

# Transizione demografica e formazione del risparmio delle famiglie italiane

Massimo Baldini<sup>1</sup> e Carlo Mazzaferro<sup>2</sup>

Febbraio 2000

Parole chiave: invecchiamento demografico, risparmio, pensioni.  
Codici JEL: J11, H55, E21.

## Abstract:

### *Demographic transition and household saving in Italy*

This paper studies the relationship between population ageing and saving formation by Italian households. We use five cross-sectional budget surveys to separately construct the age and cohort profiles of the saving rate. After detrending the data, we isolate the age and cohort effects on saving. Cohort effects show that, in the current Italian population, saving behaviour is markedly different across generations. The estimates obtained on survey data are then used to derive a forecast of the medium and long run tendency of the household saving rate (2000-2050). In the absence of any changes in the saving behaviour of young cohorts, the saving rate falls by 15% at the end of the period. The recent reforms of the pension system could induce the young to increase their saving, but the available empirical evidence leads to a scenario where the effects of the pension reform on the incentive to save and accumulate are low, and may be neutralised by the mechanism of intergenerational transfers. Even in a scenario where the young actually react to the pension reform, the reduction in total household wealth at the end of the life-cycle leads to a decrease in aggregate household saving.

1: Università di Bologna, Dipartimento di Scienze Economiche  
Tel.051/2092614 - mbaldini@spbo.unibo.it.

2: Università di Torino, Dipartimento di Scienze Economiche e Finanziarie "G. Prato"  
Tel. 011/6706087 - carlo@mail.econ.unito.it.

---

\* Lavoro presentato al convegno Ricerche Quantitative per la Politica Economica, Sadiba, Perugia, Dicembre 1999. Desideriamo ringraziare Piermarco Ferraresi che ci ha gentilmente permesso di utilizzare le proiezioni della ricchezza pensionistica utilizzate nel paragrafo 3.

SOMMARIO\*: Questo lavoro analizza la relazione tra invecchiamento della popolazione e formazione del risparmio delle famiglie italiane. Lo studio utilizza i dati sezionali di cinque indagini campionarie della Banca d'Italia per costruire i profili per età e di coorte del risparmio. Dopo avere depurato i dati dalla presenza di un forte effetto di trend, isoliamo gli effetti di età e di coorte. Questi ultimi mostrano che nella popolazione vivente nel 1995 le generazioni giovani mostrano una tendenza opposta a quelle anziane per quanto riguarda l'accumulazione di risparmio. Le stime ottenute sui dati campionari sono poi usate per fornire una previsione sulla dinamica di medio-lungo termine del tasso di risparmio privato (2000-2050). In assenza di cambiamenti nel comportamento delle generazioni giovani il tasso di risparmio si riduce del 15% circa alla fine del periodo della previsione. Le riforme del sistema pensionistico (1992 e 1995) potrebbero indurre i giovani ad accrescere il loro risparmio nei prossimi decenni, ma le evidenze empiriche disponibili inducono a ritenere più probabile uno scenario in cui gli effetti delle riforme pensionistiche sulla propensione al risparmio dei giovani sono ridotti, e possono essere annullati da meccanismi di trasferimento intergenerazionale della ricchezza privata. Anche in uno scenario in cui le coorti più giovani reagiscono alla riforma pensionistica incrementando il proprio risparmio, la riduzione di ricchezza finanziaria nella fase finale del ciclo di vita è tale da provocare una caduta, seppur più contenuta, del tasso di risparmio privato.

---

\* Lavoro presentato al convegno Ricerche Quantitative per la Politica Economica, Sadiba, Perugia, Dicembre 1999. Desideriamo ringraziare Piermarco Ferraresi che ci ha gentilmente permesso di utilizzare le proiezioni della ricchezza pensionistica utilizzate nel paragrafo 3.

## *Indice*

- 1 Introduzione: transizione demografica e risparmio privato*
- 2 La dinamica del risparmio e della ricchezza delle famiglie nei dati dell'indagine campionaria della B.I.*
  - 2.1 I dati e l'aggregazione delle variabili*
  - 2.2 Il profilo del risparmio nel ciclo di vita*
  - 2.3 Il profilo della ricchezza nel ciclo di vita*
- 3 Gli effetti della transizione demografica sulla formazione del risparmio*
  - 3.1 Analisi shift-share ed effetti di coorte*
  - 3.2 Gli effetti delle politiche di trasferimento intergenerazionale*
  - 3.3 Stima degli effetti delle riforme pensionistiche sul risparmio*
- 4 Conclusioni*

### *1. Introduzione: transizione demografica e risparmio privato.*

L'evoluzione della struttura per età della popolazione delle economie sviluppate è da tempo argomento di grande rilevanza nel dibattito di politica economica. L'invecchiamento della popolazione è studiato sia per le sue implicazioni sull'andamento e la sostenibilità dei conti pubblici, sia per le conseguenze sulla formazione del risparmio e sull'accumulazione. Il fenomeno demografico maggiormente studiato e discusso dagli economisti è l'aumento del tasso di dipendenza, definito come il rapporto tra il numero di individui di età superiore ai 65 anni e quello degli individui con età compresa tra i 15 e i 64 anni. Se il tasso di fertilità rimarrà ai livelli dell'ultimo decennio e la speranza media di vita continuerà ad allungarsi, questo rapporto è destinato a salire continuamente fino al 2040, con radicali conseguenze finanziarie per i principali istituti di protezione sociale. Tuttavia la transizione demografica metterà in moto anche altri cambiamenti nei rapporti tra le numerosità relative delle generazioni. Un aspetto significativo, ma forse meno esaminato per le sue implicazioni macroeconomiche, è l'analisi del passaggio delle generazioni del baby-boom lungo le fasi centrali e finali del ciclo di vita. Nei prossimi due decenni queste generazioni, numericamente più numerose delle altre attualmente viventi, si troveranno nel periodo della vita in cui il livello del reddito disponibile e del risparmio sono più elevati. Quali effetti potrebbe avere questo fenomeno sulle variabili macroeconomiche e sui loro prezzi relativi? In particolare quali potrebbero essere gli effetti sulla formazione del risparmio privato? In questo lavoro ci proponiamo di dare una prima, parziale, risposta a questi interrogativi.

Al fine di dare una prima descrizione del fenomeno demografico la figura 1.1 riporta alcune elaborazioni delle previsioni della popolazione residente per sesso ed età dell'Istat nel periodo 1996-2050<sup>1</sup>. Nella figura abbiamo suddiviso la popolazione in cinque gruppi, distinti in base all'età: (0-19), (20-39), (40-59), (60-79) e ( $\geq$ 80). Questa divisione consente di evidenziare in maggior dettaglio alcuni aspetti cruciali della transizione demografica: si nota che fino al 2015-2020 si riduce la quota di individui in età compresa tra i 20 e 39 anni e cresce quella compresa tra i 40 e i 59; dopo il 2020 e fino al 2040 aumenta la quota degli anziani e scende nettamente quella degli adulti. Le "gobbe" nella parte superiore della figura evidenziano il passaggio delle generazioni del "baby-boom" lungo le fasi centrali e finali del ciclo di vita. Accanto a questi fenomeni si possono notare la crescita continua della quota degli individui con più di 80 anni, che raddoppia lungo l'orizzonte temporale considerato, e la continua e costante riduzione degli individui con età inferiore ai 19 anni.

---

<sup>1</sup> L'Istituto Centrale di Statistica fornisce tre scenari. Nella figura abbiamo scelto quello centrale caratterizzato da tasso di fertilità costante ed un flusso annuale di 50.000 immigrati.

Le implicazioni di questi cambiamenti sui saldi dei bilanci pubblici sono da lungo tempo oggetto di indagine da parte degli economisti e delle istituzioni internazionali, soprattutto a causa delle tensioni che l'invecchiamento eserciterà sulla dinamica della spesa per pensioni e della spesa sanitaria. La crescita delle uscite del settore pubblico determinerebbe infatti, a parità di entrate, un peggioramento dei saldi correnti ed intertemporali di bilancio ed un probabile contributo negativo della componente pubblica alla formazione del risparmio aggregato. Le riforme nei settori pensionistico e sanitario realizzate nel periodo 1991-1997 in numerose economie sviluppate, in particolare in Europa, hanno avuto come obiettivo centrale quello di ricondurre il sentiero della spesa in questi settori verso dinamiche compatibili con l'evoluzione della popolazione e con i vincoli imposti alla finanza pubblica dal patto di stabilità e crescita. Sebbene su questo aspetto vi sia ancora un acceso dibattito, il rispetto del patto dovrebbe, per le nazioni che aderiscono all'Unione Monetaria, assicurare nel medio periodo un contributo neutrale del settore pubblico alla formazione del risparmio nazionale.

Una minore attenzione è forse stata rivolta al contributo del settore privato, in particolare delle famiglie, alla formazione del risparmio aggregato in corrispondenza della transizione demografica. I lavori che hanno studiato la relazione tra invecchiamento della popolazione e caduta del tasso di risparmio delle economie sviluppate a partire dalla fine degli anni '70 non hanno dato una risposta univoca alla domanda se l'invecchiamento della popolazione comporti anche una riduzione della formazione del risparmio. Da una parte le stime su dati sezionali di tipo macroeconomico hanno evidenziato come l'invecchiamento della popolazione sia una delle cause che contribuisce a spiegare il diverso tasso di risparmio nelle economie dove gli anziani sono una quota più alta della popolazione. Dall'altra i lavori che usano dati microeconomici provenienti da analisi campionarie non hanno trovato significativa evidenza a favore dell'ipotesi che il cambiamento nella struttura demografica sia stato, nel recente passato, uno dei responsabili principali della caduta dei tassi di risparmio verificatisi nel periodo che va dalla fine degli anni '70 all'inizio degli anni '90 (Bosworth et al. 1991; Cannari 1994; Jappelli e Pagano 1998).

Anche i lavori che hanno fornito proiezioni della dinamica del risparmio aggregato per i prossimi decenni (Börsch-Supan 1996; Ministero del Tesoro 1998) sottolineano come, in prospettiva, gli squilibri tra domanda ed offerta di fondi potranno derivare soprattutto dal contributo negativo del settore pubblico alla formazione di risparmio ed evidenziano invece che la componente privata del risparmio non dovrebbe conoscere cambiamenti di uguale portata.

L'obiettivo principale di questo lavoro è fornire una stima dell'impatto della transizione demografica sulla formazione del risparmio delle famiglie italiane nel periodo 2000-2050. Tra le nazioni industrializzate l'Italia si distingue per l'intensità del processo di invecchiamento atteso nei prossimi decenni. Accanto a questa caratteristica il ruolo dominante della componente pubblica nel settore pensionistico e l'alto (anche se decrescente) tasso di risparmio delle famiglie ne fanno un caso particolarmente interessante. Se da una parte le riforme del sistema pensionistico, intervenute nel periodo 1992-1997, hanno drasticamente ridotto la dinamica (in particolare dopo il 2020-2030) della spesa in questo settore e l'adesione dell'Italia al patto di stabilità e crescita sembra poter prefigurare un contributo quanto meno neutrale del settore pubblico alla formazione del risparmio nazionale, dall'altra l'alto tasso di risparmio delle famiglie italiane non sembra più essere un tratto distintivo rispetto alle altre nazioni ad economia di mercato. In particolare, come verrà evidenziato nel lavoro, due aspetti sembrano da questo punto di vista preoccupanti: i) la riduzione nella propensione al risparmio delle coorti più giovani; ii) la possibilità, a nostro parere non infondata, che la riforma del sistema pensionistico non determini un aumento del risparmio delle coorti più giovani, ma metta in moto meccanismi di trasferimento intergenerazionali volti a neutralizzarne gli effetti con la conseguenza di ridurre l'accumulazione di ricchezza

privata per compensare la distruzione di ricchezza pensionistica operata dalle riforme del 1992 e del 1995.

Il lavoro è così organizzato. Il paragrafo 2 utilizza la serie storica di dati sezionali per coorte delle indagini campionarie della Banca d'Italia nel periodo 1987-1995 per individuare il profilo per età del tasso di risparmio delle famiglie italiane. In particolare viene evidenziata la presenza di un forte effetto di trend nei dati disponibili e viene proposta una (semplice) tecnica per isolare tali effetti e per stimare separatamente effetti di età ed effetti di coorte nel comportamento di risparmio. Nella seconda parte del paragrafo viene studiata la dinamica di accumulo e decumulo della ricchezza reale e finanziaria. Nel paragrafo 3, viene utilizzato il profilo per età e coorte del risparmio stimato sui dati campionari per fornire una previsione dell'impatto dell'invecchiamento sul risparmio delle famiglie italiane nel periodo 2000-2050. Oltre ad un'analisi *shift-share*, cerchiamo di tenere separati gli effetti di coorte dagli effetti di età, nella convinzione che i primi possano fornire una maggiore chiarezza sulla dinamica futura del tasso di risparmio. Nella seconda parte del paragrafo studiamo l'impatto sul risparmio delle riforme pensionistiche del 1992 e del 1995.

## 2. *La dinamica del risparmio e della ricchezza delle famiglie nei dati dell'Indagine campionaria della B.I: i dati e la metodologia di analisi*

L'analisi microeconomica basata su indagini campionarie è uno strumento alternativo all'uso dei dati aggregati per lo studio dei comportamenti di risparmio. A differenza di questi ultimi, consente di isolare le decisioni dei soggetti economici (famiglie e/o individui) in relazione alla loro età, oltre che ad altre variabili socio-economiche. Tale possibilità garantisce a questo tipo di metodologia una maggiore flessibilità nello studio dei comportamenti individuali e nella ricerca dei fattori che influenzano un fenomeno eterogeneo e di complessa interpretazione quale è l'allocazione intertemporale delle risorse tra consumo e risparmio. A fronte di questi vantaggi l'analisi microeconomica presenta una serie di limiti legati alla variabilità dei dati nel periodo esaminato e alla maggiore probabilità, rispetto alle indagini macroeconomiche, di confondere fenomeni e decisioni di gruppi ristretti della popolazione con comportamenti validi per l'aggregato dell'economia.

### 2.1 *I dati e l'aggregazione delle variabili*

L'obiettivo principale di questa sezione consiste nel determinare, sui microdati dell'indagine campionaria Banca d'Italia sui bilanci delle famiglie italiane, come i comportamenti di risparmio e di accumulazione di ricchezza variano nel ciclo di vita. Una volta ricavato il profilo per età del risparmio, esso sarà applicato allo studio degli effetti della transizione demografica sul tasso medio aggregato del risparmio delle famiglie italiane.

Preliminare allo studio del risparmio è ovviamente la sua corretta definizione; in particolare, è necessario che il concetto di risparmio adottato sia coerente con le finalità dell'analisi. Recentemente numerosi autori<sup>2</sup> hanno sostenuto che la definizione del risparmio tradizionalmente implicita nelle inchieste campionarie, ovvero la semplice differenza tra reddito disponibile e spesa per consumi, è inadeguata; la definizione tradizionale non tiene infatti conto della presenza, nelle economie moderne, dei sistemi previdenziali pubblici a ripartizione, che in un'ottica intertemporale possono essere interpretati come programmi di risparmio forzoso nella fase attiva della vita. I contributi previdenziali non sono dunque qualitativamente diversi, per il singolo individuo, da un accantonamento in vista delle spese future necessarie per il sostentamento della vecchiaia, mentre le pensioni non costituirebbero reddito disponibile, ma la riduzione dello stock di ricchezza previdenziale maturato grazie ai

---

<sup>2</sup> Jappelli e Modigliani (1998), Deaton e Paxson (1998), Miles (1999).

versamenti contributivi, e quindi risparmio negativo. Al reddito disponibile ed al risparmio rilevati nelle indagini campionarie andrebbero quindi sommati i contributi previdenziali versati negli anni di lavoro, mentre il reddito dei pensionati sarebbe composto dai soli flussi reddituali provenienti dal patrimonio reale e finanziario, nonché da eventuali redditi diversi.

Questa diversa interpretazione dei dati è senz'altro appropriata se l'obiettivo dell'analisi consiste nel sottoporre a verifica, a livello individuale, la teoria del ciclo vitale. Se d'altra parte, come nel nostro caso, si cerca di studiare i riflessi macroeconomici dei comportamenti individuali, occorre tenere conto di due ulteriori considerazioni. In primo luogo le pensioni potrebbero essere considerate completamente come decumulo di ricchezza nel caso in cui tutto il loro ammontare fosse consumato. In caso contrario, la parte del reddito pensionistico non consumata diventa nuovamente risparmio, anche se in forma differente dal "risparmio previdenziale". In secondo luogo l'interpretazione dei contributi come montante e delle pensioni come restituzione di un capitale sarebbe coerente con la presenza di un effettivo sistema a capitalizzazione (oppure di un sistema strettamente contributivo) nel quale fosse assente qualsiasi componente redistributiva tra generazioni. Infine le implicazioni sul tasso di risparmio aggregato del risparmio previdenziale sono completamente diverse a seconda che il sistema pensionistico sia a capitalizzazione o a ripartizione: nel primo caso il flusso del risparmio previdenziale equivale in effetti a nuovo risparmio che può essere investito e trasformato in capitale, nel secondo caso è un mero trasferimento di reddito tra generazioni, e non può aumentare lo stock di capitale di una nazione, a meno che non sia a sua volta risparmiato dai percettori di pensione. Nell'ambito di un sistema pensionistico a ripartizione, non appare quindi coerente, con i fini della nostra analisi, considerare come risparmio il complesso dei versamenti contributivi, perché ad esso non corrisponde alcun possibile investimento in nuovo capitale reale o finanziario. Ne segue l'adozione, in questo lavoro, della definizione tradizionale di risparmio, rappresentato dalla semplice differenza tra reddito disponibile, al netto di imposte e contributi, e consumo totale (quest'ultimo è comprensivo della spesa in beni durevoli: i risultati non cambierebbero considerando come consumo solo il flusso annuo dei servizi generato dallo stock dei beni durevoli).

Per ottenere il profilo del risparmio nel ciclo di vita, abbiamo utilizzato le cinque indagini campionarie realizzate dalla Banca d'Italia dal 1987 al 1995. Una stima del tasso di risparmio su un polinomio nell'età del capofamiglia condotta sui dati di una sola indagine campionaria potrebbe infatti condurre a risultati fuorvianti, se nei dati sono presenti effetti di coorte. Tali effetti impediscono di considerare come appartenenti ad uno stesso ciclo di vita dati sezionali relativi ad individui di età diversa. Il comportamento di consumo e risparmio di individui di età differente incorpora infatti sia un effetto legato all'età che un effetto dipendente dalla specifica generazione di appartenenza: se le coorti si differenziano tra loro, non è corretto estrapolare da dati sezionali informazioni sul ciclo di vita di un ipotetico individuo rappresentativo.

In questi casi, la metodologia comunemente adottata per isolare il "vero" effetto di età consiste, in assenza di un vero e proprio panel, nell'utilizzare congiuntamente una serie di indagini ripetute in anni successivi per costruire uno pseudo-panel, in cui il profilo per età della variabile di interesse possa essere scomposto in tre componenti: un effetto di età, un effetto di coorte ed un effetto temporale. Il primo effetto si riferisce al profilo del ciclo di vita di una variabile, che residua dopo avere depurato i dati dalla eventuale presenza delle altre due componenti: i) l'effetto di coorte, ovvero il fenomeno per cui famiglie intervistate in una medesima cross-section hanno età diverse e quindi sono caratterizzate da diversa produttività e, presumibilmente, diverse preferenze, che incidono sulle decisioni economiche e sulla dotazione di risorse di cui la famiglia di una specifica coorte dispone rispetto alle altre; ii) l'effetto di tempo (o di periodo), ovvero il fenomeno per cui tutti gli individui presenti in una data indagine possono subire le conseguenze di uno shock che modifica transitoriamente, in

un certo periodo, il profilo per età della variabile di interesse, ad esempio una caduta del tasso di crescita dell'economia.

