

LE PREVISIONI DELLA SPESA PER PENSIONI METODOLOGIE A CONFRONTO

Atti del Workshop
Roma, 2 Dicembre 1997

SISTEMA STATISTICO NAZIONALE

ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA

Roma 1998

A cura di: Emanuele Baldacci (Istat) e Franco Peracchi (Università di Roma "Tor Vergata" e NVSP)

Per chiarimenti sul contenuto
della pubblicazione rivolgersi a:
Istat, Statistiche Pubbliche Amministrazioni
Tel. (06) 72976442

Le previsioni della spesa per pensioni

Metodologie a confronto

Annali di statistica • n. 16 - 1998

Istituto Nazionale di Statistica
Via Cesare Balbo, 16 - Roma

Coordinamento editoriale:
Servizio Sviluppo di prodotti per la diffusione
Via Tuscolana, 1788 - Roma
Realizzazione: Marcello Curti

Fotocomposizione e stampa:
Albagraf S.p.A.
Via Busto Arsizio, 9
00040 Pomezia (RM)

Si autorizza la riproduzione a fini non
commerciali e con citazione della fonte.

INDICE

	Pag.
Enrico Giovannini – <i>Introduzione</i>	7
Cinzia Ferrara – <i>Il modello di previsione dell'INPS</i>	13
Commento di Onorato Castellino.....	23
Rocco Aprile – <i>I modelli di previsione del sistema pensionistico elaborati dalla Ragioneria Generale dello Stato: alcuni aspetti metodologici</i>	27
Commento di Elsa Fornero	43
Emanuele Baldacci e Donatella Tuzi – <i>MODSIM: un modello dinamico di simulazione della spesa pensionistica e sociale</i>	47
Commento di Franco Peracchi	77
Alessandro Venturini – <i>Un modello per la stima della ricchezza pensionistica delle famiglie</i>	81
Commento di Luca Beltrametti	99
Luigi Cannari e Sergio Nicoletti Altimari – <i>A Dynamic Micro Simulation Model of the Italian Household's Sector</i>	103
Commento di Sergio Lugaresi.....	135
Paolo Bosi – <i>Sul controllo dinamico di un sistema pensionistico a ripartizione di tipo contributivo</i>	137

INTRODUZIONE

Enrico Giovannini

Direttore Centrale DCII - Istat

Negli ultimi anni l'attenzione degli studiosi dei sistemi previdenziali si è sempre più concentrata sul tema degli effetti a lungo termine della dinamica demografica sull'equilibrio finanziario dei fondi pensionistici pubblici. Tale fenomeno ha tratto origine dalle crescenti preoccupazioni per la sostenibilità economica del sistema di protezione sociale e per l'equità delle prestazioni monetarie erogate all'interno delle generazioni e tra queste. Anche nel nostro Paese, analogamente a ciò che sta avvenendo nella maggior parte delle nazioni economicamente sviluppate, la quota di anziani sul complesso della popolazione è cresciuta negli ultimi decenni. Ciò è stato prevalentemente determinato dalla dinamica discendente della fecondità che si è avuta a partire dalla fine degli anni '60 e che si è accentuata negli anni più recenti. Per gli stessi motivi, nei prossimi decenni la popolazione in età lavorativa tenderà, invece, a diminuire sia in valore assoluto, sia in termini relativi. Di conseguenza il rapporto tra individui in età anziana e popolazione in età da lavoro crescerà in proporzioni finora mai sperimentate nella storia dell'umanità. L'aumento del numero assoluto e relativo degli anziani è anche dovuto ai miglioramenti di sopravvivenza, soprattutto in età di vecchiaia, che sono stati realizzati negli ultimi anni. Il ruolo dei guadagni di sopravvivenza nel processo di invecchiamento della popolazione sta diventando sempre più importante. Tale fenomeno determina un allungamento della vita media degli individui, permettendo di guadagnare anni di vita in età anziana, con inevitabili effetti di aumento della durata di erogazione delle prestazioni pensionistiche.

I fenomeni demografici descritti, accompagnati dalle dinamiche più recenti delle variabili socio-economiche e di quelle relative al mercato del lavoro, hanno indotto pressioni verso la crescita della spesa sociale a favore degli anziani la quale è aumentata anche in termini di quota della spesa pensionistica pubblica rispetto al PIL. Per il futuro, molti degli scenari disegnati dagli esperti e dagli organismi internazionali mostrano un proseguimento delle tendenze in atto, almeno fino alla metà del prossimo secolo, solo lievemente modificate dalle diverse ipotesi concernenti l'evoluzione dei flussi migratori internazionali e del mercato del lavoro.

In Italia, il fenomeno dell'invecchiamento della popolazione ed il conseguente aumento della spesa sociale erogata a favore dei percettori di pensioni è particolarmente accentuato. Negli anni '90 diversi provvedimenti di riforma del sistema previ-

denziale sono stati adottati nell'ottica di un contenimento della crescita della spesa per fronteggiare la sfida demografica dei prossimi decenni. Gli effetti a breve termine di questi provvedimenti sono stati di entità certamente inferiore a quelli che si avranno nel lungo periodo. Per tale motivo si è accentuata in questi anni l'esigenza di poter prevedere l'andamento delle principali variabili che determineranno la spesa pensionistica nel futuro. Per far fronte a tali esigenze conoscitive lo sforzo degli studiosi è stato indirizzato verso la costruzione di strumenti previsivi che, a partire dall'adozione di diversi scenari istituzionali, demografici ed economici, permettano la simulazione delle dinamiche future della spesa pensionistica e consentono di fornire elementi per valutare la sostenibilità economica del sistema previdenziale.

L'esame degli effetti dell'evoluzione delle variabili demografiche e socio-economiche sull'andamento nel lungo periodo della spesa pensionistica necessita di strumenti di previsione metodologicamente avanzati. Tale complessità risiede nella necessità di descrivere adeguatamente l'evoluzione della popolazione, delle variabili macroeconomiche, di quelle che influenzano il mercato del lavoro e i loro effetti sui principali indicatori del sistema pensionistico. La difficoltà maggiore di tale approccio è costituita dalla necessità di cogliere l'insieme delle interdipendenze tra variabili demografiche, sociali ed economiche. Tale caratteristica, intrinseca di questo tipo di modellistica, implica un deciso orientamento verso la costruzione di modelli che utilizzino un approccio dinamico. A differenza della modellistica statica, che fornisce utili informazioni per la valutazione dell'impatto immediato dei provvedimenti sul benessere delle famiglie, nei modelli previsivi l'elemento temporale assume un rilievo determinante. Tali modelli possono essere definiti dinamici in senso più generale perchè devono tenere adeguatamente conto dell'evoluzione congiunta dei fenomeni demografici, sociali ed economici. Per tali motivi gli strumenti previsivi utilizzati in questo settore richiedono adeguate base di informazioni statistiche, preferibilmente di tipo longitudinale.

Sin dalla fine degli anni '70 sono stati avviati in Italia i primi tentativi di costruzione di modelli di previsione della spesa pensionistica. Nel corso degli ultimi anni le metodologie si sono sempre più affinate sia per effetto del contributo del progresso in campo informatico, che rende possibili in tempi molto rapidi elaborazioni di grandi basi di dati, sia a causa della disponibilità di dati statistici più completi ed analitici che permettono la simulazione degli eventi con maggiore attendibilità.

L'interesse dell'Istituto nazionale di statistica per questa tematica nasce, da un lato dalla necessità di sviluppare un sistema informativo statistico nell'area della spesa sociale, in grado di soddisfare le diverse esigenze degli utilizzatori; dall'altro, dall'attenzione che l'Istituto sta dedicando alla ricerca applicata su questo tema, anche attraverso lo sviluppo di un proprio modello. Tale interesse ha stimolato l'organizzazione del seminario di cui questo volume raccoglie gli atti, nel quale, si sono incontrati gli studiosi più qualificati che si sono dedicati, nel nostro Paese, alla costruzione di modelli per la previsione della spesa pensionistica. Il seminario, tenutosi il 2 dicembre 1997 presso l'Istat ed organizzato insieme alla European Science Foundation ed al Nucleo di valutazione della spesa previdenziale, ha consentito di esplicitare le ipotesi di lavoro e i metodi adottati per la costruzione di tali modelli, evidenziando altresì le esigenze conoscitive alle quali il Sistema statistico nazionale deve cercare di rispondere.

I modelli di simulazione dell'evoluzione a lungo termine del sistema pensionistico che sono stati sviluppati recentemente nel nostro Paese sono caratterizzati da una varietà di impostazioni metodologiche e di basi di dati utilizzate nelle previsioni. Alcuni modelli sono nati per finalità prevalentemente istituzionali, mentre altri hanno sviluppato maggiormente talune caratteristiche teoriche. Tutti questi strumenti hanno in comune l'esigenza di descrivere in misura più analitica possibile l'evoluzione dei fenomeni di base che presumibilmente determineranno l'equilibrio futuro del sistema pensionistico.

I modelli di previsione che sono stati costruiti negli ultimi anni dall'INPS sono presentati nella relazione di Cinzia Ferrara, la quale mette in evidenza il ruolo che gli strumenti previsivi di tipo normativo-istituzionale possono avere nel proiettare accuratamente le diverse componenti normative, demografiche e socio-economiche della spesa pensionistica. La caratteristica di questa classe di modelli è quella di partire da una base di dati rappresentativa degli assicurati ad una gestione pensionistica e prevederne le transizioni al pensionamento calcolando i connessi importi da erogare. Tali modelli sono fortemente legati alla disponibilità di dati molto accurati, che non sempre sono disponibili per tutte le gestioni previdenziali. I modelli di tipo demografico, come quello recentemente costruito dal Ministero del tesoro e illustrato nella relazione di Rocco Aprile, permettono di pervenire alla simulazione del numero e della spesa per pensioni a partire dalla dinamica demografica del complesso della popolazione attraverso apposite matrici di transizione. Pur non raggiungendo il grado di dettaglio istituzionale della prima classe di modelli di simulazione, questi strumenti permettono una maggiore coerenza tra il quadro demografico previsto e la dinamica del sistema di protezione sociale, soprattutto per le previsioni a lungo termine.

Generalmente, nei modelli di previsione della spesa pensionistica, il quadro macroeconomico è determinato sulla base di variabili esogene, solo parzialmente dipendenti dalla dinamica delle variabili simulate nel modello. Nella relazione di Emanuele Baldacci e Donatella Tuzi, che riguarda il modello di simulazione dinamica MODSIM sviluppato dall'Istat, viene introdotta, in un modello di previsione di tipo demografico, una formulazione dell'evoluzione delle variabili economiche che dipende dalla dinamica delle principali variabili previste, coerentemente con le ipotesi del modello di comportamento economico adottato dagli agenti.

Il tentativo di introdurre delle esplicite relazioni comportamentali all'interno dei modelli di simulazione della spesa pensionistica porta all'adozione di un approccio di analisi che privilegia l'utilizzo di basi di dati microeconomiche. Nella relazione di Alessandro Venturini si presenta un modello per il calcolo della ricchezza pensionistica delle famiglie sulla base delle informazioni contenute nell'indagine campionaria sui redditi delle famiglie della Banca d'Italia. In questo caso, l'obiettivo del modello non è quello di prevedere la dinamica futura della spesa per pensioni, ma quello di analizzare il valore attuale dei flussi futuri di prestazioni al netto dei contributi versati da ogni individuo al sistema pensionistico. Un modello di microsimulazione dell'andamento delle variabili economiche e socio-demografiche e dei loro effetti sul sistema previdenziale è invece presentato nella relazione di Luigi Cannari e Sergio Nicoletti Altimari. Gli autori propongono un primo modello dinamico di simulazione basato su dati individuali il quale permette di compiere

analisi non solo sul livello previsto della spesa per pensioni, ma anche sugli effetti distributivi tra diverse categorie di individui e tipologie familiari. Le informazioni derivate da questo tipo di modelli sono molto utili per analizzare l'impatto delle prestazioni sociali in termini di equità. Tale approccio, tuttavia, è limitato dalla disponibilità di informazioni dettagliate a livello individuale sulle caratteristiche delle unità di simulazione, soprattutto per l'attuale carenza di indagini longitudinali sui redditi familiari, peraltro recentemente avviate anche nel nostro Paese. Infine, nel lavoro presentato da Paolo Bosi, si pone l'accento sulla dinamica dei processi di aggiustamento dei principali indicatori del sistema pensionistico a seguito di shock esogeni, utilizzando un modello di simulazione stilizzato del sistema pensionistico italiano.

Come si vede da questa breve sintesi dei lavori presentati, il seminario ha raggiunto pienamente i suoi obiettivi, anche grazie alla partecipazione dei discussant e degli studiosi che hanno preso parte ai lavori. Peraltro, proprio il confronto svoltosi in tale occasione ha stimolato alcuni progetti di ricerca volti al miglioramento di alcuni dei modelli presentati ed allo sviluppo di alcuni segmenti di informazione statistica, disegnando un percorso al quale l'Istituto nazionale di statistica intende offrire appieno il suo contributo.

RELAZIONI

- *Cinzia Ferrara*
- *Rocco Aprile*
- *Emanuele Baldacci e
Donatella Tuzi*
- *Alessandro Venturini*
- *Luigi Cannari e
Sergio Nicoletti Altimari*
- *Paolo Bosi*

IL MODELLO DI PREVISIONE DELL'INPS

Cinzia Ferrara

INPS

1. Le precedenti esperienze

L'INPS in qualità di maggiore ente erogatore di prestazioni pensionistiche si è da lungo tempo fornito di modelli previsionali che permettessero di seguire nel medio-lungo periodo l'andamento della spesa pensionistica.

Il primo modello fu realizzato nel 1982 dalla Dott.ssa Lelia Ricci, coordinatrice generale del Servizio Statistico Attuariale dell'INPS, e permetteva di prevedere il numero delle pensioni del FPLD fino all'anno 2000.

Nell'impossibilità di conoscere in tempi brevi la struttura della popolazione assicurata, le future pensioni erano ottenute direttamente dalla evoluzione della popolazione generale prevista dall'Istat.

Nel 1987, fu presentato un modello che prevedeva il numero delle nuove liquidazioni del FPLD partendo dalla distribuzione per età, sesso e classe di attività economica degli assicurati.

Il lavoro comportò una analisi di oltre 30 milioni di posizioni assicurative contenute negli archivi INPS e per la prima volta fu effettuato un lavoro di raccordo ed omogeneizzazione.

Lo studio, pur fornendo l'andamento della spesa, privilegiava l'aspetto numerico delle pensioni. Infatti gli importi delle nuove pensioni erano desunti dalla categoria di pensionamento e dalla classe di attività economica di appartenenza e non sulla base dei due elementi essenziali: anzianità e retribuzione.

Due anni dopo, il Prof. Coppini con l'ausilio di un gruppo di attuari dell'INPS, realizzò una previsione delle 4 principali gestioni dell'INPS (FPLD e lavoratori autonomi) utilizzando la metodologia "Magis" (Metodo anni di gestione su base individuale per sorteggio).

I criteri generali ai quali si è ispirata la creazione di questo modello erano due:

- operare su un campione degli assicurati e dei pensionati ;
- riprodurre in modo analitico attraverso un processo di simulazione le stesse operazioni di aggiornamento previste dalla legge.

Infatti, il metodo Magis, si basa sulla realizzazione di una procedura in grado di

riprodurre le possibili sorti di ogni assicurato o pensionato, tenendo conto delle più svariate caratteristiche individuali senza effettuare aggregazioni di sorta.

Nell'applicazione pratica il metodo permette di individuare la "sorte effettiva" di ciascun soggetto simulando il verificarsi dei vari eventi (passaggio di stato assicurativo, conseguimento di una certa categoria di pensione ecc.) mediante un'estrazione a sorte che tiene conto delle probabilità dell'evento stesso.

Questo metodo presenta il vantaggio di potere valutare più semplicemente gli effetti di un maggiore numero di variabili, ma di contro presenta i seguenti svantaggi:

- 1) attraverso i sorteggi si individua una sola sorte e non tutte le sorti possibili; in altri termini il metodo può essere affetto da errori accidentali. Questo inconveniente può comunque essere annullato, nel risultato pratico, operando opportune replicazioni ;
- 2) tempi di elaborazione eccessivi (superiori alle 100 ore);
- 3) necessità di strumenti di hardware e software estremamente avanzati.

I lunghi tempi di elaborazione e la complessità dei programmi, in particolare, hanno reso difficile:

- l'aggiornamento del modello nel caso di rilevanti variazioni normative quali quelle previste nella recente riforma "Dini" (legge n.335/1995);
- l'utilizzo del modello per fornire indicazioni circa gli effetti di proposte di modifiche normative.

2. Il nuovo modello INPS

2.1. Scopi del modello

La legge 8 agosto 1995 n.335 ha profondamente modificato le regole che disciplinano l'acquisizione dei diritti e le misure dei trattamenti di pensione prevedendo, in particolare:

- la progressiva abolizione delle pensioni di anzianità e dell'istituto dell'integrazione al minimo;
- l'introduzione del nuovo sistema di calcolo "contributivo".

L'applicazione integrale delle nuove norme sarà progressivamente raggiunta attraverso un periodo di transizione necessario a modulare nel tempo le aspettative dei soggetti ed i diritti acquisiti dei soggetti prossimi al pensionamento.

Il complesso delle innovazioni dovrebbero apportare in futuro una sostanziale modifica della struttura demografica-economica dell'intero panorama previdenziale, con l'obiettivo di determinare più razionali equilibri nelle gestioni previdenziali.

Per misurare gli effetti di una così complessa ridisciplina normativa, l'INPS ha deciso di costituire un gruppo di lavoro per costruire un nuovo modello che permettesse di quantificare i valori delle componenti fondamentali della spesa pensionistica:

- limitatamente alle principali gestioni amministrare dall'Istituto (Fondo pensioni lavoratori dipendenti e le tre gestioni speciali dei lavoratori autonomi);
- per un arco temporale di 100 anni, sufficiente a garantire il raggiungimento della situazione di regime del sistema "contributivo".

La previsione della consistenza dei vari aggregati relativi al futuro andamento demografico-economico delle gestioni pensionistiche é stata effettuata utilizzando il metodo "degli anni di gestione per valori medi". Tale metodo, pur comportando una perdita di informazioni rispetto alla metodologia "Magis" e non consentendo di soddisfare esigenze conoscitive estremamente ampie e complesse, rappresenta uno strumento perfettamente idoneo a valutare anno per anno l'ammontare complessivo delle principali grandezze delle gestioni pensionistiche.

Il modello é ancora in corso di elaborazione. In particolare sono stati completati l'analisi ed il programma elaborativo mentre si stanno effettuando i controlli relativi a:

- dati di input della popolazione assicurata;
- basi tecniche demografiche.

Il programma elaborato rappresenta un agile strumento per valutare i risparmi di modifiche normative infatti ha:

- tempi di elaborazione estremamente ridotti (20 minuti per 100 anni di proiezione);
- una interfaccia di facile uso che consente di ipotizzare numerosi quadri normativi.

Per quanto concerne l'ultimo punto é da rilevare che il modello é stato costruito considerando un "quadro normativo parametrico" nel quale la normativa attuale rappresenta solamente una delle possibili eventualità.

2.2. Funzionamento del modello

Il metodo dei valori medi per anno di gestione prevede che le proiezioni vengano effettuate applicando alla popolazione assicurata e pensionata classificata in relazione alle principali caratteristiche (come sesso, età ed anzianità) le frequenze relative ai vari eventi che influiscono sull'andamento della gestione.

Una illustrazione sintetica del funzionamento del modello nel suo complesso può essere fornita mediante una breve descrizione delle seguenti fasi:

a) input iniziali al 31/12/1996:

- popolazione assicurata;
- popolazione pensionata;

b) input iniziali per lo sviluppo delle popolazioni assicurata e pensionata:

- basi tecniche demografiche;
- variabili macroeconomiche;
- quadro normativo ipotizzato;

c) procedura di calcolo della proiezione; questa fase costituisce il “motore” del modello ove il programma, sulla base degli input inseriti, determina i valori di vari aggregati per ciascun anno di proiezione applicando la normativa pensionistica e le eventuali modifiche previste.

2.3. La distribuzione iniziale della popolazione assicurata

Per la determinazione delle matrici iniziali della popolazione assicurata si è ritenuto opportuno utilizzare una rilevazione campionaria che permettesse di accelerare i tempi di realizzazione del modello senza compromettere l’attendibilità dei risultati.

Il campione è stato determinato estraendo le posizioni assicurative attualmente contenute in 8 diversi archivi:

- archivio 01M dei lavoratori dipendenti;
- archivio dei lavoratori agricoli subordinati;
- archivio dei lavoratori domestici;
- archivio ARPA relativo alle contribuzioni da lavoro dipendente anteriori al 1974;
- archivio dei proscrittori volontari;
- archivio dei coltivatori diretti, mezzadri e coloni;
- archivio degli artigiani;
- archivio dei commercianti.

L’esigenza di unificare e correlare posizioni individuali contenute in archivi diversi, ma riferite allo stesso individuo, ha reso necessario abbandonare le usuali tecniche di campionamento casuale, scegliendo piuttosto un criterio che permettesse di estrarre gli stessi soggetti da tutti gli archivi.

Nella fattispecie, si sono estratti dai vari archivi tutti gli individui nati nei giorni:

- 5 – 15 – 25 per una prima estrazione ;
- 4 – 14 – 24 per una seconda estrazione.

Il campione prescelto rappresenta circa il 20% dell’universo, per un totale di 8 milioni di posizioni.

In realtà, la seconda estrazione ha mostrato che già il primo blocco di unità risultava essere un campione rappresentativo della popolazione assicurata.

Dai dati del campione sono state determinate le distribuzioni al 31/12/1996 per le seguenti caratteristiche:

- gestione di appartenenza,
- sesso,
- età,
- anzianità contributiva,
- stato assicurativo,

nonché le relative retribuzioni/redditi medi.

Per quanto riguarda gli stati assicurativi sono stati considerati 4 grandi sottogruppi:

- attivi non pensionati;
- attivi già pensionati distinti in pensionati di vecchiaia, invalidità ed anzianità;
- procuratori volontari;
- silenti.

In particolare, l'insieme degli assicurati "silenti" è costituito da quei soggetti che pur non risultando attualmente contribuenti, né titolari di pensione diretta, hanno contribuito in un periodo precedente e, di conseguenza, potrebbero in futuro risultare portatori di diritti ai fini di una eventuale prestazione pensionistica. I silenti sono quindi coloro che hanno abbandonato temporaneamente o definitivamente il mondo del lavoro, oppure sono transitati in attività non rientranti tra quelle tutelate dal regime generale, o addirittura sono emigrati all'estero.

In realtà il modello utilizza altri due stati che crea per ogni anno di previsione:

- attivi non pensionati in attesa di "finestra" per le pensioni di anzianità;
- attivi non pensionati che hanno già raggiunto nel passato i requisiti per ottenere la pensione di anzianità e quindi non sono soggetti alle "finestre".

La creazione di questi due stati particolari è stata resa necessaria dalla complessità della normativa esistente in materia di pensioni di anzianità. Infatti la normativa vigente prevede che una volta maturati i requisiti per il diritto al pensionamento, il soggetto non possa pensionarsi prima di una certa data detta in gergo "finestra di uscita".

2.4. La distribuzione iniziale delle pensioni

A differenza della popolazione assicurata, le matrici iniziali al 31/12/1996 delle pensioni sono state desunte attraverso l'osservazione dell'intero universo.

Dagli archivi dell'INPS è stata determinata la distribuzione iniziale distintamente per:

- gestione;
- sesso;
- età ;
- categoria di pensione (vecchiaia, anzianità, prepensionamenti, invalidità ante legge n.222/1984, assegni di invalidità, pensioni di inabilità, pensioni ai superstiti di attivo , pensioni ai superstiti di pensionato).

Per ciascun livello di aggregazione è stato determinato l'importo medio della pensione in pagamento al 31/12/1996 al netto delle maggiorazioni familiari. Inoltre, sono stati evidenziati gli importi relativi alle maggiorazioni sociali, ai miglioramenti agli ex combattenti e gli importi pagati da altre gestioni del regime generale.

2.5. Le basi tecniche demografiche

La previsione per ciascun anno avviene essenzialmente applicando alla popolazione assicurata e pensionata le probabilità relative ai vari eventi che influiscono sull'andamento della gestione.

Per la complessità e la varietà dei fenomeni che riguardano le gestioni pensionistiche, occorre far uso di una vasta gamma di basi tecniche, calcolate per la gran parte utilizzando dati residenti negli archivi INPS e articolate in tabelle esterne per avere la possibilità di sostituirle senza intervenire nel programma di proiezione.

Le principali basi tecniche utilizzate sono:

- probabilità di morte per gli attivi e i pensionati;
- frequenze di pensionamento ;
- frequenze di proseguimento dell'attività lavorativa ;
- frequenze di passaggio tra stati assicurativi e gestioni ;
- probabilità di avere famiglia.

Per quanto riguarda la mortalità degli attivi e dei pensionati, le frequenze sono state costruite con riferimento alle tavole di mortalità dell'Istat. In particolare per la mortalità delle pensioni di inabilità è stato considerato un tasso di sopra-mortalità.

Il calcolo delle altre basi tecniche deriva dall'osservazione delle pensioni liquidate negli ultimi anni e dai dati rilevati dal campione degli assicurati.

Per i lavoratori autonomi si è introdotta l'ipotesi che tutti gli assicurati si pensionino al raggiungimento dei requisiti minimi per ottenere la prestazione di vecchiaia o di anzianità.

2.6. Il Quadro macro-economico

Il modello si basa su un complesso di ipotesi in relazione ai fenomeni di carattere generale che concorrono alla formazione della spesa pensionistica e delle entrate contributive:

- tasso annuo di inflazione ;
- tasso annuo di incremento delle retribuzioni/redditi reali ;
- tasso annuo di incremento della popolazione attiva delle gestioni per cui si effettua la previsione;
- tasso annuo di incremento del PIL reale.

Le ipotesi in merito all'andamento delle principali variabili economiche, di regola possiedono elementi attendibili al più per i prossimi cinque anni.

A questo riguardo, il modello permette di cambiare, attraverso un'interfaccia di semplice uso, l'intero quadro macroeconomico, consentendo così di analizzare gli effetti sulla spesa pensionistica di variazioni delle principali grandezze economiche.

2.7. La struttura del modello previsionale

Il modello é articolato su 5 moduli:

- **“Modulo iniziale”**

Il modulo iniziale determina all'inizio della proiezione tutti i valori occorrenti agli altri moduli. In particolare:

- 1) calcola e aggiorna sulla base delle variabili macroeconomiche i parametri normativi (trattamento minimo di pensione; massimali e minimali di retribuzione per i lavoratori autonomi ecc.)
- 2) calcola e aggiorna i coefficienti di trasformazione in rendita previsti dalla legge n.335/95 per il calcolo della pensione con il sistema contributivo;
- 3) determina, sulla base dell'ipotesi sull'occupazione, il numero dei contribuenti per ciascun anno per ciascuna gestione;
- 4) riceve l'input iniziale della popolazione assicurata e divide, sulla base dell'anzianità, la popolazione in tre sottogruppi:
 - A – Regime retributivo;
 - B – Regime misto;
 - C – Regime contributivo.

- **“Modulo assicurati”**

Il “modulo assicurati” gestisce lo sviluppo delle matrici dei tre suddetti sottogruppi (A–B–C) e la proiezione dei futuri iscritti. In particolare:

- 1) aggiorna le retribuzioni degli assicurati;
- 2) esegue i sottomoduli per ciascuna causa di pensionamento e di uscita, producendo il numero delle nuove pensioni e i relativi importi medi; nel caso di cessazione dell'attività lavorativa di un soggetto già pensionato determina i supplementi di pensione ad esso relativi;
- 3) determina il numero dei soggetti che proseguono l'attività lavorativa all'atto del pensionamento;
- 4) determina il numero dei movimenti tra gestioni e stati assicurativi;
- 5) aggiorna le età degli assicurati;
- 6) aggiorna le anzianità degli attivi e dei proscrittori volontari;
- 7) determina a saldo, il numero dei nuovi iscritti e crea la relativa generazione ;
- 8) produce gli input per il “modulo pensioni” e per il “modulo elaborazioni per dati di bilancio”;
- 9) ripete le operazioni precedenti fino all'ultimo anno di proiezione.

- **“Modulo pensioni”**

Il modulo pensioni gestisce la proiezione delle pensioni iniziali e delle nuove pensioni prodotte dal “modulo assicurati”. Le principali operazioni di questo modulo sono:

- 1) applica la perequazione automatica agli importi medi di pensione;
- 2) determina il numero dei morti e le relative pensioni ai superstiti di pensionato;

- 3) calcola l'importo medio delle nuove pensioni ai superstiti di pensionato;
- 4) aggiorna l'età;
- 4) riceve in input i dati delle nuove pensioni prodotte dal "modulo assicurati" e dei supplementi di pensione;
- 5) ridetermina la distribuzione delle pensioni e i relativi importi medi a fine anno;
- 6) produce gli input per il "modulo elaborazioni per dati di bilancio";
- 7) effettua le operazioni precedenti fino all'ultimo anno di previsione.

- *"Modulo elaborazioni per dati di bilancio"*

Il modulo riceve in input i dati provenienti dal "modulo pensioni" e dal modulo assicurati ed elabora le principali voci di bilancio, quali ad esempio:

- 1) spese per prestazioni relative alle gestioni ;
- 2) spese per prestazioni a carico della Gestione degli interventi assistenziali;
- 3) entrate contributive;
- 4) risultato d'esercizio.

- *"Modulo output"*

Il modulo di output fornisce le tavole di sintesi per ciascuna gestione e per i vari anni di previsione, quali ad esempio:

- 1) assicurati e retribuzioni ;
- 2) numero e importo medio delle pensioni vigenti a fine anno, distinte per categoria di pensione e sesso;
- 3) numero e importo medio delle pensioni liquidate nell'anno per categoria di pensione e sesso;
- 4) aliquota pura di equilibrio;
- 5) vari indicatori di andamento della gestione.

2.8. La flessibilità del modello

Il modello permette di effettuare proiezioni considerando:

- mortalità fissa o variabile;
- coefficienti di trasformazione della legge 335/95 fissi o modificati in relazione alle variazioni della mortalità prevista.

Come già accennato, il modello è stato costruito cercando di considerare un "quadro normativo parametrico" nel quale l'attuale normativa rappresentava solamente una possibilità.

Questa impostazione ha comportato un grande sforzo sia per delineare probabili ipotesi di modifiche normative sia per determinare gli algoritmi matematici che permettessero una tale flessibilità.

È stata inoltre costruita una interfaccia di facile uso che permette di introdurre variazioni normative e che fornisce in output una tavola di sintesi contenente i risparmi rispetto alla normativa attuale.

Le principali modifiche considerate sono le seguenti:

- *Sistema di calcolo*

È prevista l'introduzione del sistema di calcolo contributivo, relativamente alle anzianità maturate posteriormente al 1997, per i soggetti che secondo l'attuale normativa continuano a mantenere un calcolo della pensione basato sulle retribuzioni percepite (assicurati con almeno 18 anni di anzianità al 31/12/1995).

- *Requisiti per il pensionamento di anzianità*

Distintamente per ogni gestione e per maschi e femmine è possibile introdurre per ciascuno anno di proiezione i seguenti requisiti minimi:

- quota pari alla somma di età ed anzianità ;
- età minima ;
- anzianità minima ;
- anzianità minima per ottenere la pensione indipendentemente dai tre requisiti precedenti.

Per la normativa antecedente alla legge n. 449/97, ad esempio, occorre inserire per gli assicurati maschi e femmine del Fondo pensioni lavoratori dipendenti per l'anno 1998 i seguenti valori: 0-53-35-36.

- *“Finestre di uscita” per il pensionamento di anzianità*

Possono essere cambiate distintamente per gestione, sesso, anno di proiezione:

- numero di finestre in ciascun anno ;
- mese di uscita ;
- requisiti di età e/o di maturazione del diritto.

- *Introduzione penalizzazioni nell'importo di pensione per il pensionamento di anzianità*

Possono essere introdotte penalizzazione temporanee fino al compimento dell'età di vecchiaia o permanenti distintamente per:

- gestione;
- sesso;
- anno di proiezione;
- età ed anzianità.

- *Requisiti per il pensionamento di vecchiaia nel sistema retributivo- misto*

È possibile cambiare l'età e/o l'anzianità minima per il diritto alla pensione di vecchiaia distintamente per gestione; sesso; anno di proiezione.

Inoltre é previsto che i nuovi requisiti decorrano da qualsiasi mese dell'anno.

• *Pensionamento di vecchiaia nel sistema contributivo*

È possibile cambiare distintamente per gestione; sesso e anno di proiezione:

- l'età minima (attualmente 57 anni) ;
- l'età massima di riferimento per il coefficiente di trasformazione della legge n.335/1995 (pari a 65 anni) ;
- anzianità minima (pari a 5 anni) ;
- l'aliquota di computo utilizzata per determinare il montante contributivo per il calcolo della pensione.

Riferimenti bibliografici

FAUSTINI G., *La spesa per le pensioni e il suo finanziamento: prospettive 1990 e 2000*, Moneta e credito, giugno 1981.

FRANCO D. e MORCALDO G., *Un modello di previsione degli squilibri del sistema previdenziale: valutazione di alcune linee di risanamento*, Roma, 1986.

MINISTERO DEL TESORO, *La spesa previdenziale e i suoi effetti sulla finanza pubblica*, Relazione della Commissione di studio, 1981.

MINISTERO DEL TESORO - RAGIONERIA GENERALE DELLO STATO, *Metodi per la previsione a lungo termine degli squilibri previdenziali*, in Bollettino d'Informazioni, maggio 1988.

MINISTERO DEL TESORO - RAGIONERIA GENERALE DELLO STATO, *Fondo pensioni lavoratori dipendenti: una proiezione al 2005*, Roma, 1991.

MORCALDO G. e PIERUCCI C. M., *L'onere futuro della spesa per pensioni*, Rivista di economia e politica industriale, settembre-dicembre 1978.

RICCI L., *Proiezioni all'anno 2000 delle pensioni del regime generale INPS*, Previdenza sociale, 1983.

Commento alla relazione "Il modello di previsione dell'INPS"

Onorato Castellino

Università di Torino

1. Essendo ormai trascorsi trent'anni dal mio primo scritto sul sistema previdenziale italiano, credo di dovere innanzitutto portare una testimonianza storica, ricordando i principali esercizi di previsione che - con metodologie dapprima eroiche, e poi sempre più complesse e raffinate - sono stati compiuti.

Nella mia memoria riaffiorano innanzitutto Morcaldo e Pierucci (1978) seguiti da Faustini (1981). Le cifre di Faustini furono riprese nella relazione di una Commissione di studio nominata dal ministro del Tesoro Andreatta, di cui anche Faustini faceva parte. Si trattava di previsioni attente, che tuttavia non poterono fondarsi né su basi tecniche analitiche né su potenti strumenti di elaborazione informatica, e quindi fecero probabilmente rabbrivire gli studiosi di formazione attuariale. Ma il dado era tratto.

Entrò infatti in campo l'INPS, con uno studio del responsabile del servizio attuariale, Lelia Ricci (1983), seguito nel 1987 dalla stessa Ricci con Alvaro e Pedullà, e nel 1989 dal "modello Coppini". Queste proiezioni si limitano al FPLD, così come quelle della Ragioneria generale dello Stato (1988 e 1991). Se si aggiungono gli studi di Franco e Morcaldo per la Commissione per la spesa pubblica (1986), si può dire che gli anni '80 segnano l'assunzione, da parte delle più autorevoli voci istituzionali, della responsabilità di formulare previsioni a lungo termine del sistema previdenziale.

Anche il legislatore incominciò a rendersi conto della assoluta necessità di guardare oltre i brevi orizzonti ai quali si era tradizionalmente limitato. La legge 11 marzo 1988, n. 67, dispose (art. 2, comma 4) che per i disegni di legge in materia pensionistica la relazione governativa dovesse contenere un quadro di proiezioni almeno decennali. E nelle more della discussione della riforma Dini, la Ragioneria generale fornì previsioni che si estendevano al 2050. Non siamo ancora ai 75 anni ai quali la Social Security nord-americana spinge, aggiornandole annualmente, le sue previsioni; ma fortunatamente abbiamo superato (spero per sempre) quella *forma mentis* che faceva dire a un legislatore del 1969, nel momento in cui delegava il Governo a definire un sensibile aumento delle pensioni: "Ritengo in coscienza che non succeda niente dal punto di vista dell'economia finanziaria della legge per-

ché la delega al Governo non presuppone che noi dobbiamo trovare oggi i mezzi finanziari per risolvere il problema” (Atti Senato, resoconto della seduta del 24 aprile 1969, pagg. 7341-7342).

2. Passo ora a commentare la chiara e persuasiva relazione di Cinzia Ferrara, essendo a tutti ovvio che non ho competenza per entrare nei suoi aspetti più tecnici, e debbo quindi limitarmi ad alcune osservazioni per così dire di contorno.

Ho sempre ritenuto che la differenziazione normativa fra i diversi e numerosi regimi previdenziali sia una delle cause delle miopie e delle iniquità di cui il nostro sistema previdenziale si è macchiato, prima dell'inversione di tendenza impressa con le riforme Amato e Dini. La relazione Ferrara richiama l'attenzione su un'ulteriore conseguenza negativa: la difficoltà di formulare previsioni relative ai singoli regimi. Alla necessità di stimare entrate, uscite e rientri nelle forze di lavoro si aggiunge infatti quella di stimare i passaggi fra i diversi regimi considerati, le anzianità maturate fuori di essi, le facoltà di ricongiunzione e gli spezzoni di diritti pensionistici da queste derivanti.

3. Poiché tutte le grandezze che stanno a fondamento delle previsioni (basi tecniche demografiche, ipotesi macroeconomiche, parametri di scelta degli assicurati) sono incerte, l'utilizzatore dei risultati si aspetta non soltanto valori centrali, ma anche intervalli di fiducia. Più banalmente, si aspetta l'uso di “forcelle” e la prospettazione di valori massimi e minimi. Purtroppo, dove la grandezza incerta è un tasso di variazione e il periodo di previsione abbraccia parecchi decenni, una modesta differenza nel tasso annuo conduce a una divaricazione finale assai ampia. Se per di più il risultato emerge dalla moltiplicazione di più grandezze, la combinazione dei massimi tra di loro e dei minimi tra di loro allarga ancora la forcilla, col rischio di renderla talmente ampia da impoverirne il significato e il messaggio.

La soluzione credo stia non in una scienza ma in un'arte, e consista nello scegliere il giusto mezzo tra la pubblicazione di un risultato unico, e quindi pressoché certamente destinato a rivelarsi inesatto, e una forcilla troppo ampia. Ma sta anche nella revisione periodica dei risultati - che fortunatamente la relazione Ferrara ci dice essere, col nuovo modello, agevole e possibile in tempi brevi - per incorporare le più recenti informazioni e previsioni sulle variabili esogene.

4. *Last but not least* (o forse meglio: *first and foremost*), le previsioni debbono entrare in sinergie sempre più strette con le decisioni del legislatore e, nell'ambito dei poteri attribuitigli, del legislatore delegato. La riforma Dini dispone (quinto comma dell'art. 1) che a decorrere dal 1998 siano analizzate, nel d.p.e.f., le proiezioni della spesa previdenziale per il successivo decennio, e che ove si riscontrino scostamenti rispetto alle previsioni del saldo netto da finanziare si indichino le correzioni da apportare con apposito provvedimento. Il successivo comma 11 prevede, come è noto, la rideterminazione periodica (ma l'intervallo di dieci anni appare a molti eccessivo) dei coefficienti di trasformazione. Per gli enti privatizzati, il comma 12 dell'art. 3 definisce in un arco temporale non inferiore a 15 anni l'orizzonte entro cui deve essere garantita la stabilità delle gestioni.

L'importanza dell'odierno *workshop* sta anche e soprattutto nel fatto che le retroazioni del momento previsivo sulle scelte operative sono un elemento necessario e irrinunciabile di una seria politica della previdenza, questa dovendo definirsi, secondo le lucide parole del Migliorini, come "il prevedere avendo cura di provvedere".

I MODELLI DI PREVISIONE DEL SISTEMA PENSIONISTICO ELABORATI DALLA RAGIONERIA GENERALE DELLO STATO: ALCUNI ASPETTI METODOLOGICI

Rocco Aprile

Finsiel e NVSP

1. L'attività previsionale della Ragioneria Generale dello Stato

La Ragioneria Generale dello Stato (RGS) da circa un decennio si occupa di modelli di previsione del sistema pensionistico. Negli ultimi 4 anni ha compiuto lo sforzo maggiore per quanto riguarda gli affinamenti metodologici e l'analisi delle tendenze strutturali. L'intensificazione dell'attività previsionale è stata favorita da due ordini di ragioni: la modificazione dei contenuti del dibattito sulle prospettive del sistema pensionistico, i numerosi interventi di riforma che si sono succeduti dal '92.

Nel corso degli anni '80, il dibattito sulle prospettive del sistema pensionistico era finalizzato ad appurare la compatibilità dell'assetto normativo istituzionale allora vigente con l'equilibrio strutturale del sistema. Le tesi a confronto risultavano spesso contrapposte: da una parte si sosteneva che il sistema era strutturalmente in equilibrio; dall'altra si evocavano tendenze catastrofiche. La diversificazione delle posizioni era favorita dalle indicazioni fortemente contrastanti offerte dai modelli di previsione elaborati in questa fase. Al di là delle differenze metodologiche, tali modelli risultavano estremamente semplici, gestivano una base informativa carente e assumevano un periodo di previsione insufficiente a valutare le tendenze strutturali. Inoltre, limitavano l'attenzione al solo FPLD nella convinzione che le sorti dell'intero sistema fossero strettamente dipendenti da quelle della gestione più importante dal punto di vista dimensionale.

Agli inizi degli anni '90, è prevalsa l'opinione che il sistema pensionistico fosse strutturalmente in disequilibrio e che fosse necessario e possibile riformarlo. Per la prima volta, nel 1991, modelli metodologicamente diversi elaborati da Istituti diversi (INPS ed RGS), fornivano previsioni sostanzialmente concordi in tal senso (Camera dei Deputati-Servizio Studi, 1991). Per cui, la fase successiva del dibattito si è incentrata sui correttivi da apportare al sistema. Le proposte di riforma prevedevano soluzioni estremamente graduali, differenziate per comparto, età ed anzianità.

nità contributiva degli iscritti. I modelli di previsione allora disponibili erano inadeguati a tale scopo sia per la ristrettezza del periodo di previsione che non consentiva di cogliere a pieno gli effetti strutturali degli interventi di riforma sia per l'eccessivo livello di aggregazione che spesso impediva di gestire dinamicamente alcuni degli elementi informativi necessari per simulare le modifiche normative. È in questa fase che la RGS ha ritenuto opportuno elaborare un nuovo modello di previsione (modello normativo-istituzionale) relativo al FPLD e alle tre gestioni dei lavoratori autonomi (Aprile-De Persio, 1995; RGS, 1996a; Camera dei Deputati-Servizio Bilancio, 1996).

Negli ultimi due anni, invece, è andato crescendo l'interesse della comunità scientifica internazionale e dei *policy makers* per le conseguenze dell'invecchiamento della popolazione sugli equilibri finanziari dei sistemi di protezione sociale. Le forti trasformazioni demografiche, infatti, avranno effetti strutturali imponenti specie nei paesi, come il nostro, a più bassa fecondità e mortalità. L'allarme è stato lanciato da i principali organismi economici internazionali (OECD, IMF, IME, Commissione Europea) i quali hanno evidenziato prospettive preoccupanti per i sistemi pensionistici di gran parte dei paesi industrializzati. Le proiezioni effettuate risultano fortemente ancorate all'evoluzione del quadro demografico mentre assumono una rappresentazione estremamente semplificata del quadro normativo-istituzionale. Il modello di previsione della RGS, al contrario, era capace di recepire gli effetti del quadro normativo ma ignorava aspetti importanti del quadro demografico. Tale limitazione ha reso necessario elaborare un diverso modello di previsione (modello demografico), esteso all'intero sistema pensionistico, in grado di recepire, contemporaneamente, gli effetti delle trasformazioni demografiche e gli elementi essenziali del quadro normativo-istituzionale vigente nell'intero periodo di previsione (RGS, 1996b e 1997).

Sul piano metodologico, i due modelli seguono approcci diversi. Il modello normativo-istituzionale individua come popolazione di riferimento l'insieme degli iscritti al fondo (o raggruppamento di fondi) dove per iscritto si intende qualsiasi soggetto titolare di diritti pensionistici. Il modello demografico, invece, assume come popolazione di riferimento la popolazione residente nel paese.

La differente definizione della popolazione di riferimento determina le principali caratteristiche che contraddistinguono i due modelli. Il modello normativo-istituzionale opera su elementi informativi definiti in maniera funzionale alle esigenze del quadro normativo e pertanto presenta una maggiore capacità nel riprodurre le aspetti qualificanti. Allo stesso tempo, però, non è in grado di gestire il collegamento fra la popolazione iscritta e quella residente ignorando, così, una parte importante degli effetti derivanti dall'evoluzione del quadro demografico.

Il modello demografico, al contrario, assumendo la popolazione residente come popolazione di riferimento, riesce a cogliere pienamente gli effetti delle trasformazioni demografiche mentre presenta maggiori difficoltà nel riprodurre gli aspetti essenziali del quadro normativo. La complessità della legislazione previdenziale, la frammentazione del sistema pensionistico in una pluralità di fondi, la variazione della normativa durante la fase transitoria rendono l'operazione ancora più difficoltosa.

2. Il modello normativo-istituzionale

2.1. La scelta del metodo

La scelta del metodo deve essere effettuata in base alla capacità di gestire in modo efficiente le informazioni disponibili. In forma del tutto generale, il problema può essere così impostato.

Siano x_1, x_2, \dots, x_n le n variabili che descrivono gli attributi (anagrafici, professionali, retributivi, pensionistici ecc.) di un iscritto al fondo e siano k_1, k_2, \dots, k_n le modalità di ognuna delle suddette variabili, esistono allora $\prod_{i=1}^n K_i$ posizioni assicurative diverse (ciascuna delle quali identifica una delle possibili combinazioni fra le modalità delle n variabili). Spesso, il valore dei k_i è molto elevato (addirittura infinito nell'ipotesi in cui la variabile è continua), pertanto non è possibile trattare distintamente un numero così elevato di posizioni. Da un punto di vista metodologico sono percorribili due vie:

- a) eliminare fra le possibili posizioni quelle con frequenza uguale a zero e ripetere quelle con frequenza maggiore di uno tante volte quanta è la numerosità ad esse associata;
- b) rinunciare ad una parte dell'informazione disponibile in base alla rilevanza che essa assume ai fini della previsione (ad es., ridurre il numero delle variabili, discretizzare quelle continue, ridurre le modalità delle variabili discrete, ecc.);

La prima soluzione (modello di microsimulazione), propria della metodologia Magis, consente di conservare tutta l'informazione disponibile per ogni singola unità di rilevazione con evidenti vantaggi in termini di flessibilità nella simulazione del quadro normativo. Tale metodologia incontra, però, due difficoltà: la prima riguarda i tempi di elaborazione che diventano proibitivi per fondi di grandi dimensioni. In questo caso si rende necessario effettuare proiezioni su un campione con la conseguenza di amplificare gli errori di previsione quando i risultati vengono riproporzionati all'universo. Un'altra difficoltà riguarda il sorteggio casuale dei soggetti che subiscono l'evento fra gli esposti a rischio. Tale metodo comporta che ogni evento probabilistico simulato non abbia, sui casi possibili, l'incidenza percentuale assunta come base tecnica; anzi, da questa è, in media, tanto più lontana quanto minore è la numerosità dell'insieme a cui la probabilità viene applicata. Ne consegue che il maggior contenuto informativo del metodo individuale rischia di essere vanificato da un trattamento probabilistico poco efficiente. A ciò si aggiunga che i soggetti interessati dall'evento simulato, specie se numericamente modesti, non riproducono, in media, gli attributi dell'insieme da cui provengono anche se l'evento è neutrale rispetto ad essi. Così, ad es., l'importo medio delle pensioni sopravvissute potrebbe risultare significativamente diverso da quello dell'insieme preesistente.

La seconda soluzione (modello multistato) impone che il modello simuli la redistribuzione delle frequenze fra le differenti posizioni in un determinato intervallo di tempo. L'adozione di tale metodologia, in genere, rende il modello abbastanza agile con tempi di elaborazione contenuti ed indipendenti dalla numerosità della popolazione a cui si applica. La perdita di informazioni nei dati iniziali, però, rende a volte difficoltosa la simulazione di alcune ipotesi normative e può inficiare seriamente l'attendibilità della previsione specie per quanto riguarda le variabili continue (pensione, retribuzione ecc.). Infatti, la necessità che quest'ultime vengano discre-

tizzate comporta la perdita totale di informazioni circa la distribuzione per importo all'interno delle classi; se l'ampiezza di quest'ultime non è sufficientemente piccola, tale operazione può produrre errori rilevanti.

2.2. La soluzione adottata

Sulla base delle precedenti considerazioni, la RGS ha optato per il modello multistato pur consapevole delle maggiori difficoltà che avrebbe incontrato nel riprodurre gli elementi qualificanti del quadro normativo-istituzionale. Come ricordato in precedenza, tali difficoltà riguardano essenzialmente la previsione delle variabili monetarie (retribuzione, pensione, ecc.). Infatti, la suddivisione in classi di importo comporta una perdita di informazioni importante, se l'ampiezza delle classi è particolarmente elevata; viceversa, se l'ampiezza delle classi è sufficientemente piccola, il numero delle posizioni potrebbe superare quello degli iscritti anche in fondi di grosse dimensioni.

Per ovviare a tale inconveniente, si è proceduto distinguendo le variabili "discriminanti" in due gruppi. Un primo gruppo contiene le variabili di strato cioè quelle che identificano le posizioni distinte all'interno del sistema. Tali variabili sono elencate nella colonna di sinistra della tab. 1. In particolare, esse sono: lo stato assicurativo, il sesso, l'età, l'anzianità contributiva, l'anzianità contributiva maturata al 31/12/95 e la categoria di pensione. Nella colonna sinistra della stessa tabella sono indicate le modalità che tali variabili possono assumere. Per quanto riguarda l'età e l'anzianità contributiva si è utilizzata un'aggregazione per classi annuali. Tale aggregazione corrisponde al livello di analiticità massimo con cui i dati di base sono disponibili.

Per quanto attiene alle variabili monetarie, il modello associa a ciascuna delle possibili combinazioni fra le modalità delle variabili di strato il valore medio relativo all'insieme di soggetti che vi appartiene. La combinazione fra la frequenza associata a ciascuna posizione ed il corrispondente valore medio delle variabili monetarie consente di calcolare correttamente i valori di spesa o di monte retributivo con il livello di aggregazione individuato dalle variabili di strato. Ovviamente, tale soluzione non consente di mantenere alcuna informazione sulla distribuzione per importo delle variabili monetarie e ciò produce errori di previsione in tutti quei casi in cui la distribuzione condiziona l'aggiornamento del valore medio. Occorre rilevare che una buona parte degli algoritmi impiegati per l'aggiornamento delle variabili monetarie prevedono, o per disposto normativo o per tecnica di previsione, l'applicazione di un fattore moltiplicativo sugli importi relativi ai singoli soggetti. Pertanto, l'aggiornamento del valore medio coincide esattamente con la media dei valori aggiornati. Esistono, però, alcune funzioni di calcolo per le quali l'informazione sulla distribuzione condiziona l'aggiornamento del valore medio. In particolare, ricordiamo: l'integrazione al trattamento minimo, l'indicizzazione delle pensioni per fascia di importo, i tetti contributivi e prestazionali. In questi casi, non è sufficiente disporre del solo valore medio delle variabili monetarie, quantunque distribuito in funzione delle variabili di strato, ma occorre conoscere la distribuzione per importo all'interno di ciascuno strato.

Tale difficoltà è stata superata aggiungendo al valore medio delle variabili monetarie un indice di variabilità (varianza) ed una funzione di distribuzione con parametri definiti in funzione della media e della varianza (cfr. tab 2). Ciò ha reso

necessario selezionare la funzione di densità più adatta ed ipotizzare l'evoluzione dell'indice di variabilità. Riguardo al primo aspetto, si è optato per la funzione Lognormale mentre, per il secondo aspetto, si è ipotizzata la costanza del coefficiente di variazione (rapporto fra lo scostamento quadratico medio e la media) per tutto il periodo di previsione.

Tab. 1 – Variabili di strato e modalità corrispondenti

Variabili di strato	Modalità
Sesso	Maschi, Femmine
Età	[14 - 100]
Stato assicurativo	Contribuente, silente, pensionato contribuente
Anzianità contributiva	[0 - 40]
Anzianità contributiva al 31/12/95	0, [0 - 18], [18 - 40]
Categoria di pensione	Inabilità, invalidità, invalidità ante L. 222/84, vecchiaia/anzianità

Tab. 2 – Variabili monetarie ed indicatori associati

Variabili monetarie	Indicatori
Pensione	Media, coefficiente di variazione
Retribuzione	(SQM/media), distribuzione teorica
Integrazione al minimo	Stimata

L'adozione di tale metodo impone che, in ogni periodo, ciascun individuo dell'insieme di riferimento appartenga ad una ed una soltanto delle posizioni identificate dalle variabili di strato. Ciò pone evidenti problemi per quanto attiene alle pensioni erogate al superstite di pensionato (reversibilità) e di assicurato. Infatti, i soggetti che accedono a tale tipologia di trattamento possono risultare già iscritti al fondo in qualità di contribuenti, silenti o titolari di pensione diretta. Con riferimento ai fondi di maggiori dimensioni (ad es., il FPLD), ciò determina ampie aree di sovrapposizione. L'applicazione del modello multistato esigerebbe la definizione di ulteriori variabili di strato volte a differenziare le posizioni in funzione della composizione del nucleo familiare e dell'appartenenza dei singoli componenti all'insieme degli iscritti. Tale combinazione farebbe esplodere il numero delle posizioni rendendo il modello ingestibile. In realtà, ai fini della previsione della spesa pensionistica è, generalmente, irrilevante il fatto che una rendita sia erogata al superstite di un soggetto iscritto al fondo piuttosto che ad un soggetto non iscritto. Analogamente, nel caso in cui il beneficiario sia un iscritto, è irrilevante la posizione da questi assunta all'interno del sistema (pensionato, contribuente, ecc.). Ciò ha consentito di trattare a parte i titolari di pensione al superstite. L'insieme in oggetto si alimenta con le uscite dell'insieme degli iscritti (morti) pesate con le probabilità di lasciare famiglia (e, nel caso di contribuenti, anche con la probabilità di aver maturato il requisito minimo di legge).

2.3. La previsione degli iscritti

Un iscritto appartiene allo stato di pensionato se gode di una prestazione diretta a carico del fondo e non è, contestualmente, contribuente, vale a dire, non ha versato alcun contributo nell'anno di riferimento. Appartiene allo stato di contribuente o, alternativamente, di silente a seconda che abbia versato o meno contributi nell'anno. Infine, appartiene allo stato di pensionato-contribuente se gode di una rendita diretta a carico del fondo e, contestualmente, contribuisce ad esso.

Inoltre, gli iscritti si differenziano per sesso, età, categoria di pensione e anzianità contributiva. Il sesso e l'età si combinano con ciascuno dei quattro stati su menzionati, la categoria di pensione, con lo stato di pensionato e pensionato contribuente, mentre l'anzianità contributiva con lo stato di contribuente, silente e pensionato-contribuente. Inoltre, tutte le possibili combinazioni fra le variabili sopra elencate vengono mantenute distinte per i soggetti con anzianità contributiva al 31/12/95 maggiore o uguale a 18 anni, compresa fra 0-18 anni e uguale a 0 anni. Tale diversificazione si è resa necessaria a seguito degli interventi di riforma che attribuiscono trattamenti differenzianti in funzione dell'anzianità contributiva maturata alla suddetta data.

