

Settore
Popolazione

**Previsioni della popolazione residente per
sesso, età e regione dal 1.1.2001 al 1.1.2051**

A cura di Marco Marsili e Maria Pia Sorvillo

Testo: Marco Marsili ha redatto i capitoli 1, 2, 4 e 6; Roberto Petrillo il capitolo 3 ad eccezione del paragrafo 3.1.1 redatto da Giancarlo Gualtieri; Costanza Giovannelli il capitolo 5 ad eccezione del paragrafo 5.2.2 redatto da Anna Rita Mancini.

Progettazione e realizzazione tavole statistiche: Roberto Petrillo

Per chiarimenti sul contenuto
della pubblicazione rivolgersi a:
Istat Servizio Popolazione Istruzione e Cultura
Tel 06 85227352

**Previsioni della popolazione residente per
sesso, età e regione dal 1.1.2001 al 1.1.2051**

Informazioni n.# - 2002

Istituto Nazionale di Statistica
Via Cesare Balbo, 16 – Roma

Indice

	Pagina
1. Introduzione	7
2. La popolazione italiana nei prossimi 50 anni	9
2.1 - Consistenza, movimento e struttura della popolazione nell'ipotesi centrale	9
2.2 - Le alternative possibili	13
3. Previsioni della fecondità	21
3.1 - L'ipotesi centrale	21
3.1.1 - <i>Dati di base e metodologia</i>	21
3.1.2 - <i>Principali risultati</i>	24
3.2 - Le ipotesi alternative sulla fecondità	27
3.2.1 - <i>L'ipotesi bassa</i>	27
3.2.2 - <i>L'ipotesi alta</i>	28
3.3 - Un confronto tra le tre ipotesi sulla fecondità	29
4. Previsioni della mortalità	32
4.1 - Longevità, tendenze del passato e prospettive future	32
4.2 - Dati di base e presentazione del modello previsivo	37
4.3 - Aspetti teorici del modello di Lee-Carter.	38
4.4 - Stima dei parametri ed adattamento al periodo 1974-1998	39
4.5 - Costruzione delle tavole di mortalità 1999 e 2000	43
4.6 - Previsione dell'indice di mortalità attraverso un modello di serie storiche	44
5. Previsioni delle migrazioni	45
5.1 - Introduzione	45
5.2 - I dati di base e il modello previsivo	47
5.2.1 - <i>Le migrazioni interne e le cancellazioni per l'estero</i>	47
5.2.2 - <i>Il flusso migratorio di stranieri dall'estero</i>	50
5.3 - Tre scenari evolutivi per la mobilità interna ed internazionale	54
6. Procedura di calcolo della popolazione	56
Bibliografia	58
TAVOLE STATISTICHE	59
Avvertenze e glossario	60
Tavola 1 – Popolazione per anno, regione, sesso, classe di età e ipotesi previsiva	63
Tavola 2 – Bilanci della popolazione per anno, regione e ipotesi previsiva	141
Tavola 3 – Principali indicatori demografici per anno, regione e ipotesi previsiva	167

1. Introduzione

Nel campo dei modelli di sviluppo della popolazione si è accresciuta negli ultimi anni la domanda di previsioni demografiche, sempre più necessariamente articolate secondo componenti strutturali – come il sesso e l'età – e territoriali. La necessità che ha un paese di pianificare gli interventi in settori strategici, come ad esempio il sistema pensionistico o quello sanitario, si è fatta molto pressante in paesi che, come il nostro, debbono fronteggiare il problema dell'invecchiamento della popolazione. Data l'importanza e la complessità che assume la questione, i *projection makers* si trovano nella condizione di dover rilasciare agli utenti strumenti decisionali affidabili e accurati circa il futuro della popolazione, sia si tratti di fornire dati puntuali sia si tratti di produrre stime per intervallo. Reiterando una tradizione ormai consolidata, l'Istituto Nazionale di Statistica risponde nuovamente a questo impegno avendo predisposto le nuove previsioni della popolazione italiana e delle sue regioni. Il nuovo set di previsioni copre il periodo che va dal 1° gennaio 2001 al 1° gennaio 2051 e sostituisce le previsioni realizzate cinque anni fa, per le quali la base d'avvio era fissata al 1° gennaio 1996 (Istat, 1997a).

La scelta impegnativa di fornire stime a livello regionale si motiva non solo con la grande variabilità territoriale che caratterizza i comportamenti demografici del nostro paese, ma anche con la necessità di garantire agli enti locali, e in generale a tutti operatori che programmano interventi sul territorio, la stessa qualità delle informazioni che si ottengono a livello nazionale.

Un ulteriore conferma rispetto alle passate edizioni è rappresentata dall'articolazione delle previsioni secondo tre distinti scenari. Si tratta – per inciso - di una scelta obbligata che, nell'offrire un più ampio panorama di scelta agli utenti, rispecchia le linee direttive e strategiche di Eurostat - l'Istituto statistico dell'Unione Europea che in questo settore persegue obiettivi volti a massimizzare l'integrazione tra gli aspetti metodologici, concettuali e, in conclusione, tra i risultati prodotti dai vari paesi europei. Con il primo di tali scenari, l'ipotesi centrale, viene fornito un set di stime puntuali ritenute "verosimili" che, realizzate analizzando le recenti tendenze demografiche, sono quelle verso il quale vengono principalmente orientati gli utilizzatori. Accanto alla definizione dello scenario considerato più "probabile" sono stati realizzati due scenari alternativi che disegnano in qualche modo il campo dell'incertezza futura. Tali due scenari, definiti rispettivamente ipotesi bassa ed ipotesi alta, hanno infatti il ruolo di definire il campo di variazione all'interno del quale dovrebbe andare a collocarsi la popolazione italiana nei prossimi decenni.

Nell'ipotesi centrale si suppone un ulteriore miglioramento dei livelli di sopravvivenza rispetto a quanto già rilevato negli ultimi anni. In particolare la vita media degli uomini passa da 76,4 nel 2001 a 81,4 anni nel 2030; quella delle donne da 82,7 a 88,1. Per la fecondità, si ipotizza una ripresa nei primi anni del Duemila, più sensibile nelle regioni caratterizzate da un livello di fecondità particolarmente basso. L'approccio, di tipo generazionale con controllo rispetto all'ordine di nascita, ha permesso di tenere in debita considerazione i mutamenti del calendario riproduttivo (in particolare il fenomeno della posticipazione delle nascite) ed anche di definire ipotesi coerenti in termini di dimensioni medie della discendenza. Per quanto riguarda i livelli, il TFT varia da 1,28 nel 2001 a 1,41 nel 2015, anno dopo il quale l'indicatore si stabilizza su tale livello. Le migrazioni interne sono trattate secondo un approccio multidimensionale, che permette di considerare simultaneamente le aree di origine e destinazione dei flussi migratori, e di definire gli ingressi in una determinata area come somma delle uscite con quella destinazione da tutte le altre aree del sistema. Le probabilità di migrazione specifiche per età, sesso e regione di residenza, stimate sulla base dell'analisi delle strutture e dei livelli della seconda metà degli anni '90, sono mantenute costanti per l'intero periodo di previsione. Infine le migrazioni con l'estero sono considerate in due fasi: la prima riguarda i flussi in uscita dall'Italia, che vengono stimati dal modello delle migrazioni interne, dove l'estero è una delle possibili destinazioni delle emigrazioni dalle regioni italiane; la seconda riguarda gli ingressi dall'estero, sia di italiani sia di cittadini stranieri. Per questa seconda parte, si è proceduto ad un'analisi delle serie storiche relative agli anni '80 e '90, che tenesse conto dei diversi procedimenti di sanatoria e di regolarizzazione che si sono succeduti. Sulla base di quest'analisi e di una disamina delle più recenti decisioni governative in tema di migrazioni, si è fissata una quota annuale di circa 157 mila nuovi ingressi, di cui 121 mila cittadini stranieri, tenuta poi costante per l'intero periodo di previsione.

Nell'ipotesi bassa si prefigura uno scenario caratterizzato da scarsa crescita economica con minore attenzione ai problemi sociali: in questo contesto si immagina che il ritmo di miglioramento della sopravvivenza subirà un rallentamento e che la fecondità non mostrerà alcun segno di ripresa, anzi subirà un'ulteriore flessione. In particolare la vita media nel 2030 per gli uomini cresce fino a 78,8 anni, per le donne a 85,4. Il TFT scende fino a 1,14 figli per donna nel 2020. Si ipotizza una sorta di stagnazione anche nel campo delle migrazioni: i flussi migratori tra le regioni, così come quelli con l'estero, saranno di dimensioni più modeste per la scarsa "attrattività" delle destinazioni. La quota annuale di nuovi ingressi dall'estero è fissata nella misura di

122 mila unità, di cui circa 87 mila cittadini stranieri. A questo scenario corrisponde il minimo di popolazione con la struttura per età più squilibrata.

Nell'ipotesi alta, infine, si suppone che una vivace crescita economica offra l'opportunità di rafforzare gli investimenti anche nel campo sociale e sanitario. Si ipotizza perciò un incremento della sopravvivenza più importante che nella ipotesi centrale e una notevole ripresa della fecondità. La *vita media* nel 2030 per gli uomini cresce fino a 84 anni, per le donne a 90,4. Nel medesimo periodo il *TFT* cresce fino a 1,65 figli per donna. Inoltre questo scenario prevede un più intenso movimento di popolazione tra le regioni, e una maggiore forza attrattiva dell'Italia nei confronti degli immigrati dall'estero. La quota annuale di nuovi ingressi dall'estero supera le 204 mila unità, di cui ben 169 mila cittadini stranieri. In questo scenario si ottiene il massimo della popolazione e la struttura per età più equilibrata.

Nel prospetto che segue, sono riportate in sintesi le principali caratteristiche delle tre ipotesi alternative, con i valori che i principali parametri demografici assumono per l'anno 2030.

Prospetto 1.1 – Le tre ipotesi demografiche all'orizzonte del 2030			
	Ipotesi Bassa	Ipotesi Centrale	Ipotesi Alta
<i>Vita media:</i>			
Uomini	+	++	+++
Donne	78,8	81,4	84,0
	85,4	88,1	90,5
<i>Fecondità:</i>			
Tasso di fecondità totale	-	+	++
	1,13	1,41	1,65
<i>Migrazioni:</i>			
Movimenti migratori interregionali	-	=	+
Saldo migratorio con l'estero	217.000	253.000	293.000
	+89.000	+119.000	+162.000

Nell'analizzare i risultati – una cui panoramica viene offerta nel successivo capitolo - è opportuno sottolineare che, data la lunghezza del periodo di previsione e date le ipotesi adottate sulle componenti demografiche (mortalità in declino fino al 2030, poi mantenuta costante; fecondità in recupero fino al 2020, poi anch'essa mantenuta costante; migrazioni costanti sin dall'inizio), assai diverso deve essere il significato da attribuire alle previsioni via via che ci si allontana sempre più dall'anno di partenza. Ciò è valido, non solo a causa del fatto che nel lungo periodo aumenta il numero ed il peso dei fattori che possono far deviare l'andamento delle componenti demografiche dalla traiettoria prevista, ma anche a causa del fatto che da un certo punto in poi, precisamente dal 2030, tutti i parametri considerati vengono mantenuti costanti. Quindi, lo scenario che va dal 2031 al 2051 descrive gli effetti sulla popolazione di una prolungata esposizione alle condizioni demografiche ipotizzate per l'anno 2030. In virtù di quanto appena affermato, ed anche per una migliore chiarezza espositiva, nel corso del commento verranno distinti tre periodi: previsione di breve periodo dal 2001 al 2011; previsione di medio periodo dal 2011 al 2031; scenario di lungo periodo dal 2031 al 2051.

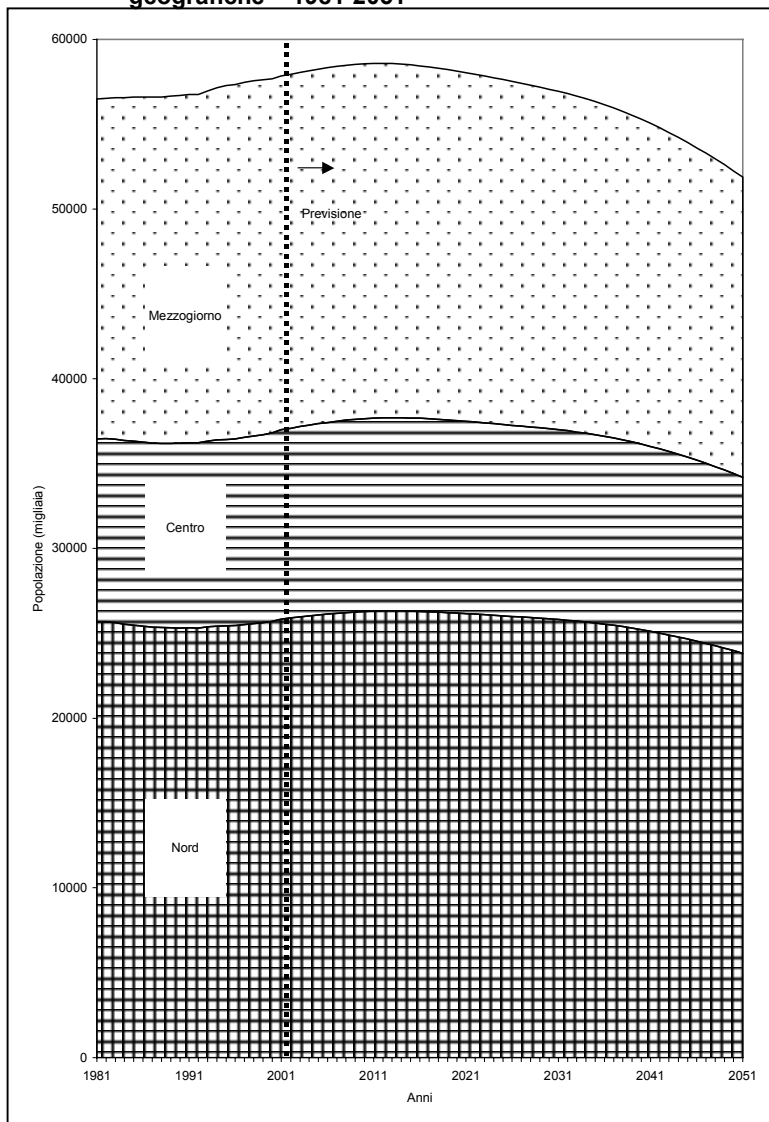
Nei paragrafi successivi, dopo la presentazione dei principali risultati, verranno approfondite nello specifico le ipotesi evolutive relative a ciascuna componente demografica. In particolare, la formulazione delle ipotesi e la determinazione degli input per ciascuna componente sono state curate rispettivamente da Maria Pia Sorvillo, Giancarlo Gualtieri e Roberto Petrillo (fecondità), Marco Marsili (mortalità), Costanza Giovannelli, Annarita Mancini e Marco Marsili (migrazioni). La predisposizione del modello previsivo e del software per l'elaborazione delle previsioni è stata curata da Marco Marsili. Roberto Petrillo ha curato la progettazione e la realizzazione delle tavole statistiche. Si ringraziano per i preziosi suggerimenti forniti nel corso delle attività di preparazione delle previsioni Viviana Egidi (Dipartimento Statistiche Sociali – Istat), Vittoria Buratta (Direzione Centrale per le Indagini sulle Istituzioni Sociali - Istat) e Valerio Terra Abrami (Servizio Popolazione Istruzione e Cultura – Istat).

2. La popolazione italiana nei prossimi 50 anni

2.1 - Consistenza, movimento e struttura della popolazione nell'ipotesi centrale

La popolazione italiana è destinata ad aumentare gradualmente da 57,8 milioni di residenti nel 2001 a 58,6 milioni nel 2011, ad un tasso di incremento annuo dell'1,3 per mille (Figura 2.1). La crescita avrà un culmine nel 2012, ma dopo tale anno ha avvio un lento e progressivo declino che porterà la popolazione fino a 56,9 milioni nel 2031, ad un ritmo del -1,4 per mille ogni anno. Nel lungo periodo, una composizione per età della popolazione molto invecchiata e la continua esposizione a livelli costanti delle componenti demografiche conducono la popolazione italiana a diminuire fino a 51,9 milioni nel 2051, ad un ritmo del -4,6 per mille l'anno.

Figura 2.1 – Popolazione totale dell'Italia e delle sue ripartizioni geografiche – 1981-2051

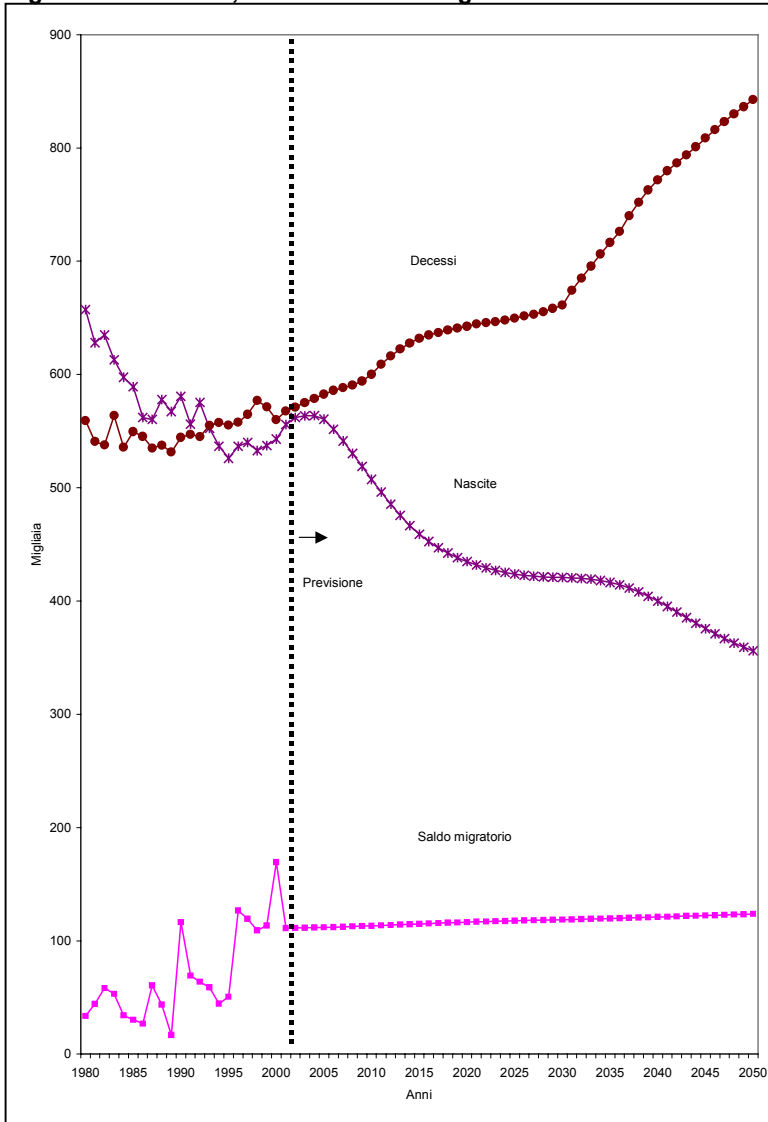


A livello territoriale, le dinamiche della popolazione sono abbastanza simili. Tuttavia alcune differenze possono essere colte considerando la più favorevole dinamica migratoria che caratterizza le regioni del Centro-Nord, dinamica che è compensatrice dello squilibrio evidenziato dalla dinamica naturale che nel medio-lungo periodo caratterizzerà tutte le regioni italiane, comprese quelle meridionali. Infatti, si verifica un leggero ma progressivo aumento del peso demografico delle regioni centro-settentrionali, dove la popolazione cresce fino all'anno 2013, che potranno contare nel 2011 su una popolazione, rispettivamente, di 26,3 milioni (+1,8 per mille annuo dal 2001) e di 11,4 milioni (+1,9 per mille). Viceversa, il Mezzogiorno, dove la crescita di popolazione ha termine già nel 2009, potrà contare su 20,9 milioni di residenti nel 2011 con un tasso di incremento dello 0,3 per mille all'anno. Nel medio e lungo periodo ha luogo un declino della popolazione generalizzato a tutte le ripartizioni italiane. Tuttavia, anche qui, le regioni centro-settentrionali si avvantaggiano di dinamiche più favorevoli che al Mezzogiorno, tant'è che al Nord si registra una declino che si muove a ritmi di decremento annuali pari a -0,9 per mille nel periodo 2011-2031 e pari al -4 per mille nel periodo 2031-2051; al Centro, rispettivamente, pari a -0,9 per mille e -3,7 per mille; nel Mezzogiorno, infine, si passa da -2,3 per mille

nel medio periodo a -6 per mille nel lungo periodo. Lungo l'arco di previsione la popolazione italiana risulta così distribuita sul territorio: Nord 44,7 per cento nel 2001, 44,9 per cento nel 2011, 45,3 per cento nel 2031, 45,9 per cento nel 2051; Centro 19,3 per cento, 19,4 per cento, 19,6 per cento, 20 per cento; Mezzogiorno 36 per cento, 35,7 per cento, 35 per cento, 34,1 per cento.