Uno pseudo-panel permette di seguire nel corso del tempo non le stesse famiglie, come in un vero panel, ma un campione rappresentativo della stessa coorte di famiglie, definita come l'insieme dei nuclei i cui capifamiglia sono nati nello stesso anno o nello stesso intervallo di anni. I due casi non dovrebbero produrre variazioni significative nei risultati se la procedura di campionamento non produce distorsioni nella composizione sociale e demografica della popolazione delle indagini rispetto a quella della popolazione reale.

L'analisi empirica viene condotta sulla serie storica delle indagini campionarie sui bilanci delle famiglie italiane effettuate dalla Banca d'Italia (BI) dal 1987 al 1995; più in dettaglio, sono disponibili in questo periodo 5 rilevazioni a cadenza biennale (1987, 1989, 1991, 1993, 1995), per un totale di 40713 osservazioni. Questa indagine rappresenta la fonte informativa più completa oggi disponibile nel nostro paese per lo studio empirico del comportamento economico delle famiglie. Condotta a partire dal 1965, la sua struttura è stata oggetto di numerosi cambiamenti nel corso degli anni, che limitano fortemente la possibilità di utilizzare in modo congiunto tutte le annate disponibili. L'età del capofamiglia, ad esempio, essenziale per le elaborazioni qui svolte, viene rilevata in modo puntuale solo a partire dal 1984.

Abbiamo suddiviso le famiglie delle indagini BI 1987-95 in 12 coorti, definite su intervalli quinquennali: la prima coorte comprende tutte le famiglie il cui capofamiglia, come risulta dalla stessa intervista, è nato tra il 1910 ed il 1914, mentre la dodicesima coorte raggruppa tutti i nuclei con capofamiglia nato tra il 1965 ed il 1969. Nelle regressioni che verranno tra breve illustrate le coorti sono individuate con un indice che va da 1 per la più vecchia a 12 per la più giovane. A tutte le famiglie appartenenti alla medesima coorte viene attribuita l'età mediana della coorte, così ad esempio la prima coorte è seguita dall'età di 75 anni nel 1987 all'età di 83 anni nel 1995, mentre della coorte più giovane conosciamo il comportamento effettivo dai 20 ai 28 anni. I valori delle variabili economiche sono stati riportati in lire 1995 utilizzando l'indice dei prezzi al consumo. Tutte le elaborazioni condotte sui dati microeconomici, infine, sono state effettuate utilizzando i pesi campionari forniti nelle indagini. Le cinque indagini BI contengono in complesso 40713 osservazioni; escludendo le famiglie il cui capofamiglia è nato prima del 1910 o dopo il 1969, il loro numero totale si riduce a 39456. Nel seguito, le figure aventi un obiettivo descrittivo dei dati sono state costruite con tutte le osservazioni campionarie, mentre le regressioni effettuate per stimare il profilo vitale del risparmio sono state condotte sull'ampio sottoinsieme delle famiglie con capofamiglia avente età compresa tra i 25 ed i 75 anni. Nella Tab. 2.1 si riportano l'ampiezza media di ogni coorte, i rispettivi anni di nascita e le età all'inizio ed alla fine del periodo di osservazione.

Tab. 2.1 Definizione e numerosità delle coorti

Numero della coorte	Anno di nascita	Età nel 1987	Età nel 1995	Numerosità media
1	1910-14	75	83	355
2	1915-19	70	78	390
3	1920-24	65	73	714
4	1925-29	60	68	799
5	1930-34	55	63	835
6	1935-39	50	58	918
7	1940-44	45	53	859
8	1945-49	40	48	936
9	1950-54	35	43	794
10	1955-59	30	38	696
11	1960-64	25	33	459
12	1965-69	20	28	165

Non tutte le informazioni raccolte nelle indagini, inoltre, presentano lo stesso livello di affidabilità, in particolare ai nostri fini sono rilevanti tre principali problemi:

a) I valori degli stock di attività finanziarie rilevati nell'indagine risultano decisamente sottostimati rispetto ai dati disponibili di contabilità nazionale. Lo scostamento tra valori medi per famiglia ricavabili dalla contabilità nazionale e dall'indagine oscilla (Brandolini e Cannari, 1994) tra il 67% per i depositi bancari e l'89% per le azioni. La qualità delle informazioni sulle attività reali è di più incerta valutazione, dal momento che non esistono fonti di contabilità nazionale per un confronto.

b) Anche i dati sul consumo appaiono di dubbia qualità: la sezione dedicata al consumo è estremamente succinta, tanto che alle famiglie, oltre ad alcune domande più specifiche su alcune voci di spesa, viene chiesto il livello complessivo della spesa in beni di consumo sostenuta nel corso dell'anno precedente, una domanda retrospettiva forse troppo generica per produrre risultati attendibili.

c) I redditi dei lavoratori autonomi soffrono di un maggior grado di sottostima rispetto ai redditi di altra natura, in particolare i redditi da lavoro dipendente e da pensione. (Brandolini 1999).

Alla luce di queste possibili carenze, a fianco dei dati originari presenti nell'indagine abbiamo anche ricavato due nuove serie di reddito e consumo che tentano di correggere, almeno in parte, queste tre imperfezioni.

a) Per quanto riguarda le informazioni sulle attività finanziarie, si sono sostituiti i dati originari delle indagini con i valori (sia degli stock che dei corrispondenti flussi reddituali) stimati con la metodologia proposta da Cannari e D'Alessio (1993), i quali utilizzano l'indagine BNL sul risparmio delle famiglie per correggere le distorsioni causate, nelle inchieste BI, dalla propensione degli intervistati a celare il possesso di determinate attività (non-reporting), oppure a dichiarare ammontari inferiori al vero (under-reporting). Essendo l'indagine BNL svolta solo sulle famiglie legate da un rapporto di clientela e quindi di relativa fiducia e conoscenza con la stessa banca, è opinione acquisita che le informazioni ivi raccolte siano maggiormente realistiche rispetto ai dati di fonte BI, anche se a loro volta producono valori medi inferiori ai riscontri di contabilità nazionale, pur con tassi di sottovalutazione decisamente minori. La metodologia di correzione prevede la suddivisione delle attività finanziarie in tre categorie (depositi bancari e postali, titoli di stato, azioni ed altri titoli), la stima della probabilità di possedere ciascuna attività finanziaria, per la correzione delle mancate risposte, e l'imputazione di nuovi importi utilizzando i coefficienti di una stima del logaritmo di ciascuna delle tre variabili su un ampio spettro di caratteristiche socioeconomiche. I risultati evidenziano con chiarezza che la propensione a sottodichiarare il possesso di attività finanziarie non è uniformemente distribuita tra la popolazione, ma è particolarmente elevata per le famiglie dei lavoratori autonomi e dei pensionati.

La Banca d'Italia ha fornito le correzioni degli stock per gli anni 1987-95; i corrispondenti flussi di reddito sono stati ottenuti moltiplicando le consistenze per tassi di rendimento medi distinti per anno e categoria, e sono stati sostituiti agli originari valori del reddito da attività finanziarie nella determinazione del reddito disponibile totale delle famiglie.

b) Il problema della scarsa affidabilità delle informazioni sul consumo è stato affrontato imputando a ciascuna famiglia delle indagini BI 1987-95 un nuovo valore della spesa totale in beni di consumo, ottenuto a partire dalle indagini Istat sui consumi delle famiglie condotte negli anni corrispondenti. L'indagine che l'Istat annualmente svolge sui consumi delle famiglie italiane presenta un notevole grado di dettaglio, rilevando direttamente il consumo di quasi 200 categorie di beni, e non è basata su interviste retrospettive (se non per l'acquisto di beni durevoli, il che non dovrebbe costituire un limite), ma sulla compilazione di un libretto quindicinale, una tecnica di rilevazione che dovrebbe garantire una migliore qualità dei



risultati. L'imputazione è stata effettuata mediante semplici regressioni del logaritmo della spesa totale su un vettore di caratteristiche demografiche e lavorative disponibili in entrambe le inchieste, e quindi applicando i coefficienti stimati sul campione BI<sup>3</sup>. Si è tenuto conto della necessità di aggiustare i valori imputati sulla base delle proprietà della distribuzione lognormale, in particolare se la stima è

$$\log C_{Istat} = \mathbf{b} X_{Istat} + u$$

allora il valore imputato della spesa totale è

$$\widehat{C}_{BI} = \exp(\widehat{\mathbf{b}} X_{BI} + \frac{1}{2} \widehat{\mathbf{s}}_u^2)$$

L'obiettivo di questa imputazione consiste nell'associare a ciascuna coorte un nuovo valore della spesa totale in beni di consumo: calcolando direttamente le medie per coorte sulle indagini Istat, si sono ottenuti, per verifica, valori sempre estremamente vicini alle medie calcolate sui dati imputati.

c) Infine, il reddito disponibile complessivo delle famiglie dei lavoratori autonomi e dei liberi professionisti è stato incrementato del 15%, una percentuale che approssima la maggiore sottostima di questa tipologia reddituale.

Si osservi che le tre correzioni non hanno lo scopo di produrre valori comparabili, in livelli assoluti, a quanto desumibile dalla contabilità nazionale, ma solo quello di adeguare i dati alle "migliori" informazioni campionarie disponibili.

Mentre il tasso di risparmio delle indagini campionarie sovrastima il corrispondente dato di contabilità nazionale in tutti gli anni considerati, le due serie mostrano andamenti sostanzialmente simili nel tempo: il tasso di contabilità nazionale si riduce, dal 1987 al 1995, di quasi 4 punti, passando da 17.6% a 14%<sup>4</sup>, mentre il tasso di fonte BI (dati originari) passa dal 29% al 23.5%, e quello calcolato sui valori corretti dal 32.1% al 18.1% del reddito disponibile; la riduzione è, in entrambe le serie, particolarmente evidente nella seconda metà degli anni '80. Tra il 1991 ed il 1993 il tasso di risparmio del campione BI (sia quello originario che quello corretto) mostra un limitato aumento, seguito da una riduzione nel 1995.

## 2.2 Il profilo del risparmio nel ciclo di vita

La Tab. 2.2 presenta in modo sintetico i risultati delle correzioni effettuate sui dati originari delle indagini, attraverso i tassi medi di variazione tra dati originari e valori imputati, per classe di età del capofamiglia.

<sup>3</sup> Queste sono le variabili esplicative utilizzate: dummy per famiglia residente al nord, dummy per famiglia residente al sud, dummy per capofamiglia con titolo di studio non superiore alla licenza media, dummy per capofamiglia laureato, polinomio di terzo grado nella variabile (età del capofamiglia - 40)/10, dummy per capofamiglia operaio, dirigente, autonomo, libero professionista, pensionato, disoccupato, altro, dummy per capofamiglia di sesso femminile. I risultati delle stime sono disponibili a richiesta. Non si sono utilizzati indicatori della numerosità della famiglia perché l'unità familiare è definita in modo diverso nelle due indagini, tanto che il numero medio di componenti è nelle indagini BI sistematicamente diverso (maggiore) rispetto alle indagini Istat, e ciò avrebbe distorto l'imputazione.

<sup>4</sup> Dati tratti da Jappelli-Modigliani (1999).

Tab. 2.2 Effetti delle correzioni su reddito e consumo

Classe di età del capofamiglia	Var. perc. reddito dovuta alla correzione delle attività finanziarie	Var. perc. reddito dovuta alla corr. sui redditi da lav. Autonomo	Var. perc. reddito	Var. perc. consumo
<=24	0.6	5.2	5.8	-2.6
25-29	1.0	3.8	4.8	14.3
30-34	1.2	4.2	5.4	14.6
35-39	1.2	3.9	5.4	23.5
40-44	2.1	3.9	6.0	24.3
45-49	2.9	4.1	7.0	14.2
50-54	4.0	4.7	8.7	8.3
55-59	5.3	4.5	9.8	2.2
60-64	7.2	3.2	10.4	3.2
65-69	9.7	2.3	12.0	3.8
70-74	11.9	0.8	12.7	5.8
75-79	13.9	0.5	14.4	1.3
>=80	16.8	0.1	16.9	6.4
Totale	4.8	3.6	8.4	11.5

Gli effetti degli aggiustamenti non producono una variazione equiproporzionale, per classi di età, né del consumo né del reddito; nel caso del reddito, si nota chiaramente un più intenso effetto sulle classi più anziane, evidentemente dovuto alla maggiore reticenza delle famiglie anziane nel dichiarare le proprie disponibilità patrimoniali (cfr. par. 2.3), mentre l'aumento del reddito delle classi più giovani è in gran parte attribuibile alla correzione compiuta sui redditi dei nuclei con capofamiglia indipendente. Nel caso del consumo, d'altra parte, l'andamento delle variazioni è opposto, più intenso per le famiglie al di sotto dei 50 anni, e minimo in seguito. Combinando questi due effetti, la conseguenza non può che essere un forte incremento della propensione al risparmio per le famiglie anziane, ed un calo della stessa per i nuclei giovani; l'elevata propensione al risparmio delle famiglie anziane tradizionalmente riscontrata nelle indagini BI non può quindi essere attribuita alla cattiva qualità dei livelli del consumo ivi rilevati, che anzi sono molto vicini a quanto riscontrabile nella più approfondita indagine Istat, mentre al contrario sarebbero soprattutto i giovani a sottodichiarare, in BI, i propri livelli di consumo; gli anziani potrebbero avere stili di consumo maggiormente consolidati e meno soggetti a variazioni, quindi di più facile ricostruzione.

La Fig.2.1 riporta l'evoluzione dei tassi medi di risparmio relativi sia ai dati originari che a quelli corretti di reddito e consumo, calcolati usando i coefficienti di una regressione, condotta sui dati medi di coorte relativi ai 5 anni considerati, su un polinomio di quarto grado nell'età del capofamiglia; gli effetti degli aggiustamenti sono evidenti, e disegnano un profilo decisamente più ripido rispetto all'età.

La Fig.2.2 descrive invece il profilo delle medie per età<sup>5</sup> del reddito e del consumo corretti; gli indici posti sulle curve individuano la coorte di appartenenza. E' presentato anche il livello del risparmio, non attraverso i dati originari, ma quelli resi "lisci" attraverso una regressione del risparmio stesso su due polinomi del quarto ordine nell'età e nell'indice di coorte. Sia il reddito che il consumo presentano un andamento a campana con un punto di massimo che si situa intorno ai 50 anni. Solo a partire dai 35-40 anni si notano significativi

<sup>5</sup> Da questo momento si farà sempre riferimento, se non altrimenti specificato, ai valori corretti di reddito e consumo, espressi in migliaia di lire 1995.

flussi di risparmio, che rimangono decisamente positivi anche nelle età più avanzate. A queste evidenze si potrebbe obiettare che i dati tratti dalle indagini campionarie, sia BI che Istat, sottostimano comunque decisamente i valori ottenibili dalla contabilità nazionale, e quindi non fornirebbero una rappresentazione del tutto realistica dei fenomeni studiati; un ulteriore possibile loro aggiustamento potrebbe consistere nel riproporzionamento ai valori di contabilità nazionale, ma ciò, posto che le differenze relative tra le varie fasce di età siano state correttamente colte dai dati a disposizione, avrebbe solo un effetto di scala, e non modificherebbe il profilo vitale delle variabili studiate.

E' forse opportuno sottolineare che da questo grafico non si può trarre alcuna conclusione circa la validità della teoria del ciclo vitale, perché non sono qui considerati né il risparmio previdenziale dei giovani, né il decumulo della ricchezza previdenziale da parte degli anziani. Un'analisi più approfondita della figura richiede inoltre di considerare separatamente i tre effetti sul risparmio: quello legato all'età del capofamiglia (effetto di età), quello legato alla sua coorte di appartenenza, ovvero dipendente dalla sua data di nascita (effetto di coorte), e quello dipendente dal particolare periodo di osservazione (effetto d'anno). Notiamo a questo riguardo dall'analisi dei dati che: i) gli effetti di coorte sembrano, nel caso del reddito, agire in direzione opposta a quanto atteso, poiché operano nel senso di ridurre le risorse disponibili per le generazioni più giovani: quando due curve si sovrappongono, quella relativa alla coorte più giovane è, soprattutto per la prima fase del ciclo di vita, sempre posta in posizione inferiore. L'effetto è molto meno intenso sul consumo, cosicché nel caso del risparmio la relazione tra generazioni riflette soprattutto la conformazione del profilo del reddito: in livelli, le generazioni più giovani appaiono risparmiare meno di quelle che le hanno precedute, ad ogni età; ii) il profilo temporale del volume complessivo di risparmio di molte coorti è negativo. Probabilmente ciò è dovuto alle peculiarità del (breve) intervallo di tempo considerato, caratterizzato da bassi tassi di crescita del reddito disponibile corrente, almeno negli anni '90, a cui le famiglie possono aver risposto comprimendo in modo meno che proporzionale il livello dei consumi, se esso dipende anche da considerazioni di reddito permanente.

La suddivisione del profilo temporale di una variabile nelle sue tre componenti di età, di coorte e di anno rappresenta la maggiore difficoltà insita nell'uso di pseudo-panel, dal momento che coorte, età ed anno non sono tra loro indipendenti, essendo una qualunque delle tre componenti la combinazione lineare delle altre due. Se definiamo con  $a$  l'età del capofamiglia nell'anno  $t$ , e con  $c$  il suo anno di nascita, abbiamo infatti che  $t=a+c$ .

In sede di stima è quindi necessario imporre una restrizione agli effetti, comunque arbitraria, e dalla cui scelta i risultati sono necessariamente influenzati. Esistono molte restrizioni possibili, e ciascuna conduce in linea di principio a conclusioni diverse circa l'importanza relativa e addirittura il profilo dei tre effetti. Una delle restrizioni più diffuse in letteratura, a partire da Deaton e Paxson (1994), consiste nell'imporre che i coefficienti associati alle dummies di anno siano ortogonali ad un trend temporale ed abbiano somma nulla (Attanasio 1998, Jappelli 1999). La ratio di questa restrizione può essere colta facendo riferimento ad un semplice esempio, in cui una certa variabile di interesse, poniamo il reddito disponibile, subisce in ogni anno una crescita del 2%, comune a tutti gli individui, indipendentemente dalla coorte di appartenenza. Questa crescita può essere alternativamente attribuita o ad un puro effetto di periodo, senza alcun effetto né di età né di coorte, o ad un effetto di età ed uno di coorte di uguale intensità (2% appunto) e di uguale segno, se le coorti vengono individuate dall'anno di nascita o da un indice crescente all'aumentare dell'anno di nascita come nel nostro caso. In tale circostanza, sembra più ragionevole attribuire questa variazione positiva non ad un effetto di periodo, ma al congiunto manifestarsi degli altri due effetti: ogni individuo vede aumentare il proprio benessere, ed ogni generazione sta meglio della precedente.