In qualunque momento, è possibile identificare un iscritto al fondo con l'appartenenza ad una delle possibili combinazioni fra le modalità delle variabili di stato. La storia di ciascun iscritto può essere espressa come una successione di posizioni. L'inizio di tale successione si ha con l'iscrizione al fondo, vale a dire con il pagamento del primo contributo; la fine con l'uscita per morte. Nell'intervallo di tempo, normalmente molto ampio, che intercorre fra questi due eventi, ciascun soggetto potrà transitare da uno stato all'altro.

La successione temporale delle posizioni assicurative e/o pensionistiche assunte all'interno del sistema possono essere interpretate come specificazioni di un processo aleatorio di Markov finito, discreto e non omogeneo. Il processo è finito in quanto il numero delle posizioni possibili è limitato. È discreto in quanto si assume che il cambiamento di stato si verifica ad intervalli regolari di un anno. È non omogeneo perché la probabilità di transitare da uno stato all'altro è, generalmente, dipendente dal tempo.

La caratteristica fondamentale di un processo aleatorio di Markov è che la probabilità di transitare da uno stato ad un altro dipende esclusivamente dallo stato di provenienza e non dal percorso seguito. Tale limitazione è accettabile se l'insieme degli stati risulta opportunamente definito¹. In tal caso, lo stato di appartenenza contiene, nella sua specificazione, le informazioni necessarie per la corretta applicazione delle probabilità di transizione in altri stati.

In forma molto generale, la previsione degli iscritti viene calcolato tramite la seguente equazione:

$$a_{t+1,s,e} = a_{t,s,e-1} (1 - \pi_{t,s,e,1}) \times T_{t,s,e-1} + d_{t+1,s,e} \quad \forall s, 14 \leq e \leq 100$$

1 2 3	1 2 3	1 4 2 4 3	1 2 3	1 2 3	
(1x3k+z)	(1x3k+z)	(1x1)	(3k+zx3k+z)	(1x3k+z)	
Iscritti	Iscritti	Prob. sopravv.	Matrice di transione	Iscritti	

¹ È sempre possibile ampliare il numero degli stati per tener conto della specificità di alcune tipologie di percorso. Ovviamente, aumentando il numero degli stati aumentano i dati e i calcoli necessari al funzionamento del modello.

dove², per ciascun sesso ed età, $\pi_{t,s,e}$ e $d_{t+1,s,e}$ indicano, rispettivamente, la probabilità di morte al tempo t (31/12 dell'anno) e gli ingressi nel fondo nell'anno $t/t+1$; $T_{t,s,e}$ esprime la matrice delle probabilità di transizione devoluta al calcolo dei passaggi di stato degli iscritti al fondo al tempo t e sopravvissuti al tempo $t+1$ ³.

Il generico elemento t_{ij} della matrice di transizione esprime la probabilità che un iscritto al fondo, appartenente allo stato i al tempo t , transiti nello stato j al tempo $t+1$. Le intestazioni di riga (stato di provenienza) e le intestazioni di colonna (stato di destinazione) seguono lo stesso ordine delle intestazioni di colonna del vettore degli $a_{t,s,e}$. Un modo utile di esprimere la matrice di transizione è quello di decomporla in 16 sottomatrici secondo la relazione di seguito illustrata:

$$T_{t,s,e} = \{t_{ij}\} = \begin{bmatrix} T_{t,s,e}^{C,C} & T_{t,s,e}^{C,S} & T_{t,s,e}^{C,B} & T_{t,s,e}^{C,R} \\ T_{t,s,e}^{S,C} & T_{t,s,e}^{S,S} & T_{t,s,e}^{S,B} & T_{t,s,e}^{S,R} \\ T_{t,s,e}^{B,C} & T_{t,s,e}^{B,S} & T_{t,s,e}^{B,B} & T_{t,s,e}^{B,R} \\ T_{t,s,e}^{R,C} & T_{t,s,e}^{R,S} & T_{t,s,e}^{R,B} & T_{t,s,e}^{R,R} \end{bmatrix}$$

Le sottomatrici della diagonale principale (cioè quelle con indici superiori uguali) esprimono in ordine, dall'alto verso il basso, le probabilità di transizione fra le diverse anzianità contributive all'interno dello stato di contribuente, silente e pensionato-contribuente e le probabilità di transizione fra le diverse categorie di pensione all'interno dello stato di pensionato. Le sottomatrici con indici diversi esprimono, invece, le probabilità di transizione fra gli stati di contribuente, silente, pensionato-contribuente e pensionato. Poiché un iscritto, in un determinato istante, dovrà trovarsi in uno ed uno soltanto degli stati possibili, vale la seguente relazione:

$$\sum_{j=1}^{3k+z} t_{ij} = 1$$

Gli ingressi in assicurazione (il vettore riga $d_{t+1,s,e}$ contiene valori non nulli solo nel primo elemento) vengono determinati come differenza fra il numero dei contribuenti ipotizzato per il tempo $t+1$ sulla base di un tasso di variazione assunto esogenamente ed il numero dei contribuenti del tempo t sopravvissuto e non pensionato al tempo t . La distribuzione per età e sesso viene effettuata sulla base di specifiche probabilità stimate sull'esperienza passata.

² Posto: n il numero della età, k il numero delle anzianità contributive, z il numero delle categorie di pensione diretta, il vettore riga degli iscritti avrebbe $6n(3k+z)$ elementi e, conseguentemente, la matrice di transizione diventerebbe una matrice quadrata di ordine $(18nk+6nz)$. Poiché, il sesso e l'anzianità contributiva maturata al 31/12/95 sono attribuiti non modificabili nel tempo, è stato possibile scomporre il vettore degli ingressi in 6 vettori riga di $n(3k+z)$ elementi e la matrice delle probabilità di transizione in 6 matrici quadrate di ordine $(3nk+nz)$. Inoltre, poiché l'età aumenta, con probabilità unitaria, di un anno ogni anno, è stato possibile suddividere, ulteriormente, il vettore degli iscritti in n vettori di ordine $(3k+z)$. Conseguentemente, l'ordine della matrice delle probabilità di transizione si riduce a $(3k+z)$. Ovviamente, tali matrici sono replicate per età, sesso e per anzianità contributiva al 31/12/95. Per esigenze espositive, si è omessa l'indicazione di quest'ultima variabile.

³ Gli ingressi e le uscite per morte sono riferiti all'intervallo temporale di un anno. È possibile eliminare i morti prima dell'applicazione della matrice delle probabilità di transizione in quanto costituiscono uno stato assorbente, cioè uno stato che non consente successivi passaggi in altri stati.

2.4. Le compatibilità demografiche

Gli equilibri finanziari di un sistema pensionistico, specie se valutati in un ottica di medio lungo periodo, dipendono, oltre che dai fattori normativo-istituzionali, anche dall'evoluzione del quadro demografico che "dimensiona" la popolazione pensionata (correlata con il numero degli anziani) ed occupata (correlata con la popolazione in età attiva). La rilevanza del quadro demografico diventa addirittura preponderante in presenza di forti trasformazioni della struttura della popolazione quali sono attese per i prossimi decenni. Pertanto, è assolutamente importante che un modello di previsione, specie se "copre" una parte consistente della popolazione residente, sia in grado di recepire gli effetti finanziari di tali trasformazioni. Sotto questo aspetto il modello normativo-istituzionale presenta alcune carenze che andremo ad analizzare.

Il quadro demografico risulta specificato sulla base di tre ipotesi: la mortalità, la fecondità ed i flussi migratori. Il modello normativo istituzionale è in grado di recepire pienamente le ipotesi sulla mortalità. Anzi, la distribuzione della popolazione iscritta in funzione delle variabili di stato consente di utilizzare, se disponibili, probabilità di morte specifiche (ad es., per gli invalidi). Al contrario, il modello non è in grado di recepire le ipotesi relative al saldo migratorio e alla fecondità. In particolare, riguardo a quest'ultima variabile, la limitazione è estesa anche ai nati degli anni passati non ancora entrati nel mondo del lavoro (i giovani). Le ragioni sono di ordine metodologico ed attengono all'impostazione stessa del modello normativo istituzionale. Esso, infatti, assumendo come popolazione di riferimento l'insieme dei soggetti portatori di diritti pensionistici a carico del fondo non gestisce alcun collegamento con la popolazione residente. L'aspetto più emblematico è rappresentato dai silenti i quali non sono né contribuenti né pensionati del fondo ma solo portatori di diritti. Gran parte di essi sono contribuenti o pensionati presso altri fondi determinando, così, una vasta area di sovrapposizione che, se ignorata, non consente di garantire in fase di previsione il rispetto del vincolo demografico. Le incongruenze fra la popolazione iscritta e quella residente è dovuta esclusivamente alla gestione degli ingressi in assicurazione. Infatti, gli iscritti in essere, a meno di errori di rilevazione, non potranno che avere una struttura coerente con quella della popolazione residente. Per questi stessi soggetti, la coerenza verrà garantita anche in previsione in quanto il modello è in grado di recepire ipotesi di mortalità omogenee con quelle assunte dalle proiezioni demografiche.

Gli ingressi, sono determinati meccanicamente sulla base del tasso di variazione del numero dei contribuenti. L'assoluta discrezionalità con la quale può essere deciso tale tasso esclude a priori la possibilità di recepire i vincoli del quadro demografico che ammettono margini di "manovra" ben più angusti nella specificazione delle ipotesi occupazionali. In particolare, tali vincoli consentono di formulare ipotesi sui tassi di attività e sui tassi di occupazione ma non sul livello assoluto degli occupati che dipende anche dalla consistenza delle generazioni a cui essi si applicano. Con riferimento al FPLD, ad es., la fig. 1 mostra come un'ipotesi di costanza del numero dei contribuenti, che potrebbe apparire addirittura pessimistica, in realtà determina una forte crescita dell'incidenza dei contribuenti sulla popolazione di pari età.

Un problema ulteriore è rappresentato dalla distribuzione per età e sesso degli

ingressi in assicurazione la quale viene effettuata sulla base di probabilità esogene del tutto indipendenti dalla distribuzione per età e sesso delle generazioni di giovani che si affacciano al mercato del lavoro. La fig.2 mostra la distribuzione per età e sesso del rapporto fra contribuenti del FPLD e popolazione residente nell'anno iniziale e finale del periodo di previsione. Come si evince da confronto, la struttura finale mostra non solo incidenze molto più elevate rispetto a quelle iniziali, per le ragioni di cui si è detto in precedenza, ma presenta anche una forte differenziazione per età. In particolare, l'incremento è concentrato nelle fasce di età più giovani in quanto, a fronte di generazioni poco numerose che si affacciano alle età di lavoro vengono immessi contingenti consistenti di ingressi per garantire la costanza del numero dei contribuenti.

La dimensione delle generazioni di nuovi ingressi dipende anche dalle probabilità di passaggio fra gli stati di contribuente e silente. Infatti, il saldo netto fra i flussi in entrata e in uscita modifica la consistenza del numero degli iscritti. Questi crescono quando i passaggi da contribuente a silente superano quelli di segno opposto e decrescono nell'ipotesi contraria. In particolare, il numero dei silenti si modifica in misura corrispondente al saldo fra i flussi mentre il numero dei contribuenti rimane invariato per effetto della compensazione esercitata dai nuovi ingressi. Inoltre, per il fatto che la distribuzione per età e sesso dei nuovi ingressi è diversa da quella dei soggetti che transitano fra i due stati, ne deriva che anche la struttura per età e sesso degli iscritti cambia. La fig. 3 mostra la diversa dimensione del numero dei silenti in rapporto alla popolazione a seguito di una modifica delle probabilità di transizione di entità non rilevante (la percentuale media di passaggio da contribuente a silente passa, nel 1996, dal 4,06% a 4,67%). Come si evince dal grafico, pur restando invariato il numero dei contribuenti, l'incidenza dei silenti sulla popolazione risulta superiore per i primi 40 anni di previsione (circa due punti percentuali fra il 2005 e il 2030).

A questo punto, resta da valutare la rilevanza dei limiti metodologici sopra evidenziati sulle previsioni di medio lungo termine. Poiché l'incongruenza con il quadro demografico è imputabile esclusivamente alla dimensione e alla distribuzione per età e sesso degli ingressi in assicurazione, appare utile scomporre i risultati di previsione in due componenti: quella alimentata dagli iscritti in essere nell'anno iniziale della previsione e quella alimentata dai soggetti che si iscriveranno negli anni successivi. Tale scomposizione può essere effettuata tanto per la spesa pensionistica (numeratore dell'aliquota di equilibrio) che per il monte imponibile (denominatore dell'aliquota di equilibrio). La fig.4 fornisce indicazioni assolutamente diverse per le due variabili. Mentre la percentuale di spesa pensionistica imputabile agli iscritti in essere al 31/12/96 corrisponde alla quasi totalità della spesa, fino 2025, e ad oltre il 40%, nel 2050, la corrispondente percentuale del monte imponibile risulta decisamente più contenuta: nel 2015, scende al 60% e, praticamente, è nulla nel 2035. È interessante notare che nel periodo 2025-2040 in cui il processo di invecchiamento della popolazione è molto rapido ed intenso (a causa del passaggio dalla fase attiva a quella di quiescenza delle generazioni del baby boom) il modello normativo istituzionale è in grado di cogliere a pieno l'effetto dell'invecchiamento assoluto della popolazione (aumento della speranza di vita) mentre non è in grado di cogliere affatto l'effetto dell'invecchiamento relativo (riduzione della popolazione in età attiva).

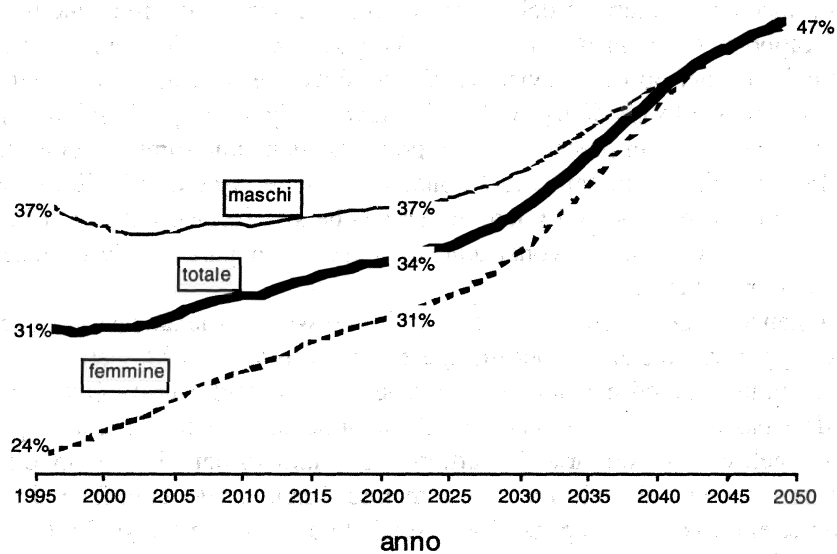
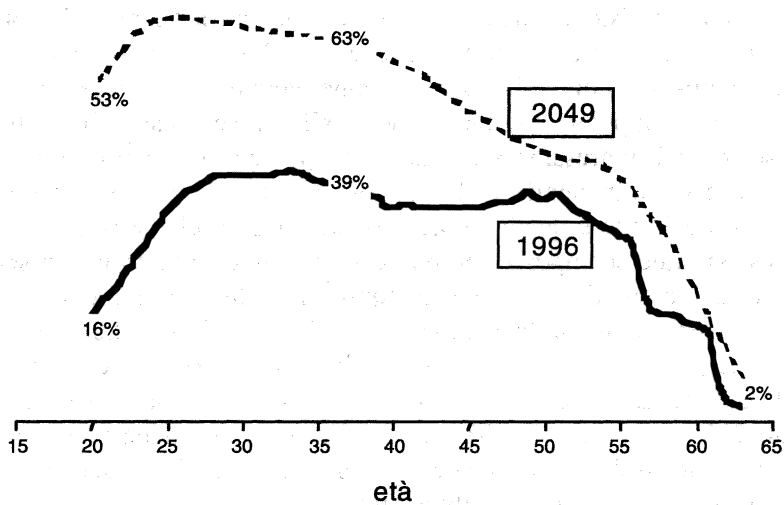
Fig. 1 – Contribuenti in rapporto alla popolazione (età 20-64) – FPLD**Fig. 2 – Distribuzione per età del rapporto fra contribuenti e popolazione – FPLD**

Fig. 3 – Silenti in rapporto alla popolazione (età 20-64) sotto differenti ipotesi di transizione dallo stato contribuente a quello di silente – FPLD

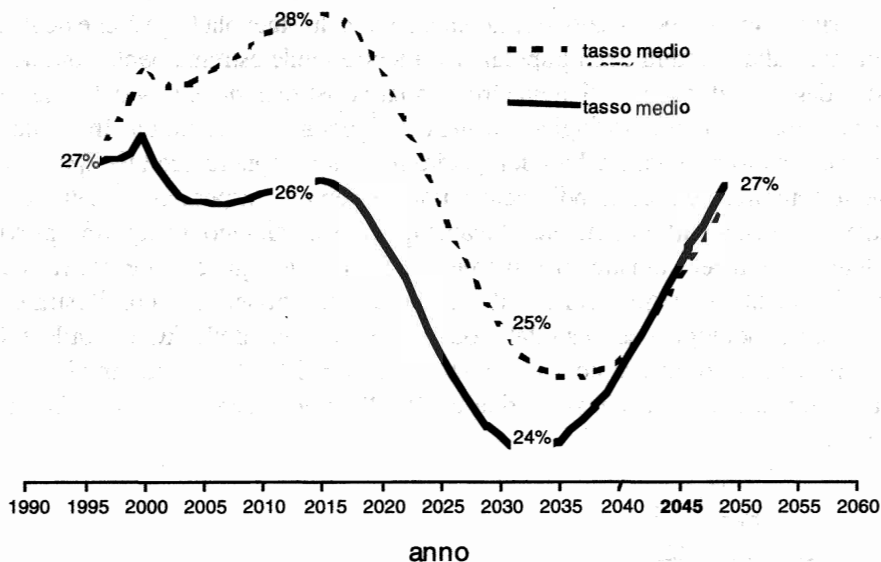
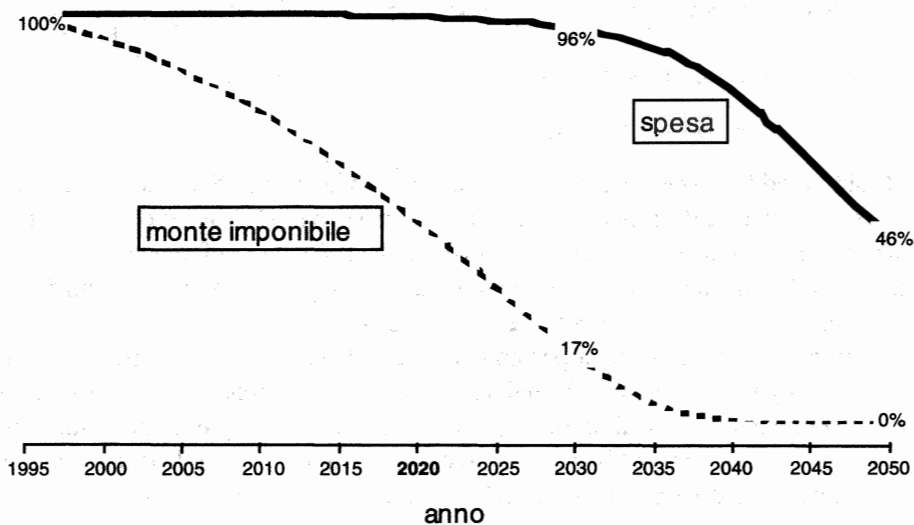


Fig. 4 – Percentuale della spesa (1) e del monte imponibile alimentata dagli iscritti in essere al 31/12/96 – FPLD



3. Il modello demografico

3.1. Gli effetti del quadro normativo

Come sottolineato in precedenza, il modello demografico individua come popolazione di riferimento la popolazione residente. Tale scelta agevola la gestione degli effetti imputabili alla struttura della popolazione mentre rende estremamente complessa la gestione degli effetti ascrivibili al quadro normativo-istituzionale. I modelli che seguono questo approccio metodologico, in genere, ignorano il problema. In particolare, assumono l'invarianza degli effetti del quadro normativo oppure adottano ipotesi estremamente semplicistiche e, quindi, incapaci di coglierne gli aspetti essenziali. Tale inadeguatezza diventa particolarmente rilevante quando si valutano gli equilibri previdenziali di un sistema pensionistico pesantemente riformato nel quale la normativa si modifica gradualmente nel tempo durante il periodo di transizione. Prima di illustrare l'impostazione metodologica adottata dal modello demografico della RGS, è utile evidenziare la rilevanza del quadro normativo-istituzionale nell'ambito di tali modelli.

Il rapporto fra spesa pensionistica e PIL (Ψ) può essere scomposto nel modo seguente:

$$\Psi_t = \frac{P_t R_t}{\Pi_t L_t} = \frac{P_t \frac{R_t}{V_t} \frac{V_t}{E_t}}{\Pi_t \frac{L_t}{E_t}} \quad [1]$$

dove: P_t è la pensione media, R_t è il numero delle pensioni, Π_t è la produttività media del lavoro, L_t il numero di occupati, E_t è la popolazione attiva (20-64), V_t la popolazione anziana. Posto: $\frac{L_t}{E_t} = \alpha_t$; $\frac{R_t}{V_t} = \beta_t$; $\frac{V_t}{E_t} = r_t$, abbiamo $\Psi_t = \frac{P_t}{\Pi_t} \frac{\beta_t}{\alpha_t} r_t$.

Passando ai tassi di variazione annui, la relazione diventa:

$$\dot{\Psi}_t = (\dot{p}_t - \dot{\pi}_t) + (\dot{\beta}_t - \dot{\alpha}_t) + \dot{r}_t \quad [2]$$

L'ultimo addendo dell'espressione precedente evidenzia l'effetto del quadro demografico sull'evoluzione del rapporto fra spesa pensionistica e PIL. Tale effetto è pari al tasso di variazione dell'indice di dipendenza degli anziani. Le due differenze evidenziate in parentesi tonda indicano, invece, gli effetti imputabili al quadro normativo istituzionale e, limitatamente alla seconda componente, al quadro occupazionale. In particolare, lo scarto fra il tasso di variazione della pensione media e della produttività dipende, in primo luogo, dalle regole di calcolo e di indicizzazione della pensione. Inoltre, dipende dalla ricomposizione dello stock di pensioni per categoria (invalidità, vecchiaia e superstiti) e per comparto (dipendenti pubblici, dipendenti privati, autonomi). Tale differenza è nulla se l'indicizzazione è piena (ai prezzi ed ai salari reali), le coperture sono costanti nel tempo e non vi è ricomposizione per categoria e comparto. La seconda espressione in parentesi tonda esprime, invece, l'effetto imputabile ai requisiti di accesso al pensionamento. L'inasprimento di tali requisiti determina una contrazione della differenza dovuta sia ad una riduzione del minuendo che ad un aumento del sottraendo. Ovviamente, la differenza fra $\dot{\beta}_t$ e $\dot{\alpha}_t$ dipende anche dalle ipotesi sui tassi di occupazione e di attività.

In genere, i modelli demografici assumono $\dot{p}_t - \dot{\pi}_t$ uguale a zero o costante nel tempo. Per quanto riguarda la differenza $\dot{p}_t - \dot{\alpha}_t$, le versioni più sofisticate ipotizzano un'età media al pensionamento che viene fatta variare nel tempo al fine di approssimare la modificazione dei requisiti di accesso. Almeno per quanto attiene al nostro sistema pensionistico, la complessità e la variabilità del quadro normativo istituzionale non consente eccessive semplificazioni. Basti ricordare, in proposito: la grossa frammentazione in fondi e gestioni, l'indicizzazione delle pensioni ai soli prezzi, la variabilità delle regole di calcolo nella lunga fase di transizione dal metodo retributivo a quello contributivo, l'inasprimento graduale dei requisiti minimi di accesso al pensionamento.

3.2. La struttura del modello

Il modello demografico della RGS è finalizzato alla previsione del rapporto fra la spesa pensionistica complessiva (vecchiaia, invalidità e superstiti) ed il PIL. La spesa è riferita alla generalità dei fondi obbligatori (AGO, fondi esclusivi e sostitutivi) e comprende gli oneri relativi all'assegno sociale. Ai fini della previsione, i fondi pensionistici vengono raggruppati in tre grossi comparti in base al grado di omogeneità della normativa e alle caratteristiche del rapporto di lavoro. Tali comparti riguardano, rispettivamente: i lavoratori dipendenti del settore privato, i lavoratori dipendenti della pubblica amministrazione e i lavoratori autonomi. A parte, sono trattati gli assegni sociali. Di seguito, verranno illustrate le caratteristiche generali del modello di previsione⁴.

La spesa pensionistica complessiva viene, innanzitutto, suddivisa per comparto, categoria di pensione (diretta o indiretta) e sesso. Successivamente, essa è scomposta nel prodotto di due fattori: numero di pensionati e pensione media. Per favorire "l'aggancio" con la struttura per età della popolazione, il numero dei pensionati e la pensione media (distinti per sesso) sono espressi in forma vettoriale; l'ordine del vettore coincide con il numero delle età su cui è distribuita la popolazione residente.

L'operazione di "attribuzione" delle unità di popolazione ai singoli comparti pensionistici è una delle funzioni fondamentali del modello: in generale, una unità di popolazione si considera attribuita ad un comparto pensionistico se è titolare di una pensione diretta (diversa dall'assegno sociale) a carico del comparto o, comunque, maturerà i requisiti per ottenerla. La differenza tra la popolazione complessiva, a meno di quella scolastica, e la "popolazione attribuita" definisce la "popolazione residua"⁵.

La probabilità che una unità di popolazione si trovi nella condizione di "pensionato" attribuito al comparto viene scomposta nel prodotto fra le probabilità di due eventi distinti: il primo evento riguarda l'appartenenza di una unità di popolazione al singolo comparto; il secondo evento riguarda il collocamento a riposo dell'unità di popolazione considerata. Le due probabilità sono mantenute distinte in quanto vengono fatte variare separatamente durante il periodo di previsione. In particolare, la modificazione del peso relativo di ciascun comparto è conseguente alla ricomposizione settoriale dell'occupazione, mentre la modificazione delle probabilità di collocamento a riposo è funzione della normativa, della speranza di vita e dell'età di accesso al mercato del lavoro.

⁴ Per quanto concerne la formalizzazione del modello e gli ulteriori approfondimenti, cfr. RGS (1996b), appendice A.

⁵ In sostanza, si tratta della popolazione che resta fuori dal mercato del lavoro per ragioni psicofisiche o familiari e, pertanto, non percepirà una pensione diretta a carico di nessuno dei fondi obbligatori.

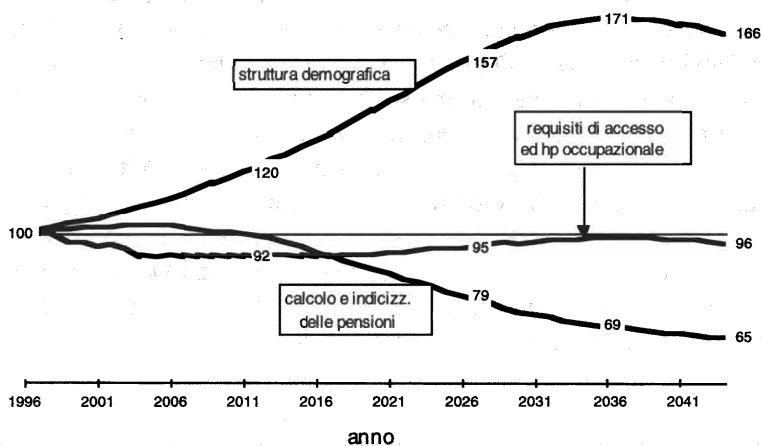
Il vettore degli importi medi delle pensioni dirette, distinto per comparto e sesso, è determinato come media fra gli importi medi relativi allo *stock* di pensionati dell'anno precedente, sopravvissuti all'anno in corso, e l'importo medio delle pensioni di nuova decorrenza. La media, ovviamente, è ponderata con le numerosità dei due insiemi.

Lo *stock* delle pensioni indirette viene calcolato sommando allo *stock* dell'anno precedente, sopravvissuto all'anno in corso, le pensioni decorrenti nell'anno. Queste ultime, a loro volta, sono calcolate applicando le probabilità di morte e le probabilità di lasciare famiglia allo *stock* dei titolari di pensione diretta e agli assicurati attivi che hanno maturato il requisito minimo richiesto. Infine, al numero di soggetti beneficiari di rendita indiretta si applica una matrice di permutazione necessaria ad attribuire un'età al superstite in funzione dell'età del *dante causa* al momento del decesso. L'importo medio delle pensioni indirette è calcolato applicando il coefficiente di reversibilità agli importi spettanti al titolare di rendita diretta.

L'ultima parte del modello attiene alla determinazione del PIL. Tale variabile è definita come prodotto di quattro fattori: la produttività media del lavoro, la popolazione, i tassi di attività e i tassi di occupazione. Di questi, gli ultimi tre risultano opportunamente disaggregati per sesso ed età. I tassi di attività sono parzialmente endogeni al modello in quanto dipendenti dalle ipotesi relative alla dinamica dei tassi di scolarità e delle probabilità di pensionamento.

Il livello di analiticità del modello e le tecniche di previsione utilizzate consentono di tener conto degli aspetti essenziali del quadro normativo istituzionale. Le previsioni colgono sia gli effetti esplosivi imputabili alle trasformazioni del quadro demografico sia gli effetti di contenimento esercitati dal quadro normativo. La fig. 5 scompone, *ex post*, l'indice di variazione del rapporto fra spesa pensionistica e PIL nelle tre componenti indicate al membro di destra dell'equazione 2.

Fig. 5 – Evoluzione del rapporto fra spesa pensionistica (1) e PIL – scomposizione dell'indice di variazione in funzione dei fattori esplicativi



(1) solo pensioni dirette

Riferimenti bibliografici

ALVARO G., PEDULLÀ G., RICCI L. (1987), "Sull'evoluzione del sistema economico italiano e dei trattamenti pensionistici agli inizi del 2000". In *Il futuro del sistema pensionistico italiano*, INPS (a cura di), Roma.

ANIA (1984), *Previsioni fino al 2025 del Fondo Pensioni Lavoratori Dipendenti dell'INPS*, Roma.

APRILE R., DE PERSIO P. (1995), "Modelli di previsione dei fondi pensionistici pubblici: alcuni aspetti metodologici". In *Continuità e discontinuità nei processi demografici*, Società Italiana di Statistica, Rubettino, Catanzaro.

BALDACCI E., LUGARESI S. (1995), *The new pension system in Italy: gainers and losers under different macroeconomic assumptions*, Documenti Istat n.4.

BALDACCI E., LUGARESI S. (1997), "Social expenditure and demographic evolution: a dynamic approach", *GENUS*, vol.LIII, n.1-2.

CAMERA DEI DEPUTATI - Servizio Studi (1991), "I modelli di previsione della spesa previdenziale dell'INPS e della RGS", n. 10.

CAMERA DEI DEPUTATI - XI commissione (1994), "Indagine conoscitiva sulla situazione e sulle prospettive del sistema previdenziale", Allegati tecnici, Roma.

CAMERA DEI DEPUTATI - Servizio Bilancio dello Stato (1996), "Gli effetti finanziari di medio-lungo periodo della riforma del sistema pensionistico obbligatorio", Documenti e Ricerche, n. 2.

CER, (1994), "Pensioni: e ora la riforma", Rapporto n.6, Roma.

EUROPEAN COMMISSION (1996a), *Pension expenditure prospects in the European Union: a survey of national projections*, Directorate General for Economic and Financial Affairs, Bruxelles.

EUROPEAN COMMISSION (1996b), *Ageing and pension expenditure prospects in the western world*, Directorate General for Economic and Financial Affairs, Bruxelles.

FRANCO D., MORCALDO G. (1986), "Un modello di previsione per gli squilibri del sistema previdenziale: valutazione di alcune linee di risanamento", in *Il sistema pensionistico - problemi e prospettive*, Commissione Tecnica per la Spesa Pubblica (a cura di), Istituto Poligrafico e Zecca dello Stato, Roma.

HELLER P.S., HEMMING R., KOHNERT P. (1986), *Ageing and social expenditures in the major industrialized countries*, IMF occasional paper, n. 47, Washington.

INPS (1989), *Il modello INPS e le prime previsioni al 2010*, supplemento al n.3 di Previdenza Sociale, maggio-giugno '89, Roma.

INPS (1993), *Le pensioni domani*, Il Mulino, Bologna.

IMF (1988), prepared by Holzmann R., *Pension policies in the OECD countries: background and trends*, Working paper, Washington.

LEIBFRITZ W., ROSEVEARE D., FORE D., WURZEL E. (1995), *Ageing populations, pension systems and government budgets: how do they affect saving?*, OECD-Economics Department, Working Papers, n.156, Paris.

LEIBFRITZ W., ROSEVEARE D., FORE D., WURZEL E. (1996), *Ageing populations, pension systems and government budgets: simulations for 20 OECD countries*, OECD-Economics Department, Working Papers, n.168, Paris.

LIVI BACCI M. (1995), "Evoluzione demografica e sistema pensionistico", *Economia Italiana*, gennaio-aprile.

MILES D. (1996), *The future and Wealth Accumulation: differences within the developed economies*, Merrill Lynch

MINISTERO DEL TESORO - RGS (1989), *Metodi per la previsione a lungo termine degli squilibri previdenziali*, Istituto Poligrafico e Zecca dello Stato, Roma.

MINISTERO DEL TESORO - RGS (1991), *FPLD: una proiezione al 2025*, Roma.

MINISTERO DEL TESORO - RGS (1996a), "Il progetto di riforma del sistema pensionistico pubblico presentato dal governo: le tendenze di medio-lungo periodo del FPLD, Artigiani e Commercianti", *Conti pubblici e congiuntura economica*, n.2, appendice, Roma.

MINISTERO DEL TESORO - RGS, (1996b), "Tendenze demografiche e spesa pensionistica", *Conti pubblici e congiuntura economica*, quaderno monografico n.9, Roma.

MINISTERO DEL TESORO - RGS, (1997), "Sanità, scuola e pensioni: le nuove previsioni basate sugli scenari demografici Istat", *Conti pubblici e congiuntura economica*, quaderno monografico n.13, Roma.

OECD (1988), *Reforming Public Pensions*, Paris.

RICCI L. (1984), *Previsione ventennale sull'evoluzione delle pensioni del regime generale dell'INPS per i lavoratori dipendenti: una proiezione al 2025*, Istituto Poligrafico e Zecca dello Stato, Roma.

VAN DEN NOORD P., HERD R. (1994), *Estimating pension liabilities: a methodological framework*, OECD Economic Studies, n.23, Winter, Paris.

Commento alla relazione

“I modelli di previsione del sistema pensionistico elaborati dalla Ragioneria Generale dello Stato: alcuni aspetti metodologici”

Elsa Fornero

Università di Torino

1. Il lavoro di Rocco Aprile contiene una interessante (e chiara) sintesi dei principali problemi metodologici relativi ai modelli di previsione del sistema pensionistico. Tali modelli, a loro volta, sono classificati in due tipologie: modelli normativo-istituzionali e modelli demografici. Il nome rende esplicito l'accento posto da ciascuna tipologia sui fattori di evoluzione del sistema pensionistico, nonché il *trade-off* sottostante: si tratta, nel primo caso, di applicare un quadro normativo fedele a quello vigente - e pertanto complesso e mutevole nel tempo per effetto delle norme transitorie - alla popolazione assicurata a una certa data, la cui dinamica, esogenamente imposta, può comportare però una divaricazione crescente con la dinamica e la composizione della popolazione nel suo complesso; nel secondo caso, viceversa, l'accento è posto sull'evoluzione demografica, mentre la normativa, necessariamente più stilizzata, finisce per cogliere solo imperfettamente l'estrema varietà delle regole presenti nel sistema.

Prendere posizione sull'una piuttosto che sull'altra tipologia di modelli non è certo facile a priori. Pragmaticamente, si può però ritenere che, nell'evoluzione futura dei sistemi pensionistici, il fattore dominante appare ovunque rappresentato (ma forse in Italia più che altrove) da scenari demografici fortemente sfavorevoli. Questa osservazione è d'altronde, confermata, e in modo eloquente, proprio dalla fig. 5 del lavoro, che mostra la scomposizione per grandi fattori esplicativi della variazione futura del rapporto fra la spesa pensionistica e il Pil nel nostro Paese. Si constata che i mutamenti nella struttura demografica incideranno sul rapporto in modo sempre crescente, causandone un aumento (rispetto all'indice 100 del 1996) dell'ordine di grandezza di circa 70 punti nei prossimi quattro decenni; mentre, nel loro insieme, la normativa e il quadro macroeconomico ne provocheranno una diminuzione di circa 40 punti. Ove l'obiettivo del governo fosse la stabilizzazione del rapporto tra la spesa pensionistica e il Pil, l'indicazione di *policy* che ne risulta sembra abbastanza chiara: le riforme restrittive adottate negli Anni '90 non saranno in grado di compensare i forti effetti negativi dell'invecchiamento della popolazione e dovranno perciò essere rafforzate e/o accelerate.

2. Tipologia di modelli a parte, vorrei dedicare il resto della discussione a un'osservazione generale e a qualche interrogativo più specifico. La prima si traduce, anzitutto, in un apprezzamento per gli sforzi che la RGS compie, ormai da diversi anni, per colmare un tradizionale vuoto italiano: quello di previsioni serie sulle quali possano essere basate le decisioni del legislatore. Al di là dello scetticismo che circonda la capacità degli economisti di cogliere le grandi trasformazioni sociali, vale la pena di soffermarsi brevemente sull'utilità delle previsioni in materia pensionistica. Sappiamo bene, oggi, come nessun sistema previdenziale sia immune da rischi: non i sistemi privati che sono sottoposti ai rischi dei mercati finanziari oppure ai rischi dell'impresa sponsor, nel caso in cui questa assuma su di sé - come avviene nei piani a beneficio definito - l'incertezza sui rendimenti del capitale accumulato; norme più o meno severe sul funding riducono, ma ovviamente non eliminano, il rischio.

Neanche il sistema pubblico è però immune da rischi: oltre a quello demografico, esso sconta infatti il rischio "politico" di "promesse" che, per periodi anche relativamente lunghi, possono andare ben al di là delle compatibilità finanziarie o reali, con la conseguente necessità di effettuare tagli o di portare l'aliquota contributiva a livelli intollerabilmente alti per il settore produttivo. Per un sistema a ripartizione - il quale, per definizione, non si appoggia a riserve finanziarie - si può perciò ipotizzare che proprio le proiezioni (in specie se di fonte autorevole e indipendente) possano svolgere un ruolo di (relativa) garanzia contro questo tipo di rischio. Sarebbe però necessario, a questo fine, stabilire uno stretto collegamento tra le stesse proiezioni e le corrispondenti correzioni del sistema, tale da ridurre la discrezionalità dell'intervento del legislatore, come d'altronde già avviene in alcuni Paesi. Il modello di previsione dovrebbe diventare, in altre parole, la base tecnica per i provvedimenti legislativi, riducendo così anche l'impatto sociale negativo che ogni proposta di correzione inevitabilmente comporta.

3. Entrando nello specifico dei modelli descritti nel lavoro, sarebbe certo importante conoscere il *trade-off* tra la complessità degli scenari sottostanti (siano essi demografici, economici, o normativi) e la bontà delle proiezioni. La premessa logica perché la semplificazione non si accompagni a una perdita di accuratezza delle stime è che le complessità eliminate comportino errori che tendono a compensarsi. La verifica di ciò è però possibile soltanto a posteriori, attraverso un confronto tra gli andamenti simulati delle diverse variabili e il loro valore effettivo; far girare il modello "a ritroso", per vedere quanto esso sarebbe stato in grado di prevedere l'andamento effettivo della spesa pensionistica o di suoi comparti, potrebbe però fornire indicazioni utili alla calibratura del modello per il suo compito di proiezione. Allo stesso scopo potrebbe servire una dettagliata analisi di sensitività, in grado di appurare quanto i risultati siano influenzati da variazioni nei parametri, anche di modesta intensità.

A priori, due "accorgimenti" (non so quanto facilmente introducibili nei modelli esistenti) potrebbero migliorarne la performance. Il primo dovrebbe consistere nell'ampliamento del numero di variabili aleatorie e, conseguentemente, di processi stocastici: nelle formulazioni presentate, l'elemento stocastico è "limitato" alla matrice (dinamica) di transizione tra uno stato e l'altro dei soggetti (ad esempio, da attivo a pensionato, da silente a contribuente ecc.). Non vi è incertezza sulla crescita dell'eco-

nomia, sulla dinamica retributiva, sui tassi di occupazione ecc.. Anziché usare variabili deterministiche per queste ed altre grandezze, con il conseguente determinismo delle stime, si potrebbero usare distribuzioni di probabilità o almeno coppie di valori estremi, in modo da arrivare a stime definite entro un intervallo di fiducia.

Analoga osservazione riguarda la scarsa presenza di variabili di scelta: i risultati delle simulazioni risultano così quasi esclusivamente determinati dalla macrostruttura esogenamente imposta al modello, senza che sia lasciato alcuno spazio ai processi decisionali a livello individuale. Per fare soltanto un esempio: l'ipotesi di invarianza del tasso di occupazione femminile nelle diverse fasce di età (e di variazione soltanto del tasso medio in funzione della ricomposizione della forza lavoro per effetto delle dinamiche demografiche) mi pare scarsamente compatibile con tutte le informazioni relative alla scelta di partecipazione al lavoro da parte delle donne. Per di più, il nostro sistema pensionistico, quale disegnato dalla riforma Dini consente flessibilità nell'età di pensionamento; in passato, il diritto all'anzianità, senza correzioni attuarialmente eque, comportava in modo quasi automatico l'uscita dal lavoro non appena fosse raggiunta l'anzianità richiesta; in futuro, i calcoli di convenienza individuali saranno più complessi (non vi saranno soltanto guadagni ma anche perdite nel pensionamento anticipato), ma non per questo meno rilevanti per la dinamica della spesa.

4. Le osservazioni precedenti non debbono essere intese nel senso di critica a ciò che è stato finora fatto nell'ambito delle previsioni sul sistema previdenziale, ma piuttosto come indizio della complessità dei problemi quando tutte le dinamiche - economiche, demografiche e sociali - vi sono coinvolte, com'è nel caso delle pensioni. Proprio tale complessità credo debba suggerire un atteggiamento pragmatico, che metta a confronto i risultati ottenuti da diversi modelli, anziché una scelta pregiudiziale, basata sul presunto maggiore rigore scientifico dell'uno o sulla maggiore flessibilità applicativa dell'altro. In fondo, questo è quanto è accaduto negli ultimi quindici anni in Italia, con le previsioni dell'INPS e della RGS, oltre che di privati studiosi. Per quanto divergenti nel lungo periodo, tutte queste stime hanno sicuramente contribuito al processo politico che, sia pure in modo faticoso, ha condotto alle recenti riforme del nostro sistema pensionistico.

MODSIM: UN MODELLO DINAMICO DI SIMULAZIONE DELLA SPESA PENSIONISTICA E SOCIALE

Emanuele Baldacci e Donatella Tuzi

Istituto Nazionale di Statistica

1. Introduzione

La domanda di previsioni a lungo termine sull'evoluzione della spesa sociale ha avuto rapidi sviluppi nel corso degli ultimi anni. Infatti, il processo di invecchiamento della popolazione tende a determinare sempre maggiori conseguenze sui sistemi di sicurezza sociale. Per tale ragione in molti paesi sono stati sviluppati modelli di simulazione che permettono di rappresentare, attraverso una metodologia coerente, i diversi processi socio-demografici e le relazioni tra i mutamenti demografici e la spesa sociale (Hollenbeck, 1995).

La caratteristica principale dei modelli di simulazione a lungo termine è quella di derivare le previsioni dell'andamento futuro delle variabili di analisi sulla base dei mutamenti di stato che subiscono le unità di studio (individui, famiglie o gruppi di età di una popolazione) e sulle relazioni dinamiche tra le variabili di stato e i comportamenti sociali, demografici ed economici (Orcutt, Caldwell e Wertheimer, 1976). Le previsioni vengono effettuate a partire da un campione rappresentativo di unità che possono essere individui, famiglie o generazioni di una popolazione considerate in un determinato anno iniziale. Per ciascuna unità si simula la possibilità del verificarsi di eventi come la nascita, l'ingresso nel sistema di istruzione, l'ottenimento di un titolo di studio, la situazione occupazionale, lo stato civile, lo stato di salute, la condizione previdenziale, la morte. In ciascun anno della simulazione questi eventi determinano mutamenti nella struttura della popolazione analizzata (per condizione professionale, per titolo di studio) che serve da base per la previsione dei periodi successivi.

I modelli di previsione sono costituiti da un insieme di processi che rappresentano le relazioni comportamentali degli individui, dato il loro precedente stato ed i fattori che lo modificano. Il processo di simulazione può essere scomposto in due grandi fasi. Nella prima si simulano gli eventi socio-demografici, mentre nella seconda si arriva alla determinazione delle variabili economiche fondamentali (PIL, reddito da lavoro, capitale) utilizzando i risultati del modulo precedente ed alcune informazioni aggiuntive di carattere esogeno.

A seconda del tipo di unità che si hanno a disposizione si può parlare di modelli di microsimulazione (Hancock e Sutherland, 1992) o di macrosimulazione: il

primo tipo di modelli si presta in modo ottimale alla previsione dell'impatto delle politiche pubbliche sulla distribuzione del reddito familiare, considerando come unità di analisi il singolo individuo o la famiglia; il secondo tipo, in cui l'unità di analisi è rappresentata da gruppi di individui (ad esempio diverse generazioni contemporaneamente sopravvivenenti), viene utilizzato per effettuare previsioni a medio-lungo termine della spesa sociale e analizzarne l'impatto redistributivo tra le generazioni (Heller e altri, 1986).

I modelli di microsimulazione e di macrosimulazione (altrimenti detti *cell-based*) possono avere natura dinamica o statica. I modelli statici non assumono reazioni di comportamento delle unità di analisi al verificarsi degli eventi o al trascorrere del tempo, mentre i modelli dinamici implicano l'utilizzo di apposite probabilità di transizione tra stati per descrivere l'evoluzione delle unità.

Il modello di previsione delle spese sociali MODSIM (Baldacci e Lugaresi, 1996b; Baldacci, Lugaresi e Raffaelli, 1996a) è un modello di simulazione dinamica *cell-based*, il cui principale utilizzo è l'analisi a lungo termine dell'evoluzione della spesa pensionistica pubblica, delle spese sanitarie e per l'istruzione. Inoltre il modello può essere utilizzato per analizzare gli effetti della dinamica della spesa sociale sui processi di redistribuzione tra le generazioni (Hills, 1995).

Il presente lavoro descrive i diversi moduli in cui è strutturato MODSIM ed è suddiviso in tre parti: nella prima si procede ad una breve esposizione delle caratteristiche generali del modello, nella seconda si esamina nel dettaglio la metodologia utilizzata nella predisposizione dei diversi moduli ed infine, nell'Appendice 1, si descrivono le tecniche impiegate nella costruzione dei dati di base per una prima applicazione del modello alla previsione della spesa sociale fino al 2050. Il modello di simulazione è già stato utilizzato per prevedere l'evoluzione a lungo termine del complesso delle spese sociali (Baldacci, Lugaresi e Raffaelli, 1996a), per analisi settoriali relative agli scenari evolutivi della spesa per l'istruzione pubblica (Baldacci, Lugaresi e Raffaelli, 1996b) e per valutare l'impatto dei recenti provvedimenti di riforma del sistema pensionistico (Baldacci e Lugaresi, 1997b; Baldacci e Tuzi, 1997).

2. Caratteristiche generali del modello

Il modello MODSIM permette di condurre simulazioni sull'evoluzione a lungo termine della spesa sociale, sulla base della dinamica delle principali variabili socio-demografiche e della loro interdipendenza con alcuni indicatori macroeconomici.

Il modello è rappresentato da una serie di relazioni che collegano gli eventi demografici a quelli relativi al sistema dell'istruzione, al mercato del lavoro, al ricorso ai servizi sanitari e al sistema pensionistico, in un contesto economico descritto da un modello di crescita determinabile sia endogenamente che sulla base del verificarsi di alcune ipotesi poste esogenamente dall'utilizzatore. Nel modello i parametri esogeni sono ridotti al minimo e riguardano prevalentemente le variabili demografiche di base. I parametri endogeni sono stimati mediante l'utilizzo di tecniche econometriche, oppure sono modellizzati utilizzando apposite funzioni parametriche. La natura dinamica del modello è rappresentata dalle modalità di interazione tra l'evoluzione della popolazione, le probabilità di transizione tra diversi

stati, i comportamenti microeconomici degli agenti e l'evoluzione del quadro macroeconomico.

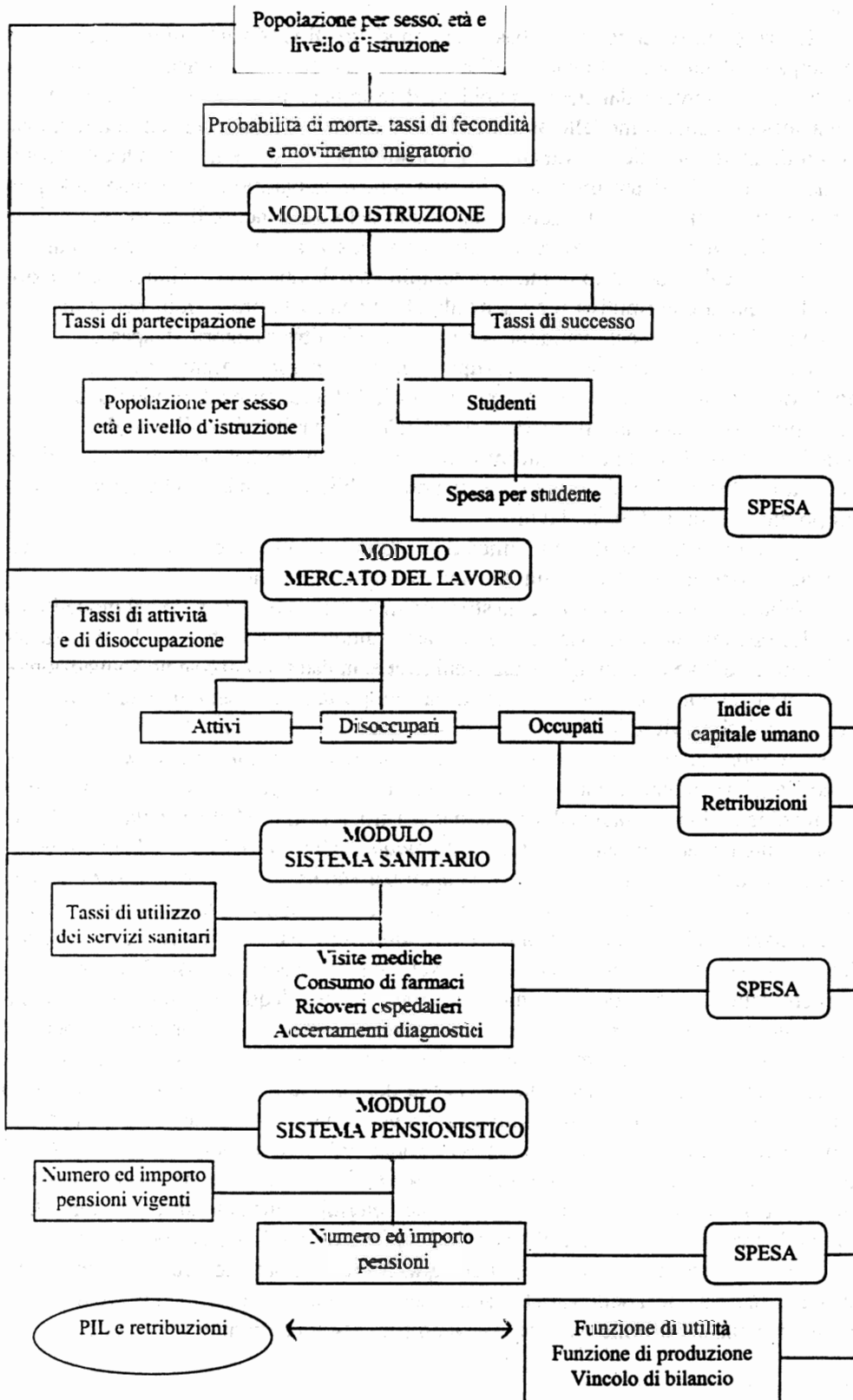
La parte macroeconomica si basa su un modello OLG (*Overlapping Generations*) sviluppato in Baldacci e Lugaresi (1996b), che tiene conto del vincolo sul risparmio privato rappresentato dal deficit pubblico determinato in funzione dell'evoluzione della spesa sociale. Il modello assume che i consumatori massimizzano una funzione di utilità intertemporale che dipende dai consumi nel corso della vita. Questa operazione conduce alla determinazione della funzione di risparmio che dipende dalle preferenze intertemporali degli agenti e dal livello del salario netto. Il salario netto tiene conto dell'esigenza di finanziare la spesa pubblica senza creare disavanzi di bilancio. Il sistema fiscale è descritto in maniera semplificata da due tipi di aliquote proporzionali. L'aliquota contributiva previdenziale che finanzia le prestazioni pensionistiche IVS ed un'aliquota fiscale variabile per finanziare le altre categorie di spesa.

Dato il tasso di crescita dell'occupazione e i principali parametri che descrivono il comportamento degli agenti consumatori e della funzione di produzione aggregata, può essere derivato il livello del capitale pro-capite di equilibrio dell'economia. Il livello del capitale di equilibrio cresce al diminuire del tasso di crescita degli occupati e diminuisce al crescere del deficit pubblico finanziato attraverso la tassa proporzionale sui redditi da lavoro.

Il livello della crescita economica dipende dall'evoluzione descritta nel modello macroeconomico e dall'accumulazione di capitale umano.

Nella tavola 1 è rappresentata la struttura modulare che è alla base del modello. La popolazione iniziale suddivisa per sesso, classi quinquennali di età e livello di istruzione costituisce il vettore iniziale della simulazione; in ciascun anno di previsione si ipotizza che la popolazione così classificata sia sottoposta ad una serie di eventi, che vengono simulati da MODSIM a partire dai fenomeni descritti nel modulo "*Demografia*" (nascite, morti ed immigrazione) e successivamente nel modulo "*Istruzione*" che produce l'aggiornamento della popolazione già disponibile per sesso ed età, in base al livello di istruzione. Alla fine del modulo dell'istruzione il modello calcola il livello del capitale umano ed utilizza tale fattore nel modulo "*Mercato del Lavoro*", in cui genera il numero di attivi, disoccupati ed occupati per età, sesso e livello di istruzione. Nel modulo "*Sanità*" viene calcolato il ricorso ai servizi sanitari (visite mediche, accertamenti diagnostici, ricoveri ospedalieri e consumo di farmaci) sulla base dei tassi specifici per sesso, età e livello di istruzione. Nel modulo "*Pensioni*" MODSIM simula il numero delle pensioni (IVS, indennitarie e assistenziali). A questo punto viene calcolato nel modulo "*Economia*" il valore del capitale di equilibrio e conseguentemente il PIL. Da tale stima si desume il valore delle retribuzioni che rappresenta l'input per il calcolo delle retribuzioni pensionabili per la definizione degli importi e quindi della spesa pensionistica. Da queste ultime, aggiungendo la spesa sanitaria e quella per l'istruzione, si ottiene il valore della spesa sociale. Tale valore viene confrontato con il prelievo fiscale e contributivo e l'aliquota fiscale viene modificata per evitare il crearsi di deficit o surplus di bilancio. Tale aliquota determina, insieme all'evoluzione delle variabili socio-demografiche, il valore del capitale di equilibrio del periodo successivo, che è la base per le simulazioni delle grandezze economiche. Queste, a loro volta, insieme alla dinamica delle variabili socio-demografiche consentono di pervenire iterativamente alla stima delle variabili rilevanti per ciascun periodo di previsione.

