la questione sopra descritta ancora più problematica: le risorse impiegate dal settore pubblico per coprire i cittadini italiani dai rischi di non autosufficienza sono scarse ed allocate in maniera inefficiente, non esiste un fondo nazionale, come ad esempio quelli recentemente introdotti in Germania e Giappone, e gli anziani non autosufficienti sono assistiti principalmente da membri della loro famiglia e/o da assistenti private (badanti). Il tasso di istituzionalizzazione è basso nei confronti internazionali ed i servizi di cura residenziali, forniti direttamente dalle autorità locali, sono ancora diffusi in maniera insufficiente e si trovano principalmente nel nord del Paese.

L'invecchiamento della popolazione non costituisce comunque l'unico elemento di preoccupazione in relazione alla questione della non autosufficienza poiché altre modifiche nella struttura demografica porranno seri problemi al modello di assistenza vigente in Italia. Tra questi fattori giocano un ruolo importante la significativa caduta dei tassi di fertilità, che determineranno in futuro una diminuzione del numero di figli per ogni genitore; l'aumento nel tasso dei divorzi, che aumenterà il numero di anziani che si troveranno a vivere da soli e per finire l'aumento del tasso di partecipazione femminile al mercato del lavoro, che determinerà una riduzione dell'offerta di assistenza informale fornita dai familiari ai non autosufficienti.

Da ultimo, al fine di misurare quantitativamente il fenomeno della non autosufficienza, è importante avere una misura della dinamica di medio-lungo termine del tasso di disabilità tra gli

anziani. Da questo punto di vista le recenti evidenze empiriche (Istat 2007) documentano la presenza di una riduzione nei tassi di disabilità, fenomeno peraltro coerente con quanto avviene in altre economie sviluppate (Manto et al. 2006). Se questa tendenza dovesse continuare questo determinerebbe, ceteris paribus, una certa riduzione del fenomeno della non autosufficienza. D'altro canto è rischioso estrapolare dinamiche future di questo tipo senza tenere in considerazione altri aspetti quali ad esempio il costo medio dell'assistenza che invece probabilmente è destinato a salire a causa dell'aumento nel costo del lavoro e del maggior numero di anni di vita attesa dei futuri soggetti non autosufficienti.

Un certo numero di lavori empirici hanno fino ad ora cercato di stimare il numero di non autosufficienti e l'associato livello di spesa pubblica necessario per finanziare un fondo per la NA nel medio lungo termine in Italia (AWG 2006, OECD 2006, Comas-Herrera et al. 2007, Fukui and Iwamoto 2006). Molti di questi lavori sono basati su dati macroeconomici e tendono a fornire delle proiezioni basate sull'estrapolazione della situazione corrente nella quale si tiene principalmente in considerazione il solo effetto che deriva dalla modifica attesa della struttura per età della popolazione nei prossimi decenni. Alcuni esercizi di sensitività poi cercano di considerare i fattori aggiuntivi che possono modificare, verso l'alto o verso il basso, la dinamica della spesa e sopra ricordati. Per quanto riguarda l'Italia le previsioni di AWG (2006) ad esempio ipotizzano un aumento che può variare dal 22% al 93% nel numero di soggetti NA nel periodo 2004- 2050 a seconda delle ipotesi adottate nella simulazione. La spesa per la non autosufficienza sostenuta dal settore pubblico nello scenario base passerebbe dall' 1.5% al 2.2% del Pil.

In questa ricerca l'uso di un modello di microsimulazione dinamica consente di affiancare a quelle macroeconomiche una serie di informazioni sulle caratteristiche socio-economiche dei futuri soggetti non autosufficienti. Successivamente presentiamo anche una stima del possibile costo dell'istituzione di un fondo per la NA che sostituisca gli attuali trasferimenti erogati dal settore pubblico.

## **4.2     *Il modulo invalidità***

Per simulare il numero e le caratteristiche della popolazione non autosufficiente il modello è stato arricchito di un modulo per la stima delle condizioni di salute della popolazione campionaria. Le informazioni necessarie sono desunte dall'indagine Istat sulle condizioni di salute del 2005. L'indagine raccoglie una serie di informazioni sulle capacità degli intervistati

di compiere una serie di attività quotidiane quali lavarsi, mangiare, vestirsi senza aiuti esterni. Sono presenti 19 domande di questo tipo che possono essere raggruppate in quattro categorie ognuna delle quali indica un differente tipo di disabilità: essere incapaci di uscire di casa, avere serie difficoltà di movimento, di svolgere le attività quotidiane ed infine di comunicare con gli altri. Per ognuna di queste quattro attività nel data set abbiamo costruito una variabile dummy che assume valore 1 in caso di presenza della condizione e valore 0 in caso di assenza. Questa classificazione è stata usata per distinguere tre livelli di disabilità, ognuno dei quali dipende dal numero di variabili dummy che al livello individuale assume valore pari ad 1. La più bassa condizione di disabilità (livello 1) si realizza quando una sola variabile dummy è pari ad 1; il valore intermedio di disabilità (livello 2) corrisponde al caso in cui due dummies sono pari ad 1 ed infine il livello grave di disabilità (livello 3) corrisponde al caso di tre o quattro dummies con segno positivo.

La tabella ?? fornisce una serie di informazioni descrittive del fenomeno della disabilità, così come sopra classificato, nell'indagine campionaria dell'Istat. L'età media aumenta al crescere della gravità nella condizione di disabilità, così come aumenta il peso delle donne; il livello di educazione e la condizione di vedovanza sono invece correlati negativamente.

**Tabella 20**  
**Statistiche descrittive della disabilità.**  
**Indagine Istat sulle condizioni di salute 2005**

	Tutto il campione	Disabili, livello 1	Disabili, livello 2	Disabili, livello 3
Età	41.8	68.1	75.5	78.8
Donne	51.4%	63.0%	68.4%	70.0%
Scuola elementare	59.7%	88.6%	89.5%	93.5%
Diploma	26.4%	8.8%	7.7%	4.4%
Università	8.2%	2.6%	2.7%	2.1%
Nord	45.2%	41.5%	38.8%	39.2%
Centro	19.2%	18.8%	20.1%	21.8%
Sud e isole	35.6%	39.6%	41.1%	38.9%
Vedovo/a	7.9%	36.9%	45.6%	53.7%
Vita attesa	40.9	19.2	13.5	11.3
Numero di osservazioni	128040	2797	1869	1324

Nel seguito del lavoro i dati della tabella 20 sono utilizzati per imputare alle osservazioni campionarie del modello uno stato di disabilità secondo due approcci alternativi:

a) Simulazione meccanica: i dati dell'indagine Istat sono utilizzati per calcolare la proporzione della popolazione disabile in base alla distribuzione per età e genere. Le frequenze relative per età e genere sono usate per selezionare, tramite il metodo di Monte Carlo i soggetti che cadono in questa condizione. In questo caso non si tiene in considerazione la possibilità che siano in atto effetti di coorte e/o di altro tipo che modifichino la proiezione, che quindi risulta strettamente dipendente dal solo evolversi delle condizioni demografiche.

b) Compressione della disabilità: in questo scenario la probabilità di diventare disabile non è più considerata costante all'interno dei singoli gruppi di età ma dipende da un vettore di variabili socio-demografiche. In questo caso è evidente che se queste variabili si modificano allora cambia anche la probabilità di diventare disabile. Lo strumento utilizzato per endogenizzare le probabilità in questione è una stima ordered probit i cui risultati sono presentati nella tabella ?? dove le variabili esplicative della probabilità di contrarre uno dei tre gradi di disabilità sono, oltre all'età ed al sesso, il livello di istruzione, l'area geografica di residenza, la condizione di vedovanza e le aspettative di vita ad ogni età. Questa ultima variabile è introdotta con l'obiettivo di approssimare l'idea che al crescere del numero di anni di vita attesa non vi sia un parallelo aumento del numero di anni che un individuo si attende di trascorrere in una condizione di disabilità (Norton and Stearns, 2004).

Il modello assume la forma seguente: definita una variabile ordinale  $y$   $\{i: 1 \dots N\}$  che indica il livello osservato di disabilità all'interno del campione l'associata variabile latente è:

$$y_i^* = X_i \beta$$

$$y_i = j \quad \text{if} \quad c_{j-1} < y_i^* \leq c_j$$

dove  $X_i$  identifica il vettore delle variabili esplicative,  $\beta$  è il vettore dei coefficienti ed  $??$  è una variabile casuale distribuita in modo normale.

La tabella 21 mostra i risultati della regressione. La variabile età, introdotta con il metodo spline, mostra che la probabilità di contrarre una condizione di disabilità dopo i 70 anni. Inoltre il livello di educazione e l'area di residenza sembrano essere in grado di spiegare una parte importante nel differenziale di probabilità di contrarre una condizione di disabilità. La vita attesa infine ha un effetto di rilievo e il segno del coefficiente consente di affermare che un suo aumento tende a ridurre le probabilità stimate dal modello.