L'evoluzione prevista dell'andamento del numero di nascite e decessi lascia poco spazio all'ipotesi di un recupero di popolazione ed a un ringiovanimento della stessa attraverso la leva della fecondità (Figura 2.2). In passato, già nel 1993 si registrava per la prima volta il sorpasso del numero dei decessi ai danni del

Figura 2.2 – Nascite, decessi e saldo migratorio – Italia 1980-2050



numero di neonati. Nel corso dei successivi anni il divario è andato poi progressivamente aumentando grazie a due fattori fondamentali: il mantenimento della fecondità italiana su livelli minimi mai registrati in precedenza (1,2 figli per donna) e l'aumento del numero di morti che viene prodotto dal progressivo invecchiamento della popolazione. Nei primi anni di previsione la forbice tra nati e morti subisce una leggera contrazione, per via dell'ipotesi riguardo al recupero della fecondità che produce il suo massimo nel 2004 con circa 564 mila neonati. Dal 2005 in avanti, ha inizio un repentino calo della natalità, pur in presenza di una fecondità in aumento fino al 2020, per via del fatto che va esaurendosi il ciclo riproduttivo delle generazioni nate negli anni del *baby boom* (nel 2005 la generazione 1965 ha raggiunto i 40 anni di età), che cede a poco a poco il posto al ciclo delle generazioni nate negli anni del *baby bust*. Negli anni a venire il numero di nati è poi destinato a scendere sotto le 500 mila unità nel 2011 e sotto le 400 mila nel 2040, mentre al termine dell'orizzonte previsionale scenderà sotto le 356 mila unità. Naturalmente, via via che ci si allontana dall'anno base, il margine di incertezza legato alle previsioni aumenta poiché i livelli previsti di fecondità sono applicati a generazioni di donne che a tutt'oggi non sono ancora nate. Anche per l'altra faccia della medaglia, la mortalità, valgono le medesime valutazioni. Tuttavia va

sottolineato che la mortalità, con la sua evoluzione nel tempo, si presenta come una componente più stabile rispetto alla fecondità, in quanto meno soggetta a fattori comportamentali e decisionali come la scelta di avere un figlio (anche se è dimostrato che il diffondersi di fattori soggettivi come l'autovalutazione dello stato di salute e come il ricorso periodico alla prevenzione costituiscono una componente fondamentale per l'aumento della sopravvivenza, al pari dei progressi medico scientifici). Negli anni a venire si può agevolmente prevedere un incremento del numero assoluto di decessi. Nelle previsioni Istat, il numero annuale dei decessi aumenterebbe fino a superare le 600mila unità nel 2010 per poi arrivare ad oltre 660mila nel 2030. L'aumento dei morti è strettamente influenzato dalla struttura per età della popolazione che già oggi si presenta fortemente invecchiata, e si giustifica inoltre con la futura presenza di ulteriori quote crescenti di popolazione in età anziana, nonostante la popolazione sia nel complesso soggetta a condizioni di sopravvivenza più favorevoli di quelle attuali.

A fronte di una dinamica naturale che nel lungo periodo si prospetta fortemente negativa, al contrario la dinamica migratoria prevista è positiva. Il saldo tra nuovi ingressi e uscite cresce nell'arco previsionale da 111mila unità a 124mila. L'incremento del saldo migratorio che si verifica nel corso degli anni si deve al fatto che se da un lato è fissa ogni anno la quota di nuovi ingressi (156mila), dall'altro diminuisce nel tempo la quota di uscite (da poco più di 45mila diminuiscono fino a 33mila) per il semplice motivo che le probabilità di uscita dal paese, anche se costanti, vengono applicate ad una popolazione numericamente in declino. L'apporto della dinamica migratoria, pur se non sufficiente a contrastare gli effetti negativi della dinamica naturale, costituirà un fattore importante per il contenimento dell'invecchiamento della popolazione e delle sue conseguenze demografiche e sociali (come ad esempio la riduzione della popolazione in età attiva).

Nel breve periodo è anche possibile calcolare la quota di popolazione straniera residente all'inizio di ogni anno. In conseguenza dei flussi migratori previsti, composti circa all'80 per cento da cittadini non italiani, la comunità degli stranieri residenti in Italia aumenta di poco più di 1 milione di unità tra il 2001 ed il 2010, con un incremento medio annuo del 6 per cento. La presenza di stranieri residenti si mantiene comunque inferiore alla media dei paesi dell'Europa dei 15 (dove già nel 1998 era pari al 5,1% del complesso della popolazione) passando da una quota del 2,5 per cento nel 2001 al 4,2 per cento nel 2010. Dopo tale data è verosimilmente arduo tentare qualsiasi valutazione circa la componente di cittadinanza straniera, non solo per via del fatto che aumenta col tempo il margine di errore associato alla stima, ma anche perché le valutazioni si rendono particolarmente difficoltose per un fenomeno troppo legato a fattori esterni di natura politica, economica e sociale.

Rimane il fatto che, nonostante l'apporto offerto alla causa del ringiovanimento della popolazione da parte di una dinamica migratoria positiva e da una fecondità in ripresa, la struttura per età italiana è destinata a modificarsi a poco a poco in direzione di un invecchiamento graduale e generalizzato in tutto il territorio (Prospetto 2.1). Infatti, mentre la proporzione di giovani decresce continuamente, aumenta sensibilmente l'incidenza delle classi di età sopra i 65 anni e, all'interno di questa grande classe di età, aumenta il peso dei grandi vecchi (80 anni e più). Se nel 2010 si attende che 1 italiano su 5 avrà più di 65 anni, nel 2030 si supererà il rapporto 1 su 4. La quota degli anziani sopra gli 80 anni, come si diceva, subirà un incremento altrettanto rapido: da circa il 6 per cento nel 2010 ad oltre il 9 per cento nel 2030, vale a dire circa 1 italiano su 10. Viceversa, la quota di giovani (fino a 14 anni di età) scenderà al 14,1 per cento nel 2010, e all'11,6 per cento nel 2030.

Prospetto 2.1 – Indicatori di struttura della popolazione – Italia e ripartizioni geografiche

ANNI	Composizione per grandi classi di età (%)				Indicatori strutturali		
	0-14	15-64	65+	80+	Vecchiaia	Dipendenza strutturale	Dipendenza anziani
NORD							
2001	12.6	67.9	19.6	4.6	155.7	47.3	28.8
2010	12.9	64.8	22.3	6.5	172.7	54.2	34.3
2030	10.2	60.2	29.6	10.6	289.8	66.2	49.2
2050	10.2	53.8	35.9	15.7	351.3	85.8	66.8
CENTRO							
2001	13.0	67.2	19.8	4.6	152.0	48.8	29.4
2010	13.1	64.9	22.0	6.5	167.4	54.2	33.9
2030	11.0	60.5	28.6	9.6	260.7	65.3	47.2
2050	11.0	54.7	34.3	14.0	311.5	82.8	62.7
MEZZOGIORNO							
2001	17.3	66.9	15.8	3.3	91.1	49.6	23.6
2010	16.1	66.1	17.8	4.9	110.3	51.2	26.8
2030	13.7	60.6	25.6	7.8	186.6	64.9	42.2
2050	13.3	54.3	32.4	12.5	243.9	84.0	59.6
ITALIA							
2001	14.4	67.4	18.2	4.1	127.0	48.4	27.1
2010	14.1	65.3	20.6	5.9	146.2	53.1	31.5
2030	11.6	60.4	28.0	9.4	241.6	65.6	46.4
2050	11.4	54.2	34.4	14.2	301.1	84.6	63.5

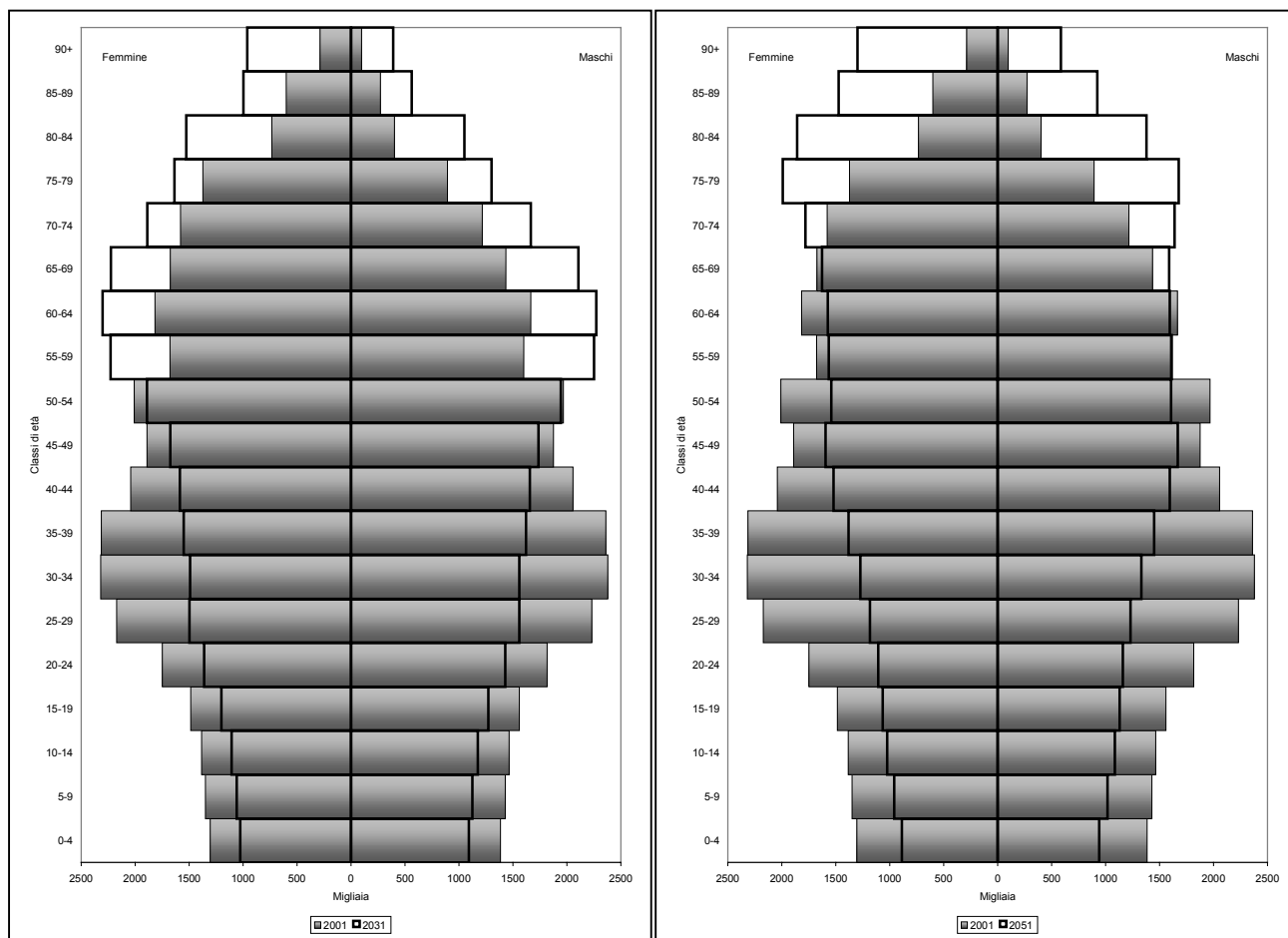
Dati al 1° gennaio dell'anno indicato

Nel lungo periodo, le ipotesi condotte producono conseguenze demografiche che richiedono una valutazione ancora più attenta: l'impatto di una prolungata esposizione alle condizioni demografiche previste produrranno una popolazione che sarà composta per il 34,4 per cento di over 65enni e soltanto per l'11,4 per cento da giovani fino a 14 anni di età. In questo quadro, l'indice di vecchiaia, che misura appunto il rapporto numerico tra anziani e giovani, cresce costantemente per tutto il periodo previsivo, passando da 127 anziani

per 100 giovani nel 2000, a 146 nel 2010, a 242 nel 2030 ed alla riguardevole cifra di 301 nel 2050. Tutto ciò è dovuto, come è stato rilevato in precedenza, alla minore numerosità delle generazioni più giovani – dati i bassi livelli di fecondità – ma ancor più al sensibile aumento della sopravvivenza alle età anziane.

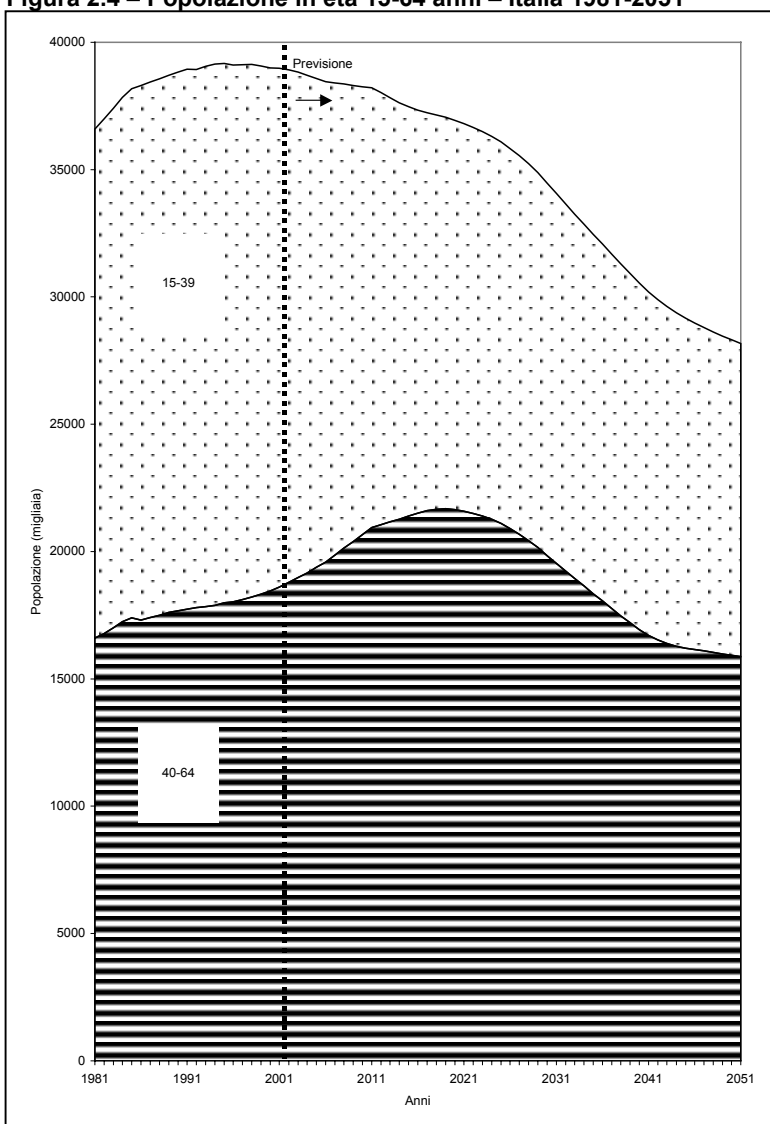
Aldilà delle possibili deviazioni dalla traiettoria prevista, un fatto rimane comunque assodato: il paese dovrà convivere con una sempre maggiore presenza di anziani e predisporre le strutture per assorbire positivamente l'impatto della nuova situazione. Il progressivo invecchiamento della popolazione, efficacemente rappresentato attraverso le piramidi per età (Figura 2.3) avrà, infatti, un grosso impatto su diverse sfere della società (stato di salute della popolazione, sistema previdenziale, potenziale umano ecc..) e sui bisogni di incrementare e migliorare i servizi sociali, assistenziali e sanitari.