Tav. 1 - Schema di funzionamento di MODSIM



3. I moduli di MODSIM

3.1. Moduli "Demografia" ed "Istruzione"

Nei moduli "Demografia" ed "Istruzione" il modello determina gli *stock* della popolazione $P_{s,x,i}^t$ per ciascun periodo di simulazione t , qualificando gli individui in base al sesso s , alla classe di età x ed al livello di istruzione i , mediante l'equazione:

$$P_{s,x+5,i+1}^{t+5} = P_{s,x,i}^t l_{s,x}^t p_{s,x,i}^t \quad [1]$$

dove $l_{s,x}^t$ è la probabilità di sopravvivenza tra la classe di età x e la classe di età successiva, desunta dalle tavole di mortalità e $p_{s,x,i}^t$ è la probabilità di transizione fra livelli di istruzione. Per arrivare all'individuazione della popolazione prevista dalla [1] sono in realtà necessari dei passaggi intermedi, la cui dinamica viene esaminata nel dettaglio nei paragrafi che seguono.

3.1.1. Previsione della popolazione

Le probabilità di sopravvivenza utilizzate nella [1] sono derivate dalle tavole di mortalità vigenti all'inizio del periodo di simulazione e previste per gli anni successivi. Esse non consentono tuttavia di stimare l'evento nascita, per la determinazione del quale è necessario utilizzare i tassi di fecondità: il numero di nati in ogni intervallo è fornito dalla somma, durante il periodo di vita feconda, del prodotto dei tassi di fecondità per classe di età con la popolazione media femminile per la stessa classe di età. La ripartizione dei nati tra i due sessi viene realizzata ricorrendo ad un coefficiente convenzionale che fornisce la proporzione di neonati maschi sul totale dei nati stimato sulla base delle rilevazioni sulla popolazione residente degli ultimi anni. Il modello consente inoltre di simulare gli *stock* della popolazione includendovi gli stranieri residenti, per la cui stima occorre tuttavia postulare delle ipotesi sui flussi temporali dell'immigrazione netta.

Data la disponibilità di previsioni demografiche aggiornate il modello consente di utilizzare come *input* esogeno i risultati delle previsioni della popolazione secondo diversi scenari evolutivi di mortalità, fecondità e migratorietà (ISTAT, 1997b)

3.1.2. Probabilità di transizione tra livelli di istruzione e previsione del numero di studenti

La probabilità di transizione $p_{s,x,i}^t$ della relazione [1] stima la proporzione della popolazione che, avendo conseguito un titolo di studio, si iscrive al corso scolastico di livello superiore e al termine degli studi consegue il titolo corrispondente; essa è definita dal prodotto tra il tasso di ingresso $TI_{s,x,i}^t$ al generico livello d'istruzione e il tasso di conseguimento (o successo) $TS_{s,x,i}^t$ del titolo ottenibile al termine del relativo corso di studi. I gradi d'istruzione considerati nel modello sono, a tal proposito, individuati nei seguenti 4 livelli:

- Livello 1: SCUOLA ELEMENTARE;
- Livello 2: SCUOLA MEDIA INFERIORE;
- Livello 3: SCUOLA MEDIA SUPERIORE;
- Livello 4: UNIVERSITÀ.

I tassi di ingresso, che approssimano la probabilità che ad ogni livello di istruzione i possano entrare solo coloro che hanno già conseguito il titolo di studio relativo al livello d'istruzione precedente, vengono individuati mediante il rapporto tra gli iscritti ad un generico grado d'istruzione e i diplomati nel livello di istruzione immediatamente precedente. Nel caso della scuola elementare al denominatore del rapporto comparirà, ovviamente, l'intera popolazione nell'età corrispondente. La formula del tasso è la seguente:

$$TI'_i = \frac{\text{Studenti iscritti}_i}{\text{Diplomati}_{i-1}} \quad [2]$$

I tassi di conseguimento stimano la quota degli studenti iscritti che al termine degli studi ottengono il titolo relativo al grado d'istruzione frequentato e per i primi tre livelli si ottengono dai seguenti rapporti:

$$TS^t_{s,x,i} = \frac{\text{Licenziati o diplomati} \times \text{Anni di scuola}}{\text{Studenti iscritti}} \quad [3]$$

per l'università il tasso di successo è fornito dalla relazione:

$$TS^t_{s,x,4} = \frac{\text{Studenti laureati}}{\text{Studenti iscritti}} \quad [4]$$

Il modello consente inoltre di stimare gli *stock* degli studenti, per la determinazione dei quali alla popolazione classificata per sesso ed appartenente a determinate fasce di età vengono applicati dei tassi di partecipazione *specifici* per ogni livello d'istruzione, la cui differenziazione consiste nella considerazione del diverso numero di anni in cui è organizzato ciascun corso scolastico e alla presenza o meno di obbligo d'iscrizione¹. I tassi di partecipazione esprimono la proporzione tra iscritti effettivi ed iscritti potenziali a ciascun livello d'istruzione:

- il carattere di obbligatorietà di iscrizione alle *scuole elementari* viene formalizzato ipotizzando che l'intera popolazione nella fascia di età corrispondente partecipi al primo grado d'istruzione; ne segue che:

$$Tp^t_{s,x,1} = 1 \quad [5]$$

¹ Per la costruzione del tasso di partecipazione viene posta l'ipotesi che la frequenza a ciascun livello d'istruzione abbia durata istituzionale e interessi le fasce di età seguenti:

Livello 1: 5 anni (classe di età 7-11);
 Livello 2: 3 anni (classe di età 12-14);
 Livello 3: 5 anni (classe di età 15-19);
 Livello 4: da 5 a 9 anni (classe di età 20-29).

- la medesima argomentazione va sostenuta per gli studenti della *scuola media inferiore*, per cui:

$$TP_{s,x,2}^t = 1 \quad [6]$$

- nella determinazione degli studenti potenziali della *scuola media superiore* è necessario includere un certo margine di ripetenti che appartengono alla fascia di età superiore a quella prevista istituzionalmente per questo grado d'istruzione:

$$TP_{s,x,3}^t = \frac{\text{Studenti iscritti}}{\text{Pop}_{15-19} + (1/5)(\text{Pop}_{20-24} T_{\text{RipS}})} \quad [7]$$

in cui $T_{\text{Rip,S}}$ stima la quota di ripetenti alle scuole superiori sul totale degli studenti iscritti allo stesso livello d'istruzione;

- per gli *studenti universitari* si ricorre alla relazione:

$$TP_{s,x,4}^t = \frac{\text{Studenti in corso} + \text{fuori corso}}{P_{20-24} + P_{25-29}} \quad [8]$$

Il numero di studenti per sesso, età e livello di istruzione (licenza elementare, licenza media inferiore, diploma di media superiore e laurea) $ST_{s,x,i}^t$ si ottiene, infine, applicando la relazione:

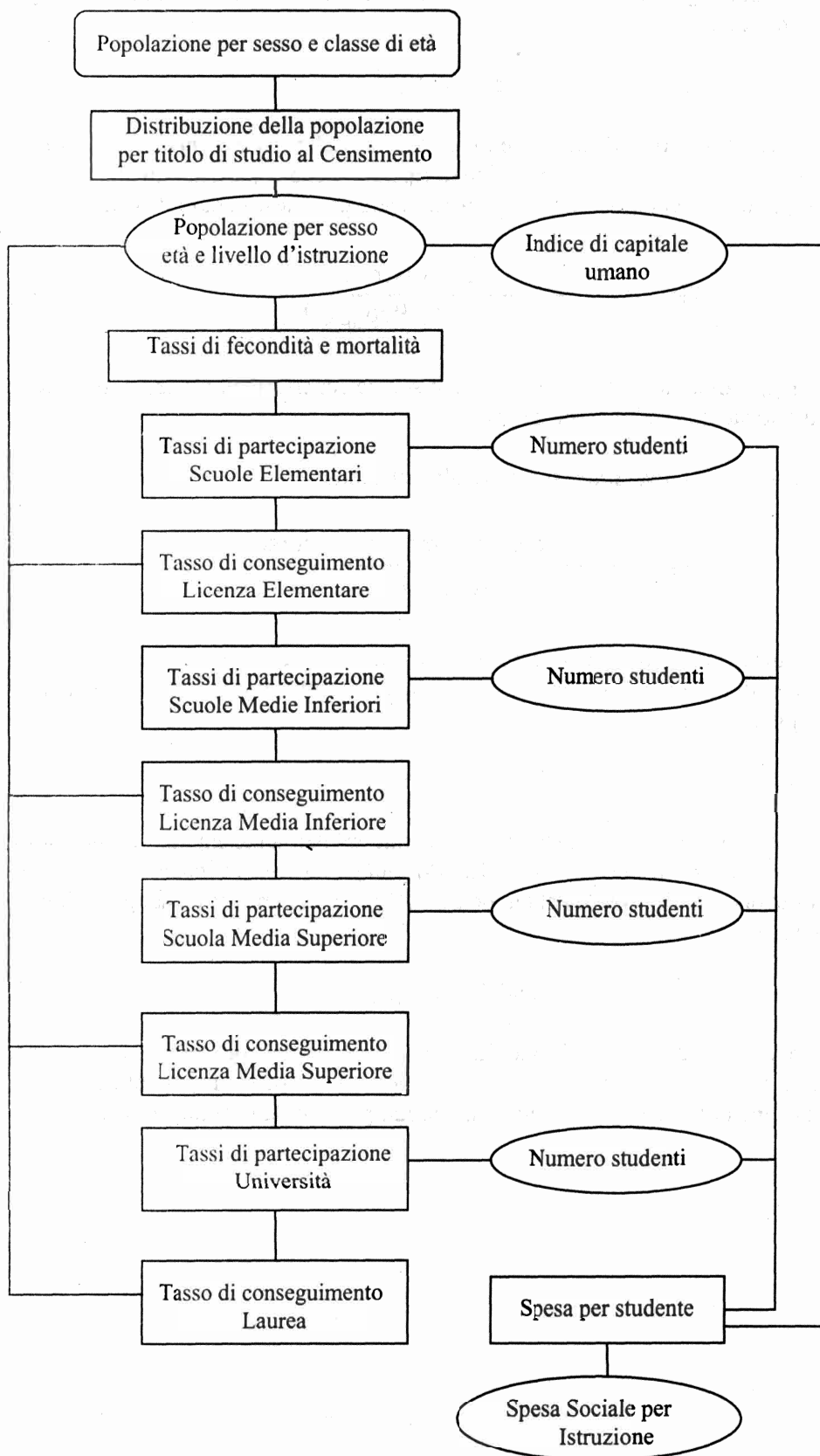
$$ST_{s,x,i}^t = P_{s,x,i}^t TP_{s,x,i}^t \quad [9]$$

Noto l'ammontare della spesa per studente si^0 nell'anno iniziale e calcolato il numero complessivo di studenti, MODSIM giunge alla determinazione della spesa per istruzione SI^t , che cresce nel tempo per effetto di un parametro endogeno di indicizzazione μ :

$$SI^t = ST^t si^0 (1 + \mu)^t \quad [10]$$

Nella tavola 2 è schematizzato l'insieme di operazioni condotte dal modello per la stima del numero degli studenti, della spesa per l'istruzione pubblica e della popolazione per livello di istruzione in ciascun periodo della simulazione.

Tav. 2 - Il modulo Istruzione



3.1.3. Il fattore capitale umano H

I dati relativi al modulo istruzione sono utilizzati anche per determinare l'evoluzione dell'indice di capitale umano della forza lavoro. Secondo le nuove teorie della crescita (Barro e Sala-I-Martin, 1995) il ruolo del capitale umano è fondamentale nella spiegazione dei differenziali di crescita economica tra paesi diversi e per lo stesso paese in due differenti istanti di tempo. L'aumento del capitale umano di una economia determina aumenti della produttività ed induce variazioni della struttura della produzione superando il vincolo imposto dalla legge della produttività marginale dei fattori di produzione.

Nel modello il fattore capitale umano H^t viene definito considerando la quota di individui con istruzione superiore ($i=3$) e universitaria ($i=4$) in età compresa tra 30 e 50 anni sulla popolazione corrispondente. I due indici vengono ponderati in base ad un parametro γ , che misura il rapporto tra gli occupati diplomati e laureati con età compresa tra 30 e 50 anni. Identificando con $u^{i=3}_{30-49,t}$ e $u^{i=4}_{30-49,t}$ rispettivamente la quota di popolazione con livello di istruzione superiore ed universitario, il fattore capitale umano è definito dalla relazione:

$$H^t = \gamma u^{i=3}_{30-49,t} + (1 - \gamma) u^{i=4}_{30-49,t} \quad [11]$$

in cui $\gamma = O^t_{30-49,3} / (O^t_{30-49,3} + O^t_{30-49,4})$.

3.2. Modulo "Mercato del Lavoro"

La popolazione attiva per sesso, età e livello di istruzione $FL^t_{s,x,i}$ dipende dai tassi di attività specifici $ta^t_{s,x,i}$, ottenuti dal rapporto tra forze di lavoro e popolazione in età corrispondente, mentre la popolazione occupata $O^t_{s,x,i}$ deriva dall'applicazione dei tassi di disoccupazione specifici $dis^t_{s,x,i}$ al numero di attivi:

$$FL^t_{s,x,i} = P^t_{s,x,i} ta^t_{s,x,i} \quad [12]$$

$$O^t_{s,x,i} = FL^t_{s,x,i} (1 - dis^t_{s,x,i}) \quad [13]$$

L'evoluzione nel tempo del tasso di disoccupazione dipende inversamente dall'andamento del capitale umano (Baldacci e Lugaesi, 1996b). La riduzione del tasso di disoccupazione per effetto dell'aumento dell'efficienza della forza lavoro è tuttavia limitata inferiormente dal tasso di disoccupazione minimo dis^* fissato esogenamente:

$$dis^t = dis^* + c^t (H^t)^\lambda \quad [14]$$

con $-1 \leq \lambda \leq 0$ e $c^t = dis^t - dis^*$.

3.3. Modulo "Sanità"

La struttura del modulo sanitario si basa sulla considerazione di alcuni servizi rappresentativi quali visite mediche, ricoveri ospedalieri, accertamenti diagnostici ed uso di farmaci.

Per il generico j -esimo servizio sanitario il modello stima innanzitutto la domanda ${}_jDS^t_{s,x,i}$ che risulta dal prodotto tra popolazione per livello d'istruzione ed il tasso di ricorso al servizio sanitario in questione ${}_jTRS^t_{s,x,i}$:

$${}_jDS^t_{s,x,i} = P^t_{s,x,i} \cdot {}_jTRS^t_{s,x,i} \quad [15]$$

La spesa sanitaria per ciascun servizio ${}_jSS^t_{s,x,i}$ è fornita dal prodotto tra la domanda del servizio sanitario e l'importo medio di quel tipo di prestazione. Gli importi medi crescono nel tempo per effetto di un parametro endogeno di indicizzazione μ :

$${}_jSS^t_{s,x,i} = {}_jDS^t_{s,x,i} \cdot IMP^t(1 + \mu_j)^t \quad [16]$$

La spesa pubblica complessiva per assistenza sanitaria SS^t si ottiene, infine, aggregando le varie componenti di spesa per ciascun servizio considerato:

$$SS^t = \sum_{s,x,i,j} {}_jSS^t_{s,x,i} \quad [17]$$

3.4. Modulo "Pensioni"

Le simulazioni realizzate nel *modulo "Pensioni"* considerano la quasi totalità dei Fondi e tipologie di prestazioni attualmente previste dal sistema italiano, identificabili nelle 4 categorie definite convenzionalmente dall'Istat, tenendo conto dell'evento che ne determina l'erogazione (Istat, 1997a):

1. *pensioni di invalidità, di vecchiaia ed anzianità e ai superstiti* corrisposte in seguito all'attività lavorativa della persona coperta oppure, in caso di morte, ai suoi superstiti;
2. *pensioni indennitarie* costituite da indennizzi erogati in seguito ad infortuni sul lavoro e malattie professionali e da pensioni di guerra comprensive degli assegni di Medaglia d'oro;
3. *pensioni assistenziali* erogate agli ultrasessantacinquenni, ai non vedenti civili, ai non udenti civili e agli invalidi civili sprovvisti di reddito o con reddito insufficiente;
4. *pensioni di benemerenzza* quali assegni vitalizi ad ex combattenti insigniti dell'ordine di Vittorio Veneto e da assegni di Medaglia e Croce al Valor Militare.

Una rappresentazione sintetica delle prestazioni pensionistiche considerate e dei relativi enti erogatori è fornita dalla Tavola 3.

Tavola 3 - Tipologie di pensioni e relativi Enti erogatori simulate in MODSIM

Pensione	Ente Erogatore
Invalidità, vecchiaia e superstiti	INPS : – Fondo Pensioni lavoratori dipendenti – Gestioni lavoratori autonomi – “Altre gestioni” ENASARCO, ENPAM, INPDAI, ENPALS e altri enti minori
Dirette e indirette	INPDAP, F.S., IPOST
Sociale	INPS
Non vedenti, non udenti ed invalidi civili	Ministero dell’Interno
Infortunio sul lavoro	INAIL IPSEMA
Guerra	Ministero del Tesoro
Assegni al Valor Militare e all’Ordine di Vittorio Veneto	Ministero del Tesoro

L'estrema eterogeneità che caratterizza le relazioni tra tipologie di prestazioni e cause delle rispettive erogazioni e la conseguente diversificazione nelle formule di calcolo per la determinazione di numerosità ed importo di ciascuna categoria pensionistica rende opportuno, in fase di esposizione delle relazioni adottate, procedere affrontando separatamente ciascuna tipologia pensionistica.

• *Pensioni di vecchiaia ed invalidità:*

Lo stock delle pensioni vigenti di vecchiaia ed invalidità per i lavoratori dipendenti (pubblici e privati) ed autonomi equivale, in ogni anno di riferimento, al numero di pensioni vigenti $Pe^V_{s,x}$ sopravvissute in ciascun quinquennio cui bisogna aggiungere il flusso di nuove pensioni $Pe^N_{s,x+5}$ liquidate nel corso del medesimo periodo le quali, a loro volta, dipendono dal prodotto tra la popolazione occupata $O^{t+5}_{s,x+5}$ ed il tasso di pensionamento $TP^{t+5}_{s,x+5}$:

$$Pe^V_{s,x+5} = Pe^V_{s,x} l_{s,x} + Pe^N_{s,x+5} \quad [18]$$

e:

$$Pe^N_{s,x+5} = O^{t+5}_{s,x+5} TP^{t+5}_{s,x+5} \quad [19]$$

in cui il tasso di pensionamento è fornito dal rapporto tra pensioni liquidate e volume di occupati $O^*_{s,x+5}$, ed è stimato sulla base delle serie storiche delle variabili da cui è definito, rilevate in periodi al di fuori del campione temporale di simulazione:

$$TP^{t+5}_{s,x+5} = P e^{N^*}_{s,x+5} / O^*_{s,x+5} \quad [20]$$

Il tasso di pensionamento risulta dunque variabile all'interno delle classi di età considerate, per sesso e tipologia di pensione, ma invariante nei vari quinquenni di simulazione, a meno di revisioni che si rendono necessarie all'intervenire di cambiamenti legislativi o ipotesi di mutamenti comportamentali da parte dei potenziali nuovi pensionati.

L'importo delle prestazioni pensionistiche vigenti $IMP^{Vt+5}_{s,x+5}$ dipende, in misura rispettivamente pari al valore del coefficiente $\delta^{t+5}_{s,x+5}$ e al suo complemento ad 1, dall'importo delle pensioni vigenti nel quinquennio precedente opportunamente rivalutate e da quello delle prestazioni liquidate nel periodo attuale:

$$IMP^{Vt+5}_{s,x+5} = IMP^{Vt}_{s,x} (1+i)^5 \delta^{t+5}_{s,x+5} + IMP^{Nt+5}_{s,x+5} (1-\delta^{t+5}_{s,x+5}) \quad [21]$$

in cui:

$$\delta^{t+5}_{s,x+5} = \frac{P^{V,t}_{s,x} 1^t_{s,x}}{P^{V,t+5}_{s,x+5}} \quad [22]$$

I recenti provvedimenti di riforma del sistema pensionistico, mirati a trasformare il regime vigente da retributivo a contributivo, hanno apportato sostanziali modifiche alle regole di calcolo precedentemente vigenti, di cui occorre necessariamente tenere conto nell'elaborazione degli importi delle nuove pensioni $IMP^{Nt+5}_{s,x+5}$ ². Per le pensioni sottoposte alla "legislazione Amato" la relazione per la determinazione degli importi delle erogazioni liquidate è la seguente:

$${}_A IMP^{Nt+5}_{s,x+5} = 0,02 (ANZ^{t+5}_{s,x+5} R_p^{t+5}) \quad [23]$$

La retribuzione pensionabile RP^{t+5} , alla cui determinazione si arriva solo dopo che MODSIM ha sviluppato il modulo economico, equivale ad una media delle retribuzioni percepite dall'assicurato nel periodo antecedente la decorrenza della

²La riforma (L. 335/35; Legge Dini), operante dal 1° gennaio 1996, si sostituisce al precedente regime (D. Lgs. 503/92; Legge Amato) in vigore dal 1992. Tra le principali innovazioni da essa apportate, la "legge Dini" prevede il ricorso ad un sistema di calcolo per gli importi pensionistici su base contributiva, in luogo del precedente sistema retributivo. Per coloro che sono entrati nel mondo del lavoro dal 1° gennaio 1996, il nuovo regime opera interamente mentre per chi, nella stessa data, aveva già maturato 18 anni di contribuzioni rimane in vigore il sistema retributivo.

L'applicazione di un sistema di computo *pro-rata* riguarda infine quei lavoratori che al 1° gennaio 1996 avevano maturato meno di 18 anni di contributi: il sistema viene applicato sui contributi versati prima di quella data, mentre per quelli maturati successivamente vige il metodo contributivo. La riforma Dini ha inoltre apportato delle modifiche all'età anagrafica di pensionamento, che è stata innalzata ad una fascia variabile compresa tra i 57 ed i 65 anni.

pensione i cui estremi sono previsti dalla Legge 297/82 e 233/90 e dalle innovazioni introdotte in materia con il Decreto Legislativo 503/92³.

L'evoluzione nel tempo dell'anzianità contributiva $ANZ_{s,x+5}^{t+5}$ è funzione dell'andamento del numero medio di anni lavorati $NMAL_{s,x+5}^{t+5}$ per sesso. Questa grandezza, calcolata per ciascun quinquennio di riferimento, viene definita (Baldacci, e Freguja, 1995) come somma dei tassi di occupazione to_x per età:

$$NMAL_s^{t+5} = 5 \sum_x to_{s;x,x+5}^{t+5} \quad [24]$$

quindi:

$$ANZ_{s,x+5}^{t+5} = \varphi_{s,x+5} NMAL_s^{t+5} \quad [25]$$

in cui:

$$\varphi_{s,x+5} = \frac{ANZ_{s,x+5}^*}{NMAL_s^0} \quad [26]$$

Il coefficiente φ è determinabile in quanto il valore $ANZ_{s,x+5}^*$ è desunto dalla relazione [23] applicata a valori dell'anno base e quindi, come tali, noti.

A partire dal 2013 inizieranno ad essere liquidate le pensioni sulla base del metodo contributivo, che andrà completamente a regime per le nuove prestazioni pensionistiche solo a partire dal 2035. Le prestazioni liquidate nel periodo intermedio vengono calcolate *pro-rata* sulla base di una media delle formule di calcolo retributiva e contributiva.

L'importo delle pensioni conseguente all'applicazione della formula contributiva è espresso dalla relazione (Baldacci e Lugaesi, 1995a):

$$DIMP_{s,x+5}^{N,t+5} = \tau_p \delta(\beta) RP_{t+5} F_{t+5,s,x+5} \quad [27]$$

con $\delta(\beta)$, fattore di sconto, dipendente dall'età di pensionamento ed F^4 , fattore dipendente dalla differenza tra tasso di crescita dei salari e tasso di crescita del PIL, dato il numero di anni di contribuzione. Note le formule per la determinazione degli

³ Con il Decreto Legislativo del 30 dicembre 1992, n. 503 sono state introdotte alcune modifiche alle normative precedentemente vigenti (l. 297/82 e l. 233/90) relativamente al calcolo del reddito pensionabile: il decreto ha stabilito che la retribuzione pensionabile dei lavoratori dipendenti iscritti all'assicurazione generale obbligatoria IVS debba essere calcolata con riferimento alle ultime 260 settimane di contribuzione (5 anni) aumentate della metà dei periodi contributivi compresi tra il 1° gennaio 1993 e la data immediatamente precedente la decorrenza della pensione con riferimento alle ultime 520 settimane (10 anni) per i lavoratori autonomi ed in funzione ai redditi percepiti nel corso dell'ultimo anno lavorativo per i lavoratori pubblici. È tuttavia nel meccanismo di rivalutazione dei redditi utili ai fini del computo delle retribuzioni pensionabili che viene apportata la modifica più significativa, prevedendo che al sistema di indicizzazione precedentemente effettuata in misura corrispondente alla variazione dell'indice annuo del costo della vita, venisse applicato un aumento di punto percentuale per ogni anno solare considerato.

⁴ La relazione che esprime il fattore F è:

$$F = \sum_{x=0}^{N-1} (1+g)^x / (1+\omega)^x$$

In cui g è il tasso di crescita del PIL ω il tasso di crescita dei salari N il numero totale di anni di contribuzione.

importi pensionistici medi è possibile definire il valore del rapporto R (Baldacci e Lugaresi, 1995a), che fornisce la misura della relazione tra gli importi determinati con il sistema contributivo e retributivo al variare del tipo di gestione pensionistica, dell'età di pensionamento, del tasso di crescita dei salari e della differenza tra questo e il tasso di crescita del PIL:

$$R_{s,x+5}^{t+5} = \frac{0.02}{\tau_p} \frac{ANZ_{s,x+5}^{t+5}}{F_{s,x+5}^{t+5}} \quad [28]$$

tale valore permette di correggere la formula [23] e di pervenire, dunque, alla determinazione degli importi calcolati con il metodo contributivo.

• Pensioni ai superstiti

Le formule relative alla determinazione di numero ed importo delle prestazioni vigenti sono analoghe a quelle impiegate per le pensioni di vecchiaia ed invalidità e coincidono quindi con le equazioni [18] e [21], mentre la stima della numerosità e dell'importo delle pensioni liquidate segue una diversa logica:

$$Pes_{f,x+5}^{N,t+5} = Pe^V_{t,m,x} (1-l_{m,x}^t) \sigma_{LF} \quad [29]$$

è la formula per la determinazione della numerosità delle nuove pensioni, in cui $Pe^V_{t,m,x} (1-l_{m,x}^t)$ è il numero di pensioni uscite dal sistema per morte del beneficiario di origine mentre σ_{LF} rappresenta la probabilità che il beneficiario della prestazione pensionistica lasci, alla sua morte, una famiglia e come tale esprime la frazione di pensioni decadute che rientrano nel sistema a favore dei superstiti. L'importo delle nuove pensioni è pari a:

$$IMPs_{f,x+5}^{N,t+5} = 0,6 IMP^V_{t,m,x} \quad [30]$$

• Pensioni sociali

Il calcolo del numero di pensioni sociali agli ultrasessantacinquenni, ai non vedenti, non udenti ed invalidi civili, si ottiene applicando una relazione analoga alla [18] in cui, tuttavia, le nuove pensioni $Pea_{s,x+5}^{N,t+5}$ si ricavano dal prodotto tra il tasso di pensionamento e la popolazione esposta al rischio:

$$Pea_{s,x+5}^{N,t+5} = Tpea_{s,x+5}^{t+5} P_{s,x+5}^{L,t+5} \quad [31]$$

La probabilità di pensionamento $Tpea_{s,x+5}^{t+5}$ equivale, infatti, al rapporto tra numero di nuove pensioni e popolazione a rischio in età corrispondente come rilevata nell'anno iniziale. La popolazione in questione è rappresentata dagli anziani sprovvisti di pensione previdenziale perché con un insufficiente periodo di contribuzione. Tale quota è stimata sulla base del complemento ad uno del tasso di occupazione massimo sperimentato dalla generazione di appartenenza degli anziani.

L'importo delle nuove pensioni sociali è fissato per legge ed è sottoposta ad indicizzazione annuale in base alle variazioni del PIL e dell'inflazione (Ministero del Tesoro, 1996).

- *Pensioni di guerra*

Il numero delle pensioni *dirette* è calcolato utilizzando una formula analoga alla [18], ma ipotizzando che il numero di pensioni liquidate si annulli a partire dal 2000. La natura delle pensioni di guerra *indirette* può essere uniformata alle pensioni ai superstiti, cosicché la loro numerosità viene determinata mediante la combinazione delle equazioni [18] e [29]. Gli importi di tali pensioni sono stabiliti per legge ogni anno sulla base dell'evoluzione dell'inflazione.

Le medesime considerazioni valgono per gli *Assegni di Vittorio Veneto e al Valor Militare*.

- *Pensioni per infortunio sul lavoro*

Le rendite per infortunio sul lavoro sono calcolate utilizzando una formula analoga alla [18] mentre l'importo è dato dalla [21]. Il tasso di pensionamento si ottiene con lo stesso procedimento adottato per le pensioni sociali. La popolazione a rischio è rappresentata dagli occupati. L'importo delle pensioni liquidate è proporzionale all'ultimo salario in attività e dipende da un parametro funzione del grado medio di invalidità esogenamente determinato sulla base delle serie storiche degli importi (ISTAT, 1997a).

Noti gli importi medi delle singole prestazioni pensionistiche e la numerosità di pensioni erogate MODSIM determina, per ciascuna categoria pensionistica j , la relativa spesa sociale ${}_j sp^t_{s,x}$:

$${}_j sp^t_{s,x} = {}_j P^vt_{s,x} IMP^vt_{s,x} \quad [32]$$

Aggregando le diverse categorie di spesa il modello giunge, infine, alla determinazione della spesa sociale complessiva per pensioni SP^t :

$$SP^t = \sum_{s,x,j} {}_j S^t_{s,x} \quad [33]$$

3.5. Modulo "Economia"

Il modello di crescita mediante il quale stimare le principali variabili economiche è una generalizzazione dei modelli OLG, in cui viene ipotizzata la presenza di due generazioni di individui, i "giovani" e gli "anziani", che nel corso della loro vita effettuano scelte allo scopo di massimizzare la propria utilità sotto il vincolo di bilancio.

Gli individui lavorano nella prima fase della loro vita t , in cui percepiscono un salario w_t che in parte consumano ed in parte risparmiano per il periodo del pensionamento $t+1$. Il risparmio s_t dei giovani in t determina quindi lo *stock* di capitale in $t+1$ a cui va aggiunto il prodotto generato dal lavoro dei giovani del periodo $t+1$.

Il consumo pro-capite degli individui nei due periodi sarà dunque espresso dalle relazioni:

$$c_1 = w_t(1-\tau_1-\tau_t)+s_t \quad [34]$$

$$c_2 = s_t(1+r_{t+1})+p_{t+1} \quad [35]$$

in cui r rappresenta tasso di interesse, τ_p il tasso di contribuzione per la pensione, τ_t l'imposta proporzionale sul reddito e $p_{t+1} = \tau_p w_t \Lambda_{t+1}$ il livello della pensione, in cui $\Lambda_{t+1}=(1+r_{t+1})$. La formula del risparmio è:

$$s_t = \sigma (1-\tau_t) w_t \quad [36]$$

La funzione di utilità considerata è espressa dalla relazione:

$$U = c_1^{(1-\sigma)}c_2^\sigma \quad [37]$$

con σ parametro di preferenza intertemporale; essa è massimizzata sotto i vincoli [34] e [35].

Dalla [37] si ricava la condizione di equilibrio sul mercato dei beni:

$$s_t = k_{t+1}(1+n_t) \quad [38]$$

con k che rappresenta il capitale per addetto ed n il tasso di crescita dell'occupazione.

Le imprese producono in condizioni di concorrenza perfetta, orientando i loro piani alla massimizzazione del profitto; esse impiegano lavoro e capitale fino a che le conseguenti produttività marginali eguagliano le rispettive remunerazioni reali (salario e tasso d'interesse). Assumendo una funzione di produzione di tipo Cobb-Douglas si ha:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha O_t^{(1-\alpha)} \quad [39]$$

dove α è l'elasticità del prodotto Y rispetto al capitale, A è un parametro di scala che tiene conto del progresso tecnico e O è il numero di occupati; le remunerazioni dei fattori di produzione lavoro e capitale sono rispettivamente:

$$w_t = A_t (1-\alpha)k_t^\alpha \quad [40]$$

$$r_t = A_t \alpha k_t^{\alpha-1} \quad [41]$$

Il vincolo di bilancio pubblico è espresso dalla relazione:

$$O_t w_t \tau_t + O_t w_t \tau_p = SP_t + SS_t + SI_t = SpS_t \quad [42]$$

dove SP è la spesa pubblica per le pensioni, SS è spesa pubblica per la sanità, SI è la spesa pubblica per l'istruzione e, infine, SpS è la spesa sociale, pari alla somma

delle tre voci precedenti. Se si ipotizza che la politica fiscale escluda la formazione di deficit pubblico (Azariadis, 1993) segue che l'equilibrio finanziario può essere raggiunto solo modificando l'imposta proporzionale sui redditi. Dalla [42] si deduce il valore di equilibrio di τ , da cui viene ottenuto il livello del capitale di equilibrio per lavoratore, che equivale a:

$$k_{t+1} = \left[\frac{\sigma(1-\alpha)(1-\tau_t)}{(1+n_t)} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad [43]$$

che permette di giungere alla determinazione del livello annuo del PIL, del salario e del tasso di interesse. MODSIM prevede la possibilità di aggiungere alla [43] un fattore correttivo η pari all'elasticità di variazione del risparmio privato alle modificazioni del prelievo fiscale. Il valore di tale elasticità, compreso tra 0 e 1, può essere opportunamente scelto dall'utilizzatore.

Il fattore che rappresenta il progresso tecnico nella funzione di produzione è legato endogenamente alla formazione di capitale umano nella forza lavoro attraverso il fattore H . Il progresso tecnico ipotizzato nel modello è di tipo *labour-augmenting* e determina dunque un aumento della remunerazione del lavoro e del PIL. Il tasso di crescita endogeno del prodotto è dato da π :

$$\pi_{t+5} = \pi_t (1+\varepsilon h_t) \quad [44]$$

dove ε è un parametro esogeno e h è il tasso di variazione del l'indice di capitale umano H . Il modello prevede inoltre l'aggiunta di un fattore di progresso tecnico esogeno A_t che agisce sulla funzione di produzione [39].

APPENDICE 1

Predisposizione dei dati di base per una prima applicazione del modello all'evoluzione della spesa sociale

A.1.1. Moduli "Demografia" e "Istruzione"

Alla determinazione della popolazione per classi di età, sesso e livello d'istruzione si giunge in seguito all'applicazione di una procedura a più fasi. Dapprima è infatti necessario simulare gli eventi che, generando afflussi e deflussi dagli *stock* degli individui residenti, ne determinano la consistenza numerica per ciascun periodo di tempo stabilito, in seguito alla matrice ottenuta possono essere applicate le probabilità di transizione che consentono di qualificare la popolazione in base al titolo di studio posseduto.

A.1.1.1. Previsione della popolazione

Pur consentendo di determinare endogenamente le stime sulla popolazione, proiettando come spiegato nella sezione metodologica il vettore iniziale degli individui residenti mediante la matrice delle probabilità di sopravvivenza, per una prima applicazione del modello si ricorre alle recenti previsioni elaborate dall'Istat (1997b). Le tavole della popolazione utilizzate sono costruite, in particolare, nell'ipotesi di tendenza demografica "centrale", caratterizzata da stabilizzazione dell'intensità della fecondità, breve riduzione nella mortalità e costanza dei flussi migratori rispetto ai livelli attuali⁵.

A.1.1.2. Probabilità di transizione tra livelli di istruzione, previsione degli studenti e della popolazione per livello di istruzione

I tassi di partecipazione e di successo, che forniscono la probabilità di transizione tra livelli di istruzione per l'anno scolastico 1994-'95, sono stimati per ogni livello sulla base delle statistiche relative all'anno scolastico 1993-'94. La popolazione di riferimento per il calcolo di tali probabilità è quella relativa all'anno 1993. I valori ottenuti vengono poi applicati alla popolazione prevista nella fase precedente. Con gli stessi è possibile prevedere sia il numero di studenti di ogni ordine di scuola, sia la popolazione per livello di istruzione.

Il modello determina il numero di studenti applicando i tassi di partecipazione ad ogni livello d'istruzione agli individui la cui età è inclusa nelle classi previste per ciascun livello; moltiplicando il numero degli studenti ai tassi di successo si giunge all'individuazione di coloro che hanno conseguito i vari titoli di studio.

La stima della popolazione per livello di istruzione richiede invece una procedura più complessa. MODSIM opera in maniera diversa per coloro che si trovano nelle classi di età superiori ai 30 anni e per coloro che si trovano in quelle inferiori. Per i primi, che rappresentano la parte della popolazione che presumibilmente ha terminato la formazione scolastica, si ipotizza che il titolo di studio più alto conseguito sia mantenuto per l'intera vita. La distribuzione della popolazione per sesso, età e titolo di studio più

⁵ Nelle previsioni in questione la speranza di vita alla nascita, stimata a 74 anni per gli uomini e 80 per le donne nel 1992, viene ipotizzata assumere valori di 79 anni per gli uomini e 84 anni per le donne nel 2020, mentre il numero medio di figli per donna passerà da 1,2 a 1,45 nel periodo 1995-2010; il volume dei flussi migratori dall'estero viene supposto ammontare a 50.000 unità di individui all'anno.

elevato conseguito dalla popolazione iniziale viene stimata con le proporzioni rilevate al Censimento della popolazione del 1991. Per coloro i quali non hanno superato l'età di 29 anni, il modello agisce in maniera differente a seconda del livello di istruzione. Per il primo livello (scuola elementare) si applicano i tassi di partecipazione e di successo all'intera popolazione nella classe di età opportuna. Per i livelli d'istruzione superiori il modello applica i tassi di partecipazione e di successo agli individui che hanno già ottenuto il titolo di studio precedente. È inoltre possibile determinare gli individui senza titolo, calcolando la differenza tra il totale della popolazione e gli individui con almeno istruzione elementare. La spesa per studente viene stimata utilizzando i dati aggregati pubblicati nei Conti delle Amministrazioni Pubbliche e della Protezione Sociale.

A.1.1.3. Il fattore capitale umano *H*

Una volta giunto alla popolazione suddivisa per sesso, età e livello di istruzione, il modello determina il fattore di capitale umano *H*, utilizzando il totale degli individui (maschi e femmine) in età compresa tra 30 e 49 anni con istruzione di livello 3 e 4, in proporzioni diverse. Tale fattore viene utilizzato nella previsione dei tassi di disoccupazione.

A.1.2. Modulo "Mercato del lavoro"

La determinazione dei tassi di attività per livello di istruzione si basa sui dati rilevati dall'indagine ISTAT sulle forze lavoro relativa al 1995. Ipotizzati costanti per l'intero periodo di simulazione, i tassi di attività vengono applicati alla popolazione suddivisa per classi di età, sesso e livello di istruzione ottenuta nel modulo precedente e vengono rettificati in modo da far coincidere gli *stock* degli occupati stimati per l'anno iniziale ai valori effettivi rilevati dalle statistiche ufficiali. Dalla medesima fonte derivano i tassi di disoccupazione che vengono utilizzati per il calcolo del tasso di disoccupazione variabile previsto dalla formula [14] del testo. Tale tasso viene inizialmente determinato in totale senza suddivisione per sesso o classe di età e la sua variazione viene poi applicata ai tassi precedentemente calcolati per sesso, classe di età e livello di istruzione. Per una prima applicazione del modello, al coefficiente *l* della relazione [14] viene tuttavia attribuito il valore estremo 0, con la conseguenza di inibire l'effetto delle variazioni del capitale umano sui tassi di disoccupazione che, dunque, rimangono costanti nei vari quinquenni ed equivalgono ai valori assegnati nell'anno iniziale. Agli attivi vengono sottratti i disoccupati per ottenere gli occupati di ogni livello, sesso e classe di età.

A.1.3. Modulo "Sanità"

I tassi di ricorso ai servizi sanitari sono stimati a partire dai risultati dell'Indagine Multiscopo sulle Famiglie del 1994 ed in una prima applicazione del modello vengono attribuiti alla popolazione suddivisa per sesso e classe di età⁶.

⁶Il modello consente tuttavia di stimare la domanda di servizi sanitari individuando i potenziali fruitori, come precisato nel testo, anche in base al titolo di studio conseguito. Per la determinazione del tasso di ricorso al servizio sanitario *j*-esimo, possedendo il titolo di studio *i*-esimo, sarà in tal senso necessario utilizzare una procedura a due stadi, stimando in un primo momento i rapporti tra i tassi generici per livello di istruzione e applicando successivamente a tali coefficienti i tassi per sesso e classe di età relativi al complesso dei livelli di istruzione.

La determinazione della domanda relativa ai vari servizi viene effettuata tramite la formula [15] del testo. Per la domanda di ricoveri ospedalieri occorre tuttavia precisare che il modello procede in maniera leggermente diversa: il valore ottenuto dal prodotto tra il tasso di ricorso e la popolazione viene moltiplicato anche per il numero medio di giorni di ricovero previsti per ciascuna classe di età e sesso. Per ogni servizio sanitario la domanda di assistenza viene inoltre corretta, mediante una serie di pesi, per tenere conto della diversa esigenza di cure mediche che caratterizza ciascuna fascia di età.

La spesa per assistito, calcolata per ciascun tipo di richiesta di servizi sanitari, è stata desunta da un opportuno raggruppamento di alcune voci riportate sui Conti delle Amministrazioni Pubbliche e della Protezione Sociale pubblicati nel 1996 ed è indicizzata al tasso di crescita dei salari.

A.1.4. Modulo "Pensioni"

I dati utilizzati nella sezione riguardante il sistema pensionistico provengono da fonti statistiche di diversa natura. Il numero e gli importi medi delle pensioni IVS gestite dal Fondo di previdenza dei lavoratori dipendenti e dei lavoratori autonomi e delle pensioni sociali sono stati tratti dagli archivi INPS relativi alla situazione rilevata il 1° Gennaio 1995. Essi sono già suddivisi per sesso e le classi di età in cui risultano organizzati si differenziano in minima parte dalla configurazione strutturale conferita al modello: alla ricostruzione delle classi desiderate è stato possibile pervenire mediante una procedura di estrapolazione lineare sui dati disponibili, aggiornati successivamente con i dati pubblicati dall'Istat relativamente al 1996.

I dati delle rimanenti gestioni e tipologie pensionistiche sono stati rilevati dalle Statistiche sui trattamenti pensionistici dell'Istat relative al 31 Dicembre 1996. Le serie sono risultate tuttavia nella forma desiderata solo nel caso delle pensioni di invalidità civile e delle pensioni per infortunio dell'INAIL, cosicché negli altri casi è stato necessario svolgere alcune operazioni di disaggregazione:

- per le prestazioni erogate dall'INPDAP dalla numerosità ed importo delle pensioni è stato necessario risalire dapprima alle pensioni di vecchiaia e ai superstiti, in seguito alla suddivisione per sesso e classi di età ed infine in pensioni vigenti e liquidate. L'operazione di disaggregazione è stata effettuata attribuendo alle pensioni INPDAP una struttura desunta iterativamente da quella riscontrata per le medesime pensioni erogate dal FPLD dell'INPS;
- la stessa operazione è stata compiuta per le pensioni IVS delle "Altre gestioni" dell'INPS e delle prestazioni erogate dall'ENASARCO, ENPAM, INPDAI, ENPALS ed altri enti minori, che sono state peraltro accorpate in una unica gestione;
- per le pensioni dirette di guerra, assegni al Valor Militare e all'Ordine di Vittorio Veneto hanno fatto da modello base le pensioni sociali, mentre per la determinazione delle indirette si è fatto riferimento alle prestazioni a favore dei superstiti gestite dal FPLD dell'INPS, limitatamente ai beneficiari ultraquarantenni;
- per le pensioni per infortunio della Gestione Conto Stato si è ricorso alle medesime prestazioni erogate dall'INAIL.

Le operazioni descritte sono state effettuate sia per le pensioni vigenti che per quelle liquidate. Nella stima delle nuove prestazioni IVS è stato inoltre necessario introdurre dei meccanismi di correzione dei tassi di pensionamento, per tenere conto di alcuni

recenti provvedimenti legislativi che hanno innescato delle modifiche nelle probabilità prospettiche di pensionamento. Si è così tentato di inibire il rischio di sottostima del flusso delle future nuove pensioni causato dai “blocchi” realizzati nel 1994 e 1995, correggendo i tassi di pensionamento in modo da mantenere il rapporto tra prestazioni vigenti e liquidate in linea con la tendenza osservata in alcuni quinquenni precedenti le manovre menzionate. L’innalzamento dell’età di pensionamento previsto per il 2008 è stato attivato nel modello operando delle variazioni ai tassi di pensionamento tali da indurre, mantenendo invariata la probabilità complessiva di pensionamento, delle traslazioni della densità dei nuovi pensionati verso età anagrafiche superiori.

Anche nell’elaborazione degli importi medi delle pensioni IVS nel modello si tiene conto, come anticipato nel testo, della recente riforma del sistema pensionistico che prevede il passaggio del sistema retributivo (D. Lgs. 503/92; Legge Amato) ad un sistema di tipo contributivo (L. 335/95; Legge Dini), seguendo un processo di graduale trasformazione la cui descrizione è esposta nella tavola A1. Essa mostra come lo schema contributivo diverrà integralmente operativo solo quando i lavoratori divenuti attivi successivamente al 31 dicembre 1995 usciranno dal sistema, non avendo precedentemente a quella data ancora maturato alcuna anzianità, mentre continua a vigere in misura globale il metodo retributivo per chi, alla stessa data, aveva già versato 18 anni di contributi. Un sistema di computo *pro-rata* riguarderà, infine, i lavoratori che al 31 dicembre 1995 avevano maturato meno di 18 anni di contribuzioni: il sistema contributivo viene applicato sulle anzianità acquisite prima di quella data, mentre per quelle maturate successivamente varrà il metodo contributivo.

Tav. A1 – Fasi di transizione del regime pensionistico su base contributiva

Situazione contributiva al 31 dicembre 1995	1° gennaio 2013	1° gennaio 2014	1° gennaio 2031
Almeno 18 anni di contributi	100% Regime Retributivo		
Meno di 18 anni di contributi		Regime pro-rata: – Regime Retributivo (per i contributi versati entro il 31 dicembre 1995); – Regime Contributivo (per i contributi versati dal 1° gennaio 1996).	
Nuovi lavoratori			100% Regime Contributivo

Nota:

L’evoluzione temporale del regime pensionistico riportata nella tavola rappresenta una situazione tipo in cui si ipotizza che il pensionamento avvenga in seguito alla maturazione di 35 anni di contributi. Il 1° gennaio 2013 entrerà dunque nel sistema pensionistico l’ultimo lavoratore che, disponendo di 18 contribuzioni versate prima del 31 dicembre 1995, sarà sottoposto interamente al regime Amato; il 1° gennaio 2014 inizieranno ad essere liquidate le prime pensioni in base al sistema *pro-rata* e riguarderanno quei lavoratori che il 31 dicembre 1995 avevano versato 17 annualità contributive. Solo il 1° gennaio 2031 cominceranno ad essere liquidate pensioni interamente in base al regime contributivo e riguarderanno i lavoratori che hanno iniziato a maturare diritti contributivi a partire dal 1° gennaio 1996.

La transizione del sistema pensionistico da retributivo a contributivo richiede, dunque, la suddivisione del campione temporale di simulazione in 3 sottoperiodi caratterizzati da diverse procedure di determinazione degli importi medi pensionistici:

1. 1995-2015, in cui è integralmente vigente il sistema retributivo;
2. 2020-2030, in cui vige un regime *pro-rata* caratterizzato dal progressivo deflusso delle pensioni liquidate con il sistema retributivo e dal contemporaneo afflusso di nuove pensioni determinate in funzione dei contributi versati;

3. 2035-2050, in cui l'importo delle nuove pensioni viene calcolato integralmente applicando il sistema contributivo.

All'utilizzazione della formula [23] nel primo sottoperiodo è dunque necessario alternare la relazione [27] nel terzo sottoperiodo solo dopo aver fatto ricorso, nel periodo intermedio, ad una combinazione adeguatamente ponderata delle due.

La determinazione degli importi medi pensionistici in base al regime contributivo richiede la preliminare individuazione del rapporto R della relazione [28], alla cui stima si perviene elaborando alcuni risultati di una simulazione realizzata in Baldacci, Lugaresi (1995). Nell'analisi i valori di R vengono stimati ponendo alcune ipotesi sull'età anagrafica dei nuovi pensionati, sul numero delle anzianità contributive maturate ed in relazione all'emergere di scenari economici alternativi. Restringendo il campo di osservazione ai soggetti che iniziano a corrispondere pensioni a 60, 62 e 65 anni e nell'ipotesi di diverse anzianità contributive sono stati ricavati diversi valori della stima di R . Sulla base di questi e di una distribuzione tipo delle età al pensionamento centrata su 62 anni di età si è desunto il valore effettivo da applicare al calcolo dell'importo delle pensioni liquidate.

Esiste una forte sistematicità nelle relazioni tra il rapporto R e le variabili che ne consentono l'individuazione, permettendo di osservare la relazione funzionale tra importi medi delle pensioni determinate con il regime retributivo e contributivo:

- il rapporto R è ovunque positivamente legato alla differenza tra i tassi di crescita del salario reale v e del PIL g ;
- il rapporto è negativamente correlato al tasso di crescita del PIL, date le altre variabili;
- il valore di R decresce al crescere dell'età di pensionamento;
- il rapporto ha una relazione positiva con la crescita dei salari reali, dato il tasso di variazione del PIL;
- il valore di R per il lavoratori dipendenti è sempre superiore all'unità, per qualsiasi combinazione dei parametri economici.

La riforma Dini genererà dunque importi pensionistici medi inferiori rispetto al precedente sistema e ciò è vero per il lavoratori autonomi per qualsiasi scenario economico ipotizzato e per il lavoratori dipendenti nel caso di rapide carriere (elevati tassi di crescita dei salari), avanzata età di pensionamento ed ampia differenza tra il tasso di crescita dei salari e del PIL. Regredendo i valori prescelti per il rapporto R con i corrispondenti livelli di g e ϖ mediante la relazione:

$$R_x^t = \alpha + \beta\varpi^t + \gamma g^t \quad [A1]$$

vengono individuate le elasticità α , β e γ con le quali è possibile pervenire alla stima degli R_x^t in funzione dei valori di g e ϖ determinati all'interno del modello. Assumendo l'ipotesi di distribuzione normale della numerosità dei nuovi pensionati centrata intorno all'età di 62 anni, una media ponderata degli R_x^t stimati consente di determinare il valore di R^t necessario per la quantificazione degli importi medi delle pensioni liquidate in base alla "legge Dini".

A.1.5. Modulo "Economia"

L'algoritmo strutturale di MODSIM è organizzato in modo tale da consentire di determinare le principali variabili economiche seguendo due procedure alternative: stimare endogenamente ovvero porre alcune ipotesi sull'evoluzione di alcune grandezze. Se la prima alternativa consente di mantenere pienamente il rapporto di interdipendenza tra le principali variabili socio-demografiche e gli indicatori economici, proprio di MODSIM, è tuttavia adottando il secondo procedimento che si ha la possibilità di mettere in atto e valutare gli impatti di scenari economici alternativi sull'intero sistema simulato.

A.5.1.1. Procedura endogena

Pur se la maggior parte dei dati utilizzati in questa parte del modello è di provenienza endogena, il tasso di contribuzione della sicurezza sociale τ_p viene fissato pari a 29,75%, il parametro σ della funzione di utilità a 0,2 ed il coefficiente α della funzione di produzione pari a 0,4952. Per la determinazione del fattore τ_t si impiega la seguente formula:

$$\tau_t = \frac{SpS_t}{O_t w_t} - \tau_p \quad [A2]$$

in cui $O_t w_t$ è la spesa complessiva per salari; il fattore n_t è dato da:

$$n_t = \left(\frac{O_t}{O_{t-5}} - 1 \right) \times 100 \quad [A3]$$

Il salario relativo al primo anno è rappresentato dalla retribuzione media dei lavoratori dipendenti desunta dall'Annuario statistico ISTAT del 1995; per i quinquenni successivi questa variabile è calcolata direttamente da MODSIM incrementando il salario medio del periodo precedente del tasso di produttività del lavoro, del tasso di crescita dei salari, a sua volta determinato endogenamente quale differenza tra il tasso di crescita del PIL e dell'occupazione, e rivalutando infine in base alla variazione dell'indice dei prezzi.

Oltre a determinare le principali grandezze economiche impiegate nel modello, MODSIM calcola anche altre variabili come la spesa sociale in rapporto al PIL e ai salari; con quest'ultima vengono indicizzate sia la spesa per l'istruzione che per la sanità.

A.5.1.2. Procedura esogena

Nella procedura esogena MODSIM giunge alla determinazione della ricchezza prodotta nel paese e alla spesa complessiva per salari fissando a priori il tasso di crescita del PIL o, alternativamente, il tasso di variazione dei salari. Attivando questa procedura il modello consente di simulare gli effetti di manovre di politica economica sull'evoluzione della spesa sociale.

APPENDICE 2

Lista delle variabili e dei parametri utilizzati nel modello

P	= popolazione
l	= probabilità di sopravvivenza
s	= sesso
m	= maschi
f	= femmine
x	= età
i	= livello d'istruzione
TI	= tasso di ingresso ad un generico livello d'istruzione
TS	= tasso di conseguimento di un generico titolo di studio
TP	= tasso di partecipazione ad un generico livello d'istruzione
T_{RIP}	= tasso di ripetenza ad un generico livello d'istruzione
ST	= numero di studenti
μ	= parametro di indicizzazione della spesa per istruzione
u	= quota di popolazione con un generico livello d'istruzione sulla popolazione complessiva
γ	= quota di occupati diplomati sugli occupati con diplomati e laureati
H	= indice di capitale umano
h	= tasso di variazione dell'indice di capitale umano
λ	= elasticità del tasso di disoccupazione rispetto all'indice di capitale umano
FL	= numero di attivi
O	= numero di occupati
ta	= tasso di attività
dis	= tasso di disoccupazione effettivo
dis^*	= tasso di disoccupazione minimo
c	= distanza tra tasso di disoccupazione effettivo e minimo
DS	= domanda di un generico servizio sanitario
TRS	= tasso di ricorso ad un generico servizio sanitario
IMP	= spesa media per un generico servizio sanitario
Pe^V	= pensioni vigenti
Pe^N	= pensioni liquidate
Pe^S^N	= pensioni liquidate ai superstiti
Pea^N	= nuove pensioni sociali
TP	= tasso di pensionamento delle erogazioni di invalidità e vecchiaia
$Tpea$	= tasso di pensionamento delle erogazioni sociali
σ_{LF}	= probabilità di lasciare, alla morte, una famiglia
IMP^V	= importo medio delle pensioni vigenti
IMP^N	= importo medio delle pensioni liquidate
IMP^N_S	= importi medi delle pensioni liquidate ai superstiti
$AIMP^N$	= importo medio delle pensioni liquidate in base al regime retributivo
$DIMP^N$	= importo medio delle pensioni liquidate in base al regime contributivo
R	= rapporto tra importi pensionistici retributivi e contributivi

δ	=	fattore di ponderazione degli importi medi pensionistici
ANZ	=	anzianità contributive
R_p	=	retribuzione pensionabile
$NMAL$	=	numero medio di anni lavorati
φ	=	quota delle anzianità contributive sul numero medio di anni lavorati
τ_p	=	aliquota contributiva del sistema previdenziale
$\delta(\beta)$	=	fattore di sconto dipendente dall'età di pensionamento
F	=	fattore di indicizzazione degli importi medi pensionistici in base al regime contributivo
c_1	=	consumo dei "giovani"
c_2	=	consumo degli "anziani"
s	=	risparmio
r	=	tasso d'interesse
Λ	=	fattore di capitalizzazione
w	=	salario unitario
U	=	funzione di utilità
τ_i	=	imposta proporzionale sul reddito
s	=	parametro di preferenza intertemporale
k	=	capitale per addetto
n	=	tasso di crescita dell'occupazione
Y	=	produzione
K	=	stock di capitale dell'economia
α	=	elasticità della produzione rispetto al capitale
π	=	tasso di crescita del prodotto
ϖ	=	tasso di crescita dei salari
g	=	tasso di crescita del PIL
π	=	tasso di crescita endogeno del PIL
ε	=	fattore di variazione di p in base alle variazioni di H
si	=	spesa scolastica pro-capite
ss	=	spesa pro-capite per servizio sanitario
sp	=	spesa sociale per tipologia e fondo pensionistico
SI	=	spesa sociale per istruzione
SS	=	spesa sociale per assistenza sanitaria
SP	=	spesa sociale per pensioni
Sps	=	spesa sociale

Riferimenti bibliografici

AARON H. (1996), "The social insurance paradox", *Canadian Journal of Economics and Political Science*, n. 33.