**Tabella 21**  
**Stima ordered probit della probabilità di disabilità**

	Coef.	Robust Std. Err.
<=30 anni	-0.0551	0.0100
31-50 anni	-0.0400	0.0097
51-60 anni	-0.0255	0.0104
61-70 anni	-0.0012	0.0089
71-80 anni	0.0463	0.0077
>=81 anni	0.0604	0.0054
Donne (D)	0.3137	0.0424
Educazione elementare	0.4726	0.0409
Diploma	0.1472	0.0476
Nord	-0.2386	0.0188
Centro	-0.1518	0.0234
Vedovo/a	0.0997	0.0234
Vita attesa	-0.0541	0.0099
Cut-points:		
C <sub>1</sub>	-1.5867	0.7821
C <sub>2</sub>	-1.1616	0.7821
C <sub>3</sub>	-0.6392	0.7819

Number of obs = 128040; LR chi<sup>2</sup>(13) = 15988.04; Prob > chi<sup>2</sup> = 0.0000; Log likelihood = -21515.021; Pseudo R<sup>2</sup> = 0.2709.

Poiché le osservazioni contenute in CAPP\_DYN hanno informazioni sui predittori del modello probit siamo in grado di usare i coefficienti ed i parametri soglia della regressione per stimare la probabilità di diventare disabile per tutto il periodo della simulazione. In particolare la probabilità per un individuo con caratteristiche X di cadere in una condizione j di disabilità è data da:

$$\begin{aligned}
 pr(y_i^* = 0) &= \int_{c_0}^{c_1} y_i^* dy = Norm[(c_1 - (X_i\beta + \varepsilon_i))] \\
 pr(y_i^* = 1) &= \int_{c_1}^{c_2} y_i^* dy = Norm[(c_2 - (X_i\beta + \varepsilon_i))] - pr(y_i^* = 0) \\
 pr(y_i^* = 2) &= \int_{c_2}^{c_3} y_i^* dy = Norm[(c_3 - (X_i\beta + \varepsilon_i))] - pr(y_i^* = 1) \\
 pr(y_i^* = 3) &= \int_{c_3}^1 y_i^* dy = Norm[(X_i\beta + \varepsilon_i) - c_3]
 \end{aligned}$$

Per identificare i soggetti che cadono in questa condizione utilizziamo un processo Monte Carlo. Inoltre ipotizziamo che la disabilità non possa diminuire nel corso della vita di un

individuo. Infine tra i soggetti del livello 3 estraiamo casualmente un numero di osservazioni per individuare nel campione una sotto popolazione che si trova in casa di riposo.

### 4.3 *La popolazione non autosufficiente in CAPP\_DYN*

I due processi di imputazione descritti sopra generano nel campione una popolazione di soggetti che presentano gradi differenti di disabilità. La tabella 22 presenta i risultati di questi due processi

**Tabella 22**  
**Percentuale di soggetti disabili**

#### 1) scenario meccanico

Anno	Non disabili	Livello 1	Livello 2	Livello 3	In strutture residenziali	% sul totale della popolazione	% della popolazione 25-64	Età media dei disabili
2005	95.4%	2.1%	1.3%	1.2%	0.3%	4.6%	8.2%	73.7
2010	94.9%	2.3%	1.5%	1.3%	0.3%	5.1%	9.1%	75.9
2020	94.0%	2.6%	1.8%	1.6%	0.3%	6.0%	11.2%	77.2
2030	92.7%	3.1%	2.1%	2.0%	0.4%	7.3%	14.3%	78.7
2040	91.5%	3.5%	2.5%	2.5%	0.5%	8.5%	18.1%	80.1
2050	90.5%	3.8%	2.9%	2.9%	0.5%	9.5%	20.7%	81.6

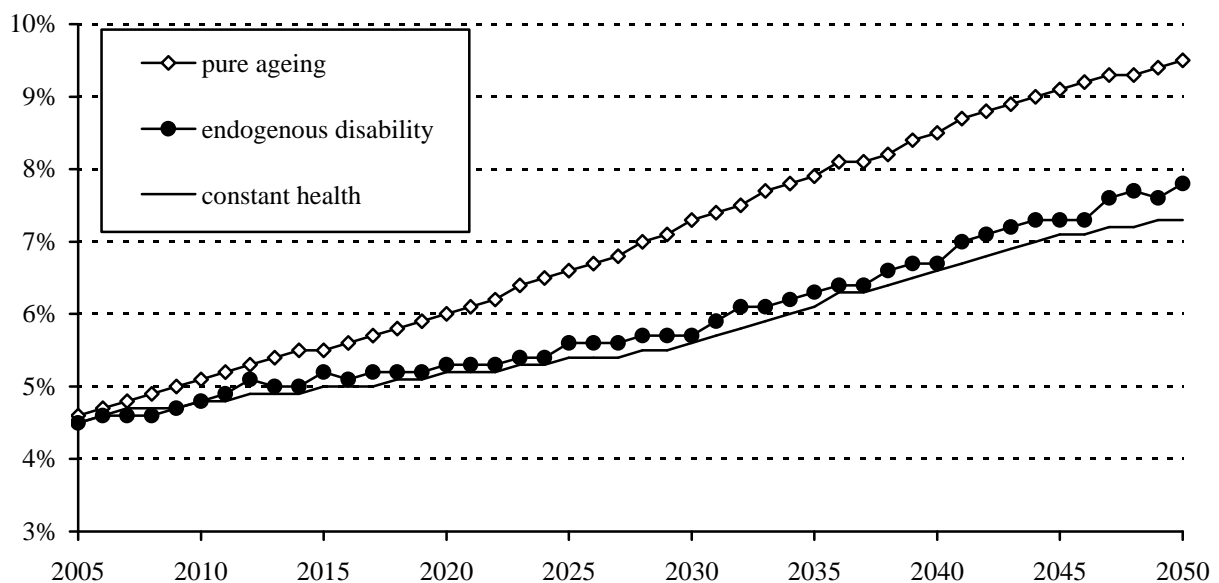
#### 2) scenario di compressione della disabilità

Anno	Non disabili	Livello 1	Livello 2	Livello 3	In strutture residenziali	% sul totale della popolazione	% della popolazione 25-64	Età media dei disabili
2005	95.5%	2.1%	1.3%	1.1%	0.3%	4.5%	8.2%	73.9
2010	95.2%	2.1%	1.5%	1.3%	0.3%	4.8%	8.6%	76.5
2020	94.7%	2.2%	1.5%	1.6%	0.3%	5.3%	9.7%	79.8
2030	94.3%	2.3%	1.7%	1.8%	0.3%	5.7%	11.3%	82.2
2040	93.3%	2.6%	2.0%	2.2%	0.4%	6.7%	14.2%	83.5
2050	92.2%	2.9%	2.3%	2.6%	0.4%	7.8%	17.0%	84.9

Fonte: CAPP\_DYN

Nel corso dei 45 anni della simulazione la percentuale di disabili, nel primo scenario, arriva a più che raddoppiarsi passando dal 4.6% del 2005 al 9.5% del 2050. Questo aumento risulta particolarmente marcato nei due livelli più elevati di disabilità. A causa dell'invecchiamento della generazione del baby-boom il rapporto tra il numero di disabili ed il numero di individui che si trovano in età attiva aumenta anche esso in maniera significativa: nel 2005 ci sono circa 12 individui in età attiva per ogni disabile, mentre nel 2050 il rapporto scende a 5. L'età media dei disabili cresce anch'essa in maniera significativa ed aumenta di circa 8 anni. La simulazione alternativa caratterizzata da endogenità nelle probabilità di disabilità evidenzia che l'aumento nel numero di disabili è molto meno forte. I principali responsabili della minore forza con cui i disabili crescono sono l'aumento nel livello di istruzione della popolazione e la più lunga vita attesa ad ogni età. Ne segue che in questo secondo scenario la disabilità cresce meno intensamente passando dal 4.5% del 2005 al 7.8% della popolazione complessiva nel 2050. La figura 38 mostra i differenti trends nella quota della popolazione disabile sotto le due ipotesi alternative sopra riportate. Poiché il numero complessivo di disabili era stimato nel 2005 in circa 2.6 milioni di unità i due scenari alternativi prevedono che questo cresca rispettivamente a 4.3 milioni nel 2030 e 5.6 milioni nel 2050 nel caso del primo scenario. Questo significherebbe un aumento pari al 115% lungo l'orizzonte temporale considerato.