Figura 2.3 – Piramide dell'età della popolazione italiana, confronto 1.1.2001 – 1.1.2031 e 1.1.2001 –1.1.2051



Riflessi di questa situazione si ripercuotono anche sulla popolazione in età attiva (15-64 anni). Va infatti sottolineato che un ulteriore effetto che si avrà in futuro è rappresentato dalla riduzione nel tempo della popolazione in età attiva e da un significativo processo di invecchiamento della sua composizione interna (Figura 2.4). Dopo il periodo di crescita registrato in passato - culminato nel 1998 con oltre 39 milioni di residenti - nel breve periodo la popolazione in età attiva registrerà una perdita netta di 760 mila unità a livello nazionale, passando dal 67 al 65 per cento tra il 2001 ed il 2011. Contestualmente a questo declino la popolazione di 15-39 anni si ridurrebbe di 3,1 milioni, scendendo dal 35 al 29 per cento della popolazione totale, mentre la quota di 40-64enni chiuderebbe il decennio con un saldo attivo di 2,3 milioni, aumentando il suo peso dal 32 al 36 per cento. Entro il 2005, quando la cospicua generazione del 1964 avrà compiuto 40 anni, è previsto il "sorpasso" numerico degli ultra 40enni (19,4 milioni) nei confronti degli under 39enni (19,2 milioni). Nel medio e nel lungo periodo la popolazione in età attiva declinerà ulteriormente scendendo al 60 per cento nel 2031 ed al 54 per cento nel 2051. Al suo interno, mentre la classe dei 15-39enni continuerebbe a ridursi progressivamente, scendendo a 14,5 milioni (25 per cento) entro il 2031 ed a 12,3 milioni (24 per

Figura 2.4 – Popolazione in età 15-64 anni – Italia 1981-2051



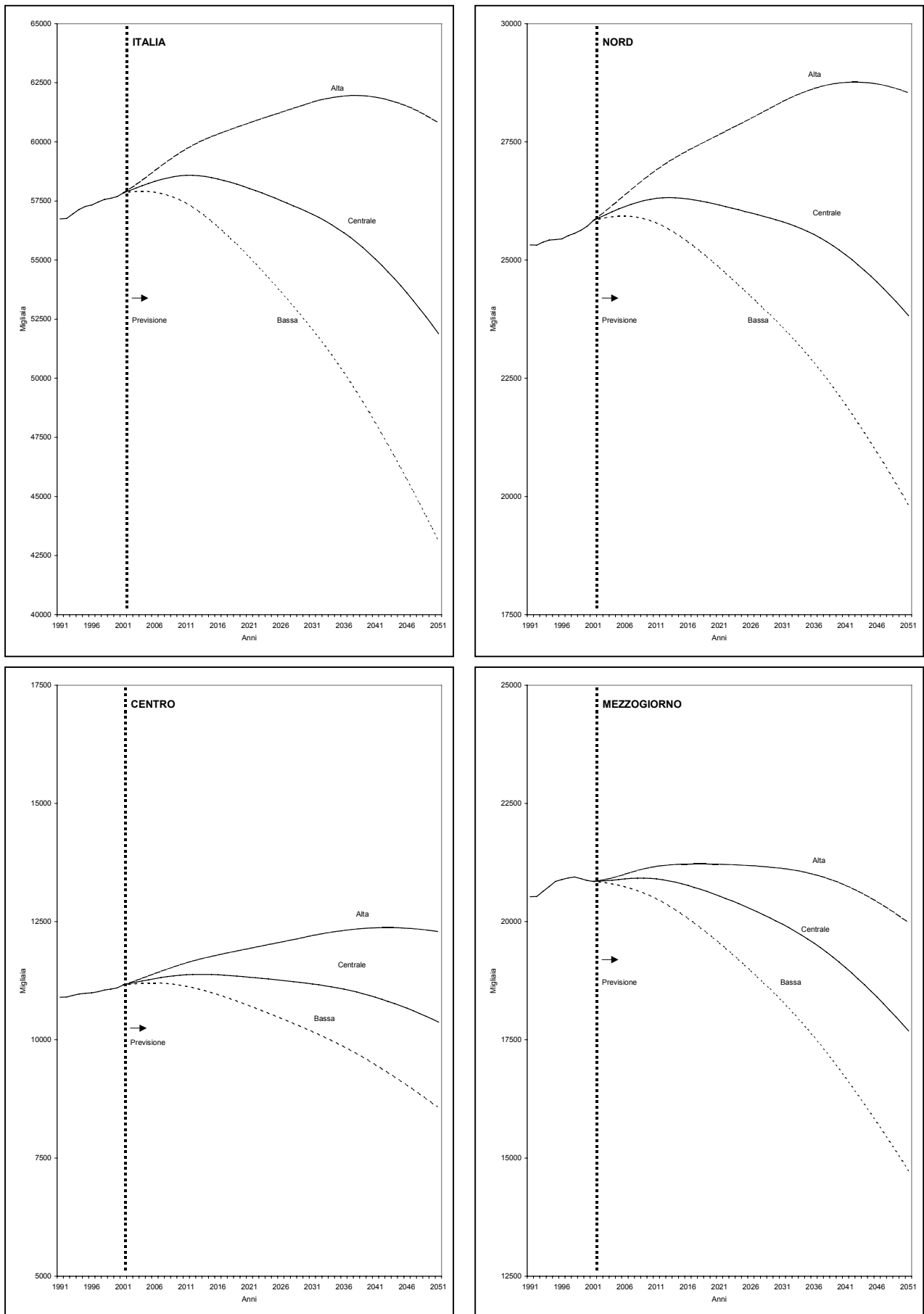
dubbio che andranno in parte riviste le attuali forme di partecipazione al lavoro, anche studiando percorsi di formazione professionale specifici in considerazione di un'età media relativamente più alta dei lavoratori.

2.2 - Le alternative possibili

Lo scenario centrale è stato costruito sulla base di ipotesi ritenute le più probabili nel momento stesso in cui queste venivano adottate. Pertanto, i risultati delle previsioni descritti nel precedente paragrafo costituiscono una buona base di partenza per i *policy makers* che, nel predisporre i loro programmi d'intervento, necessitano di conoscere la futura consistenza della popolazione con un ampio livello di fiducia. Tuttavia, è noto che a causa dell'incertezza riguardo alle tendenze demografiche, qualunque set di previsioni si dimostra nel tempo inevitabilmente errato mano a mano che, allontanandosi dall'anno base, va cumulandosi il peso degli errori sul numero di eventi demografici previsti e sulla struttura per età della popolazione che li produce. Gli utenti di previsioni demografiche, che hanno bisogno di sapere in che misura quanto sarà sperimentato in futuro possa differire da quanto ipotizzato, possono, a tal fine, utilizzare i risultati delle cosiddette "varianti", realizzate mettendo insieme assunzioni diverse riguardo ai futuri andamenti della mortalità, della fecondità e delle migrazioni.

Sin dai primi anni di previsione l'ammontare della popolazione italiana differisce in misura rilevante a seconda dell'ipotesi considerata. Dopo 10 anni di previsione, infatti, la popolazione totale oscilla da un minimo di 57,4 milioni a un massimo di 59,7. Rispetto al 2001 si registra nel primo caso una perdita netta di 1,4 milioni di residenti (-0,8 per mille annuo), nel secondo un incremento di 1,9 milioni (+3,3 per mille).

Figura 2.5 – Popolazione totale 1991-2051, Italia e Ripartizioni



Anche tra le ripartizioni geografiche le due ipotesi definiscono, già nel breve periodo, dei discreti margini di fluttuazione. La popolazione del Nord oscilla da un incremento di circa 1,1 milioni di residenti (tasso di incremento del 4,1 per mille annuo nel periodo 2001-2011) ad un possibile calo di appena 48 mila unità (-0,2 per mille). Quella del Centro oscilla da un incremento di circa 470 mila unità ad una possibile perdita di 26 mila unità, con tassi di variazione identici a quelli del Nord, rispettivamente +4,1 e -0,2 per mille. Infine, il Mezzogiorno registra già in questa prima fase riflessi meno positivi: da un incremento di appena 317 mila unità dell'ipotesi alta (+1,5 per mille) ad una perdita di popolazione più sostanziosa che nelle altre ripartizioni sotto l'ipotesi bassa, -364 mila unità, pari ad un tasso di riduzione del -1,8 per mille annuo.

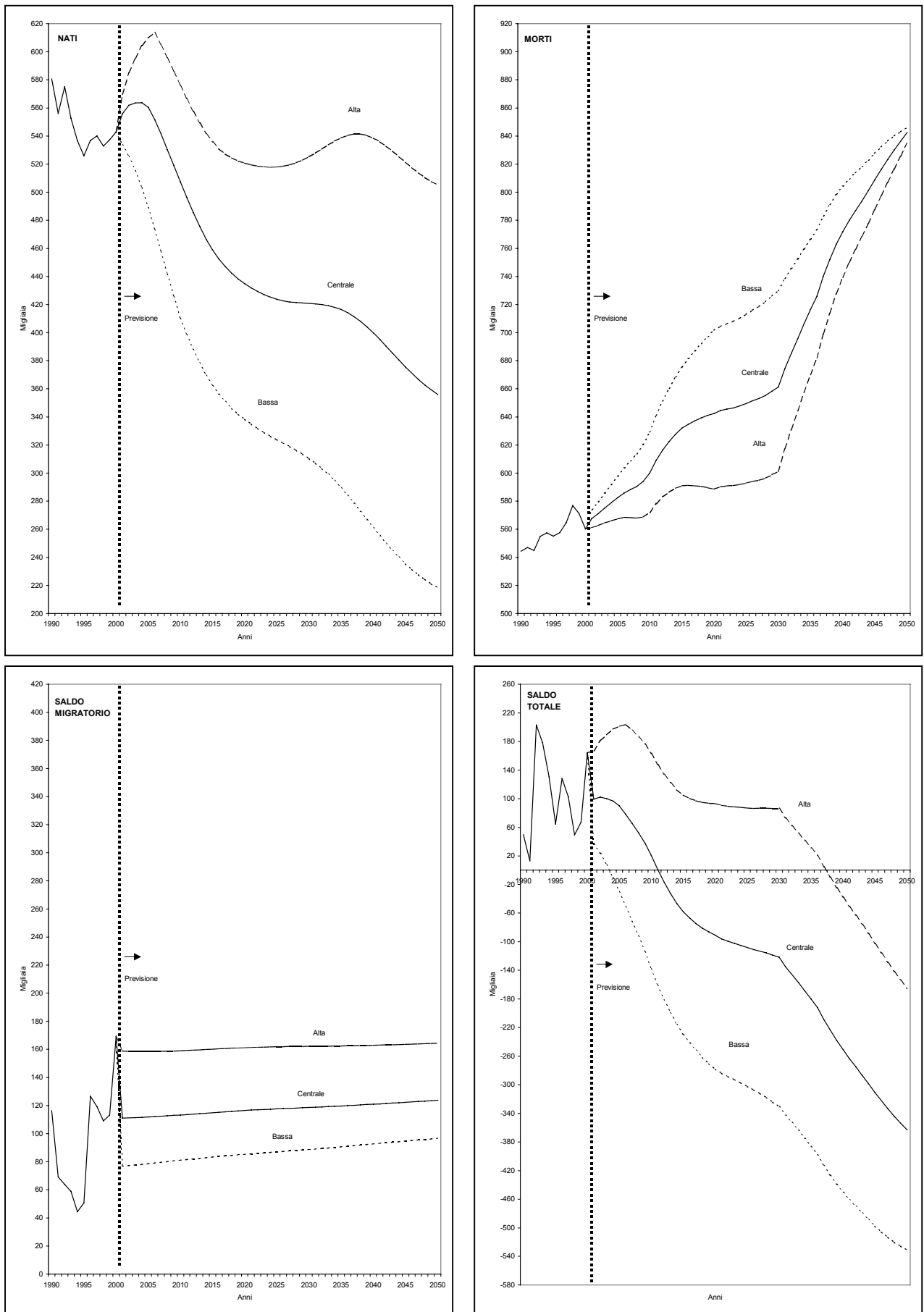
Nel medio periodo (2011-2031) la popolazione italiana subisce la medesima evoluzione, ossia una popolazione che nell'ipotesi alta continua ad aumentare fino a toccare i 61,7 milioni di residenti nel 2031 e che in quella bassa prosegue il declino fino a scendere a poco più di 52 milioni. Ciò che cambia è la velocità con la quale la popolazione, rispettivamente, aumenta o diminuisce nel medio termine: nell'ipotesi alta la popolazione s'incrementa mediamente dell'1,6 per mille annuo, quindi ad un ritmo più contenuto rispetto al +3,3 del breve periodo; nell'ipotesi bassa la popolazione diminuisce rapidamente ad un tasso del -4,9 per mille all'anno, perciò con una riduzione mediamente più accentuata rispetto al -0,8 per mille del breve periodo. Se si verificasse quanto previsto nello scenario alto, al termine di questa seconda fase la popolazione avrebbe acquisito ben 3,8 milioni di residenti rispetto all'anno base; viceversa ne avrebbe persi 5,8 milioni nello scenario più sfavorevole. La forchetta tra le due ipotesi, pari ad oltre 9,6 milioni nel 2031, si presenta già a questo punto molto consistente e testimonia quanto la popolazione, nella sua dimensione assoluta, sia sensibile in risposta all'adozione dell'uno o dell'altro scenario demografico.

L'evoluzione nel medio periodo presenta da un punto di vista territoriale le stesse dinamiche menzionate riguardo alla popolazione italiana nel suo complesso. In particolare, considerando l'ipotesi alta, nelle regioni del Centro-Nord si verificherebbe una contrazione del ritmo di incremento della popolazione, nella misura del 2,6 per mille nel Nord e del 2,4 nel Centro. Le stesse regioni, considerando l'alternativa bassa, si troverebbero invece di fronte ad una progressiva riduzione della popolazione, con ritmi in entrambi le ripartizioni del -4,5 per mille all'anno. Più critica la situazione delle regioni del Mezzogiorno dove anche secondo l'ipotesi alta il periodo 2011-2031 si distinguerebbe per una, sebbene lieve, contrazione della popolazione (-42 mila residenti per un tasso pari al -0,1 per mille all'anno). Infatti, secondo l'ipotesi evolutiva più favorevole, nel Mezzogiorno la crescita della popolazione si arresta nel 2018 – massimo di 21,2 milioni di residenti – e dopo tale anno ha inizio una fase di progressivo declino. Declino che invece non conosce sosta nell'ipotesi bassa, dove la popolazione meridionale si riduce di ulteriori 2,2 milioni (-5,6 per mille all'anno) tra il 2011 ed il 2031. Al termine di questa seconda fase, nelle tre ripartizioni geografiche la popolazione presenta margini di fluttuazione dell'ordine di 4,7 milioni nel Nord (28,3 milioni di residenti secondo l'ipotesi alta contro 23,6 sotto la bassa), di 2 milioni nel Centro (12,2 e 10,2) e di 2,8 milioni nel Mezzogiorno (21,1 e 18,3).

Nel lungo termine, la prolungata esposizione anno dopo anno a comportamenti demografici distanziati prefigura scenari alquanto differenziati tra le due varianti. Nell'ipotesi alta la popolazione italiana continua ad aumentare lievemente fino al 2038, anno in cui giunge al culmine con circa 62 milioni di residenti, con un tasso di incremento dello 0,7 per mille annuo. Dopo il 2038 anche nello scenario alto, nonostante le più favorevoli assunzioni, la popolazione comincia a declinare fino a scendere a 60,8 milioni nel 2051 con un tasso di riduzione del -1,5 per mille annuo. Riguardo all'ipotesi bassa, l'evoluzione di lungo periodo evidenzia un andamento analogo a quello già menzionato per il medio periodo: popolazione in rapido e progressivo declino fino al 2051, quando si prevede che possa scendere a poco più di 43 milioni, con un tasso di riduzione 2031-2051 ancora più accentuato rispetto al ventennio precedente, pari al -9,4 per mille annuo. Dal punto di vista territoriale le ipotesi alternative, sebbene ferme ai livelli previsti per il 2030, contribuiscono ad accelerare (ipotesi alta) o ad attenuare (ipotesi bassa) l'evoluzione che sotto l'ipotesi centrale conduce ad un leggero ma progressivo squilibrio della popolazione ai danni delle regioni meridionali. Questo problema è particolarmente concreto nell'ipotesi alta dove, alla fine dell'orizzonte previsivo, la popolazione residente nel Mezzogiorno rappresenterebbe soltanto il 32,9% del totale contro il 36% di partenza. Una perdita della quale, in proporzione, si avvantaggiano le regioni settentrionali che passerebbero al 46,9% (+2,2% rispetto all'anno base), e centrali che a loro volta passerebbero al 20,2% (+0,9%).

Le dinamiche della popolazione, così diverse tra le due varianti estreme, sono la risultante della azione di diversi stili demografici degli individui. Ne è un chiaro esempio l'andamento ipotizzato per le nascite. Nell'ipotesi bassa il perdurare della fecondità su livelli pari a quelli riscontrati nella seconda metà degli anni '90, 1,2 figli per donna cui si aggiunge col tempo un'ulteriore contrazione fino ad un livello minimo di 1,13 nel lungo periodo, determina una popolazione la cui capacità di ringiovanirsi tende via via a peggiorare: continuando a questo ritmo, infatti, basterebbero pochi anni ancora per far scendere il numero annuale delle nascite sotto le 500 mila unità (dal 2005), e non molti di più per scendere addirittura sotto le 400 mila (dal 2011). Dall'altro lato, l'ipotesi di una crescita sostanziale della fecondità, fino a 1,55 figli per donna entro il

Figura 2.6 – Nati, morti, saldo migratorio e saldo totale 1990-2050, Italia



2010, ricondurrebbe il nostro paese a livelli riproduttivi vicini alla attuale media europea, e porterebbe con sé conseguenze di tutto altro genere. Si produrrebbe infatti, nel breve periodo, un effetto benefico sul ringiovanimento della popolazione provocato dall'aumento della natalità con un massimo di circa 614 mila nati nel 2006. Negli anni a ridosso, il numero di nascite previste si manterrebbe piuttosto elevato - ben 576 mila nel 2010 - con un trend che, sebbene decrescente da lì in avanti, darebbe luogo a un numero annuale di nascite fino all'anno 2013 superiore a quello che ci fu nel 2000 (543 mila). Nel medio periodo il numero di nascite continuerebbe a contrarsi fino a 517 mila nel 2024 per il fatto che i livelli di fecondità - in crescita fino a 1,65 figli per donna entro il 2030 - incontrano popolazioni femminili in età di concepimento di dimensioni via via più ridotte. Un'onda di ricrescita della natalità è quella che si verificherebbe nel lungo periodo tra il 2025 ed il 2045, con culmine nel 2037 quando secondo questa ipotesi si prevedono 541 mila nascite. Considerando un'età media al parto di 31 anni, nel 2037 entrerebbero infatti nel periodo di massima riproduttività le generazioni di donne nate intorno agli anni del mini boom previsto nel 2006. Riguardo a questo curioso fenomeno va tuttavia sottolineato che i margini di incertezza sono da considerarsi molto elevati, trattandosi della fecondità di generazioni che devono a loro volta ancora venire al mondo. Potrebbe trattarsi, in definitiva, del frutto di un puro esercizio demografico, ma che tuttavia riveste un certo interesse poiché segnala che il modo con il quale la popolazione può riprodursi nel tempo, in termini di cicli successivi e regolari, è strettamente legato alla composizione per età delle donne in età feconda.