Abbiamo provato ad applicare questa restrizione ai nostri dati, regredendo il logaritmo del reddito e quello del consumo su due polinomi nell'età e nella coorte e sulle dummies di anno ristrette così da rispettare i requisiti di somma a zero dei loro coefficienti e di ortogonalità con un trend temporale. Le regressioni sono state effettuate sia sui dati individuali, dopo avere escluso le famiglie con reddito o consumo inferiori ad un milione di lire, che sulle medie di coorte; poiché si è verificato che i risultati sono pressoché analoghi, in quanto segue si farà riferimento alle elaborazioni svolte sullo pseudo-panel. Abbiamo inoltre limitato l'analisi alle famiglie in cui la persona di riferimento ha un'età compresa tra i 25 e i 75 anni: le famiglie più anziane sono state escluse per evitare errate specificazioni derivanti da una possibile correlazione inversa tra mortalità e reddito ad età avanzate, che potrebbe portare ad una sovrarappresentazione delle famiglie ricche (e quindi con più elevati tassi di risparmio) al crescere dell'età. I nuclei con capofamiglia avente età inferiore ai 25 anni sono stati invece esclusi perché poco numerosi, e perché anche tra le famiglie giovani è probabile che siano sovrarappresentati i nuclei più ricchi, se livelli elevati di reddito o patrimonio hanno un'influenza positiva sulla decisione dei giovani di formare nuclei autonomi. Poiché il tasso di risparmio è approssimabile dalla differenza tra il logaritmo del reddito ed il logaritmo del consumo, gli effetti di età e coorte relativi al risparmio possono essere ottenuti a partire dalle stime effettuate su queste variabili<sup>6</sup>.

La Fig.2.3 descrive gli effetti di età e di coorte così ottenuti (la costante della regressione è stata inserita solo nell'effetto di età, cosicché il profilo imputato si può ottenere come somma di queste due curve); i loro profili sono nettamente pronunciati, e mostrano andamenti difficilmente interpretabili alla luce delle informazioni dei dati descritte dalla figura 2.1: implicano infatti che il "vero" profilo per età della propensione al risparmio sia costantemente decrescente nel ciclo di vita, e che le coorti più giovani risparmino costantemente meno di quanto risparmiassero le generazioni più anziane alla stessa età. Tali risultati non dipendono dalla scelta di una particolare restrizione sugli effetti di anno, dal momento che andamenti analoghi sono stati ottenuti anche a seguito di regressioni condotte senza restringere i coefficienti temporali, o escludendo del tutto le dummies di anno (come in Borsch-Supan 1995). Più semplicemente, la presenza di un deciso trend decrescente nella propensione al risparmio del periodo, comune a tutti i gruppi demografici, ripercuote i propri effetti sugli andamenti dei profili per età e sulle differenze di coorte: così come una crescita comune e generalizzata della variabile in esame provoca andamenti crescenti degli effetti di età e di coorte, conseguenze del tutto opposte sono causate da un trend decrescente sui dati originari<sup>7</sup>. Questo trend comune a tutte le coorti lungo il periodo di osservazione dello pseudo-panel è evidente dalla Fig. 2.4, che mostra il tasso medio di risparmio per età del capofamiglia e coorte. Sembra quindi di poter concludere che questa scomposizione dei tre effetti di età, coorte ed anno non rappresenta in questo caso una procedura utile per isolare il "vero" effetto di età ed il "vero" effetto di coorte. Anche se un profilo continuamente decrescente lungo tutta la vita non è del tutto incoerente con la teoria del ciclo vitale, le ampiezze sia degli effetti di età che di quelli di coorte sono eccessive, e non riflettono i tassi di risparmio significativamente positivi riscontrabili nella seconda parte del ciclo di vita nelle indagini campionarie.

La presenza di un forte effetto di periodo comune alla generalità della popolazione costituisce un caso molto simile a quanto osservato da Paxson (1996) per gli USA su dati relativi agli anni '80, durante i quali si è verificato un significativo calo della propensione media al risparmio. Bosworth, Burtless e Sabelhaus (1991) per gli Usa e Jappelli-Pagano

<sup>6</sup> Risultati in pratica identici si ottengono utilizzando nello pseudo-panel, al posto della differenza tra i logaritmi di reddito e consumo, il rapporto tra risparmio e reddito.

<sup>7</sup> Sommando effetto di età e coorte, si ottiene un profilo per il tasso di risparmio imputato sempre decrescente per ciascuna coorte, che ricorda quello già visto, in livelli, nella Fig. 2.1. Le medesime elaborazioni svolte sui dati non corretti di reddito e consumo producono risultati analoghi.

(1998) per l'Italia sostengono che la caduta del tasso di risparmio è un fenomeno generalizzato che ha investito tutte le generazioni e tutti i gruppi sociali. Anche Cannari (1994), applicando il metodo di Bosworth, Burtless e Sabelhaus (1991), conclude che in Italia la riduzione del tasso di risparmio non può essere attribuita a specifici fattori demografici o al comportamento di determinati sottogruppi della popolazione. Altri lavori, tuttavia, individuano una responsabilità particolare da parte di specifiche coorti: Kotlikoff et al. (1996) sostengono che le generazioni anziane hanno incrementato in modo significativo il proprio livello di consumo, soprattutto in spese mediche, mentre Attanasio (1998) osserva che il tasso di risparmio è stato particolarmente basso, negli Usa degli anni '80, per la generazione immediatamente precedente quella del baby-boom, cioè per le famiglie con persona di riferimento nata tra il 1935 ed il 1949, forse a causa di una percepita maggiore generosità del sistema pensionistico pubblico.

Di fronte all'influenza dominante di questo trend, l'alternativa suggerita da Paxson (1996) consiste nello stimare la propensione al risparmio sul polinomio nell'età e su dummies di anno non ristrette, omettendo le variabili di coorte, nell'ipotesi che gli effetti di coorte siano uguali su reddito e consumo e quindi non influenzino il tasso di risparmio. E' possibile fornire una giustificazione teorica per questa restrizione: se il consumo è proporzionale alle risorse vitali, il suo profilo dovrebbe essere comune alle diverse coorti, a meno di non ipotizzare variazioni tra generazioni nella propensione ai lasciti ereditari. Questa soluzione permette di ottenere il profilo rappresentato dalla Fig. 2.5. Il livello del tasso di risparmio desumibile dai coefficienti stimati dipende da quale dummy di anno sia stata eliminata nella stima: nel nostro caso si è espunta la dummy relativa al 1995, quindi il profilo stimato corrisponde ai dati medi dell'ultima indagine disponibile. Il profilo decrescente nella prima parte del ciclo di vita è dovuto probabilmente all'ordine del polinomio nell'età utilizzato, ed al fatto che la presenza di figli piccoli produce un aumento delle spese della famiglia; ha comunque scarsi effetti a livello aggregato a causa della quota molto bassa di famiglie con persona di riferimento al di sotto dei 30 anni. Nella specificazione senza effetti di coorte, che di fatto riproduce la conformazione cross-section dei dati originari, il profilo per età del tasso di risparmio ha un andamento prima crescente e poi, a partire dai 60 anni circa, rimane sostanzialmente costante nell'ultima fase del ciclo vitale. I tassi di risparmio delle famiglie con capofamiglia anziano presentano quindi valori decisamente positivi<sup>8</sup>.

Al pari della Fig. 2.3, anche la Fig. 2.5 è stata, come detto, ricavata a partire da una restrizione molto forte, anche se più appropriata al contesto, sulla relazione tra effetti di età, periodo e coorte, dal momento che si è ipotizzato che questi ultimi effetti non siano presenti: il livello del profilo del risparmio nel ciclo vitale sarebbe dunque unico e comune a tutte le generazioni (la sua forma è per definizione comune, essendo dipendente solo dal polinomio nell'età).

E' sempre possibile, tuttavia, imporre restrizioni alternative, e verificare come di conseguenza si modifica il ciclo di vita del risparmio. Alla luce delle caratteristiche dei dati sopra esposte, una restrizione che risulta particolarmente intuitiva consiste nell'ipotizzare che nel periodo oggetto di osservazione un trend decrescente nella propensione al risparmio abbia interessato, con intensità approssimativamente simile, tutte le coorti. Le ragioni di questa riduzione potrebbero essere ricondotte a mutamenti strutturali nell'ambiente economico, ad esempio una maggiore facilità nell'accesso al credito, o cambiamenti negli stili di vita, oppure a teorie alternative del comportamento di risparmio, ad esempio l'esistenza di una relazione positiva tra tasso di crescita del reddito disponibile e tasso di risparmio, da collegarsi a processi di lento adattamento dei consumi rispetto alla modifica del reddito, o alla dipendenza del profilo di consumo, in periodi di crescita bassa o negativa, dal reddito permanente e non da quello corrente, come già accennato.

Un semplice modo con cui formalizzare la restrizione di un trend comune consiste semplicemente nel detrendizzare i dati originari, regredendoli su un polinomio nell'indice di

---

<sup>8</sup> I risultati non cambiano definendo le coorti su intervalli triennali.

tempo, ad esempio  $s(t) = a_0 + a_1 \cdot \text{anno} + a_2 \cdot \text{anno}^2 + u$ , dove  $\text{anno}^2$  è l'anno elevato al quadrato, e nell'utilizzare poi i residui di questa stima per ottenere il profilo degli effetti di età e coorte.

Ciò equivale ad assumere che l'effetto del trend sia additivo e costante per tutte le coorti, come in

$$s(a,t,c) = s(a,c) + s(t)$$

dove  $s$  è il tasso di risparmio medio di coorte,  $a$  è l'indice di età,  $c$  di coorte e  $t$  di tempo. Utilizzare i residui della regressione di  $s$  su  $t$  è equivalente a sottrarre dal tasso di risparmio originario i tassi di risparmio imputati risultanti dalla medesima stima<sup>9</sup>. Il profilo per età che si può ottenere dai residui è stato successivamente riproporzionato ai valori del tasso di risparmio mediamente rilevati nel 1995, sommandovi il tasso medio di risparmio nell'anno 1995 calcolato sulla fascia di età 25-75.

La Fig.2.6 pone a confronto i profili del tasso di risparmio ottenuti con e senza la considerazione dei possibili effetti di coorte: si può notare che è completamente scomparso il forte trend negativo sui tassi di risparmio che invece dominava il profilo ottenuto con le restrizioni di ortogonalità imposte sugli effetti di tempo, descritto dalla Fig. 2.3, mentre il ridotto livello medio deriva dall'aver riscalato le osservazioni in base 1995, l'ultimo anno a disposizione. Le due curve sugli effetti di età mostrano andamenti abbastanza simili, solo la propensione al risparmio ottenuta con i residui presenta un profilo più ripido.

Il più rilevante vantaggio di questa alternativa consiste nella possibilità di recuperare informazioni circa l'eventuale presenza di effetti di coorte sul tasso di risparmio, che invece vengono supposti del tutto assenti nella soluzione suggerita da Paxson (1996). Pur essendo stato imposto un forte effetto di periodo comune a tutte le generazioni, delle eventuali specificità delle diverse coorti rimane informazione nei residui, per cui diventa ora possibile separare l'effetto di età da quello di coorte, e verificare se il tasso di risparmio delle diverse coorti è diminuito, nel periodo considerato, più o meno della media. Nella Fig.2.7 sono rappresentati gli effetti di coorte, calcolati con riferimento sia ai dati originari che a quelli corretti: essi ci dicono che le famiglie con capifamiglia appartenenti alle 7 coorti più anziane hanno un tasso di risparmio più elevato di quello che, alla stessa età, mostravano le famiglie di coorti precedenti, mentre il contrario è vero per le generazioni più recenti. La somiglianza tra le due curve prova che anche sui dati originari è presente lo stesso fenomeno. Si sarebbe quindi verificata una inversione nel comportamento di risparmio: mentre le generazioni più vecchie (oltre i 50 anni) risparmiano più di quelle che le precedono alla stessa età, i più giovani riescono a risparmiare, a parità di età, meno delle coorti più mature. Questa stessa informazione può essere ricavata dalla Fig. 2.8, che mostra chiaramente come, oltre la sesta coorte, non sia più vero che i più giovani risparmiano maggiormente di coloro che li hanno preceduti, alla medesima età. Questa figura riporta infatti i profili del tasso di risparmio complessivo ottenuti sommando l'effetto di età e quello di coorte, e pone inoltre a confronto la procedura basata sulla detrendizzazione con il profilo già descritto in Fig.2.5, cioè senza eventuali differenze tra coorti. Si può così notare che, essendo i dati sempre riscalati in modo da presentare lo stesso valor medio complessivo del tasso di risparmio del 1995, la procedura

<sup>9</sup> L'effetto del trend potrebbe alternativemente esprimersi in termini moltiplicativi, come in  $s(a,t,c) = s(a,c) \cdot s(t)$ . In questo caso la serie depurata si otterrebbe riportando il valore imputato dalla stima del risparmio sul trend al tasso di risparmio, esprimendo quindi quest'ultimo in funzione delle sole componenti di età e di coorte (Bloom 1986). Il rapporto tra  $s$  ed il suo valore imputato ha, per costruzione, media 1; per ottenere valori del tasso di risparmio utilizzabili in sede previsiva, esso dovrebbe poi essere moltiplicato per il tasso medio di risparmio del periodo di riferimento. Si è verificato che queste due alternative forniscono risultati molto simili e coincidenti in media.

basata sulla detrendizzazione in effetti equivale a scomporre il profilo costruito senza tener conto degli effetti di coorte nelle due componenti di età e, appunto, di coorte.

I dati sembrano quindi indicare che le più giovani generazioni abbiano ridotto la propria propensione a risparmiare in misura maggiore rispetto ad un semplice trend temporale comune a tutte le coorti. Una semplice ed immediata conferma proviene dalla Fig. 2.9, che mostra le variazioni del tasso di risparmio per coorte, su dati medi definiti nel primo e nell'ultimo triennio di osservazione per smussare i valori estremi. La curva superiore si riferisce al triennio 1987-89, quella inferiore ai dati medi calcolati sul periodo 1993-95. Le classi nate dalla seconda metà degli anni '30 alla fine degli anni '40 sembrano aver modificato il livello di risparmio meno delle altre. Più pronunciato è invece il calo del tasso di risparmio delle generazioni più giovani. Questa riduzione contrasta con il comportamento che ci si potrebbe attendere in presenza di una riforma pensionistica che ha notevolmente compresso i valori della ricchezza previdenziale delle coorti attualmente giovani, ma il nostro periodo di analisi termina nel 1995, l'anno della riforma Dini, ed è presumibile che modifiche del comportamento di risparmio non siano immediate. Inoltre, lo stesso elevato livello della propensione al risparmio delle coorti centrali non avvalorava l'ipotesi che le coorti maggiormente beneficiarie dalla generosità del sistema pensionistico pubblico abbiano aumentato il consumo, ma anzi sembra che esse abbiano proseguito ad accumulare risparmio, malgrado l'aspettativa di pensioni elevate in rapporto al reddito da lavoro. La particolare conformazione degli effetti di coorte potrebbe dipendere da un molteplicità di fattori, tra i quali non è facile discriminare. La bassa crescita del periodo 1987-95 potrebbe aver inciso in misura leggermente superiore le generazioni più giovani o, alternativamente o in contemporanea, dietro alla forte riduzione del loro tasso di risparmio può esservi una modificazione delle preferenze, o un più facile accesso al credito. Il profilo dell'effetto di coorte del risparmio è, per definizione, la differenza tra gli effetti di coorte di reddito e consumo (anch'essi detrendizzati): si è verificato che entrambi hanno una medesima forma a campana, più accentuata però per il reddito.

La non decrescenza del tasso di risparmio nella fase finale della vita potrebbe essere dovuta ad una molteplicità di fattori, probabilmente tutti in qualche misura presenti: il movente ereditario, quello precauzionale, un eccessivo trasferimento intergenerazionale a favore delle coorti attualmente in pensione, che si sono trovate ad essere beneficiarie di trasferimenti superiori, se sommati agli altri redditi, alle necessità di consumo di nuclei familiari in progressivo invecchiamento.

Grazie all'uso dei dati detrendizzati, si è quindi in grado di distinguere il diverso comportamento delle varie coorti; di ciò si potrà poi tenere conto in sede di applicazione di questi risultati a fini previsivi, imponendo profili del tasso di risparmio (rappresentati dagli effetti di età) che, pur avendo la medesima forma, risulteranno tuttavia scalati per ciascuna delle varie coorti in vita in ciascun anno, e non un singolo profilo come risulterebbe dalla applicazione dei dati in Fig. 2.4.

La Fig. 2.8 descrive i due profili alternativi del risparmio nel ciclo di vita che possono essere presi come riferimento per effettuare previsioni sull'invecchiamento della popolazione; i profili ottenuti a partire dai dati detrendizzati permettono di considerare anche gli effetti di coorte, come già spiegato. E' presumibile che, dati questi andamenti, la transizione demografica potrebbe provocare un *aumento* del tasso di risparmio aggregato.

Infine, il confronto tra i risultati ottenibili con i dati originari delle indagini BI e con quelli corretti ha mostrato che gli stessi fenomeni che caratterizzano questi ultimi sono anche presenti nei dati originari.

### 2.3 Il profilo della ricchezza nel ciclo di vita

In questa sezione viene stimato il profilo per età della ricchezza finanziaria e reale delle famiglie. Il tasso di risparmio può essere definito anche come la differenza tra lo stock di ricchezza finanziaria alla fine e all'inizio di un periodo. Le due definizioni dovrebbero generare misure simili, a meno della presenza di guadagni in conto capitale e/o di trasferimenti intergenerazionali. Inoltre le stime della ricchezza privata per coorte verranno utilizzate nel paragrafo 3 per verificare l'impatto sul risparmio privato della riforma pensionistica e della riduzione nella ricchezza previdenziale.

I valori degli stock di ricchezza finanziaria rilevati nelle inchieste BI sono di qualità assai scadente, come già evidenziato nel precedente par. 2.2, e sono stati quindi rimpiazzati con i dati corretti secondo la procedura suggerita da Cannari e D'Alessio (1993). Gli effetti della correzione sono, come mostrato in Fig. 2.10, estremamente significativi: per ciascuna coorte, al profilo sostanzialmente piatto nel tempo dei dati originari se ne sostituisce uno nettamente crescente, anche alle età più avanzate; inoltre l'aggiustamento è evidentemente non uniforme tra le varie classi di età, producendo un aumento rilevante delle consistenze soprattutto nella seconda parte del ciclo di vita, a conferma della maggiore reticenza delle famiglie anziane a dichiarare l'esatto ammontare della propria ricchezza. Non si mostra isolatamente la ricchezza reale, dal momento che su essa nessuna manipolazione è stata effettuata, mentre la Fig. 2.11 descrive l'andamento della ricchezza privata complessiva delle famiglie, data dalla somma della componente reale e di quella finanziaria, prima e dopo l'aggiustamento su quest'ultima<sup>10</sup>. Mentre sui dati originari il profilo della ricchezza privata complessiva è decrescente per alcune delle coorti più anziane, con i valori aggiustati il tasso di crescita dello stock, pur costantemente decrescente, si mantiene positivo su tutto l'arco vitale. In media, passando ai dati corretti la ricchezza privata aumenta del 12% se il capofamiglia ha fino a 39 anni, del 15% per la classe di età 40-59, e del 23% oltre i 59 anni.