**Figura 38**  
**Quota di disabili sul totale della popolazione**



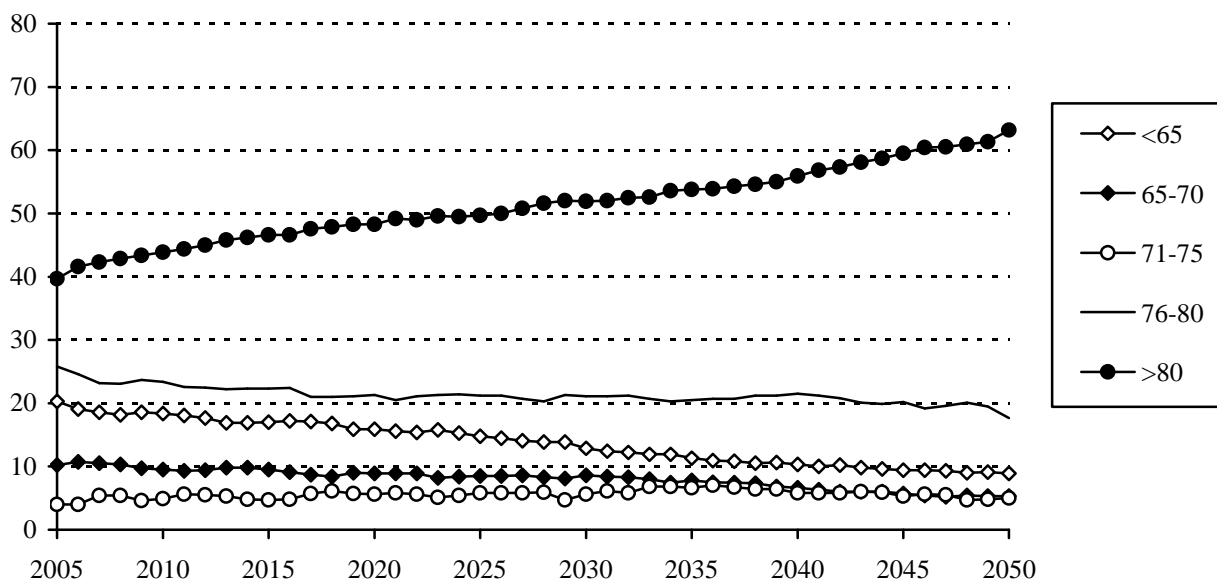
Fonte: CAPP\_DYN

Nel secondo scenario caratterizzato da una riduzione nei tassi di disabilità il numero di disabili sale a 3.4 milioni di unità nel 2030 e a 4.6 milioni nel 2050 con un aumento del 77%.

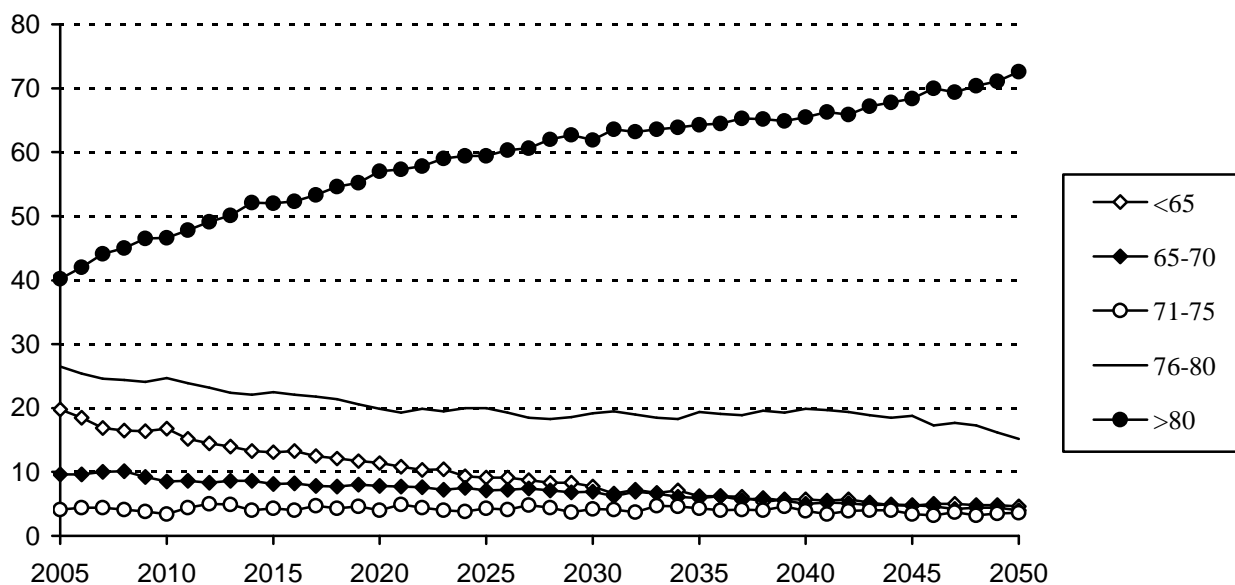
La figura 39 mostra il trend nella distribuzione percentuale dei disabili per classe di età: la proporzione di ultra ottantenni cresce in maniera significativa, in particolare nel secondo scenario perché la probabilità di diventare disabili aumenta in maniera più intensa al crescere dell'età.

**Figura 39**  
**Quota di disabili per classe di età**

1) scenario a disabilità costante



## 2) scenario di compressione della disabilità



Fonte: CAPP\_DYN

Il principale vantaggio dei modelli di microsimulazione dinamici va ricercato nella possibilità di osservare come cambiano nel tempo le caratteristiche della popolazione considerata. Nel caso in questione CAPP\_DYN consente di studiare come si modifica la popolazione dei disabili e quella delle loro famiglie. Tutte le figure che seguono sono riferite al secondo dei due scenari considerati che riteniamo quello più plausibile.

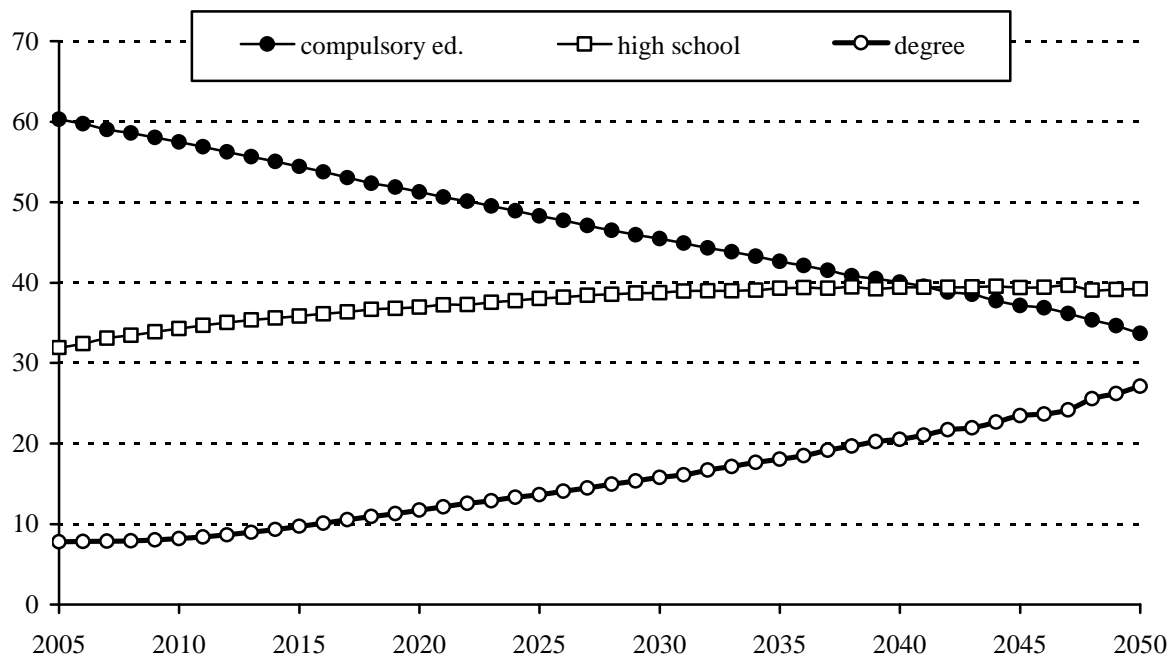
La tabella 23 mostra che i futuri disabili saranno meno in grado, rispetto a quanto succede in questi anni, di usufruire dell'aiuto informale dei componenti della loro famiglia. Essi avranno infatti un numero minore di figli cui fare riferimento: oggi circa il 56% dei disabili ha almeno due figli, mentre nel 2050 la percentuale scenderà al 34%.

**Tabella 23**  
**Distribuzione dei disabili per numero di figli presenti**

	0	1	2	3	>=4
2005	23%	21%	29%	14%	14%
2010	24%	20%	28%	15%	13%
2020	26%	20%	29%	14%	11%
2030	32%	19%	28%	13%	8%
2040	43%	16%	27%	10%	5%
2050	54%	12%	25%	6%	3%

Fonte: CAPP\_DYN

**Figura 40**  
**Distribuzione dei figli dei disabili per livello di educazione**



Fonte: CAPP\_DYN

I figli dei disabili non solo saranno meno numerosi rispetto alla situazione odierna ma avranno molti più costi a fornire assistenza ai genitori a causa del più elevato grado di accumulazione di capitale umano ed al più elevato tasso di partecipazione al mercato del lavoro

che, come abbiamo visto nel paragrafo 1.6.11, caratterizzerà le generazioni oggi giovani nel prossimo futuro in particolare per il sesso femminile.