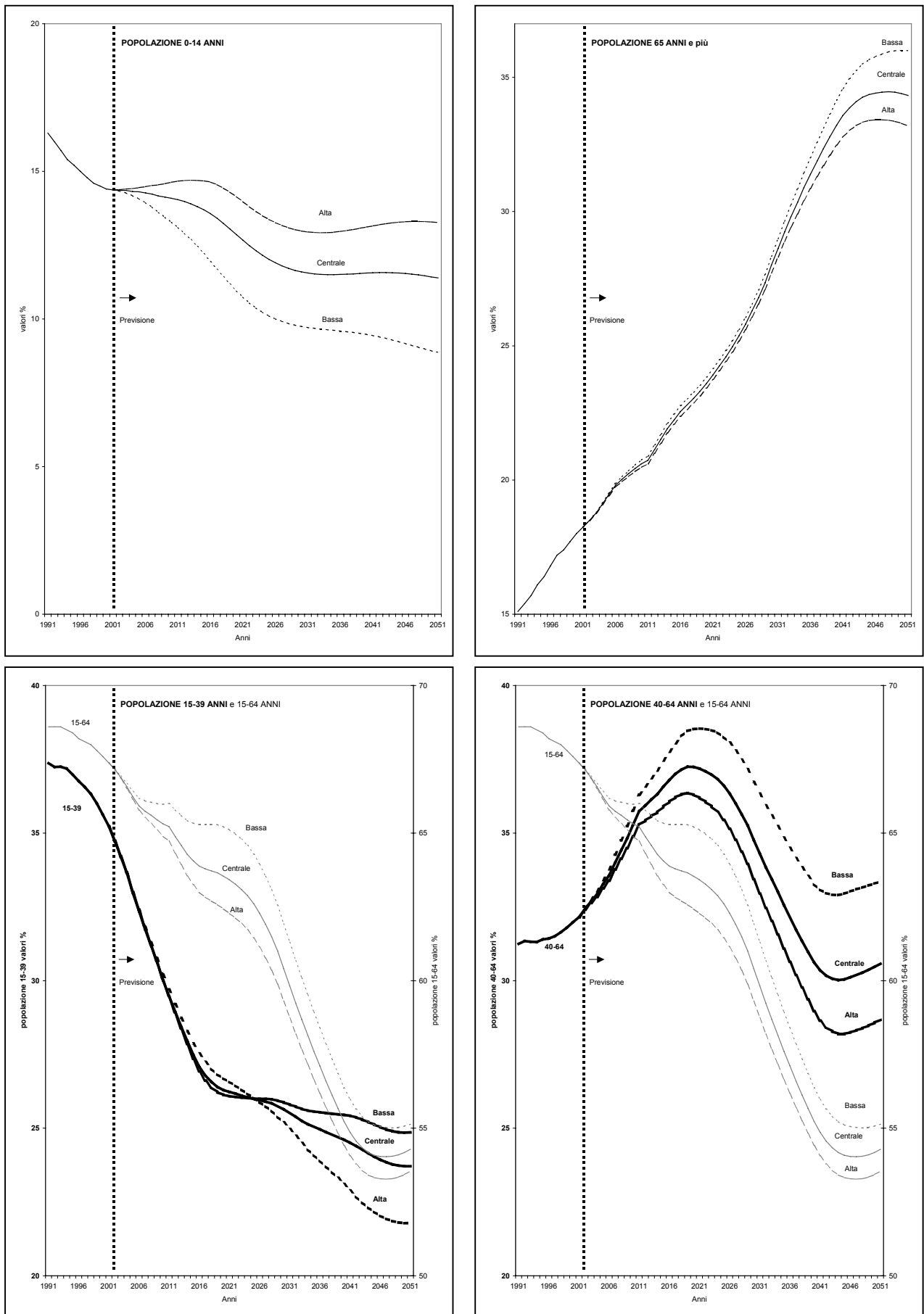
All'attuale struttura per età della popolazione italiana, dalla forma sempre più sbilanciata in favore delle classi molto anziane, si deve il fatto che nei prossimi anni, anche sotto le ipotesi più favorevoli alla sopravvivenza, il numero dei morti è destinato ad aumentare regolarmente. Nell'ipotesi alta, l'aumento della speranza di vita alla nascita fino a 84 anni per gli uomini e ad oltre 90 per le donne, determinerà comunque un aumento del numero dei morti dagli attuali 560 mila ad oltre 600 mila nel 2030. La crescita dei morti in termini assoluti è in parte giustificata dal fatto che la popolazione complessiva sotto tale ipotesi è prevista in crescita; infatti considerando il problema in termini relativi si osserva che in realtà il tasso di mortalità risulterebbe nel 2030 pari al 9,8 per mille abitanti, risultando quasi invariato rispetto al 9,7 per mille dell'anno base. Nell'ipotesi bassa la situazione è naturalmente meno favorevole. Secondo questa ipotesi, infatti, non c'è un aumento della popolazione complessiva - al contrario prevista in declino a causa dell'andamento sfavorevole della componente naturale - che possa giustificare l'incremento annuale del numero dei morti. L'aumento ipotizzato della speranza di vita alla nascita, circa 79 anni per gli uomini oltre 84 per le donne, è troppo contenuto per impedire la crescita della mortalità fino ad oltre 730 mila decessi nel 2030 su una popolazione di appena 52 milioni, pari ad un tasso di mortalità del 14 per mille. Nel lungo periodo, infine, entrambe le ipotesi evidenziano un brusco aumento del numero di morti. Ciò si deve al fatto che, come più volte è stato ricordato, dal 2031 al 2050 le previsioni di mortalità sono costanti ai livelli ipotizzati per il 2030. Per questa ragione si presenta, inoltre, il fenomeno del tutto strutturale del restringimento della forchetta tra le due ipotesi.

La contrapposta evoluzione nell'andamento di nascite e decessi dà luogo a un saldo naturale costantemente negativo nell'ipotesi bassa. Anche nell'ipotesi centrale si registra il medesimo fenomeno, ma nello scenario basso le cifre che si manifesterebbero col passare degli anni appaiono particolarmente problematiche: da -17 mila osservato nel 2000 a -218 mila soltanto nel 2010, che diventa -419 mila nel 2030 e, continuando di questo passo, fino a -627 mila nel 2050. Anche nell'ipotesi alta le implicazioni di medio e lungo periodo non appaiono trascurabili; il saldo naturale permane positivo solo fino al 2010, ma di lì in avanti il trend è praticamente lo stesso: da 75 mila unità in meno nel 2030 fino ad un massimo di 330 mila unità in meno nel 2050. Si può quindi facilmente argomentare che, a prescindere da quanto potrà realizzarsi nei prossimi anni, la passata storia demografica del paese ha già posto le basi per un futuro caratterizzato da una dinamica naturale problematica della quale è consigliabile già ora tenere conto. Anche perché la consistenza prevista dei flussi migratori dall'estero - da circa 90 mila unità aggiuntive all'anno nell'ipotesi bassa a circa 160 mila nell'ipotesi alta - potrà solo fino ad un certo punto compensare il crescente squilibrio causato dall'andamento sfavorevole della dinamica naturale. Il saldo totale, infatti, si presenta negativo nell'ipotesi bassa a partire dal 2004, in quella alta si mantiene positivo fino al 2037 in virtù di ipotesi più spinte sia riguardo alla fecondità sia riguardo alla dinamica migratoria.

In questo articolato quadro evolutivo la futura struttura per età della popolazione è ben diversa a seconda delle ipotesi adottate. Nello scenario basso l'ipotesi di un mancato recupero della fecondità prefigura un quadro dove la popolazione fino a 14 anni di età scende dal 14,4% iniziale ad un valore residuale dell'8,9%. Al contrario, nello scenario alto il declino di questa fascia della popolazione è molto più contenuto, fino al 13,3% nel 2051, con alcune oscillazioni strutturali durante gli anni di previsione, provocate dall'alternando andamento della popolazione femminile in età feconda soggetta a livelli di riproduttività crescenti.

Ciò che appare realmente incontrastabile è l'aumento della popolazione anziana che, in tutte le ipotesi, aumenta dal 18% iniziale fino al 28% nel 2030. Si tratta di cifre relative al totale della popolazione ma comunque importanti: in termini assoluti nell'ipotesi bassa si tratterebbe di sopportare il peso di una

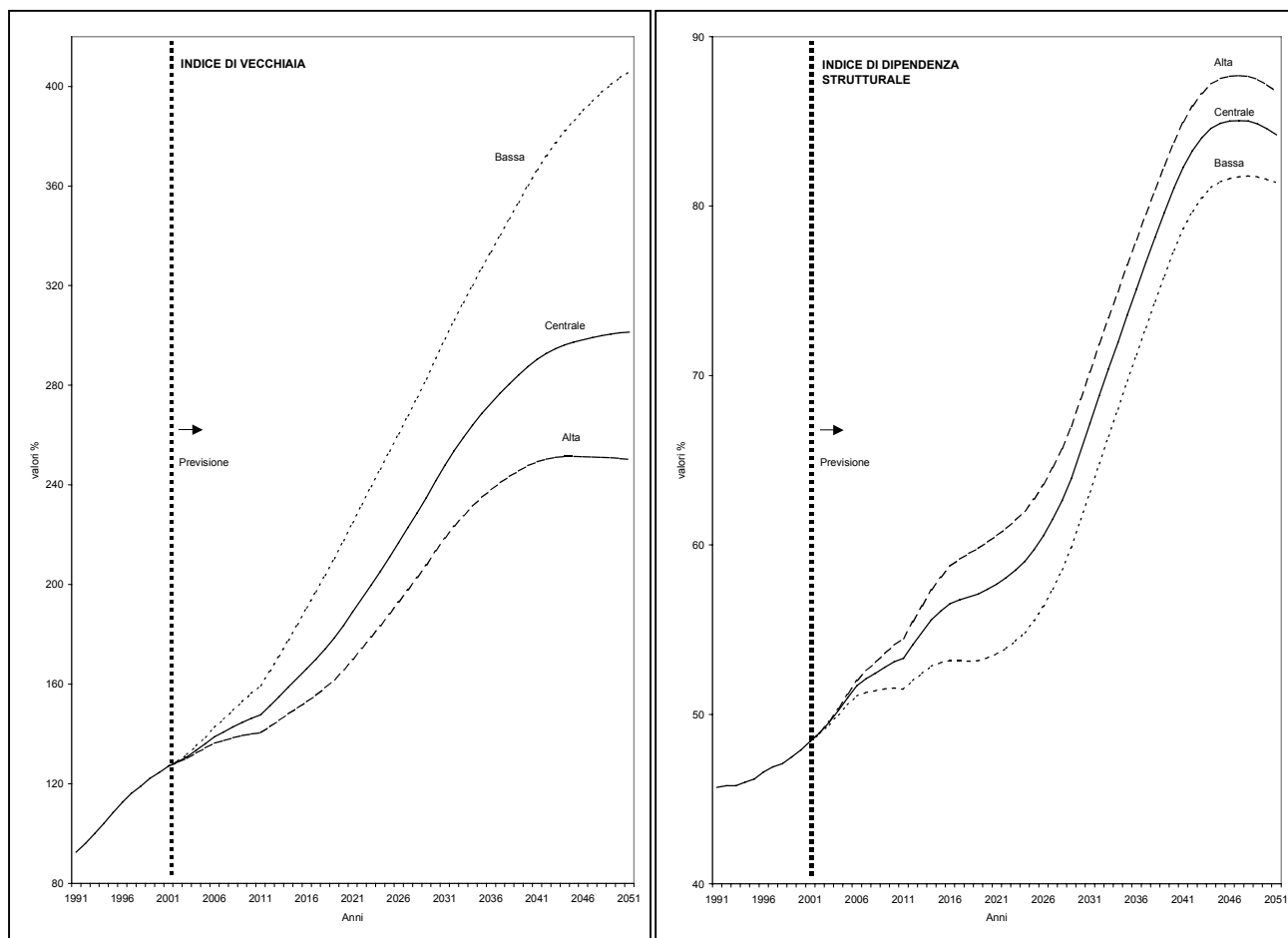
Figura 2.7 – Struttura della popolazione per grandi classi di età 1991-2051, Italia



popolazione di circa 15 milioni di anziani sopra un totale di 52, in quella alta di oltre 17 milioni di anziani sopra un totale di 61 e mezzo. Comunque andranno le cose, da qui ai prossimi 30 anni è previsto un incremento di almeno 5 milioni di persone ultrasessantacinquenni stando alla sola ipotesi bassa. Implicazioni ancor più problematiche si osserverebbero considerando l'evoluzione demografica nel lungo periodo: al 2051 la popolazione anziana risulterebbe pari al 33,3% del totale e pari circa a 20,2 milioni in termini assoluti nell'ipotesi alta, al 36% del totale pari ad oltre 15 milioni e mezzo in termini assoluti nell'ipotesi bassa.

Se una faccia della medaglia è rappresentata dall'aumento della popolazione anziana, con tutte le conseguenze che esso comporta, l'altra è rappresentata dal progressivo declino della popolazione in età attiva: dal 67% iniziale al 59% nel 2031 ed al 53% nel 2051 nell'ipotesi alta; al 61% nel 2031 ed al 55% nel 2051 secondo l'ipotesi bassa. La diminuzione della quota di popolazione in età attiva a favore delle classi di età estreme si presenta dunque più rilevante nell'ipotesi alta, dove conduce però alla configurazione demografica meno problematica per la compresenza di una popolazione fino a 14 anni di età con un peso maggiore. Al contrario nell'ipotesi bassa il vantaggio di un maggior peso relativo della popolazione in età attiva si scontra con una popolazione decisamente più sbilanciata verso le età anziane.

Figura 2.8 – Indice di vecchiaia ed indice di dipendenza strutturale 1991-2051, Italia



Tra le due ipotesi il diverso peso relativo delle classi di età estreme, giovani ed anziani, è chiaramente visibile considerando l'andamento dell'indice di vecchiaia della popolazione. Il grado di disequilibrio tra la popolazione, che oggi vede la presenza di 127 anziani ogni 100 giovani, è destinato ad aumentare velocemente in futuro in tutte le ipotesi, ma in misura più contenuta nello scenario alto – fino ad un massimo di 250 nel 2051 - mentre nello scenario basso potrebbe arrivare a superare la quota di 400 anziani per 100 giovani.

Se il rapporto tra popolazione anziana e popolazione giovanile potrà variare in misura rilevante, l'indice di dipendenza strutturale che fornisce un'approssimazione del peso che potrà gravare su ogni persona economicamente attiva per il sostentamento della popolazione ritirata dal lavoro e di quella in età scolastica, assume nelle varie ipotesi valori sempre crescenti ma con margini di oscillazione più stretti. Dal valore iniziale di 48 giovani e anziani per 100 in età attiva l'indice aumenta in ragione quasi esponenziale al livello di 81

nello scenario basso ed a quello di 87 in quello alto. Evidentemente, così come il codice genetico di un essere vivente, l'evoluzione futura del rapporto tra popolazione in età attiva e popolazione in età non attiva è praticamente già scritta nel passato demografico della popolazione italiana e, a questo riguardo, tutte le congetture sui futuri livelli di mortalità, mobilità e riproduttività non sembrano alterare i termini del problema in maniera sostanziale.

3. Previsioni della fecondità

3.1 - L'ipotesi centrale

3.1.1 - Dati di base e metodologia

L'archivio di partenza, che presenta una disaggregazione territoriale a livello regionale, è costituito dai dati osservati relativi alla fecondità per gli anni che vanno dal 1952 al 1996, riguardanti le generazioni di donne nate tra il 1933 ed il 1983. In esso sono contenuti:

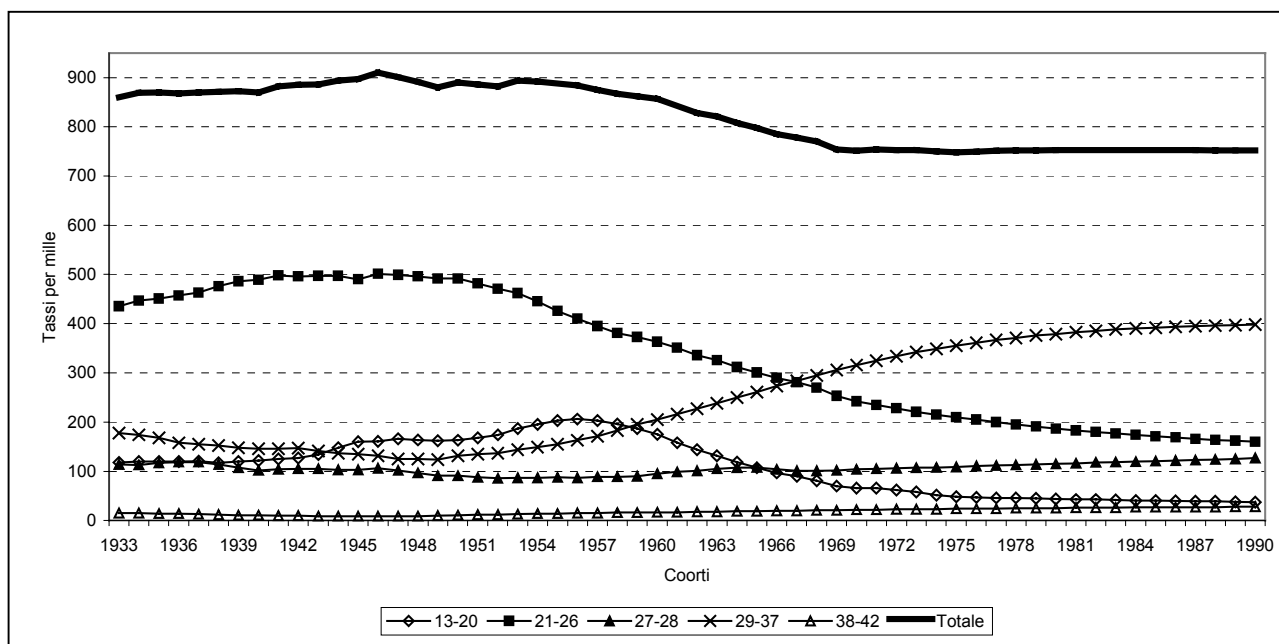
- l'ammontare della popolazione media annua femminile in età feconda (compresa tra i 13 ed i 50 anni) distinta per anno di nascita ed età;
- il numero dei nati per ogni anno di osservazione distinti per età ed anno di nascita delle madri nonché per ordine di nascita;
- i quozienti di fecondità specifici per ordine osservati fino all'anno 1996, desunti da queste prime due serie di dati.

Per la costruzione dello scenario centrale, che è quello considerato maggiormente probabile sulla base delle tendenze recenti della fecondità per generazione, la prima operazione è consistita nel prevedere le discendenze finali (TFT) per le generazioni incomplete e per quelle future, distintamente per ordine di nascita.