Al pari del tasso di risparmio, anche nel caso della ricchezza si pone il problema di individuare il "vero" profilo vitale, depurando i dati grezzi dalla presenza di eventuali effetti di coorte. Si ripropone quindi il solito problema di individuare una opportuna restrizione sugli effetti congiunti di età, coorte e periodo. Un semplice confronto visivo tra la Fig. 2.4 e la Fig. 2.11 mostra che la presenza di un trend nel periodo disponibile è, sui dati della ricchezza, molto meno rilevante; ciò non dovrebbe stupire, essendo la ricchezza uno stock, ed è confermato dal fatto che i profili relativi alle varie coorti sono chiaramente distanziati. Vista l'irrelevanza del problema del trend, abbiamo applicato due restrizioni alternative. La prima consiste nella classica restrizione alla Deaton-Paxson (1994) sugli effetti di anno, di cui si è imposta la somma a zero e l'ortogonalità con un trend temporale, mentre la seconda prevede l'utilizzo di una fonte informativa esterna come proxy degli effetti di coorte: seguendo Alessie et al. (1999), si è ipotizzato che le differenze nei livelli medi di coorte della ricchezza siano dovute al diverso livello di produttività (e quindi di reddito) delle varie coorti, che spinge verso l'alto la capacità di ciascuna generazione di accumulare, ad ogni data età, risorse patrimoniali. Tali differenze di produttività sono state sintetizzate dal valore medio pro-capite del pil quando la coorte aveva 25 anni, cioè al momento dell'entrata nel mercato del lavoro<sup>11</sup>. In appendice si forniscono i risultati della regressione del logaritmo della ricchezza privata (corretta) sul polinomio di quarto grado nell'età, sulle dummies di anno non ristrette, sul logaritmo del pil pro-capite, specifico per ogni coorte, e su un vettore di caratteristiche demografiche di controllo. Il coefficiente associato all'indicatore di produttività è positivo e

<sup>10</sup> La ricchezza reale è costituita dalla somma del valore delle abitazioni, altri fabbricati e terreni, al netto dell'importo di eventuali debiti residui, e del valore delle partecipazioni a società non di capitale.

<sup>11</sup> I valori del pil e della popolazione sono tratti da Rossi et al. (1992). Del pil pro-capite si è presa la media mobile quinquennale per rendere la serie meno soggetta agli shocks di breve periodo.



significativo; con una stima di questo tipo è anche possibile confrontare, con un test di Wald, le due restrizioni alternative considerate, imponendo il vincolo di somma a zero dei coefficienti temporali e di ortogonalità al trend: il valore del test di Wald è 105.6, che con un grado di libertà porta decisamente a rifiutare la restrizione alla Deaton-Paxson a vantaggio dell'utilizzo del Pil pro-capite. E' possibile inoltre verificare se il Pil pro-capite è un indicatore sufficiente delle differenze di coorte: considerando congiuntamente tra i regressori sia il logaritmo del Pil pro capite che le dummies di coorte, un test F sulla significatività congiunta di queste ultime porta a rifiutare decisamente un loro ruolo residuale nel determinare il profilo della ricchezza. La Fig. 2.12 descrive l'andamento per età del logaritmo della ricchezza privata depurato dagli effetti di coorte, e lo confronta con i dati cross-section raggruppati in medie di coorte; la correzione appare molto significativa, e produce una curva che non sembra mai declinare, a differenza di quanto si potrebbe concludere osservando un profilo per età desumibile da una qualunque delle indagini campionarie BI<sup>12</sup>. La stessa regressione effettuata senza l'indicatore della diversa produttività delle coorti produce un profilo per età della ricchezza totale che ne implica una riduzione del 50% dai 60 agli 80 anni. Il tasso di accumulo della ricchezza risulta inizialmente decisamente positivo, per poi declinare costantemente a partire dai 40 anni circa, ed infine si annulla dopo i 60 anni. La mancata riduzione dello stock di ricchezza, va osservato, non ha alcuna implicazione sulla validità o meno della teoria del ciclo vitale, dal momento che non si è qui considerata un'altra componente fondamentale della ricchezza complessiva, ovvero la ricchezza previdenziale, che per sua stessa definizione presenta sicuramente un profilo discendente durante la vecchiaia<sup>13</sup>. Ciò che qui interessa, invece, è la forma del profilo della ricchezza privata, in particolare quale sarà il suo livello per ciascuna delle coorti adesso giovani, quando esse raggiungeranno l'età del pensionamento. Per ottenere queste proiezioni, si è utilizzato il puro profilo per età così ottenuto e lo si è associato a ciascuna delle coorti adesso in vita, in modo da ottenere un sentiero di accumulazione specifico per ogni coorte che interpoli i dati effettivamente a disposizione nel periodo 1987-95. Nella Fig. 2.13 sono ad esempio riportati i sentieri di accumulazione della ricchezza privata per alcune coorti, oltre ai dati originariamente disponibili sulla base delle indagini BI; i profili imputati di ciascuna generazione intersecano i dati "veri", ma non risentono della distorsione implicita nell'uso dei dati sezionali<sup>14</sup>.

---

<sup>12</sup> L'applicazione dello stesso metodo alla ricchezza totale costruita sulla base dei valori non corretti delle attività finanziarie determinerebbe invece una lieve riduzione del profilo life-cycle nelle età più avanzate. In questo senso la correzione apportata risulta ancora più significativa.

<sup>13</sup> Cfr. Jappelli-Modigliani (1999).

<sup>14</sup> Venti e Wise (1993) ottengono il profilo life-cycle specifico per ogni coorte regredendo la ricchezza complessiva su un polinomio nell'età e su una serie di dummies per coorte, ottenendo andamenti sempre crescenti per tutte le età; anche sui nostri dati si otterrebbe, con la medesima regressione, un risultato analogo. Profili sempre crescenti sarebbero generati anche dalla restrizione di somma a zero e ortogonalità al trend sugli effetti di anno, ma questo vincolo è stato, come detto, rifiutato dai dati. Questo stesso vincolo, se applicato ai dati BI non corretti alla Cannari-D'Alessio, produrrebbe invece un profilo leggermente decrescente nelle fasi finali del ciclo vitale (come in Jappelli 1999).

### 3. *Gli effetti della transizione demografica sulla formazione del risparmio*

In questo paragrafo utilizziamo le stime del profilo per età del tasso di risparmio ottenute dai dati campionari per misurare l'impatto della transizione demografica sul risparmio delle famiglie italiane nel periodo 2000-2050. La previsione è realizzata prima con un'analisi *shift-share*, che misura l'impatto del cambiamento della struttura per età della popolazione italiana nel caso in cui i parametri che definiscono la propensione al risparmio in relazione all'età e la distribuzione intergenerazionale del reddito siano mantenuti costanti rispetto alla situazione dell'anno base. In seguito riscaliamo il profilo per età del risparmio per ogni generazione sulla base degli effetti di coorte. Da ultimo, nella seconda parte del paragrafo, stimiamo gli effetti sul risparmio delle famiglie in relazione alla variazione nella ricchezza pensionistica, intervenuta a seguito delle riforme previdenziali del 1992 e del 1995. Anche in questo caso distinguiamo uno scenario in cui il profilo per età del risparmio resta invariato rispetto a quello dell'anno base da un altro nel quale consideriamo anche gli effetti di coorte.

La lunghezza dell'orizzonte temporale della previsione, la sensibilità delle variabili demografiche alle ipotesi sui tassi di fertilità, di mortalità e di immigrazione<sup>15</sup> e la complessità delle interazioni tra agenti economici che potrebbero realizzarsi nel periodo considerato e che nella nostra simulazione non vengono considerate, ci inducono a sottolineare che le previsioni sulla dinamica del tasso di risparmio vanno considerate solamente come indicative delle possibili tendenze che si potranno dispiegare nei prossimi decenni. In particolare l'assenza di un modello comportamentale impedisce di considerare le implicazioni che potrebbero derivare da modifiche strutturali nell'economia e dai conseguenti cambiamenti nei prezzi relativi che si realizzeranno<sup>16</sup>.

#### 3.1 *Analisi shift-share ed effetti di coorte*

La dinamica del tasso di risparmio delle famiglie italiane può essere stimata applicando la scomposizione proposta da Bosworth, Burtless e Sabelhaus (1991). Il tasso di risparmio privato al tempo (t) è definito come la media ponderata dei tassi di risparmio delle coorti che compongono la popolazione totale. I termini della ponderazione sono la numerosità e il reddito relativo delle singole coorti rispetto ai rispettivi valori medi della popolazione totale. In termini formali:

$$S_t = \sum_{i=1,..,G} W_{it} Y_{it} S_{it}$$

dove  $S_t$  è il tasso di risparmio aggregato delle famiglie al tempo (t);  $w_{it}$  è la quota al tempo (t) delle famiglie dell'*i*-esima coorte rispetto alla popolazione totale;  $y_{it}$  è il rapporto tra reddito

---

<sup>15</sup> Alla fine del periodo di stima i rapporti demografici risulteranno sensibilmente modificati rispetto alla situazione iniziale: in particolare sarà molto più elevata la quota delle famiglie con capofamiglia di età superiore ai 65 anni e molto più bassa quella delle famiglie con capofamiglia di età compresa tra i 20 e i 65 anni. I risultati delle previsioni demografiche sono inoltre fortemente influenzati dalle ipotesi sull'andamento del tasso di fertilità, sia per quanto riguarda i rapporti numerici tra generazioni che per le stime sulla numerosità della popolazione totale. La popolazione italiana tenderebbe nel 2050, a 35 milioni, 45 milioni oppure a 54 milioni di individui, a seconda delle ipotesi delle stime Istat sul tasso di fertilità e di immigrazione nel periodo osservato.

<sup>16</sup> Ad esempio la riduzione della numerosità delle coorti in età attiva potrebbe avere effetti sul prezzo relativo tra lavoro e capitale. In particolare è lecito, in assenza di disoccupazione, attendersi un aumento dei salari e una riduzione dei tassi di interesse. La riforma delle pensioni invece potrebbe indurre una maggiore offerta di risparmio, in particolare da parte delle giovani coorti e determinare, per questa via, una riduzione nei tassi di interesse.

medio della  $i$ -esima coorte e reddito medio della popolazione;  $s_{it}$  è il tasso di risparmio dell' $i$ -esima coorte e  $G$  è il numero delle coorti.

Questo metodo è stato in generale utilizzato per studiare le cause della caduta del tasso aggregato di risparmio che ha caratterizzato le economie avanzate a partire dall'inizio degli anni '80. Gli effetti del fattore demografico sulla variazione intervenuta nel tasso aggregato di risparmio dal tempo  $(t-n)$  al tempo  $(t)$  possono essere studiati confrontando il valore reale del tasso di risparmio al tempo  $(t)$  con quello che si sarebbe verificato se la distribuzione per età della popolazione fosse stata quella del periodo  $(t-n)$ . La differenza tra i due valori indica, a parità di parametri comportamentali e di distribuzione del reddito, l'impatto di modifiche nella struttura per età sul risparmio aggregato.

I lavori che hanno applicato questa scomposizione ai dati economici e demografici italiani (Cannari 1994; Jappelli e Pagano 1998) non hanno trovato chiara conferma all'ipotesi che la variazione nella composizione per età intervenuta negli ultimi due decenni nel nostro paese sia stata un fattore decisivo nella spiegazione della riduzione del risparmio privato intervenuta nel medesimo periodo. Analogamente Bosworth, Burtless e Sabelhaus (1991) non trovano evidenze dell'importanza del fattore demografico nella spiegazione della caduta del tasso di risparmio negli Stati Uniti nel periodo 1970-1990. La diminuzione del risparmio appare un fenomeno che interessa, sebbene in misura differenziata, tutte le coorti viventi. Questo fatto è evidente anche nella nostra analisi: la caduta del tasso di risparmio è comune a tutte le coorti e a differenti specificazioni dei dati ed è proprio l'osservazione di questo trend negativo ad indurci alla scelta della procedura di stima descritta nel secondo paragrafo per separare l'effetto temporale comune da quello specifico di coorte<sup>17</sup>.

La variazione nella struttura per età della popolazione attesa nei prossimi decenni è tuttavia di intensità molto maggiore rispetto a quella che si è realizzata fino ad oggi e si dispiega lungo un orizzonte temporale più lungo. Inoltre le riforme approvate ed in corso di approvazione nel settore della protezione sociale preludono ad un minor grado di intervento e sostegno del settore pubblico rispetto al passato, in particolare per quanto riguarda il finanziamento del consumo degli anziani tramite il sistema pensionistico: questo aspetto potrebbe risultare cruciale nelle scelte di consumo e risparmio delle coorti viventi e future. Nel seguito del paragrafo cerchiamo di verificare se il fattore demografico potrà risultare maggiormente importante sulla formazione del risparmio rispetto a quanto è successo fino ad ora. Nel sottoparagrafo successivo invece cerchiamo di dare una prima misurazione dell'effetto delle riforme pensionistiche del 1992 e del 1995.

Al fine di ottenere previsioni più realistiche di quelle che deriverebbero da una applicazione della variazione nella struttura demografica ad un profilo per età del tasso di risparmio costante nel tempo, abbiamo considerato separatamente effetti di età ed effetti di coorte. La distinzione ci pare cruciale: dall'analisi sui dati campionari condotta nel paragrafo precedente infatti risulta che si possono riscontrare, tra le coorti viventi nel 1995, due tendenze opposte: fino alla coorte nata nell'intervallo 1935-1939 si registra una maggiore propensione al risparmio rispetto alla coorte più anziana; la tendenza invece si inverte per le coorti nate dopo il 1940.

Il comportamento di consumo e risparmio di coorti nate in periodi diversi può essere spiegato dalle differenti condizioni economiche e/o livelli di produttività in cui individui di medesima età, ma nati in anni differenti si sono trovati ad agire (Attanasio 1998, Alessie, Lusardi, Kapteyn 1998), da cambiamenti nella struttura delle preferenze (Jappelli e Pagano 1998), oppure da politiche di trasferimento intergenerazionale realizzate a favore di specifiche coorti (Rossi e Visco 1995; Kotlikoff, Gokhale e Sabelhaus 1996).

---

<sup>17</sup> Una conclusione di questo tipo non implica necessariamente che i moventi della teoria del ciclo vitale non siano validi: probabilmente altri fenomeni quali ad esempio la caduta del tasso di crescita del reddito nel periodo esaminato oppure cambiamenti nella struttura delle preferenze potrebbero essersi sovrapposte a tali moventi ed aver indotto una riduzione generalizzata nella formazione di risparmio privato.

In questo lavoro non cerchiamo di dare contenuto interpretativo ai differenti coefficienti della propensione al risparmio delle coorti viventi nel 1995, ma ci limitiamo ad ipotizzare che queste manterranno immutato il loro comportamento anche in futuro. Conseguentemente abbiamo considerato separatamente l'effetto di età e quello di coorte per ogni classe di età vivente nel 1995. Mentre il profilo per età è costante, ogni classe di età ha uno specifico effetto di coorte lungo tutto il ciclo di vita. Per le generazioni future, non potendo disporre di valori stimati, abbiamo ipotizzato che valesse il comportamento della più giovane generazione vivente nel 1995.

In tutti gli anni successivi all'anno base della stima, il tasso di risparmio di ogni generazione è stato quindi espresso come la somma di un effetto di età, uguale per tutta la popolazione, e di un effetto specifico di coorte dipendente dall'anno di nascita del capofamiglia. I risultati dell'interazione dei due effetti sulla dinamica del tasso di risparmio sono presentati nella tabella seguente, dove vengono confrontati con la stima del tasso di risparmio che si ottiene da una semplice proiezione del profilo per età del tasso di risparmio ottenuto senza distinguere effetti di età e di coorte<sup>18</sup>. La simulazione è svolta per il periodo 2000-2050 ed il tasso di risparmio è registrato con cadenza quinquennale. La distribuzione per età delle famiglie italiane è ottenuta da elaborazioni sulle previsioni ufficiali della popolazione residente per età, sesso e regione fino al 2050 dell'Istat (1997). I risultati sono presentati per l'ipotesi centrale dell'evoluzione demografica, ma la sostituzione della stessa con le ipotesi "alta" e "bassa", pur modificando i volumi complessivi del risparmio, lascia praticamente invariati i rapporti tra questa grandezza e il Pil. Le previsioni demografiche sono fornite a livello individuale: per renderle coerenti con la misurazione del risparmio, che è stata stimata sulle famiglie, abbiamo calcolato il numero medio di capifamiglia per ogni classe di età nell'indagine campionaria della Banca d'Italia. Questo parametro, supposto costante per tutto il periodo della stima, è stato moltiplicato in ogni anno del periodo di previsione per la numerosità degli individui delle singole classi d'età. La distribuzione del reddito per le coorti infine è stata stimata dai dati campionari della Banca d'Italia. A partire dalla distribuzione iniziale abbiamo proiettato i valori futuri del reddito pro-capite per età, ipotizzando un tasso di crescita costante per tutte le coorti e pari all'1,5% annuo.

Tabella 3.1: Stima del tasso di risparmio delle famiglie Italiane, con e senza effetto di coorte, 2000-2050.

<i>Anno</i>	<i>Tasso di risparmio senza effetti di coorte</i>	<i>Tasso di risparmio con effetti di coorte</i>
1995	16,3%	16,3%
2000	16,3%	16,0%
2005	16,4%	15,5%
2010	16,7%	15,3%
2015	17,3%	15,1%
2020	18,0%	15,1%
2025	18,6%	15,1%
2030	19,0%	14,9%
2035	19,0%	14,6%
2040	18,9%	14,2%
2045	18,8%	13,8%
2050	18,8%	13,7%

<sup>18</sup> I risultati che si ottengono utilizzando i dati non aggiustati dell'indagine campionaria della Banca d'Italia non sono significativamente diversi da quelli presentati nella tabella 3.1.

L'osservazione della tabella suggerisce alcune conclusioni:

i) *la considerazione degli effetti di coorte è molto importante se si vuole valutare l'impatto della transizione demografica sulla formazione del risparmio.* In assenza di tali effetti la stima suggerisce che il tasso di risparmio nei prossimi decenni crescerà circa del 15%. L'invecchiamento della popolazione, contrariamente a quanto atteso sulla base delle teorie macroeconomiche, avrebbe l'effetto di aumentare il rapporto tra risparmio e prodotto interno lordo a causa della elevata propensione al risparmio delle generazioni che si trovano nella fase finale del ciclo di vita. Tuttavia, una volta che ad ogni generazione venga imputato un indice che ne caratterizzi il comportamento di risparmio lungo il ciclo di vita rispetto alle altre, i risultati cambiano in misura significativa. In particolare nella nostra simulazione escono progressivamente di scena generazioni che si sono distinte per una propensione al risparmio crescente rispetto a quella delle generazioni precedenti e vengono sostituite da generazioni che ad ogni età risparmiano meno rispetto alle generazioni immediatamente più vecchie. Il tasso aggregato di risparmio nel caso in cui si tengano separati effetti di età ed effetti di coorte scende dal 16,3% al 13,7% e si riduce quindi di circa il 16%;

ii) *anche quando si consente alle differenti coorti di avere propensioni al risparmio specifiche, l'impatto dell'invecchiamento non è di portata eccessiva.* La quota di reddito risparmiato infatti scende, ma in modo limitato se si considera il contemporaneo cambiamento nelle proporzioni tra generazioni che intercorre tra l'inizio e la fine del periodo di stima. In particolare ci sono due fasi durante le quali il risparmio scende: dal 2000 al 2015 e dopo il 2035. I risultati non cambiano in maniera significativa se si adottano ipotesi alternative riguardo agli scenari demografici, ne quando si ipotizza che la distribuzione intergenerazionale del reddito si modifichi. Nuovamente la causa della relativa scarsa reattività del tasso di risparmio aggregato rispetto all'invecchiamento della popolazione va ricercata nel mantenimento fino al periodo finale della previsione di tassi di risparmio sostanzialmente elevati per le coorti che si trovano nella fase finale del ciclo di vita, anche se inferiori rispetto alla previsione *shift-share*.