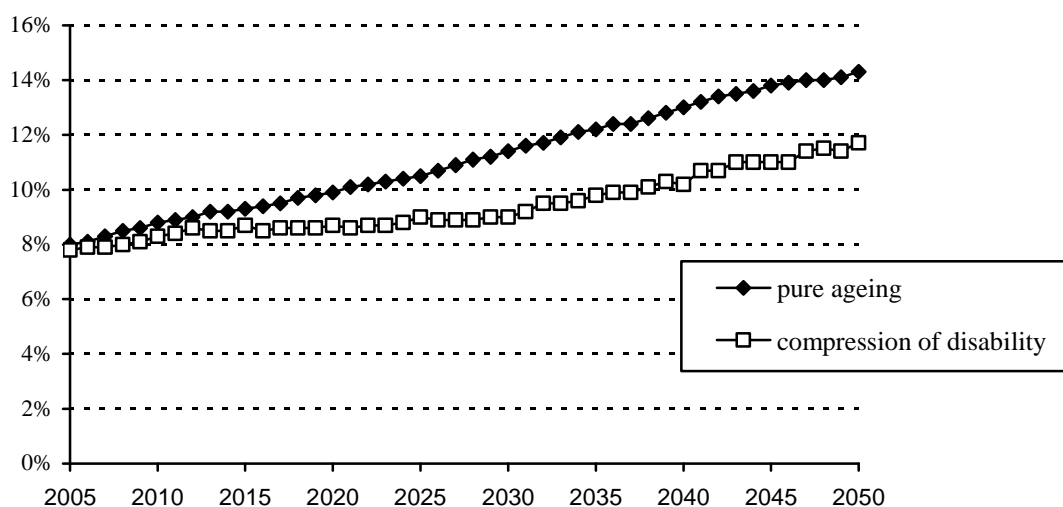
#### **2.4 *Una stima dei costi di un fondo per la NA***

In questa sezione presentiamo due simulazione sull'evoluzione della spesa pubblica per la non autosufficienza in Italia. Entrambi gli scenari possono in linea di principio essere razionalizzati con l'introduzione di un fondo pubblico che nel primo dei casi considerati incorporerebbe semplicemente la spesa corrente per la NA senza modificarne la struttura. Nel secondo caso invece ipotizziamo che il livello medio della spesa cresca in maniera significativa rispetto ai livelli attuali. Non ci occupiamo invece delle modalità di finanziamento della spesa, ma solo della determinazione del suo ordine di grandezza.

Come detto la prima simulazione assume invarianza nel livello pro capite della spesa rispetto alla situazione attuale. Il punto di partenza della simulazione è la ricostruzione del livello aggregato di spesa: secondo le stime della Ragioneria Generale dello Stato (2006) la spesa per la NA era pari a 22 mld di Euro nel 2005 (1.6% del Pil). Questo ammontare può essere diviso in una componente sanitaria (12 mld), un componente di trasferimenti che corrisponde all'assegno di accompagnamento (8 mld) ed una componente in servizi erogati dagli enti locali ((2 mld). In questa simulazione consideriamo solo la seconda e la terza componente, che non sono strettamente collegate alla dinamica della spesa sanitaria. Nel primo anno di simulazione perciò il livello della spesa imputato nel modello è pari allo 0.9% del Pil, un valore molto simile a quello stimato in altri studi (Oecd 2006, Comas-Herrera et al. 2007). Dopo aver identificato l'insieme dei disabili nel campione abbiamo assegnato ai medesimi un equivalente monetario in trasferimenti tale da generare risultati coerenti con il dato macroeconomico di partenza. Questo risultato è ottenuto assegnando il trasferimento monetario agli individui con livello di invalidità 2 e 3 e il solo trasferimento per servizi agli individui con basso livello di disabilità. Nel secondo scenario abbiamo invece aumentato arbitrariamente il trasferimento monetario da 500 a 1.000 mensili.

La figura 41 mostra il tasso di dipendenza di un fondo generale per il finanziamento dei trasferimenti descritti sopra. Esso è calcolato come il rapporto tra il numero di disabili ed il numero di lavoratori ed attivi approssimati come la somma complessiva dei contribuenti del fondo medesimo. Il rapporto in questione cresce dall'8% al 14% nello scenario a disabilità costante, mentre passa al 12% nel caso di compressione della disabilità.

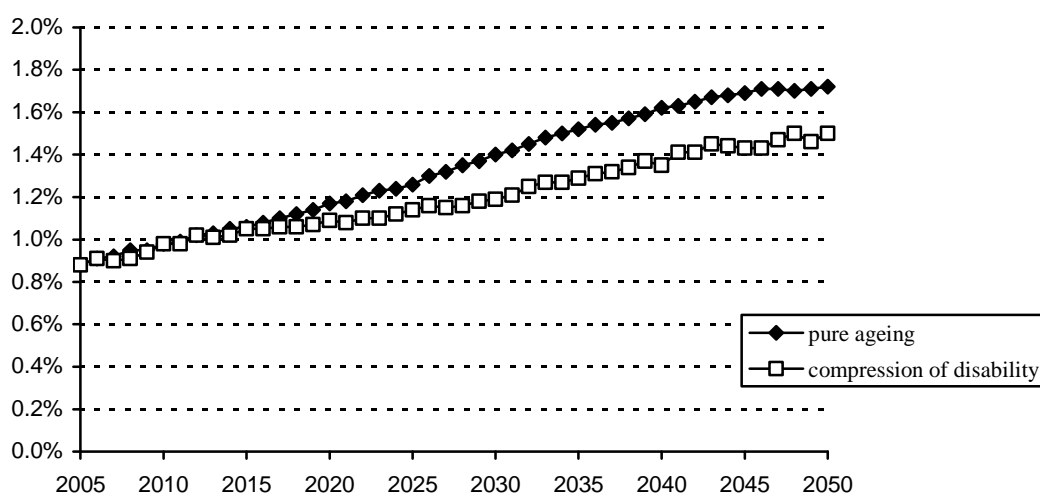
**Figura 41**  
*Numero di disabili / (numero di occupati e pensionati)*



Fonte: CAPP\_DYN

La figura 42 illustra la dinamica di un fondo per la non autosufficienza nei due scenari di spesa identificati all'inizio di questo paragrafo. I valori sono espressi come percentuale del Pil.

**Figura 42**  
*Rapporto tra spesa per la NA ed il Pil*



Fonte: CAPP\_DYN

La spesa complessiva che sarebbe necessaria per finanziare un fondo per la NA crescerebbe in maniera costante dallo 0.9% all'1.7% del Pil nel primo scenario ed all'1.5% nel caso di compressione della disabilità. Nell'ipotesi di un aumento della spesa pro capite a favore dei

disabili di livello più elevato (da 500 a 1.000 Euro mensili) la spesa, nei due scenari sopra descritti, crescerebbe in maniera molto più intensa al 3.5% ed al 2.7% del Pil rispettivamente. In altri termini se l'obiettivo dei futuri governi fosse quello di elevare in maniera sensibile la spesa a copertura della NA, anche nel caso più realistico di compressione della disabilità, l'invecchiamento della popolazione unito all'aumento della spesa pro capite porrebbe seri problemi di scelta politica in considerazione del già molto elevato livello di contribuzione necessario per il finanziamento della spesa pensionistica.

## Riferimenti bibliografici

- Anastasia, B., Gambuzza M., Rasera M., I lavoratori extra-comunitari: dimensionamento e mobilità, in B. Contini e U. Trivellato, *Eppur si muove*, il Mulino, Bologna, 2005.
- Ando, A. e Nicoletti Altimari S. (2004), A Micro Simulation Model of Demographic Development and Households' Economic Behavior in Italy, *Temi di discussione della Banca d'Italia* n. 533.
- Aprile R., De Persio p. e Lucarelli A. (2002), Una previsione di medio-lungo periodo dei tassi di attività secondo un approccio generazionale, *Economia e Lavoro*, vol. 30, n. 2, maggio-agosto.
- Aprile R., Sidoti A. (2001), Forecasting Model of the Italian Pension System Built the Department of General Accounts. Some methodological issues, in *Fiscal Sustainability*, Banca d'Italia, Atti del Workshop on Fiscal Sustainability, Perugia, 20-22 gennaio, 2000.
- Arntz M, Sacchetto R, Spermann A, Steffes S, Widmaier S (2007) 'The German social long-term care insurance: structure and reform options', Iza Discussion paper n. 2625, February.
- Atkinson A B, Gomulka J., Sutherland H. (1988), Grossing-up FES data for Tax-Benefit Models, in *Tax Benefit Models*, ed. Atkinson A. B., Sutherland H., STICERD Occasional Paper no. 10, LSE.
- Auerbach, A. and L. Kotlikoff, (1987), *Dynamic Fiscal Policy*, Chicago University Press.
- AWG (2007), "The impact of ageing on public expenditure", in "European Economy, special report n. 1/2006"; European Commission (2006), "European Economy n. 4/2006"; European Commission (2007), "Public Finances in EMU - 2007";.
- Baldacci E., Tuzi D. (1998), Modsim: un modello dinamico di simulazione della spesa pensionistica e sociale", Atti del Workshop 2 dic 1997, Le previsioni della spesa per pensioni. Metodologie a confronto. *Annali di Statistica, Serie X*, vol. 16, Istat.
- Banca d'Italia (2004 a), I Bilanci delle famiglie italiane nell'anno 2002, in *Supplementi al Bollettino Statistico – note metodologiche e informazioni statistiche*, Roma.
- Banca d'Italia (2004 b), Archivio storico dell'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane, 1997-2002, in *Supplementi al Bollettino Statistico – note metodologiche e informazioni statistiche*, Roma.
- Becker G.S., 1991, *A Treatise on the Family*, Harvard University Press, Cambridge
- Bianchi, C., Romanelli, M. e Vagliasindi P. (2003), Microsimulating the Evolution of Italian Pension Benefits: the Role of Retirement Choices and lowest Pensions Indexing, *Labour, Special Issue*.
- Blangiardo, G.C., (1997), *Elementi di demografia*, Il Mulino, Bologna.