ANDREASSON L., FREDRIKSEN D. e LJONES O. (1994), "The Future Burden of Public Pension Benefits. A microsimulation Study", *Discussion Paper*, n. 115, Statistics Norway.

APRILE R., DE PERSIO P. (1995), "Modelli di previsione dei fondi pensionistici pubblici, alcuni aspetti metodologici" in SIS, *Continuità e discontinuità nei processi demografici*, Rubbettino editore.

AUERBACH A.J. e KOTLIKOFF L.J. (1987), *Dynamic Fiscal Policy*, Cambridge University Press.

AZARIADIS C. (1993), *Intertemporal Macroeconomics*, Blackwell, Oxford.

BALDACCI E. (1995), "Ageing and Pension System", IRP, *Contributions of the Italian Scholars. European Association for Population Studies Conference 1995*, CNR, Roma.

BALDACCI E., FREGUJA C. (1995), "Un modello età, periodo e coorte dell'occupazione per settore di attività in Italia", Istat, *Quaderni di Ricerca* n.2, Roma.

BALDACCI E., LUGARESI S. (1995), "The New Pension System in Italy, Gainers and Losers under Different Macroeconomic Assumptions", *Documenti Istat*, n.4, Roma.

BALDACCI E., LUGARESI S. (1996a), "La dinamica demografica e la riforma del sistema pensionistico", *Economia e Lavoro*, nn1-2, Roma.

BALDACCI E., LUGARESI S. (1996b), "Assessing the Impact of Demographic Evolution on the Welfare State. A Dynamic Simulation", *Statistical Journal of ECE*, n.3.

BALDACCI E., LUGARESI S. (1997a), "Social Expenditures and Demographic Evolution, a Dynamic Approach", *Genus*, nn. 1-2.

BALDACCI E., LUGARESI S. (1997b), "Consequences of the population ageing on the Italian pension system. Will the 1995 reform be effective?", *Proceedings of the biannual European IUCISD Conference*.

BALDACCI E., LUGARESI S., RAFFAELLI F. (1996a), "Tendenze demografiche e Stato sociale, un modello dinamico", *Atti della Riunione Scientifica della SIEP*, Pavia 4-5 ottobre.

BALDACCI E., LUGARESI S., RAFFAELLI F. (1996b), "Dinamica demografica e sistema di istruzione", in N. Rossi (a cura di), *L'Istruzione in Italia, solo un pezzo di carta?*, Il Mulino, Bologna.

BALDACCI E., LUGARESI S., RAFFAELLI F. (1996c), "MODSIM, un modello di simulazione a lungo termine della spesa pensionistica e sociale", Istat, Roma. mimeo.

BALDACCI E., TUZI D. (1997), "Dinamica demografica ed evoluzione della spesa sociale", in N. Rossi (a cura di), *Lavoro e competitività economica. Rapporto annuale sulla distribuzione e redistribuzione del reddito*, CNEL, Il Mulino, Bologna.

BARRO R. e SALA-I-MARTIN X. (1995), *Economic Growth*, Mc Graw Hill, New York.

BLANCHARD O. e FISHER S. (1989), *Lectures on Macroeconomics*, Cambridge, Mass., MIT.

BLANCHET D. (1991), *Modélization démo-economique*, Ined, Paris.

BLANCHET D. e KESSLER D. (1991), "Optimal Pension Funding with Demographic Instability and Endogenous Returns on Investment", *Journal of Population Economics*, n. 4.

BOSI P. (1995), "Un punto di vista macroeconomico sulle caratteristiche di lungo periodo del nuovo sistema pensionistico italiano", mimeo.

BOSI P. (1997), *Aumentare l'età pensionabile fa diminuire la spesa pensionistica?*, CTSP, Ricerche n.7

CREEDY J. e DISNEY R. (1992), "Financing State Pensions in Alternative Pay As You Go Schemes", *Bulletin of Economic Research*, n. 44.

DEARDOFF A.W. (1976), "The Optimum Growth Rate for Population, Comment", *International Economic Review*, n. 17.

DE SANTIS G. (1997), *Demografia ed economia*, Il Mulino, Bologna.

DIAMOND P.A. (1965), "National Debt in Neo-Classical Growth Model", *American Economic Review*, n. 55.

EASTERLIN R.A. (1987), *Birth and Fortune. The Impact of Numbers on Personal Wealth*, University of Chicago Press, Chicago, London.

FALKINGHAM J. e HILLS J. eds. (1995), *The Dynamic of Welfare. The Welfare State and the Life Cycle*, Prentice Hall/ Harvester Wheatsheaf, London.

FELDSTEIN M. (1974), "Social security, induced retirement and aggregate capital accumulation", *Journal of Political Economy*, n. 5.

GESANO G. (1994), "Nonsense and unfeasibility of demographically-based immigration", *Genus*, nn. 3-4.

GRONCHI S. (1997), "Un'ipotesi di correzione e completamento della riforma delle pensioni del 1995", CTSP, *Nota* n.10.

HANCOCK R. e SUTHERLAND H. eds. (1992), "Microsimulation Models for Public Policy Analysis. New Frontiers", *STIRCED Occasional Paper*, n. 17, London, LSE.

HELLER P.S. and others (1986), "Ageing and Social Expenditure in the Major Industrial Countries, 1980-2025", *IMF Occasional Paper*, n. 47.

HILLS J. (1995), "The Welfare State and the Redistribution between Generations in Falkingham J. and J. Hills eds.", *The Dynamic of Welfare. The Welfare State and the Life Cycle*, London.

HOLLENBECK K. (1995), "A Review of Retirement Income Policy Models", *Staff Working Papers*, W.E. Upjohn Institute, August.

INFO (1995), "Rinnovare il Welfare", *Info/Quaderni* n. 15 Anno I.

INPS (1996), *Banche dati Statistiche, Osservatorio sulle pensioni INPS*, Roma.

ISTAT (1994), "Conti delle Amministrazioni Pubbliche e della Protezione Sociale", *Collana d'Informazione*, Roma.

ISTAT (1994), *Indagine Multiscopo sulle famiglie*, Roma.

ISTAT (1997), *Rapporto annuale. La situazione del paese nel 1995*, Roma.

ISTAT (1997), "Statistiche sui trattamenti pensionistici", *Annuario* n.1.

KEYFITZ N. (1979), "Multidimensionality in Population Analysis in K.F. Schuessler (ed.)", *Sociological Methodology 1980*, Jossey-Bass Publishers, San Francisco.

LEIBFRITZ W. and others (1995), "Ageing Populations, Pension Systems and Government Budgets, How Do They Affect Saving ?", *Economic Department Working Papers*, n. 156.

MASSON P.R. e TRYON R.W. (1990), "Macroeconomic Effects of Projected Population Ageing in Industrial Countries", *IMF Staff Papers*, vol. 37, n. 3, Settembre.

MINISTERO DEL TESORO – Ragioneria Generale dello Stato (1996), “Tendenze demografiche e spesa pensionistica, alcuni possibili scenari”, *Quaderno Monografico* N. 9 di “Conti Pubblici e Congiuntura Economica”, Giugno 1996, Roma.

NATALE M. (1990), *Economia e popolazione*, Il Mulino, Bologna.

NELISSEN J.H.M. (1995), “Lifetime Income Redistribution by the Old-age State Pension in The Netherlands”, *Journal of Public Economics*, n. 58.

NELISSEN J.H.M. (1991), “Household and education projections by means of a microsimulation model”, *Economic Modelling*, Ottobre 1991.

NELISSEN J.H.M. (1993), “Labour market, income formation and social security in the microsimulation model NEDYMAS”, *Economic Modelling*, Luglio 1993.

OECD (1988), *Ageing of Population. The Social Policy Implications*, Parigi.

OECD (1995), *Education at a Glance*, Centre for Educational Research and Innovation, Parigi.

ORCUTT G., CALDWELL S. e WERTHEIMER II R. e altri (1976), *Policy Exploration through Microanalytic Simulation*, The Urban Institute, Washington, D.C..

PETRIOLI L. (1991), *Demografia*, Facoltà di Scienze Economiche e Bancarie, Università degli Studi di Siena.

SAMUELSON P.A. (1958), “An Exact Consumption-Loan Model of Interest, With and Without the Social Contrivance of Money”, *Journal of Political Economy*, n. 66.

SAMUELSON P.A. (1975), “The Optimum Growth Rate of a Population”, *International Economic Review*, n. 16.

SAMUELSON P.A. (1976), “The Optimum Growth Rate of a Population, Agreements and Evaluations”, *International Economic Review*, n. 17.

VAN PRAAG B. e POETH G. (1975), “The Introduction of an Old Age Pension in a Growing Economy. A First Approach”, *Journal of Public Economics*, n. 4.

WORLD BANK (1994), “Averting the Old-Age Crisis”, *World Bank Research Report*, Oxford University Press.

The first step in the process of job design is to identify the tasks and responsibilities of the job. This involves a thorough analysis of the job description and the current job structure. The next step is to determine the skills and knowledge required for the job, and to identify the resources and support needed for the job to be performed effectively.

Once the tasks and responsibilities have been identified, the next step is to design the job to be motivating and challenging. This involves identifying the key tasks and responsibilities that are most important to the job, and designing the job to provide a variety of tasks and responsibilities that are both challenging and meaningful. This can be done by increasing the autonomy of the job, by providing opportunities for growth and development, and by providing a variety of tasks and responsibilities that are both challenging and meaningful.

The final step in the process of job design is to evaluate the effectiveness of the job design. This involves monitoring the performance of the job and the satisfaction of the job holder. If the job is not performing well, or if the job holder is not satisfied, then the job design may need to be revised. This can be done by identifying the areas of the job that are causing the most problems, and by making changes to the job design to address these problems.

Job design is a complex process that requires a thorough understanding of the job and the job holder. By following the steps outlined above, you can design a job that is both motivating and challenging, and that provides opportunities for growth and development. This will help to improve the performance of the job and the satisfaction of the job holder.

There are several factors that can influence the effectiveness of job design. These include the nature of the job, the skills and knowledge of the job holder, and the resources and support available. It is important to consider these factors when designing a job, as they can all have a significant impact on the success of the job design process.

Job design is an ongoing process that requires regular evaluation and revision. As the job and the job holder evolve, the job design may need to be updated to reflect these changes. This can be done by monitoring the performance of the job and the satisfaction of the job holder, and by making changes to the job design as needed.

Job design is a key component of human resources management. By designing jobs that are motivating and challenging, organizations can improve the performance of their employees and increase their satisfaction. This can lead to higher productivity, lower turnover, and a more positive work environment.

There are many different ways to design a job, and the best way to design a job will depend on the specific job and the job holder. However, the steps outlined above provide a general framework for job design that can be adapted to any job.

Job design is a complex process that requires a thorough understanding of the job and the job holder. By following the steps outlined above, you can design a job that is both motivating and challenging, and that provides opportunities for growth and development.

Job design is an ongoing process that requires regular evaluation and revision. As the job and the job holder evolve, the job design may need to be updated to reflect these changes. This can be done by monitoring the performance of the job and the satisfaction of the job holder, and by making changes to the job design as needed.

Job design is a key component of human resources management. By designing jobs that are motivating and challenging, organizations can improve the performance of their employees and increase their satisfaction. This can lead to higher productivity, lower turnover, and a more positive work environment.

Commento alla relazione

“MODSIM: un modello dinamico di simulazione della spesa pensionistica e sociale”

Franco Peracchi

Università di Roma e NVSP

Premessa

Il modello MODSIM e quelli presentati nella mattinata (RGS e INPS) si caratterizzano per la comune struttura. Il primo scopo della mia discussione è quello di illustrare questa comune struttura. Il secondo scopo è quello di mostrare come una semplice generalizzazione di tali modelli possa fornire una misura del grado associato alle previsioni.

1. La struttura del modello

Si consideri una popolazione suddivisa in J gruppi definiti in base a una serie di caratteristiche socio-demografiche. Sia n_t il livello della popolazione totale e n_{jt} il numero di appartenenti al j -mo gruppo socio-demografico nell'anno t . Chiaramente, $n_t = \sum_j n_{jt}$.

Date K le categorie di spesa, la spesa totale s_{kt} per la k -ma categoria nell'anno t è

$$s_{kt} = \sum_j \eta_{jkt} n_{jt}, \quad k = 1, \dots, K,$$

dove η_{jkt} è la spesa media da parte del j -mo gruppo socio-demografico. Dato un vettore X_t di variabili esogene, la spesa media può essere rappresentata come $\eta_{jkt} = h_{jk}(X_t, \alpha)$, dove α è un vettore di parametri da stimare o calibrare. Il vettore $S_t = (s_{1t}, \dots, s_{Kt})$ contenente la spesa per ciascuna categoria può pertanto essere rappresentato come

$$S_t = H_t' N_t,$$

dove $H_t = [h_{jkt}]$ è una matrice $J \times K$, $N_t = (n_{1t}, \dots, n_{Jt})$ è il vettore J -dimensionale contenente le frequenze di ciascun gruppo, e il simbolo ' indica l'operatore trasposta. Più in generale, si può ipotizzare che

$$S_t = H_t' N_t + V_t, \quad [1]$$

dove V_t è un vettore stocastico K -dimensionale introdotto per catturare l'effetto di errori campionari o di misurazione, divergenza tra i parametri "veri" e quelli stimati, ecc.

Caratteristica comune a questa classe di modelli è il fatto che la relazione [1] non incorpora alcun tipo di dinamica se non, eventualmente, quella indotta dal processo $\{X_t\}$. La dinamica è invece determinata interamente dall'ipotesi che il vettore di frequenze di gruppo N_t evolva nel tempo secondo la relazione

$$N_t = G_t' N_{t-1}, \quad [2]$$

dove $G_t = [\gamma_{ijt}]$ è una matrice $J \times J$ il cui generico elemento è la probabilità di transizione dall' i -mo al j -mo gruppo tra l'anno $t-1$ e l'anno t . Tali probabilità di transizione possono essere rappresentate come $\gamma_{ijt} = g_{ij}(X_t, \beta)$, dove β è un vettore di parametri da stimare o calibrare. Più in generale, si può ipotizzare che

$$N_t = G_t' N_{t-1} + U_t, \quad [3]$$

dove U_t è un vettore stocastico introdotto per catturare l'immigrazione dall'esterno oppure l'effetto di errori campionari o di misurazione, la divergenza tra i parametri "veri" e quelli stimati, ecc.

Le ragioni a favore della specificazione [1] e [3] saranno chiarite nel paragrafo 3. Si noti comunque che il sistema di equazioni [1] e [3] è un esempio di modello di tipo *state-space*, dove [3] è l'equazione di transizione degli stati e [1] è l'equazione di misurazione.

Sostituendo ripetutamente all'indietro nella [2] si ottiene

$$N_t = \Gamma_t' N_0, \quad [4]$$

dove $t=0$ indica l'anno iniziale e $\Gamma_t = \prod_{h=0}^{t-1} G_h$. Più in generale, dalla [3] si ottiene

$$N_t = \Gamma_t' N_0 + \sum_{\tau=0}^{t-1} G_t' U_{t-\tau}, \quad [5]$$

dove G_0 è uguale alla matrice identità.

Combinando la [1] e la [4], si ottiene la seguente espressione per l'evoluzione nel tempo del vettore $S_t = (S_{1t}, \dots, S_{Kt})$ contenente la spesa totale per ciascun tipo di prestazione

$$S_t = (\Gamma_t' H_t) N_0 + V_t.$$

Più in generale, combinando la [1] e la [5], si ottiene

$$S_t = (\Gamma_t H_t)' N_0 + \sum_{\tau=0}^{t-1} (G_\tau H_t)' U_{t-\tau} + V_t. \quad [6]$$

Infine, il modello si chiude con la specificazione dei processi stocastici $\{V_t\}$, $\{U_t\}$ ed eventualmente $\{X_t\}$.

2. Gli elementi cruciali del modello

È chiaro dalla discussione nel paragrafo precedente, che gli elementi cruciali di questa classe di modelli sono i seguenti.

- La selezione del numero J e delle caratteristiche dei J gruppi in cui è suddivisa la popolazione. In MODSIM, tali gruppi sono definiti in base a sesso, classe quinquennale di età, livello di istruzione e, ridefinendo i gruppi considerati, posizione lavorativa (occupati, disoccupati, inattivi).
- La selezione del numero K e della natura delle K categorie di spesa. In MODSIM, vi sono 4 categorie di spesa per istruzione (elementare, media inferiore, media superiore e università), 4 categorie di spesa sanitaria (visite mediche, ricoveri ospedalieri, accertamenti diagnostici e uso farmaci) e 5 categorie di pensioni (vecchiaia e invalidità, pensioni ai superstiti, pensioni sociali, pensioni di guerra, pensioni per infortuni sul lavoro).
- La scelta delle variabili esogene incluse in X_t e specificazione della loro legge probabilistica.
- La determinazione della struttura delle matrici H_t e, in particolare, di quali elementi possano essere posti uguale a zero o siano comunque noti con esattezza.
- La specificazione degli elementi non noti delle matrici H_t e, in particolare, delle relazioni $h_{jkt} = h_{jk}(X_t, \alpha)$ tra la spesa media per ciascun gruppo e categoria di spesa e le variabili esogene.
- La specificazione del processo stocastico $\{V_t\}$.
- La determinazione del vettore N_0 di frequenze di gruppo iniziali.
- La specificazione degli elementi non noti delle matrici G_t e, in particolare, delle relazioni $\gamma_{jit} = g_{ji}(X_t, \beta)$, tra probabilità di transizione e variabili esogene. Si noti che gli elementi della matrice G_t incorporano le ipotesi circa l'evoluzione della natalità, della mortalità e dei movimenti migratori.
- La specificazione del processo stocastico $\{U_t\}$.
- La stima o la calibrazione del vettore di parametri $\theta = (\alpha, \beta)$.

3. Alcuni problemi aperti

Sui due problemi aperti non ho molto da dire se non ricordare la loro importanza. Il primo riguarda la qualità delle fonti statistiche utilizzate, secondo la restrittività dell'ipotesi di linearità del modello.

Il terzo problema, su cui vorrei spendere qualche parola in più, riguarda i modi con cui si può cercare di incorporare l'incertezza circa i parametri chiave del modello, in particolare le previsioni demografiche. Si tratta di un problema che è necessario affrontare se non ci si vuole limitare a fornire previsioni puntuali, ma si vuole anche fornire una qualche misura del grado di confidenza associato alle previsioni.

Tale incertezza deriva da due fonti. È anzitutto possibile che le relazioni utilizzate siano specificate incorrettamente (in fondo, i modelli sono solo approssimazioni!). Inoltre, il fatto che i parametri di base siano stimati impiegando un campione, oppure che il campione impiegato non sia perfettamente rappresentativo, introduce errori campionari nelle stime dei parametri del modello.

Si noti che qui la linearità del modello potrebbe aiutare considerevolmente. Dalla [5] si ha infatti che, se $\{V_t\}$ e $\{U_t\}$ sono rumori bianchi incorrelati tra loro con media nulla e matrici di varianza Σ_t e Ω_t rispettivamente, e tutti i parametri del modello (cioè gli elementi delle matrici G_τ e H_τ e il vettore N_0 di frequenze di gruppo iniziali) sono note, allora

$$\text{Var}(N_t) = \sum_{\tau=0}^{t-1} G_\tau' \Omega_{t-\tau} G_\tau,$$

e quindi, dalla [6], otteniamo la seguente espressione per la varianza del vettore di spesa

$$\text{Var}(S_t) = \sum_{\tau=0}^{t-1} (G_\tau H_t)' \Omega_{t-\tau} (G_\tau H_t) + \Sigma_t$$

L'ultimo problema che vorrei menzionare riguarda il meccanismo politico implicitamente ipotizzato da MODSIM (ma anche da altri modelli). Si ipotizza infatti che eventuali squilibri tra la spesa e le entrate fiscali e contributive vengano automaticamente riequilibrati tramite variazioni delle aliquote allo scopo di evitare il crearsi di deficit o surplus di bilancio. Questo è equivalente ad assumere che il meccanismo politico sia tale da impedire qualsiasi aggiustamento delle prestazioni ma anche qualunque trasferimento del costo del sistema alle generazioni future. nel caso italiano, la prima ipotesi non sembra irrealistica, ma lo è anche la seconda?

UN MODELLO PER LA STIMA DELLA RICCHEZZA PENSIONISTICA DELLE FAMIGLIE

Alessandro Venturini

Università di Venezia

1. Introduzione*

Quest'ultimo decennio, per molti paesi, è stato il teatro di riforme dei sistemi previdenziali. La consapevolezza dei crescenti squilibri finanziari cui i sistemi previdenziali a ripartizione stavano andando incontro, ha dato lo stimolo per la formulazione di contromisure volte a ripristinare gli equilibri.

Benché in ritardo rispetto ad altri paesi come gli Stati Uniti (1983), il Regno Unito (1986), la Germania (1992) e la Francia (1993), anche in Italia si sono affrontati i problemi finanziari della previdenza Pubblica determinati da decenni d'incaute estensioni del sistema ed aggravati dall'inesorabile mutamento nella struttura demografica in atto. Infatti, verso la fine del 1992, sotto la spinta dell'emergenza, il Governo Amato approva un primo serio intervento di riforma del sistema previdenziale obbligatorio¹. Nonostante l'intervento non risulti sufficiente per ristabilire gli equilibri, muovendosi verso la direzione giusta, coglie buona parte delle inefficienze del vecchio sistema e cerca di attenuarle: interviene sulle diversità di trattamento tra pubblico e privato uniformando i requisiti minimi richiesti per accedere al diritto al trattamento d'anzianità; eleva i limiti d'età per il trattamento di vecchiaia; introduce un nuovo sistema di computo per il reddito pensionabile e cambia il sistema d'indicizzazione delle pensioni.

Dopo due anni, sulla scia della precedente riforma, il Governo Dini include tra i punti fondamentali del proprio programma l'impegno a presentare un disegno di riforma del sistema previdenziale obbligatorio e complementare: presentato in maggio, passa l'iter Parlamentare ed è approvato in data 4 agosto 1995 (L.335/95).

* Un particolare ringraziamento va a Nicola Rossi per il suo costante supporto su tutto il lavoro, a Tullio Jappelli per le determinanti delucidazioni iniziali, a Luigi Cannari e Giovanni D'Alessio per l'importante supporto tecnico sui dati, a Luca Beltrametti per lo stimolante confronto di idee ed a Franco Peracchi per aver fornito, con l'invito a partecipare al workshop, lo stimolo finale che ha permesso di concretizzare l'intero lavoro. Un ringraziamento va anche ad Agar Brugiavini, Margherita Borella e Dino Rizzi che hanno spesso fornito spunti ed utili consigli, e ad Elisabetta Motta per avermi sopportato nei momenti di maggior impegno.

La responsabilità su qualsiasi errore o imprecisione rimane ovviamente solo mia.

¹ L.421 del 23/10/92 e ss., D.D.503 del 30/12/92.

Il nuovo sistema, ispirato al sistema previdenziale Svedese, nell'ottica di stabilizzare il rapporto tra spesa pensionistica e PIL, interviene uniformando ulteriormente i trattamenti tra differenti regimi, commisurando il trattamento pensionistico alla contribuzione (si passa da un sistema a ripartizione su base retributiva ad uno su base contributiva) e affermando il principio della flessibilità dell'accesso alle prestazioni pensionistiche.

Sulla scia di questi mutamenti istituzionali è sorta sempre più la necessità di quantificare alcuni elementi in gioco. Sotto ai riflettori, oltre all'ovvia aliquota contributiva di equilibrio del sistema, è caduta anche la ricchezza pensionistica. La valutazione di queste grandezze, risultanti di dinamiche e sinergie di varie grandezze sia macroeconomiche che microeconomiche, non risulta di facile attuazione senza l'utilizzo di una modellistica che sia in grado di simulare e, per quanto possibile, "prevedere" il comportamento del sistema nel suo complesso. Chiaramente, nella modellistica fino ad ora sviluppata, il concetto di sistema viene più o meno endogenizzato assumendo come esogene tutte quelle variabili macroeconomiche² del sistema stesso.

All'interno della complessa panoramica di modelli pseudo-dinamici³ di simulazione si colloca questo lavoro che, come si vedrà in seguito, mostra come sia stato possibile calcolare la ricchezza pensionistica utilizzando appieno le informazioni disponibili relative a soggetti attivi e non. Si farà uno stretto riferimento, più che ai risultati ottenuti, alle tecniche usate ed ai problemi incontrati, anche sulla base dati, nei differenti momenti del suo utilizzo.

Nel paragrafo 2 verrà affrontato il problema essenziale del trattamento e preparazione della base dati, mentre il paragrafo 3 affronterà l'aspetto più tecnico: i problemi e le scelte di programmazione del modello usato.

L'analisi si svilupperà differenziandosi sviscerando l'argomento in funzione delle differenti indagini campionarie utilizzate per lo studio, in quanto buona parte dei problemi sorti sono nati proprio dalle differenze esistenti tra le diverse base dati, sempre Banca d'Italia.

2. Ricchezza pensionistica e base dati

La ricchezza pensionistica, per definizione⁴, viene considerata come il valore scontato di tutti i flussi presenti e futuri di benefici pensionistici maturati dal soggetto, ad una data età, durante la vita lavorativa (al netto od al lordo dei contributi versati). Usualmente, l'analisi empirica microfondata di questa definizione teorica

² Generalmente, proprio per dare ai risultati un intervallo di variabilità, si effettuano più simulazioni facendo variare, all'interno di un *range* plausibile, le variabili di controllo del modello (saggio di crescita del reddito, saggio di sconto, tasso di crescita reale dei flussi pensionistici).

³ Si parla di modelli "pseudo-dinamici" in quanto nella maggior parte dei casi le variabili che influenzano il comportamento dinamico non vengono, in tutto o in parte, simulate ma assunte come esogene. Le simulazioni possono essere viste, quindi, come iterazione di un modello statico su un percorso dinamico più o meno stilizzato.

⁴ Per una interessante discussione sulle differenze e le similitudini esistenti tra la ricchezza pensionistica ed altre grandezze economiche, si veda Beltrametti (1996).

poggia su una dettagliata analisi della normativa vigente e su una sua puntuale imputazione alle famiglie⁵ del campione⁶.

Lo spunto iniziale per come affrontare il problema è stato tratto dall'analisi effettuata in Jappelli (1995) dove, con l'obiettivo di valutare l'impatto del sistema previdenziale sulla ricchezza privata degli italiani, si sfrutta l'informazione disponibile sulle aspettative dichiarate sull'età di quiescenza⁷ e sul grado di copertura⁸ del trattamento pensionistico atteso per arrivare alla costruzione della ricchezza pensionistica. In questo lavoro, però, attenendosi strettamente a quanto disponibile dall'indagine, il campione utilizzato è la risultante di una serie severa di "troncamenti" essenzialmente dettati da incompletezza dell'informazione contenuta nelle risposte relativamente ai redditi percepiti, all'età attesa di pensionamento, al tasso atteso di copertura ed agli anni lavorati. Un ulteriore filtro è dato dalla normativa: non sempre le risposte, quando presenti, risultano legalmente plausibili. Ma il ridimensionamento campionario più consistente deriva dall'esclusione di tutti quei soggetti che non hanno risposto ad entrambe le domande sulle aspettative.

2.1. La base dati sul 1991

Di fronte a questo tipo di selezione campionaria che avrebbe teoricamente potuto essere causa di *distorsioni* derivanti proprio dalla distribuzione non casuale delle non-risposte, si è optato per una via alternativa che permettesse di evitare questo tipo di limiti, e le conseguenti distorsioni imposti dal campione, mediante l'utilizzo di tecniche d'imputazione su alcune variabili fondamentali (*retirement rate* e *retirement age*) nel tentativo di ricostruire la parte di informazione mancante delle aspettative dei soggetti *non dichiaranti*.

L'entità ed il tipo di intervento sulla base dati è avvenuto in funzione dell'indagine campionaria oggetto e del tipo di grandezza da ottenere.

Elencando rispetto alle differenti annate delle indagini utilizzate, i risultati ottenuti si possono ripartire su due fasi differenti. La prima, dove si sono analizzati alcuni effetti delle transizioni usando le indagini 1991 e 1993, nella quale è stato ricostruito lo scenario pre-riforma Amato usando il 1991 ed Amato e Dini usando il 1993; la seconda, più recente, nella quale si sono ricostruite le ricchezze pensionistiche usando le indagini del 1993, per il primo scenario, ed il 1995 per i due più recenti.

⁵ Con "famiglie" si intende l'unità minima di aggregazione scelta per lo studio.

⁶ La procedura trattata di seguito si è basata sui dati forniti dalla Banca d'Italia per i vari anni: "Indagine sui bilanci delle famiglie italiane", anni 1991, 1993, 1995.

⁷ Indagine Banca d'Italia 1991 – domanda B2.2: "A che età prevede di andare in pensione?"

⁸ Indagine Banca d'Italia 1991 – domanda B2.4: "Fatto 100 l'importo mensile delle sue entrate da lavoro al momento del pensionamento, quale percentuale pensa che rappresenterà la sua prima mensilità di pensione?"

Tabella 1 – Schema di applicazione del modello sotto differenti scenari

Scenario	Indagine Banca d'Italia		
	1991	1993	1995
Pre-Amato	<u>Legali/Aspettative</u> – Visco, Rossi 95	<u>Legali</u> – Venturini 97	
	<u>Aspettative</u> – Peracchi, Rossi, Venturini 96 – Venturini 96		
Amato e Dini		<u>Aspettative</u> – Peracchi, Rossi, Venturini 96 – Venturini 96	<u>Legali</u> – Venturini 97
Fase 1:	Fase 2:		

Note: In sottolineato vengono indicate le diverse ipotesi usate nelle simulazioni; in piccolo corsivo la pubblicazione nella quale è stata usata la ricchezza pensionistica così stimata.

Le simulazioni effettuate nella prima fase (1) hanno condotto, sotto due differenti ipotesi, a risultati assimilabili a due tipi differenti di grandezze: quelle identificate come “legali” e quelle basate sulle “aspettative”. Nella seconda fase, invece, si è potuto costruire solo grandezze “legali”.

Ma cosa si intende con “legali”⁹ e con “aspettative”¹⁰?

La differenza si forma sostanzialmente nella fase di preparazione del dato.

L'indagine Banca d'Italia del 1991, come già accennato in nota, contiene tutta una serie di informazioni relative a “quando”¹¹ si aspetta di andare in pensione un soggetto ancora attivo e “quanto”¹², in percentuale dell'ultimo reddito, pensa potrà avere di pensione. Ora, da questo, unito all'informazione di “età” e di “quando ha cominciato a lavorare”, è stato possibile costruire le due differenti ipotesi.

2.2. La ricchezza pensionistica basata sulle aspettative

L'età attesa di pensionamento e il tasso atteso di copertura degli individui sono da considerarsi informazioni sul grado di percezione che l'individuo ha dei suoi diritti acquisiti in funzione della sua storia personale.

L'utilizzo di questo tipo di informazioni disponibili è stato necessario ma non sufficiente proprio per la necessità di possedere un cross-section più ampio possibile e per il timore di essere in presenza di *selection bias*, indotto dalla distribuzione dei non rispondenti nel campione. Si è reso necessario, in ipotesi di aspettative razionali, l'utilizzo di una procedura a due stadi per stimare lo spazio parametrico delle relazioni del tasso di copertura (*retirement rate*) e dell'età attesa di pensionamento¹³:

⁹ In Rossi e Visco (1995) definito: *based on legislation*.

¹⁰ In Rossi e Visco (1995) definito: *based on expectations*.

¹¹ Supra nota 7.

¹² Supra nota 8.

¹³ Con l'utilizzo di questa procedura si è potuto estendere l'informazione mancante sul un ulteriore 40% di individui rispetto al campione di partenza (circa 3800 individui attivi).

$$r_i = f(yperm, z, cz) + \varepsilon_i \quad [1]$$

$$e_i = g(yperm, zf, czf, \hat{r}) + \omega_i \quad [2]$$

dove:

r_i	= retirement rate (\hat{r} fitting su tutto il campione)
e_i	= età attesa di pensionamento
$yperm$	= stima del reddito permanente ¹⁴
z	= caratteristiche personali del soggetto
cz	= cross-effect su alcune variabili z .
zf	= caratteristiche familiari
czf	= cross-effect su alcune variabili zf .
ε_i, ω_i	= componente stocastica

Si è supposto, quindi, che il tasso atteso di copertura fosse la risultante dell'interazione di componenti puramente individuali (eq.1) e che questo, come conseguenza, concorresse alla formazione delle aspettative individuali sull'età di pensionamento (eq.2). Entità, quest'ultima, con una struttura basata su grandezze rapportate a livello familiare.

2.3. La ricchezza pensionistica "legale"

Nelle indagini a cui si è fatto e si farà riferimento, per un soggetto attivo sono teoricamente disponibili le informazioni sull'età in cui ha cominciato a lavorare, sul settore¹⁵ in cui esercita la sua attività e sulla qualifica¹⁶ ricoperta nel suo lavoro. Ora, in ipotesi di carriera continua, è possibile attribuire ad ogni soggetto coinvolto un tasso di copertura ed un'età di pensionamento "legali", cioè coerenti con i limiti imposti dalla normativa che si sta considerando.

Data la complessità del panorama previdenziale italiano, per riuscire a collocare ogni soggetto all'interno di un regime assicurativo, si è dovuto ragionevolmente procedere a semplificazioni. Nella tabella 2 sono riportati schematizzati i requisiti di legge utilizzati per i quattro maggiori regimi previdenziali presenti in Italia (situazione pre-Amato).

Tabella 2 – Aspetti normativi dei maggiori regimi previdenziali

Regime no.		Vecchiaia		Anzianità		%
		M	F	M	F	
1	FPLD	60	55	35	35	n/40 x 80%
2	Stato	65	65	20	15 ₍₂₀₎	n/40 x 94.4%
3	Lav. Autonomi	65	60	35	35	n/40 x 80%
4	INPDAl	65	60	35	35	n/30 x 80%

Note: n indica il numero di anni di anzianità lavorativa. Per le donne, nel regime 2, il numero di anni lavorativi minimo per maturare il diritto di pensionamento è 15 ma il godimento è differito di 5 anni (20 dall'inizio del rapporto di lavoro).

Fonte: INPS, Le pensioni domani, Ed. Il Mulino, 1993

¹⁴ Si veda: Guiso, Jappelli, Terlizzese (1994).

¹⁵ Questionario Banca d'Italia variabile: apsett.

¹⁶ Questionario Banca d'Italia variabile: apqual.

Questo schema è stato utilizzato su una griglia di regole di simulazione (tabella 3) onde poter ottenere grandezze assimilabili ad una situazione pre-riforma Amato¹⁷.

Tabella 3 – Regole di simulazione

Hp. 1: ANZ < VEC				
	Sub	ETALeg	PRIMleg	PVEC
1.a	ETA ≥ VEC	ETA	PRIMmax	Y-PRIMleg
1.b	ANZ ≤ ETA < VEC			
1.b.1	ANNI ≥ MINleg	ETA	ANNI-Rleg	Y-PRIMleg
1.b.2	ANNI < MINleg	-	-	-
1.c	ETA < ANZ	ANZ	ANZL-Rleg	-
Hp. 2: ANZ ≥ VEC → ANZ = VEC				
	Sub	ETALeg	PRIMleg	PVEC
2.a	ETA ≥ VEC			
2.a.1	ANNI ≥ MINleg	ETA	ANNI-Rleg	Y-PRIMleg
2.a.2	ANNI < MINleg	-	-	-
2.b	ETA < VEC			
2.b.1	VEC-ETALAV ≥ MINleg	VEC	(VEC-ETALAV)-Rleg	Y-PRIMleg
2.b.2	VEC-ETALAV < MINleg	-	-	-

Legenda:

ANZ	Età in cui il soggetto raggiunge i requisiti legali d'ANZIANITÀ
ETA	Età del soggetto
ETALAV	Età in cui il soggetto a cominciato a lavorare
VEC	Limite Legale per la pensione di VECCHIAIA (età)
ANNI	Anni lavorati dal soggetto
PVEC	Pensione di vecchiaia/anzianità
Y	Reddito da lavoro
Rleg	Tasso di rendimento annuo legale (%)
PRIMmax	Tasso di copertura massimo
ETALeg	Età alla quale il soggetto matura i requisiti minimi di legge
PRIMleg	Tasso di copertura raggiunto dal soggetto alla maturazione dei requisiti minimi di legge
MINleg	Requisito minimo di anzianità per accedere alla pensione di Vecchiaia
ANZL	Requisito minimo, in anni di lavoro, necessario per ottenere la pensione di Anzianità
ANZ=ETALAV + ANZL	

Note: Le disuguaglianze indicano punti di decisione del programma. Sulle colonne vengono riportati i valori assunti dalle variabili, poi utilizzate nella simulazione, a seguito di ogni singola decisione.

Le regole ed i limiti di legge sono stati utilizzati come uno schema di coerenza sui dati selezionati e sono anche serviti per ricostruire, sempre sotto ipotesi di carriere continue, le informazioni mancanti o discordanti sul 1991. Per arrivare ad ottenere una stima della ricchezza pensionistica individuale, il passo successivo è stato quello di utilizzare il “motore” di simulazione vero e proprio sui dati così preparati. La fase di simulazione, al di là dei parametri di simulazione utilizzati, per ora non richiede alcuna particolare descrizione. Più utile, quindi, è continuare con l’analisi della procedura utilizzata per preparare la simulazione sul 1993 basata sulle aspettative.

¹⁷ Per far rientrare le informazioni sugli attivi nello schema appena descritto, si sono usati i seguenti raggruppamenti sulle variabili *apqual* e *apsett* domanda (5a) e (5d):

Regime no.		Apqual (5a/91)	Apsett (5d/91)
1	FPLD	1-3	1-7
2	Stato	1-4	8-9
3	Lav. Autonomi	5-9	1-9
4	INPDAl	4	1-7

2.4. La base dati sul 1993

La fase successiva è stata quella di estendere le simulazioni sui dati B.I. del 1993. L'obiettivo era di riuscire a valutare e comparare l'effetto prodotto della riforma Amato con quello prodotto dalla recente riforma Dini (L. 8/8/95 n.335) sulla ricchezza pensionistica.

Il passaggio dal 1991 al 1993 ha, però, inserito delle complicazioni vista l'assenza di una domanda di interesse sul questionario 1993 rispetto al 1991: il tasso atteso di copertura¹⁸. Questo *problema* è stato superato usando la struttura stimata per il 1991 con l'eq.1 sui dati 1993, ottenendo una grandezza assimilabile ad una aspettativa pre-Amato.

Inoltre, vista la non perfetta corrispondenza tra la classificazione usata per il 1991 e quella per il 1993 delle categorie per le variabili indicanti il settore e la qualifica del soggetto ancora attivo¹⁹, si è proceduto ad un raggruppamento in modo da rendere omogenee, quindi comparabili (vedi tabelle), le due base dati utilizzate nella stima sopra descritta.

Apsett			Apqual		
Classe	1991	1993	Classe	1991	1993
1	1	1	1	1	1
...	2	2	2,3
7	7	7	3	3	4
8	8,9	8,9,10	4	4	5
			5	5	6
			6	6	7
			7	7	8
			8	8	9
			9	9	10

Una volta ricostruita l'informazione necessaria, prima di procedere alla simulazione, la conversione dei dati alla normativa definita dalla legge Amato è avvenuta utilizzando un modulo esterno di riforma. Questo modulo ha avuto il compito di calcolare, come media dei redditi attualizzati²⁰, la base pensionabile anche alla luce del successivo Decreto Giugni (D.L. 373/93). L'output così ottenuto è stato successivamente utilizzato nella fase di simulazione.

¹⁸ Questionario Banca d'Italia, domanda B2.4/91.

¹⁹ Per il 1991: apsett={1,...,9}; apqual={1,...,9}.

Per il 1993: apsett={1,...,10}; apqual={1,...,10}.

²⁰ La normativa Amato prevede, per il calcolo della base pensionabile, la conversione dei redditi dell'individuo ai valori reali attraverso l'utilizzo dell'indice dei prezzi aumentato dell'1%.

2.5. Fase 2 e base dati

Quando l'indagine Banca d'Italia 1995 è stata resa disponibile, si è pensato di aggiornare le stime e di rivedere le simulazioni. Dato il contenuto informativo quasi simile nelle parti di interesse a quella del 1993, si rinnovava il problema incontrato relativo alla mancanza dell'informazione sul tasso atteso di copertura. Replicare l'estensione della struttura delle aspettative stimate sul 1991 anche sui dati 1995 avrebbe inserito nel processo un'ulteriore componente di distorsione che avrebbe diminuito di molto l'attendibilità stessa della ricchezza pensionistica simulata. La soluzione è venuta da una nuova informazione raccolta sul 1995: il numero di anni di contributi versati a fini pensionistici. Il nuovo elemento raccolto ha dato la possibilità di ricostruire con più precisione la struttura della carriera del soggetto.

La simulazione di una ricchezza su base legale per lo scenario pre-riforma Amato richiedeva l'utilizzo delle informazioni del 1993. Per fare ciò è stato necessario ricostruire il panel di individui 93-95 dei soli attivi in modo da trasportare, diminuita di 2 anni (in assenza di interruzione di carriera dichiarata), la variabile sul numero di anni contributivi²¹.

L'utilizzo di questa informazione semplicemente riadattata al 1993 avrebbe determinato un troncamento notevole del campione e l'obiezione, quantomeno teorica, dell'esistenza di problemi di rappresentatività sul campione della porzione di panel coinvolta. Per ovviare ed estendere ad un insieme più ampio l'informazione, si è proceduto in maniera analoga a quanto fatto nella fase precedente inserendo nelle regressioni anche una stima del *mill's ratio*²² ottenuta usando un modello *probit*²³ sui soggetti attivi rientranti o no nel panel.

3. Il modello di microsimulazione

Fino a questo punto si è parlato solamente della preparazione²⁴ del dato all'interno di quella che, nella tabella 1, viene definita "fase 1". Il passo successivo, quello della simulazione, ha richiesto non meno impegno.

Il prodotto finale è stata la risultante di innumerevoli compromessi tra le innumerevoli eccezioni ed incoerenze del dato e la necessità di rispettare la fattispecie delle singole norme contenute nella struttura dei tre differenti sistemi previdenziali considerati. C'è da sottolineare che molte delle eccezioni previste dalla norma rivestono nella pratica un ruolo assolutamente trascurabile²⁵.

Il processo di simulazione, però, non è stato attuato usando un unico modello ma più varianti, sviluppate attorno allo stesso "Kernel", adattate alla singola riforma ed all'indagine utilizzata.

²¹ Questo passaggio ha permesso di valutare l'errore commesso usando il metodo precedente (età attuale meno età di inizio attività), sotto ipotesi di continuità delle carriere: sovrastima media di circa 10 anni.

²² La significatività di questo fattore di correzione è risultata, però, molto bassa. Il *mill's ratio*, dipendendo fortemente dalla stima dei parametri della distribuzione probabilistica, ha sicuramente sofferto della "ridotta" specificazione del modello *probit* particolarmente vincolata dalla struttura informativa.

²³ Vedi Pudney (1989).

²⁴ Tutte le elaborazioni, le selezioni e le analisi econometriche di preparazione del dato, sono state sviluppate in STATA (software statistico programmabile in modalità *batch*).

²⁵ La scelta del livello accettabile di selezione è avvenuto attraverso una puntuale individuazione delle eccezioni ed una conseguente valutazione dei costi, tempi e modalità di sviluppo delle diverse alternative.

Per la simulazione della ricchezza pensionistica nel periodo pre-riforma Amato, si è usato un algoritmo abbastanza semplice che si limitava ad effettuare controlli di coerenza sul dato ed applicava le leggi attuariali su ogni soggetto. Un approccio abbastanza simile, ed un programma solo in parte modificato sulle poche stilizzazioni di legge, è stato utilizzato per la riforma Amato. Come già accennato in precedenza, c'è da ricordare l'utilizzo di un modulo esterno al modello di simulazione: all'interno di questo modulo è stato implementato il metodo di calcolo della base pensionabile, previsto dalla riforma Amato, ed il successivo decreto "Giugni" che introduceva la possibilità di escludere una parte dei redditi più bassi dal calcolo della stessa base.

3.1. La variante "Dini"

Nella simulazione della riforma Dini gli interventi sull'algoritmo di simulazione sono stati, come prevedibile, molti più radicali. Il nuovo sistema contributivo ha determinato una manipolazione della sorgente di programma per poter inserire il nuovo sistema di computo, le nuove regole attuariali e il nuovo trattamento di reversibilità. Il tutto integrato a fianco della struttura pre-riforma Amato che continua ad esistere per i soggetti non rientranti.

Per poter ottenere un motore "ibrido" di simulazione capace di cogliere le due situazioni distinte, si è proceduto inserendo, all'interno del modello, la normativa per "fatti stilizzati" da applicare ad ogni soggetto in possesso dei requisiti di Legge²⁶.

Definendo come "fatto" ogni singola classe di decisione, la schema costruito si può riassumere come segue:

Al soggetto viene assegnata una pensione all'età attesa se

- fatto a) ha almeno di 57 anni e almeno 5 anni di anzianità già maturata, o a qualsiasi età se con 40 anni di anzianità maturata;
- fatto b) l'importo spettante all'età di pensionamento risulta non inferiore ad 1.2 volte il minimo [6.240.000 per il 1996]. Se ciò non è, viene adeguato al minimo e inserito nel calcolo;
- fatto c) non raggiunge prima dei 65 anni i requisiti gli verrà assegnato l'assegno sociale, all'età di 65 anni, pari al minimo di legge;

Per quanto riguarda le diverse fasi del computo:

- fatto d) Per il calcolo dei tassi di copertura la normativa viene applicata scomponendo in due periodi la vita contributiva del soggetto. Per il periodo precedente al 31/12/95 viene applicato il tasso di rendimento annuo del 2% (come nel precedente sistema retributivo); per gli anni rimanenti vengono applicati al montante contributivo i coefficienti di cui alla tabella B (vedi art. 1 comma 6 L.335 del 4-8-95) nel modo seguente.

Sia

y_i	Reddito dopo i anni
C_i	Montante contributivo dopo i anni
i_{PIL}	Tasso di crescita reale del PIL
$i_{CARRIERA}$	Tasso di crescita della carriera

²⁶ Non rientrano nella riforma i pensionati e coloro che al 31/12/95 hanno già maturato 18 anni di anzianità per i quali viene assunta come data l'età di pensionamento ed il tasso di copertura atteso ottenuti dalle stime effettuate con le ipotesi pre-Amato.

p_i	Tasso di copertura dopo i anni di contribuzione
δ	Aliquota di computo
L	Coefficiente di trasformazione relativo all'età di pensionamento,
le regole applicate per il calcolo vengono definite come segue:	
y_i	$= y_0(1 + i_{PIL} + i_{CARRIERA})^i$
C_i	$= C_{i-1}(1+i_{PIL}) + y_i\delta$
p_i	$= C_i L / y_i$

- fatto e)* Per quanto riguarda la reversibilità diretta al coniuge con età attesa inferiore viene assegnata una quota pari al 60% del reddito del *de cuius* ulteriormente diminuita se il beneficiario risulta titolare di reddito ed in misura definita dallo scaglione di reddito previsto nella legge di riforma (art. 1 comma 41);
- fatto f)* Ai soggetti che dichiarano di aver iniziato l'attività lavorativa in età inferiore ai 18 viene assegnato il premio per il lavoro precoce (il numero di anni lavorati prima dei 18 viene moltiplicato per 1,5).

Come si nota, non sono stati modellati i meccanismi graduali di ingresso previsti dalla legge. Questo elemento fa sì che, poiché tali meccanismi agiscono nel verso di attenuare e spostare in avanti gli effetti sulla spesa previdenziale, le grandezze ottenute evidenziano effetti "limite" causati dalla riforma "velocemente" a regime.

Le simulazioni, nelle versioni Amato e Dini, sono state effettuate utilizzando i seguenti parametri:

Amato: per il 1991 e 1993

Tasso di capitalizzazione (i_c)	[2%]
Tasso di Rendimento pensioni (i_g)	[0%]
Tasso di sconto (i_s)	[2%]
Livello minimo di reddito	[1991=6204mil] [1993=6240mil]
Integro anche la Reversibilità?	[no]

Dini: per il 1993 e 1995

Aliquota contrib. Lav. Dip.	[33%]
Aliquota contrib. Lav. Aut.	[20%]
Tasso di rendimento annuo	[2%]
Tasso di crescita del PIL reale	[1.5%]
Tasso di crescita Carriera	[0.5%]
Tasso di Rendimento pensioni (i_g)	[0%]
Tasso di sconto (i_s)	[2%]
Anzianità minima di retribuzione	[5 anni]
Età limite assegno sociale	[65 anni]
Limite di applicabilità riforma	[18 anni]
Integrazione al minimo	_____
Livello minimo di reddito	[1996=6240mil]
Integro anche la Reversibilità?	[no]

Come si può notare, il modello sviluppato per la riforma Dini mette a disposizione, oltre agli ovvi tassi di crescita e di sconto delle varie grandezze, anche la scelta dell'aliquota contributiva²⁷ usata per la costruzione del montante contributivo ed i vari limiti di età definiti dalla riforma.

Le simulazioni della "fase 2" sono state effettuate con redditi attualizzati al 1995 usando l'indice Istat del costo della vita.

3.2. Le leggi attuariali nel calcolo della ricchezza pensionistica

Consideriamo un soggetto attivo di età x ed età attesa di pensionamento t . La ricchezza generata dal reddito da lui percepito, durante tutta la vita lavorativa, può essere considerata come somma della componente diretta con la componente di reversibilità eventualmente computata qualora il soggetto fosse coniugato ed il coniuge, di età y , con una vita residua superiore alla sua²⁸. Ciò, in formula,

$$SSW_{p(x)} + SSW_{rev(y)} = (1 + r_c)^{t-x} \cdot Y \cdot [a_x + k \cdot a_{x/y}] \quad [3]$$

dove Y è l'importo della rendita vitalizia (che per gli attivi $Y=y_x \cdot p$ con p tasso di copertura ed y_x reddito disponibile pensionabile), k è la quota di reddito reversibile mentre la quantità tra parentesi quadre formalizza una "rendita all'ultimo decesso su due teste" per il calcolo della parte diretta e di reversibilità. Sia la prima che la seconda grandezza dipendono, attraverso le leggi di sopravvivenza, dall'età del soggetto percettore e del coniuge, dal tasso r_g di crescita reale dei flussi pensionistici, dal tasso r_c di capitalizzazione e dal tasso r_s di sconto.

Per quanto relativo a soggetti già pensionati, la rendita non viene differita di $\tau - x$ anni. Viene utilizzato, anziché τ , l'età del percettore (x) ed al posto del reddito pensionabile e del tasso di copertura atteso, viene utilizzato l'importo dichiarato percepito a titolo di pensione.

Per quanto riguarda la base pensionabile computata, nell'ipotesi che non venga raggiunto il livello minimo di legge, l'integrazione al minimo avviene prima del calcolo delle annualità delle rendite e viene calcolata, sul livello minimo, la quota reversibile.

Entrando in maggior dettaglio, la formulazione completa utilizzata nel modello per il calcolo del valore dello stock di ricchezza maturato da ogni singolo individuo percettore ad una certa età x con coniuge di età y e vita residua maggiore, è:

²⁷ In A. Venturini (1996), questi parametri sono stati usati per valutare l'impatto sul campione della copertura mediante ricorso alla fiscalità generale.

²⁸ In questa formulazione, ed in quella che segue, la componente di ricchezza che viene generata dalla reversibilità, cioè dalla maggior vita residua del coniuge, viene imputata al percettore stesso semplicemente per eleganza formale. In realtà il modello imputa la reversibilità al coniuge superstito.

$$\begin{aligned}
SSW_{p(x)} + SSW_{rev(y)} &= (1+r_c)^{\tau-x} \cdot Y \cdot {}_{(\tau-x)}E_x \cdot (a_x + k \cdot a_y - k \cdot a_{xy}) \\
&= (1+r_c)^{\tau-x} \cdot Y \cdot \frac{l_\tau}{l_x} \cdot v_s^{\tau-x} \cdot \sum_{i=1}^{\omega-\tau-1} \frac{l_{\tau+i}}{l_\tau} \cdot v_s^i \cdot (1+r_g)^i + \\
&+ k \cdot \frac{l_\tau l_{y+\tau-x}}{l_x l_y} \cdot v_s^{\tau-x} \cdot \left[\sum_{i=1}^{\omega-(y+\tau-x)-1} \frac{l_{(y+\tau-x)+i}}{l_{y+\tau-x}} \cdot v_s^i \cdot (1+r_g)^i + \right. \\
&\left. - \sum_{i=1}^{\min(\omega-\tau, \omega-(y+\tau-x)-1)} \frac{l_{\tau+i} \cdot l_{(y+\tau-x)+i}}{l_\tau \cdot l_{y+\tau-x}} \cdot v_s^i \cdot (1+r_g)^i \right]
\end{aligned}$$

dove

Y importo della rendita vitalizia (per gli attivi $Y=y_x \cdot p$);

p coefficiente di copertura (retirement rate);

y_x reddito disponibile pensionabile;

x e y l'età dei due soggetti;

k quota reversibile;

l_x legge di sopravvivenza su una testa di età x ;

$l_{x,y}$ legge congiunta di sopravvivenza su due teste di età x e y ;

ω età massima di sopravvivenza del campione sulle tavole ($l_\omega = 0$, $\omega = 105$);

v_s^n valore attuale unitario di n anni (tasso r_s);

τ età di pensionamento del soggetto con età x (rendita differita di $\tau-x$ anni);

r_g tasso di crescita reale dei flussi pensionistici;

r_c tasso di capitalizzazione;

ricavata dalla eq.3 ricordando che valgono le seguenti definizioni:

$$a_{x/y} = a_x + k \cdot (a_y - a_{x,y})$$

poiché solo una k -ma parte del reddito del *de cuius* passa in successione al superstiti (non pienamente reversibile):

$$a_{x/y} = a_y - a_{x,y}$$

dove :

$$a_{x,y} = {}_1E_{x,y} + K + {}_{\min(\omega-x, \omega-y)-1}E_{x,y}$$

$$a_x = {}_1E_x + K + {}_{(\omega-x-1)}E_x$$

$${}_nE_x = \frac{l_{x+n}}{l_x} \cdot v^n$$

$${}_nE_{x,y} = \frac{l_{x+n} \cdot l_{y+n}}{l_x \cdot l_y} \cdot v^n$$

$$a_x = {}_1E_x + K + {}_{(\omega-x-1)}E_x$$

dove :

$${}_nE_x = \frac{l_{x+n}}{l_x} \cdot v^n$$

4. Conclusioni

Sebbene molto in ritardo rispetto agli Stati Uniti, dove esiste un interesse reale del *policy maker*, in questi ultimi anni anche nel nostro paese l'interesse rivolto ai processi di simulazione economica in generale e a quelli di microsimulazione in particolare, sta crescendo. Questo probabilmente è dovuto a vari fattori. La disponibilità di dati sempre più "puntuali" e di strumenti sempre più agili e potenti, hanno dato la possibilità ad un numero sempre più alto di ricercatori di poter simulare varie realtà, anche complesse.