### 3.2 *Gli effetti delle politiche di trasferimento intergenerazionale*

La scarsa reattività del tasso di risparmio all'invecchiamento della popolazione sembra suggerire una forte incongruenza tra le predizioni della teoria del ciclo vitale-reddito permanente e l'osservazione empirica. Nell'ambito di questa teoria l'invecchiamento della popolazione determina una caduta del tasso di risparmio perché gli individui che si trovano nella parte finale del ciclo di vita decumolano attività finanziarie in misura maggiore di quanto gli individui che nel medesimo periodo si trovano nella fase attiva non siano in grado di accumularne. L'osservazione dei dati campionari non presenta tuttavia alcuna evidenza del fatto che gli anziani tendano a ridurre in misura significativa il loro stock di ricchezza finanziaria. Questo fenomeno, ben evidenziato nel paragrafo 2.2, ha come conseguenza la stima di valori positivi e non significativamente diversi da quelli del resto della popolazione, per i tassi di risparmio delle famiglie con capofamiglia anziano.

È evidente che in corrispondenza a profili del risparmio per gli anziani positivi e non significativamente diversi da quelli del resto delle famiglie la ricomposizione della struttura per età della popolazione causata dalla transizione demografica non provochi nelle nostre stime effetti particolarmente severi sul risparmio aggregato. Questo naturalmente non significa che l'invecchiamento non abbia alcun effetto. Come mostra la tabella 3.1 la riduzione del tasso di risparmio aggregato è dell'ordine del 16% e il contributo delle diverse classi di età alla formazione del risparmio è alla fine del periodo esaminato significativamente diverso rispetto a quello dell'inizio.

Il comportamento di risparmio delle coorti anziane è da lungo tempo oggetto di indagine da parte degli economisti e molte sono state le interpretazioni che hanno cercato di riconciliare l'evidenza empirica con le previsioni della teoria economica. L'assenza di riduzioni significative della ricchezza finanziaria nella fase finale della vita potrebbe ad esempio dipendere dalla presenza di motivazioni ereditarie da parte degli adulti, dalla presenza di forme di risparmio precauzionale e da incertezza sulla durata della vita, oppure dalla presenza di sistemi pensionistici a ripartizione. In particolare, riferendosi all'Italia, Jappelli e Modigliani (1998) mostrano che quando i contributi pensionistici sono considerati dagli individui come una forma di risparmio obbligatorio e le pensioni come una rendita il profilo per età della ricchezza ritorna ad essere più vicino alla forma predetta dalla teoria del ciclo vitale.

Nel seguito del paragrafo utilizzeremo questa intuizione per dare una interpretazione alla forma del profilo per età del risparmio (finanziario) delle famiglie italiane stimato con i dati campionari. Se dal punto di vista individuale il risparmio complessivo è la somma del risparmio privato e di quello previdenziale, ovvero se i contributi pensionistici sono considerati dal soggetto che li versa come accantonamenti e/o accumulo di diritti per consumo futuro, allora la sostanziale costanza del profilo del risparmio (finanziario) nella parte finale del ciclo di vita potrebbe dipendere dalla politica previdenziale e di trasferimento intergenerazionale operata dal governo in passato. Più specificamente la crescita, a partire dall'inizio degli anni '70, di un sistema pensionistico a ripartizione che è stato in grado di finanziare una quota molto alta del consumo delle famiglie anziane e la continua introduzione di norme particolarmente generose per l'erogazione dei trattamenti pensionistici potrebbe aver realizzato un consistente trasferimento intergenerazionale di risorse a favore delle generazioni che sono andate progressivamente in pensione durante il periodo che va dalla fine degli anni '60 alla fine degli anni '80<sup>19</sup> (Castellino 1995). Se, come ci pare ragionevole supporre, le coorti favorite dalla politica previdenziale non hanno perfettamente anticipato gli effetti di queste politiche sul livello del loro reddito vitale, il loro comportamento di risparmio (finanziario) potrebbe non esserne stato significativamente influenzato. In questo caso *i beneficiari della generosità delle politiche previdenziali potrebbero aver accumulato un ammontare eccessivo di ricchezza finanziaria rispetto alle loro esigenze di finanziamento del consumo durante la vecchiaia*. Le modalità di impiego di tale ricchezza nel futuro diventano di cruciale importanza per spiegare la dinamica del risparmio privato e pubblico.

La figura 3.1, a titolo di esempio, descrive i differenti profili di accumulazione e riduzione della ricchezza finanziaria con e senza un sistema pensionistico a ripartizione, nel caso in cui questo venga introdotto durante la fase attiva di un individuo rappresentativo. I differenti profili sono ottenuti da un modello in cui vengono descritte le scelte di consumo, risparmio e accumulazione di un individuo che vive 50 anni e lavora per i primi 35 anni della sua vita. Abbiamo ipotizzato che l'individuo riprogrammi il sentiero del consumo in base alle informazioni di cui dispone all'inizio di ogni periodo e che le preferenze siano tali da indurlo a scegliere una dinamica del consumo costante nel tempo. In assenza di un sistema pensionistico a ripartizione il profilo della ricchezza presenta la tradizionale forma prevista dalla teoria del ciclo vitale-reddito permanente, crescente fino all'età del pensionamento e poi continuamente decrescente fino alla morte, quando si annulla. Nel grafico abbiamo riportato la traiettoria della ricchezza nel caso in cui, al ventunesimo anno di vita del soggetto, si introduce un sistema di ripartizione puro con aliquota del 15%. La dinamica dell'accumulazione della ricchezza si modifica: vi sarà una riduzione del risparmio privato immediatamente dopo l'introduzione del sistema pensionistico e una riduzione della ricchezza finanziaria meno veloce nel periodo del pensionamento. Il soggetto infatti anticipa il maggior reddito vitale che gli deriva dalla partecipazione al sistema pensionistico la cui convenienza

---

<sup>19</sup> Particolarmente importanti sarebbero stati l'introduzione delle normative sul pensionamento di anzianità e l'evoluzione dei meccanismi di indicizzazione delle pensioni.

deriva dal minor numero di anni in cui il soggetto è chiamato a versare i contributi rispetto ad una situazione in cui il sistema è a regime<sup>20</sup>.

Nella figura abbiamo distinto due situazioni: i) quella in cui il soggetto aumenta il consumo dopo l'introduzione del sistema pensionistico: la ricchezza si annulla alla fine della vita; ii) quella in cui il soggetto decide di modificare solo in parte il profilo del suo consumo (cioè non utilizza tutto il maggior reddito vitale): la ricchezza resta positiva anche alla fine della vita del soggetto.

Le coorti attualmente in pensione potrebbero trovarsi in una situazione simile a quella descritta nella figura: per molti degli attuali pensionati infatti i contributi previdenziali versati nella fase attiva della vita sono stati un investimento molto remunerativo (Gronchi 1994), sia in termini assoluti che rispetto ai rendimenti realizzabili sul mercato finanziario, grazie alla generosità delle regole di computo di contributi e pensioni ed in seguito al fatto che molti di loro hanno iniziato a contribuire al finanziamento del sistema pensionistico in una fase avanzata del loro periodo lavorativo. Nel caso in cui tali soggetti non abbiano modificato in modo sostanziale i loro profili di consumo si troverebbero oggi (e presumibilmente nel prossimo futuro) ad avere tassi di risparmio (finanziario) positivi anche in età avanzate. In quest'ottica *la dinamica temporale della ricchezza finanziaria nel ciclo di vita dipende anche dalla dimensione della ricchezza previdenziale di cui gli individui dispongono*. In sintesi dunque il profilo positivo e piatto del tasso di risparmio nella fase finale del ciclo di vita delle coorti attualmente in pensione potrebbe essere stato determinato da due fattori: le generosità della politica previdenziale degli anni '70 e '80 e il fatto che il maggior reddito vitale devoluto con tali politiche a favore delle coorti anziane non si sia trasformato in una variazione positiva del consumo di pari ammontare da parte delle medesime coorti. In questo caso è lecito attendersi che una quota della parte eccedente del reddito vitale possa essere trasferita alle generazioni giovani.

Quale potrebbe essere l'effetto delle riforme pensionistiche del 1992 e del 1995 sul risparmio delle coorti attualmente in pensione e di quelle attive? In altri termini la riduzione di ricchezza pensionistica operata dalle modifiche alla normativa previdenziale negli ultimi anni avrà effetti sul tasso di accumulazione e riduzione della ricchezza finanziaria?

La riduzione delle promesse pensionistiche future a parità di contributi dovrebbe, nell'ipotesi del ciclo vitale, determinare un aumento del risparmio privato, soprattutto da parte delle coorti più giovani, maggiormente colpite dalle riforme pensionistiche<sup>21</sup>. *Se questa reazione si verificasse ci dovremmo attendere una crescita del tasso di risparmio da parte di queste coorti nei prossimi decenni ed una riduzione del risparmio accumulato dopo il 2030 quando le coorti interessate raggiungeranno l'età pensionabile*. Meno rilevante dovrebbe invece essere la reazione delle coorti già in pensione e di quelle che vi accederanno nel futuro prossimo: per le prime la riforma si traduce nella modifica dell'indicizzazione e per le seconde in riduzioni dell'importo della rata pensionistica meno sensibili rispetto a quelle attese da chi vedrà i propri trattamenti calcolati interamente con la formula contributiva.

Vi sono tuttavia alcuni elementi che, a nostro parere, rendono incerta la realizzabilità di questo scenario. In primo luogo non pare che la sostituibilità tra ricchezza privata e ricchezza pensionistica sia molto elevata: i lavori che hanno cercato di misurarla hanno stimato che il grado di sostituibilità vari intorno al 20%-30% (Jappelli 1995, Rossi e Visco 1995). Altri lavori (Attanasio e Brugiavini 1995; Grant et al. 1998) riscontrano una maggiore reattività del risparmio e/o del consumo alla riforma Amato. Tuttavia la particolarità di quell'anno

---

<sup>20</sup> Situazioni quali quella descritta nella figura si presentano in corrispondenza all'introduzione dei sistemi pensionistici a ripartizione per le generazioni che beneficiano dei trasferimenti senza avere versato contributi in passato e ogni volta che l'importo delle pensioni viene aumentato con incrementi contributivi a carico delle generazioni attive.

<sup>21</sup> Gli effetti della riforma pensionistica sono, come noto, molto differenziati a seconda dell'anno di nascita delle coorti. In particolare risulta decisiva la presenza di uno scalino rappresentato dall'aver maturato più o meno di 15 anni di contribuzione al momento dell'introduzione della riforma Amato.

suggerisce di accogliere le evidenze sulla reazione del risparmio alla riforma pensionistica con molta cautela<sup>22</sup>.

In secondo luogo, la stima della ricchezza attualmente detenuta dalle coorti anziane lascia pensare che, con gli attuali livelli di consumo e di pensione, le coorti che hanno superato i 55-60 anni termineranno il loro ciclo vitale con valori della ricchezza positivi e significativi. Questa situazione potrebbe valere anche per le coorti con più di 40 anni, interessate dalla riforma previdenziale solo in misura marginale. Gli stessi effetti di coorte studiati nel paragrafo 2.1 possono essere interpretati come una indicazione che gli elevati flussi di trasferimenti pensionistici a favore dei 50-60enni di oggi non si sono tradotti in maggiori consumi, ma sono stati accumulati, e si rendono quindi disponibili per trasferimenti a favore delle generazioni più giovani: in un modo assai poco trasparente e iniquo dal punto di vista distributivo i contributi previdenziali pagati dalle coorti di lavoratori giovani di oggi torneranno, almeno in parte, ad essere poi restituiti alle medesime coorte, sotto forma di trasferimenti tra vivi o per causa di morte.

L'esistenza di una diffusa rete di relazioni di solidarietà intergenerazionale rappresenta infatti l'unico modo per rendere compatibili le evidenze mostrate nel paragrafo 2, cioè, per gli anziani, tassi di risparmio positivi ed un profilo della ricchezza privata di fatto costante. Questi due fenomeni possono essere compresenti solo se si verificano trasferimenti tra vivi: assumendo un tasso medio di risparmio del 30% ed un reddito di 25 milioni, a 60 anni una famiglia potrebbe trasferire ai discendenti circa un centinaio di milioni nel corso del periodo residuo di vita senza intaccare il proprio stock di ricchezza, una cifra che appare ragionevole, corrispondendo a non più di metà del valore di un normale appartamento. Inoltre, un profilo non decrescente della ricchezza privata degli anziani è compatibile solo con la presenza di significativi lasciti ereditari. La parsimonia dei vecchi può quindi, almeno in parte, sostituire quella dei giovani.

L'effetto dei trasferimenti potrebbe essere particolarmente forte sui giovani di oggi a causa della transizione demografica in corso, che determina una riduzione del numero dei potenziali beneficiari dei trasferimenti futuri per ogni anziano. In sintonia con l'interpretazione di Weil (1994), l'invecchiamento della popolazione potrebbe cioè provocare un incremento dell'importo medio dei lasciti, che avrebbe a sua volta l'effetto di ridurre il risparmio delle coorti attualmente giovani. Le informazioni dirette sui trasferimenti intergenerazionali desumibili dalla indagine campionaria Banca d'Italia sono scarse, e si limitano ad una sezione dell'indagine 1991, che porta a conclusioni sulla loro importanza opposte a quanto si può desumere sulla base dei comportamenti di risparmio e di accumulazione della ricchezza. Riteniamo tuttavia che le informazioni su reddito, consumo e ricchezza siano, soprattutto dopo le correzioni, superiori per quantità e qualità. Una possibile indicazione indiretta dell'importanza dei trasferimenti intergenerazionali può essere dedotta da una stima nella quale una delle variabili esplicative del consumo familiare è la presenza in vita di almeno un genitore del capofamiglia. Una sua influenza positiva sul consumo potrebbe essere interpretata come un segnale indiretto della presenza di aspettative di lasciti futuri che danno origine a maggiori consumi correnti, o alternativamente come un'indicazione dell'attuale manifestarsi di trasferimenti *inter vivos*, che concorrono a sostenere il consumo della famiglia che li riceve.

Il coefficiente di questo regressore è risultato, sui dati dell'indagine relativa al 1995, positivo e statisticamente significativo, anche dopo aver controllato per gli effetti del livello di istruzione del padre del capofamiglia (che influenza sia l'ammontare del possibile lascito, che il livello di istruzione del figlio, e quindi il suo reddito permanente) e per un'ampia serie di variabili economiche e demografiche. I nuclei in cui il capofamiglia ha almeno uno dei

---

<sup>22</sup> Nel 1993 vi fu una forte recessione e una manovra finanziaria di dimensioni consistenti: la caduta del consumo in quell'anno potrebbe essere spiegata maggiormente da questi fattori piuttosto che dalla riforma pensionistica introdotta dal Governo Amato.



genitori ancora in vita consumerebbero, sulla base di questa stima, circa un milione all'anno in più rispetto agli altri (risultati in Appendice).

### 3.3 Stima degli effetti delle riforme pensionistiche sul risparmio

In questo paragrafo forniamo una serie di stime sull'impatto delle riforme pensionistiche sulla formazione del risparmio. Abbiamo considerato entrambi gli scenari descritti nella sezione precedente. Presentiamo quindi la dinamica stimata del tasso di risparmio, con e senza effetti di coorte, nel caso in cui le generazioni giovani non reagiscano alla riduzione della ricchezza pensionistica e in quello in cui questa reazione si verifica. In questo secondo caso ipotizziamo che la sensibilità della ricchezza privata a variazioni nella ricchezza pensionistica sia positiva, ma minore di uno. In particolare prendiamo come valore della stima il limite superiore suggerito da Jappelli (1995), cioè una sostituibilità tra ricchezza pensionistica e ricchezza privata pari al 30%.

Per misurare l'impatto delle riforme pensionistiche sulla dinamica del risparmio delle coorti che saranno in pensione durante i prossimi decenni abbiamo utilizzato i profili della ricchezza privata stimati per ciascuna coorte nel par.2.3, e stime sulla ricchezza pensionistica, anch'esse specifiche per coorte, prima e dopo le riforme del 1992 e del 1995<sup>23</sup>. Nell'ipotesi che la famiglia abbia come obiettivo il mantenimento del medesimo livello del consumo prima e dopo l'introduzione delle due riforme pensionistiche, la rata pensionistica costante in termini reali che corrisponde allo stock di ricchezza previdenziale (sommata al flusso di redditi da capitale) è stata posta a confronto col flusso annuale di consumo stimato sui dati campionari ed adeguato per la crescita. In ogni periodo la differenza tra le due grandezze costituisce il risparmio annuo di una coorte. La media dei tassi risparmio così calcolati su tutto il periodo di pensionamento è stata poi, per ogni coorte, confrontata con il valore del flusso medio di risparmio che si sarebbe manifestato in assenza di riforma pensionistica, per ogni coorte. La variazione tra i due flussi di risparmio medi fornisce una misura della riduzione della propensione media al risparmio delle generazioni che andranno in pensione da oggi al 2050.

In ogni singolo anno il risparmio è quindi definito come la variazione nello stock di ricchezza privata. Questa si riduce quando il consumo supera la somma dell'importo della rata pensionistica costante che permette di ricostruire, per ogni coorte, la ricchezza pensionistica e del reddito da capitale. In termini formali se definiamo con  $S_{it}$ ,  $A_{i,t}$ ,  $P_{i,t}$ <sup>24</sup> e  $C_{i,t}$ , rispettivamente il risparmio, il livello stimato della ricchezza, la pensione e il consumo della famiglia  $i$ -esima nell'anno ( $t$ ), e con  $r$  il tasso di interesse, per semplicità costante, abbiamo la seguente relazione:

$$S_{it} = r A_{i,t-1} + P_{it} - C_{i,t}$$

Le variazioni nel livello della ricchezza pensionistica a seguito delle riforme del 1992 e del 1995 sono dunque, in questa simulazione l'unico fattore che si modifica, mentre i

---

<sup>23</sup> Le stime della ricchezza pensionistica e delle sue variazioni a seguito della riforma sono ottenute da un programma di calcolo di Piermarco Ferraresi, il cui aiuto è stato fondamentale in questa fase del lavoro. I valori della ricchezza pensionistica sono ottenuti a partire da profili dei redditi da lavoro lordi dei lavoratori dipendenti e dall'applicazione ai redditi pensionabili delle regole pre e post riforma. Il programma di calcolo tiene conto delle probabilità di sopravvivenza, della pensione di reversibilità ed ipotizza tassi di crescita del Pil dell'1,5%. Per maggiori ragguagli sul programma di computo della ricchezza pensionistica rimandiamo al lavoro Ferraresi e Fornero (1999).

<sup>24</sup> Il termine  $P_{it}$  è ottenuto come la rata pensionistica che permette di ricostruire il valore attuale della ricchezza pensionistica.

cambiamenti nel risparmio che ne derivano sono quelli che consentono alla famiglia di mantenere invariato il livello del consumo nel ciclo vitale rispetto alla situazione pre-riforma.