- Borella, M. e Coda Moscarola, F. (2005), Redistribution in the Italian Pension System, *Annali di Economia e Giornale degli Economisti*
- Borlini, B., Zajczyk, F. (2001), “Matrimonio e lavoro: l’influenza del coniuge”, in Bianco M. L. (a cura di), *L’Italia delle diseguaglianze*, Carocci, Roma
- Bowes A (2007) ‘Research on the costs of long-term care for older people – current and emerging issues’, *Social policy and society*, 6(3), 447-459.
- Brandolini A. (1999), The distribution of personal income in post-war Italy: source description, data quality, and the time pattern of income inequality, *Temi di discussione*, n. 350, Banca d’Italia, Roma.
- BROWN Jeffrey R. (2002), “Differential Mortality and the Value of Individual Account Retirement Annuities”, in Feldstein M. e Liebman J.B. (a cura di), *The Distributional Aspects of Social Security and Social Security Reform*, Chicago, University of Chicago Press for NBER, pp. 401-46.
- Brugiavini A. e F., Peracchi (2004), Social Security Wealth and Retirement decision in Italy, *Labour*, Vol. 17, Special Issue.
- CAPP (2005), “Aspetti Distributivi del Sistema Pensionistico nella Prospettiva del Passaggio al Sistema Contributivo”, *Ministero del Lavoro e delle Politiche Sociali, Direzione Generale per le Reti Informative e per l’Osservatorio sul Mercato del Lavoro*.
- Cannari, L. e D’Alessio, G. (1992), Mancate interviste e distorsione degli stimatori, *Temi di Discussione*, No. 172, Servizio Studi, Banca d’Italia, Roma.
- Cannari, L. e D’Alessio, G. (1993), Non-Reporting and Under-Reporting Behavior in the Bank of Italy’s Survey of Household Income and Wealth, in *Bulletin of the International Statistics Institute*, Vol. LV, No. 3, Pavia.
- CASELLI Graziella, PERACCHI Franco, BALBI Elisabetta, LIPSI Rosa Maria (2003), “Differential Mortality and the Design of the Italian System of Public Pensions”, *Labour* 17(0), pp. 45-78. Special issue.
- Castellino, O. e Fornero, E. (2002), *La riforma del sistema previdenziale italiano*, Il Mulino, Bologna.
- Chies, L., Lucchetti, R., Staffolani, S., (1998) Occupazione, disoccupazione, inattività: determinanti della mobilità tra stati in Italia, *Rivista Italiana degli Economisti*, n.3.
- Comas-Herrera A et al. (2007) ‘Modelling an entitlement to long-term care services for older people in Europe: projections for long-term care expenditure to 2050’, *Journal of European Social Policy*, 17(1), 33-48.
- CONGRESSIONAL BUDGET OFFICE (2006), “Is Social Security Progressive?”, *Economic and Budget Issue Brief*, 15 Dicembre.

- D'Alessio, G., and Faiella, I. (2002), Non-response behaviour in the Bank of Italy's Survey of Household Income and Wealth, Temi di discussione, No. 462, Servizio Studi, Banca d'Italia, Roma.
- Del Boca D., Locatelli M. and Pasqua S. (2000), Employment Decision of Married Women: Evidence and Explanations, Labour, vol.14.
- Fukui T, Iwamoto Y (2006) 'Policy options for financing the future health and long-term care costs in Japan', Nber working paper n. 12427, August.
- Golinelli, R., (1995), Modelli Macroeconometrici. Aspetti metodologici e operativi, CLUEB, Bologna.
- Gori C. (2006) *La riforma dell'assistenza ai non autosufficienti, ipotesi e proposte*, Bologna, Il Mulino.
- HURD Micheal D., MCFADDEN Daniel e MERRILL Angela (1999), "Predictors of Mortality among the Elderly", *NBER Working Paper No. 7440*.
- ISTAT (2001), *La mortalità differenziale secondo alcuni fattori socio-economici – anni 1991-1992* , Collana Informazioni, n. 27
- ISTAT (2003), Previsioni della popolazione residente per sesso, età e regione, .Base 1.1.2001., Informazione,n.13, Roma. Disponibile in rete: [http://www.istat.it/dati/catalogo/20030326\\_01/volume.pdf](http://www.istat.it/dati/catalogo/20030326_01/volume.pdf)
- ISTAT (2002), La mobilità nel mercato del lavoro: principali risultati aprile 1998-aprile 2002, Collana Approfondimenti, Roma.
- ISTAT (anni vari), Rapporto Annuale: La situazione del Paese, Roma.
- ISTAT (2000), Le strutture familiari, Collana Informazioni n. 17, Roma.
- ISTAT (2003), Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari
- ISTAT (2004), I consumi delle famiglie italiane. Anno 2002, Annuario n 13, Istat, Roma.
- ISTAT (2004), Forze di lavoro Istat. Anni 1993-2003, Annuario n 13, Istat, Roma.
- ISTAT (2004), Matrimoni, separazioni e divorzi. Anno 2000, Annuario n 13, Istat, Roma.
- ISTAT (2007a), Condizioni di salute, fattori di rischio e ricorso ai servizi sanitari (anno 2005), May ([http://www.istat.it/salastampa/comunicati/non\\_calendario/20070302\\_00/](http://www.istat.it/salastampa/comunicati/non_calendario/20070302_00/)) (accessed 15 July 2007)
- LEGROS Florence (2003), "Notional Defined Contribution: A Comparison of the French and the German Point System", *CEPII Working Paper No. 2003-14*.
- Leonbruni R. e M. Richiardi, (2006), Labor-Sim: an Agent Based Microsimulation of Labour Supply. An Application to Italy, Labour Working Paper, n. 46.

- LIEBMAN Jeffrey B. (2002), "Redistribution in the Current U.S. Social Security System", in Feldstein M. e Liebman J.B. (a cura di), *The Distributional Aspects of Social Security and Social Security Reform*, Chicago, University of Chicago Press for NBER, pp. 11-48.
- Lucifora C. (a cura di), *Mercato, occupazione e salari: la ricerca sul lavoro in Italia*, Milano, Mondadori.
- Manton K G, Gu X, Lamb V L (2006) 'Changes in the prevalence of chronic disability from 1982 to 2004/05 as measured by long term changes in function and health in the US elderly population', *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 103, 18374-79.
- Marano, A and P., Sestito, (2004) "Older workers and pensioners: the challenge of ageing on the Italian public pension system and labour market," CeRP Working Papers 32.
- Mazzaferro C. and Morciano M. (2005), Un modello di microsimulazione a popolazione dinamica per la stima degli effetti distributivi della riforma pensionistica, paper presentato alla Conferenza SIEP 2005, Università di Pavia.
- Ministero del Lavoro e delle Politiche Sociali, (2005), *Aspetti distributivi del sistema pensionistico nella prospettiva del passaggio al sistema contributivo*, Roma disponibile sul sito <http://www.welfare.gov.it> e sul sito [www.capp.unimo.it](http://www.capp.unimo.it).
- Morciano, M. (2007), Un modello di microsimulazione dinamico per la stima degli effetti distributivi delle politiche sociali, Tesi di dottorato, Università di Bologna.
- Nelissen, J.H.M. (1994), *Income Redistribution and Social Security, an application of microsimulation*, Chapman & Hall, London.
- NELISSEN Jan H. M. (1999), "Mortality Differences Related to Socioeconomic Status and the Progressivity of Old-Age Pensions and Health Insurance: the Netherlands", *European Journal of Population*, No. 15, pp. 77-97.
- O'Donoghue, C. (2001), *Dynamic Microsimulation: A Methodological Survey*, Brazilian Electronic Journal of Economics, Universidade Federal de Pernambuco, vol. 4(2).
- Oecd (2006), *Projecting Oecd health and long-term care expenditures: what are the main drivers?*
- Orcutt, G., Caldwell, S., Weirheimer, R., (1976), *Policy Exploration through Microanalytic Simulation*, Urban Institute, Washington.
- Ragioneria Generale dello Stato (2006), *Le tendenze di medio-lungo periodo del sistema pensionistico e sanitario*, Rapporto n. 8 Roma
- Ragioneria generale dello Stato (2007), *Le tendenze di medio-lungo periodo del sistema pensionistico e sanitario*, Rapporto n. 9, Roma.
- Rosebaum, P.R., Rubin, D.B., 1983, *the Central role of the Propensity Score in Observational Studies Causal Effects*, *Biometrika*, n° 70, 1.
- Rossetti, S., Tanda, P., (2000), *Human capital, wages and family interactions*, *Labour*, vol.14.

- Vagliasindi, P. (2004) Effetti redistributivi dell'intervento pubblico: esperimenti di microsimulazione per l'Italia, Torino, Giappichelli.
- Zaidi, A. and Scott, A. (2001), Base dataset for the SAGE model, Sage Technical Note n. 1, London.
- Zaidi, A. and Rake, K. (2002), Dynamic microsimulation models: a review and some lessons for SAGE, Sage discussion paper n. 2, London.
- Zaidi, A. (2004), Modelling labour market dynamics in the SAGE model, Sage Technical Note n. 7, London.