Come in ogni processo innovativo, la prima fase di "spinta", caratterizzata da una scarsa domanda dei "prodotti di simulazione", sta per essere lentamente ribaltata. Le analisi da "puramente accademiche" dovrebbero divenire di interesse pratico. Ma il processo non è scevro di pericoli. I modelli di simulazione rassomigliano molto ad una "scatola magica" e proprio la loro relativa semplicità costruttiva potrebbe, in un futuro non lontano, risultare causa di "malasorte" per questo settore di ricerca. Per evitare questo processo di inviluppo, si dovrà cercare di mantenere *standard* qualitativi elevati a scapito anche della "quantità"; mantenere un elevato senso critico sui risultati e sul prodotto della progettazione è, e sarà, di vitale importanza.

Sotto quest'ottica si debbono leggere i risultati presentati in questo lavoro, non per invalidare la procedura utilizzata e negarne l'accettabilità dei risultati prodotti, ma per rilanciare l'approccio di fondo come contributo, se si vuole non elegante ma efficace, di esperienza maturata che non deve rimanere confinata all'autore.

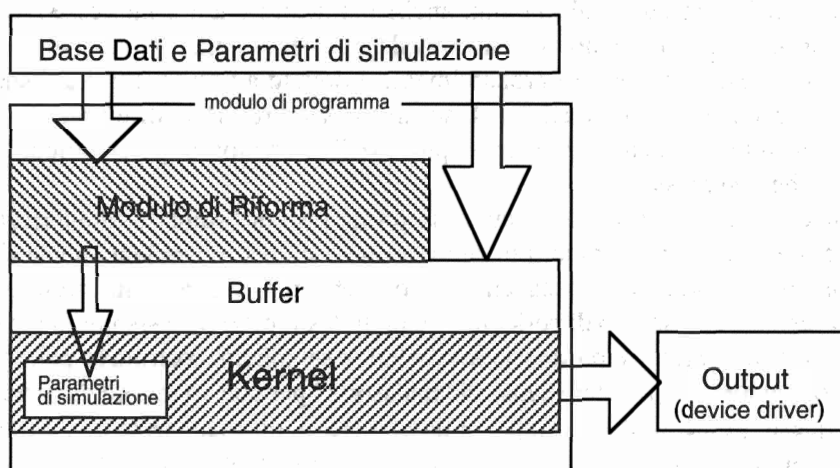
I discutibili limiti di queste procedure non devono, a mio parere, né essere nascosti né esaltati ma semplicemente sottolineati. Si è visto in più fasi come forte sia stata l'influenza delle storture informative nell'intero processo di scelte e come, in termini di algoritmo, queste siano state affrontate. Ma le criticità non sono state introdotte solo dall'esterno: anche le scelte di programmazione hanno avuto un ruolo. In tutto il processo di sviluppo si è seguita una logica "*code-and-fix*" che ha impedito al modello di passare dal "prototipo" allo sviluppo di un vero e proprio "prodotto finale" dotato dell'affidabilità e di prestazioni soddisfacenti, e quindi dell'usabilità, necessarie per poter essere dato in uso.

Alla luce, quindi, di questa esperienza, l'obiettivo successivo sarà probabilmente quello di ripensare *ex-novo* la logica di programmazione nel tentativo di arrivare alla costituzione di una struttura componibile (il c.d. *component-ware*) che sia in grado di fornire dei "servizi", e di modificare il comportamento interno in funzione dei *feedback* ricevuti da eventuali moduli esterni, attraverso la costruzione di interfacce il più possibile rispondenti a specifiche standard.

Appendice tecnica: il Kernel

Nel modello di microsimulazione sviluppato si possono identificare alcuni blocchi fondamentali. Come si evince dallo schema (Fig. 1), la base informativa ed i parametri di simulazione vengono forniti al programma che utilizza i dati in modo differenziato: una parte va, attraverso un processo di *bufferizzazione* (*buffering*) direttamente al kernel (es.: una copia dei dati personali e familiari del soggetto); una parte viene mediata dalle regole di riforma che trasformano (es.: grado di reversibilità, coefficiente di copertura) l'informazione da passare al livello successivo (Kernel).

Fig. 1 – Schema a blocchi



Alcune informazioni relative al processo di simulazione passano, in maniera trasparente (es.: tassi di crescita) e non (es.: anno di riforma, leggi di sopravvivenza), direttamente al Kernel all'interno del quale si può identificare un modulo che dipende strettamente sia dal tipo di parametri disponibili che dal *modulo di riforma*. La fase di *buffering* serve essenzialmente per intercettare gli errori e le incongruenze, esistenti sulla base dati o fornite dal modulo di riforma, interpretare e correggere, oppure scartare, la famiglia coinvolta.

Una volta forniti tutti i parametri necessari, il Kernel è in grado di effettuare il computo e l'assegnazione dei vari importi di ricchezza calcolati. Alla fine del ciclo (un ciclo è una famiglia di qualsiasi dimensione) il Kernel restituisce il risultato (elaborazioni e alcuni parametri) al modulo di output e reinnesca il processo di acquisizione.

Il modulo di output agisce da semplice *device driver* tra kernel e periferica di output (sia essa un'unità di massa, una stampante o la console stessa²⁹).

Le funzionalità ed i compiti per il calcolo delle due componenti della ricchezza, a livello di buffer e Kernel, si possono schematizzare come mostrato nello schema di flusso di cui alla figura 2 e figura 3.

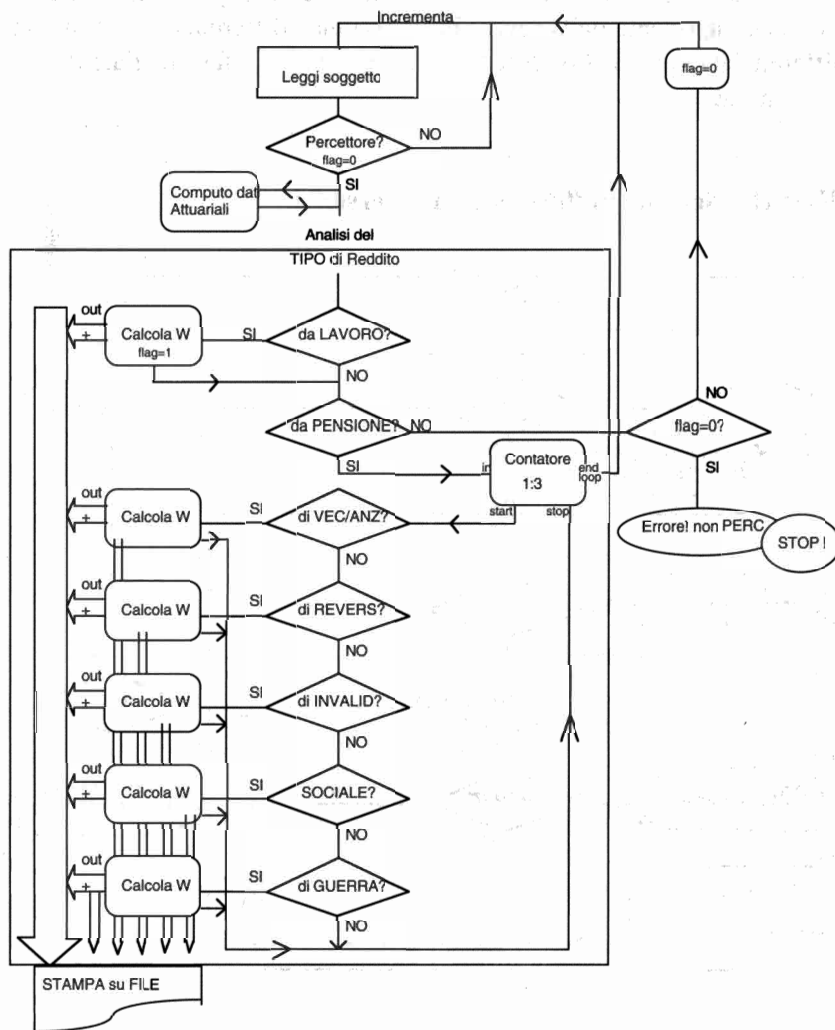
²⁸ La scelta tra le differenti periferiche di output non è attiva a livello utente ma solo come "semplice" implementazione software.

Nello schema in figura 2 vengono, molto sinteticamente, riportate le differenti fasi del processo decisionale per il calcolo della componente diretta. Come si nota, all'interno viene effettuata, prima del computo, una "macro" distinzione tra redditi da lavoro e redditi da pensione. Per quanto riguarda la prima il percorso seguito dall'informazione è abbastanza chiaro, mentre ciò che è utile chiarire nella seconda è il ruolo del modulo "Contatore" fino ad ora mai richiamato.

La base dati utilizzata mette a disposizione informazioni sui differenti tipi di reddito da lavoro e da pensione e, per questi ultimi, distingue fino ad un numero massimo di tre pensioni per soggetto. Ciò banalmente comporta che per ogni soggetto questo processo vada ripetuto più volte.

Una volta determinata la componente di appartenenza, viene attivato il modulo per il calcolo effettivo della ricchezza.

Fig. 2 Kernel – Schema di flusso della componente diretta



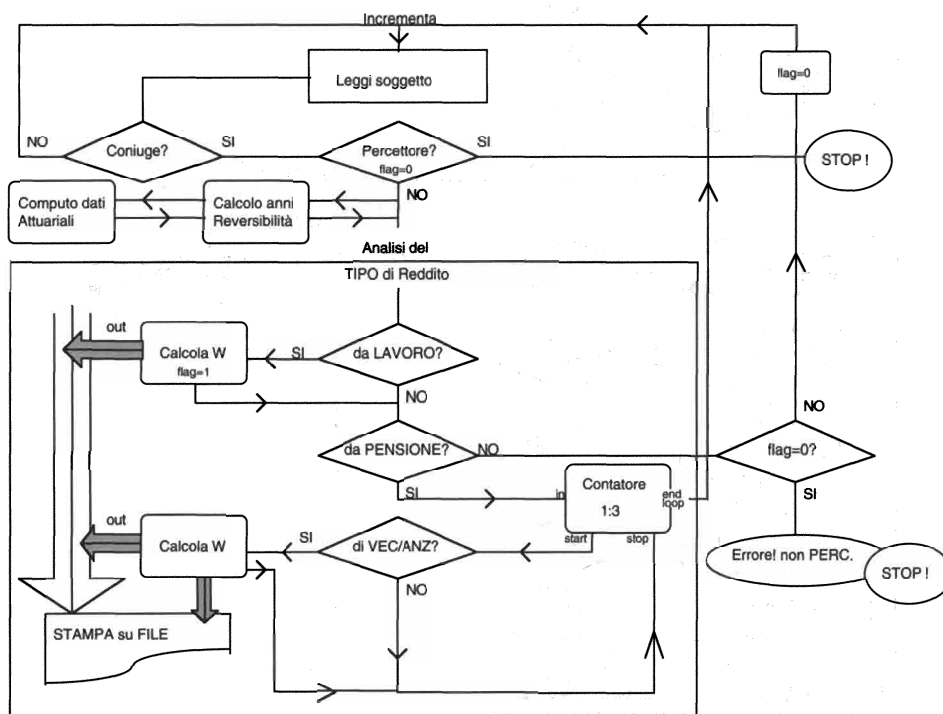
Alla fine dell'intero processo, dallo stack escono, per la famiglia, le informazioni della ricchezza pensionistica maturata da ogni componente per le diverse classificazioni.

Ricchezza generata da:

- reddito da lavoro dipendente
- reddito da lavoro autonomo
- reddito da pensione di vecchiaia (3 componenti)
- reddito da pensione di invalidità (3 componenti)
- reddito da pensione sociale (3 componenti)
- reddito da pensione di reversibilità (3 componenti)
- reddito da pensione di guerra (3 componenti)
- reversibilità da reddito da lavoro
- reversibilità da reddito da pensione

Analogamente, nella figura 3 è riportato il processo, quasi del tutto simile, del calcolo della componente della reversibilità. L'unica differenza è la non considerazione differenziata dei vari tipi di redditi da pensione e la fase iniziale di identificazione del coniuge.

Fig. 3 Kernel – Schema di flusso quota reversibile



Riferimenti bibliografici

BANCA D'ITALIA (1993), "I bilanci delle famiglie italiane nell'anno 1991", *Supplementi al Bollettino Statistico*, anno III, numero 44, luglio.

BANCA D'ITALIA (1995), "I bilanci delle famiglie italiane nell'anno 1993", *Supplementi al Bollettino Statistico*, anno V, numero 63, giugno.

BANCA D'ITALIA (1997), "I bilanci delle famiglie italiane nell'anno 1995", *Supplementi al Bollettino Statistico*, anno VII, numero 14, marzo.

BELTRAMETTI L. (1993), "Una stima della ricchezza pensionistica per l'Italia: 1951-1991", *Rivista Internazionale di Scienze Sociali*, n.1.

BELTRAMETTI L. (1996), *Il debito pensionistico in Italia*, Collana "Studi e ricerche", Il Mulino, Bologna.

CANNARI L., D'ALESSIO G., RAIMONDI G., RINALDI A.I. (1990), "Le attività finanziarie delle famiglie italiane", *Temi di Discussione*, Banca d'Italia, n.136, luglio.

CASTELLINO O., FORNERO E. (1993), *Economia del risparmio e della ricchezza*, collana "Ricerca", Il Mulino, Bologna.

CASTELLINO O. (1996), "La previdenza sociale dalla riforma Amato alla riforma Dini", dattiloscritto, Torino.

CAZZOLA G. (1994), *Lo stato sociale tra crisi e riforme: il caso Italia*, Il Mulino, Bologna.

FUGGETTA A., GHEZZI C., MORASCA S., et al., (1997), *Ingegneria del Software - progettazione, sviluppo e verifica*, Mondadori Informatica, Milano.

IL SOLE 24 ORE (1995), "Guida alle nuove pensioni" in *Guida Normativa - Supplemento*, agosto.

INPS (1993), *Le pensioni domani. Primo rapporto sulla previdenza in Italia promosso dall'INPS*, Il Mulino, Bologna.

GUIO L., JAPPELLI T., TERLIZZESE D. (1994), "Earnings uncertainty and precautionary saving", in A. Ando, L. Guiso, I. Visco (edited by), *Saving and accumulation of wealth*, Cambridge University Press, New York, USA.

JAPPELLI T. (1995), "Does social security reduce wealth accumulation? Evidence from Italian survey data", *Ricerche Economiche*, 49, pp.1-31.

MADDALA G. S. (1983), *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge, UK.

PERACCHI F., ROSSI N., VENTURINI A. (1996), "La Riforma Pensionistica", in Rossi N. (a cura di) *Competizione e giustizia sociale. 1994-1995. Terzo Rapporto CNEL sulla Distribuzione e Redistribuzione del Reddito in Italia*, Collana "Studi e ricerche", Il Mulino, Bologna.

PERACCHI F., ROSSI N. (1996), "Nonostante tutto è una Riforma", in F. Giavazzi, A. Penati e G. Tabellini (a cura di), *Economia, mercati e istituzioni: le nuove frontiere della politica economica. II*, Il sole 24 Ore, Milano.

PUDNEY S. (1989), *Modelling individual choice – The econometrics of corners, kinks and holes*, Basil Blackwell, Oxford, UK.

ROSSI N., VISCO I. (1995), "National saving and social security in Italy", *Ricerche Economiche*, 49, pp.1-28.

VENTURINI A. (1996) "La ricchezza pensionistica da Amato a Dini: alcuni effetti della riforma", *Tesi di Master*, CORIPE Piemonte, Torino.

VENTURINI A. (1997), di prossima pubblicazione in Rossi N. (a cura di), *Quarto Rapporto CNEL sulla Distribuzione e Redistribuzione del Reddito in Italia*.

Commento alla relazione

“Un modello per la stima della ricchezza pensionistica delle famiglie”

Luca Beltrametti

Università di Genova

Il lavoro di Venturini fornisce un importante contributo metodologico al problema della stima della ricchezza pensionistica (SSW) per il nostro Paese. Come è noto, stime di questa grandezza possono essere utili: i) per valutare gli effetti di un sistema pensionistico sulle scelte individuali (di risparmio, di partecipazione alla forza lavoro e di allocazione di portafoglio); ii) per valutare gli effetti redistributivi di interventi di riforma; iii) per valutare il costo per le finanze pubbliche di un'eventuale transizione dal metodo di finanziamento ripartitivo verso quello a capitalizzazione.

Lo studio in esame intraprende la promettente strada dei modelli di microsimulazione partendo da un campione di dati individuali; questo approccio presenta alcuni significativi vantaggi rispetto a quello più frequentemente utilizzato che fa invece riferimento a dati aggregati ed a valori medi sull'intera popolazione. Tali vantaggi risiedono principalmente nella possibilità di evitare alcuni evidenti limiti dell'uso di dati aggregati. Un esempio banale può chiarire questo punto: se immaginiamo che i pensionati giovani abbiano tendenzialmente pensioni di importo più elevato rispetto ai pensionati più anziani, allora l'attribuzione a tutti i pensionati dell'importo di pensione medio comporterebbe una sottovalutazione della SSW dei pensionati; al contrario, condizionatamente alla significatività del campione di riferimento ed all'attendibilità delle risposte fornite, le stime che partono da dati individuali potrebbero fornire una fotografia più accurata della realtà.

Sembra utile soffermarci brevemente su possibili obiettivi che potrebbero essere in futuro raggiunti con ulteriori sviluppi della metodologia di stima implementata da Venturini.

Allo stato attuale la metodologia in esame consente la stima della SSW nella sola accezione “lorda”, ovvero non si tiene conto del fatto che le persone attive devono ancora pagare un flusso di contributi all'ente previdenziale prima di maturare il pieno diritto alla pensione. La SSW sotto l'accezione “lorda” costituisce in effetti una grandezza utile a valutare l'onerosità futura dei vari schemi pensionistici. Al contrario, ai fini della valutazione degli effetti del sistema pensionistico sul

comportamento individuale risulta probabilmente utile anche stima della SSW sotto l'accezione "netta", ovvero con detrazione del valore attuale del flusso di contributi che restano da pagare. Nel caso del modello in esame l'estensione non dovrebbe essere difficile dal momento che il programma è già chiamato a disegnare la dinamica dei redditi e delle contribuzioni individuali per ciascun anno fino al pensionamento allo scopo di determinare il monte contributivo da utilizzare per determinare l'importo della pensione sotto la normativa "Dini". Qualora invece si fosse interessati a quantificare il costo di un'eventuale transizione dalla ripartizione alla capitalizzazione, allora l'accezione di SSW rilevante sarebbe probabilmente quella "pro-rata" ovvero la somma delle prestazioni promesse agli attuali pensionati e della quota già maturata della promesse agli attuali appartenenti alle forze di lavoro, assumendo che i diritti pensionistici possano dirsi acquisiti in proporzione alla quota di contributi già versati rispetto al totale della contribuzione necessaria alla piena maturazione del diritto alla pensione. In effetti questa sembra essere l'accezione più coerente con la nozione di diritto acquisito in materia pensionistica implicitamente sottostante le recenti decisioni del Parlamento in materia pensionistica.

Un limite del modello di Venturini consiste nell'ipotesi di carriere continue. In particolare si ignorano i "silenti", ovvero quei soggetti che al momento dell'osservazione non lavorano (non pagano contributi) ma che hanno in passato maturato diritti pensionistici che essi potranno far valere al momento del pensionamento. Trascurando questi diritti pensionistici "latenti" si compie una sottostima della SSW. Al contrario, imputando ai lavoratori attivi carriere lavorative continue si compie una sovrastima. Nel complesso, l'ipotesi di carriere continue per gli attivi e la mancata considerazione dei silenti causano un errore di segno a priori indeterminato. L'inclusione della SSW associata ai silenti nel computo presuppone che si abbiano informazioni sull'anzianità contributiva pregressa dei non partecipanti alla forza lavoro; più in generale la rimozione dell'ipotesi di carriere continue comporta la necessità di far uso di probabilità di transizione da e verso lo stato di lavoratore attivo e di silente e verso lo stato di percettore di pensione di anzianità, di vecchiaia e di invalidità. In linea di principio, nel caso di microsimulazioni si potrebbero usare probabilità di passaggio condizionali a caratteristiche specifiche del soggetto.

Al pari di tutte le stime della SSW a mia conoscenza, anche quelle di Venturini fanno riferimento a importi di pensione (correnti o attesi) a lordo delle tasse; ciò determina ovviamente una sovrastima della SSW. Tale sovrastima è rilevante sia che ci si interessi ai comportamenti individuali sia che si adotti una prospettiva di finanza pubblica. Anche a questo proposito tuttavia l'approccio adottato nel lavoro in esame è potenzialmente molto promettente: al contrario di quanto accade quando si utilizzano dati aggregati, nel caso di microsimulazioni si potrebbe (in particolare per i pensionati) calcolare l'importo di pensione netto tenendo conto della composizione del nucleo familiare, della presenza di altri redditi da lavoro e da capitale...

Infine, un'importante pregio della metodologia proposta da Venturini consiste nella possibilità di distinguere tra valutazioni della SSW implicita nello stato delle aspettative dichiarate dai soggetti intervistati e valutazioni soggette al vincolo di coerenza rispetto alla normativa vigente. In effetti, l'entità e la natura delle distorsioni esistenti nelle aspettative pensionistiche degli agenti appare tema di grande interesse per comprendere retrospettivamente la capacità degli agenti di anticipare

riforme del sistema. Il raffronto tra serie storiche (aggregate per tipologie di soggetti) della SSW "basata sulle aspettative" e della SSW "legale" potrebbe quindi risultare molto interessante. A questo proposito tuttavia la tecnica usata nel lavoro in esame per completare la base dati attribuendo valori alle aspettative non dichiarate dai soggetti può compromettere l'analisi in questione. Si utilizza infatti una procedura a due stadi per stimare le determinanti del tasso di copertura e dell'età attesa al pensionamento in cui si ipotizzano aspettative razionali: tale ipotesi appare inopportuna qualora oggetto dell'analisi divenga la valutazione delle *misperceptions* che gli individui possono avere. In prospettiva, misure dello scostamento tra stato delle aspettative e stato delle promesse implicite nella legislazione vigente possono costituire un indicatore assai sensibile ed utile della credibilità delle politiche pensionistiche annunciate; come è noto, un basso livello di credibilità può avere infatti effetti destabilizzanti sulla spesa pensionistica (per esempio via un abbassamento inatteso dell'età media al pensionamento¹), sull'evasione contributiva e può al limite privare del necessario consenso anche uno schema pensionistico che sia intrinsecamente equo e sostenibile.

¹ Pur in presenza di meccanismi che adeguino in modo attuarialmente equo l'importo della pensione all'età anagrafica del soggetto, un abbassamento dell'età pensionabile comporta un aumento transitorio della spesa. Se per esempio l'età media al pensionamento si riduce permanentemente da 65 a 57 anni, il minore importo medio delle pensioni è sufficiente a compensare gli effetti sulla spesa associati al maggior numero di pensioni solo dopo che lo stock di pensioni in essere al momento della transizione si esaurisce; tale stock di "vecchie" pensioni costituisce infatti un elemento di "inerzia" che ritarda l'efficacia di meccanismi automatici di aggiustamento degli importi delle "nuove" pensioni.

1. The first part of the document discusses the importance of maintaining accurate records of all transactions and activities. It emphasizes that this is crucial for ensuring transparency and accountability in the organization's operations.

2. The second part of the document outlines the various methods and tools used to collect and analyze data. It highlights the need for consistent data collection procedures and the use of appropriate statistical techniques to interpret the results.

3. The third part of the document focuses on the interpretation of the data and the identification of key trends and patterns. It discusses how these findings can be used to inform decision-making and to develop strategies for improving organizational performance.

4. The final part of the document provides a summary of the key findings and conclusions. It reiterates the importance of ongoing monitoring and evaluation to ensure that the organization remains on track with its goals and objectives.

5. The document concludes by emphasizing the need for collaboration and communication among all stakeholders involved in the process. It stresses that a shared understanding of the data and its implications is essential for successful implementation of any proposed actions.

6. The document also includes a section on the limitations of the data and the analysis. It acknowledges that there may be certain factors that could affect the accuracy or reliability of the findings, and it provides suggestions for how these limitations can be addressed in future studies.

7. The document further discusses the potential for future research in this area. It identifies key areas where more data and analysis would be beneficial, and it suggests specific research questions that could be explored in future studies.

8. The document also includes a section on the ethical considerations of the research. It discusses the importance of obtaining informed consent from participants and ensuring that the data is used in a responsible and transparent manner.

9. The document concludes with a final summary of the key findings and conclusions. It reiterates the importance of ongoing monitoring and evaluation to ensure that the organization remains on track with its goals and objectives.

10. The document ends with a list of references and a bibliography. It includes citations for all the sources used in the research, providing a clear path for readers to access the original materials.

A DYNAMIC MICRO SIMULATION MODEL OF THE ITALIAN HOUSEHOLDS' SECTOR

Luigi Cannari e Sergio Nicoletti Altamari

Bank of Italy

1. Introduction

This paper represents a preliminary report of a project that is far from being concluded¹. Its aim is the building of a dynamic micro model able to simulate the demographic development of the Italian population, including the creation, destruction, dimension and other characteristics of households and capable to generate projections of their economic behavior. To accomplish that we have developed a model that simulates the main demographic events of individuals' life time such as death, marriage, divorce, birth, children leaving home, etc., imputes to individuals other important characteristics such as education, labor force status, sector and occupation of their activity etc., and, on the basis of these characteristics, computes their life-time income, social security wealth and saving-consumption decisions. The model can then be applied to an initial data set consisting of individuals and families that closely matches the main demographic and economic characteristics of the Italian household sector and used to predict the evolution of its aggregate behavior under a variety of different assumptions.

We believe that the strategy followed in this paper can be extremely useful when the objective of the analysis consists of economic problems where diversity of individuals matters or when one is interested not only in averages but also in the distribution of economic variables across individuals. The first characteristic of the model that we would like to emphasize is, in fact, that agents are truly heterogeneous on many different dimensions. Economic profession is more and more aware of the need of modeling heterogeneity of economic agents to provide a more complete and reasonable description of

¹ The project is being carried out with the collaboration of professor A. Ando of the University of Pennsylvania. We are extremely grateful to him for his constant help and support. We would also like to thank A. Brandolini, L. Guiso, S. Lugaresi, M. Marsili and M. P. Sorvillo for helpful discussions and suggestions. All mistakes, of course, are our own.

aggregate behavior.² The individuals that form the basic micro-unit of our model will differ by their age, sex, educational levels, family's characteristics, income generation process, wealth and other important characteristics. This characteristic will enable us to analyze a number of problems that can not possibly be analyzed in a framework of identical representative agents.

The second important aspect of the model is that it is strictly linked to the data. As it will be explained below, a good deal of work has been devoted to ensure that the surveys' data that serves as a starting point of our analysis matches the main demographic characteristics of the population (and the simulation of the models replicate their projected development) and is coherent to National Accounts data for the Italian households' sector. Coherency to observed data represents, of course, a necessary condition to be able to produce accurate projections.

The model has been developed primarily to study the implications of the rapidly changing Italian demographic structure on aggregate saving. The theoretical framework of the model is represented by the life-cycle hypothesis of saving behavior. But besides analyzing the effects of the age structure of the population on national saving (which is extremely important given the rapid process of aging of the Italian population), it makes it possible to study the implications of different family structures on saving. Different family structures, in fact, might very well imply different saving behaviors (for given age) because of the presence of economies of scale, because they might imply different needs and expectations or different time horizons over which plans are made or because they might provide insurance to individuals in different ways.

But the model can potentially be used to analyze a number of other important issues. It certainly represents, in our view, an ideal framework to analyze the Italian social security system, given its complexity and heterogeneity (many different schemes coexist), and to make projections of its evolution (especially the transition to the new regime after the 1995 reform). Other possible fields of applications are: the distributional effects of tax reforms, the analysis of welfare system reforms issues, analysis of the labor market.

In this paper we will report on the general methodology used and describe quite carefully the model of demographic development. We will then give a general flavor of the economic part which is still to be completed. The rest of the paper is organized as follows. Section 2 will describe the model of demographic development. Section 3 will show how we generate some important characteristics of individuals and households that are needed to determine their economic

² Micro simulation models are becoming more popular. With some simplifications we can distinguish two basic approaches. The first approach is the building of large empirically based dynamic micro-simulation models, pioneered by Orcutt (1957). The past decade has seen a flowering of micro-simulation models (for a survey one can refer to A. Harding, 1993) especially because of the sharp improvement in computing costs. They generally do provide a reasonable representation of heterogeneity of agents but very often lack a firm theoretical framework for modeling their economic behavior. The second approach is the recent development of representative agent-real business cycles models to allow for some heterogeneity of agents (for a survey see V. Rios Rull, 1995). These models have the advantage of being build on a sound theoretical framework (general equilibrium, optimizing agents with rational expectations), but the dimension of heterogeneity is probably too low to provide a reasonable description of actual economic phenomena. The model here presented can be thought to be in the mid-way between these two approaches and closely follows the approach of A. Ando (1996). The differences from the approach followed in this paper and that of Ando (1996) will be explained in the next section.

behavior. Section 4 will present the framework underlying the prediction of families total life-time resources (labor income, financial wealth and social security wealth) and their consumption-saving decisions. The appendix contains a description of the data set that served as the starting point of our analysis and of the modifications that we have done to it.

2. A Model of Demographic Development

In this section we will describe the basic structure of our model of demographic development. Official forecasts and population projections usually describe the demographic evolution as a process that responds to three basic accounting identities - mortality, fertility and (possibly) net migration³. The model described here is more complex and detailed in so far we want to keep track of the status of individuals in relation to families, and describe the process of formation of new families, dissolution of old ones, merging of individuals from different families. Beside following the three basic steps of population projections we will therefore consider a number of other events including the process of divorce and remarriage, the new marriages, the movements of young dependent adults to the unattached single status, the merging of old persons into younger families.

Also, and in preparation to the part of the model that describes the economic decisions of families, we need to be able to generate a number of "socio-economic" characteristics of individuals and families. That is, we need to describe the transfers of wealth between households that follow some demographic event (death of the head, divorce, marriage..) and to generate, for new individuals, (or update for old ones) all the characteristics that we need to determine their ability to generate future income and pension benefits claims (labor force participation, unemployment, education levels, occupational status, retirement age etc.).

Our basic strategy is to start with a sample of the Italian population, as represented by the sample of the 1993 Survey of Households Income and Wealth (SHIW) of the bank of Italy, adjusted in order to match some of the basic demographic features of the Italian population as pictured by the 1991 Census, and to apply our demographic model to this sample to project it into the future. In so doing we will be careful to calibrate the model as much as possible to reproduce the basic characteristics of the population as described by the available official projections.

A first problem that comes out, however, in following this strategy is that observations in surveys' samples (and SHIW is not exception) carry sampling weights, that represent the number of individuals (or families) of the total original population that each sampled individual (or family) represents. Of course it would make no sense to marry a woman that weights 73 with a male that weights 48 without any correction. To overcome this problem we have developed a statistical procedure to re-sample the original sample in order to construct a new sample in

³ Official projections for the Italian population are prepared by IRP (Istituto di Ricerche sulla Popolazione) and Istat (the Italian statistical agency). The most recent projections available are those of Istat (1996).

which all individuals have the same weights (that is, they will represent a constant fraction of the total population).

The first paragraph of this section will describe the general methodology used to model the demographic transition process. Paragraph 2.2 deals with the setting up of initial conditions and the statistical procedure of re-sampling the original survey data to construct the initial sample. Paragraphs 2.3 will describe the basic demographic events that we model: mortality, aging, fertility, first time marriage, divorce and separation, independent children and merging of households and unattached individuals. Paragraph 2.4 will describe the transfers of wealth between households.

2.1. The Micro Simulation Data Base: Which Method?

Modeling demographic development over time is a well-established discipline, as far as population projections are concerned. In Italy, for instance, the Istituto di Ricerche sulla Popolazione and Istat prepare detailed long-term population projections under a variety of assumptions. To the best of our knowledge, however, no attempt to trace the evolution of a fairly detailed structure of households has been carried out. The structure of households, however, crucially affects the behavior of variables such as income, wealth, savings and consumption. Being interested in these variables we cannot avoid tracing how families will evolve in the future.

In so doing, we can resort to two different basic methods: (a) we can create cohorts of families⁴ according to a variety of characteristics (age of household head and spouse, age of children and other dependents and so on); (b) we can work on individual data, i.e., a sample of individuals grouped into households.

If a relatively small number of characteristics is taken into consideration, the method (a) is likely to be preferable, because the number of cohorts will not be very large and the demographic evolution of cohorts over time can be traced using deterministic methods. For instance, from time t to time $t+1$, the weight of the cohort made up of unattached individuals aged 80 can be reduced according to the probability of dying between 80 and 81 years. Managing cohorts becomes much more complicated as the number of characteristics increases, because the relationships among cohorts have to be taken into account. For instance, if a child gets married and leaves the original family we should reduce the weight of his/her original cohort and increase the weight of the cohort made up of couples having the same age of the child and the spouse. When considering characteristics such as education, labor force participation, sector of activity and so on, the method of cohorts implies a very complicate scheme to generate the required pattern of weights of the various cohorts.

For this reason we use individual data and resort to stochastic methods: individuals die, get married, divorce, study and participate to the labor force

⁴ This is the method used by A. Ando (1996), J.P. Cordoba (1995).

according to given probabilities. This method is not exempt from problems as well. The variability of estimates tends to increase when using stochastic methods; thus, the data base must be somewhat large, if we want to obtain precise estimates of relatively rare events. In addition, the sample should be proportional, in order to avoid modifying weights when specific events occur. The dynamic process is more complicated when using individual weights. For instance, if a male having a weight equal to w_0 marries a woman having a different weight (say w_1 , $w_0 > w_1$) the new couple should be given a weight equal to w_1 and a new record should be generated (an unmarried male with weight equal to $w_0 - w_1$).

Therefore, a non proportional sample requires the management of weights and brings about, in addition, an increase in the original sample size (owing to the duplication of some records). In the next section we show how we generate a representative proportional sample starting from the original (weighted) survey data.

2.2. The Setting up of Initial Conditions and the Construction of the Sample

Our simulation model is based on micro data from the 1993 Bank of Italy's Survey of Italian Household Income and Wealth (SHIW). This survey is based on a non proportional sample of about 8,000 households.

Using this source we must cope with two basic difficulties: (a) obtaining estimates of future population structure as close as possible to the official projection; (b) generating a proportional sample that is large enough to obtain precise estimates of the phenomena under investigation.

As to the first point, it is important that the initial sample matches the corresponding distribution of demographic variables exhibited by the 1991 Population Census. Therefore, first of all we have split the SHIW sample by age, sex and marital status of household members and we have computed the sampling weights of each cell. Then we have matched the weights of cells by age, sex and marital status to the corresponding numbers from the Census (Table 2.1) and adjusted the sampling weights accordingly. As the distribution of population by sex, age and marital status shows some discrepancies between SHIW sample and Census data (for instance, the survey underestimates young married women), in some cases the adjusted sampling weights are somewhat large.

As we have already explained, however, for our purposes we need a proportional sample. We have proceeded as follows. For each household i having weight equal to w_i we have generated a random number r_i according to a binomial distribution with parameters w_i and p , where p is constant across different households. Then each record is duplicated r_i times. The final sample can then be considered as a proportional one. Its size is, of course, determined by the p parameter. The choice of p is in some sense arbitrary but certainly it has to be chosen so that relatively rare characteristics of individuals and families present in the original data have a non-trivial probability of being included in the new sample. We have found that this requirement could be relatively well fulfilled by a choice of p that gives a final sample consisting of about 200,000 individuals (about ten times the original data).

Table 2.1 – Italian population by sex, age and marital status

AGE	MALE					FEMALE				All
	Unmarried	Married (1)	Separated (2)	Widower	ALL	Unmarried	Married (1)	Separated (2)	widow	
0-4	1.413.955	0	0	0	1.413.955	1.334.966	0	0	0	1.334.966
5-9	1.418.097	0	0	0	1.481.097	1.404.214	0	0	0	1.404.214
10-14	1.728.273	2	0	0	1.728.275	1.646.365	103	0	0	1.646.468
15-19	2.171.772	15.088	1.514	1.807	2.190.181	2.043.680	58.789	1.760	4.156	2.108.385
20-24	2.162.490	137.036	2.974	842	2.303.342	1.725.194	493.254	9.993	2.603	2.231.044
25-29	1.478.981	842.357	18.919	1.968	2.342.225	902.786	1.348.912	42.810	7.812	2.302.320
30-34	640.241	1.374.806	45.425	3.027	2.064.499	366.350	1.588.396	75.203	14.836	2.044.785
35-39	331.906	1.499.027	65.681	4.902	1.901.516	213.959	1.582.390	87.103	24.866	1.908.318
40-44	230.501	1.638.588	74.215	8.575	1.951.879	163.645	1.677.150	87.690	46.082	1.974.567
45-49	167.651	1.455.467	61.484	13.798	1.698.500	131.348	1.459.152	71.592	74.827	1.736.919
50-54	166.963	1.538.177	54.728	25.582	1.785.450	144.023	1.515.118	61.795	144.431	1.865.367
55-59	146.049	1.396.485	39.197	39.538	1.621.269	148.569	1.320.556	44.132	236.012	1.749.269
60-64	134.926	1.318.769	30.384	62.267	1.546.346	170.663	1.161.809	35.149	375.069	1.742.690
65-69	107.585	0.119.964	21.752	89.640	1.338.941	179.067	919.963	27.561	532.091	1.658.682
70-74	59.810	651.464	11.212	82.314	804.800	123.063	473.223	14.852	494.057	1.105.195
75-79	53.129	543.078	8.066	127.021	731.294	130.467	326.729	9.411	639.642	1.106.249
>79	45.666	380.928	5.396	222.404	654.394	166.929	183.901	6.831	943.606	1.300.630
Total	12.520.995	13.911.336	441.947	683.685	27.557.963	10.994.651	14.109.445	575.882	3.540.090	29.220.068

Source: 1991/ Census.

(1) Net of de facto separated.

(2) De facto separated, legally separated, divorced.

2.3. Demographic Transition Process

Our model of demographic dynamics starts from the Census-adjusted proportional SHIW sample. The status of each individual in a family is changed from one year to the next according to the following events: death; aging; birth; divorce and separation; marriage; movements of a young dependent adult to the unattached single status; merging of older person into younger family.

2.3.1. Mortality and Aging

Mortality. Each individual in the sample faces every year a probability of dying (q), conditional on his/her age and sex. Initial probabilities are taken from mortality tables estimated by Istat (Italian Mortality Tables, reported in the *Annuario Statistico Italiano*). In the simulation probabilities of dying are then updated using the same figures used by Istat (1996) in their projections⁵. Table 2.2 reports life expectancy at birth implied by the mortality rates used in the simulation.

Table 2.2 – Life expectancy at birth in Italy: 1994-2020

	1994	2000	2005	2010	2015	2020
Males	74.34	75.88	76.62	77.07	77.7	78.3
Females	80.74	82.31	83.02	83.48	81.1	84.66

Source: Istat, 1996

We then generate a random binary variable d which takes the value 1 with probability q and delete all records having d equal to 1. If a married household head dies, the marital status of spouse is changed to widow(er) and she (he) becomes the household head. If an unmarried household head dies, the oldest adult in the family becomes the head. If there is no surviving adult in the family, children merge with probability one into a randomly selected family; the merging is constrained to the average intergenerational age gap.

Aging. This part of the population dynamics is straightforward and does not require any discussion: the age of each individual in the sample is increased by one year.

2.3.2. Birth

As in the case of death, we compute the probability to give birth to a child (b) from one year to the next for each married woman in the sample and generate a random binary variable n which takes the value 1 with probability b . Then we select all records with n equal to 1 and append the newborn babies to the original sample. The sex of newborn babies is imputed according to the corresponding distribution by sex from the 1991 Census.

⁵ We are grateful to Istat for providing us with their projected probabilities. The future development of mortality rates is simulated using a four-parameter model based on a logit system for survival rates estimated at a regional level. The model is then adapted to be consistent with the projections made using an age-period-cohort model reporting forecasts by leading causes of death at the national level. The most remarkable feature of the projections is the strong reduction in death risks among the very elderly population brought about by the marked reduction of mortality rate for cardiovascular diseases (see Istat 1996).

There are, however, some problems with the appropriate birth rates. In Italy, the birth rate is given as the overall average for the entire female population of a particular age⁶. In our simulation, however, to preserve in our simulation the distribution of family size that we observe in the data, we need the probability of new born ordered by age, marital status and number of children already present. That is, we have to distinguish married women from unmarried ones and we have to take into account the number of children each married woman has already had. As to the first point, we adjust the overall fertility rate using the ratio of married women to total women in each age class (Table 2.3). As to the second, we follow the method proposed by Ando (1996). Let the relative frequency for the number of children in Table 2.4 be represented by f_0, f_1, f_2, f_3, f_4 and f_5 , and the birth rate for a woman with no child in any specific year be given by $x(1-f_0)$. We then assume that the birth rate for women with one or more children to be given by the values displayed in Table 2.5.

We then determine the value of x for women of specific ages by solving the equation:

$$b(a) = x[f_0(1-f_0) + f_1(1-f_0-f_1) + f_2(1-f_0-f_1-f_2) + f_3(1-f_0-f_1-f_2-f_3) + f_4(1-f_0-f_1-f_2-f_3-f_4)]$$

where $b(a)$ is the birth rate for women of age a , adjusted for married women. Results of this method are given in Table 2.3.

Table 2.3 – Estimated fertility rate by number of existing children

Age	Percentage of married female ⁽¹⁾	Fertility rate (x1000)	ADJUSTED FERTILITY RATE						
			Mean	NUMBER OF EXISTING CHILDREN					5
				0	1	2	3	4	
15-19	2.8	6.4	229.5	464.2	252.3	70.3	16.5	4.3	0.0
20-24	22.1	51.9	234.7	474.8	258.0	71.9	16.9	4.4	0.0
25-29	58.6	92.9	158.6	320.7	174.3	48.5	11.4	2.9	0.0
30-34	77.7	73.4	94.5	191.1	103.9	28.9	6.8	1.8	0.0
35-39	82.9	30.0	36.2	73.2	39.8	11.1	2.6	0.7	0.0
45-49	84.0	0.2	0.2	0.5	0.3	0.1	0.0	0.0	0.0

(1) Net of de facto separated.

Table 2.4 – Nuclear families by number of children

Number of children	FAMILIES	
	(n. obs)	(%)
0	4,123,590	26.5
1	5,210,632	33.5
2	4,476,201	28.8
3	1,321,810	8.5
4	301,273	1.9
5 or more	104,829	0.7
Total	15,538,335	100.0

Source: 1991 Census.

⁶ In the Istat (1996) projections, however, (cohort specific) fertility rates by age and order of birth have been used. We plan to use those figures as soon as they will be available.

Table 2.5 – Fertility of Female Having a Given Number of Existing Children

No. of existing children	0	1	2	3	4	5
Birth rate	$x(1-f_0)$	$x(1-f_0-f_1)$	$x(1-f_0-f_1-f_2)$	$x(1-f_0-f_1-f_2-f_3)$	$x(1-f_0-f_1-f_2-f_3-f_4)$	0

A re-proportioning coefficient is finally applied to the computed fertility rates, in order to replicate the number of new born in the base year. Also, for future years, the coefficient is changed in order to match the number of new born of the Istat (1996) projections⁷.

2.3.3. Marriage, Divorce and Separation (Net of Remarriage).

Marriage and divorce are complex phenomena that involve a choice of individuals that besides love, attraction or repulsion, are certainly conditioned by a number of social factors (culture, religion etc.) and characteristics of the persons involved (their location, education, social and economic status etc.). In the absence of clear evidence of the relative importance of these factors, in our model we make the (extremely) simplifying assumption that the only conditioning factor is the age of the persons involved, leaving the possibility of introducing a more detailed description of the phenomena to future work. Also in what follows it must be understood that we do not distinguish between legal married couples and informal couples (there is not distinction in the survey as well). Our main goal is therefore to preserve the age characteristics of the couples and to replicate the frequency of marriages observed in the Italian population.

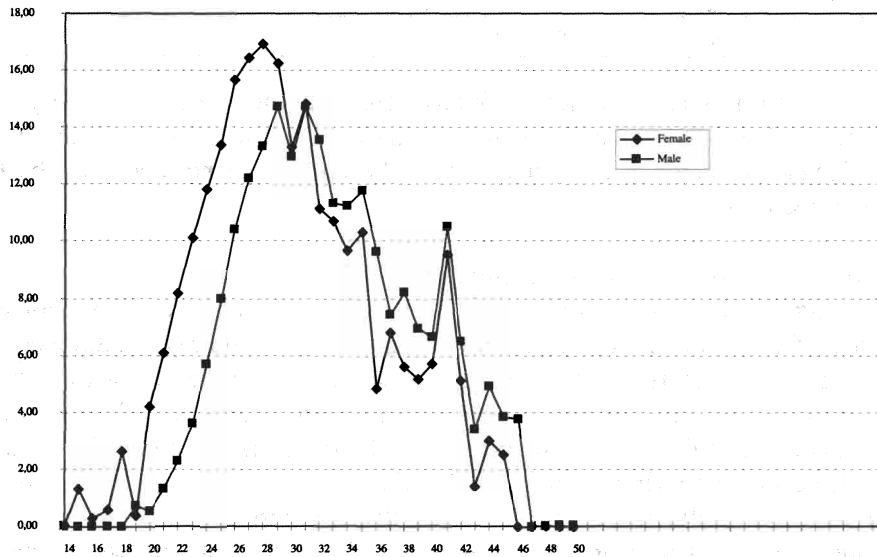
Marriage. We estimate the probability of marrying using the 1991 Census data by reconstructing the number of “new” marriages for each age (Fig. 2.1 and Table 2.6). Using the (unconditional) probabilities for males we select the candidate husband in the usual way. Using the conditional probability by age of marrying a woman of a given age (estimated from survey data and shown in Table 2.7) we select the potential spouses from the resulting age classes⁸. Finally we randomly match one-to-one husbands and spouses. Household headship is randomly assigned to males and females according to the observed proportions in the survey data.

Divorce and separation. For convention, we define separation and divorce net of remarriages (total number of divorced less those who remarried or died). Using the 1991 Census tabulations we estimate the probability that a separation occurs for every age (Table 2.6) and generate the relative binary variable as in the previous phases. In case of separation or divorce, children remain with the mother with probability 92 per cent (this estimate is drawn from 1991 judicial statistics elaborated by Istat).

⁷ In the Istat projections the total fertility rate is assumed to recover somewhat from the actual depressed level (from slightly above 1.2 up to 1.45 children per woman) because younger cohorts, that have considerably postponed the start of reproductive life, will partially compensate the decline at a later age. This partial recovery of fertility rate is expected to be concentrated on the first and second order rates so that we have limited our adjustment to those two. The resulting distribution of fertility rates by age can, however, be slightly different from that of Istat projections.

⁸ Ideally, to construct these probabilities one would have to take a series of consecutive census and look at the frequency of marriage in a given cohort as it ages. Given the very low frequency of Italian Census data (10 years), however, this method is not applicable.

Fig. 2.1 – Marriage rates by age and sex (x 100)



Tab. 2.6 – Estimated probabilities (x 100)

AGE	FEMALE		MALE	
	Marriage	Divorce	Marriage	Divorce
14	0.03	0.00	0.00	0.00
15	1.30	0.00	0.00	0.00
16	0.28	0.00	0.00	0.00
17	0.60	0.00	0.00	0.00
18	2.63	0.00	0.00	0.00
19	0.38	0.00	0.75	0.00
20	4.19	2.80	0.54	5.65
21	6.06	1.43	1.32	3.63
22	8.19	0.95	2.31	1.51
23	10.14	0.89	3.62	0.85
24	11.82	0.82	5.69	1.10
25	13.39	0.78	7.99	0.87
26	15.68	0.85	10.39	1.01
27	16.45	0.70	12.20	0.64
28	16.95	0.63	13.31	0.86
29	16.23	0.62	14.74	0.67
30	13.31	0.50	12.98	0.50
31	14.84	0.52	14.76	0.55
32	11.15	0.50	13.58	0.55
33	10.69	0.36	11.32	0.41
34	9.66	0.30	11.23	0.47
35	10.32	0.19	11.75	0.32
36	4.83	0.15	9.64	0.23
37	6.83	0.05	7.47	0.18
38	5.58	0.02	8.22	0.30
39	5.15	0.00	6.95	0.00
40	5.69	0.00	6.67	0.00
41	9.55	0.00	10.51	0.00
42	5.11	0.00	6.46	0.00
43	1.43	0.00	3.40	0.00
44	3.02	0.00	4.94	0.00
45	2.54	0.00	3.86	0.00
46	0.00	0.00	3.77	0.00
47	0.00	0.00	0.00	0.00
48	0.00	0.00	0.00	0.00
49	0.00	0.00	0.00	0.00
50	0.00	0.00	0.00	0.00

Table 2.7 – Estimated conditional probability of marriage by age
For selected age of the husband

AGE OF THE WIFE	AGE OF THE HUSBAND						
	20	25	30	35	40	45	50
17	0,03	0,01	-	-	-	-	-
18	0,04	0,02	-	-	-	-	-
19	0,05	0,03	0,00	-	-	-	-
20	0,07	0,04	0,01	0,00	-	-	-
21	0,12	0,07	0,02	0,00	-	-	-
22	0,21	0,12	0,03	0,01	-	-	-
23	0,14	0,11	0,05	0,02	0,00	-	-
24	0,10	0,12	0,08	0,03	0,01	-	-
25	0,08	0,12	0,10	0,04	0,01	-	-
26	0,05	0,12	0,12	0,07	0,03	0,01	-
27	0,05	0,10	0,13	0,09	0,04	0,01	-
28	0,04	0,07	0,12	0,11	0,05	0,01	-
29	0,02	0,05	0,12	0,12	0,07	0,02	-
30	-	0,02	0,09	0,12	0,08	0,02	-
31	-	0,01	0,06	0,10	0,08	0,02	-
32	-	0,01	0,04	0,09	0,08	0,04	0,02
33	-	0,00	0,02	0,07	0,07	0,04	0,02
34	-	0,00	0,02	0,04	0,06	0,05	0,04
35	-	0,00	0,01	0,03	0,06	0,06	0,05
36	-	-	0,00	0,02	0,07	0,08	0,07
37	-	-	-	0,02	0,07	0,09	0,09
38	-	-	-	0,02	0,07	0,09	0,09
39	-	-	-	0,01	0,06	0,09	0,09
40	-	-	-	0,00	0,04	0,09	0,11
41	-	-	-	-	0,03	0,09	0,11
42	-	-	-	-	0,02	0,07	0,09
43	-	-	-	-	0,01	0,05	0,07
44	-	-	-	-	-	0,03	0,05
45	-	-	-	-	-	0,02	0,04
46	-	-	-	-	-	0,02	0,04
47	-	-	-	-	-	0,01	0,02
48	-	-	-	-	-	0,01	0,02

2.3.4. Merging Households and Unattached Individuals

Movements of young dependent adults to the unattached single status and merging of older persons into younger family are somewhat complex phases. Men and women can choose to live with their parents as adult dependents because they wish to save and accumulate significant amount of wealth by living in their parents' homes or because of other economic reasons (for instance, the difficulty to find a job or to buy a house). If this is the case, then the choice of living arrangements and savings are a joint decision that depends on the labor market conditions. Analogously, the merging of older person into younger family can depend on the decision of retirement or on the economic resources of elderly.

In the present procedure we do not tackle these issues. Adult dependents and older persons move out of their original families or merge into younger families according to probabilities that depend only on their age. These probabilities are for the moment calibrated by age to replicate the relative frequencies in the survey base year⁹. It is likely, however, that these simplifications do not lead to marked biases, because the share of young unattached individuals to total young population is relatively small and because a large number of older persons live alone (Table 2.8).

⁹ In future work we could look at the Panel of the Survey or the Panel of Istat, Indagine sulla Forza Lavoro

Table 2.8 – Population and unattached individuals

AGE	Total population (a)	Unattached individuals (b)	(b)/(a) %
<20	13.307.541	17.733	0,13
20-24	4.534.386	107.297	2,37
25-29	4.644.545	218.296	4,70
30-34	4.109.284	224.337	5,46
35-39	3.809.834	186.460	4,89
40-44	3.926.446	166.456	4,24
45-49	3.435.419	153.822	4,48
50-54	3.650.817	192.950	5,29
55-59	3.370.538	251.066	7,45
60-64	3.289.036	384.957	11,70
65-69	2.997.623	528.358	17,63
70-74	1.909.995	458.004	23,98
75-79	1.837.543	551.059	29,99
>79	1.955.024	659.175	33,72
Total	56.778.031	4.099.970	7,22

Source: 1991 Census.

2.4. Transfers of Wealth between Households

Our demographic process gives rise to the creation of new households and to the dissolution of others and this process necessarily entails a change in the net worth of the original and resulting households. While the main reason for changes in net wealth of a given household in our model will come from the accumulation of assets resulting from savings, we cannot avoid to tackle the issue of the transfers of wealth between households that occur after some demographic events. On the one hand, we need to ensure consistency in the process governing the evolution of wealth for the whole society; on the other hand, we want to maintain a plausible distribution of wealth by age and within the same cohorts of individuals, because this is an important determinant of saving behavior.

In so doing we must recognize, however, that very little information exists, from the survey or from outside sources, on bequests and, even more, on *inter-vivos* transfers between households. While we admit that the whole issue deserves a much more careful analysis we will make use, for the time being, of simple rules of thumbs, leaving a more rigorous strategy for future research. The simple rules given below represent parameters of the model that can be changed when new or better information becomes available.

The demographic events that give rise to a transfer of wealth in our model are: a) the death of the head of the household; b) marriage; c) divorce; d) young dependents becoming independent; e) the merging of different households.

a) *Wealth transfers after the death of the head of the households (bequests)*

After the death of the head of the household we distinguish two cases: there are other persons in the family or the deceased was alone.

In the first case, if there is a new head of the family we simply give the whole wealth to the new family; if no head is present, that is, there are only kids under age 18, then we merge them with probability one to a different family (see paragraph 2.3.1) and apply the rule under e).

In the second case, when there are not other persons in the family, we do not know whether there are children living away from home and who they are, so we apply a more complex mechanism: we pool together the wealth of all deceased individuals of a given age and redistribute it to other families according to the distribution of potential children that the female spouse could have had, if faced by the average risk of fertility during her childbearing life. That is, assuming average fertility for the female spouse (if the deceased was a male we infer the age of the potential spouse by applying the average age gap), we obtain the average number and the ages of potential children. We then allocate the bequests proportionally to all the head of families in those age groups.

This method, and especially the first step where we do not recognize that even if there are other persons in the family there might be other relatives living away from home, clearly forces a more equal distribution of wealth within cohorts than that observed in the data and implies an asymmetric treatment of children that leave the households before the death of the head. To partially overcome this problem we give a quite substantial proportion of wealth to individuals that leave the households to marry or becoming independent. Alternatively we could have allocated part of the bequest outside the family also in the first case, following the same method used in the second case¹⁰.

b) *Wealth transfers to marrying people*

In the case that two singles living alone get married then the wealth of the resulting family will simply be the sum of the wealth of the two original families. When, however, one or both the marrying individuals come from another family we do not know what their wealth is (since in the survey wealth is assigned to the household and not to individual members); moreover, we all know from casual observation that there are substantial transfers of wealth from relatives (or friend) in those occasions. We then proceed as follows: we attribute a proportion of 1/3 of the original family's wealth to children and give to the marrying person a part proportional to the number of children present in the family (that is: if there are, say, two children, the marrying children will have 1/6 of the total wealth of the family). The wealth of the new family will be the sum of the wealth of the two marrying individuals.

c) *Wealth transfers to children who becomes independent*

The formation of single households does not necessarily imply a transfer of wealth from the original family to the new one. However when we observe the net worth of young individuals living alone we note that their wealth holding is nontrivial even if their savings are quite low. This necessarily means that some

¹⁰ Another interesting possibility would be to simulate the model for a long period, say 100 years, keeping track of all the relations among the families so as to be able to recognize who are the children living away from home when somebody dies, and then apply law provisions for bequest to allocate the wealth. While this might be an important application of the model to study, for example, distributive consequences of different schemes of bequest, it has the inconvenient feature that we would lose all the initial demographic conditions of the sample that are crucial for the goals of the present study.

degree of wealth transfers takes place at this stage (not necessarily in cash). We use here the same rule that we used for the marriage ($1/3 * 1/(\text{number of children})$ of the wealth of the original family). While this amount might seem too large we need to compensate the asymmetric treatment of children who live their family before the death of the head in a).

d) *Wealth transfers during divorce*

Here we distinguish the case in which there are children present in the family or not.