Per quanto riguarda i TFT di primo ordine, si è deciso di operare distintamente per classe d'età della madre. In generale, all'interno di ogni singola generazione osservata sono state individuate cinque classi d'età omogenee per andamento (le classi considerate sono: 13-20, 21-26, 27-28, 29-37, 38-42), e si è quindi proceduto alla estrapolazione dei livelli finali della fecondità fino alla generazione obiettivo, individuata in quella del 1990, per mezzo di adeguate funzioni matematiche.

Da un'analisi dettagliata degli andamenti osservati (la figura 3.1 riporta le curve per l'Italia, che bene illustrano il quadro di sintesi) si è potuto verificare come per le classi d'età estreme il corso della fecondità di primo ordine avesse assunto, negli ultimi anni di osservazione per le classi giovani e da un maggior numero di anni per quelle più mature, un andamento regolare e pressoché lineare, quasi costante il primo e leggermente crescente il secondo. Si è quindi deciso di applicare per queste due classi d'età una funzione di estrapolazione di tipo lineare.

Figura 3.1 - Discendenze finali di primo ordine per classi d'età, Italia



Un'analoga considerazione vale per la classe d'età centrale 27-28, tenendo nell'opportuna considerazione le indicazioni che scaturivano dall'analisi dei dati osservati e che davano, in questo caso, un andamento dei

tassi lievemente crescente. L'osservazione e l'analisi degli andamenti dei tassi di primo ordine per le due classi intermedie (21-26 e 29-37 anni) evidenziano, invece, delle variazioni nel tempo più accentuate. Ad una diminuzione dell'intensità della fecondità nelle classi più giovani che si rileva a partire dalle generazioni nate intorno agli anni '50 corrisponde, nelle medesime generazioni, un innalzamento nella classe d'età più matura. Si manifesta, così, la tendenza ad un ritardo nella nascita del primo figlio e ad un successivo recupero della fecondità perduta nelle età giovanili.

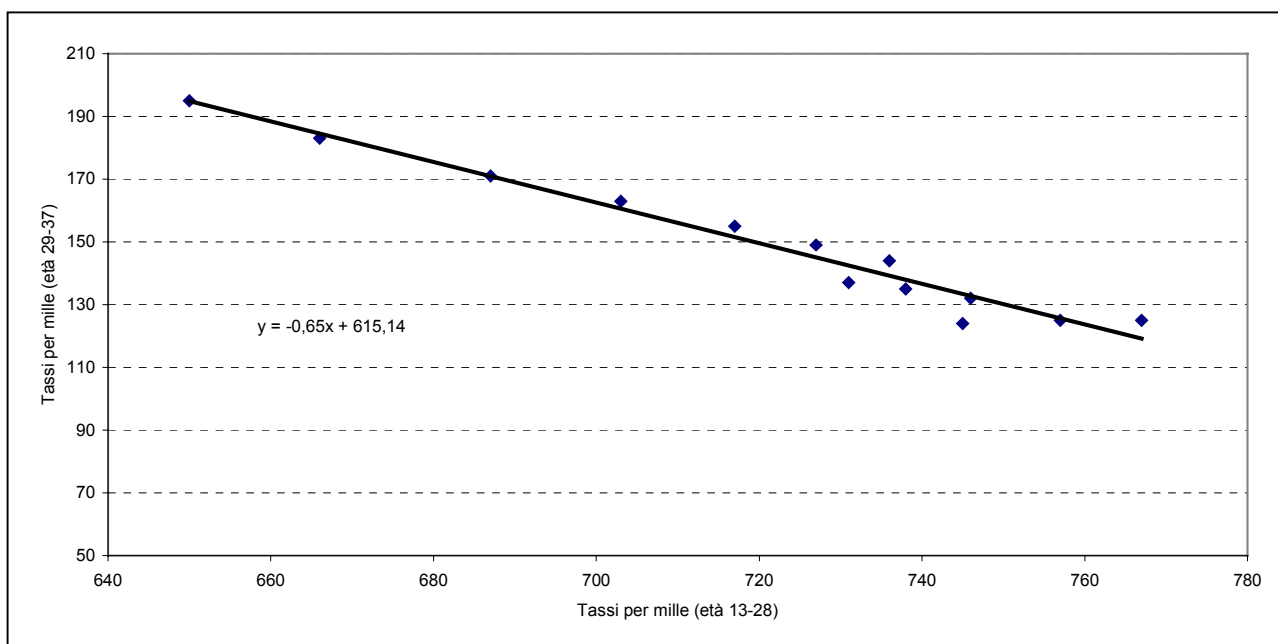
L'approccio seguito per la previsione dei tassi di fecondità di primo ordine, che tiene separate le diverse classi d'età, consente di tenere in debita considerazione i recenti mutamenti del calendario riproduttivo delle nascite, in particolare il processo di ritardo nell'inizio della vita riproduttiva in corso fin dagli anni '80, che in Italia ha portato ad un innalzamento dell'età media alla nascita del primo figlio di quasi 3 anni in poco più di un decennio (da 25,5 nel 1983 a 28,2 nel 1996). Infatti, dall'analisi dei tassi di fecondità di primo ordine osservati fino alla generazione del 1959 risulta evidente la relazione inversa tra la fecondità delle donne con meno di 29 anni e quella realizzata nelle età più avanzate. Se si considerano le generazioni comprese tra il 1947 e il 1959, in quasi tutte le regioni tale relazione può essere descritta in modo efficace da una retta decrescente, come viene mostrato nella figura 3.2 per l'Italia nel complesso, il cui significato è facilmente comprensibile: dopo i 29 anni vengono recuperate una parte delle nascite che non si sono avute in età più giovane, per una percentuale pari a circa il 65%.

L'andamento dell'Italia nel suo complesso trova riscontro nelle tendenze regionali, pur con diverse e peculiari situazioni territoriali. Dunque, questa strategia di previsione è stata applicata a livello regionale, apportando gli opportuni correttivi per tenere conto delle specificità regionali.

Si sono individuate, quindi, due regioni - obiettivo che nel periodo considerato hanno mostrato i comportamenti più equilibrati in termini di recupero della fecondità: il Veneto per l'area a bassa fecondità (comprendente le regioni del Centro-Nord e la Sardegna), in cui dopo i 29 anni si assiste ad un recupero della fecondità del 60%; la Puglia per l'area ad alta fecondità (Sud e Sicilia), in cui tale percentuale è pari al 69%. L'ipotesi assunta è che il processo di recupero delle nascite nelle regioni italiane arrivi gradualmente a adattarsi a questi due modelli di riferimento, raggiungendo l'obiettivo nell'arco di nove generazioni. Si ottiene, così, una previsione della fecondità realizzata nella classe di età 29-37 anni.

La discendenza finale così stimata per ciascuna classe di età di ogni generazione viene poi distribuita per singola età della vita feconda, tenendo conto delle differenze che caratterizzano i calendari riproduttivi nelle diverse regioni d'Italia. A questo scopo sono state predisposte quattro distribuzioni per età "obiettivo" per i tassi primo ordine, coerenti con la variabilità territoriale recentemente riscontrata in termini di età media al primogenito (Istat, 2000a).

Figura 3.2 – TFT di primo ordine in età 13-20 e 29-37, Italia (coorti 1947-1959)



La costruzione di questi modelli di fecondità per età dà luogo ad una classificazione delle regioni nei seguenti gruppi, a ciascuno dei quali corrisponde un'età media alla nascita del primo figlio:

1. Campania, Puglia, Calabria, Sicilia;
2. Abruzzo, Molise, Basilicata;
3. Valle d'Aosta, Piemonte, Lombardia, Trentino - Alto Adige, Veneto, Friuli - Venezia Giulia, Emilia - Romagna, Toscana, Umbria, Marche, Lazio, Sardegna;
4. Liguria;

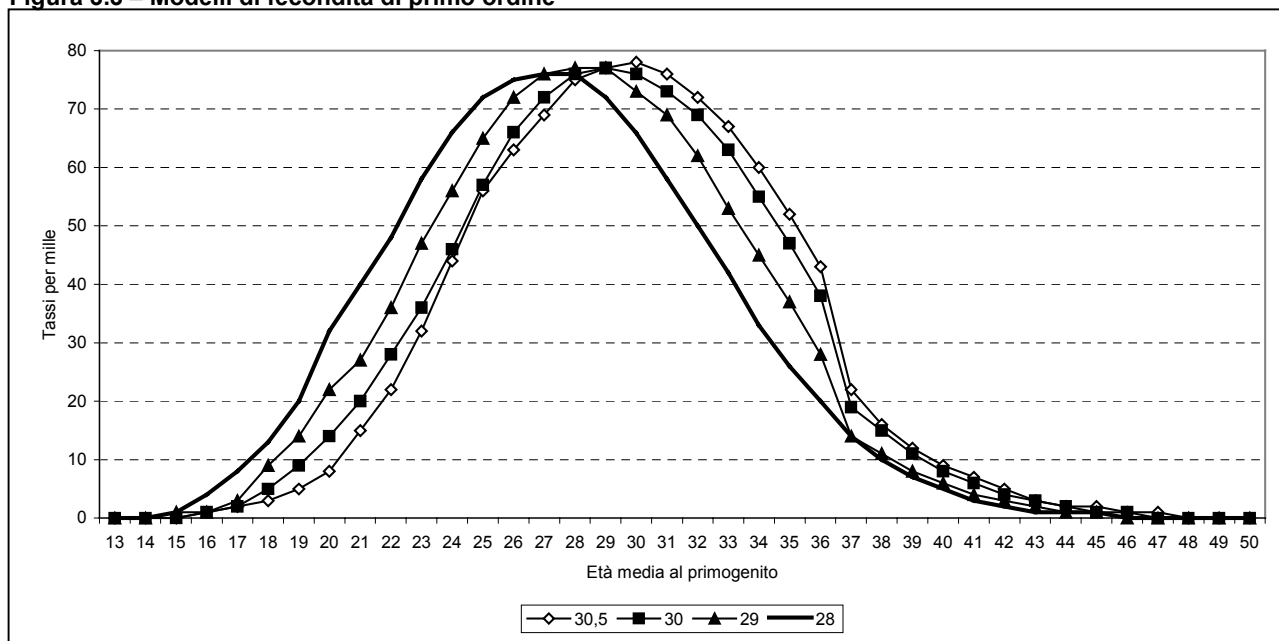
Si va dai modelli di fecondità più precoci, relativi alle regioni meridionali (gruppi 1 e 2) ai quali corrisponde un'età media al primogenito rispettivamente di 28 e 29 anni, a quelli delle regioni a bassa fecondità del Centro-Nord (gruppi 3 e 4), nelle quali lo spostamento in avanti del calendario riproduttivo è più avanzato, con un'età media prevista di 30 e 30,5 anni.

Sulla base di queste quattro curve-tipo di fecondità di primo ordine, riportate nella figura 3.3, sono state poi ricavate le distribuzioni relative dei quozienti all'interno di ciascuna delle cinque classi d'età considerate. Ad esempio, nella classe d'età 13-20 il quoziente di fecondità all'età di 19 anni (f_{19}) avrà frequenza relativa pari a:

$$F_{19} = \frac{f_{19}}{\sum_{x=13}^{20} f_x}$$

Tali distribuzioni relative sono state quindi utilizzate ai fini di una coerente ripartizione per singolo anno d'età dei quozienti di fecondità previsti per ciascuna classe.

Figura 3.3 – Modelli di fecondità di primo ordine



Per quelle generazioni nelle quali, all'interno di una medesima classe di età, si trovano a coesistere alcuni quozienti osservati con altri stimati, si è reso necessario operare una correzione di questi ultimi allo scopo di allineare il TFT risultante dalla somma dei singoli quozienti specifici al totale della classe stimato a priori.

La conclusione di queste operazioni dà luogo all'insieme dei tassi di fecondità di primo ordine specifici per età e per generazione della donna (fino a quella del 1990), per ciascuna regione.

Per la previsione dei livelli della fecondità di ordine superiore al primo si è deciso di procedere con una metodologia di stima analoga a quella utilizzata nella precedente edizione delle previsioni, che non opera direttamente sui tassi, bensì è basata sul calcolo delle probabilità di aumento della parità¹ che, essendo dei valori relativi, garantiscono la coerenza interna dei livelli di fecondità previsti per gli ordini successivi. In altre parole, si evita di incorrere nel problema che può insorgere con processi previsionali separati per i tassi di fecondità dei diversi ordini di nascita, che potrebbero anche condurre a valori impossibili, come ad esempio a tassi di secondo ordine superiori a quelli di primo ordine.

¹ La probabilità di aumento della parità è definita come la probabilità che una donna con i figli abbia una nascita di ordine $i+1$.

A partire dalla serie delle probabilità di aumento della parità fino alla generazione del 1966, che è stata completata per la parte non osservata secondo la metodologia correntemente seguita nella stima della discendenza finale (Istat, 1997b), per estrapolazione sono state calcolate quelle previste fino alla generazione del 1990, ipotizzando che la tendenza alla diminuzione, comune a tutte le regioni, si arresti dopo un numero di generazioni variabile in relazione alla zona geografica.

In particolare, per quanto riguarda le probabilità di avere un secondogenito, nelle regioni a bassa fecondità del Centro-Nord il processo di declino è già piuttosto avanzato e mostra chiari segni di stasi. Si prevede una prosecuzione del trend fino alla generazione del 1966, seguito da livelli costanti. Nelle regioni caratterizzate da una fecondità più alta (Sud e Isole), dove la diminuzione delle probabilità di accrescimento è ancora in una fase iniziale con valori decisamente superiori a quelli del resto d'Italia, lo scenario centrale prevede una discesa più prolungata nel tempo, che si protrae fino alla generazione del 1971.

Considerando gli ordini superiori al secondo, le probabilità di aumento della parità subiscono una riduzione più decisa in tutte le regioni, in particolare in quelle meridionali per le quali, anche in questo caso, il trend discendente è ancora intenso: si può, quindi, ipotizzare che la diminuzione proseguirà più a lungo che nelle altre regioni, prima di arrivare ad una stabilizzazione.

Le discendenze finali così stimate per gli ordini successivi al primo vengono poi distribuite per singolo anno di età, utilizzando quattro diversi *pattern*, ricavati sulla base di quelli specificati per il primo ordine e tenendo conto delle differenze tra i calendari riproduttivi. Così, per il secondo ordine la curva per età è stata traslata in avanti di tre anni, approssimando la differenza tra le età medie alla nascita del secondo e del primo figlio osservata negli anni '90; per gli ordini successivi, invece, è stato effettuato uno slittamento in avanti di due anni rispetto al *pattern* precedente.

Calcolati in questo modo i quozienti per età per tutti gli ordini di nascita, si ottiene per ciascuna regione una previsione della discendenza finale delle generazioni fino a quella nata nel 1990, a partire dalla quale si ipotizza la costanza tanto dell'intensità quanto della cadenza della fecondità.

3.1.2 - Principali risultati

Nel prospetto 3.1 si riportano i valori del tasso di fecondità per ordine e totale in ciascuna regione: per la coorte del 1990 lo scenario centrale prevede un'ulteriore diminuzione del TFT rispetto a quanto osservato per le donne nate nel 1960. La discendenza finale scende fino al livello di 1,1 - 1,2 figli per donna nelle regioni a fecondità più bassa (Liguria, Friuli-Venezia Giulia, Emilia-Romagna e Toscana); le altre regioni settentrionali, insieme alla Sardegna, presentano valori solo leggermente superiori, con l'eccezione del Trentino-Alto Adige che rimane su livelli decisamente più elevati. Le restanti regioni del Centro e del Sud si attestano su valori più alti, in particolare Campania, Calabria e Sicilia, per le quali si ipotizza un TFT superiore a 1,7 figli per donna.

Dall'analisi dei tassi per ordine di nascita, in tutte le regioni si conferma la tendenza ad un aumento della percentuale di donne che rimangono senza figli; inoltre, risulta ancora evidente il divario tra le regioni meridionali, caratterizzate da una più alta presenza di secondogeniti, e le restanti regioni del Centro-Nord. Le nascite di ordine superiore al secondo, invece, subiscono una diminuzione più forte nelle regioni ad alta fecondità del Mezzogiorno (Campania, Puglia, Calabria e Sicilia).

La figura 3.4 mostra a livello nazionale il risultato delle previsioni della fecondità per ciascun ordine di nascita: l'andamento dei tassi di tutti gli ordini prosegue nel trend decrescente fino alle generazioni dei primi anni '70, per poi stabilizzarsi su livelli pressoché costanti, con un TFT che giunge a 1,43 figli per donna e una stima dell'incidenza di donne che restano senza figli pari al 24%, contro il 14% osservato nella generazione del 1960.

Sulla base della previsione per generazione dei quozienti di fecondità per età e ordine di nascita, si sono ottenuti i corrispondenti valori di periodo per l'arco di tempo che va dal 1997 al 2050².

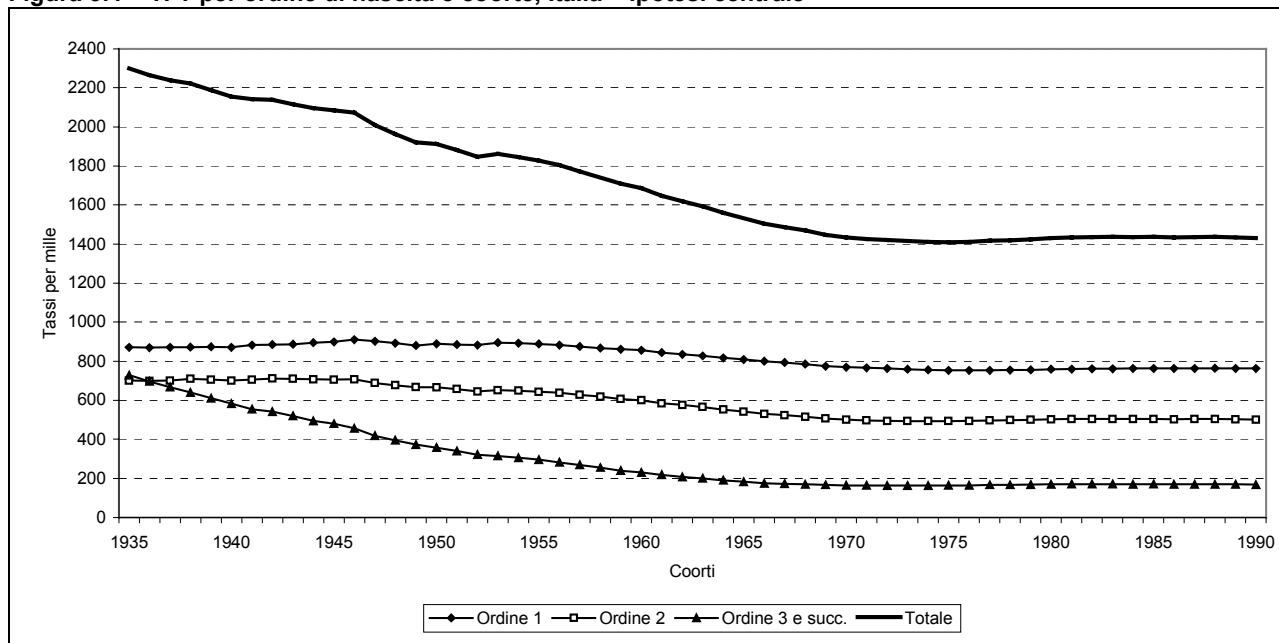
Poiché i dati sul numero di nati negli anni dal 1997 al 1999 sono già disponibili, si è operato un riallineamento delle previsioni dei tassi di fecondità relativi a quegli anni. Pertanto, ad ogni singolo quoziente è stato applicato un coefficiente di correzione pari al rapporto tra i nati osservati e quelli previsti, questi ultimi ottenuti come prodotto fra la popolazione media dell'anno ed il tasso di fecondità per età stimato. L'effetto del riallineamento si esaurisce, poi, nei successivi cinque anni della previsione.