## APPENDICE 1:

### La definizione della popolazione campionaria iniziale di CAPP\_DYN

L'affidabilità delle stime prodotte da un modello di microsimulazione dipende in larga misura dalla disponibilità e dalla qualità delle informazioni qualitative e quantitative disponibili. Un passaggio estremamente delicato è la scelta della base di microdati che definisce la popolazione campionaria. Di seguito si descrive la base di microdati utilizzata e le procedure che permettono la costruzione del campione iniziale di CAPP\_DYN.

#### *La scelta della base di dati.*

Dal punto di vista della rappresentatività, i dati di input ideali su cui costruire il modello sono quelli che derivano da estrazioni casuali su dati censuari o archivi amministrativi poiché queste garantiscono il più ampio grado di rappresentatività della struttura demografica dell'universo di riferimento. Una volta definita la struttura socio-demografica della popolazione di partenza è possibile imputare, con particolari procedure di *matching*, le informazioni di qualsiasi natura non presenti nel database iniziale con dati provenienti da altre fonti, in genere indagini campionarie *cross-section* o di tipo longitudinale<sup>61</sup>. Per l'Italia, la legge di tutela della *privacy* non consente ad organismi non istituzionali l'utilizzo di microdati censuari e per questo le informazioni sulla struttura demografica della popolazione di riferimento devono essere ricavate da indagini campionarie nazionali<sup>62</sup>. Esistono diverse indagini campionarie utili ai nostri fini. Tra le più importanti indagini che campionano l'intero territorio italiano vi sono l'Indagine sui Bilanci delle Famiglie Italiane della Banca d'Italia (BDI) e l'Indagine sui Consumi dell'ISTAT. La prima ha il fine di ottenere informazioni analitiche relative al reddito, al risparmio e al patrimonio delle famiglie, oltre che sommarie informazioni sui consumi (Banca d'Italia, 2002). La seconda ha invece l'obiettivo di rilevare con accuratezza i consumi, mentre rileva sinteticamente e con poco dettaglio le informazioni su reddito, patrimonio e risparmio delle famiglie italiane (ISTAT, 2002 a). L'indagine che più si addice ai nostri scopi è l'BDI del 2002<sup>63</sup>.

---

<sup>61</sup> Si veda al riguardo Morciano et. al. (2006).

<sup>62</sup> A 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 CLAP (Campione dei Lavoratori Attivi e dei Pensionati) non contengono informazioni importanti per la ricerca quali la composizione del nucleo familiare, il livello di istruzione delle unità osservate, etc. che rendono di fatto irrealizzabili anche le procedure di *matching*. Inoltre l'universo di riferimento non è l'intera popolazione ma solo gli attivi e pensionati.

<sup>63</sup> Banca d'Italia (2004 a). Un'altra possibile fonte di microdati potrebbe essere il *panel* Banca d'Italia (Banca d'Italia 2004 b). Quest'ultimo non viene utilizzato principalmente per due motivi:

- contiene un set di informazioni ridotto rispetto alle versioni *cross-section*;
- il *panel* è con cadenza biennale. Pertanto mal si adatta alla stima di probabilità di transizione annuali.

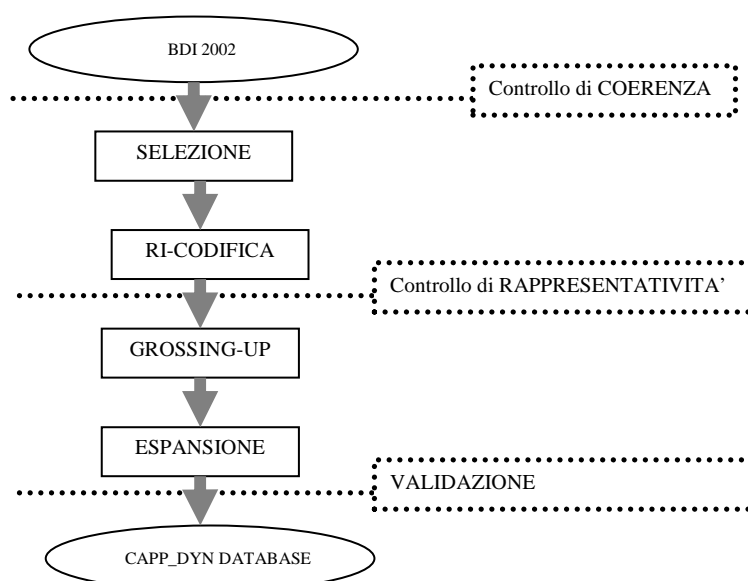
### ***La costruzione del campione iniziale***

Definita la banca-dati di partenza, il processo di costruzione della popolazione campionaria nell'anno base segue le fasi rappresentate nella figura A1.

---

Le RTFL dell'ISTAT rilevano dettagliatamente le informazioni sulle condizioni professionali degli italiani. L'unità di analisi è l'individuo di 16 anni e più, senza possibilità di aggregazione a livello di nucleo familiare. L'indagine inoltre, non rileva informazioni sui redditi da lavoro. Date queste caratteristiche l'indagine non può essere utilizzata come base per il modello ma si rileva utile per la stima delle probabilità di transizione tra stati occupazionali vista la ricchezza informativa presente sull'argomento.

Figura A 1. Le fasi per la costruzione del campione iniziale



Dai dati BDI 2002 si selezionano l'insieme di informazioni necessarie all'esecuzione del modello. Queste ultime vengono assoggettate a rigorose procedure di controllo e di correzione dei valori anomali, imputando gli eventuali dati mancanti. Alcune variabili vengono infine ricodificate per agevolarne il trattamento in sede dinamica<sup>64</sup>.

I microdati BDI consentono di condurre analisi sia a livello individuale sia a livello di nucleo familiare allargato<sup>65</sup>. Per consentire la simulazione di prestazioni assistenziali il cui godimento è sottoposto a misure differenti di *means testing* si è ritenuto utile generare una ulteriore aggregazione delle unità elementari (individui) in nuclei familiari ristretti (NFR), nuclei cioè composti dai genitori ed eventuali figli conviventi<sup>66</sup>.

<sup>64</sup> Ad esempio si attuano dei controlli e delle correzioni sulla variabile che identifica gli anni di contribuzione maturati, incrociando le informazioni derivanti dall'età e dall'anno di inizio attività e correggendo quindi i casi palesemente incoerenti. Le variabili sottoposte a ricodifica sono state ad esempio, quelle che definiscono il settore, la qualifica e lo stato professionale. In alcuni casi sono state generate nuove variabili che rendono più agevole la simulazione delle transizioni tra stati occupazionali.

<sup>65</sup> La Banca d'Italia definisce come nucleo familiare "l'insieme di persone conviventi che, indipendentemente dai legami di parentela provvede al soddisfacimento dei bisogni mediante la messa in comune di tutto o parte del reddito percepito dai suoi componenti" (Banca d'Italia, 2002 a, p.5).

<sup>66</sup> La procedura prevede la scindere della famiglia allargata rilevata dalla Banca d'Italia in (uno) o più nuclei ristretti. Sfruttando le dichiarazioni degli intervistati su stato civile, età e legame di parentela con l'intestatario del foglio di famiglia (di seguito capofamiglia), si estrae il nucleo principale (*core*) composto dal capofamiglia, l'eventuale coniuge e i figli (se presenti). I soggetti esterni al core vengono aggregati in un unico nuovo nucleo se tra loro è presente un legame di sangue. I restanti componenti generano nuovi nuclei uni-personali. Ai nuovi nuclei generati viene assegnato un identificativo di nucleo e un nuovo numero d'ordine all'interno di esso. Vengono quindi, generate nuove variabili identificative del legame di parentela con il nuovo intestatario, la variabile numero di componenti del nucleo ristretto, etc.

I redditi da lavoro individuali rilevati dalla Banca d'Italia sono espressi al netto dell'imposizione personale. L'applicazione di MAPP02, il modello di microsimulazione tax-benefit di Baldini (Baldini, 2000) ha permesso il passaggio ai valori lordi.

Per ridurre le distorsioni derivanti da comportamenti di *no-reporting* e *under-reporting* degli intervistati<sup>67</sup>, si utilizza la procedura di *grossing-up* (*post-stratificazione*) elaborata da Gomulka per EUROMOD (Atkinson, Sutherland, Gomulka, 1988)<sup>68</sup> che, intervenendo sui pesi campionari, riduce le differenze rilevate rispetto a totali noti riferiti all'universo. La qualità dei risultati di questa procedura dipende essenzialmente da due fattori: la disponibilità di totali noti della popolazione e l'unità di analisi elementare utilizzata per condurre la post-stratificazione. Nel nostro caso i totali noti provengono dall'ultimo censimento dell'ISTAT sulla popolazione e abitazioni. Questi, come noto, si riferiscono ad un'indagine diretta, individuale, totale e periodica e per questo dotati del massimo livello di rappresentatività possibile (Leti, 1983)<sup>69</sup>.