If there are not kids each spouse is assumed to keep 1/2 of the family wealth. If there are kids 2/3 of the of the wealth are given to the parent that stays with the kids and the remaining 1/3 goes to the new single household.

e) *Wealth of merging households*

This is the case of old people merging to younger households or young unattached kids merging to older households. The wealth of the new household to be formed is simply the sum of the two original households' wealth.

3. Generation of Individual Characteristics

Beside the process of demographic evolution we need, as we said at the beginning of the previous section, to generate all those socio-economic characteristics of individuals that are important to predict their economic behavior. While we have all the relevant information for the initial sample, as the population evolves according to our model of demographic development, new individuals will become able to generate income and to make consumption and savings decisions. For these individuals we need to generate characteristics such as their education, their willingness to participate to the labor force etc., that are necessary to make any prediction on their economic behavior. In this section we describe how we generate the relevant characteristics for those individuals that will be used in the next section to determine their income (current and life-time) and their future pension benefits claims. It must be kept in mind, however, that, at the present stage, the process is based on extremely simplifying assumptions and does not pretend to represent a complete and rigorous model of individual choices. It must be interpreted, instead, as a sensible mechanism that, on one hand, generates and makes it possible to use like parameters some key proportions observed in the data (like labor force participation or unemployment rates for various types of individuals), on the other hand, it helps preserving the observed heterogeneity of individual characteristics. But we have to recognize that this is probably the area of the model that is the most subject to future developments and improvements.

The set of individual characteristics generated by the model are: region and education, labor force participation and unemployment, sector of work and occupation, retirement age.

3.1. Region and Educational levels

In our simulation model region is the one of the heads of the family and is simply inherited by their son. Similarly after any demographic event that involves the merging of individuals, we will assign the region of the head of the new family to all other members. We do not consider therefore, for the time being, the possibility of infra-regional migration.

Education is one of the most crucial individual characteristics whose importance in determining individuals ability to generate income is well understood. We have in the model 4 education levels (no-education, elementary, high school, college degree). No-education is, however, eliminated for new individuals since its frequency for young cohorts is basically zero (while still there is a quite substantial fraction in the old cohorts of the survey data that reports to have not studied at all). We do not consider post-college education since in Italy it is a quite rare phenomenon. In assigning an education level to new individuals we proceed as follows: at age 20 the individual is randomly assigned an education level for ever or he can keep studying (about 1/3 of that age class in the initial sample); to determine the achieved education, or whether the individuals go to the university we use probabilities conditional on the education level of the head of household to which they belong, region and sex. We estimate these conditional probabilities from an ordered probit estimate on the age class 20 to 35 in the survey data. The estimated probabilities are shown in Table 3.1.

Table 3.1 – Estimated probability of education of sons at age 20 conditional on the education of the head of household and region

EDUCATION OF THE HEAD		EDUCATION OF THE SON AT AGE 20					
		MALES			FEMALES		
		Elementary	High school	University	Elementary	High school	University
None	South	0,77	0,16	0,07	0,74	0,18	0,08
	Center	0,75	0,17	0,08	0,71	0,19	0,10
	North	0,68	0,21	0,11	0,64	0,23	0,14
Elementary	South	0,43	0,28	0,28	0,39	0,29	0,32
	Center	0,40	0,29	0,31	0,36	0,29	0,35
	North	0,33	0,29	0,39	0,28	0,28	0,43
High-school	South	0,14	0,23	0,63	0,12	0,21	0,67
	Center	0,13	0,22	0,66	0,10	0,20	0,70
	North	0,09	0,18	0,73	0,07	0,16	0,77
College	South	0,05	0,13	0,82	0,04	0,11	0,85
	Center	0,04	0,12	0,84	0,03	0,10	0,87
	North	0,03	0,09	0,88	0,02	0,07	0,91

From an ordered probit regression on the survey data for the age class 20-35

People that go to college randomly drop from studying up to age 25, at a rate such that remaining people that graduate at 25 match the observed proportion of graduate in the age group 25 to 35 (a little above 10 per cent in the survey data). Conditional of going to the university, therefore, education levels of the head or region do no matter.

In the base simulation therefore the education level of the whole society rises for a while, because young individuals have higher education and therefore their son will have higher education too, before reaching a steady state.

3.2. Labor Force Participation and Unemployment

For individuals that are not studying, we decide whether they participate to the labor force randomly and conditioning on whether they are head of household, their age class and sex. Probabilities are chosen to match observed proportions of the different groups in the survey data (see Table 3.2); it is clear that young females cohorts participate more than older ones so that (in the benchmark simulation) we allow the overall females' participation rate to increase somewhat. Participation rates by age class for other groups remains approximately constant. Students do not participate and graduate people participate with probability one. There is no withdrawal from the labor force except when the individual reaches the retirement age.

Table 3.2 – Participation and unemployment rates for head of households and dependents

AGE CLASS	HEAD OF HOUSEHOLD				NON HEAD			
	MALE		FEMALE		MALE		FEMALE	
	Particip.	Unempl.	Particip.	Unempl.	Particip.	Unempl.	Particip.	Unempl.
<20	0,779	0,241	0,659	-	0,349	0,475	0,323	0,490
21-25	0,957	0,033	0,819	0,133	0,698	0,278	0,587	0,294
26-30	0,990	0,022	0,798	0,100	0,864	0,198	0,622	0,169
31-35	0,996	0,032	0,779	0,077	0,916	0,178	0,576	0,088
36-40	0,998	0,024	0,806	0,059	0,902	0,128	0,510	0,037
41-45	0,989	0,019	0,776	0,037	0,905	0,110	0,464	0,043
46-50	0,961	0,021	0,660	0,035	0,901	0,115	0,371	0,028
51-55	0,841	0,023	0,419	0,046	0,784	0,147	0,274	0,019
56-60	0,583	0,033	0,200	0,002	0,576	0,236	0,146	0,019
60-65	0,268	0,020	0,074	0,019	0,166	0,265	0,054	-
>65	0,055	0,001	0,010	0,006	0,036	0,048	0,012	-

Source: SHIW survey data

Given that the individual participate to the labor force he can become unemployed with probabilities that depend on being the head of the household or not, age, sex and region and are different if the individual is a new entrant in the labor force (much higher probabilities of unemployment) or not. If unemployed, he can find a job with probabilities that depend on the same characteristics. Up to age 28 (25 for head of households) the process is of the Markov kind. After that age, the probability of being unemployed next period is the same for unemployed or employed (but still different for different types of individuals). Again, probabilities are chosen to match the observed unemployment rates for the different groups; in the benchmark simulation, however, they are assumed to evolve in future years so that the overall unemployment rate reaches the steady state level of about 8% by the year 2003.

3.3. Sector and Occupation

Individuals are randomly assigned to one of three possible sectors (agriculture, public or private non-agriculture) and to one of four possible occupational status (manual worker, clerk, manager or self-employed). Probabilities depend only on education and we estimate them again using a probit estimate on the survey data to ensure that the simulation of the model will maintain the proportions observed in the data. Previously employed people that are currently unemployed maintain the previous characteristics when they find a new job.

3.4. Retirement Age

The retirement age of working individuals is a key variable in our model since it is crucial to determine individuals life-time income and their pension benefit claims. For individuals that are already in the labor force in the initial sample we are given in the survey their expected retirement age. For new entrants in the labor force retirement age is predicted using an equation estimated on the survey data and using the expected retirement age as declared by the individual. Results are shown in Table 3.3, first column. Explanatory variables include virtually all age-invariant characteristics of individuals plus cohort dummies. For all individuals to which Dini's 1995 social security reform applies the minimum retirement age is set to 57. However one has to recognize that there are some characteristics that vary with age and can affect the decision of retirement or make people revise their plans. For example, the presence of young dependents in the family can lead the old head to postpone its retirement. So we estimated a second equation that includes some of this age-variant characteristics (Table 3.3, from second column). Then we allow people to revise their planned age of retirement when they become older (in the simulation this age is set to 52).

4. Economic Behavior of Households: the Construction of Families Life-Time Resources and their Consumption-Saving Decisions

Most economists are accustomed to view the basic resource allocation problem over time faced by the family as the maximization problem:

$$\max E U_a(C_a, C_{a+1}, \dots, C_T, C_{T+1}; F) \quad [1.a]$$

$$\text{subject to: } \sum_{x=0}^{T-a+1} d_x C_{a+x} \leq TR \quad [1.b]$$

where U_a is the utility function of a family whose head is aged a , C_{a+x} is consumption at age $a+x$, T is the terminal age, C_{T+1} is the planned bequest, F is a vector of expected characteristics of the family, d_x is the discount factor for x periods and TR represent (expected) life-time resources available to the family.

Table 3.3 – Age of retirement equation *i*

Variable	OLS ESTIMATES				IV ESTIMATES (**)			
	Coefficient	Std. error	Coefficient	Std. error	Coefficient	Std. error	Coefficient	Std. error
Constant	53,364	2,146	53,985	2,501	49,965	3,1251	49,996	3,1498
d91	0,432	0,0732	0,418	0,0796	0,338	0,0873	0,337	0,0895
d93	0,323	0,0689	0,38	0,0759	0,272	0,0908	0,27	0,0966
d95	0,882	0,0697	0,923	0,0787	0,834	0,0887	0,833	0,0908
c0	-0,522	0,1663	-0,49	0,1962	-0,506	0,196	-0,508	0,2006
c1	-0,829	0,1768	-0,788	0,2116	-0,793	0,2107	-0,797	0,2214
c2	-0,85	0,1999	-0,664	0,2352	-0,636	0,2332	-0,643	0,2592
c3	-0,862	0,2196	-0,685	0,2546	-0,716	0,2548	-0,724	0,2934
c4	-0,785	0,2304	-0,584	0,2682	-0,666	0,2724	-0,675	0,3122
c5	-0,758	0,2371	-0,545	0,2792	-0,682	0,2896	-0,692	0,33
c6	-0,069	0,236	0,207	0,2837	0,043	0,2978	0,034	0,3365
c7	1,474	0,2337	1,618	0,2853	1,429	0,3031	1,421	0,3385
c8	3,309	0,2377	3,448	0,289	3,237	0,3107	3,229	0,3429
c9	4,665	0,2821	4,706	0,3318	4,501	0,3497	4,494	0,3745
Log(pred. income)	0,551	0,2508	0,699	0,2882	0,875	0,3003	0,878	0,3049
Elementary	-0,175	0,1951	-0,05	0,2135	-0,199	0,2278	-0,199	0,228
High school	0,631	0,2259	0,783	0,2494	0,52	0,2828	0,519	0,2839
College	1,929	0,269	2,124	0,3027	1,759	0,3533	1,757	0,3561
Clerk	-0,374	0,0862	-0,353	0,0958	-0,469	0,1107	-0,47	0,1144
Manager	-0,281	0,1594	-0,192	0,1784	-0,416	0,2081	-0,419	0,213
Self-employed	1,054	0,2315	1,187	0,2674	0,774	0,3303	0,741	0,6031
Public	-0,504	0,1704	-0,659	0,1923	-0,714	0,1944	-0,706	0,2248
Private sector	-0,267	0,1458	-0,397	0,1641	-0,44	0,1658	-0,441	0,1673
Center	-0,967	0,0707	-0,876	0,0798	-0,976	0,0938	-0,977	0,0943
North	-2,281	0,0787	-2,214	0,092	-2,356	0,1148	-2,357	0,1178
Male	2,166	0,0928	2,071	0,105	1,968	0,1158	1,971	0,1208
Head	-0,229	0,076	-0,105	0,0882	0,027	0,1088	0,026	0,1095
Transition	0,914	0,0965	0,859	0,15053	0,895	0,1065	0,884	0,191
Reform	1,547	0,1724	1,463	0,2018	1,542	0,2028	1,528	0,3023
Married			-0,817	0,0781	-0,823	0,0783	-0,823	0,079
Young depend:1			-0,412	0,2142	-0,349	0,2152	-0,347	0,2162
Young depend:2			-0,668	0,2763	-0,624	0,2767	-0,623	0,277
Young depend:3			-0,128	0,39	-0,082	0,3917	-0,079	0,3948
Young depend:4			1,164	0,6061	1,354	0,6107	1,358	0,618
Young depend:1(*)			0,011	0,0049	0,009	0,005	0,009	0,005
Young depend:2(*)			0,02	0,0063	0,018	0,0064	0,018	0,0064
Young depend:3(*)			0,015	0,0089	0,01	0,0088	0,01	0,0089
Young depend:4(*)			-0,005	0,0134	-0,008	0,0136	0,008	0,0137
Log(family's wealth)			-0,166	0,0204	0,067	0,1115	0,067	0,1118
Retirement ratio							-0,069	1,0102
N. of observations	34837		29986		29986		29986	
R-squared	0,186		0,196		0,192		0,191	

“(*) interacted with age; (**) instruments for wealth and retirement ratio: all other variables in the equation plus” age, number of income earners in the family, rate of social security contribution

In empirical applications it is nowadays a popular strategy to assume a specific form for the utility function, rational expectations of households, a given process for the process generating income from labor or other sources (and therefore the available resources), calibrate a number of parameters using usually estimates from outside sources, and use numerical solution methods to describe the pattern of planned consumption-savings decisions over time.

We do not find this way of proceeding completely satisfactory for our purposes. The basic problem here is that we do not have sufficient information on the form of the utility function to serve as guide for our empirical investigation, in a context of heterogeneous agents. One of the features of our model that we believe to be important is, in fact, the rich heterogeneity of individuals and families that we consider, and we want to investigate the implications of such heterogeneity and its evolution for aggregate behavior. That is, different families' structure might very well imply different forms of the utility function or a different relationship between the utility

function and the vector of characteristics F . However, we do not possess reliable information on this issue. On the other hand, by assuming an identical form of the utility function we would simply ignore the possible heterogeneity of behaviors¹¹.

It is, however, important that our formulation preserves some of the main indications of the life-cycle permanent income hypothesis implied by the maximization problem above, that has proved to be a quite, even if not completely, satisfactory framework to explain stylized facts of saving behavior both at the aggregate and at the micro level¹². In what follows we will therefore assume that families follow a decision rule of the form:

$$C_a = H_a(F; r, g, TR(i, a)/TR(a)) * TR(i, a) \quad [2]$$

where r is the real interest rate, g is the rate of growth of income for the family due to productivity increase, not simply to age, $H_a()$ is a proportionality factor independent of the level of TR (but it might depend on the relative size of family's resources with respect to the average resources of all families in the same age class $TR(a)$, i.e. it might depend on the position of the family in the distribution).

Under the assumption of certainty and if the utility function is strictly homothetic the formulation (2) is implied by the maximization problem (1) above. It implies that family's consumption is proportional to total resources and that the proportionality factor is independent on the level of total resources $TR(i, a)$. The specification is convenient in so far it is more parsimonious in the number of parameters involved than other alternatives found in the literature, and, on the other hand, it leaves enough flexibility to allow different characteristics of the households to affect the shape of H_a .

Being a direct implication of the life-cycle hypothesis the decision rule will bring about in our simulations some of its well known consequences. In particular, it will generate a positive correlation between the rate of growth of the economy and the saving rate, a well documented fact in most empirical investigations on cross-country data as well as on some observations from developed and developing countries over time. However, different forms of the function H_a for different groups of families and the possibility that the relative weights of those groups changes in the simulations can generate very different predictions from the simple traditional life-cycle hypothesis.

Before turning to the empirical investigation of the form of H_a for the families in our sample we need to have a reliable measure of TR . We have devoted a good deal of effort in constructing total resources for each family in our sample. They are defined as the sum of initial wealth (real and financial), life-time labor income and social security wealth. We know the initial wealth of households in our sample: its evolution for any individual household will be governed by the households' saving decisions and by the rules for inter-families transfers after specific demographic events described in section 2. We have, however, still to construct for each household in the sample its life-time labor income and social security wealth. In doing so we will use the data of the surveys and in particular we will make use of estimates that consider the main characteristics of individuals in the household

¹¹ On this issue, see Kirman (1993).

¹² For a very detailed review on this issue, see Deaton (1992).

considered in sections 2 and 3 so that we will be able in our model to predict also the evolution of TR_t .

The rest of the section is organized as follows. Paragraph 4.1 will describe the prediction of individuals and households' life-time labor income used in our model. Paragraph 4.2 will give an overview of the Italian social security system and of some of the recent reforms and will describe how we constructed the families' social security wealth. Finally, paragraph 4.3 will describe the formulation of households' consumption saving decisions.

4.1. Income and Life-Time Income Profiles of Individuals and Families

The estimates of individual labor income profiles

Tables 4.1 and 4.2 show the basic equations that we use to predict labor income for individuals in our sample. Estimates are made using all the SHIW surveys from 1987 to 1995. As we have already said, individual gross labor income is predicted using a Heckman two stage estimate on the survey data. The first stage is a probit estimate for labor force participation (table 4.1) that is consistent with the generation of labor force characteristics outlined above (paragraph 3.2). Here we consider a number of characteristics of individuals, namely sex, marital status, whether he is a head of the family, region, number of other income earners in the family, number of kids in the family. Coefficients have plausible signs. Cohorts dummies have been introduced to account for the secular (positive) trend in the Italian labor force participation, while the years dummies account for the decrease in labor force in the last few years, due to the recession of 1991-1993 that has probably increased the number of discouraged workers.

Table 4.1 – Probit equation for labor force participation (Robust standard errors)

Variable	Coefficient	Std. error
Constant	-1,79	0,030
Male	0,77	0,016
Married	0,23	0,020
Head	1,82	0,021
Center	0,49	0,018
North	0,66	0,015
No. earners: 2	1,52	0,017
No. earners: 3 or more	1,89	0,021
No. of kids: 1	0,18	0,021
No. of kids: 2	0,25	0,024
No. of kids: 3	0,11	0,035
c1	0,27	0,025
c2	0,37	0,028
c3	0,39	0,030
c4	0,23	0,030
c5	0,01	0,030
c6	-0,3	0,031
c7	-0,52	0,033
c8	-0,78	0,040
c9	-0,52	0,065
d89	-0,19	0,022
d91	-0,24	0,022
d93	-0,54	0,022
d95	-0,54	0,022
N. of observations		67150
Pseudo R2		0,46

In the second stage the logarithm of gross labor income¹³ is regressed on age, sex, education, region, sector, occupational status and house headership dummies (some are interacted with age and age square terms) and corrected with the inverse Mill's ratio estimated in the first stage (table 4.2).

Table 4.2 – Labor income equation (Robust standard errors)

Variable	w/o cohorts dummies		with cohort dummies		Variable	Coefficient	Std. error
	Coefficient	Std. error	Coefficient	Std. error			
d89	0,035	0,0077			c1	0,114	0,0169
d91	0,132	0,0078	0,116	0,0049	c2	0,149	0,0207
d93	-0,001	0,0096	-0,002	0,006	c3	0,161	0,0245
d95	-0,073	0,0097	-0,054	0,0044	c4	0,182	0,0277
elementary	0,305	0,0273	0,307	0,0274	c5	0,2	0,0301
high school	0,466	0,0281	0,466	0,0282	c6	0,2	0,0324
college	-0,629	0,1905	-0,733	0,1926	c7	0,213	0,0354
clerk	0,184	0,0078	0,185	0,0078	c8	0,243	0,0406
menager	0,057	0,1601	0,032	0,1602	c9	0,279	0,0508
self-empl.	0,562	0,1203	0,525	0,1212			
private sector	0,058	0,1085	0,071	0,1092			
center	0,144	0,0082	0,144	0,0082			
north	0,259	0,0075	0,26	0,0076			
male	-0,239	0,0951	-0,205	0,0959			
head	1,153	0,1018	0,939	0,1114			
partime	-0,273	0,0239	-0,275	0,0238			
Mill's ratio	-0,049	0,0047	-0,05	0,0048			
age	0,052	0,0062	0,035	0,0073			
college (*)	0,049	0,0089	0,054	0,009			
manager (*)	0,013	0,0078	-0,015	0,0078			
self. empl. (*)	0,016	0,0059	0,018	0,006			
public (*)	0,013	0,002	0,013	0,002			
private sect. (*)	0,011	0,0057	0,01	0,0058			
male (*)	0,026	0,0052	0,024	0,0052			
head (*)	-0,045	0,0054	-0,034	0,0059			
age squared	-0,001	0,0001	-0,0004	0,00009			
college (**)	-0,0004	0,0001	-0,0004	0,0001			
manager (**)	-0,0001	0,0001	-0,0001	0,00009			
self. empl. (**)	-0,0001	0,0001	-0,0002	0,00007			
public (**)	-0,00005	0,00004	-0,0001	0,00004			
private sect. (**)	-0,00007	0,00007	-0,0001	0,00007			
male (**)	-0,0002	0,00007	-0,0002	0,00007			
head (**)	0,0004	0,00007	0,0003	0,00007			
constant	8,012	0,1178	8,288	0,1329			
No. of observations	43412		43412				
R-squared	0,44		0,44				

(*) interacted with age; (**) interacted with age squared

(^) years dummies are constrained to be orthogonal to a time trend

A very well known problem in estimating the age pattern of earnings using a series of cross-sectional data is the impossibility (without introducing any restrictions in the specification) of separating pure age effects from calendar years and cohort-specific effects of productivity growth. In the first specification that we report in table 3.2 we have simply ignored the problem without introducing cohort dummies: in this case cohort effects will be captured by both age and years dummies: to separate the different sources of productivity growth, in this case, one has to provide an estimate

¹³ We used labor earnings grosso of personal income taxes and inclusive of social security contributions paid by the employees.

of productivity growth from other sources. In the second specification we follow Deaton and Paxon (1993) method imposing the restriction that the calendar year effect is only a cyclical effect by restricting years dummies to be orthogonal to a time trend, and assuming that all productivity growth is due either to age or to cohort-specific effects. The explanatory power of both formulations is pretty good with almost half of the total variance explained. The Mill's ratio term is always significant, indicating that selection bias is present. The main difference between the two formulations is, as expected, in the age profile patterns. It must be noticed, however, that cohort effects take an unusual pattern since they indicate a lower productivity for younger cohorts. One possible explanation is that our data set is spread over a period (1987 to 1995) of cyclical downturn and we are capable to completely capture it with the years dummies. Another very plausible possibility is, however, that the cohort dummies are capturing some important features of the development of the Italian labor market in the recent past: unemployment is highly concentrated in younger cohorts and new entrants in the labor force must accept lower wages than their predecessors. It is clear, however, that cohort effects estimates on such a short and peculiar period cannot be taken as an estimate of secular productivity growth! This is why in the construction of life-time income and in our simulations we will make use of an outside given measure of productivity growth.

The logarithmic specification of our income equation yields best linear unbiased estimates of the slope coefficients and it is therefore a correct specification if the main focus of study is to obtain estimates of elasticity terms. However, as Kennedy (1983) pointed out, the estimate of the intercept term is biased and therefore, if one wants to use the equation to make predictions of the dependent variable in level (especially for out of sample predictions as in our case), one must take into consideration the magnitude of the bias. We thus compute the bias, which sometimes resulted in an under-prediction as high as 20% (with an average for all individuals of 16%), and adjust for it in the simulation of the model.

Finally, net current income is reconstructed by applying law provisions on personal income taxes and tax credits (with the tax evasion adjustment for self-employed). As we explain in the Appendix, the method takes into account the main features of the Italian legislation and the survey information on the structure of the family (i.e. whether the spouse works, the number of young dependents in the family etc.) in computing family related tax credits.

The construction of life-time individual labor income

We can use the previous estimates to generate a proxy for the life-time individual labor income expected by the individual. Suppose an individual aged 35 wishes to make a reasonable guess on the amount of income that he would be earning at 55. One plausible procedure would be to look at the current level of earnings of an individual with similar characteristics to the individual in question, and adjust for the expected productivity growth. In terms of our equations this would mean to move the age index to 55, and use the probability distribution of characteristics that the individual is likely to have when he becomes 55 years old.

Formally, suppose that the distribution of characteristics x years from the current period expected by an individual aged a whose current characteristics is F_a

denoted by F_{a+x} is given by $f_{a,x}(F_{a+x}|F, a)$. Then denoting the current predicted income from our equation for the same individual by $y^f(F, a)$, his expected income x years from the current period will be given by:

$$y_x^f(F, a) = \int F_{a+x} e^{(\gamma-r)x} y^f(a+x, F_{a+x}) f_{a,x}(F_{a+x}|F, a) dF_{a+x} \quad [3]$$

where γ is the expected productivity growth and ρ the subjective discount rate of the individual¹⁴.

We will define the life-time individual gross labor income as:

$$ylt_x^f = \sum_{x=1}^{\tau-a} S_{a,x} e^{-\rho x} y_x^f(F, a) \quad [4]$$

where $S_{a,x}$ is the survival probability from age a to age x (consistent with mortality rates used in section 2) and t is the age of retirement.

In going from the life-time gross income to the net income of the individual a serious problem is that one would need a prediction of the evolution of the tax rates in the future. We have adopted the following method: according to the observation that the average effective tax rate tend to remain stable over the long-run (which is certainly the horizon of our simulations), tax brackets are increased every year by the rate of productivity growth, so that the average effective tax rate for each individual changes only if his income growth is different from the productivity growth (while the average effective rate for the whole society can change if the distribution of income changes, which is not an unreasonable assumption). More complex is the treatment of tax credits that are related to the structure of the family, which obviously changes over the life cycle. For the time being, they are assumed to be a constant proportion (that depend for each family on its structure) of gross labor income over the life cycle.

The prediction of families' income and life-time income

As we already said, family current labor income is simply computed as the sum of the predicted incomes of all income earners of the family. More complex is the prediction of the family life-time income since this would require an assessment of the relevant time horizon over which the decisions of the family are made. While this is a very well known problem in the theoretical literature, in the empirical literature the issue is either ignored, or extreme assumptions are made. In the absence of very clear indications, we define the (net) family life-time labor income as the sum of net life-time income of the head of the household and the spouse plus those of other components older than 40, plus income of younger components weighted by the probability of staying at home. That is, we consider families components (other than the head and the spouse) older than 40 to be permanent components of the family,

¹⁴ Note that in principle F should include all the right-hand side variables of equation in Table 4.1 and 4.2. For the time being we have taken into consideration only the distribution by age of the occupational status of the individuals (that is the probability by age of a white collar of becoming a manager and so on) while considering all other characteristics as time invariant. This is of course a strong simplification that can be improved in future versions of the model.

while working children will contribute with the sum of their income for as many years as they are expected to stay at home (we compute the expected duration consistently with the demographic part of the model, using the probabilities of marriage and of becoming independent of paragraphs 2.1.4 and 2.1.5). While this is clearly an approximation, that can be improved if any extra information becomes available, we find, as we will show later that the resulting pattern by age of consumption over total resources ratio constructed in this way to be very plausible¹⁵.

4.2. The Computation of Social Security Wealth Before and After the Reforms

Individual social security wealth is computed similarly Rossi and Visco (1996) for the pre-reform system and Peracchi, Rossi and Venturini (1996) and Venturini (1997) for the post-reform system¹⁶. Since we follow closely those authors here it will be sufficient just to recall schematically the main methodological features. Individuals under the old (pre-Amato) regime, totally or partially under the new (post-Dini) regime of social security are recognized according to law provisions and their social security wealth is computed accordingly, considering the different schemes for the broad groups we have included in the model (workers in the agriculture sector, public employees, private employees and self-employed). For the retirement age, we make use of the survey data on expected retirement age, described at the end of section 2; however we use legal provisions when the expected retirement age is less than the minimum age legally required. Since we use net (of contributions) life-time income to reconstruct families' total life-time resources, social security wealth is computed on a gross basis as the sum of future benefits, appropriately discounted by subjective rate and survival probabilities.

The social security wealth of an individual of age a is defined as:

$$SSW_a = S_{a,\tau} \cdot p \cdot y_p \cdot \left[\frac{1}{1+r} \right]^{\tau-a} \cdot \sum_{n=\tau+1}^T S_{\tau,n} \cdot \left[\frac{1+g_p}{1+r} \right]^{n-\tau}$$

where a is age of individual, τ his retirement age, $S_{a,n}$ the survival probability from age a to age n , p the replacement ratio, y_p the reference income at age of retirement, g the rate of growth of productivity, r the subjective discount rate, g_p the rate of growth of pensions. We have set the relevant parameters as follows:

Pre-Amato and Amato reform:

$$p = \min(0.8, .02 \cdot \text{years of contributions})$$

$$p = \min(0.94, .02 \cdot \text{years of contributions}) \text{ for public dependent}$$

$$\tau = \max(\text{expected retirement age, legal age})$$

where legal age = $\min(\text{old age, legal years of contribution})$

¹⁵ If, for example, we do not consider at least part of the future income of working kids, a large part of families in middle age groups show very implausible values of consumption over total resources ratio. We will return to this issue in paragraph 3.3.

¹⁶ For a detailed description of the Italian social security system until the 1993 reform see G. Cazzola (1994) and INPS (1993); for the modifications introduced by the 1995 reform see F. Peracchi, N. Rossi and A. Venturini (1997).

	Old age		Years of contribution	
	M	F	M	F
Private Employees	60	55	35	35
Public Employees	65	65	20	20
Self-employed	65	60	35	35

$$y_p = \sum_{i=L}^{\tau-1} y_i \cdot (1+g)^{\tau-i-1} / (\tau-L)$$

y_i = income at age i (cross sectional estimate)

$L = t - 5$ (pre-Amato)

= age of begin of working activity (post-Amato)

$g = 2\%$

$g_p = 2\%$ (0% after Amato reform)

$r = 2\%$

Dini reform:

$p = C \cdot 1 / y_p$

where:

λ = coefficient of transformation

$$C = \sum_{i=L}^{\tau-1} c \cdot y_i \cdot (1+g)^{\tau-i-1}$$

c = contribution rate (33% for employees; 20% for self-employed; self-employed actually contribute 15%)

$g = 5$ years moving average of the GDP rate of growth (we set 2%)

$g_p = 0$

$r = 2\%$

retirement age: can be between 57 and 65

The coefficient of transformation λ is related to the life expectancy at retirement and incorporates a discount rate of 1.5 %¹⁷. Table 4.3 shows the legal transformation coefficients as well as the life expectancy at the age of retirement of the insured and his spouse. The law states that the coefficients must be reviewed every 10 years and changed accordingly to the observed changes in mortality rates.

Individuals under the old regime, partially or totally under the new regime:

new regime: individuals that started to work after 1993 (post-Dini formula)

old regime: individuals with 18 or more years of contributions in 1995 (pre-Amato or Amato formula)

partially new regime: individuals with less than years of contributions in 1995 (pre-Amato or Amato formula for years of contributions up to 1995 and Dini for years of contributions after 1995)

¹⁷ Actually, the coefficient is expressed as the inverse of the factor of actualization inclusive of the hypothesis of the pension to the survivor assuming a three years difference in age between husband and wife and taking into account the probability of divorce.

Table 4.3 – Coefficients of transformation by age

Age	LIFE EXPECTANCY		%
	Insured	Partner	
57	20,76	28,28	4,72
58	19,97	27,41	4,86
59	19,19	26,52	5,006
60	18,42	25,64	5,163
61	17,68	24,76	5,334
62	16,94	23,88	5,514
63	16,22	23,01	5,706
64	15,52	22,13	5,901
65	14,84	21,27	6,136

Transition to the new regime

We have considered two aspects of the provisions that regulate the transition to the new regime. First the minimum legal age of retirement evolves in the simulation according to table 4.4.

Second, the contribution rate actually paid by self-employed are increased by 0.2 per year starting in 1999 from 15.8 per cent up to 19 per cent in 2014. The rate used for the computation of pension benefits remains fixed at 20 per cent.

Table 4.4 – Dependent workers

Year	AGE WITH 35 YEARS OF CONTRIBUTION		Years of seniority
	Private	Public	
1996	52	52	36
1997	53	53	36
1998	54	53	36
1999	55	53	37
2000	56	54	37
2001	57	55	37
2002	57	55	37
2003	57	56	37
2004	57	57	38
2005	57	57	38
2006	57	57	38
2007	57	57	39
2008	57	57	40
	Independent workers		
from 1998	58		40

Social security wealth for currently pensioners and family's social security wealth

Social security wealth for pensioners is computed by maintaining the current observed net pension constant in real terms for the remaining life-expectancy of the pensioner.

Family social security wealth is the sum of the head and the spouse social security wealth. The possibility of the surviving spouse of keeping (part of) the partner pension (Pensione di Reversibilità) is not been yet considered.

4.3. Consumption and Saving Behavior of Households

We can now turn to the empirical specification of the consumption rule described by (2) above. After some investigation we found that the specification that could satisfactorily describe the behavior of all families in our sample is of the kind:

$$C_a / TR(i, a) = f_c(a) + \sum b(F)D_c(F) \quad [3]$$

where $f_c(a)$ is an increasing function of age (approximated by a spline in age), $D_c(F)$ is a set of one-zero dummies indicating the presence or the absence of a characteristic represented by one component of F , and $b(F)$'s are coefficients.

Results of some alternative estimates of (3) are reported in table 4.5.

Table 4.5 – Consumption equation (Robust standard errors)

Variable	Col. 1		Col. 2	
	Coefficient	Std. error	Coefficient	Std. error
Age1	-0,0053	0,0023	-0,0044	0,0023
Age1q	0,0003	0,0002	0,0003	0,0002
Age2	0,0005	0,0015	-0,0003	0,0014
Age2q	-0,0003	0,0002	-0,0002	0,0002
Age3	0,0014	0,0004	0,0001	0,0003
Age3q	0,0001	0,00001	-0,0001	0,00003
Age4	-0,0003	0,00037	-0,0004	0,0004
Age4q	0,0001	0,00003	0,0001	0,00002
Age5	0,0064	0,0005	0,0044	0,00049
Age5q	-0,0003	0,00002	-0,0003	0,00002
No. of kids: 1	0,0071	0,0013	0,0037	0,0012
No. of kids: 2	0,0112	0,0015	0,0055	0,0015
No. of kids: 3	0,0136	0,0024	0,0069	0,0023
No. of kids: 4	0,0253	0,0043	0,0155	0,0041
No. of kids: 1 (*)	-0,0004	0,00005	-0,0002	0,00005
No. of kids: 2 (*)	-0,0006	0,00006	-0,0031	0,00006
No. of kids: 3 (*)	-0,0081	0,00009	-0,0004	0,00009
No. of kids: 4 (*)	-0,0007	0,00015	-0,0008	0,00009
Nfert	-0,0041	0,00134	-0,0052	0,0013
No. earners: 2	-0,0081	0,00044	-0,0031	0,0004
No. earners: 3 or more	-0,0141	0,00089	-0,0046	0,0009
No. of adults: 1	0,0048	0,00103	0,0069	0,00099
No. of adults: 2	0,0085	0,00174	0,0101	0,0017
No. of adults: 3	0,01	0,00203	0,0127	0,0019
No. of adults: 4	0,0093	0,00242	0,0146	0,0023
Single	0,0068	0,00114	0,0069	0,0011
Non nucl. single head	-0,0072	0,00079	-0,0087	0,0007
Non nucl. couple	-0,0021	0,00139	-0,0028	0,0014
d89	-0,0043	0,00052	-0,0038	0,0005
d91	-0,0041	0,00052	-0,0036	0,0005
d93	-0,0046	0,00053	-0,0038	0,0005
d95	-0,0045	0,00053	-0,0038	0,0007
Constant	0,0444	0,00623	0,0439	0,0061
dr1			-0,0386	0,0007
No. of observations	40506		40506	
R-squared	0,374		0,414	

Overall, the explanatory power of the equations is satisfactory with around 40 per cent of the total variance explained by the regression. Coefficients have in general the expected sign and are significant. The constant (estimated to be around 0.045) represents the consumption over total resources ratio of a nuclear couple without children whose head is aged 20. The age spline fits pretty well the average pattern of the $C(a)/TR(a)$ ratio over age, even if some of its term are not significant.

Some features of the estimated equation deserve a more careful interpretation. Dummies for the number of kids have the expected pattern for families whose head is relatively young (up to 45 years) with each extra child contributing a decreasing amount of additional consumption, indicating the presence of some economies of scale in the number of children. However we were surprised to find that this pattern is reversed as the head of the family becomes older (this feature is captured by interacting the dummies for the number of children with the age of the head; the resulting terms are strongly significant in the regression). After some investigation we discovered that one explanation is to be found in the observation that after age 50 head of families with young kids tend to expect to retire much later than people with no kids or with relatively older kids (this is also confirmed by our estimations of the determinants of the retirement age which indicate a strong effect on the planned retirement age of the presence of children in the family). The delay of retirement due to the presence of young kids at relatively old age of head tends, according to our estimates, to increase the total resources available to the family by more than the increase of consumption due to the presence of children, the net result being a decrease in the ratio of consumption over total resources. We believe that this effect, that might be due to the need of accumulating resources to invest in the kids education (which is likely to increase as the kid ages) is likely to be important in the current Italian context where younger generations have postponed substantially the start of reproductive life (see paragraph 2.3.2).

The effect of the presence of additional adults in the family is twofold. On one hand, they certainly contribute importantly to the total consumption of the family, on the other hand, they might also contribute in a significant manner to its total resources tending, therefore, to reduce the $C(a)/TR(a)$ ratio. We were able to separate these effects by introducing dummies for the number of income earners in the family. After this introduction the effect of additional adults in the family looks very plausible. The strong negative effect on the consumption-total resources ratio exerted by each additional income earner might be related to the fact that families with more income earners are relatively richer and related thus to the observation, clearly present in our data and documented in the introduction, that richer families tend to save more. This presumption is confirmed by the fact that when we introduce a variable capturing the distributional effect (the variable dr in the second column of table 4.5, we will discuss this variable below) the negative effect coming from the number of income earners dummies is substantially reduced and indicates a net reduction in the $C(a)/TR(a)$ ratio of an extra working adult.

We introduced a set of dummies related to the family structure. We have already documented that, other things equal, single person living alone have a higher consumption-income ratio than similar individuals living with other (parents') families; this feature is confirmed by our estimates. Also, as we have already described, non nuclear families (single head or parents' families) tend to have, *ceteris paribus*, a lower consumption-total resources ratio. As we have already argued, beside the combined effect of the presence of more income earners in these types of families and an effect of economies of scale in consumption, this result might very well be due to the fact that the time horizon for these kind of families that we have implicitly assumed (that is the one of the head of the family) is the

wrong one, and their saving behavior simply reflect the fact that there are younger people accumulating while living within the original family. Since, of course, we cannot distinguish in the data individual behaviors inside families, it is hard to give a definite answer to the problem.

We have performed various experiments to try to capture the “distributional effect” (rich families save more). We have grouped the sample by age classes and computed for each observation in a given age class a spline of the form:

$$dr(i,a) = 0 \text{ if } TR(i,a) \leq TR_p(a)$$

$$dr(i,a) = (TR(i,a) - TR_p(a)) / TR(i,a) \text{ if } TR(i,a) > TR_p(a)$$

where $TR_p(a)$ is the value of the p^{th} percentile in the distribution of TR of the age class a .

We have tried using different percentiles as threshold values. In column 2 of table 4.5 the dummy dr uses the 50th percentile as threshold. the coefficient is significant and its large negative value (-0.39) indicates that the long run marginal propensity to consume out of total resources is reduced by almost 80% when family’s resources are above the median of the distribution of total resources in its age class! The reason for the large (and probably implausible) size of this coefficient might be related to a variety of data problems which may introduce a bias in our estimates. While we did not trust this result and do not use it in the simulation of the model, we believe that an important effect of distribution is present in the data and that the issue certainly deserves further investigation.

4.4. Families’ Saving and the Next Period Total Wealth

The model is “closed” with the computation of families’ saving and of their next period initial wealth. Families’ saving is computed as the difference between (predicted) disposable income and consumption (predicted by the equation described in the previous paragraph. Disposable income is computed as the sum of labor income, transfers (pensions and unemployment benefits) and interest income (computed by applying a constant interest rate to total initial wealth). Finally, next period initial wealth is computed simply as the sum of current period initial wealth and saving.

References

- ANDO, A. (1996), "Micro Simulation Analysis of Aggregate Savings Behavior in Japan", NIRA Research Output, Vol. 9, n. 1.
- BRANDOLINI, A. (1993), "A Description and an Assessment of the Sample Surveys on the Personal Distribution of Income and Wealth", in A. Ando, L. Guiso and I. Visco, *Saving and the Accumulation of Wealth, Essays on Italian Household and Government Saving Behavior*, Cambridge University Press, Cambridge.
- CANNARI, L. and D'ALESSIO G. (1993), "Non-Reporting and Under-Reporting Behavior in the Bank of Italy's Survey of Household Income and Wealth", in ISI, *Proceedings of the ISI 49th Session*, Firenze, pp. 395-412.
- CAZZOLA, G. (1994), "Lo stato sociale tra crisi e riforme: il caso Italia", Il Mulino, Bologna.
- CORDOBA, J. P. (1996), "The Impact of Demographic Development and Household Structure on Personal Savings", unpublished Ph.D. thesis.
- DEATON, A. S. (1992), "Understanding Consumption", Oxford, Clarendon Press.
- DEATON, A. S. and C. H. PAXON (1993), "Saving, Aging and Growth in Taiwan", NBER Working Paper n. 4330.
- HARDING, A. (1993), "Life Time Income Distribution and Redistribution, Applications of a Microsimulation Model", North-Holland, Amsterdam.
- INPS (1993), "Le pensioni domani", Il Mulino, Bologna.
- ISTAT (1997), "Previsioni della popolazione residente per sesso, età e regione. Base 1.1.1996", Informazioni n. 34.
- KIRMAN, A. (1993), "Whom or What Does the Representative Individual Represent?", *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 6. n. 2, pp. 117-136.
- PERACCHI F., ROSSI N. and A. VENTURINI (1996), "La Riforma pensionistica" in N. Rossi (a cura di), *Competizione e giustizia sociale. Terzo rapporto CNEL sulla distribuzione e redistribuzione in Italia*, Collana Studi e Ricerche, Il Mulino, Bologna.
- RIOS-RULL, J. V. (1995), "Models with Heterogeneous Agents", in T.F. Cooley, *Frontiers of Business Cycle Research*, Princeton University Press, Princeton.
- ROSSI N. and I. VISCO (1995), "National Saving and Social Security in Italy" *Ricerche Economiche*, 49, pp. 329-356.
- VENTURINI, A. (1997), "Un modello per la stima della ricchezza pensionistica delle famiglie", this volume.

Appendix – The Data Set

In this paragraph we will give a brief description of the data that serves as the starting point for our empirical investigation and of some modifications that we have done to the original data for the building of our model.

The basic source of data for this work is represented by the Survey of Household Income and Wealth (SHIW) which is a household survey, sponsored by the Bank of Italy. Its main purpose is to collect data on household consumption, income and wealth¹⁸. The SHIW has been run on a yearly basis from 1965 to 1987 and every other year since 1987 until now. Up to 1987 the number of participant households in a typical year was around 4000. The number was doubled starting in 1987 when a number of other improvements has made the survey more reliable and rich of information. For the estimation of our major economic equations of the model we have used the waves of surveys starting in 1987 (the 1987, 1989, 1991, 1993 and 1995 surveys).

The survey is representative of the Italian population because probability selection is enforced at all stages of the sampling. The unit of observation is the family, which is defined to include all persons residing in the same dwelling who are related by blood, marriage or adoption. The interviews take place in the first two month of the year, and the variables refer to the previous year.

Consumer expenditure is divided into durable and non-durable components: further desegregation is not available. Expenditures on non-durable consumption includes food, entertainment, education, clothes, medical expenses, housing repairs and rent (imputed for home-owners). Durable consumption is the sum of expenditures on vehicles, furniture, appliances and art objects. More detailed is the information on income: net income receipts are collected for each income earner of the family, divided by type of income (dependent work, self-employment, pension benefits and other transfers, interest income etc..). Real wealth is defined as the sum of housing wealth, other dwellings, land,..... Since 1987 also, a quite detailed information on financial assets holdings is available. Detailed information is finally given, for each family member, on his/her age, sex, education, relation to the head of the family, employment status, sector of work and other characteristics.

A careful comparison of the survey data with the National Accounts data for the Households and individual firms sector was performed¹⁹, to assess the comparability between the two sources of data. We have found that N.A. income is underestimated by 25 to 35 per cent by survey data (depending on the survey) while the underestimation of consumption expenditures ranges between 35 and 40 per cent²⁰. The underestimation of income is particularly severe in some categories, particularly for income of self-employed labor and interests receipts.

¹⁸ In particular the SHIW is basically the only reliable source for the analysis of household income and wealth in Italy, which are not available in the Italian survey of consumer expenditure run by Istat, the Italian public statistical agency. The latter provides, however, more detailed statistics on household consumption expenditures.

¹⁹ Individual firms are defined as firms employing less than 15 employees. This is the institutional sector that more closely matches the sort of data collected in the surveys.

²⁰ The comparison between the survey data and the N.A. aggregates entails a number of arbitrary assumptions. In particular, often it is necessary to change slightly the definition of the aggregates of reference of N.A. or the surveys' measures to have a common base of comparison between the two sources. Also, the comparison is made more difficult in Italy by the uncertainty surrounding the size of total population. For a similar exercise on the SHIW surveys up to 1989, see (Brandolini, 1993).

Since the main purpose of our analysis is to give a description of the behavior of families so to have insights on the aggregate behavior of the Italian economy, we have decided to take the extreme position of re-proportioning the survey data on income and consumption to exactly match the corresponding figures of N.A. for the households sector. In so doing we have been careful to maintain, as much as possible, the distribution of the variables observed in the original surveys data. We have first reconstructed the gross income for all labor income recipients and pensioners, starting from the net income given in the survey, according to law provisions. We have then re-proportioned by type of income (income from labor of employed and self-employed persons, capital income, rent, interest income and transfers) gross, net incomes and taxes to the corresponding N.A. figures. Consumption of families has then been re-proportioned to the N.A. figure taking into account the re-proportioning coefficients used for the different types of income, so as to maintain the distribution of saving rates for our families, close to that of the original surveys.

One point is worth mentioning here with respect to tax payments. We are not given in the N.A. aggregates the desegregation of taxes by type of income, so we had to make some assumptions to reallocate total taxes to the various types of income. If we reconstruct tax payments out of the re-proportioned gross incomes on the basis of law provisions, we greatly over-estimate total tax receipts by the government. This is due, besides measurement errors, to tax evasion, a very serious phenomenon in the Italian context. Since tax evasion is concentrated especially in self-employment, after some investigation, we have decided to assume that self-employed pay their income taxes **only** on the income declared in the surveys (around 40 per cent of the re-proportioned figure). Employees and pensioners pay the personal income taxes on the whole re-proportioned gross income. Taxes on interest receipts are computed according to law provisions. The remaining taxes are allocated proportionally to the remaining types of income (rent, capital income..)²¹.

We have made no-adjustments for the level of reported real wealth because no comparable data exist for the national aggregate. We have however adopted the adjustment for the level of financial wealth, which severely underestimates the corresponding figure of the National Financial Accounts, elaborated by Cannari and D'Alessio (1993). This is a non-proportional adjustment obtained by matching the survey data, for a series of defining characteristics of households, to data of clients of the banking system. This adjustment brings the total value of financial wealth held by the households of the survey to represent almost 90 per cent of the corresponding N.A. figures.

Finally, it is important that the initial sample of our model of demographic development matches the distribution of basic demographic characteristics of the Italian population, as closely as possible. To ensure it, we have slightly modified, with an iterative method, the weights of the 1993 survey - that serves as the starting point of our model of demographic development - in order to match the distribution of sex, age and marital status of the 1991 Population Census.

²¹ While this allocation of tax payments seems to us to give, on average, reasonable figures, it could be greatly improved if we could use information from other sources, particularly tax files of the Ministry of Finance. Some work in this direction on the SHIW surveys has been done by Ceriani, Cannari and D'Alessio (1995). They find that income declared by self-employed in the surveys is larger than that resulting from tax files, implying an even bigger proportion of tax evasion coming from that group. Our method, however, implies that all self-employed persons evade tax in the same proportion, which is clearly unreasonable.

Commento alla relazione

“A Dinamic Micro Simulation Model of the Italian Households’ Sector (Un modello di microsimulazione dinamica)”

Sergio Lugaresi

Banca di Roma

Il lavoro di Sergio Nicoletti e di Luigi Cannari si ricollega alla tradizione dei modelli di microsimulazione dinamica iniziata oltre venti anni fa negli Stati Uniti, legata ai nomi di Beebout e dello Urban Institute, proseguita con estremo successo in Canada (Statistics Canada), ma solo occasionalmente sperimentata in Europa da Statistics Norway e in ambito accademico in Olanda da Jan Nelissen e in Germania da Joackim Mertz.

Il modello di Cannari e Nicoletti si basa su uno *pseudo-panel* costruito concatenando le quattro indagini campionarie biennali della Banca d’Italia del periodo 1987-’95, successivamente ricampionato e riproporzionato. Su tale base di dati è poi applicato un modello demografico che proietta la popolazione e la ricchezza pensionistica sulla base delle caratteristiche individuali. A questi due modelli, tradizionali in questo tipo di modelli di microsimulazione, se ne aggiungono altri due che rappresentano per certi versi una novità: un modulo che simula i trasferimenti di ricchezza e un modulo che simula il comportamento di consumo e di risparmio. Infine il modello completo è utilizzato per simulare e analizzare gli effetti di diverse ipotesi demografiche o di diversi sistemi pensionistici.

Il modello rappresenta una novità importante nel panorama italiano ed europeo e contribuisce ad arricchire l’analisi del sistema pensionistico italiano. Nonostante la presenza di due moduli originali, quello sul trasferimento di ricchezza e quello sulle decisioni di risparmio e di consumo, il modello potrà essere sviluppato in due direzioni:

- 1) l’ampliamento del numero di moduli di simulazione: il più ovvio e tipico è quello delle condizioni di salute e della domanda di istruzione, l’offerta di lavoro ecc.;
- 2) la complicazione delle interrelazioni tra le variabili simulate e l’endogenizzazione di un sempre maggior numero di variabili. Con l’ampliamento dei moduli di simulazione diviene necessario studiare le interrelazioni tra variabili (p. es. tra grado di istruzione e condizioni di salute, tra queste e l’offerta di lavoro ecc.). La

logica del modello porta poi a cercare di endogenizzare alcune variabili, tipicamente tra le condizioni economiche e i comportamenti demografici.

Queste prospettive di ricerca sono già sufficienti a far capire che lo sviluppo stesso del modello richiede un forte investimento in dati e ricerca, e ciò può essere di per se stesso un vantaggio. Viene da chiedersi tuttavia se non sia questo l'unico vero vantaggio.

A cosa servono infatti i modelli di microsimulazione dinamica una volta costruiti? Essi hanno innanzitutto un valore didattico, permettono di semplificare e rappresentare relazioni complesse tra variabili di natura diversa (demografiche, sociali, economiche).

Inoltre i modelli di microsimulazione sono potenti strumenti per l'analisi di grandi riforme delle politiche sociali, in particolare del sistema pensionistico. Tuttavia non si dovrebbe dimenticare che esistono strumenti alternativi meno costosi. Ci serve un modello dinamico per sapere che intorno al 2030, dato l'attuale sistema pensionistico italiano, vi sarà un picco nella spesa? Certamente no.

L'utilità va quindi ricercata nella possibilità di dare risposta ad interrogativi cui altri modelli sanno dare risposta.

Questi interrogativi sono tipicamente quelli cui danno risposta i più noti modelli di microsimulazione statici:

- 1) l'analisi di riforme marginali (i modelli di microsimulazione possono essere molto dettagliati);
- 2) l'analisi degli effetti redistributivi.

Tuttavia il primo gruppo di domande, l'impatto di riforme marginali, ha un significato minore del caso dei modelli dinamici: la proiezione ad un futuro remoto aumenta l'incertezza dei risultati e diminuisce l'interesse per modifiche solo marginali. Di fatto, i modelli dinamici sono stati utilizzati, come già detto, per l'analisi di riforme radicali, le quali però possono essere analizzate anche con altri strumenti.

Rimangono dunque le domande sugli effetti redistributivi. Rispetto ai modelli statici perdono di importanza gli effetti riferiti a gruppi di interesse particolari, quelli rilevanti per il dibattito politico, mentre possono essere studiati gli effetti intergenerazionali e intertemporali. Non si debbono tuttavia sottovalutare le difficoltà di comunicazione con i *policy maker* date dalla maggiore complessità dei modelli dinamici rispetto a quelli statici.

Non vi è dubbio dunque che i modelli dinamici siano utili e che certamente lo sarà quello sviluppato da Cannari e Nicoletti. Rimane il dubbio che spesso tali modelli rispondano più al delirio di onnipotenza degli economisti (*Playing god* è il titolo significativo di un lavoro sui modelli di microsimulazione dinamica) più che a esigenze di *policy design*.

SUL CONTROLLO DINAMICO DI UN SISTEMA PENSIONISTICO A RIPARTIZIONE DI TIPO CONTRIBUTIVO

Paolo Bosi

Università di Modena

1. Introduzione¹

Il sistema pensionistico introdotto in Italia con la L.335/95, noto come riforma Dini, prevede, all'art.1 comma 11, alcune disposizioni che definiscono tempi e modalità dei meccanismi di revisione dei parametri del sistema. In particolare, la norma citata prevede rideterminazioni, ogni 10 anni, del coefficiente di trasformazione, vale a dire del parametro che, moltiplicato per il monte contributivo, determina il livello della rata pensionistica. La necessità di revisioni è posta in relazione con "gli andamenti demografici e con l'andamento effettivo del tasso di variazione del Pil di lungo periodo rispetto alle dinamiche dei redditi soggetti a contribuzione previdenziale".

È già stato osservato² come la norma a cui ci si riferisce non sia abbastanza illuminante. Essa non precisa l'obiettivo delle revisioni (se esso sia costituito da problemi di sostenibilità finanziaria o da problemi di equità intra- e intergenerazionale); non individua tutte le possibili cause che possono rendere opportune revisioni del sistema; sembra fare riferimento ad un unico strumento (il coefficiente di trasformazione), quando anche altri potrebbero essere utilizzati. Queste lacune non sembrano essere state sottolineate in misura sufficiente; quasi tutti i commentatori di questo aspetto della riforma hanno invece preferito raccomandare l'opportunità che l'intervallo fra le revisioni sia inferiore ai 10 anni.

Lo scopo di questa nota è di svolgere alcune osservazioni sul problema della revisione della riforma Dini, con particolare riferimento agli aspetti dinamici dei principali indicatori solitamente utilizzati per valutare un sistema pensionistico.

¹ Per lo svolgimento di questa ricerca si è in parte usufruito di finanziamenti del Murst (ex 40%) e del CNR. Ringrazio Ruggero Paladini, per gli utili commenti nel ruolo di *discussant* alla riunione SIEP dell'ottobre 1997, in cui tale lavoro è stato presentato e Carlo Mazzaferro, rigoroso e attento consigliere sui problemi dei sistemi pensionistici.

² Anche chi scrive in Bosi (1995): questa nota costituisce infatti l'approfondimento di considerazioni già avanzate nel saggio citato a cui si rinvia per i riferimenti all'impianto analitico utilizzato.