La distribuzione intergenerazionale dei costi delle riforme pensionistiche è stata molto iniqua e numerose critiche sono state rivolte alla scelta del legislatore di porre una separazione netta tra individui con più o meno di 15 anni di contribuzione nel 1992. Gli effetti di questa scelta sono evidenti nella stima della riduzione della ricchezza pensionistica, che varia dal 30% circa per le coorti nate nel 1940 a più del 50% per le coorti nate nel 1960. Mentre per le prime gli unici effetti derivano dalla modifica alle norme sull'indicizzazione delle pensioni, l'introduzione di norme più attente alla sostenibilità dei conti pensionistici ha l'effetto di abbassare anche l'importo della prima rata di pensione.

Sulla base delle ipotesi e della metodologia descritta sopra abbiamo stimato l'effetto della riduzione della ricchezza pensionistica sulla formazione del risparmio nel periodo 2000-2050. I risultati sono riportati nella tabella seguente nel caso in cui vengano considerati o meno gli effetti di coorte.

Tabella 3.2: Transizione demografica, riforme pensionistiche e formazione del risparmio

Anno	<i>Tasso di risparmio senza effetti di coorte</i>	<i>Tassi di risparmio con effetto coorte</i>
1995	16,3%	16,2%
2000	15,2%	14,7%
2005	14,5%	13,5%
2010	14,2%	12,2%
2015	14,2%	11,1%
2020	14,2%	10,9%
2025	14,2%	9,7%
2030	14,0%	9,0%
2035	13,3%	8,0%
2040	13,1%	7,5%
2045	13,2%	7,3%
2050	13,5%	7,4%

Gli effetti della riduzione della ricchezza previdenziale sulla formazione del risparmio appaiono, in entrambi i casi, consistenti. Particolarmente forte è la diminuzione quando si considerano contemporaneamente gli effetti di coorte e quelli legati alla riforma delle pensioni. In questo caso il risparmio privato arriva a ridursi della metà alla fine del periodo di previsione. La riduzione è pronunciata nel periodo immediatamente successivo all'entrata in vigore della riforma e continua ad avere effetti negativi sul risparmio fino al 2040. In seguito l'effetto si stabilizza perché la riduzione della ricchezza pensionistica diventa uguale per tutte le coorti.

Come abbiamo già segnalato i risultati di questa simulazione rappresentano lo scenario che si potrebbe realizzare nel caso in cui le coorti oggi giovani non reagiscano alla riduzione delle promesse pensionistiche e affidino all'attesa di maggiori lasciti il compito di mantenere invariato in futuro il loro profilo del consumo durante la vecchiaia. Per questa ragione la proiezione della seconda colonna della tabella 3.2 può essere interpretata come una descrizione del caso in cui lo sviluppo dei fondi pensione non si realizzi oppure del caso in cui alla crescita di questo tipo di intermediario finanziario corrisponda una parallela riduzione di forme alternative di accumulazione del risparmio: mantenendo invariato il comportamento

di coorte infatti descriviamo una situazione in cui le generazioni attive continuano ad avere un tasso di risparmio nel ciclo di vita inferiore a quello delle generazioni che le hanno precedute.

La possibilità che le famiglie reagiscano alla riduzione della ricchezza pensionistica con un incremento nella ricchezza privata è considerata nella tabella 3.3. In questa simulazione le coorti colpite dalla riforma pensionistica accrescono il loro risparmio. La variazione positiva è proporzionale all'incremento di ricchezza privata e pari al 30%. I risultati della tabella evidenziano come, a differenza del caso in cui si era ipotizzata assenza di reazione da parte dei soggetti colpiti dalle riforme pensionistiche, si abbia una riduzione meno pronunciata del tasso di risparmio lungo tutto l'orizzonte della previsione. In particolare nella simulazione senza effetti di coorte il tasso di risparmio scende di poco più di un punto percentuale. Nel caso con effetti di coorte invece la riduzione è pari al circa 7 punti di Pil.

Tabella 3.3: Tasso di risparmio e riforme pensionistiche  
(secondo scenario).

<i>Anno</i>	<i>Tasso di risparmio senza effetto di coorte</i>	<i>Tasso di risparmio con effetto di coorte</i>
1995	16,3%	16,3%
2000	15,6%	15,3%
2005	15,0%	14,2%
2010	14,9%	13,0%
2015	15,1%	12,1%
2020	15,2%	11,3%
2025	15,5%	10,9%
2030	15,3%	10,3%
2035	14,7%	9,4%
2040	14,5%	9,0%
2045	14,7%	9,2%
2050	15,0%	9,1%

## 1. Conclusioni

In questo lavoro abbiamo studiato alcune possibili relazioni tra invecchiamento della popolazione e formazione del risparmio privato. La transizione demografica in corso in Italia infatti metterà in moto significativi cambiamenti nella struttura per età della popolazione, aumentando in modo cospicuo il rapporto di dipendenza. In presenza di tassi di risparmio negativi per gli anziani questo fenomeno potrebbe provocare una riduzione del risparmio aggregato ed avere effetti negativi sul processo di accumulazione. L'analisi del lavoro, principalmente empirica, ha cercato di conciliare le predizioni teoriche sugli effetti dell'invecchiamento con l'evidenza proveniente dalle indagini campionarie.

I principali risultati del lavoro sono:

- i) il tasso di risparmio delle coorti anziane è sempre significativamente positivo, anche dopo aver corretto i dati dell'indagine campionaria della Banca d'Italia con informazioni più attendibili sulla detenzione di attività finanziarie (indagine BNL) e sui livelli di consumo (indagine Istat);
- ii) nel periodo oggetto di osservazione (1987-1995) i dati mostrano un forte effetto di trend negativo sul tasso di risparmio per tutte le coorti. Per questa ragione i tradizionali metodi di separazione degli effetti di età, coorte e periodo (Deaton –

- Paxson 1994) non sono risultati efficaci. Depurando i dati dal trend emergono effetti di coorte non uniformi: ciascuna delle coorti nate fino al 1940 risparmia, in ogni fase del ciclo di vita, di più rispetto alle generazioni precedenti; il contrario si verifica per quelle successive;
- iii) le stime della ricchezza privata (finanziaria e reale) mostrano un profilo crescente fino ai 60 anni circa e poi sostanzialmente costante. In questo caso gli effetti di coorte sono sempre positivi. Il mancato decumulo dello stock di ricchezza privata suggerisce la presenza di significativi legami intergenerazionali, che a loro volta renderebbero compatibili tra loro i profili per età della ricchezza privata e del risparmio;
  - iv) nella stima della dinamica futura del tasso di risparmio privato la considerazione degli effetti di coorte risulta cruciale. Una semplice proiezione *shift-share* sembrerebbe prospettare un aumento del tasso di risparmio di due punti di Pil a seguito dell'invecchiamento della popolazione. Al contrario, considerando anche gli effetti di coorte il tasso di risparmio privato passa dal 16% circa nel 1995 al 13,5% circa nel 2050. Anche in questo caso la riduzione nel tasso di risparmio privato è inferiore a quanto ci si potrebbe attendere sulla base di stime macroeconomiche e della dimensione della transizione demografica;
  - v) alla luce dell'importanza degli effetti di coorte, abbiamo studiato le conseguenze sul risparmio delle riforme pensionistiche del 1992 e del 1995, che hanno colpito in maniera differenziata la ricchezza previdenziale delle generazioni viventi. Nella nostra simulazione abbiamo considerato due scenari: nel primo gli individui delle generazioni giovani, più colpiti dalle riforme, non reagiscono aumentando immediatamente il loro risparmio a fronte del calo della ricchezza previdenziale. Nel secondo essi aumentano la propria propensione al risparmio, ma in misura inferiore a quanto sarebbe necessario per compensare la riduzione nella ricchezza previdenziale. Il primo scenario può essere motivato dalla scarsa evidenza econometrica sulla reattività della ricchezza privata rispetto a variazioni nella ricchezza previdenziale e dalla probabile presenza di una rete di trasferimenti intergenerazionali (vedi p.to iii) volti a compensare la redistribuzione operata dalla riforma del sistema pensionistico pubblico. Le nostre stime evidenziano in questo caso una riduzione del tasso di risparmio privato, che nella situazione più estrema passa dal 16% circa al 7% nel 2050. Seppur in misura minore, il tasso di risparmio aggregato futuro si riduce anche nel caso in cui i giovani aumentino la propria propensione al risparmio.

*Appendice 1: Dati sul consumo di fonte Istat, contabilità nazionale e profilo del risparmio nel ciclo di vita*

Alla procedura di ricostruzione dei dati sviluppata nel testo si potrebbe obiettare che sia i dati BI del reddito che quelli Istat sui consumi sottostimano i rispettivi valori medi di contabilità nazionale. Per cercare di correggere le indagini da questa ulteriore possibile distorsione, abbiamo applicato ai valori originari del reddito BI e del consumo Istat una serie di coefficienti aventi lo scopo di riportare i valori medi di queste grandezze a livelli comparabili con la contabilità nazionale. I coefficienti applicati al reddito BI sono stati desunti da Brandolini (1999, tav.11), e sono diversificati per fonti di reddito, mentre quelli relativi al consumo derivano da un semplice confronto tra il consumo medio per famiglia della Relazione Generale sulla Situazione Economica del paese ed i valori medi dell'inchiesta Istat, per ciascun anno. In altre parole, abbiamo cercato di aggiustare alla contabilità nazionale i

“migliori” dati campionari disponibili, per verificare se il risultato è o meno diverso dal profilo di Fig. 2.1.

Se l’uso del consumo di fonte Istat permette di correggere eventuali carenze del profilo di origine BI localizzate in specifiche fasi del ciclo di vita, ora è interessante verificare come si modifica il livello delle grandezze, in particolare la relazione tra reddito e consumo.

I risultati di questa correzione sono presentati in Fig. A1. E’ evidente che il risparmio continua ad essere positivo nella parte finale del ciclo di vita. Anche sul tasso di risparmio ottenuto su questi nuovi dati si sono effettuate le elaborazioni già descritte, con risultati molto simili; lo stesso livello del tasso di risparmio non è molto diverso dai risultati ottenuti nelle sez. 2 e 3.

## Appendice 2 :Regressione della ricchezza totale.

Variabile dipendente: logaritmo della ricchezza privata totale (lwntot), cioè finanziaria più reale, con attività finanziarie corrette.

lwntot	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
age	.7377468	.0425546	17.336	0.000	.6543384 .8211551
age2	-.0748451	.0148859	-5.028	0.000	-.1040219 -.0456684
age3	-.0397293	.0123047	-3.229	0.001	-.0638469 -.0156117
age4	.0068348	.0031048	2.201	0.028	.0007493 .0129203
danno1	-.2528107	.0444104	-5.693	0.000	-.3398563 -.1657651
danno2	-.0376791	.0372175	-1.012	0.311	-.1106264 .0352682
danno3	-.033033	.0295545	-1.118	0.264	-.0909606 .0248947
danno4	.0877461	.0240548	3.648	0.000	.0405979 .1348943
log(gdp)	.3912865	.1402126	2.791	0.005	.1164656 .6661074
n.figli 0-5	-.033523	.0181955	-1.842	0.065	-.0691868 .0021407
n.figli 6-10	-.0183062	.0176278	-1.038	0.299	-.0528572 .0162447
n.figli 1117	.0164337	.0130625	1.258	0.208	-.0091693 .0420366
n.adulti	.3599094	.0138715	25.946	0.000	.3327209 .387098
<=medie	-.6338396	.0171017	-37.063	0.000	-.6673593 -.6003198
laurea	.476487	.0287882	16.551	0.000	.4200613 .5329127
nord	.0566755	.0184741	3.068	0.002	.0204658 .0928853
sud	-.3385615	.020062	-16.876	0.000	-.3778836 -.2992395
capof.donna	-.3363148	.0202746	-16.588	0.000	-.3760536 -.296576
_cons	10.40912	.3685669	28.242	0.000	9.686722 11.13153

Number of obs = 36060; F( 18, 36041) = 442.53; Prob > F = 0.0000

R-squared = 0.1810; Root MSE = 1.2985

Nota: age = (età capofamiglia – 40)/10.

In questa stima le dummies di anno non sono vincolate a zero.

## Appendice 3: Effetti della presenza dei genitori sul consumo dei figli

In questa appendice si riportano brevemente i risultati di una stima del logaritmo del consumo BI 1995 su una serie di variabili sociali ed economiche, sul reddito ed in particolare su una dummy che assume valore unitario quando il capofamiglia ha almeno uno dei genitori ancora in vita. Tale variabile è assunta come indicatore di possibili trasferimenti tra vivi oppure, alternativamente o congiuntamente, della possibilità di ricevere un lascito in futuro. Il segno del suo coefficiente è, come atteso, positivo, ed implica che le famiglie con questa dummy positiva consumano il 2.4% all’anno in più rispetto alle altre. La tavola mostra solo alcuni dei coefficienti della regressione. La regressione è stata effettuata con il consumo originario BI come variabile dipendente perché l’imputazione effettuata è finalizzata alla ricostruzione di attendibili medie di coorte, e non riproduce una soddisfacente correlazione tra reddito e

consumo, a causa della scarsissima qualità del reddito di fonte Istat, non utilizzato nell'imputazione. Ciò non costituisce un problema se si guarda alle medie di coorte, ma lo diventerebbe se si volesse studiare la relazione tra reddito e consumo tra famiglie appartenenti alla medesima coorte.

lc	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ly	.5487451	.0134576	40.776	0.000	.5223646	.5751255
age	.0298333	.0179288	1.664	0.096	-.0053118	.0649784
age2	-.0165541	.0117198	-1.412	0.158	-.039528	.0064199
age3	-.0004506	.011401	-0.040	0.968	-.0227996	.0218984
age4	-.0024188	.0047482	-0.509	0.610	-.0117265	.0068889
age5	.0005662	.000585	0.968	0.333	-.0005805	.0017129
genco	.0007911	.0129556	0.061	0.951	-.0246053	.0261874
gencf	.0263602	.0119489	2.206	0.027	.0029371	.0497833
educp1	-.0442523	.0243672	-1.816	0.069	-.0920184	.0035138
educp2	-.0340892	.024419	-1.396	0.163	-.0819569	.0137785
educp3	-.0169054	.0290067	-0.583	0.560	-.0737662	.0399554
educp4	.0246442	.0340908	0.723	0.470	-.0421828	.0914712
educp5	.0967304	.0404515	2.391	0.017	.0174347	.1760261
_cons	4.537307	.1421523	31.919	0.000	4.258651	4.815963

Number of obs = 7947; F( 34, 7911) = 282.16; Prob > F = 0.0000

R-squared = 0.7257; Root MSE = .29393

ly = logaritmo del reddito disponibile (corretto).

genco = 1 se almeno uno dei genitori del coniuge del capofamiglia è in vita.

gencf = 1 se almeno uno dei genitori del capofamiglia è in vita.

educp1-educp5 : dummies relative a livelli crescenti dell'istruzione del padre (in vita o deceduto) del capofamiglia.

## Bibliografia

- Alessie R., Kapteyn A., Lusardi A. (1999), "Explaining the Wealth Holdings of Different Cohorts: Productivity Growth and Social Security", *TMR Progress Report on Savings and Pensions, CentEr, Tilburg, Aug.*
- Attanasio O. P. (1998), "Cohort Analysis of Saving Behavior by U.S. Households", *Journal of Human Resources*, 3, 575-609.
- Attanasio O., Banks J. (1998), "Trends in Household Saving don't Justify Tax Incentives to Boost Saving", *Economic Policy*, 549-583.
- Attanasio O., Brugiavini A. (1997), "L'effetto della riforma Amato sul risparmio delle famiglie italiane", in Banca d'Italia, *Ricerche Quantitative per la Politica Economica*, 1995.
- Bloom D. E. (1986), "On the Nature and Estimation of Age, Period and Cohort Effects in Demographic Data", *Genus*, 59-68.
- Borsch-Supan A. (1995), "Age and Cohort Effects in Saving and the German Retirement System", *Ricerche Economiche*, 49, 207-233.
- Borsch-Supan A. (1992), "Saving and Consumption Patterns of the elderly, the German Case", *Journal of Population Economics*, 5, 289-303.
- Borsch-Supan, A. (1996), "The Impact of Population Ageing on Savings, Investment and Growth in the OECD Area", in OECD: *Future Global Capital Shortage: Real Threat or Pure Fiction?*, 1996.
- Bosworth B, Burtless G, Sabelhaus J. (1991), "The Decline in Saving: Evidence from Household Surveys", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp.183-256.
- Brandolini A. (1999), "The Personal Distribution of Incomes in Post-War Italy: Source Description, Data Quality, and the Time-Pattern of income Inequality", in Banca d'Italia, *Temi di Discussione*, n. 305.
- Brandolini A., Cannari L. (1994), "Methodological Appendix: The Bank of Italy's Survey of Household Income and Wealth", in Ando, Guiso, Visco (eds.), *Saving and the Accumulation of Income and Wealth. Essays on Italian Households and Government Saving Behaviour*.
- Cannari L., D'Alessio G. (1993), "Non-Reporting and Under-Reporting Behavior in the Bank of Italy's Survey of Household Income and Wealth", *Proceedings of the ISI 48<sup>th</sup> Session*, 395-412.
- Cannari L., (1994), "Do Demographic Changes Explain the Decline in the Saving Rate of Italian Households?", in Ando, Guiso, Visco (eds.), *Saving and the Accumulation of Income and Wealth. Essays on Italian Households and Government Saving Behaviour*.
- Castellino O. (a cura di) (1995), *Le Pensioni Difficili: la Previdenza Sociale in Italia tra Crisi e Riforme*, Il Mulino.
- Cutler, D.M., Poterba, J.M, Sheiner, L.M. and L. Summers, (1990), "An Aging Society: Opportunity or Challenge?", *Brookings Papers on Economic Activity*, (1), pp.1-71.
- Deaton A., (1997), "Saving and Growth", *Research Program in Development Studies*, Princeton University, mimeo.
- Deaton A., Paxson C. (1994), "Saving, Growth and Aging in Taiwan", in D. A. Wise (ed.), *Studies in the Economics of Aging*, Chicago Univ. Press.
- Deaton A., Paxson C. (1998), "Growth, Demographic Structure and National Saving in Taiwan", *Research Program in Development Studies*, Princeton University.
- Ferraresi P. M., Fornero E. (1999), "Costi e Distorsioni della Transizione Previdenziale ed Effetti Correttivi di Alcune Ipotesi di Riforma", *Quaderni del Dipartimento di Scienze Economiche e Finanziarie G. Prato*, Univ. di Torino, n. 40, Luglio 1999.
- Grant C., Miniaci R., Weber G. (1998): "Changes in Consumption Behaviour: Italy in the Early 1990s", CEPR discussion paper series, n. 2006.