² I tassi di fecondità relativi alle province autonome di Trento e Bolzano si ottengono a partire da quelli della regione Trentino - Alto Adige. Il procedimento adottato è il seguente. Si calcola, separatamente per le due province, il rapporto k fra i nati osservati nel 1999 ed i nati previsti, nell'ipotesi che entrambe abbiano lo stesso tasso di fecondità, uguale a quello regionale. Assumendo che tale rapporto (pari a 0,96 per Trento e a 1,04 per Bolzano) rimanga costante nell'arco di tutto il periodo della previsione, i tassi di fecondità delle due province risultano dal prodotto di tale valore per il tasso di fecondità previsto per la regione.

Prospetto 3.1 – Tassi di fecondità per ordine e coorte, Ipotesi centrale (valori per 1000)

Regioni	ORDINE PRIMO		ORDINE SECONDO		ORDINE TERZO E OLTRE		TOTALE (TFT)	
	1960	1990	1960	1990	1960	1990	1960	1990
Piemonte	837	728	496	428	128	110	1.461	1.266
Valle d'Aosta	844	736	496	417	143	115	1.483	1.268
Lombardia	836	730	515	438	138	113	1.489	1.281
Trentino-Alto Adige	839	747	587	514	244	208	1.670	1.468
Veneto	836	736	536	428	150	114	1.522	1.278
Friuli-Venezia Giulia	812	721	459	393	100	83	1.371	1.197
Liguria	782	709	392	350	75	64	1.249	1.123
Emilia-Romagna	816	720	409	357	93	81	1.318	1.159
Toscana	853	728	461	370	92	74	1.406	1.172
Umbria	894	750	559	450	124	100	1.577	1.300
Marche	864	747	581	466	133	106	1.578	1.319
Lazio	866	753	608	500	161	124	1.635	1.377
Abruzzo	880	781	699	555	227	172	1.806	1.509
Molise	846	746	717	548	271	197	1.834	1.491
Campania	901	810	768	634	463	314	2.132	1.758
Puglia	875	788	745	604	370	227	1.990	1.619
Basilicata	824	750	723	651	357	250	1.904	1.651
Calabria	833	762	737	614	472	329	2.041	1.705
Sicilia	905	819	771	639	420	287	2.096	1.745
Sardegna	798	673	600	429	255	128	1.653	1.229
ITALIA	857	762	600	501	229	168	1.686	1.431

Figura 3.4 – TFT per ordine di nascita e coorte, Italia – Ipotesi centrale



Nella figura 3.5 è rappresentata l'evoluzione dei tassi di fecondità di periodo per ciascun ordine di nascita a livello nazionale. Nei primi anni del Duemila si ipotizza una ripresa dei tassi di primo ordine (grazie al processo di parziale recupero delle nascite dopo i 29 anni) che conduce ad una convergenza con i corrispondenti valori di coorte intorno al livello di 760 primogeniti per mille donne. Questo comporta anche una sensibile ripresa dei tassi di secondo ordine, mentre per gli ordini successivi l'evoluzione è

sostanzialmente analoga a quella prevista per generazione, e dunque orientata verso una stabilizzazione sui livelli raggiunti nei primi anni della previsione.

Nella figura 3.6 si riporta l'andamento del TFT accostando i valori di periodo con quelli della generazione nata 31 anni prima (età media al parto al termine del periodo di previsione): la rapida crescita dell'indicatore di periodo porta ad una previsione di 1,42 figli per donna, con un andamento che sostanzialmente riproduce quello dei tassi di primo ordine.

Figura 3.5 – Tassi di fecondità di periodo per ordine di nascita, Italia – Ipotesi centrale

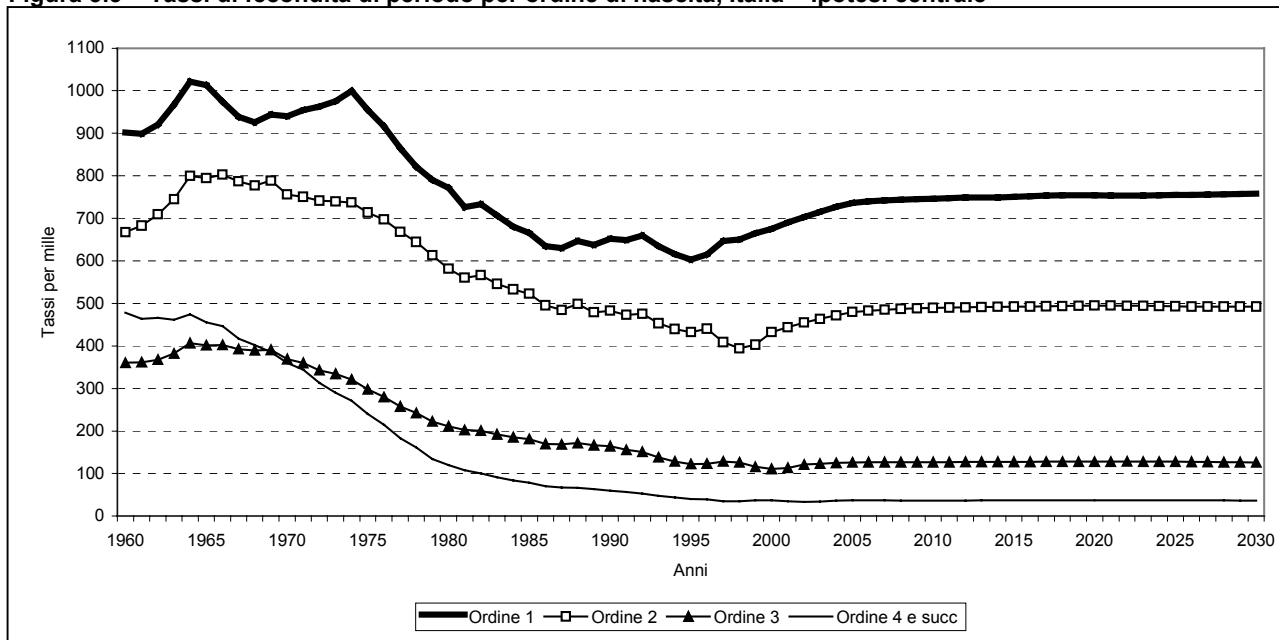
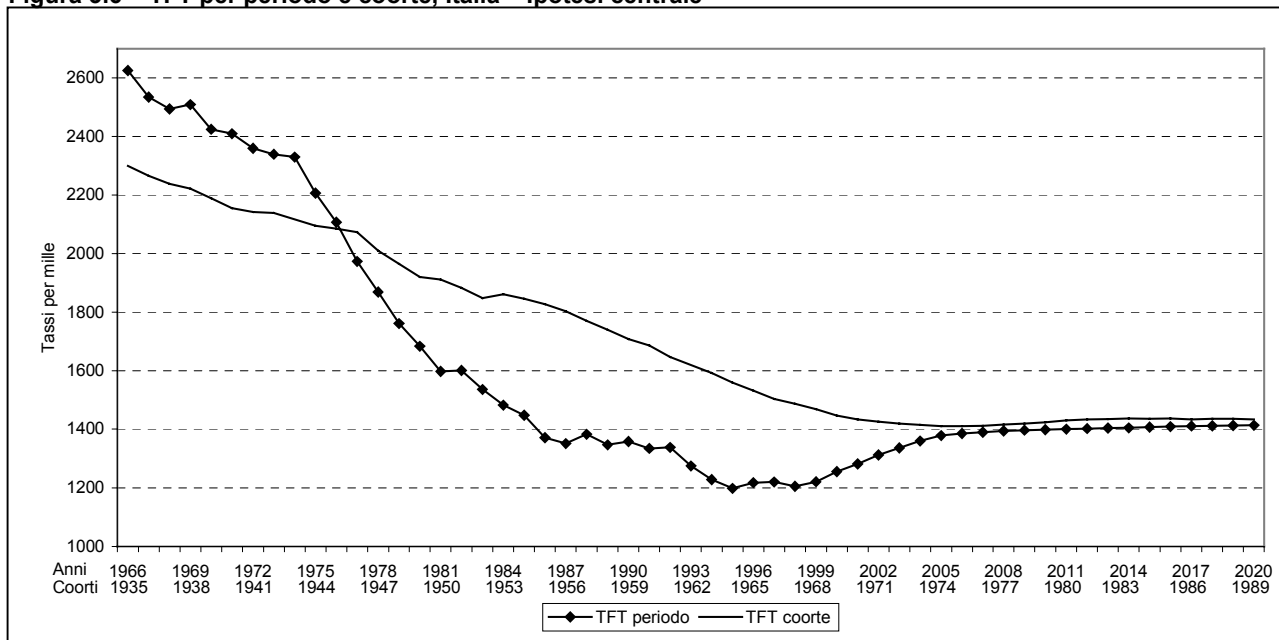


Figura 3.6 – TFT per periodo e coorte, Italia – Ipotesi centrale



3.2 – Le ipotesi alternative sulla fecondità

3.2.1 - L'ipotesi bassa

Nello scenario centrale si è ipotizzato che l'evoluzione futura della fecondità in Italia sia caratterizzata dal proseguimento del processo di spostamento in avanti del calendario riproduttivo, che determina un parziale recupero dopo i 29 anni della fecondità non realizzata nelle età più giovani. Una prima ipotesi alternativa a questo scenario, definita come "ipotesi bassa", presuppone che tale processo di recupero abbia in realtà effetti più limitati: per le regioni del Centro-Nord l'obiettivo del recupero per i tassi di primo ordine è fissato uguale a quello osservato in Liguria (48%) che, tra le regioni a bassa fecondità, è tra quelle (insieme al Piemonte e all'Emilia-Romagna) che ha evidenziato un effetto recupero nelle ultime generazioni osservate. Per le regioni del Sud, invece, si è assunto come modello di riferimento il livello di recupero osservato nel Lazio (55%), considerato un limite inferiore per le regioni a fecondità più alta.

Prospetto 3.2 – Tassi di fecondità per ordine e coorte, ipotesi bassa (valori per 1000)

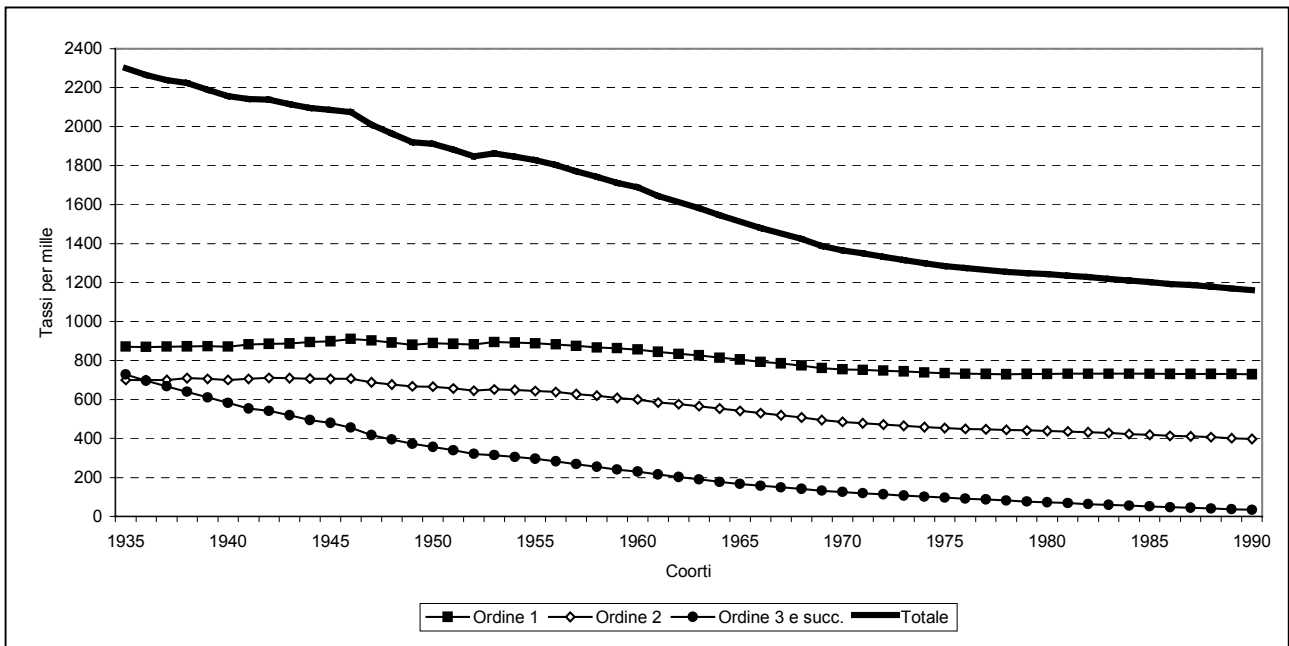
Regioni	ORDINE PRIMO		ORDINE SECONDO		ORDINE TERZO E OLTRE		TOTALE (TFT)	
	1960	1990	1960	1990	1960	1990	1960	1990
Piemonte	837	694	496	321	126	40	1.458	1.055
Valle d'Aosta	844	706	496	339	143	38	1.483	1.083
Lombardia	836	698	515	366	138	46	1.489	1.110
Trentino-Alto Adige	839	719	587	490	244	114	1.670	1.323
Veneto	836	705	536	258	150	14	1.522	977
Friuli-Venezia Giulia	812	686	459	295	100	26	1.371	1.007
Liguria	782	680	392	217	75	15	1.249	912
Emilia-Romagna	816	683	409	287	93	55	1.318	1.024
Toscana	853	694	461	281	91	32	1.405	1.007
Umbria	894	706	559	304	123	49	1.576	1.059
Marche	864	705	581	284	130	32	1.576	1.021
Lazio	866	713	608	373	161	7	1.635	1.093
Abruzzo	880	746	699	344	227	34	1.806	1.125
Molise	846	702	717	384	271	40	1.834	1.126
Campania	895	792	763	493	460	30	2.117	1.316
Puglia	873	746	743	465	370	14	1.985	1.225
Basilicata	824	711	723	466	357	31	1.904	1.208
Calabria	833	730	737	425	472	45	2.041	1.201
Sicilia	905	799	771	489	420	30	2.096	1.318
Sardegna	798	635	600	258	255	15	1.653	908
ITALIA	857	711	601	388	230	33	1.688	1.132

Inoltre, per la determinazione dello scenario di bassa fecondità si ipotizza che le probabilità di aumento della parità dal primo al secondo ordine proseguano con un ritmo ancora più sostenuto nel loro trend discendente, assestandosi poi a partire dalla coorte di donne nate nel 1975. La figura 3.7 mostra l'andamento del TFT a livello nazionale risultante da queste ipotesi: la discendenza finale delle generazioni decresce in modo continuo, fino ad arrivare a 1,13 figli per donna, con una stima del 29% di donne che rimangono senza figli; i tassi di secondo ordine subiscono una forte riduzione, pari a circa il 23% rispetto allo scenario centrale, mentre quelli di ordine superiore decrescono fin quasi a scomparire.

Le previsioni a livello regionale (prospetto 3.2) portano ad una diminuzione del TFT più sensibile nelle regioni del Centro-Sud, nelle quali al minor recupero della fecondità nelle età adulte si somma una più rapida discesa delle probabilità di avere nascite di ordine superiore al primo.

I tassi di fecondità di primo ordine variano da un minimo di 635 per la Sardegna, corrispondente al 36,5% di donne senza figli, ad un massimo di quasi 800 nascite primogenite per 1000 donne previste in Sicilia e Campania. Il TFT assume i valori più bassi nelle regioni tradizionalmente a fecondità più bassa, scendendo al di sotto di un figlio per donna in Veneto, Liguria e Sardegna, mentre presenta i valori massimi in Trentino-Alto Adige, Campania e Sicilia, dove raggiunge il livello di 1,3 figli per donna.

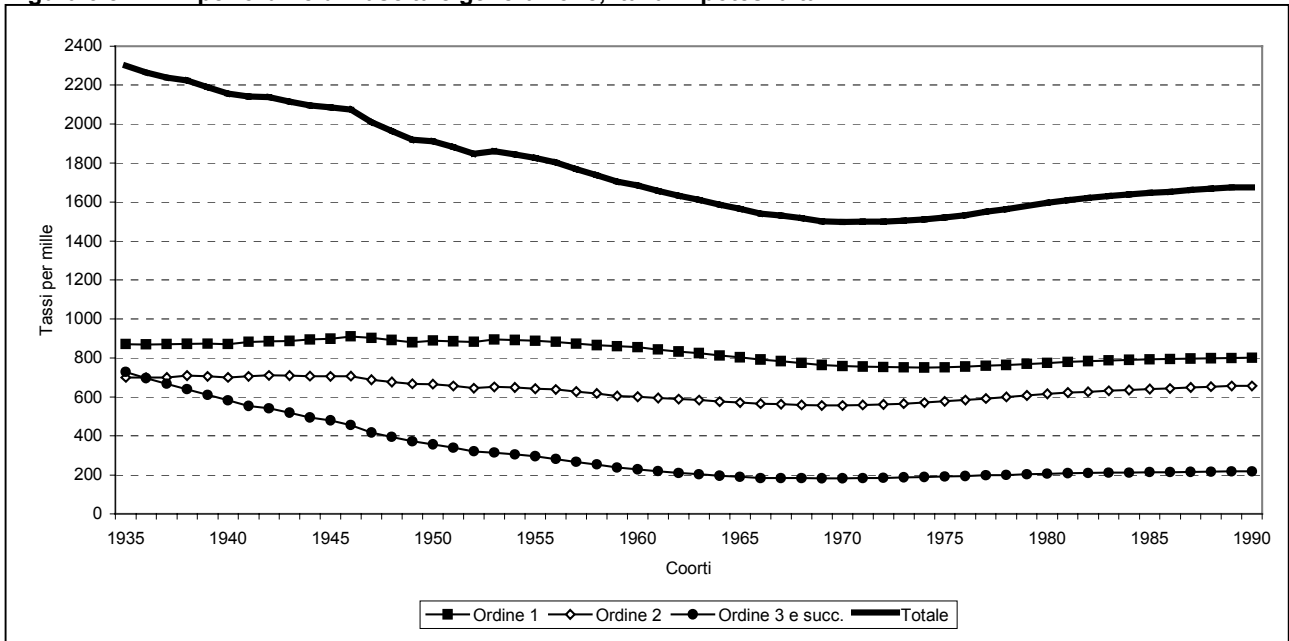
Figura 3.7 – TFT per ordine di nascita e coorte, Italia – Ipotesi bassa



3.2.2 - L'ipotesi alta

Una seconda variante allo scenario di previsione centrale, denominata "ipotesi alta", è stata predisposta ipotizzando una considerevole ripresa della fecondità che arriva a raggiungere, per l'Italia in complesso, il livello di 1,65 figli per donna per la coorte del 1990 (figura 3.8).