Dalle considerazioni che si avvanzeranno dovrebbe risultare chiaro che la revisione del sistema non è un'operazione semplice, perché gli effetti dei possibili shock tendono a protrarsi per tempi molto lunghi e con una dinamica variabile e complessa. Né una revisione a cadenza decennale, né un semplice accorciamento dell'intervallo di revisione costituiscono una risposta adeguata ai problemi di controllo che un sistema pensionistico di questa natura richiede.

2. Richiami sul sistema a ripartizione di tipo contributivo (SRC)

Prima di procedere all'analisi della dinamica di un SRC può essere opportuno richiamarne in modo sintetico alcune caratteristiche³, con riguardo rispettivamente agli aspetti della sostenibilità finanziaria e dell'equità intergenerazionale.

In questa nota la sostenibilità finanziaria sarà misurata da due indicatori:

- l'aliquota di equilibrio: $E_t = P_t / W_t$, cioè il rapporto tra spesa pensionistica, P_t , e monte salari, W_t ;
- il saldo finanziario: $F_t = (CS_t - P_t) / Y_t$, ovvero la differenza tra contributi previdenziali, CS_t , e spesa pensionistica in percentuale del prodotto interno lordo, Y_t .

L'equità intergenerazionale sarà misurata da:

- l'indice di posizione relativa: PR_t , cioè il rapporto tra il livello della rata di pensione della generazione di individui che inizia il periodo di pensione e il livello del salario di mercato in quell'anno⁴.

Il ragionamento sarà condotto in un contesto astratto, che si ritiene tuttavia adeguato a cogliere gli aspetti essenziali del regime SRC. Si immagina un sistema pensionistico in cui in ogni periodo di tempo sono presenti l generazioni di individui identici che lavorano percependo un medesimo livello salariale e p generazioni di pensionati. Ogni generazione vive $l+p$ periodi di tempo. Il prodotto nazionale cresce al tasso costante $g = w + n + wn$, ove w rappresenta la crescita annua del salario e n il tasso di crescita della numerosità di una generazione rispetto a quella precedente. Il tasso di crescita della popolazione coincide con quello dell'occupazione. La relazione posta tra g , w e n appare necessaria, in un contesto di *steady state*, al fine di garantire la costanza della quota dei salari sul prodotto interno lordo.

Il sistema SRC prevede che i contributi versati per l anni da ciascun soggetto, sulla base di un'aliquota contributiva t , siano capitalizzati al tasso di crescita annuo del Pil, determinando alla fine di l un montante contributivo. Dopo l anni inizia il periodo pensionistico, in cui ogni anno e per p anni il soggetto percepisce una pensione⁵, costante in termini reali, il cui valore attuale, calcolato utilizzando il tasso di sconto delle pensioni, s , è pari al montante contributivo. Negli esercizi di simula-

³ Questi risultati sono, ad esempio, illustrati in Bosi (1997).

⁴ La riforma Dini prevede, come noto, un livello costante in termini reali della rata pensionistica. Poiché il salario monetario aumenta nel tempo ed è ragionevole supporre che in prima approssimazione il livello del salario sia identico per tutti i lavoratori in un dato periodo, per ciascuna generazione il rapporto PR dal primo all'ultimo anno di pensione è decrescente. Il valore di PR qui assunto come indice è quindi quello massimo tra quelli sperimentati da ciascuna generazione di pensionati.

⁵ A differenza di quanto previsto dalla riforma Dini, nel modello si immagina che gli individui non abbiano neppure una parziale possibilità di scelta del momento in cui andare in pensione e che la durata della vita sia certa e costante per tutti i soggetti.

zione, s sarà alternativamente posto pari a $1,5$, come previsto dall'ordinamento attuale, o pari a g , come sarebbe richiesto dalla logica del sistema SRC.

Un SRC "puro" - in cui cioè il tasso di accumulazione dei contributi è pari al tasso di sconto delle pensioni ($g=s$, ove g rappresenta il tasso di accumulazione dei contributi pari al tasso di crescita del Pil, e s il tasso di sconto delle rate pensionistiche per il calcolo del monte pensioni) e la quota dei salari sul prodotto, $q_w = W/Y$, è costante - presenta alcune interessanti caratteristiche che è utile richiamare.

Per dati valori di l e p , con tassi di crescita costanti di w e n , e quindi di g , e con un'aliquota contributiva pari a t , il monte salari dell'economia e la spesa pensionistica aggregata crescono al tasso di crescita del Pil. In un dato periodo, il salario percepito dai soggetti in attività è identico indipendentemente dalla generazione di appartenenza. La rata di pensione di un membro della generazione i -esima è $(1+w)$ volte superiore a quella di un membro della generazione precedente, in quanto il primo ha iniziato a lavorare in un periodo in cui il salario era aumentato nella misura $(1+w)$.

Sotto il profilo della sostenibilità finanziaria, l'aliquota di equilibrio, in *steady state*, è costante e pari all'aliquota contributiva: $E_i = t$; il saldo finanziario è nullo: $F_i = 0$. Il rapporto tra spesa pensionistica e Pil è costante e pari a $q_w E_i = q_w t$.

Un sistema pensionistico può essere soggetto a shock esterni, che possiamo per comodità analitica distinguere in *microeconomici* e *macroeconomici*. Appartengono al primo tipo le modificazioni di variabili che caratterizzano una singola generazione di individui (per ipotesi supposti identici), quali ad esempio la durata della vita lavorativa (l) e la durata del periodo di pensione (p). Sono invece di tipo macroeconomico le modificazioni delle variabili che definiscono la crescita demografica, n , il tasso di crescita della numerosità di una generazione rispetto a quella precedente, o la dinamica della produttività, che supponiamo si rifletta in misura corrispondente nella dinamica salariale, w .

La condizione di sostenibilità finanziaria ($E=t$ e $F=0$) è indipendente da shock microeconomici (variazioni di l e di p). Essa non risulta influenzata neppure dagli shock macroeconomici (variazioni di n e di w), se si assume, come è necessario in un'analisi di *steady state*, la costanza di q_w . Gli shock macroeconomici in tale caso determinano infatti modificazioni della dinamica del Pil, attraverso la quale la sostenibilità finanziaria viene sempre recuperata.

La sostenibilità finanziaria può essere compromessa se una o più delle caratteristiche di un SRC puro vengono meno, vale a dire se, come previsto ad esempio dalla normativa italiana, s diverge da g (la legge fissa il valore di s pari all' $1,5\%$), o se il sistema viene considerato in un intervallo temporale, che comunque non può rappresentare una situazione di equilibrio di lungo periodo, in cui si ammette la variabilità della quota dei salari sul Pil. È appunto a questa seconda circostanza che sembra fare riferimento la *norma italiana allorché accenna a divergenti andamenti della crescita del Pil e delle retribuzioni*. Non è invece affatto chiaro se il legislatore fosse consapevole delle implicazioni di una divergenza tra s e g . In caso di divergenza, infatti, gli indicatori di sostenibilità finanziaria si discostano dai valori neutrali ($E=t$ e $F=0$), al variare delle variabili macro (n e w) e di una delle variabili micro (p , ma non l) (Bosi, 1997). Il riferimento agli andamenti demografici, riguardante l'obiettivo della stabilità finanziaria in un contesto in cui s diverge da g , sareb-

be quindi incompleto, in quanto non verrebbero considerati i problemi riconducibili a modificazioni di w e di p .

Sotto il profilo dell'equità intergenerazionale, in assenza di shock, un sistema SRC, sia esso puro o con πg , presenta un rapporto PR , costante. Esso non è però neutrale rispetto a shock di tipo microeconomico (Mazzafferro, 1996): un aumento di l determina *ceteris paribus* un innalzamento del grado di copertura, così come un aumento di p ne causa la riduzione. Sulla posizione relativa tra pensionati (vecchie generazioni) e lavoratori (giovani generazioni), hanno influenza decisiva anche gli shock macroeconomici. Diminuzioni del tasso di crescita della popolazione e quindi dell'occupazione, n , causano una diminuzione, in *steady state* e *ceteris paribus*, del rapporto pensione/salario e viceversa, perché a parità di crescita salariale la riduzione di n determina un abbassamento di g e quindi del monte contributivo. Una variazione dei salari, indotta da una variazione positiva della produttività non determina variazioni di PR , se s è costante, ad esempio pari a 0,015, mentre aumenta se $s=g$. Nel primo caso, infatti, nel lungo periodo, il monte contributivo e la pensione aumentano al tasso di crescita dei salari. Nel secondo, l'aumento di w fa crescere g e s , e quindi si determina, a parità di monte contributivo rispetto al primo caso, una rata pensionistica più elevata.

Il riferimento legislativo all'andamento relativo del Pil e dei salari coglie solo un aspetto di equità inter- e intragenerazionale e comunque si muove in un contesto molto particolare che non può caratterizzare una situazione di lungo periodo. L'impianto normativo della 335/95 risulta dunque impreciso nella definizione di aspetti importanti del processo di revisione, quali gli obiettivi, le possibili cause e la scelta degli strumenti più idonei. Sembra infatti difficile pensare che un sistema pensionistico non richieda controlli rispetto a tutte le possibili cause che producono insostenibilità finanziaria e violazione del patto intergenerazionale necessariamente implicito in un sistema a ripartizione. Ma prima di riprendere la discussione di questo problema è necessario dedicare attenzione alle caratteristiche dinamiche di un SRC, che esamineremo utilizzando un apposito modello di simulazione.

3. Il modello

L'aspetto innovativo di questo lavoro consiste, come si è detto, nell'attenzione dedicata agli aspetti dinamici, che porteranno a considerare situazioni più complesse delle soluzioni di *steady state*, a cui più frequentemente si è rivolta l'attenzione degli studiosi⁶. L'impianto teorico di base è un modello a generazioni sovrapposte, le cui caratteristiche sono espone in Bosi (1995 e 1997), in cui la dinamica della spesa pensionistica e dei principali indicatori di sostenibilità finanziaria e di equità intergenerazionale dipendono, oltre che dalle condizioni iniziali delle variabili di stato, dalle variabili di controllo: w , n , t , e dai parametri l , p , che abbiamo già defi-

⁶ Alcune importanti analisi e le decisioni di politica economica sono fondate invero su simulazioni del modello della Ragioneria generale dello Stato (1996). Si tratta di un modello dinamico che presenta una struttura più articolata, per dettaglio istituzionale, rispetto a quella del modello qui utilizzato. L'uso di quel modello non è però disponibile alla generalità degli studiosi, e in ogni caso una versione più astratta, come quella qui elaborata, consente di mettere meglio in rilievo gli aspetti dinamici che qui si vogliono sottolineare.

nito nel precedente paragrafo. Poiché in questo lavoro si intendono studiare le fasi di transizione dinamica tra diverse soluzioni di *steady state*, rispetto all'impianto teorico citato, qui si presentano i risultati di una specificazione del modello che consente di effettuare simulazioni in cui si valutano gli effetti di sentieri *mutevoli nel tempo* delle variabili di controllo w e n (e quindi g) e t . Un limite della presente elaborazione consiste tuttavia nel prendere in considerazione un unico livello dei parametri l e p , che sono stati posti pari a: $l=35$ e $p=20$. Questo limite - imposto soltanto dalla complessità del lavoro di specificazione nell'ambito degli strumenti di programmazione disponibili a chi scrive⁷ - ovviamente non consente di illustrare gli effetti di variazioni dell'età pensionistica o di modificazioni dei ritmi di invecchiamento delle generazioni; esso non inficia tuttavia in alcun modo l'analisi degli effetti di shock indotti alle altre variabili di controllo.

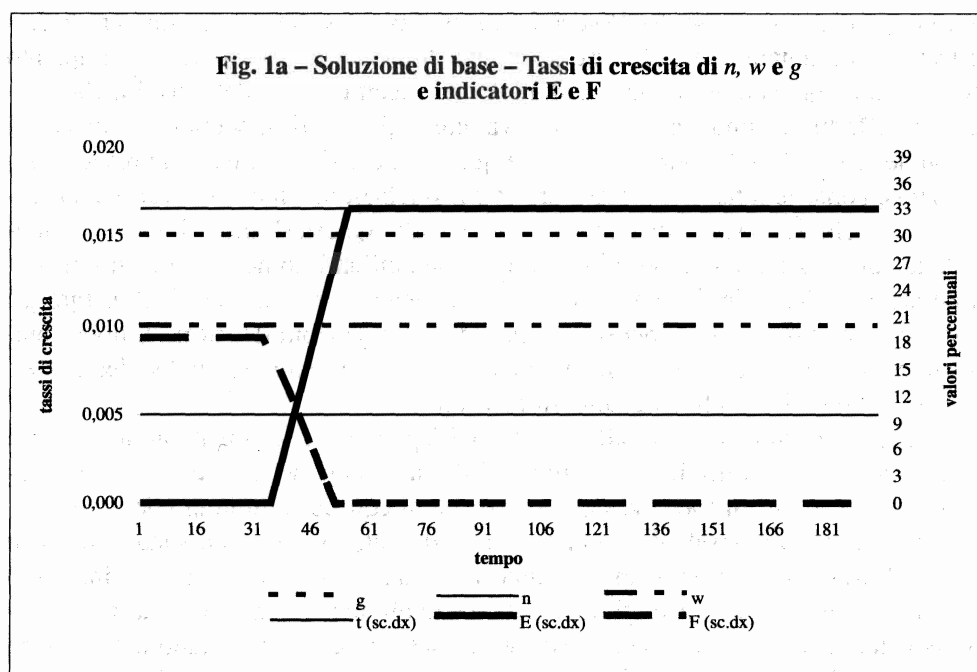
La specificazione del modello è stata sviluppata con riferimento ad un numero sufficientemente elevato di periodi (circa 200), tale da consentire di cogliere accuratamente sia le fasi di traversa sia le situazioni di equilibrio di lungo periodo.

La struttura temporale del modello può utilmente essere scomposta in tre fasi: la fase di avvio del sistema, in cui, anno dopo anno, 35 generazioni di individui effettuano versamenti contributivi a fronte dei quali non si hanno ancora spese pensionistiche; una seconda fase, a partire da $t=36$, in cui cominciano a comparire generazioni di pensionati e quindi crescenti erogazioni di spesa pensionistica; una terza fase in cui il sistema è a regime, a partire da $t=56$, in cui la collettività, composta da 35 generazioni di lavoratori e 20 generazioni di pensionati, viene seguita per altri 130 anni circa. In ogni periodo è possibile calcolare il gettito dei contributi e della spesa pensionistica, del livello del prodotto nazionale, del monte salari e degli indicatori di sostenibilità finanziaria e di equità intergenerazionale per dati sentieri temporali di n , w (quindi di g) e t .

Viene inizialmente calcolata una soluzione di base, in cui si ipotizzano tassi di crescita (w , n e g) e livelli dell'aliquota contributiva (t) costanti. Rispetto a questa soluzione di base si esaminano poi gli effetti di shock alle variabili di interesse (n , w e t). Le simulazioni sono di norma effettuate sotto il vincolo di costanza della quota distributiva ($q_w=0,56$), il che implica l'endogeneità del tasso di crescita del Pil, pari a $g=w+n+wn$. Nella maggior parte delle simulazioni presentate, nella soluzione di base i valori rilevanti dei parametri sono i seguenti: $n=0,5\%$, $w=1\%$ (da cui $g=1,5\%$) e $t=33\%$. Le simulazioni saranno effettuate considerando sia il caso in cui s è fisso e pari all'1,5%, sia il caso in cui è endogeno, pari a g .

La figura 1a mostra, oltre ai vettori dei tassi di crescita di w , n , g , la dinamica dell'aliquota contributiva t , dell'aliquota di equilibrio E , e del saldo finanziario F_t . E_t è pari a 0 per i primi 35 periodi, in cui non vengono erogate pensioni, e mostra un andamento linearmente crescente sino a $t=56$, sino al raggiungimento del livello del 33%, che rappresenta appunto la soluzione di *steady state*. Analogamente, F_t presenta un avanzo pari al 18,48% del Pil (corrispondente a $q_w t$) per il periodo in cui non si hanno pagamenti pensionistici, avanzo che declina linearmente per raggiungere in $t=56$ il pareggio di bilancio.

⁷ Il modello è stato specificato, con ingombranti elaborazioni, utilizzando fogli elettronici Excel, che l'autore sarà lieto di mettere a disposizione di chi lo richieda.

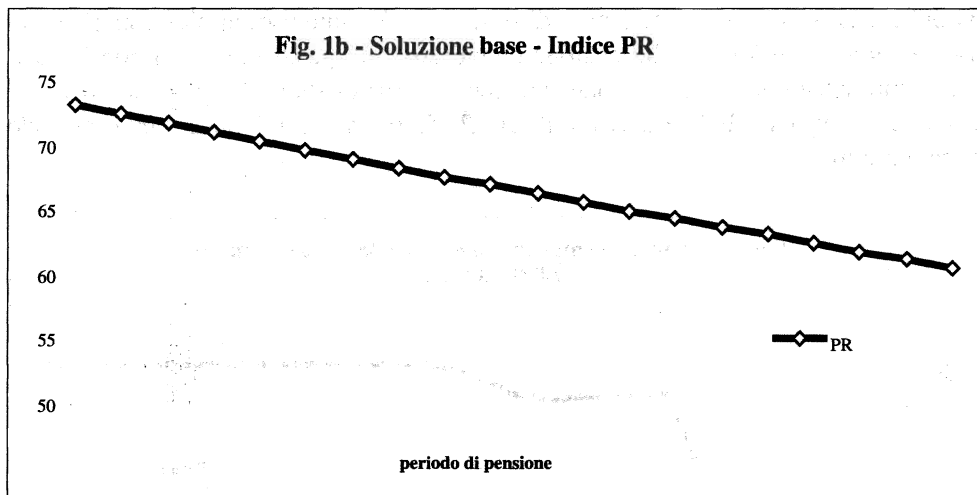


La figura 1b mostra invece l'indicatore PR_t , che descrive l'evoluzione nel tempo del rapporto tra la pensione della più giovane generazione a riposo e il livello medio del salario, che assume un valore pari al 73,3 nel primo anno in cui la generazione i -esima inizia il periodo pensionistico, e che raggiunge il valore di 60,7 dopo 20 anni: si tratta di una riduzione cospicua che testimonia la rilevanza del fenomeno delle pensioni d'annata implicito nella riforma Dini (Gronchi, 1996).

Utilizzando il modello succintamente descritto si è effettuata una serie di simulazioni in cui sono stati impressi shock di varia natura alle variabili n , w e t . Gli shock considerati sono di tre tipi:

- shock *permanenti*: a partire dal periodo 60-esimo periodo (vale a dire quando il sistema pensionistico è ormai a regime) si modifica permanentemente il tasso di crescita di n o w o il livello dell'aliquota contributiva t ;
- shock *temporanei*: a partire dal 60-esimo periodo si modificano alternativamente n , w e t per 5 anni, dopodiché il loro valore è riportato a quello della soluzione di base;
- shock *ciclici*: a partire dal 60-esimo periodo le variabili di controllo sono aumentate e diminuite per 5 volte di valori superiori e inferiori alla media costituita dalla soluzione di base.

Tutte le simulazioni sopra descritte sono state realizzate in due diverse ipotesi per quanto riguarda il valore di s , il tasso di sconto delle pensioni. In una prima serie di simulazioni s è posto, come previsto dalla legislazione italiana, pari a 1,5. Nella seconda serie di simulazioni esso è endogeno, pari al tasso di crescita del Pil, come richiederebbe un SRC puro.



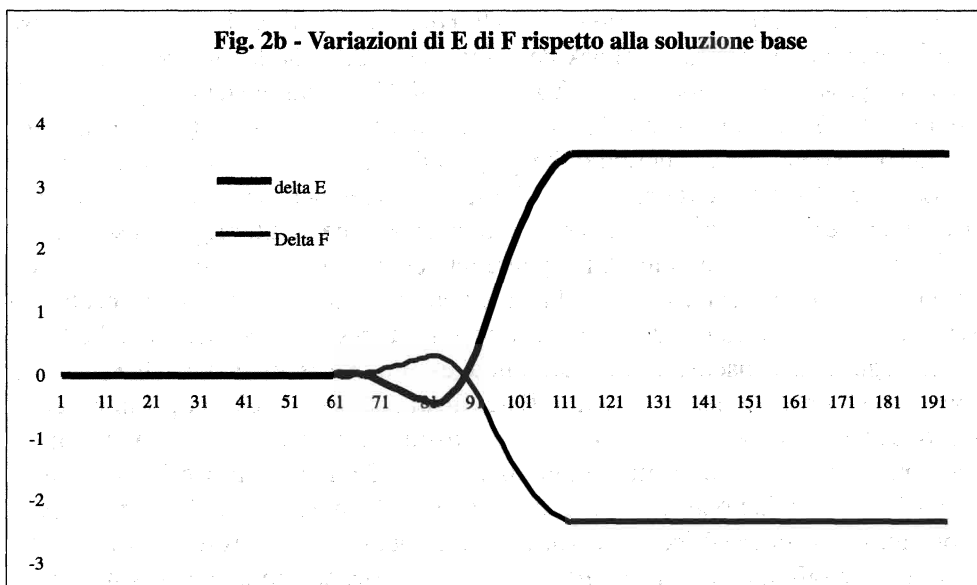
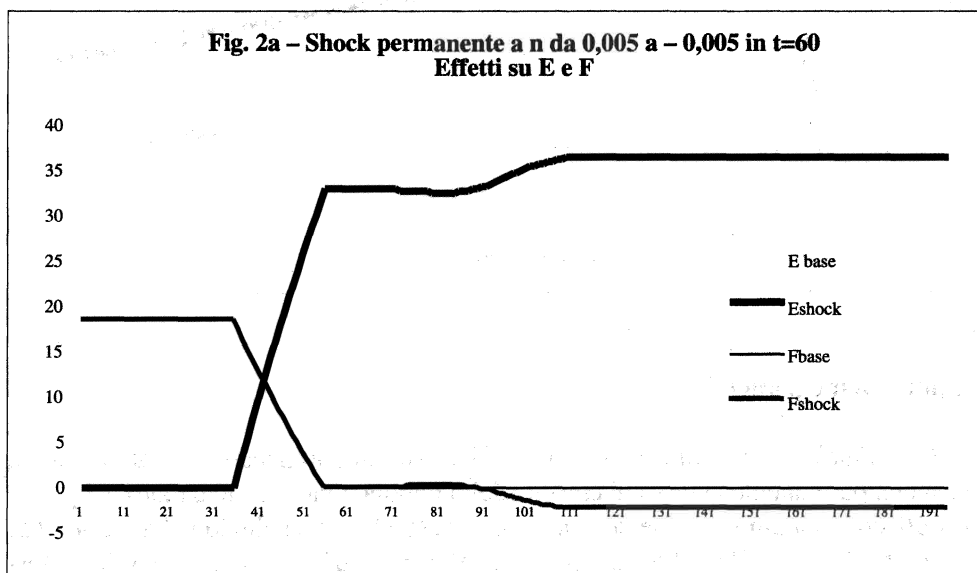
4. Shock demografici

Uno shock permanente. Il primo esercizio su cui soffermeremo l'attenzione è uno shock permanente al tasso di crescita della popolazione (occupazione) nel periodo $t=60$, con una diminuzione del suo valore da $0,005$ della soluzione base a $-0,005$. Come introduzione alla lettura dei risultati delle simulazioni può essere utile soffermarsi sulle figure *2a* e *2b*.

Nella prima figura sono rappresentati gli indicatori E_t e F_t nella soluzione di base e nella soluzione sottoposta a shock demografico. L'aliquota di equilibrio in seguito allo shock passa da un valore di *steady state* pari al 33% (il valore dell'aliquota contributiva) a 36,5%. La diminuzione di n determina infatti, per l'ipotesi di costanza di q_w , una riduzione della crescita del Pil di lungo periodo da 1,5 a 0,5%, un valore inferiore al tasso di sconto delle pensioni $s=1,5\%$. L'aspetto interessante dell'esercizio è la dinamica del processo: la nuova soluzione di *steady state* viene infatti raggiunta solo intorno al periodo $t=113$, e - aspetto di maggiore interesse - il percorso descritto da E_t non è monotono, ma presenta, rispetto alla soluzione base andamenti ora crescenti, ora decrescenti. Si coglie con evidenza come la risposta a shock del sistema sia molto lenta.

La figura *2b* consente di cogliere più agevolmente le variazioni di E_t e di F_t , ovviamente correlate negativamente. Essa mostra che lo shock nei primi 6 periodi produce un innalzamento di misura piuttosto limitata di E_t , che raggiunge il valore massimo in $t=63$, e ritorna quindi al valore 0 alla fine di $t=67$. Inizia quindi una fase di variazione negativa, di intensità più consistente, che raggiunge il valore massimo in $t=82$, con una variazione rispetto alla controllo pari a $-0,435$. In $t=89$ si raggiunge ancora il valore $E_t=0$ e si procede rapidamente sino a raggiungere la nuova situazione di *steady state* in $t=113$. Andamento simmetrico presenta la variabile F_t . È senza dubbio sorprendente che per un numero di periodi molto ampio nel trentennio che segue allo shock, contrariamente all'intuizione associata alle soluzioni di *steady state*, si manifestino avanzi del bilancio pensionistico. Viene così pienamente confermata l'ipotesi (Bosi 1995) secondo cui l'ana-

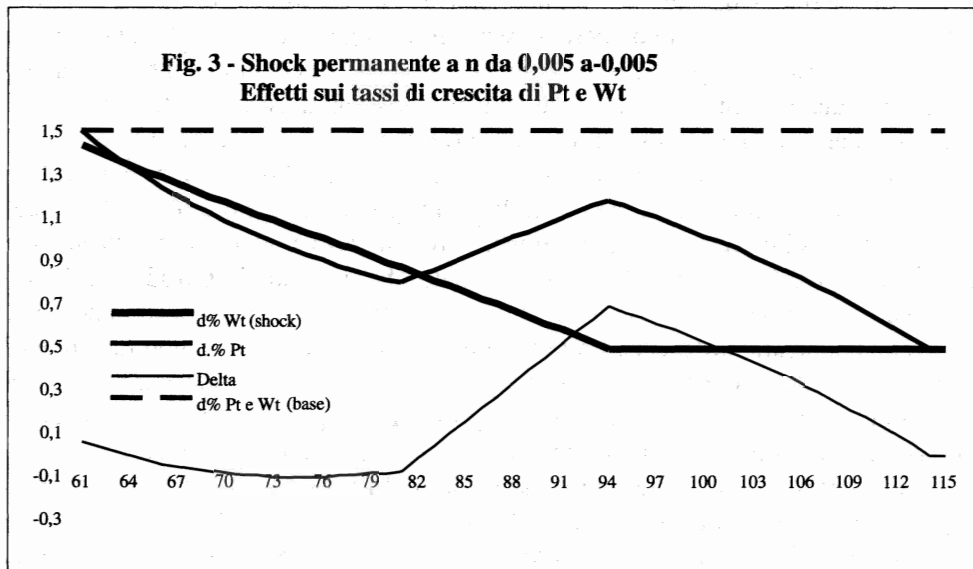
lisi del processo dinamico consente di osservare fenomeni dinamici complessi di *over-* e *undershooting*. La dimensione quantitativa di questi fenomeni non è particolarmente accentuata ma non può considerarsi irrilevante. Nel periodo $t=81$ la variazione negativa di E_t è pari infatti al 12,3% della variazione di lungo periodo (di segno opposto).



Possiamo cercare di fornire una spiegazione intuitiva della dinamica particolare di E_t appena descritta. Considerazioni analoghe serviranno per comprendere anche l'andamento di F_t . La prima fase, della durata di pochi anni, in cui E_t aumenta è attribuibile a fenomeni di ordine minore, connessi al fatto che il monte salari

reagisce immediatamente allo shock demografico, mentre le pensioni, per le modalità del loro calcolo, reagiscono solo con un anno di ritardo.

Merita invece una più attenta considerazione l'effetto di *undershooting* che perdura sino a $t=89$. La figura 3 può aiutare nella comprensione di questo andamento. In essa sono rappresentati i tassi di variazione rispetto all'anno precedente del monte pensione e del monte salari, sia nella soluzione base (ove essi sono pari, in entrambi i casi, a 1,5), sia nella soluzione sottoposta a shock. È anche rappresentata la differenza tra i tassi di crescita delle due variabili nella soluzione sottoposta a shock. Possiamo vedere che il tasso di crescita del monte salari declina linearmente da 1,5 a 0,5 sino a raggiungere la nuova soluzione di *steady state*. La spiegazione dell'effetto di *undershooting* va quindi ricercata nell'andamento del tasso di crescita delle pensioni che vediamo restare al di sotto di quello del monte salari per 20 anni, poi recuperare crescendo a tassi superiori e, infine, dopo 35 anni dallo shock, declinare ancora per assestarsi sul valore di lungo periodo.



Nella prima fase di 20 anni, la minore crescita rispetto alla soluzione base sia del monte pensioni sia del monte salari dipende dal fatto che la caduta dell'occupazione produce una riduzione del tasso di crescita del Pil e quindi del monte contributivo, nel caso delle pensioni, e una riduzione dell'occupazione totale, nel caso del monte salari. In una fase iniziale, che dura 35 anni, il monte pensioni non è influenzato *direttamente* dalla dinamica negativa della popolazione, ma lo è solo indirettamente per l'effetto che questa produce sul tasso di crescita del Pil (si ricorda ancora una volta il vincolo $g=w+n+wn$). Sia nel caso di P_t , sia in quello di W_t , il processo di riduzione del tasso di crescita è graduale, ma la caduta del Pil, in considerazione del meccanismo di accumulazione dei contributi, ha un'influenza negativa più intensa sul tasso di crescita di P_t , rispetto a quella che la riduzione dell'occupazione complessiva ha sul tasso di crescita di W_t . Il monte contributivo è infatti costituito da una serie di 35

addendi in cui i contributi sono capitalizzati utilizzando i tassi di crescita del Pil. La variazione del tasso di crescita del Pil nel primo periodo in cui si manifesta lo shock ha effetto su *ciascuno* di quegli addendi. Nel caso dell'occupazione totale, anch'essa risultante dalla somma di 35 addendi costituiti dalla numerosità delle generazioni di soggetti che lavorano, la variazione di n influisce solo *sull'ultimo* di essi.

La dinamica subisce una modificazione una volta trascorsi 20 anni dallo shock, momento a partire dal quale il tasso di crescita del monte pensioni si innalza e supera per un certo numero di anni quello del monte salari. Dopo 20 anni dallo shock, prende infatti il sopravvento un altro effetto, connesso al fatto che il numero complessivo dei pensionati per altri 15 anni continuerà ad essere influenzato dalle più numerose coorti presenti prima dell'intervento dello shock demografico. Dopo 35 anni dallo shock questo effetto si esaurisce, in quanto tutti i pensionati apparterranno a coorti entrate in scena in periodi successivi a quello dello shock demografico. Il tasso di crescita del numero dei pensionati pertanto si riduce gradualmente sino a raggiungere il valore di *steady state*.

Uno shock temporaneo. La figura 4 mostra l'effetto di uno shock temporaneo di 5 anni, in cui n è ridotto da 0,5% a 0, per poi riprendere un tasso di crescita pari allo 0,5%. La temporaneità dello shock comporta il recupero nel lungo periodo della soluzione di *steady state* di base, ma per un periodo non breve resta traccia di una dinamica abbastanza particolare. E_t in una prima fase aumenta, poi diminuisce rispetto al valore di base, cresce ancora in misura sensibile e in $t=118$ ritorna alla soluzione di base.

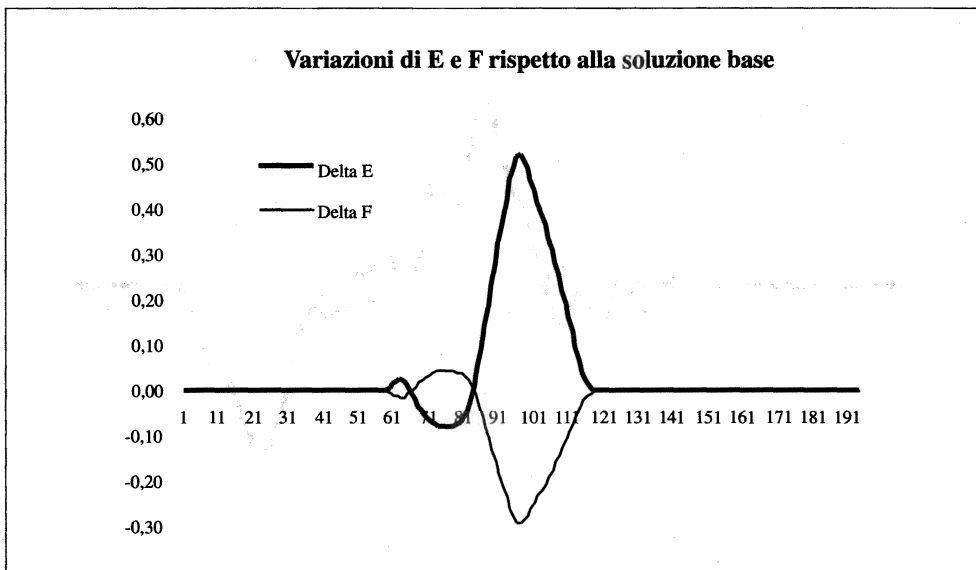
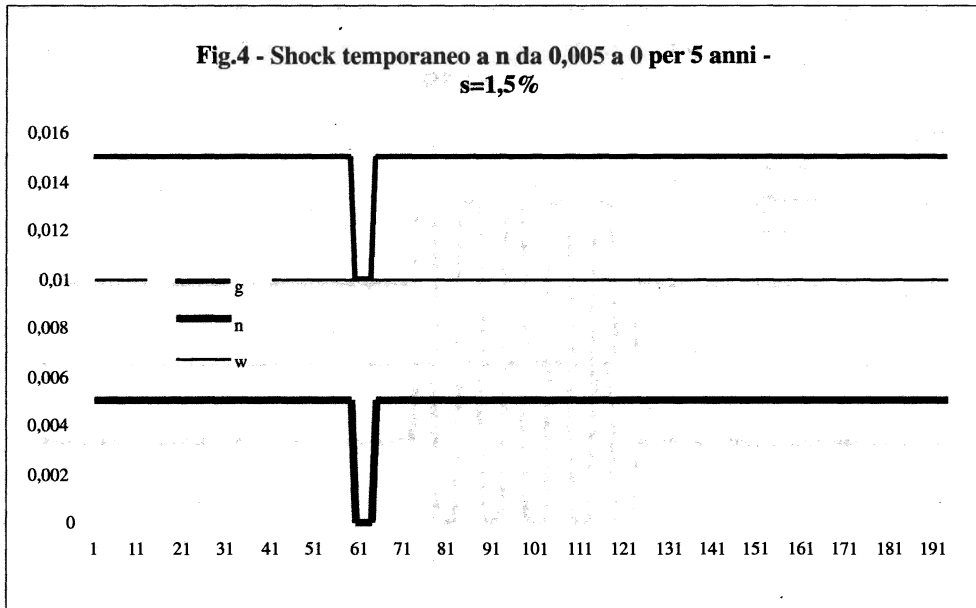
Uno shock ciclico. La figura 5 propone gli effetti di shock ciclici. È possibile intuire una connessione tra la dinamica di E_t in questo esercizio e in quello precedente, di cui costituisce una complicazione. In questo caso è interessante sottolineare che la dinamica della variabile E_t , nella fase finale, che si prolunga sino ad oltre il 160-esimo periodo, presenta variazioni negative vistose tra il 130 e il 160-esimo periodo.

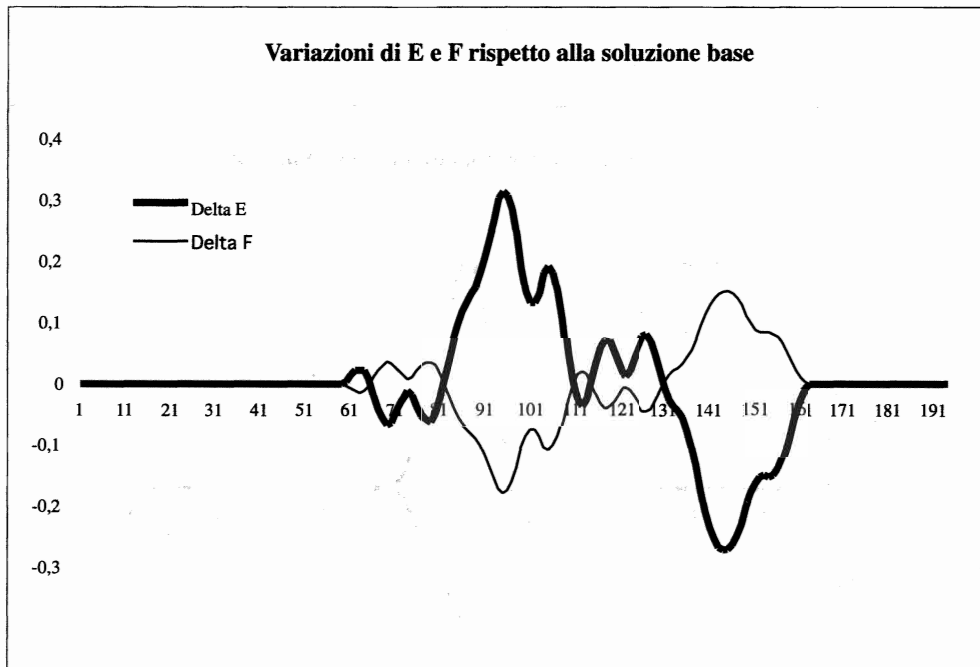
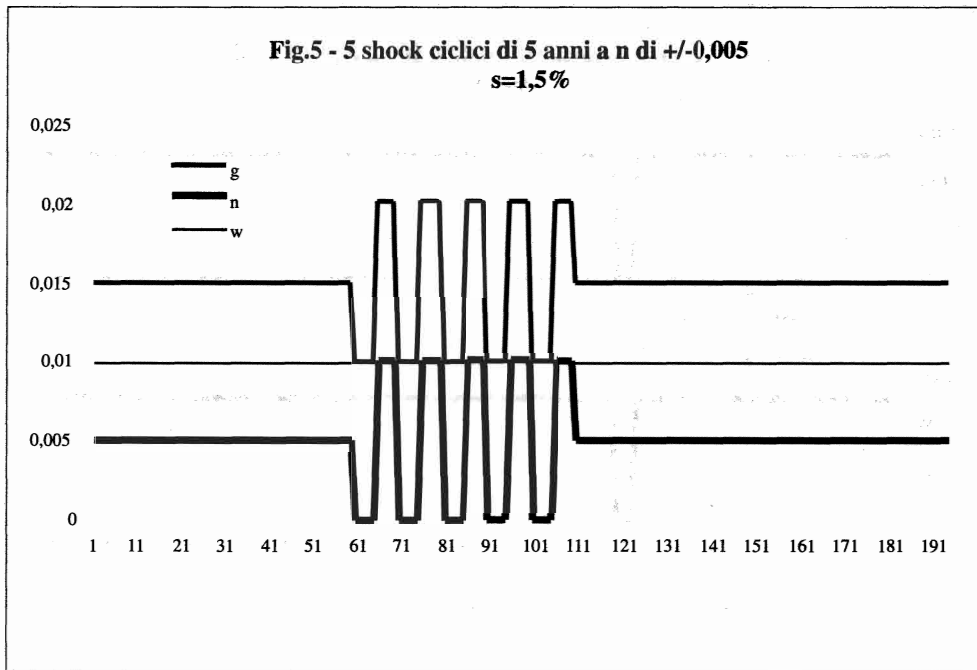
L'equazione alle differenze finite che descrive la variabile E_t è non lineare e di ordine 35: non deve quindi stupire se le sue reazioni dinamiche non sono banali. Ma quali conclusioni si possono trarre per il problema di politica economica a cui è dedicata questa nota? L'impressione è che la modificazione decennale dei coefficienti di trasformazione (vale a dire variazioni del livello delle pensioni) non può rappresentare uno strumento efficace. Tale conclusione viene rafforzata se si tiene conto che la realtà è oltremodo più complessa di quella rappresentata nei semplici esercizi ora presentati ed è assai improbabile che il *policy maker* abbia una conoscenza accurata delle relazioni causali tra shock e dinamica di E_t e di F_t .

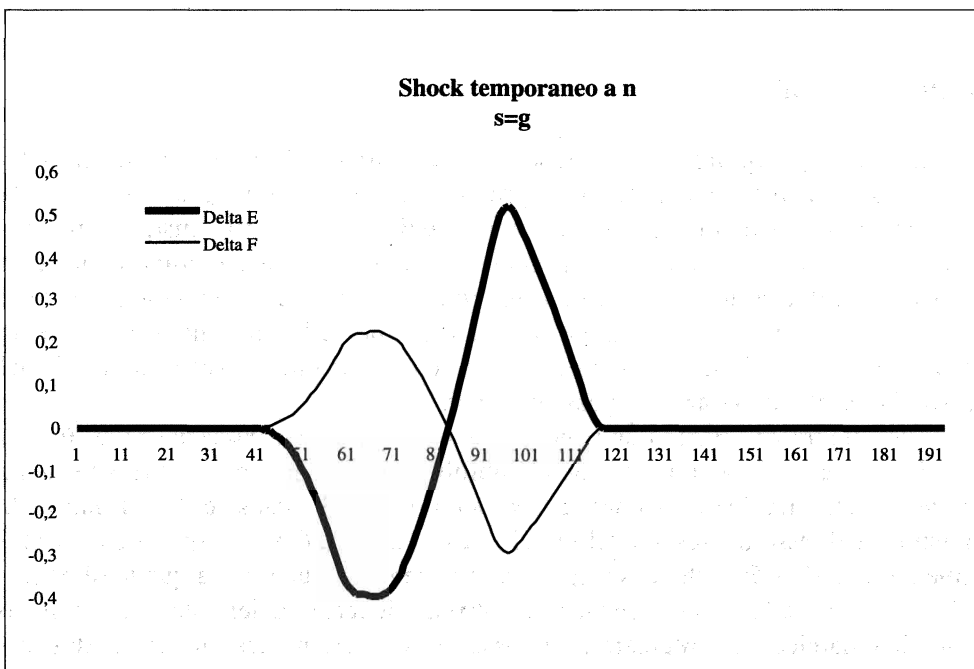
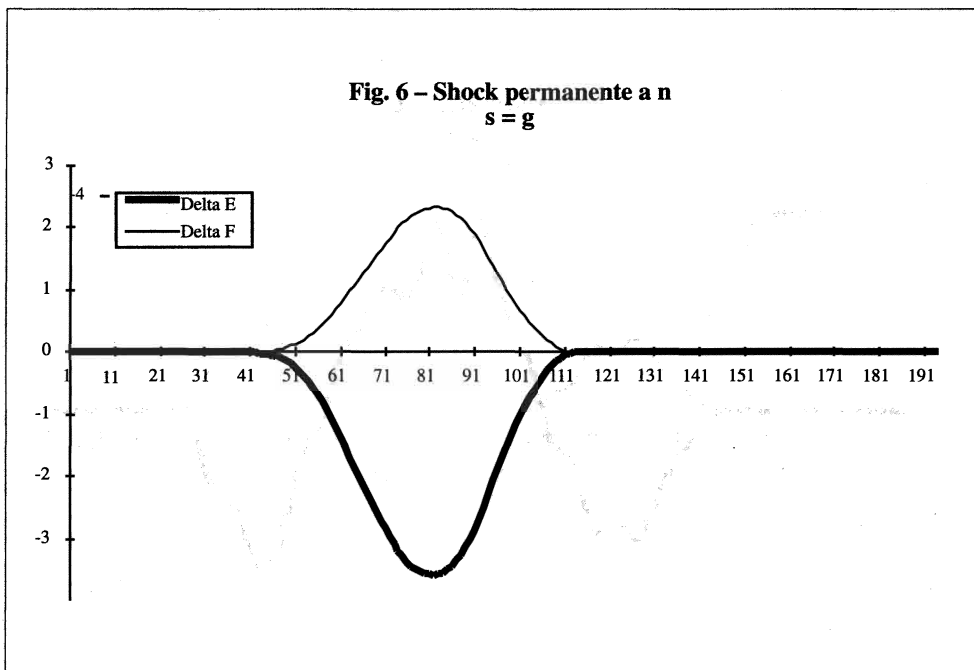
È poi anche molto probabile che in una situazione di previsione imperfetta, vengano colti dagli indicatori segnali sbagliati che inducono a operare nella direzione opposta rispetto a quella appropriata al controllo di lungo periodo.

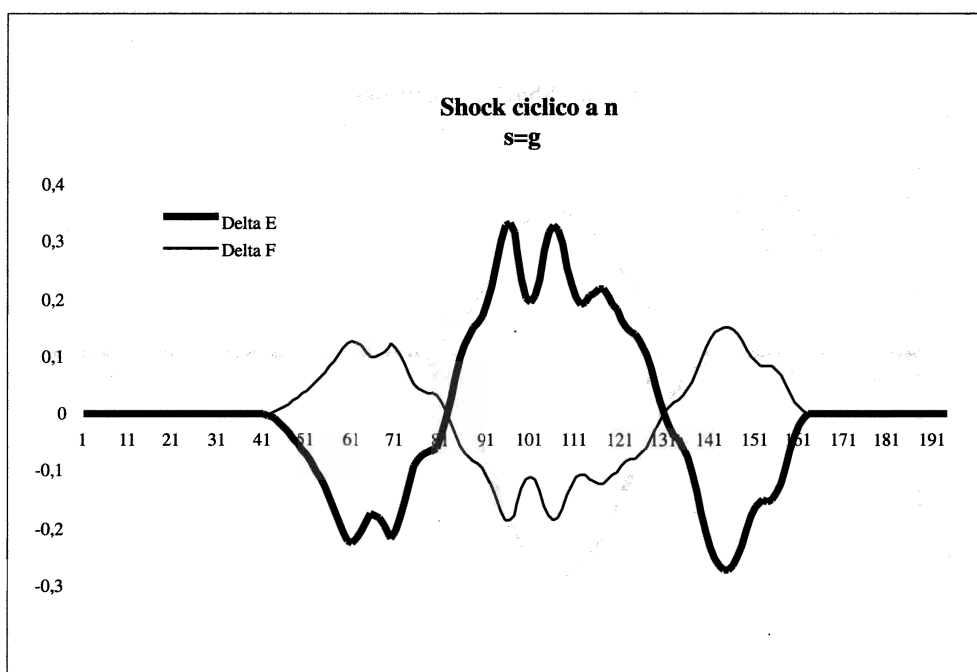
Simulazioni con $s=g$. Passiamo ora a considerare la medesima serie di tre simulazioni nell'ipotesi in cui $s=g$ ⁸. I risultati dei tipi di shock demografici esaminati sono rappresentati congiuntamente nella figura 6.

⁸ La lettura dei risultati di questo set di simulazioni richiede una precisazione: allorchè si pone $s=g$, si immagina che il valore delle pensioni sia sempre ricalcolato anno dopo anno sulla base di una *previsione corretta* del tasso di crescita del Pil futuro. È per questa ragione che nella figura 6 si hanno effetti sugli indicatori in periodi di tempo *antercedenti* a quello in cui ($t=60$) è stato introdotto lo shock. Poichè gli sock influiscono su g , ne risultano influenzate, in un contesto di previsione perfetta, anche le rate pensionistiche dei venti anni precedenti. È ovvio che in un contesto reale tale previsione non è realizzabile e ci si dovrà accontentare di una sua approssimazione e di criteri che tengano conto, in qualche misura, dei diritti acquisiti. Ci sembra tuttavia che l'esercizio conservi un suo interesse analitico.









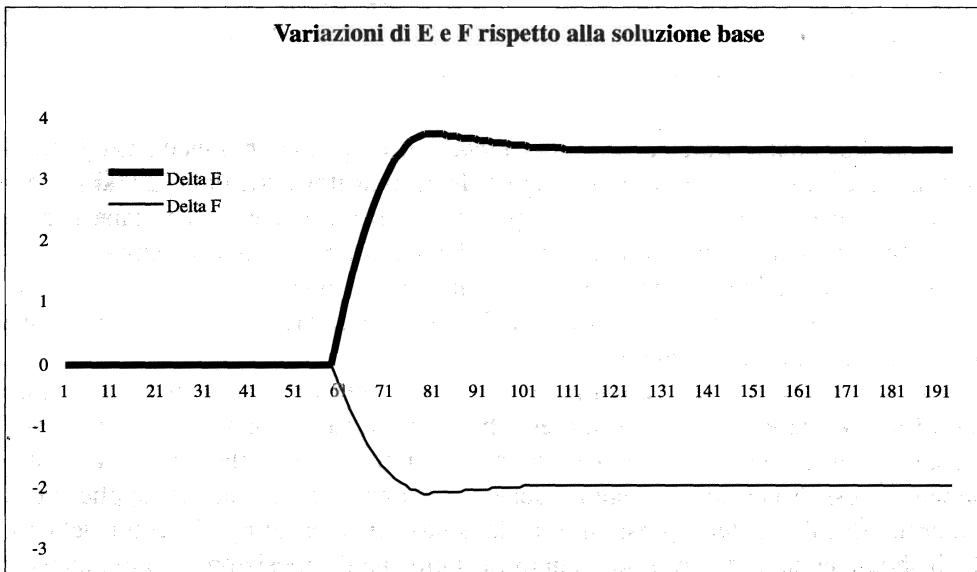
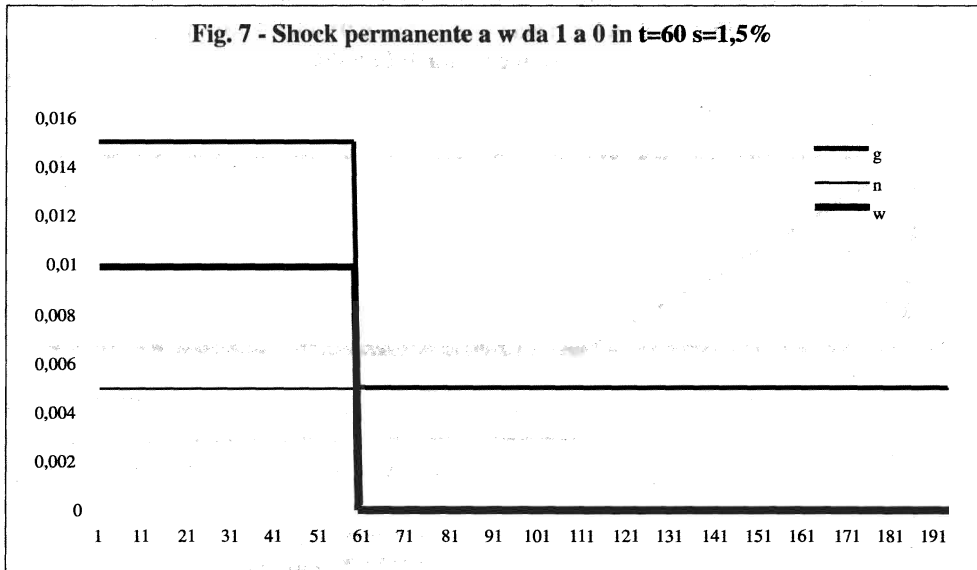
Come insegnano gli studi sulle soluzioni di *steady state*, in questo caso lo shock permanente non produce una modificazione dell'equilibrio di lungo periodo. Vi è tuttavia un periodo intermedio, anche in questo caso molto lungo, ma meno lungo di quello del caso con $s=0,015$, in cui E_t e F_t si modificano con una dinamica, ancora una volta, non semplice.

5. Shock salariali

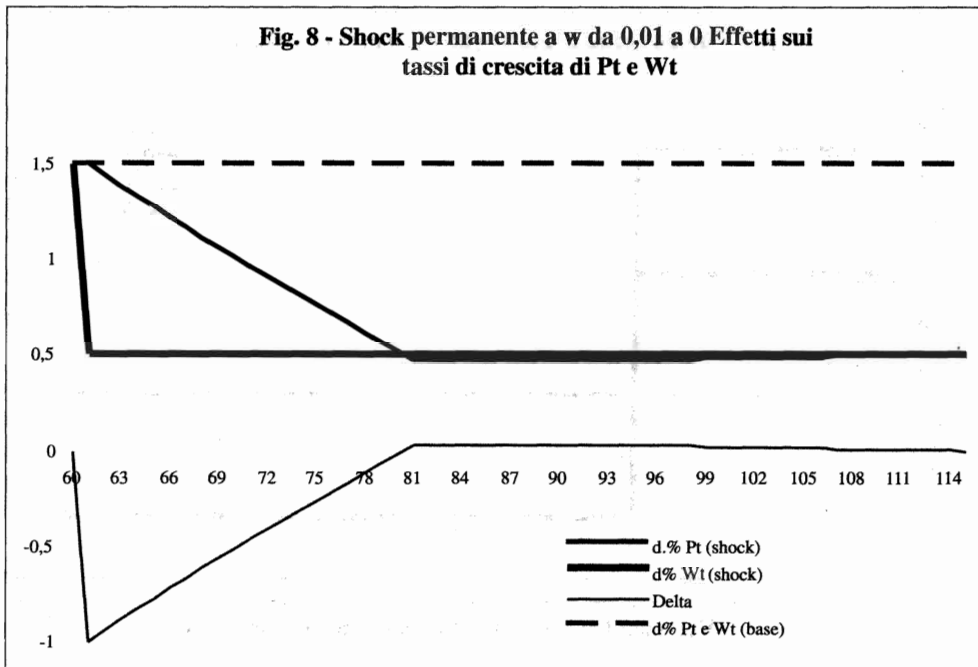
In questo paragrafo si esaminano gli effetti dinamici di uno shock salariale, indotto da una modificazione della produttività. Si continuerà ad assumere la costanza di q_w . Saranno esaminati gli stessi tre tipi di shock già illustrati nel paragrafo precedente (permanente, temporaneo e ciclico). Si effettueranno, anche in questo caso, due serie di prove: la prima in cui $s=0,015$ e la seconda in cui $s=g$.

Uno shock permanente. Il primo esercizio prevede uno shock permanente impresso alla soluzione base consistente in una riduzione, a partire da $t=60$, del tasso di crescita dei salari, che passa da 1 a 0.

Nella figura 7 vediamo l'andamento nel tempo di E_t , che passa dal 33 al 36,5%, e di F_t , che dalla situazione iniziale di equilibrio raggiunge, nella nuova situazione di *steady state*, un disavanzo pari a 1,96 punti del Pil. La causa è da attribuire alla riduzione del tasso di crescita del Pil, che passa da 1,5 a 0,5%, rispetto a s , costantemente pari all'1,5%, che costringe a pagare pensioni superiori a quelle di equilibrio in un regime SRC puro. Anche in questo caso le reazioni del sistema sono molto lente; la dinamica è più regolare e si possono osservare modesti fenomeni di *over-shooting*.



Per dare una spiegazione intuitiva di questa dinamica può soccorrere la figura 8, dalle caratteristiche analoghe alla figura 3, che rappresenta l'andamento dei tassi di crescita annui di P_t e W_t e il suo scostamento. La caduta salariale determina un immediato crollo del monte salari che, subito dopo lo shock, crescerà solo per effetto della crescita dell'occupazione dello 0,05%. Il rallentamento della crescita del monte pensioni è invece graduale e raggiunge il minimo dopo 20 anni dallo shock, allorché tutte le pensioni del sistema sono calcolate sulla base dei nuovi e più bassi livelli salariali. Per la presenza di un ritardo nella calcolo delle pensioni rispetto alla variazione salariale, il valore minimo del tasso di crescita raggiunto $t=95$ da P non è 0,05, ma un valore inferiore, pari a 0,047, che viene recuperato tuttavia in un lungo periodo successivo. Solo in $t= 115$ le dinamiche di W_t e P_t di nuovo coincidono.