- Istat, (1997), *Previsioni della Popolazione Residente per Sesso, Età e Regione. Base 1996*, Roma.
- Jappelli, T., (1995), "Does Social Security Reduce the Accumulation of Private Wealth? Evidence from Italian Survey Data", *Ricerche Economiche*, 1-31.
- Jappelli T. (1999), "The Age-Wealth Profile and the Life-Cycle Hypothesis: a Cohort Analysis with a Time Series of Cross-Sections of Italian Data", *Review of Income and Wealth*, 45, 57-75.
- Jappelli T., Modigliani F. (1998), "The Age-Saving Profile and the Life Cycle Hypothesis", *CSEF Working Paper*, n. 9, Università di Salerno.
- Jappelli T., Pagano M. (1988), "The Determinants of Saving: Lessons from Italy", *CSEF Working Paper*, n.1, Università di Salerno.
- Kotlikoff L., Gokhale J., Sabelhaus J. (1996), "Understanding the Postwar Decline in U.S. Saving: A Cohort Analysis", *Brooking Papers on Economic Activity*, 0(1), 1996, pp. 315-90.
- Miles D. (1999), "Modelling the Impact of Demographic Change Upon the Economy", *Economic Journal*, 109 (January), pp. 1-36.
- Mnistero del Tesoro (1998), *Gli Effetti Economici e Finanziari dell'Invecchiamento della Popolazione*.
- Paxson C. (1996), "Saving and Growth: Evidence from Micro Data", *European Economic Review*, 40, 255-288.
- Rossi N., Sorgato A., Toniolo G. (1992) "Italian Historical Statistics: 1890-1990", Univ. Di Venezia, Dip. di Scienze Economiche, nota di lavoro n. 92.18.
- Rossi N., Visco I. (1995), "National Saving and Social Security in Italy", *Ricerche Economiche*, 329-56.
- Venti S., Wise D. (1993), "The Wealth of Cohorts: Retirement Saving and the Changing Assets of Older Americans", *NBER Working Paper* n. 4600.
- Weil D. N. (1994), "The Saving of the Elderly in Micro and Macro Data", *Quarterly Journal of Economics*, 55-81.