L'utilizzo dell'individuo come unità elementare nella conduzione del *grossing-up* ha permesso di ottenere un elevato livello di rappresentatività del campione rispetto all'universo di riferimento<sup>70</sup>. Per contro però, produce alterazioni nella struttura dei nuclei familiari (ristretti ed allargati) dal momento che ad ogni individuo (unità elementare) presente nel nucleo familiare è assegnato un peso differente. La nuova struttura di pesi, quindi, ben si adatta nel condurre analisi individuali ma non è efficiente per analisi a livello familiare. Per permettere di produrre una struttura di pesi utilizzabile non solo per le analisi a livello individuale ma anche per quelle che hanno come unità di riferimento il nucleo familiare, si utilizza la procedura suggerita in Landt, Harding, Percival, Sadkowsky (1994). Seguendo questa procedura, il nuovo peso familiare è dato dalla media armonica dei pesi individuali prodotti con la post-stratificazione. Il risultato è quindi un nuovo peso familiare che sostituisce quello originario diffuso dalla Banca d'Italia<sup>71</sup> prodotto post-stratificando rispetto al seguente set di caratteristiche:

- genere (2 modalità);
- Area di residenza (5 modalità);

---

<sup>67</sup> I comportamenti in oggetto sono principalmente le reticenze, ma anche le difficoltà e/o i disagi nel ricordare o semplicemente, classificare e collocare nel tempo eventi trascorsi. Si veda Banca d'Italia (2004 a), D'Alessio e Faiella (2002), Cannari e D'Alessio (1993), Brandolini (1999).

<sup>68</sup> Bradbury (1990) identifica un metodo alternativo, ma decisamente più discutibile, che consiste nel correggere le distribuzioni di frequenza campionarie alterando i valori di particolari variabili, eliminando o duplicando i records presenti.

<sup>69</sup> Occorre notare che se l'anno di rilevazione dell'indagine campionaria è il 2002 i dati del censimento sono riferiti al 21 ottobre 2001. Si ritiene però che le differenze siano contenute.

<sup>70</sup> Per l'Italia, Fiorio e D'Amuri (2005) utilizzando una procedura molto simile, giungono ad un campione individuale da cui non rilevano differenze significative nelle distribuzioni di frequenza campionarie e quelle dell'universo per le variabili utilizzate nella procedura di post-stratificazione.

<sup>71</sup> Si potrebbe definire il nuovo peso a livello di nucleo familiare ristretto con conseguente riduzione delle differenze riscontrate. Le medie armoniche infatti, in quanto più vicine al peso individuale a seguito della minore numerosità del nucleo ristretto rispetto a quello allargato, rilevarebbero meglio l'eterogeneità della popolazione. L'applicazione di questa procedura però non consentirebbe poi la conduzione delle analisi per nuclei familiari allargati..

- Classe d'età dell'individuo (16 classi quinquennali);
- Stato civile (4 modalità);
- Titolo di studio (4 modalità);
- Tempo di lavoro per genere (4 modalità);
- Condizione professionale per macroarea di residenza (12 modalità)<sup>72</sup>.

La presenza di una struttura di pesi campionari non causa problemi di stima quando si utilizza un modello statico. Tuttavia, quando si vuole passare ad una rappresentazione della dinamica temporale dei fenomeni demografici ed economici occorre poter esprimere la popolazione campionaria in modo che ogni individuo abbia peso unitario: solo in questo modo, infatti, è possibile simulare in maniera coerente l'evoluzione socio-economica dell'unità di riferimento<sup>73</sup>. La procedura si realizza in due distinte fasi. La prima, suggerita in Vagliasindi (2004), prevede di riproporzionare i nuovi pesi familiari per un fattore moltiplicativo derivante dalla parte intera del rapporto tra il peso familiare ed il peso assegnato alla famiglia che presenta il più basso livello di rappresentatività nel campione iniziale, seguendo la formula:

$$w_{\min}^* = \min(w_i) \quad \forall i$$

$$w_i^* = \text{int}(w_i/w_{\min}^* + 0.5) \quad \forall i$$

Il riproporzionamento dei pesi familiari non altera la struttura del campione originario ma permette di assegnare ad ogni nucleo di fatto un peso espresso in un numero intero maggiore o uguale a 1.

La dimensione della popolazione nell'anno base è un fattore importante nella conduzione di analisi inter-temporali: infatti, individui simili di una cross-section, possono di fatto realizzare percorsi di vita molto differenti. Un campione numeroso permette quindi di ottenere un alto grado di eterogeneità longitudinale, riducendo al contempo, la varianza dei risultati ottenuti a seguito dell'applicazione del metodo di Monte Carlo<sup>74</sup>. Per questo motivo si opera un'espansione della base campionaria, tramite una procedura che prevede la clonazione dei records familiari in funzione del peso a loro attribuito. Per l'*i*-esima famiglia si generano quindi  $w_i^* - 1$  osservazioni identiche. Questa procedura, ininfluente ai fini della rappresentatività, aumenta sensibilmente la numerosità campionaria<sup>75</sup>. Il nuovo campione così ottenuto che può essere ordinato sia a livello individuale sia di nucleo familiare (ristretto e di fatto) è composto da 270.000 individui organizzati in oltre 107.000 NFR. Il tracciato record del database iniziale di CAPP\_DYN è contenute nella tabella A2.

<sup>72</sup> I totali noti sono elaborazioni su dati disponibili on-line all'indirizzo: <http://dawinci.istat.it/>

<sup>73</sup> Il caso più intuitivo è quello relativo alla simulazione 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.

<sup>74</sup> A tal proposito si veda ad esempio Vagliasindi (2004).

<sup>75</sup> Nel nostro esercizio il numero di osservazioni dell'anno base passa da 21.102 a 270.093. Dagli originari 21.148 individui del campione BDI 02, prima di effettuare l'espansione, sono state eliminate 46 osservazioni che presentavano valori *missing* o incoerenze non correggibili.

Al termine di tutte queste procedure è legittimo chiedersi il grado di rappresentatività della base campionaria del modello. La tabella A1 espone le distribuzioni di frequenza relative ad un set di caratteristiche così come rilevate nei dati originari e pesati BDI\_02, nella base campionaria di CAPP\_DYN e la fonte censuaria. Per valutare il grado di somiglianza tra le 3 distribuzioni di frequenza si utilizzano i seguenti indici<sup>76</sup> :

- differenza media delle distribuzioni di frequenza :

$$\Delta_1 = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k |f_{Ai} - f_{Bi}|$$

ove  $k$  è il numero di modalità con cui il carattere si distribuisce mentre  $|f_{Ai} - f_{Bi}|$  misura la distanza assoluta tra le frequenze relative tra i dati censuari (A) e i dati BDI 2002 e CAPP\_DYN (B). Tanto più è grande la distanza assoluta, tanto più le due distribuzioni sono dissimili.

- L'indice semplice relativo di dissomiglianza:

$$z_1 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^k |f_{Ai} - f_{Bi}| \quad \text{con} \quad z_1 \in [0,2]$$

utilizzato per valutare la dissomiglianza per caratteri non ordinati

- L'indice semplice assoluto di dissomiglianza:

$$Z_1 = \frac{1}{k-1} \sum_{i=1}^{k-1} |F_{Ai} - F_{Bi}|$$

utilizzato per valutare la dissomiglianza per caratteri ordinati in maniera rettilinea (qualitativi o quantitativi), dove  $|F_{Ai} - F_{Bi}|$  misura la distanza assoluta tra le frequenze cumulate del censimento e dei dati campionari. La distanza assume valore unitario in caso di massima dissomiglianza.

- Il test statistico di Kolmogorov/Smirnov .

---

<sup>76</sup> Gli indici sono calcolati sulle frequenze percentuali in modo da tener conto della diversa numerosità delle tre distribuzioni.

**Tabella A 1. Confronti caratteristiche popolazione tra Censimento ISTAT, BDI 2002 pesato e campione base di CAPP\_DYN**