Figura 3.8 – TFT per ordine di nascita e generazione, Italia – Ipotesi alta



Questa ripresa dei TFT si ipotizza come conseguenza di due fattori. Il primo è l'incremento dei tassi di primo ordine, dovuto all'ipotesi di un più consistente recupero della fecondità nelle età più elevate. Si suppone, cioè, che le regioni del Centro-Nord seguano il modello delle Marche che, tra le regioni a bassa fecondità, è quella in cui il fenomeno del recupero delle nascite nelle età più adulte assume maggior rilevanza (70% di recupero); le regioni del Mezzogiorno, invece, raggiungono i livelli osservati in Basilicata

(80%). In secondo luogo, si ipotizza un'inversione di tendenza nell'andamento delle probabilità di avere un secondogenito, che vengono portate, per l'Italia, dal 70% (generazione del 1960) all'80% (generazione del 1980), ovvero ai livelli osservati per la generazione del 1940. Per gli ordini più elevati, invece, si mantengono le stesse probabilità di aumento della parità predisposte nello scenario centrale. Questo scenario di fecondità "alto" comporta una diminuzione, rispetto all'ipotesi centrale, della percentuale di donne che rimangono senza figli: nella generazione del 1990, infatti, tale indicatore scende fino al 21%.

Prospetto 3.3 – Tassi di fecondità per ordine e coorte, ipotesi alta (valori per 1000)

Regioni	ORDINE PRIMO		ORDINE SECONDO		ORDINE TERZO E OLTRE		TOTALE (TFT)	
	1960	1990	1960	1990	1960	1990	1960	1990
Piemonte	837	771	498	513	129	133	1.463	1.417
Valle d'Aosta	844	776	499	526	143	145	1.486	1.447
Lombardia	836	773	519	571	138	147	1.493	1.492
Trentino-Alto Adige	839	786	590	639	245	258	1.674	1.683
Veneto	836	777	542	661	152	176	1.530	1.613
Friuli-Venezia Giulia	812	751	464	572	101	120	1.377	1.443
Liguria	782	734	396	462	76	85	1.253	1.281
Emilia-Romagna	816	750	414	503	94	115	1.324	1.368
Toscana	853	772	465	519	93	104	1.410	1.395
Umbria	894	786	563	592	125	131	1.582	1.509
Marche	864	782	586	649	134	148	1.583	1.579
Lazio	866	787	611	656	162	163	1.639	1.606
Abruzzo	880	838	702	757	228	235	1.810	1.830
Molise	846	782	720	740	272	267	1.838	1.789
Campania	901	854	770	801	464	397	2.136	2.053
Puglia	875	822	748	788	372	296	1.995	1.906
Basilicata	824	783	725	746	358	286	1.907	1.815
Calabria	833	792	738	746	473	400	2.044	1.938
Sicilia	905	859	773	780	421	350	2.099	1.989
Sardegna	798	705	604	639	256	190	1.659	1.535
ITALIA	855	790	601	648	228	214	1.685	1.652

3.3 - Un confronto tra le tre ipotesi sulla fecondità

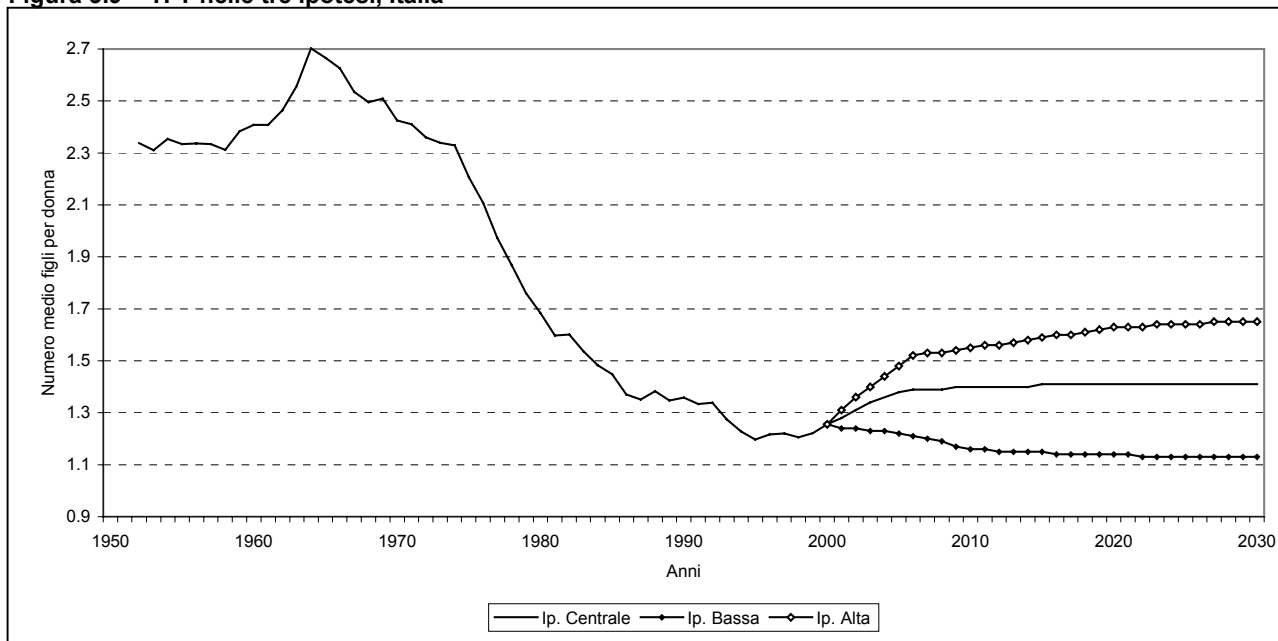
Le due ipotesi "alta" e "bassa" costituiscono i limiti superiore e inferiore all'interno dei quali verosimilmente si collocherà la fecondità nei prossimi 50 anni, tenendo conto dell'eventualità che gli andamenti futuri si discostino da quelli ritenuti maggiormente probabili, delineati nell'ipotesi centrale.

La figura 3.9 mette a confronto i risultati delle tre ipotesi a livello nazionale nell'arco di tutto il periodo della previsione³: come si è già visto, nello scenario centrale il TFT cresce in modo molto rapido nei primi dieci anni, raggiungendo poi un livello finale di 1,42 figli per donna; l'ipotesi bassa porterebbe ad un'ulteriore diminuzione della fecondità rispetto ai valori osservati nel 1999, con una lenta discesa fino a 1,13 figli per donna; l'ipotesi alta, invece, rispecchia uno scenario in cui la ripresa del TFT segue una dinamica ancora più vivace rispetto a quella ipotizzata nello scenario centrale che porterebbe ad una risalita del TFT fino a 1,65 figli per donna. Si evidenzia che, anche in questo caso, il livello di sostituzione necessario per il ricambio delle generazioni (cioè circa 2,1 figli per donna) rimarrebbe comunque ancora lontano.

Da un punto di vista territoriale, è interessante analizzare le differenze nelle tre ipotesi in termini sia di intensità che di cadenza della fecondità (prospetto 3.4). Nello scenario centrale il TFT mantiene una discreta variabilità a livello regionale, raggiungendo i livelli più elevati nelle regioni tradizionalmente più prolifiche (Campania, Calabria e Sicilia), ai quali corrispondono età medie alla nascita ben al di sotto della media nazionale; per contro, nelle regioni del Centro-Nord, dove le previsioni del TFT sono più basse, si ha anche uno spostamento in avanti del calendario riproduttivo. Nello scenario alto, nonostante la forte ripresa del TFT ipotizzata in tutte le regioni, solo per la Campania è previsto il raggiungimento del livello di sostituzione,

³ La rappresentazione grafica si interrompe al 2030, in seguito, infatti, poiché per le generazioni successive a quella del 1990 non si è ipotizzata alcuna variazione nell'intensità e nella cadenza della fecondità, anche gli indicatori di periodo rimangono sostanzialmente costanti.

Figura 3.9 – TFT nelle tre ipotesi, Italia



Prospetto 3.4 – TFT ed età media della donna al parto prevista al 2030 nelle tre ipotesi

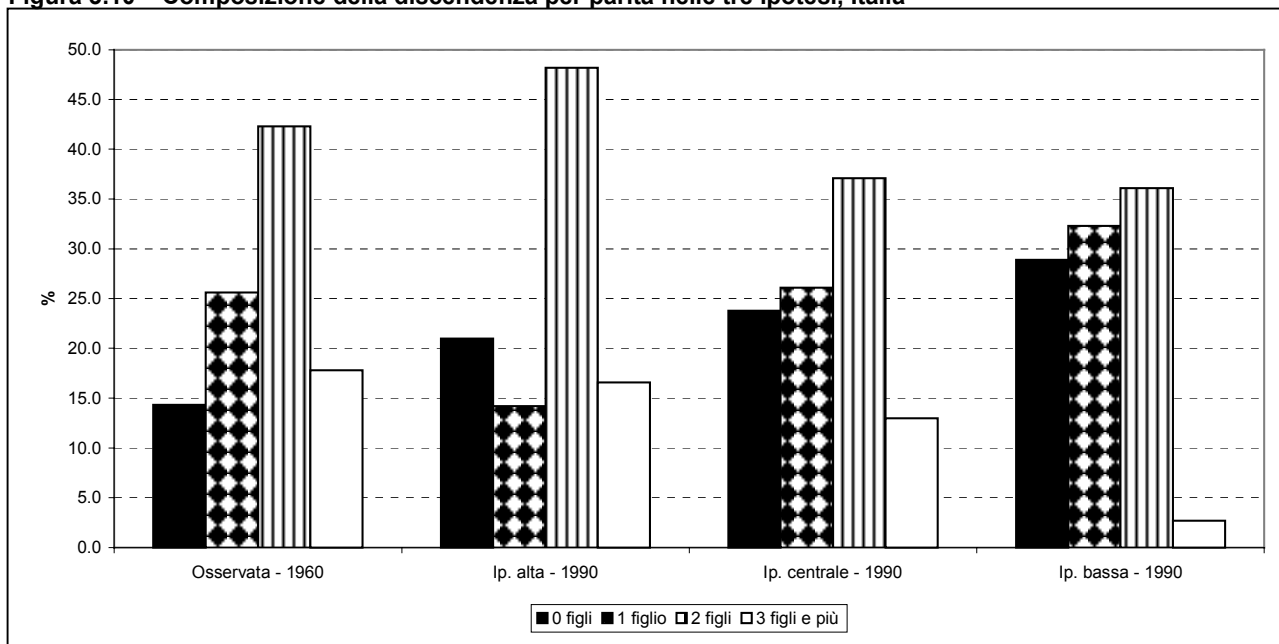
Regioni	Ipotesi Centrale		Ipotesi Alta		Ipotesi Bassa	
	TFT	Età media	TFT	Età media	TFT	Età media
Piemonte	1,27	31,6	1,42	31,8	1,05	31,1
Valle d'Aosta	1,27	31,3	1,45	31,6	1,08	30,8
Lombardia	1,28	31,6	1,49	31,9	1,11	31,2
Trentino-Alto Adige	1,47	31,5	1,68	31,8	1,32	31,2
Veneto	1,28	31,5	1,61	32,0	0,98	30,8
Friuli-Venezia Giulia	1,20	31,5	1,44	31,8	1,01	31,0
Liguria	1,12	31,6	1,28	31,8	0,91	31,0
Emilia-Romagna	1,16	31,4	1,37	31,7	1,02	31,0
Toscana	1,17	31,4	1,39	31,8	1,01	31,0
Umbria	1,30	31,5	1,51	31,8	1,06	31,0
Marche	1,32	31,5	1,58	31,9	1,02	30,9
Lazio	1,38	31,8	1,61	32,1	1,09	31,1
Abruzzo	1,51	31,4	1,83	31,8	1,12	30,7
Molise	1,49	31,0	1,79	31,3	1,13	30,2
Campania	1,76	30,2	2,05	30,5	1,32	29,3
Puglia	1,62	30,5	1,91	30,8	1,22	29,6
Basilicata	1,65	31,3	1,81	31,5	1,21	30,4
Calabria	1,70	30,3	1,94	30,6	1,20	29,2
Sicilia	1,74	29,8	1,99	30,1	1,32	28,9
Sardegna	1,23	31,4	1,53	31,9	0,91	30,6
ITALIA	1,42	31,0	1,65	31,4	1,13	30,4

mentre le differenze regionali rimarrebbero sostanzialmente invariate, anche in termini di cadenza della fecondità. Il generale incremento dell'età media sarebbe dovuto non solo al processo di ritardo della fecondità, ma anche al maggior peso assunto dalle nascite di ordine superiore al primo. Nell'ipotesi bassa, invece, le ipotesi formulate sul progressivo declino della fecondità specialmente negli ordini più elevati, conduce a valori del TFT intorno al livello di un figlio per donna in tutte le regioni del Centro-Nord tranne in Trentino-Alto Adige, che arriverebbe ad avere un TFT uguale a quello previsto per Campania e Sicilia. In

generale, in questo scenario si riscontra una minore variabilità tra i TFT regionali, con una diminuzione dei tassi che rispetto allo scenario centrale è più intensa nelle regioni meridionali, e un'età media al parto che al Sud si conferma sempre inferiore alla media nazionale.

Infine, un'altra differenza importante tra le tre ipotesi riguarda la composizione della discendenza finale. La figura 3.10 mette a confronto quella relativa alla coorte del 1960, la cui vita riproduttiva risulta quasi completamente osservata, con quella prevista nelle tre ipotesi per la coorte del 1990: la percentuale di donne senza figli aumenta in tutti gli scenari, in modo particolare in quello basso, dove arriva quasi al 29% per effetto delle ipotesi relative alle più basse percentuali di recupero della fecondità nelle età adulte. Inoltre, tutte e tre le ipotesi comportano una progressiva riduzione del peso delle nascite di ordine superiore al secondo, tendenza che assume particolare rilievo nell'ipotesi bassa, nella quale si registra un'incidenza di donne con 3 o più figli pari ad appena il 2,7%; per contro, nello scenario basso aumenta il peso delle nascite di primo ordine, che passano da poco più un quarto (26,1 % nello scenario centrale) a quasi un terzo del totale. Infine, il modello di fecondità con due figli mostra una flessione, in favore di un aumento della percentuale di donne che decide di avere un solo figlio o di non averne affatto, tranne che nell'ipotesi alta, nella quale quasi la metà delle donne (48,2% per coorte del 1990) sceglie questo tipo di comportamento riproduttivo.

Figura 3.10 – Composizione della discendenza per parità nelle tre ipotesi, Italia



4. Previsioni della mortalità

4.1 - Longevità, tendenze del passato e prospettive future

Per tutto il secolo scorso la popolazione italiana è stata beneficiata da una continua riduzione dei rischi di mortalità. Durante questa fase, che avuto inizio già sul finire dell'800, si è avuto un progressivo passaggio da un regime caratterizzato da mortalità elevata alle età infantili e giovanili, con una preponderanza di malattie infettive e acute, ad un nuovo regime nel quale predominano le malattie in età adulta e senile di natura cronico-degenerativa, principalmente malattie cardiovascolari e tumori. Questo processo di modificazione del *pattern* della mortalità è stato abbastanza simile in tutte le regioni del territorio italiano, pur se realizzato in tempi e modalità in taluni casi diversi. La figura 4.1 riassume molto bene questo processo in termini di durata media della vita, ossia in termini del numero medio di anni che una generazione di neonati sopravviverebbe se sperimentasse nel corso della propria esistenza i tassi di mortalità osservati in un certo anno. A parte le due parentesi del 1914-1919 (1° conflitto mondiale ed epidemia di influenza spagnola nel 1919) e 1941-44 (2° conflitto mondiale), l'evoluzione della vita media è stata costantemente in ascesa. Al punto tale che, se nel lontano 1887 un neonato, indistintamente di sesso maschile o femminile, poteva contare su un'aspettativa di vita che non superava i 36 anni, oggi come oggi quel livello si è più che raddoppiato, arrivando a 76 per il sesso maschile ed a oltre 82 per quello femminile. La maggior parte dell'incremento registrato nella prima metà del 20° secolo è da attribuire alla riduzione della mortalità in età infantile e giovanile. Attualmente i tassi di mortalità in tali classi di età sono arrivati a livelli così bassi che ulteriori loro riduzioni possono avere solo limitati effetti sull'incremento della vita media. Infatti, a partire dagli anni '50, il fatto che le malattie infettive e acute fossero ormai tenute sotto un efficace controllo sanitario, praticamente quasi azzerò i decessi nelle età precoci, spostando l'interesse generale verso la riduzione delle malattie cardiovascolari che colpivano prevalentemente la popolazione in età adulta. Successivamente, sul finire degli anni '70 - con l'inizio del processo di riduzione della mortalità per malattie cardiovascolari, l'affermarsi delle prime terapie anticancro, il progressivo cambiamento degli stili di vita con la conseguente riduzione dei fattori di rischio (cattiva alimentazione, fumo), il ricorso frequente ai controlli periodici (check-up) - si entra in quella che è considerata l'ultima ed importante fase di transizione, ossia quella caratterizzata dalla riduzione dei rischi di morte alle età molto elevate.