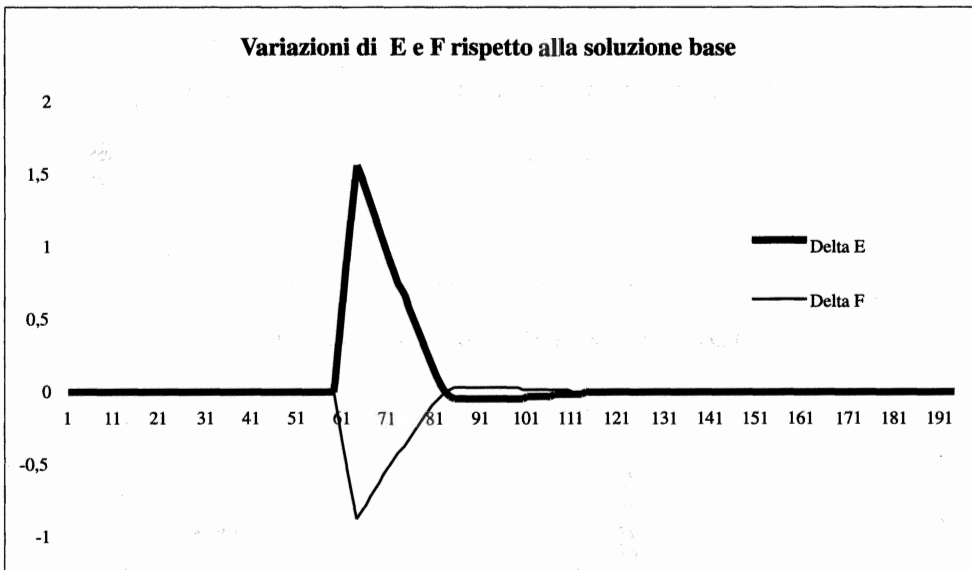
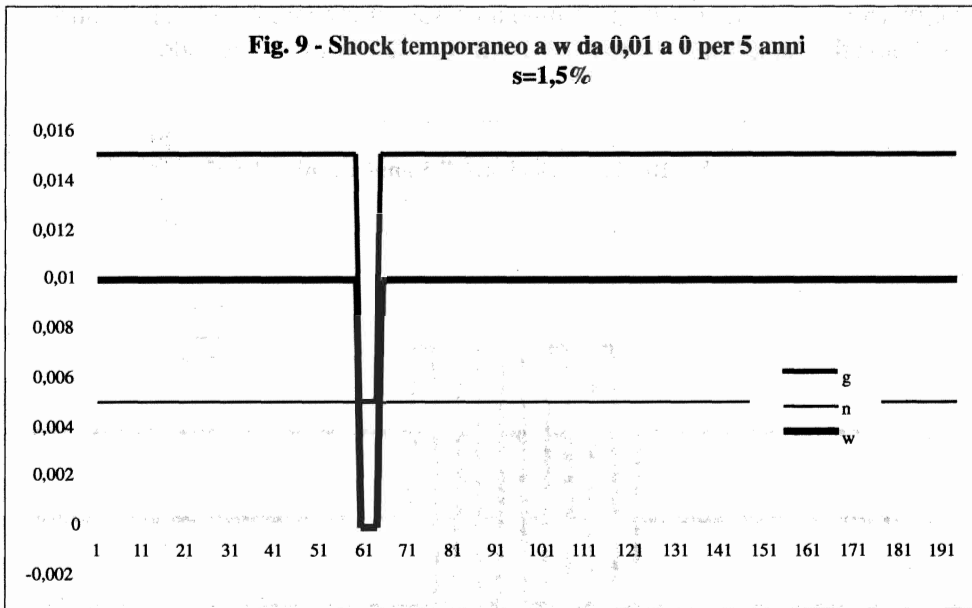
Uno shock temporaneo e uno shock ciclico. Lo shock temporaneo (vedi la figura 9) produce una variazione molto rapida degli indicatori, che dopo 20 anni recuperano sostanzialmente i valori di *steady state* iniziali, anche se permane per un lungo numero di anni un fenomeno di *overshooting* di modestissima entità.

Lo shock ciclico (figura 10) determina invece una successione di *up and downs*, coerenti con le caratteristiche dello shock temporaneo, che introduce una notevole variabilità alla dinamica.

Simulazioni con $s=g$. Nella figura 11 sono rappresentate le simulazioni dei tre tipi di shock già esaminati nell'ipotesi che $s=g$. Si rammentano, anche in questo caso, i caveat (cfr. la nota 8) nella lettura dei risultati con particolare riguardo all'implicita ipotesi di perfetta previsione delle variazioni degli shock nell'applicazione dei criteri di calcolo delle pensioni. L'andamento dei valori di E_t e F_t , come nel caso degli shock demografici, è condizionato dal fatto che l'imposizione di $s=g$, insieme all'ipotesi di costanza della quota q_w , comporta necessariamente il recupero di una posizione di *steady state* identica a quella della soluzione base.

Rispetto agli effetti degli shock demografici si può notare che la risposta dinamica del sistema SRC, nel caso di shock salariali, è meno complessa, anche se i tempi di reazione hanno gli stessi ordini di dimensione temporale. È invece dello stesso ordine di grandezza la reazione sugli indicatori di sostenibilità E_t e F_t : nel caso dello shock demografico permanente, una variazione negativa di un punto di n determina un innalzamento di E_t di 3,53 punti, mentre un abbassamento di un punto di w produce un incremento di 3,49 punti. Le analoghe variazioni per F_t sono rispettivamente -2,34 e -1,95 punti.

L'esame delle simulazioni relative a modificazioni di w sembrano confermare le considerazioni svolte a proposito dello shock demografico sull'inidoneità di un processo di revisione a cadenza decennale.

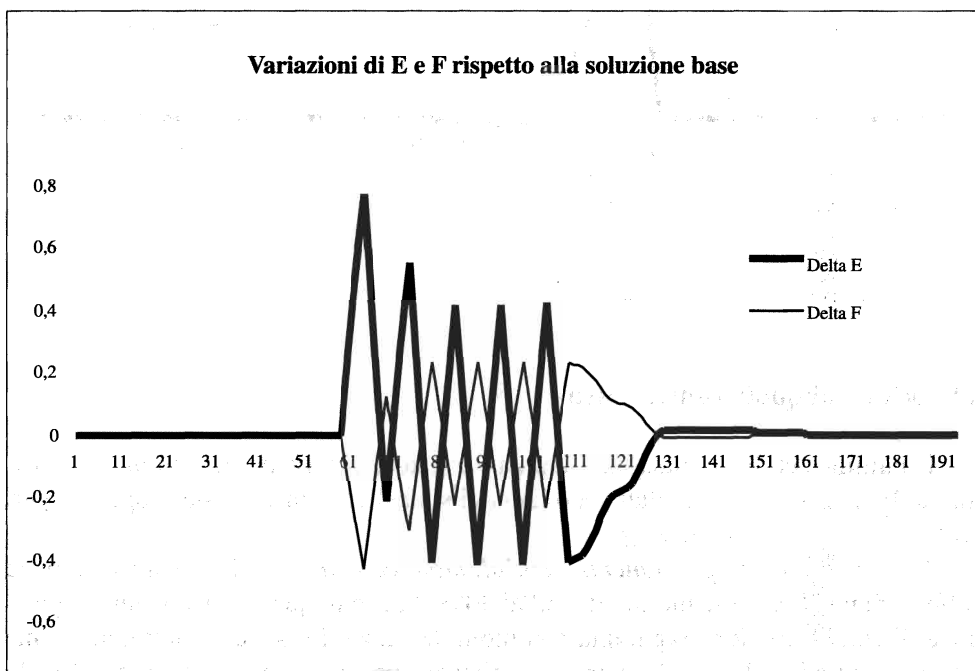
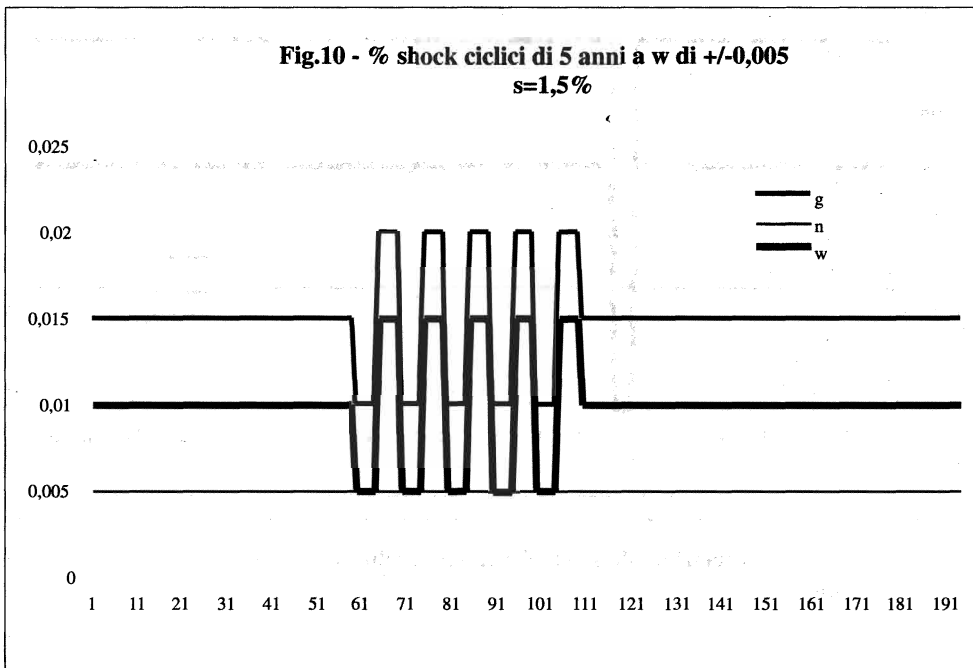


6. Shock all'aliquota contributiva

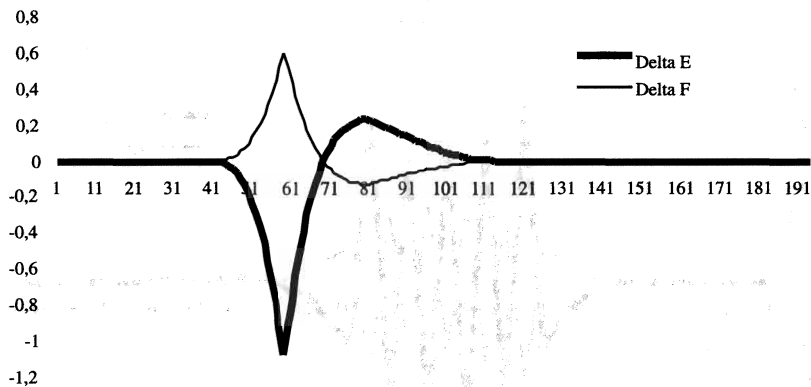
Un ultimo set di simulazioni esamina variazioni del livello dell'aliquota contributiva. In questo caso i risultati sono identici sia nel caso in cui s sia esogeno e pari a 0,015, sia nel caso in cui $s=g$.

Un abbassamento permanente dell'aliquota contributiva. La figura 12 mostra l'effetto di un abbassamento di t dal 33 al 30%. Anche in questo caso la nuova posizione di equilibrio viene raggiunta con molta lentezza. Lo shock determina, come è ovvio, immediati larghi disavanzi nel bilancio pensionistico, in quanto il livello

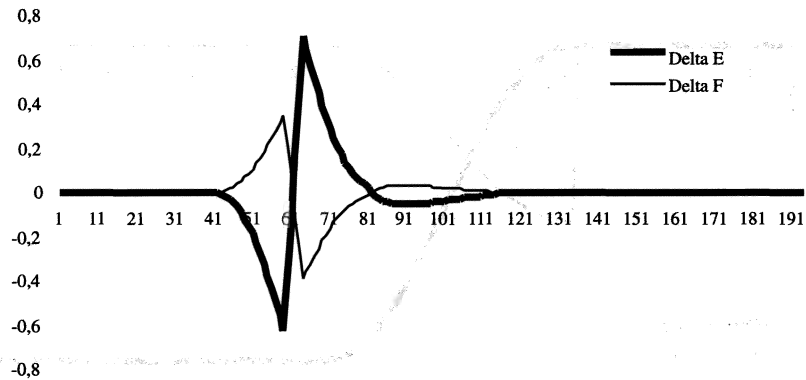
delle pensioni continua per lungo tempo ad essere commisurato a livelli contributivi più elevati. L'equilibrio viene recuperato solo al 120-esimo periodo.

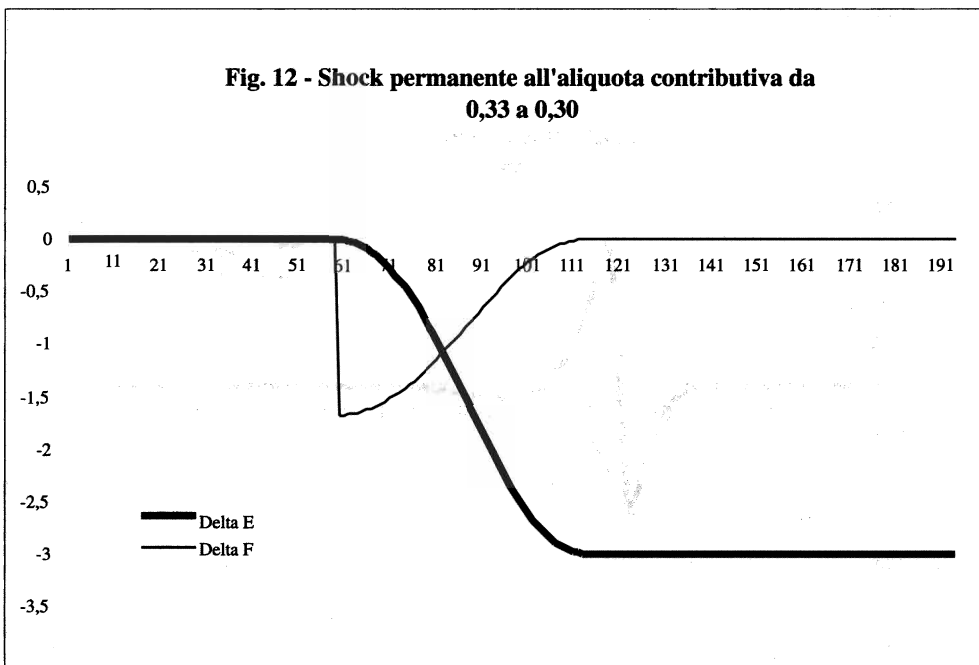
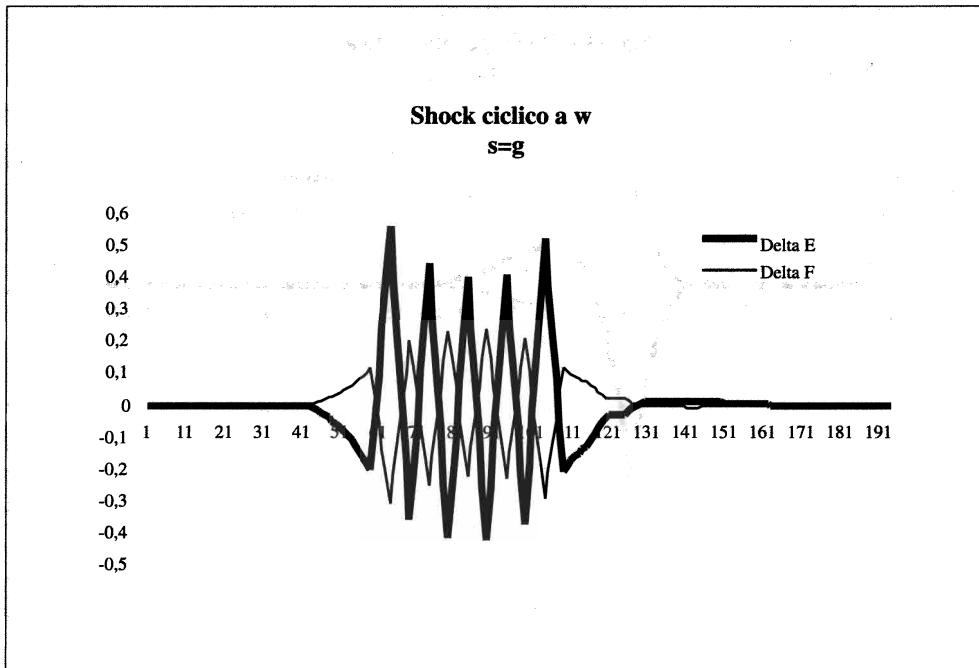


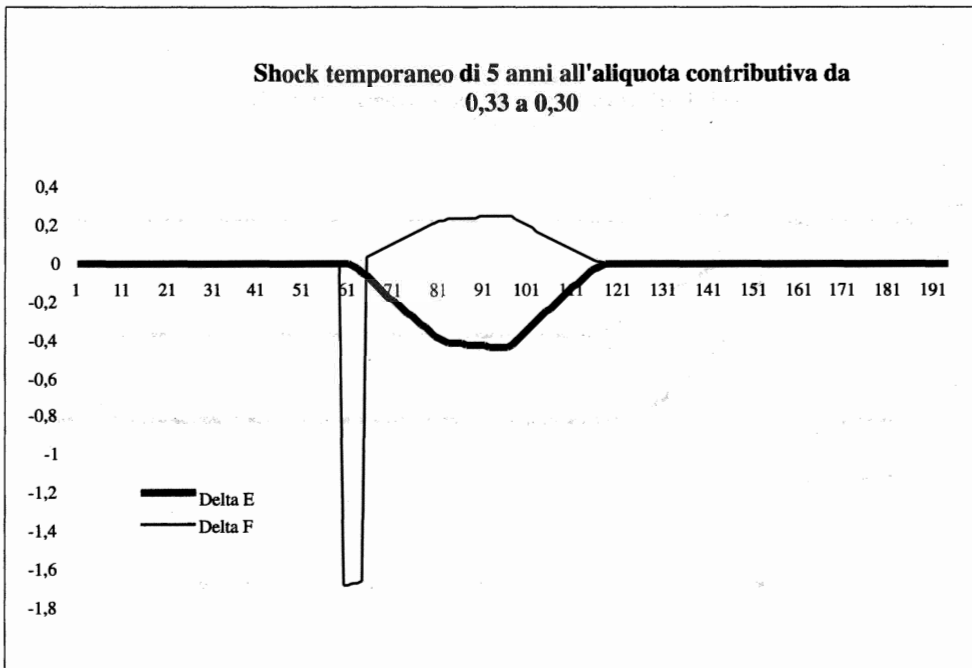
**Fig. 11 - Shock permanente a w
 $s=g$**



**Shock temporaneo a w
 $s=g$**





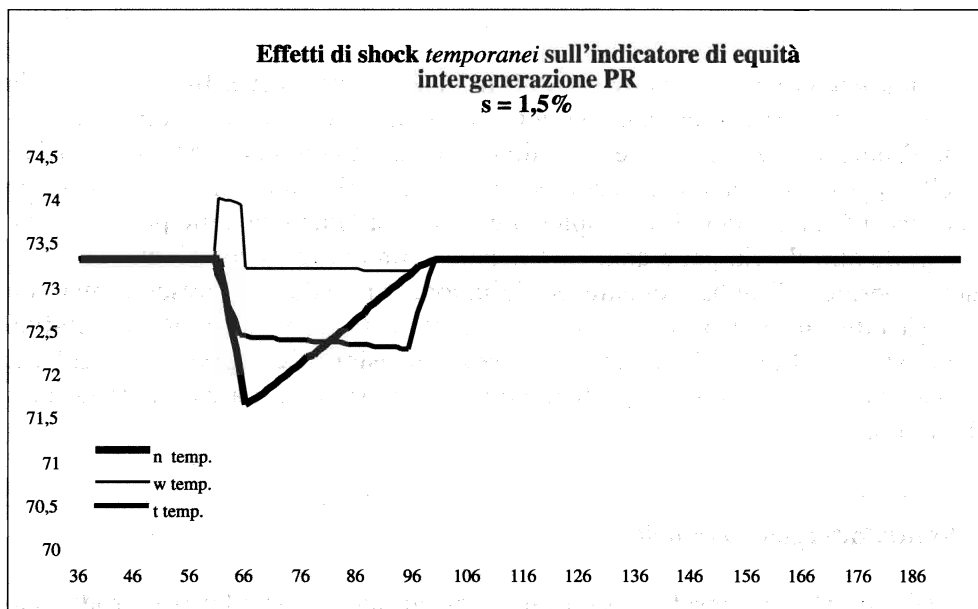
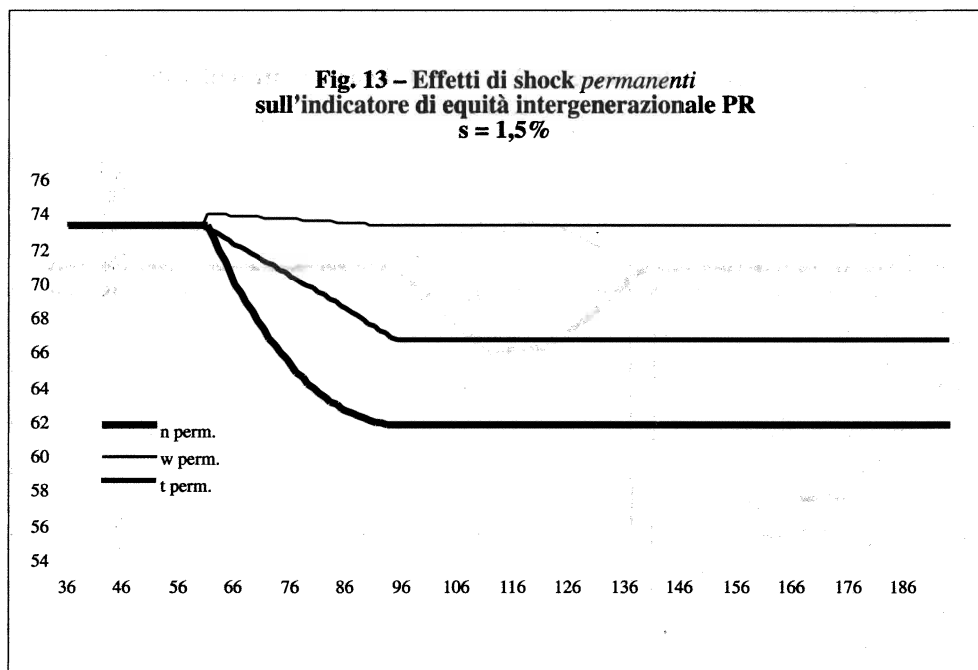


Un abbassamento temporaneo dell'aliquota contributiva. In questo caso la dinamica è più articolata, come si può più facilmente osservare dall'andamento dell'indicatore F_t . Questo è il risultato dell'andamento dei contributi sociali e della spesa pensionistica. I primi subiscono una flessione in $t=60$, che viene recuperata 5 anni dopo. Più complessa è invece la dinamica delle pensioni, che in seguito allo shock, per 5 anni cominciano a diminuire; successivamente, passato il periodo di abbassamento dell'aliquota, riprendono a crescere, ma con diversa intensità nel periodo che va da $t=65$ a $t=85$ e in quello successivo. Dopo 35 anni il tasso di crescita della spesa pensionistica aggregata si riduce, sino a riprendere in $t=120$ la soluzione di *steady state* pari a quella della soluzione base.

7. Equità intergenerazionale

Gli shock demografici, salariali e all'aliquota contributiva producono effetti anche sull'equità intergenerazionale, misurata dall'indicatore della posizione relativa PR_t . Nella figura 13 si presentano i profili temporali di PR_t relativi a sei degli esercizi di simulazione effettuati. Si sono tralasciati, perché poco aggiungono alla conoscenza del fenomeno, i casi relativi agli shock ciclici.

Nella simulazione di base, il grado di copertura è pari a circa il 73%. La variazione quantitativamente più significativa si manifesta in corrispondenza al caso di uno shock permanente a n . In tal caso PR_t si riduce al valore di 61,85. L'indice PR_t ,



come si è ricordato, è il rapporto tra la prima rata di pensione individuale e il salario vigente. Quest'ultimo non risulta influenzato dallo shock demografico: il salario cresce quindi permanentemente al tasso di crescita dell'1% come nella soluzione base. Subisce invece un rallentamento la pensione individuale, perché la caduta di n produce una riduzione di g e quindi un abbassamento del tasso di capitalizzazione dei contributi. Il fenomeno si manifesta gradualmente e dopo 35 anni raggiunge la massima intensità.

Una riduzione permanente dell'aliquota contributiva t riduce, come è ovvio, i contributi e quindi il livello delle pensioni individuali. Anche in questo caso il fenomeno raggiunge il massimo dell'effetto con gradualità. Pr_t si assesta su valori intorno a 66,65.

Praticamente irrilevante è invece l'effetto di uno shock permanente ai salari. In tal caso sia il numeratore sia il denominatore dell'indice subiscono una diminuzione. È però immediato l'impatto sul salario, mentre nella fase iniziale avviene con gradualità sulla pensione individuale: ciò spiega l'elevazione, seppure di modesta entità, di PR nell'anno immediatamente successivo allo shock, che viene riassorbita in 35 anni.

Osservando la parte inferiore della figura 13, si può poi notare che gli shock di carattere temporaneo non sembrano alterare in misura significativa l'indicatore di equità intergenerazionale.

Alla luce di queste prove sembra quindi di potere concludere che il controllo del SRC, per gli aspetti relativi all'equità intergenerazionale, debba concentrarsi prevalentemente sugli effetti di shock demografici *duraturi*.

8. Inadeguatezza degli strumenti

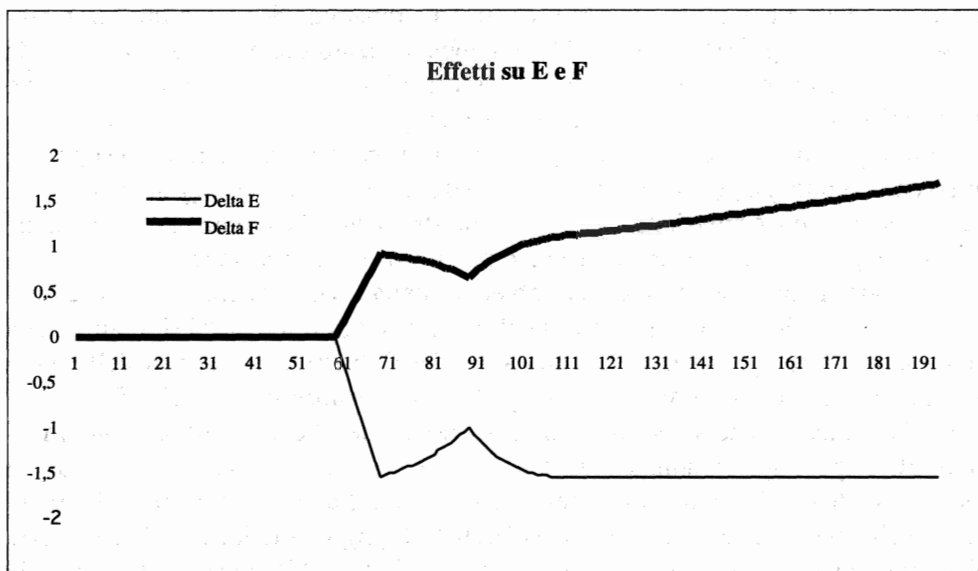
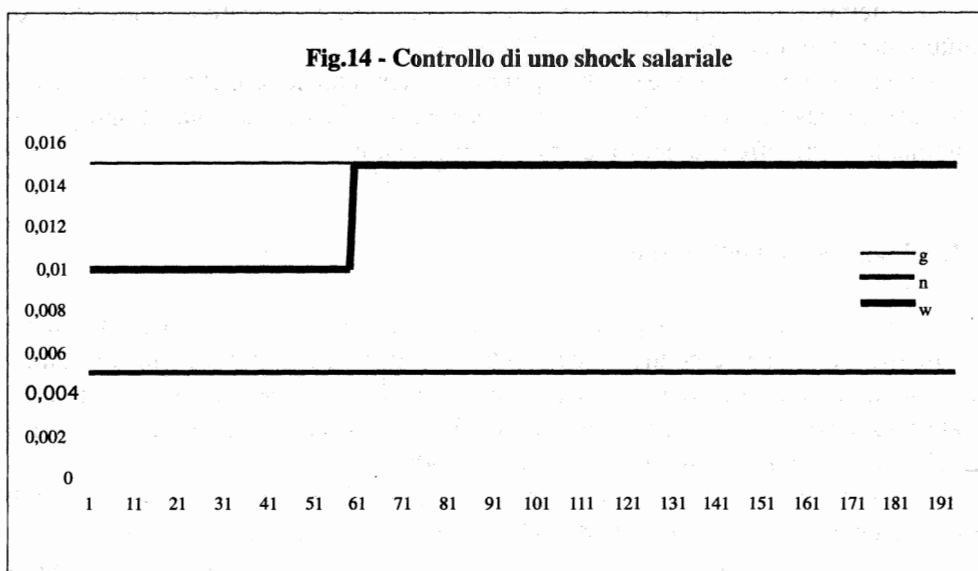
La lunghezza dei *lag* negli effetti di shock al sistema pensionistico dovrebbe essere sufficiente per convincere della scarsa plausibilità che revisioni decennali, che utilizzino come strumento i coefficienti di trasformazione, possano essere adeguate allo scopo. Per rafforzare questa conclusione si può considerare ancora una simulazione, in cui, rispetto al solito quadro tendenziale, al periodo $t=60$ si introduce uno shock permanente al tasso di salario dello 0,5%, a parità di g . Viene quindi riprodotta una situazione prevista dalla legge, in cui si crea una divergenza tra tasso di crescita del Pil e dei salari, in un contesto in cui la mancata verifica della condizione $g=w+n+wn$ comporta una situazione non sostenibile nel lungo periodo (la quota dei salari è continuamente crescente). Una dinamica di questo tipo (non rappresentata nelle figure) comporterebbe un abbassamento del grado di copertura da 73,3 a 67,3, un abbassamento dell'aliquota di equilibrio di 4,15 punti e un avanzo finanziario, crescente in quanto F_t è funzione di q_w .

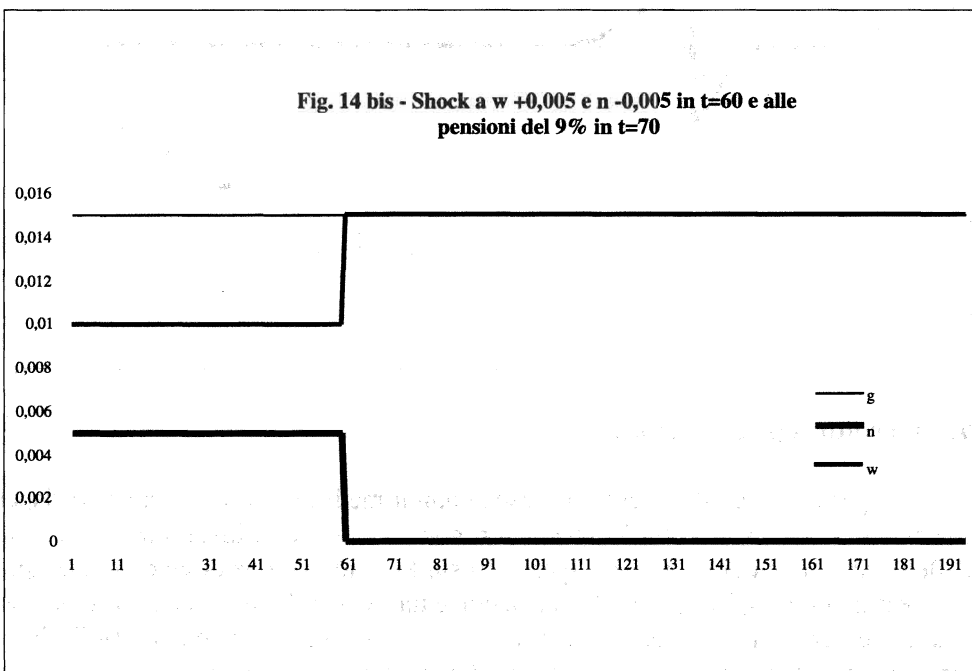
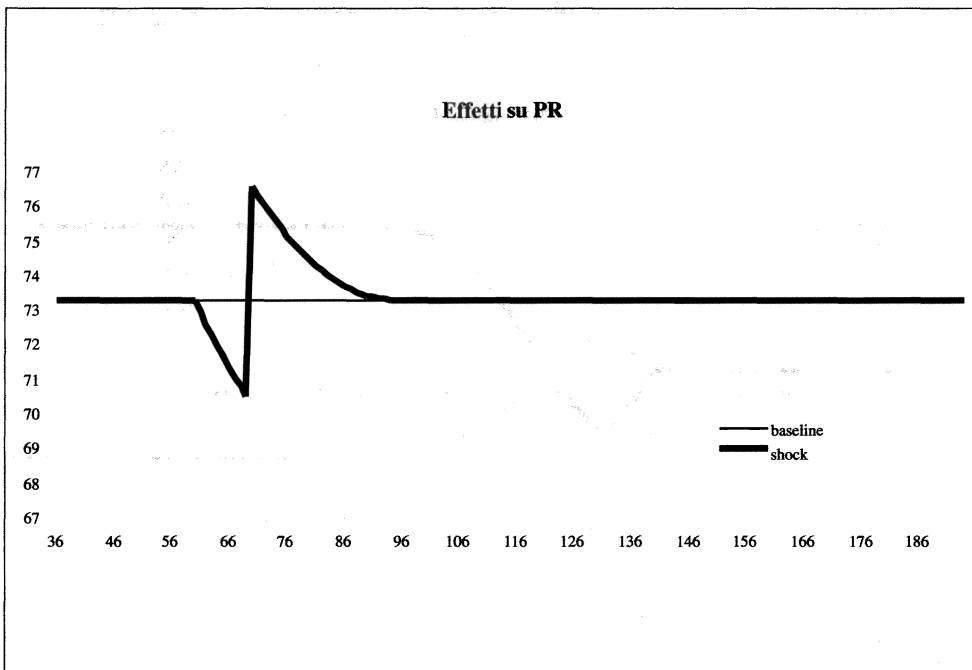
Immaginiamo che dieci anni dopo, in $t=70$, il governo intenda intervenire con interventi correttivi e per fare ciò intenda utilizzare, sempre come suggerisce la legge, i coefficienti di trasformazione, vale a dire uno strumento che modifica il livello delle pensioni a partire dalla generazione che inizia il periodo di pensione in $t=70$.

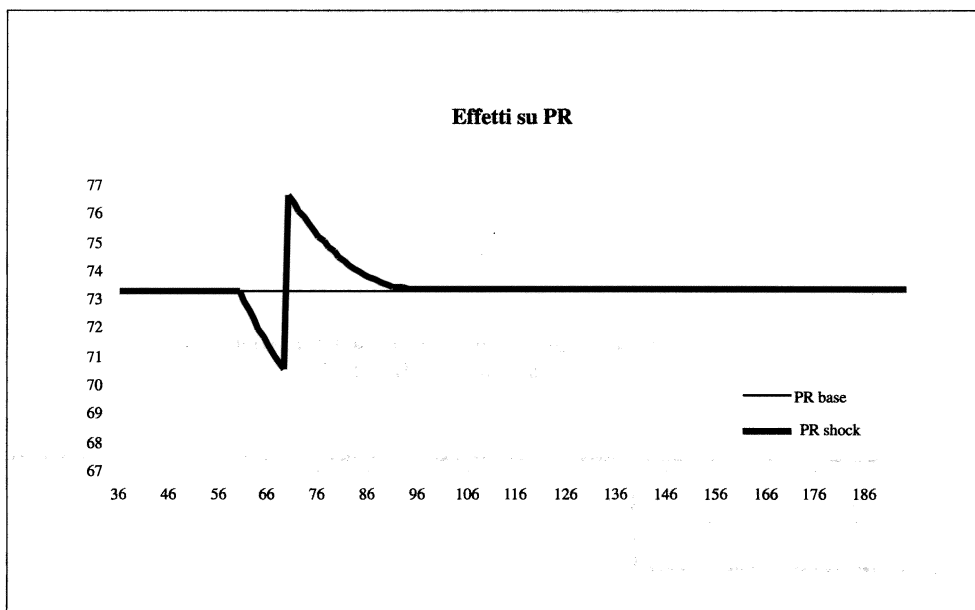
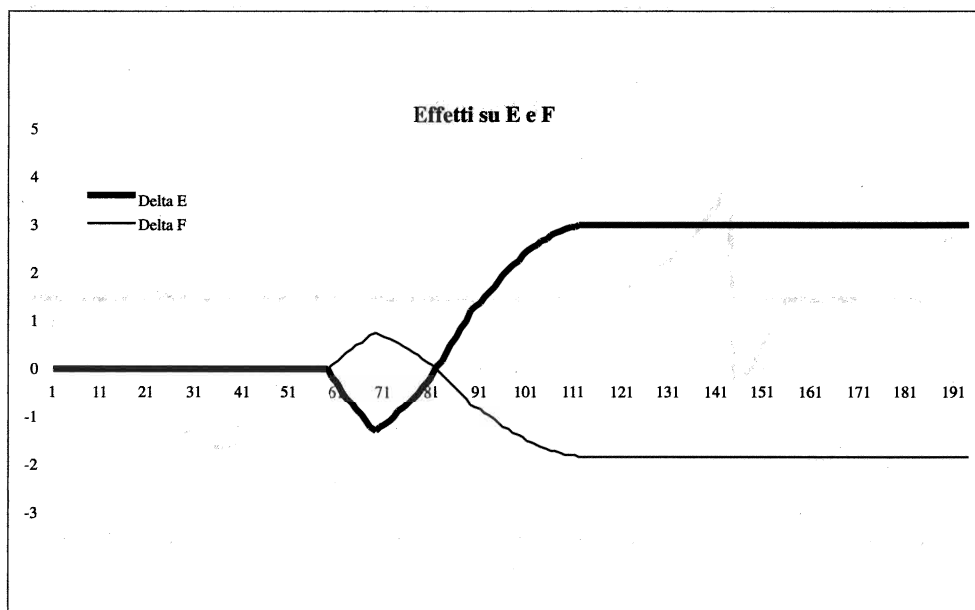
Si pone anzitutto un problema di obiettivo della revisione, che può essere finalizzata sia al ripristino della precedente aliquota di equilibrio, sia al ripristino della precedente posizione relativa. Supponiamo che l'obiettivo sia quello dell'equità intergenerazionale e quindi si miri a ripristinare il valore iniziale di PR_t . Un'appropriatezza variazione dei coefficienti di trasformazione, che comporti una modificazione delle pensioni in aumento di circa il 9%, sembra adeguata allo scopo e il secondo grafico della figura 14 ne registra gli effetti. La parte inferiore della figura mostra che, per realizzare l'effetto desiderato nel lungo periodo, è però necessario generare uno shock temporaneo tale da elevare l'indice PR , oltre il valore iniziale

negli anni immediatamente successivi il provvedimento correttivo delle pensioni. Il ripristino del valore obiettivo di PR , si ha comunque solo 20 anni dopo. L'effetto di questa manovra non è comunque tale da ripristinare anche il precedente valore di E_p . I due obiettivi non possono essere perseguiti con un solo strumento, che risulta comunque, dal punto di vista dei tempi di reazione, del tutto inadeguato.

Il caso presentato, in cui si esamina una condizione economicamente non sostenibile nel lungo periodo, è senza dubbio disagiata. Anche se avessimo esaminato un caso in cui alla variazione di w si associ una variazione compensativa di n tale da consentire la verifica della costanza di q_w (si veda la figura 14bis), le considerazioni svolte risulterebbero comunque appropriate.







9. Un ardito controfattuale

Nel periodo 1952-96 i tassi di crescita annui medi di g , w e n sono stati rispettivamente 3,38%, 3,13%, 0,9%, cioè valori non coerenti con l'invarianza della quota delle retribuzione dei lavoratori dipendenti sul Pil (ciò avrebbe dovuto, ad esempio, comportare un $g=4,06\%$). La differenza non è tuttavia molto elevata. Il periodo considerato è però ben lungi dall'essere omogeneo. Nel primo ventennio, 1952-73, il tasso di crescita del Pil è stato molto più elevato che nel secondo.

Come avrebbe funzionato in un contesto di questo genere un sistema SCR analogo a quello previsto dalla riforma Dini? La figura 15 suggerisce una risposta. Essa rappresenta il risultato del confronto di due simulazioni. La simulazione di base prevede una fase iniziale con tassi di crescita di g , w e n pari ai valori medi del periodo 1952-96. Il valore di s è costante e posto pari al valore di g medio, 3,38%. È infatti ragionevole supporre che il valore di s sia determinato in funzione del tasso medio passato e atteso del Pil nel periodo considerato. Dal 1996 invece si immagina un mutamento di regime e si adotta come soluzione tendenziale una crescita dell'1,5% con $w=0,01$, $n=0,005$ e $s=1,5$ fisso⁹.

La soluzione con shock è identica a quella base, ma include a partire da $t=60$ la dinamica effettiva dell'economia italiana per i 45 anni riferiti.

Alla luce di quanto detto, appare chiaro che il confronto tra controllo e simulazione non rappresenta un tentativo arbitrario e ingenuo di rispondere alla domanda "Cosa sarebbe successo se..."; esso in realtà ci fornisce qualche informazione riguardo agli effetti sugli indicatori di sostenibilità finanziaria e di equità intergenerazionale prodotti dalla variabilità della crescita del Pil, dei salari e dell'occupazione del periodo storico 1952-96.

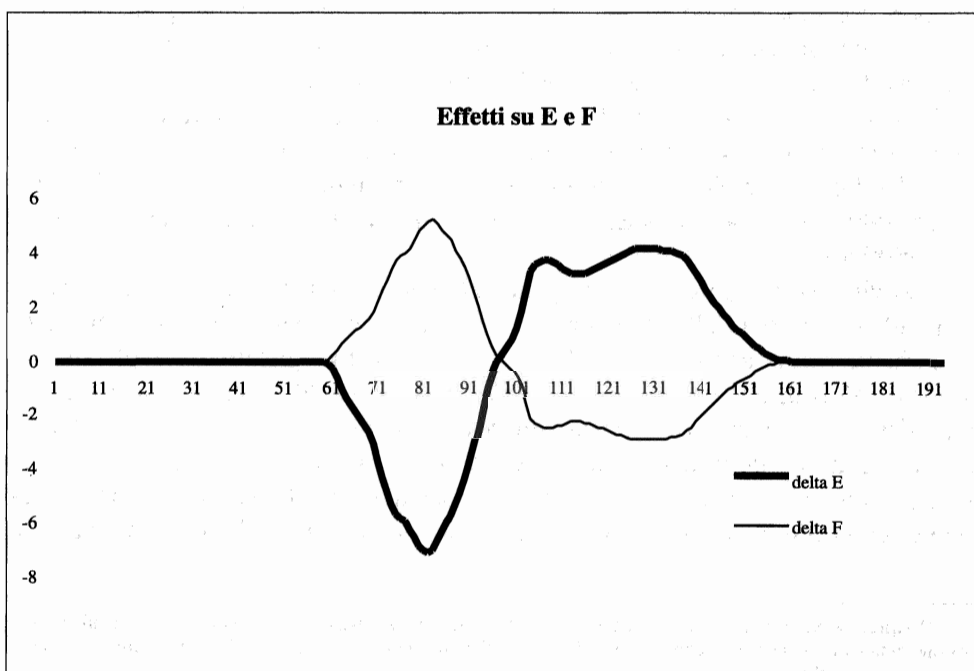
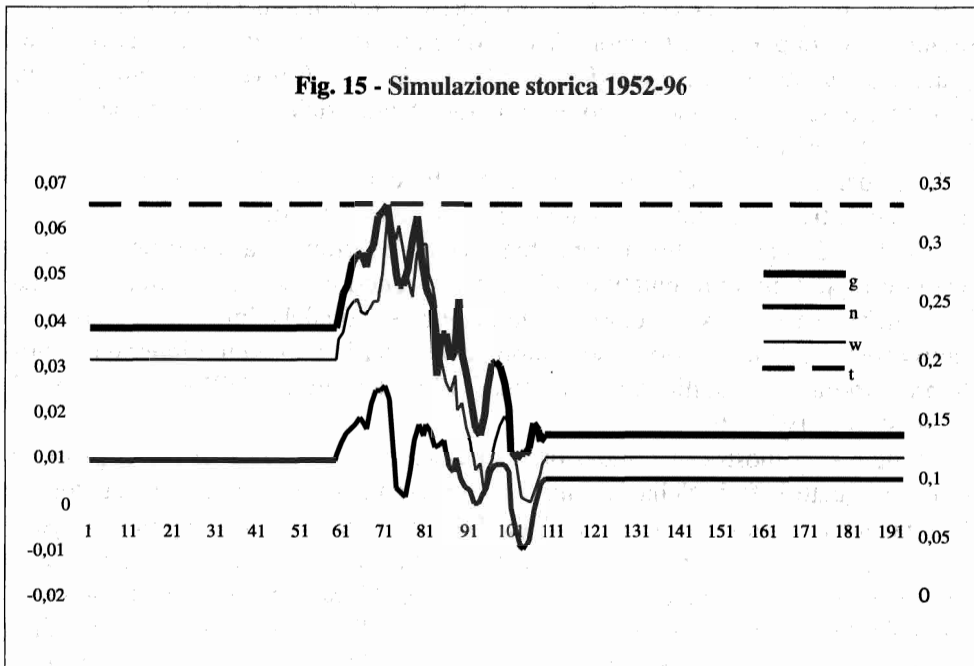
La figura 15 mostra una situazione nettamente differenziata in cui si possono distinguere quattro fasi. Nella fase iniziale, a crescita costante pari a quella storica, soluzione di base e simulazione coincidono. Il livello dell'aliquota di equilibrio è però inferiore all'aliquota contributiva in quanto il Pil cresce in misura superiore alla somma del tasso di crescita di w e n . La fase "storica" è caratterizzata da due sottoperiodi ben definiti. Negli anni di crescita l'aliquota media si riduce drasticamente di 5 punti e si hanno corrispondenti miglioramenti del saldo finanziario. In un secondo periodo, che inizia dopo 20 anni circa (storicamente collocabile intorno all'inizio degli anni 80) la situazione si inverte e il sistema Dini produce innalzamenti dell'aliquota di equilibrio che supera dopo 40 anni (inizio anni 90) di quasi 5 punti quella iniziale. Parallelamente si manifestano disavanzi. Nella fase finale, l'imposizione di una configurazione di crescita equilibrata impone il ripristino delle condizioni di equilibrio.

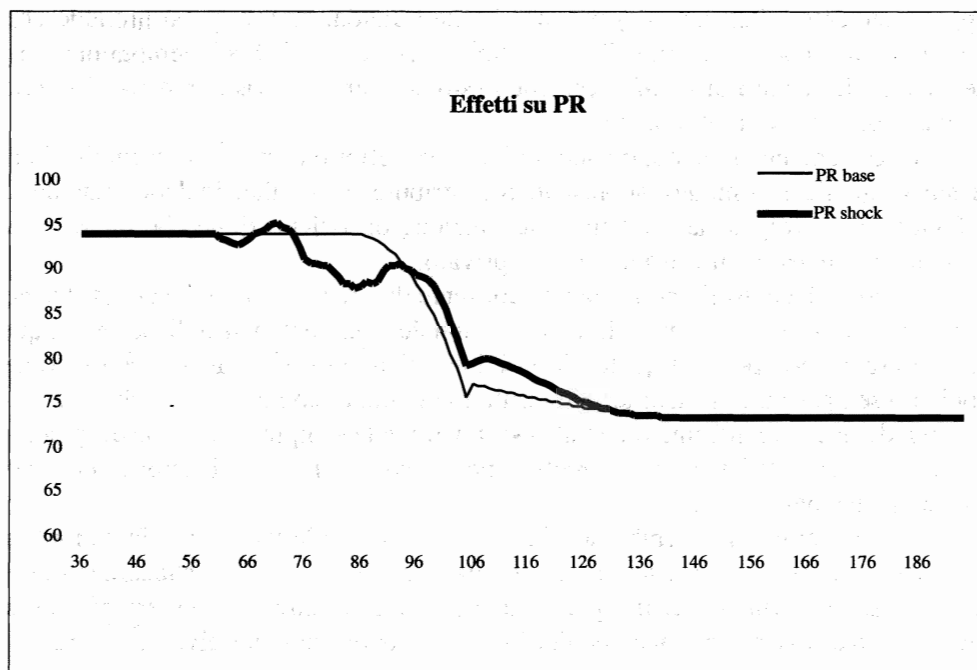
L'esame delle variazioni di E_t e F_t sembrano suggerire anzitutto l'esistenza di una correlazione molto forte tra salute del sistema pensionistico e crescita dell'economia. La dinamica reale di un'economia può inoltre indurre variazioni dell'aliquota di equilibrio e dei saldi finanziari di dimensioni non drammatiche, ma comunque tali da richiedere interventi correttivi.

Con riferimento all'equità intergenerazionale è interessante osservare che le favorevoli condizioni della fase storica considerata avrebbero potuto consentire (e storicamente hanno consentito, anche se in un contesto legislativo completamente diverso) valori di PR_t molto elevati intorno al 93%, di 20 punti superiori a quelli caratteristici delle meno brillanti prospettive di crescita che ci attendiamo per il futuro. La variabilità della dinamica dell'economia comporta variazioni dell'indice PR_t , che risultano correlate alla dinamica dell'occupazione. Lo scostamento tra soluzione di controllo e soluzione sottoposta a shock risulta in media piuttosto basso e

⁹Poiché i valori storici non sono pienamente compatibili con la costanza della quota dei salari sul Pil, l'estensione di tali valori anche agli anni successivi genererebbe una quota q_w crescente nel tempo e quindi economicamente incompatibile.

raggiunge al massimo una divergenza di 6 punti. Ciò induce ad osservare che una variabilità dei tassi di crescita di n e w analoga a quella storica non sembra produrre effetti sconvolgenti sull'equità intergenerazionale.





10. Conclusioni

Gli esercizi di simulazione presentati hanno mostrato quanto possano essere complesse le dinamiche dei principali indicatori di sostenibilità ed equità intergenerazionale di un sistema a ripartizione di tipo contributivo.

Alla luce di queste evidenze, il problema del controllo del sistema, allorché esso sia sottoposto a shock, non è di facile soluzione e appare certamente inadeguata la disciplina che la riforma Dini ha approntato a tale scopo. Lo strumento indicato (mutamento dei coefficienti di trasformazione) è poco efficace e insufficiente. Anche l'uso di altri strumenti non appare particolarmente consigliabile in considerazione della difficoltà di controllare dinamiche che si prolungano per un numero di anni molto elevato.

Il controllo del sistema sembra quindi da ricercarsi in altre direzioni. La via più semplice che ci sembra di potere suggerire è *ammettere una divergenza tra l'aliquota di computo e l'aliquota contributiva* e definire, ad intervalli che possono essere anche molto brevi, al limite di un anno, l'aliquota effettiva che mette in equilibrio il sistema ($E_t = t$ e $F_t = 0$)¹⁰. Oltre agli scopi per cui tale differenziazione può essere

¹⁰ La differenziazione tra aliquota di computo ed aliquota effettiva è, come noto, già presente nell'attuale legislazione. Essa è stata introdotta non con finalità di controllo del sistema, ma semplicemente come compromesso nella definizione della configurazione della riforma nella trattativa politica, e proprio per questa ragione molti osservatori, fra cui anche il rapporto della Commissione Onofri, ne hanno suggerito l'eliminazione. L'idea di utilizzare la differenza tra aliquota di computo e aliquota effettiva è proposta invece con finalità di razionalizzazione del sistema da Giarda, che vede con favore un'aliquota effettiva superiore a quella di computo al fine di trovare copertura per quegli aspetti di caratteri distributivo intragenerazionale necessariamente presenti in ogni regime pensionistico (reversibilità, pensioni minime in caso di scarsa contribuzione, integrazione delle pensioni di invalidità, ecc.).

opportunamente utilizzata, suggeriti da Giarda (Giarda, 1997), qui si propone che essa assuma anche la funzione di ammortizzare gli effetti di shock demografici o le deviazioni da sentieri di *steady state* che la storia, come si è visto, mostra di seguire anche per periodi molto lunghi.

Lo scostamento anno dopo anno tra l'aliquota effettiva che pone in equilibrio il sistema e quella di computo rappresenta il contributo che il bilancio dello Stato deve accollarsi per svolgere la fondamentale funzione di assicurazione che un sistema pubblico ha rispetto a un sistema di tipo privato.

La forma di controllo proposta non consente di ottenere simultaneamente anche il rispetto di un patto di equità intergenerazionale. Nel caso dell'indicatore *PR* qui adottato (che corrisponde a quello di posizioni relative fisse di Musgrave, se, come abbiamo sempre fatto, si mantiene costante l'aliquota di computo), il problema dell'equità deve essere affrontato con altri strumenti, ad esempio con forme di imposizione in cui oltre ai lavoratori correnti siano coinvolti alla partecipazione del costo anche i pensionati.

Le simulazioni fatte sembrano tuttavia indicare che le variazioni del valore di *PR*, non presentano una variabilità molto alta a fronte di plausibili shock demografici a carattere permanente. In ogni caso anche questi potrebbero essere affrontati mediante una diversa graduazione dell'onere di copertura della divergenza tra aliquota effettiva e di computo, con imposte che gravino in misura differenziata sui lavoratori e sui pensionati.

Bibliografia

BOSI, P., (1995), *Un punto di vista macroeconomico sulle caratteristiche di lungo periodo del nuovo sistema pensionistico italiano*, *Politica Economica*, n.3.

BOSI, P., (1997), *Aumentare l'età pensionabile fa diminuire la spesa pensionistica? Ancora sulle caratteristiche di lungo periodo della riforma Dini*, *Politica economica*, n.2.

GIARDA, P., (1997), *Alcuni aspetti critici della legge n.335/95 di riforma delle pensioni*, dattiloscritto, Ministero del Tesoro, Roma.

GRONCHI, S., (1996), *Sostenibilità finanziaria ed indicizzazione: un commento alla riforma del sistema pensionistico*, *Economia Italiana*, n.1.

MAZZAFERRO, C., (1996), *L'equità intergenerazionale del metodo contributivo*, paper presentato alla Riunione della SIEP, ottobre (di prossima pubblicazione).

RAGIONERIA GENERALE DELLO STATO, (1996), *Tendenze demografiche e spesa pensionistica: alcuni possibili scenari*, Quaderno Monografico n.9 di "Conti Pubblici e Congiuntura Economica", giugno, Ministero del Tesoro, Roma.

ALBAGRAF S.p.A. - POMEZIA (RM)

ALBAGRAF S.p.A. - POMEZIA (RM)
Via ...
Tel. ...

ALBAGRAF S.p.A. - POMEZIA (RM)
Via ...
Tel. ...

ALBAGRAF S.p.A. - POMEZIA (RM)
Via ...
Tel. ...

ALBAGRAF S.p.A. - POMEZIA (RM)
Via ...
Tel. ...

ALBAGRAF S.p.A. - POMEZIA (RM)
Via ...
Tel. ...

ALBAGRAF S.p.A. - POMEZIA (RM)
Via ...
Tel. ...

ALBAGRAF S.p.A. - POMEZIA (RM)
Via ...
Tel. ...

ALBAGRAF S.p.A. - POMEZIA (RM)
Via ...
Tel. ...

Serie Annali di Statistica - Volumi pubblicati

Anno 1996

L'Attività del Consiglio Superiore di Statistica dal 1949 al 1989 - serie X - Vol. 3 (Ristampa)

L'Istat e il Consiglio Superiore di Statistica dal 1926 al 1945 - serie X - Vol. 8

Proceedings of the Second International Forum on Tourism Statistics - Venice, May 30 - June 2 / 1995 - serie X - Vol. 9

L'informazione statistica per il governo dell'ambiente - Atti del Convegno - Roma 29-30 gennaio 1996 - serie X - Vol. 10

Verso il nuovo sistema di contabilità nazionale - serie X - Vol. 11

Indici degli Annali di statistica - anni 1871-1996 - serie X - Vol. 12

Contabilità ambientale - serie X - Vol. 13

Anno 1997

Statistica, storia e nazione: la statistica ufficiale tra passato e futuro. Una prospettiva comparata - serie X - Vol. 14

Anno 1998

La misurazione delle variabili economiche e i suoi riflessi sulla modellistica econometrica - serie X - Vol. 15

Le previsioni della spesa per pensioni. Metodologie a confronto - serie X - Vol. 16