:\report\_demografico\_DEF.xls

		<i>censimento ISTAT (a)</i>	<i>BDI 02 (b)</i>	<i>diff. C= (b/a-1)</i>	<i>CAPP_ DYN (d)</i>	<i>diff. E= (d/a-1)</i>
<b>Genere</b>	uomo	48,40	47,98	-1%	48,83	1%
	donna	51,60	52,02	1%	51,17	-1%
		$\Delta_1$		0,004		0,004
		$z_1$		0,004		0,004
		$z'_1$		0,004		0,004
		$\chi^2 / KS$		0,93		0,93
<b>Area di resid.za</b>	nord-Ovest	26,21	26,02	-1%	26,2	0%
	nord -Est	18,66	18,84	1%	18,66	0%
	Centro	19,14	19,45	2%	19,14	0%
	Sud	24,41	24,22	-1%	24,4	0%
	Isole	11,58	11,47	-1%	11,59	0%
		$\Delta_1$		0,002		0,000
		$z_1$		0,005		0,000
	$z'_1$		0,002		0,000	
		$\chi^2 / KS$		1,00		1,00
<b>Classe d'età</b>	0-5	5,51	4,52	-18%	5,16	-6%
	6-10	4,78	4,96	4%	4,93	3%
	11-14	3,93	4,38	11%	3,87	-2%
	15-19	5,20	5,58	7%	5,13	-1%
	20-24	6,01	5,58	-7%	5,68	-5%
	25-29	7,45	6,28	-16%	6,93	-7%
	30-34	7,97	7,26	-9%	7,88	-1%
	35-39	8,11	7,78	-4%	8,05	-1%
	40-44	7,13	8,59	20%	7,91	11%
	45-49	6,56	6,78	3%	6,74	3%
	50-54	6,75	6,44	-5%	6,67	-1%
	55-59	5,83	5,88	1%	6,14	5%
	60-64	6,08	5,73	-6%	6,06	0%
	65-69	5,40	6,05	12%	5,54	3%
	70-74	4,92	5,23	6%	4,92	0%
	75 e più	8,36	8,95	7%	8,39	0%
		$\Delta_1$		0,005		0,002
		$z_1$		0,043		0,016
		$z'_1$		0,011		0,005
		$\chi^2 / KS$		1,00		1,00
<b>Stato civile</b>	coniugato	49,65	49,51	0%	50,69	2%
	celibe/nubile	39,76	38,29	-4%	38,4	-3%
	Sep.to/div.to	2,69	2,31	-14%	2,66	-1%
	vedovo/a	7,90	9,89	25%	8,24	4%
		$\Delta_1$		0,010		0,007
		$z_1$		0,020		0,014
	$z'_1$		0,012		0,006	
		$\chi^2 / KS$		0,91		0,99

<b>Pop. Resid. per n° di componenti in famiglia</b>						
	1 persona	9,56	8,23	-14%	9,38	-2%
	2 persone	20,79	19,5	-6%	19,66	-5%
	3 persone	24,87	24,68	-1%	24,14	-3%
	4 persone	29,16	32,47	11%	31,6	8%
	5 persone	11,27	11,18	-1%	11,23	0%
	6 o più	4,35	3,94	-9%	3,98	-8%
		$\Delta I$		0,011		0,008
		$\xi^1$		0,033		0,024
		$\xi'^1$		0,015		0,009
		$\chi^2 / KS$		0,98		1,00
<b>NFR per presenza di figli</b>						
	Senza figli	33,90	30,84	-9%	35,54	5%
	Con figli	66,10	69,16	5%	64,46	-2%
	di cui: con 1 figlio	30,06	29,27	-3%	27,49	-9%
	con 2 figli	27,89	30,98	11%	28,52	2%
	con 3 o + figli	8,16	8,91	9%	8,45	4%
		$\Delta I$		0,019		0,013
		$\xi^1$		0,031		0,016
		$\xi'^1$		0,031		0,016
		$\chi^2 / KS$		0,51		0,73
<b>Titolo di studio</b>						
	No stud, elem.	40,02	39,04	-2%	39,09	-2%
	media, avv.to	28,46	27,73	-3%	28,19	-1%
	Dipl.second.rio	24,78	27,1	9%	26,28	6%
	Tit. università	6,74	6,13	-9%	6,43	-5%
		$\Delta I$		0,012		0,008
		$\xi^1$		0,023		0,008
		$\xi'^1$		0,011		0,008
		$\chi^2 / KS$		0,96		0,99
<b>tempo di lavoro</b>						
	non lavora	63,17	63,79	1%	63,87	1%
	maschio FT	21,47	20,94	-2%	20,96	-2%
	maschio PT	1,06	1,48	40%	1,16	10%
	femmina FT	11,27	10,4	-8%	10,84	-4%
	femmina PT	3,03	3,39	12%	3,16	4%
		$\Delta I$		0,006		0,004
		$\xi^1$		0,007		0,005
		$\xi'^1$		0,003		0,002
		$\chi^2 / KS$		0,99		1,00
<b>Cond. Prof.nale</b>						
	dipendenti nord	14,09	14,77	5%	14,1	0%
	indip nord	5,20	4,33	-17%	4,47	-14%
	pens da lav nord*	9,98	8,59	-14%	10,02	0%
	altro nord	15,60	16,96	9%	16,28	4%
	dip centro	5,37	5,81	8%	5,5	2%
	indip centro	2,07	1,57	-24%	1,76	-15%
	pens lav centro*	3,43	3,73	9%	3,64	6%
	altro centro	8,27	8,17	-1%	8,24	0%
	dip sud	7,52	7,97	6%	7,92	5%
	indip sud	2,59	2,28	-12%	2,37	-8%
	pens da lav sud*	4,05	4,88	20%	4,66	15%
	altro sud	21,84	20,94	-4%	21,04	-4%
		$\Delta I$		0,007		0,003
		$\xi^1$		0,007		0,003

	$\chi^2$	$\chi^2 / KS$	$\chi^2$	$\chi^2 / KS$
	0,004	1,00	0,003	1,00
<i>Popolazione</i>	56995744	21148	270909	
<i>Totale famiglie</i>	21810676			
<i>nuclei familiari ristretti</i>	14029369		71448	

Fonte: Istat, Banca d'Italia, CAPP\_DYN.

\*Fonte: I beneficiari delle prestazioni pensionistiche, Anno 2002.

Dalla tabella A1 è possibile rilevare come la rappresentatività della base di dati di CAPP\_DYN, misurata come dissomiglianza dalle distribuzioni censuarie, sia maggiore di quella ottenuta per il campione originario BDI\_02. Particolarmente apprezzabili sono i miglioramenti apportati nella distribuzione campionaria per età della popolazione, per condizione professionale e titolo di studio.

### ***Il tracciato record di CAPP\_DYN***

La *cross-section* iniziale su cui il modello è costruito contiene informazioni analitiche sulle caratteristiche socio-economiche di ogni unità elementare quali l'età, il genere, lo stato civile, l'anno di immigrazione, l'area di residenza, il livello di educazione, il numero di figli, l'attività economica, il livello di reddito, ecc. Il tracciato record completo è presentato in tabella A2.

*Tabella A 2. Tracciato record di CAPP\_DYN*

VARIABILE	DESCRIZIONE	MODALITÀ
Anno	anno di simulazione	Discreta
ID	IDentificativo individuo	discreta
nq1	IDfam nucleo ristretto	discreta
Nord	IDnord nucleo ristretto	discreta
Ncomp	numero componenti in NFR	discreta
Parent	legame di parentela in NFR	1: Capofamiglia, 2:coniuge, 3: figlio
sex	genere	1: uomo, 2: donna
eta	età (in anni)	discreta
anasc	anno di nascita	discreta
staciv	stato civile	1:coniugato/convivente, 2:celibe/nubile, 3: divorziato/separato, 4: vedovo/a
ID_coniuge	Identificativo del Coniuge	discreta
area3	area geografica di residenza	1: Nord, 2: Centro, 3: Sud
cittadinanza	cittadinanza	1: straniero, 0:autoctono
studio	titolo di studio conseguito	1: nessuno/obbligo, 2: diploma, 3: laurea triennale, 4: laurea specialistica
studioh	livello di scolarizzazione fittato	1: nessuno/obbligo, 2: diploma, 3: laurea triennale, 4: laurea specialistica
annocorso	anno di frequenza del corso di studi	discreta
aa_istr	anni totali di studi	discreta
stato	stato occupazionale e non	1:occupato full-time, 2:occup part-time, 3: disoccupato,4: non attivo, 0: altro (studente, pensionato)
attivit	attività professionale (15 modalità)	1:dip.pubbl.full-time, 2: dip.pubbl.part-time, 3: dip.priv.full-time, 4:dip.priv.part-time, 5:auton.priv.full-time, 6:auton.priv.part-time, 7: atipico pubbl. full-time, 8: atipico pubbl. part- time, 9: atipico priv. full-time, 10: atipico priv. full- time, 11:studente,12: disoccupato, 13: non attivo (casalingo/a, benestante), 14: pensionato da lavoro, 15: pensionato da non lavoro (invalidità, reversibilità, sociale)
settore	settore di attività	1: privato, 2: pubblico
prof	professione (8 modalità)	1:dipendente,2: autonomo, 3:atipico, 4:disocc,5:no forza lavoro, 6: pens. Lav., 7: pens no lav., 8:studente
partime	tempo di lavoro	1: full-time, 2:part-time
acontrib	anni di contribuzione	discreta

---

etaprimo	anno di ingresso nel mondo del lavoro	discreta
yilavh	reddito da lavoro imputato	continua in euro lordi
w	reddito da lavoro con produttività imputata	continua in euro lordi
etapen	eta di pensionamento da lavoro	discreta
iniziopen	anno di pensionamento da lavoro	discreta
setpen	gestione pensionistica	1: INPS, 2:INPDAP,3: Autonomi
pensionato	regime pensionistico	1: retributivo, 2:misto, 3:contributivo
d_pensione	tipo pensione da lavoro	1:vecchiaia, 2:anzianità
yipen	reddito da pensione	continua in euro lordi
Ben_altrepen	n. di pensioni di cui beneficia	discreta
maggioraz	importo maggiorazione sociale	continua in euro lordi
integraz	importo integrazione sociale	continua in euro lordi
reversibilita	importo pensione ai superstiti	continua in euro lordi
yisoc	importo pensione sociale	continua in euro

---