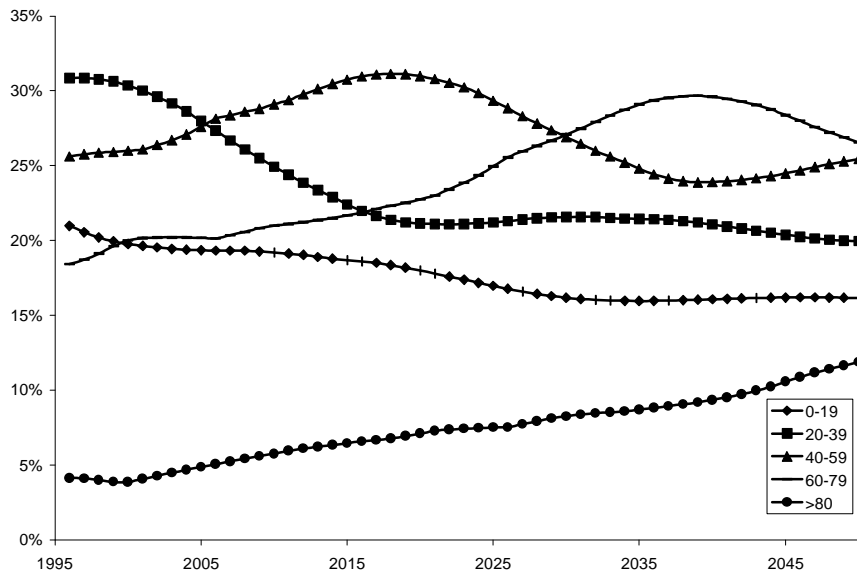


Figura 1.1: Transizione demografica e quote della popolazione

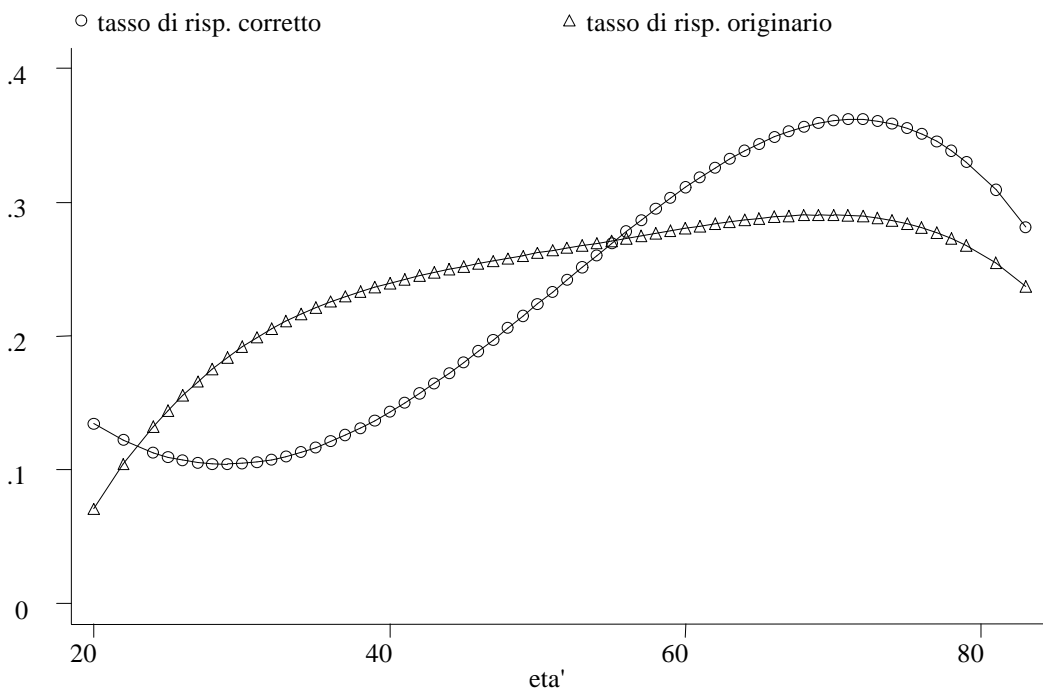


Fig. 2.1: Tasso di risparmio originario e corretto

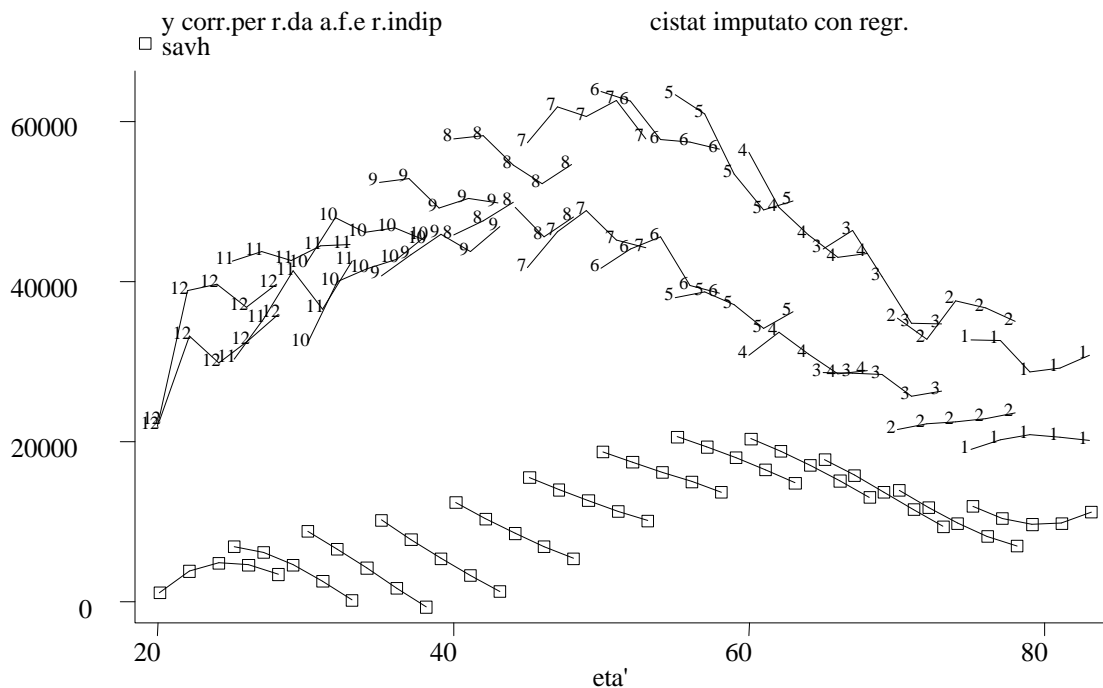


Fig.2.2: Reddito, Consumo e Risparmio medi per coorte

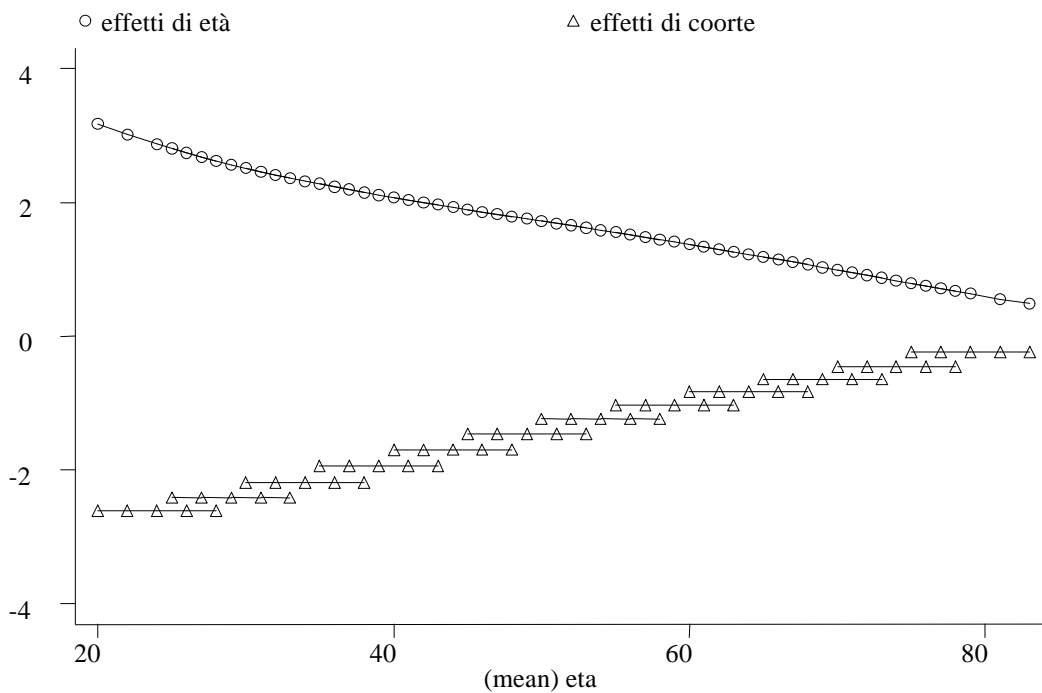


Fig.2.3: Effetti di età e coorte con coeff. di anno ristretti

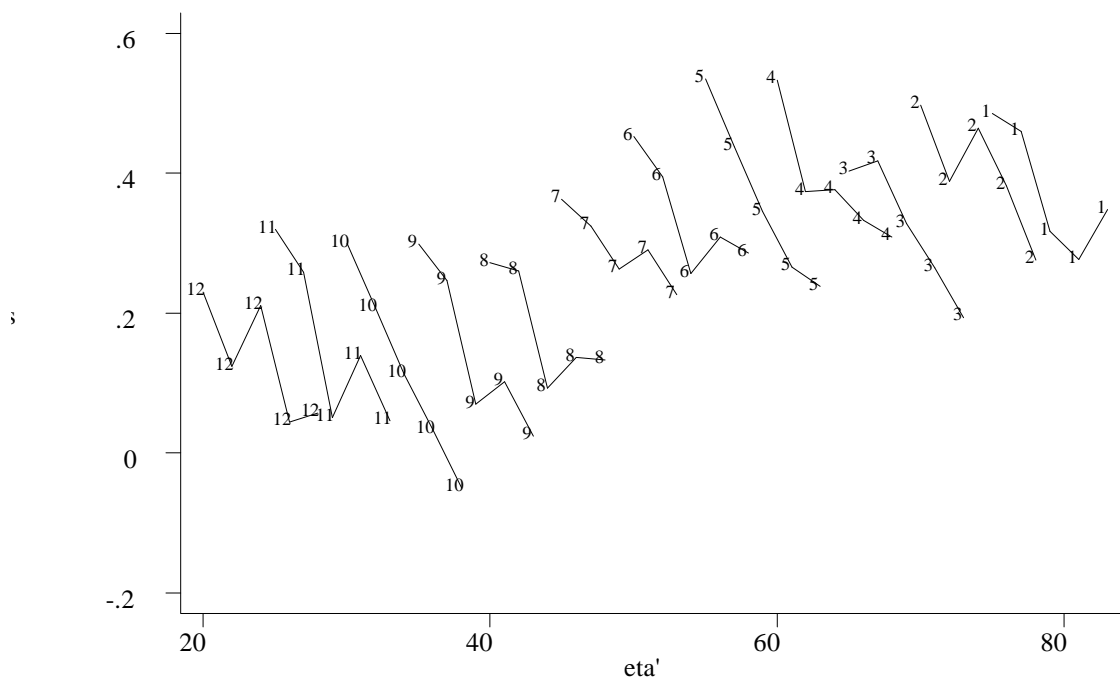


Fig.2.4: Tasso di risparmio per coorte ed età

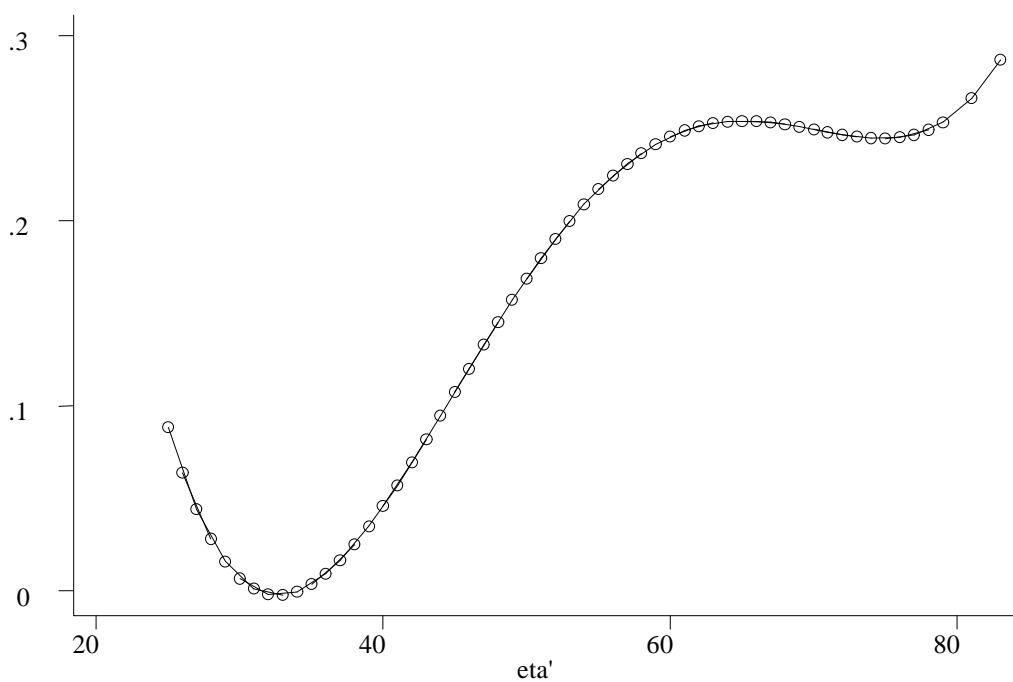


Fig.2.5: Tasso di risparmio senza dummies di coorte

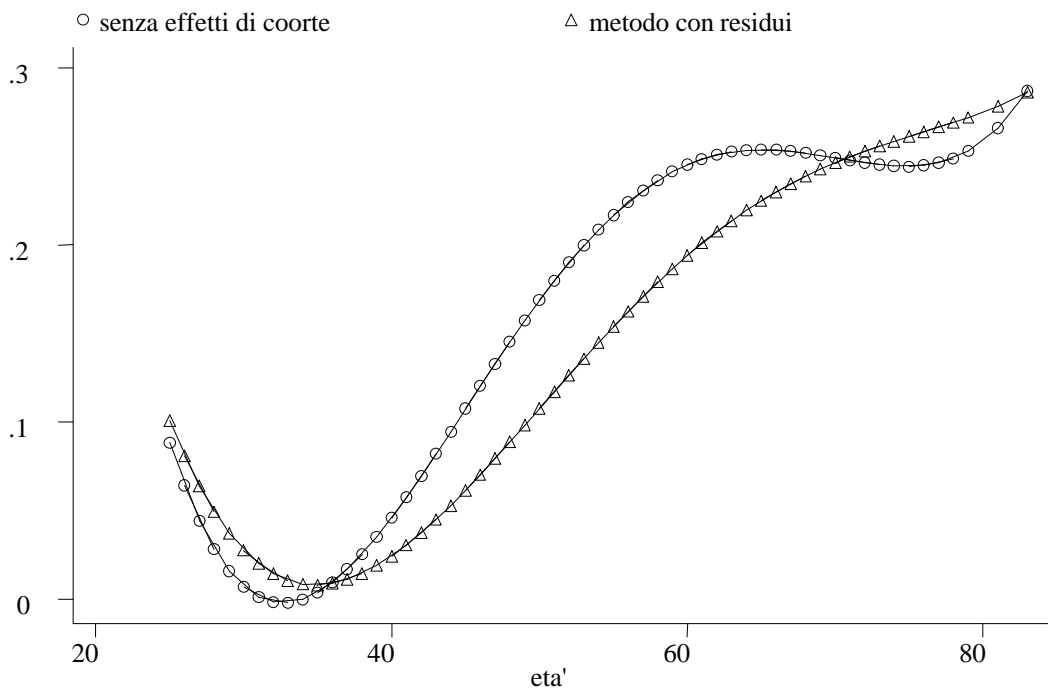


Fig.2.6: Effetti di età

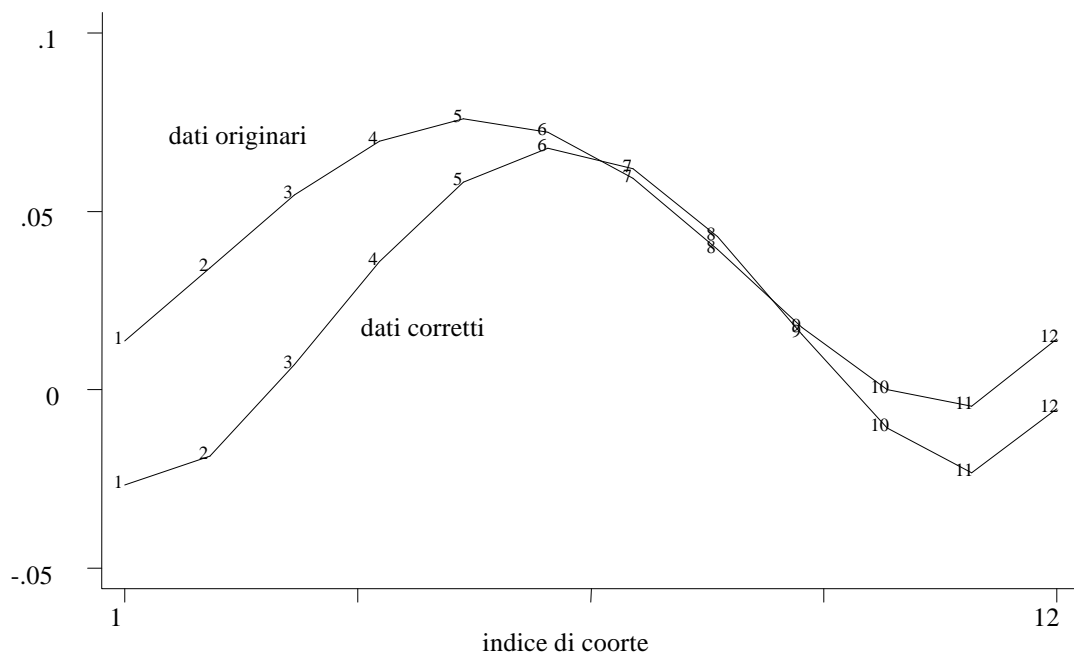


Fig.2.7: Effetti di coorte

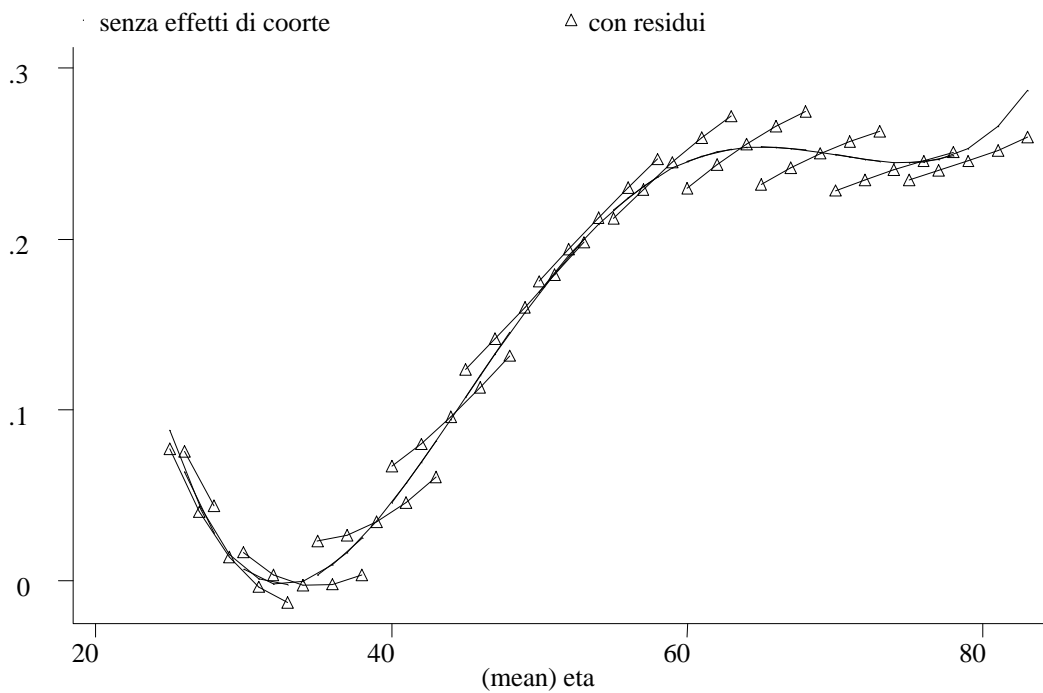


Fig.2.8: Profilo del risparmio nel ciclo di vita

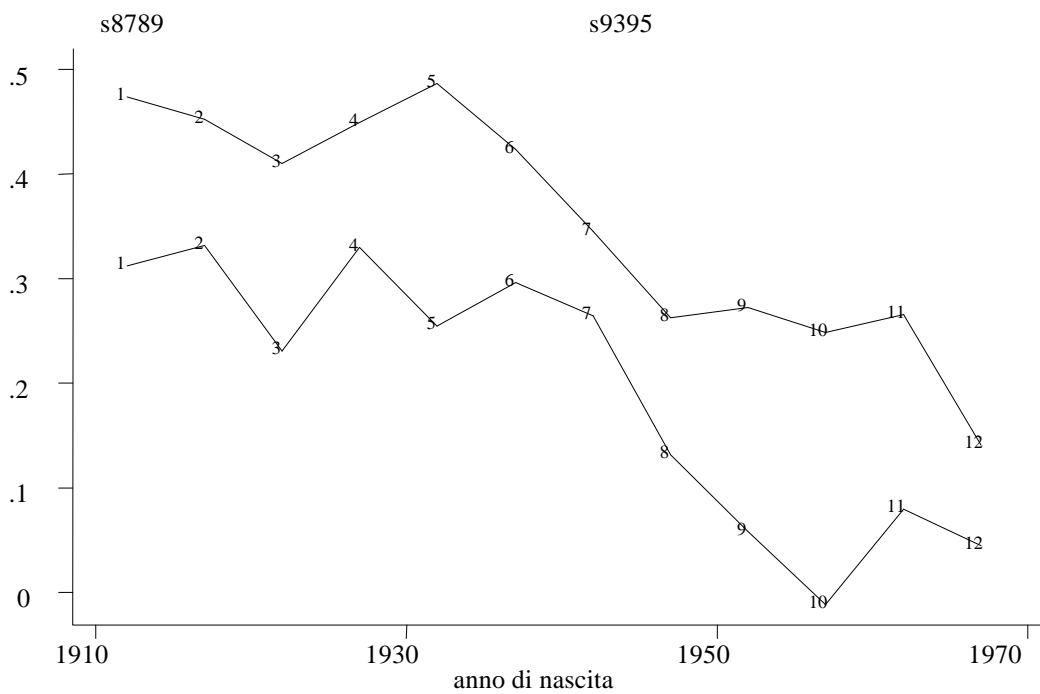


Fig. 2.9: Variazioni del tasso di risparmio per coorte

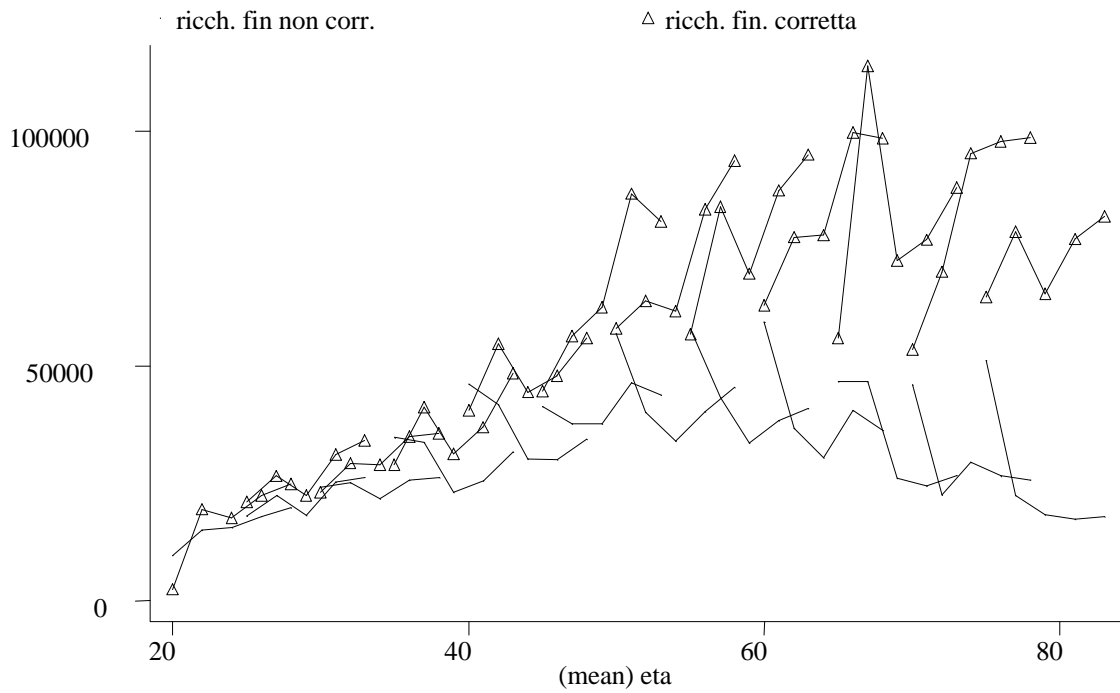


Fig. 2.10: Effetti della correzione della ricchezza finanziaria

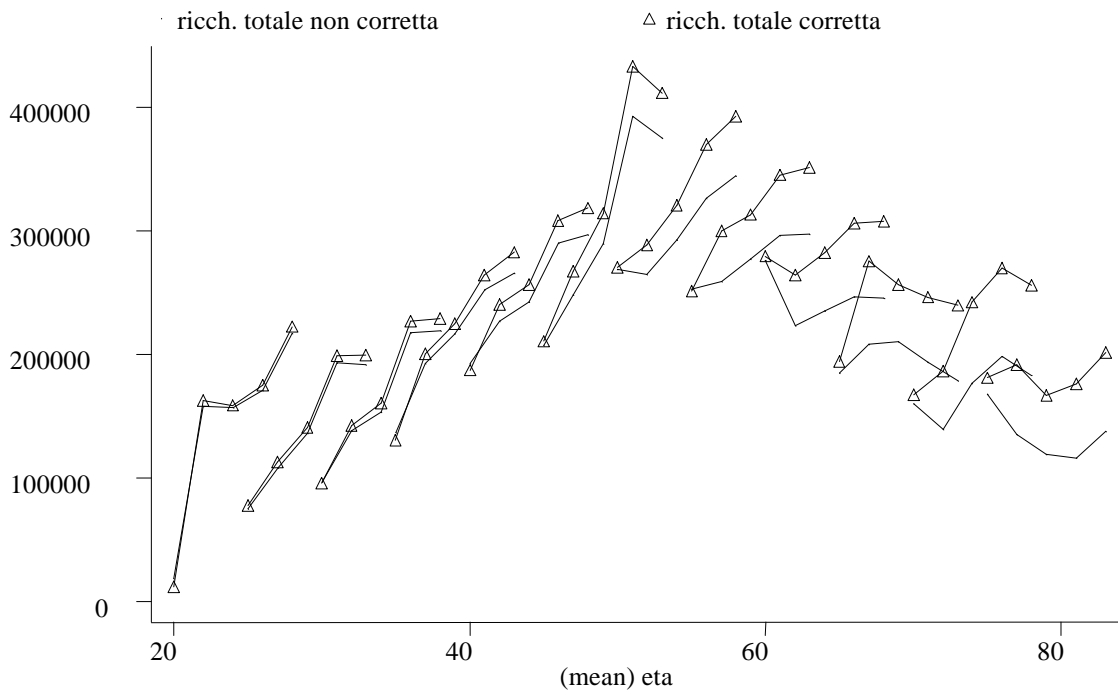


Fig. 2.11: Ricchezza totale

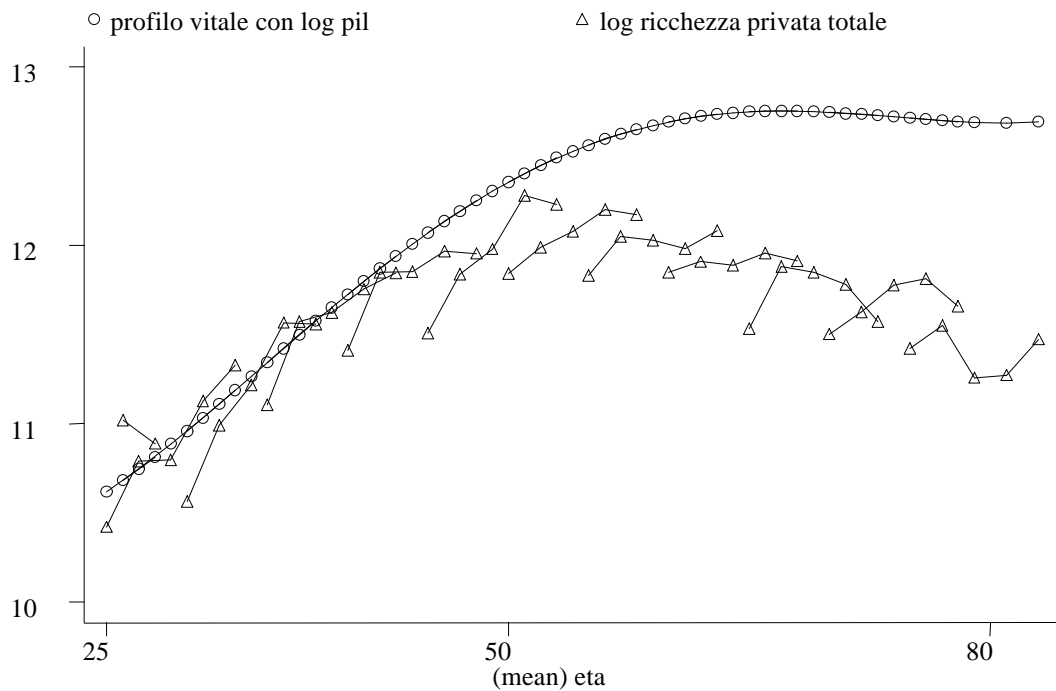


Fig. 2.12: Profilo life-cycle della ricchezza privata

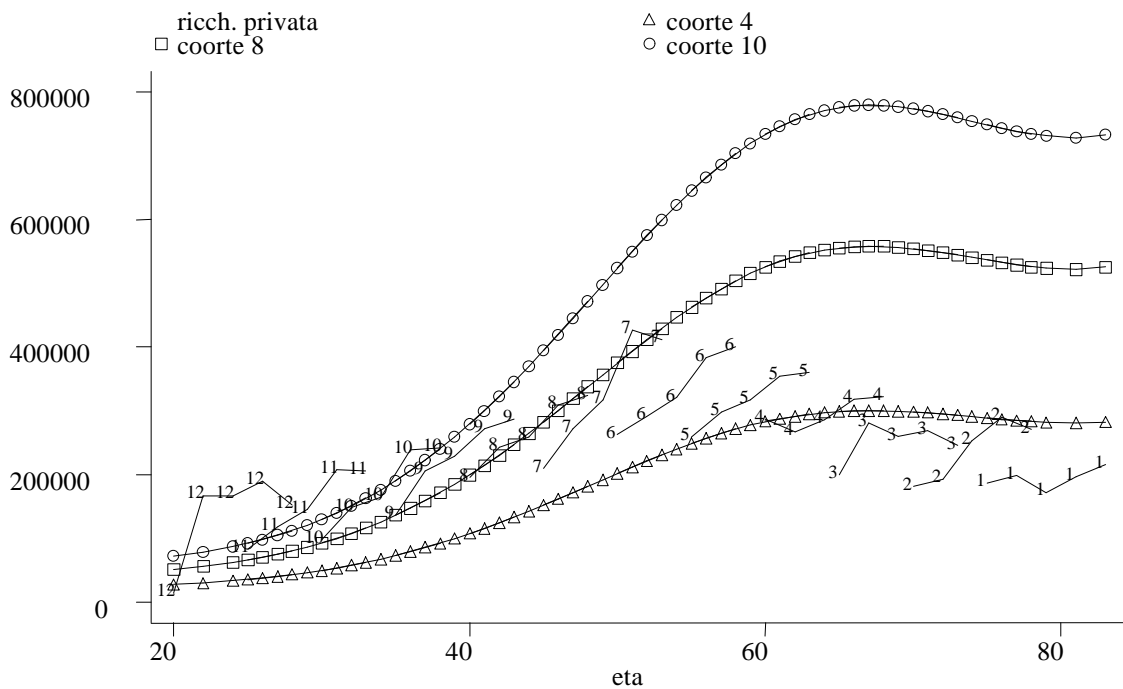


Fig. 2.13: Accumulazione della ricchezza privata per alcune coorti

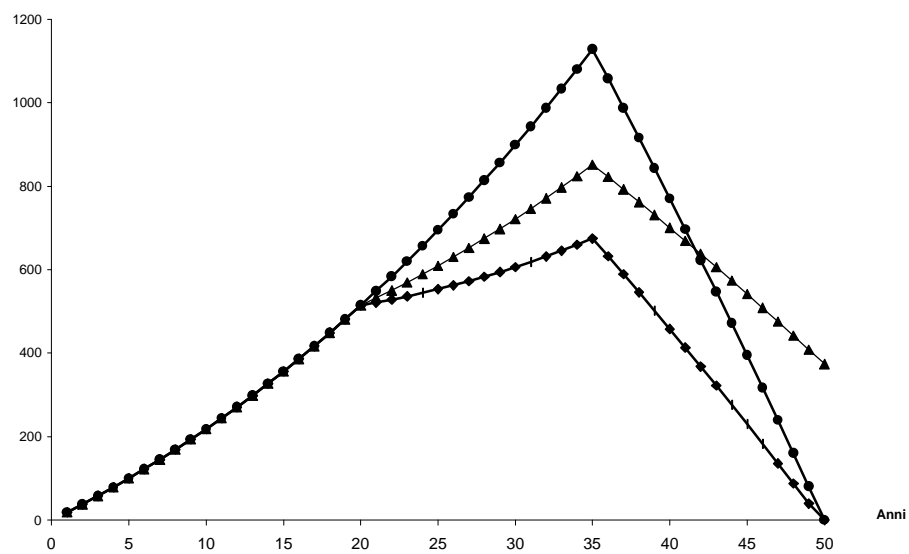


Fig. 3.1 Profili alternativi della ricchezza privata (finanziaria e reale)

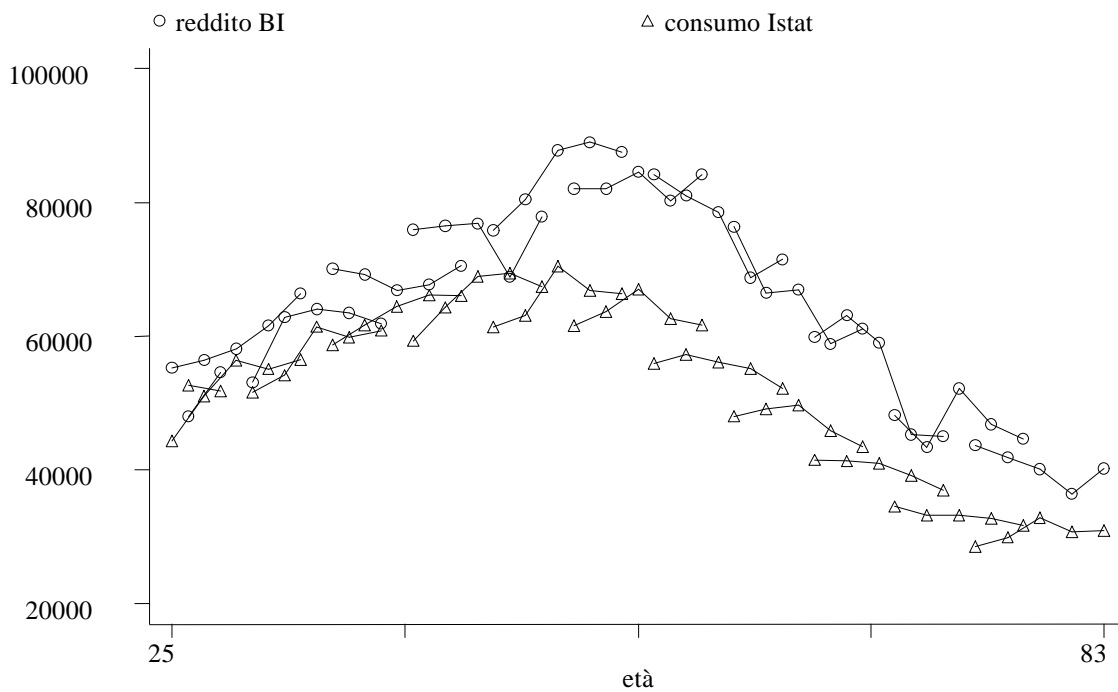


Fig. A1: Reddito BI e consumo Istat corretti con la CN