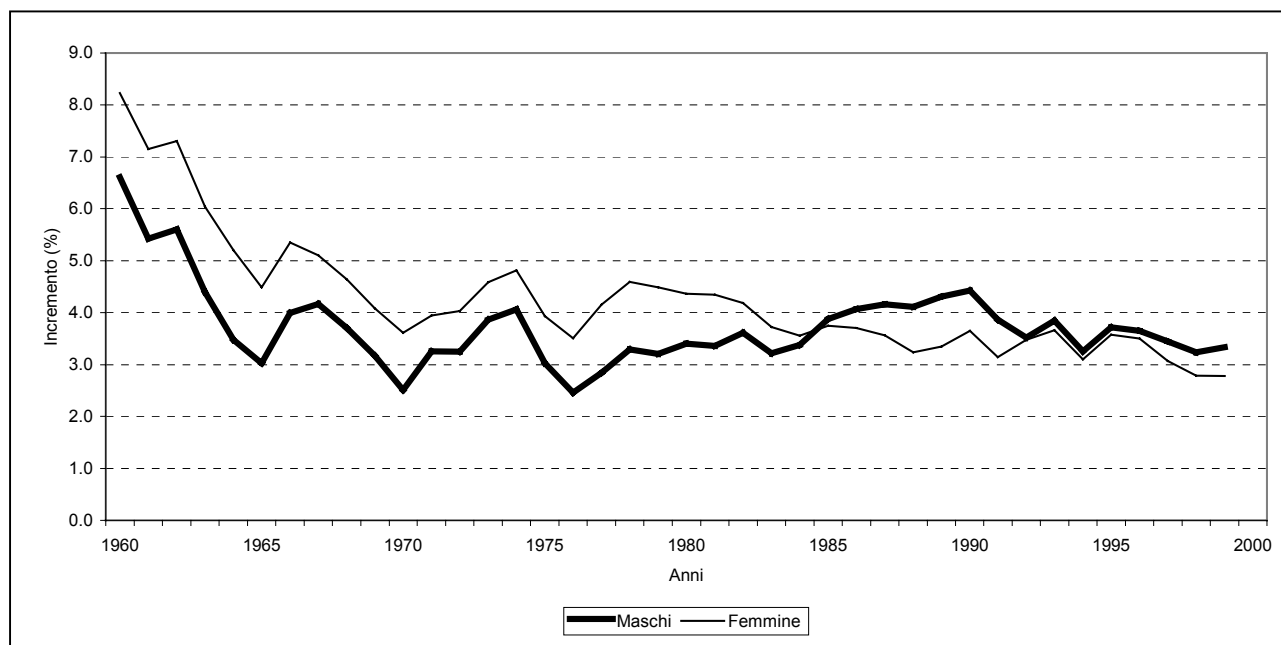
Figura 4.1 – Evoluzione della vita media in Italia, 1887-1999



Se la recente evoluzione ha determinato una situazione nella quale l'evento morte colpisce di rado nelle prime fasi dell'esistenza, se non per cause accidentali, con una popolazione che grazie ai benefici effetti della riduzione dei rischi di morte si è progressivamente invecchiata, rimane qualche incertezza tra i demografi

riguardo alle prospettive future⁴. In particolare, sussistono opinioni diverse tra gli esperti riguardo ai livelli di longevità che potranno essere raggiunti nei prossimi decenni. Gli ottimisti sostengono che guardando a quanto accaduto negli ultimi dieci o venti anni, e confrontandosi con quanto accade in quei paesi dove si sono raggiunti livelli di sopravvivenza superiori al caso italiano (ad es. in Giappone, Norvegia, Svezia e Svizzera), ci si devono attendere per il futuro ulteriori progressi. Secondo loro non può esistere una misura definita a priori della longevità, dal momento che anno dopo anno questa tende sempre più a spostarsi in avanti. Il caso della Signora Jeanne Calment in Francia, deceduta nell'agosto 1997 all'età di 122 anni, o quello italiano del Signor Antonio Todde, deceduto in Sardegna nel 2001 all'età di 112 anni, costituiscono certamente dei record di longevità ma rappresentano soltanto le punte di un processo che dietro e dopo di loro consentirà ad un numero crescente di persone di raggiungere età ancora più estreme. Anche perché, sempre secondo il parere dei più fiduciosi, i progressi medico-scientifici permetteranno un controllo più efficace dei principali mali del nuovo secolo, ossia gli infarti ed i tumori, determinando una sostanziale rivoluzione del quadro nosologico complessivo. Sul fronte opposto, quello degli scettici, si sostengono affermazioni diverse, anche se nessuno di questi immagina realmente di poter tornare indietro nel tempo a seguito di un drastico declino della vita media. Quest'ultima ipotesi va comunque tenuta presente. Non va dimenticato, ad esempio, il caso dei paesi dell'Europa Orientale dove, nel periodo immediatamente successivo al disfacimento dell'ex-regime sovietico (1989-1994), si registrò una riduzione anche di diversi anni della vita media, in conseguenza della profonda crisi economica e sociale che colpì tutta l'area. Così come anche il rischio di nuove epidemie – di stretta attualità è ad esempio l'enorme piaga dell'AIDS che nei paesi dell'Africa sub-sahariana sta facendo arretrare di diversi anni l'aspettativa di vita – o di nuove guerre, è sempre possibile. Ma a parte gli eventi di natura "episodica", coloro che sostengono che in futuro sarà difficilmente possibile ottenere guadagni di sopravvivenza pari a quelli registrati in passato si appoggiano a considerazioni del tipo: a) la riduzione dei tassi di mortalità è stata sin qui molto consistente, per cui la vita media tenderà col tempo ad approssimarsi alla durata biologica di un individuo; b) dopo il rapido evolversi della vita media nella prima metà del secolo scorso, il ritmo di incremento negli ultimi anni risulterebbe tendenzialmente decrescente (si veda la Figura 4.2 per l'Italia); c) i possibili progressi medico-scientifici e l'adozione di adeguati stili di vita nel prevenire i rischi di morte non si estendono automaticamente a tutta la popolazione ma solamente ad una ristretta cerchia di beneficiati.

Figura 4.2 – Incremento (%) della vita media in Italia rispetto al valore osservato 10 anni prima – 1960-1999



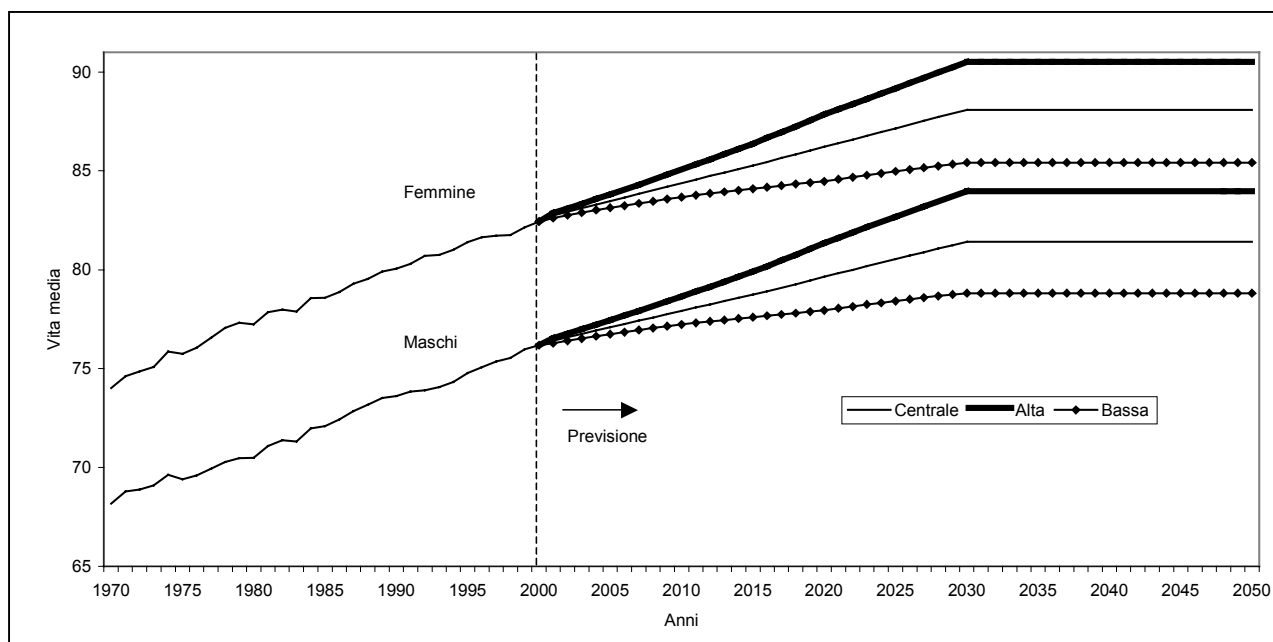
Nel mezzo di questo acceso e interessante dibattito, i produttori di previsioni sulla mortalità oscillano generalmente tra le due ipotesi. Da un recente studio commissionato dall'Eurostat (Crujisen, Eding 2002)

⁴ Una panoramica esauriente ma non esaustiva sull'argomento può ottenersi dalla lettura dei seguenti lavori citati in bibliografia: Caselli (1994), Horiuchi (2000), Tuljapurkar et al. (2000), Olshansky et al. (2001), Vaupel (2002)

emerge che tra gli istituti nazionali di statistica dei Paesi europei non c'è molta uniformità nel rispondere alla seguente domanda: quali saranno le modificazioni nel pattern della mortalità che si osserveranno nei vostri paesi entro i prossimi decenni? Tutti hanno dichiarato di aspettarsi un'ulteriore crescita della vita media. Ma su 25 Istituti intervistati, che hanno prodotto previsioni negli ultimi 5 anni, solo 8 hanno dichiarato di attendersi una crescita nel periodo 2000-2025 superiore a quella osservata nel quarto di secolo precedente. Gli altri 17 istituti si sono prudentemente collocati su livelli di crescita inferiori, ma ben 10 di questi con una misura che se è pure inferiore risulta comunque molto vicina a quella osservata. Le ipotesi formulate dagli esperti sono connotate da una distribuzione geografica molto leggibile: più ottimisti i paesi dell'Europa dell'Est che, partendo da livelli più bassi della vita media, contano di ridurre in futuro l'attuale gap con i paesi dell'Europa occidentale. Questi ultimi si dividono a loro volta abbastanza ordinatamente tra coloro che ipotizzano incrementi leggermente inferiori a quelli osservati in passato – Belgio, Francia e tutta l'area Mediterranea – e coloro che ipotizzano incrementi molto inferiori rispetto al passato – prevalentemente Regno Unito e paesi nordici. Considerando che gli unici ottimisti sono i paesi che partono da situazioni di maggior svantaggio, alla luce di questa ricerca non sembrerebbe pienamente sposata la tesi più favorevole, piuttosto gli esperti di mortalità parrebbero orientati su posizioni più conservative.

Le previsioni formulate dall'Istat si possono definire cautamente ottimistiche. Fino al 2030, ultimo anno di previsione dopo il quale si assumono come costanti i livelli sin lì raggiunti, il guadagno in termini di durata media della vita è nello scenario centrale pari a 5,2 anni per gli uomini ed a 5,6 per le donne. Un guadagno quindi consistente ma più contenuto rispetto a quello osservato nel periodo 1970-2000 quando fu, rispettivamente, di 8,0 e 8,4 anni per uomini e donne (Figura 4.3). Soltanto nello scenario alto si ipotizza che i guadagni di sopravvivenza possano essere consistenti (7,8 e 8,1) quasi al pari di quelli ottenuti in passato, mentre in quello basso si raggiungono valori molto più contenuti (2,6 e 3,0).

Figura 4.3 – Vita media osservata e prevista – Italia 1970-2050

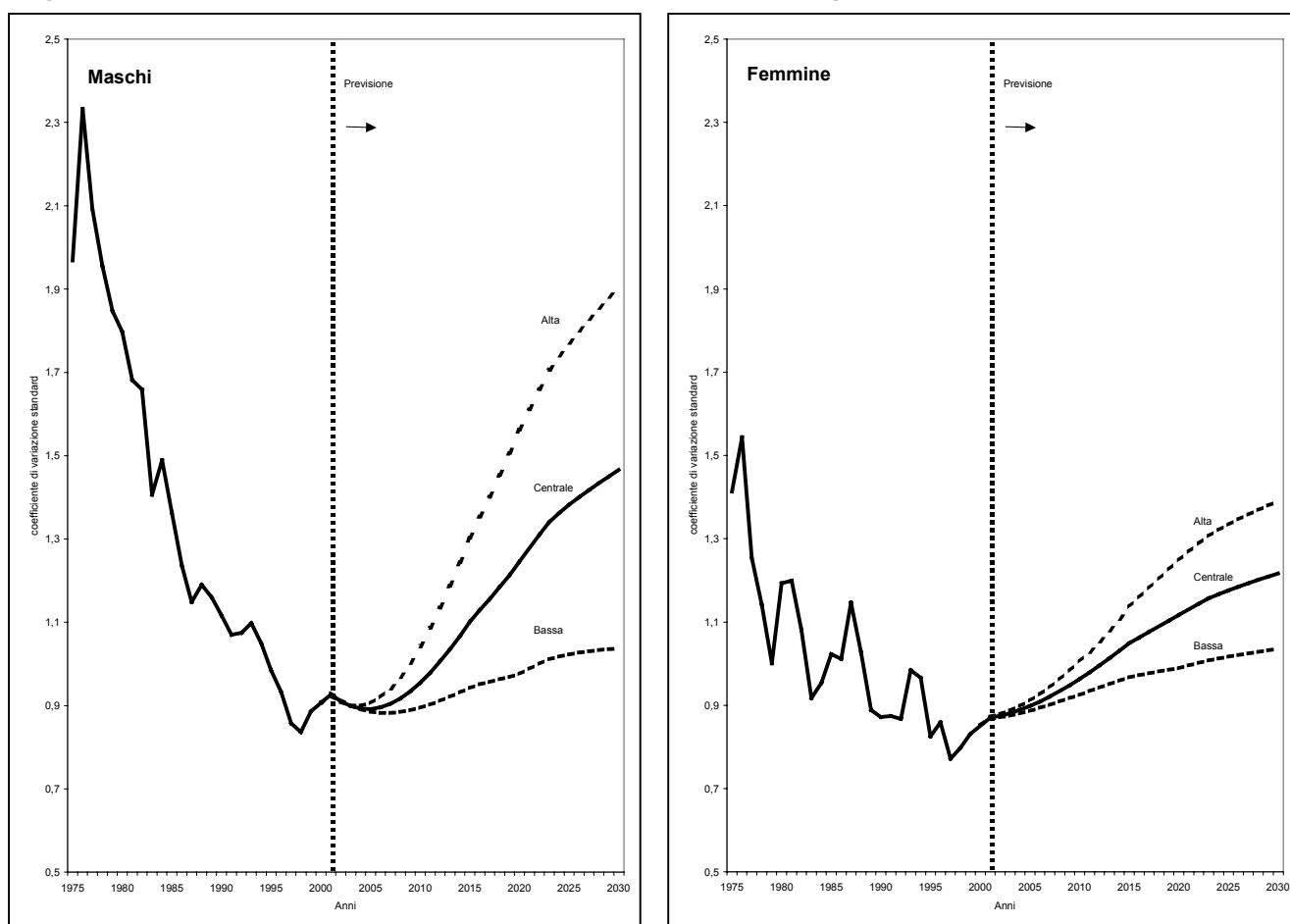


E' importante sottolineare che le dinamiche sin qui descritte a livello nazionale sono la risultante combinata delle dinamiche previste per le singole regioni. Il dato nazionale nasconde al suo interno una varietà di situazioni che emerge chiaramente esaminando le singole regioni. Analizzando gli andamenti evolutivi dalla metà degli anni '70 ad oggi (Prospetto 4.1), la geografia della mortalità in Italia si è mostrata sempre in maniera abbastanza chiara: a fronte di un aumento generalizzato della vita media in tutte le aree del paese, in alcune regioni si sono potuti realizzare incrementi di sopravvivenza ad una velocità maggiore che in altre. Tra gli uomini, ad esempio, le regioni settentrionali hanno sensibilmente ridotto (specie le regioni del Nord-Est) il divario che le separava in termini di vita media dalle regioni meridionali e centrali. Lo stesso fenomeno si è registrato tra le donne, con la sola differenza che le regioni del nord hanno visto ridursi il divario nei confronti delle regioni del Centro ed aumentare quello già vantaggioso nei confronti delle regioni meridionali. Il risultato finale fra questi contrapposti andamenti è che le differenze geografiche si sono potute ridurre nel corso dell'ultimo quarto di secolo. In ottica futura, il modello d'analisi delle serie storiche che è

Prospetto 4.1 – Speranza di vita alla nascita osservata (1975 e 1998) e prevista (2030)

Regioni	Maschi					Femmine				
	1975	1998	2030			1975	1998	2030		
			Ipotesi centrale	Ipotesi alta	Ipotesi bassa			Ipotesi centrale	Ipotesi alta	Ipotesi bassa
Piemonte-V. d'Aosta	68,5	75,3	81,4	84,0	78,7	75,3	81,8	88,2	90,7	85,5
Lombardia	68,0	75,0	82,4	85,5	79,2	75,6	81,8	89,0	91,8	86,0
Prov. di Bolzano	68,8	75,9	83,7	87,0	80,1	75,5	82,7	90,1	92,9	86,9
Prov. di Trento	68,1	75,5	83,0	86,2	79,7	75,4	82,8	90,7	93,6	87,4
Veneto	68,2	75,6	82,8	86,0	79,6	76,5	82,7	89,5	92,1	86,6
Friuli-Venezia Giulia	67,5	75,0	82,4	85,6	79,2	75,5	81,9	88,7	91,4	85,7
Liguria	69,7	75,6	81,3	83,9	78,7	76,4	81,9	87,6	89,9	85,1
Emilia-Romagna	69,9	76,0	82,9	85,7	80,0	76,9	82,3	88,8	91,2	86,1
Toscana	71,1	76,5	81,8	84,0	79,4	77,4	82,4	88,1	90,1	85,7
Umbria	71,0	76,5	82,0	84,3	79,7	77,5	82,1	88,3	90,3	85,9
Marche	71,3	76,6	82,8	85,2	80,3	77,5	82,6	89,2	91,5	86,6
Lazio	70,7	75,4	80,5	82,8	78,3	76,7	81,6	87,3	89,5	84,8
Abruzzo-Molise	71,2	76,6	81,8	84,2	79,5	76,1	82,2	88,6	90,9	86,0
Campania	68,1	74,3	80,1	82,8	77,6	73,2	80,3	87,3	90,0	84,4
Puglia	70,5	76,0	81,1	83,3	78,9	75,4	81,5	87,7	90,0	85,2
Basilicata	71,1	76,0	81,0	83,1	79,0	75,5	81,7	87,7	90,0	85,1
Calabria	71,6	76,1	80,1	82,0	78,3	75,7	81,5	87,1	89,3	84,7
Sicilia	70,4	75,6	79,0	80,6	77,3	74,6	80,5	85,7	87,7	83,5
Sardegna	70,5	75,2	80,0	82,0	78,0	76,0	81,8	87,4	89,5	85,1

Figura 4.4 – Coefficiente di variazione standard della vita media tra le regioni italiane 1975-2030



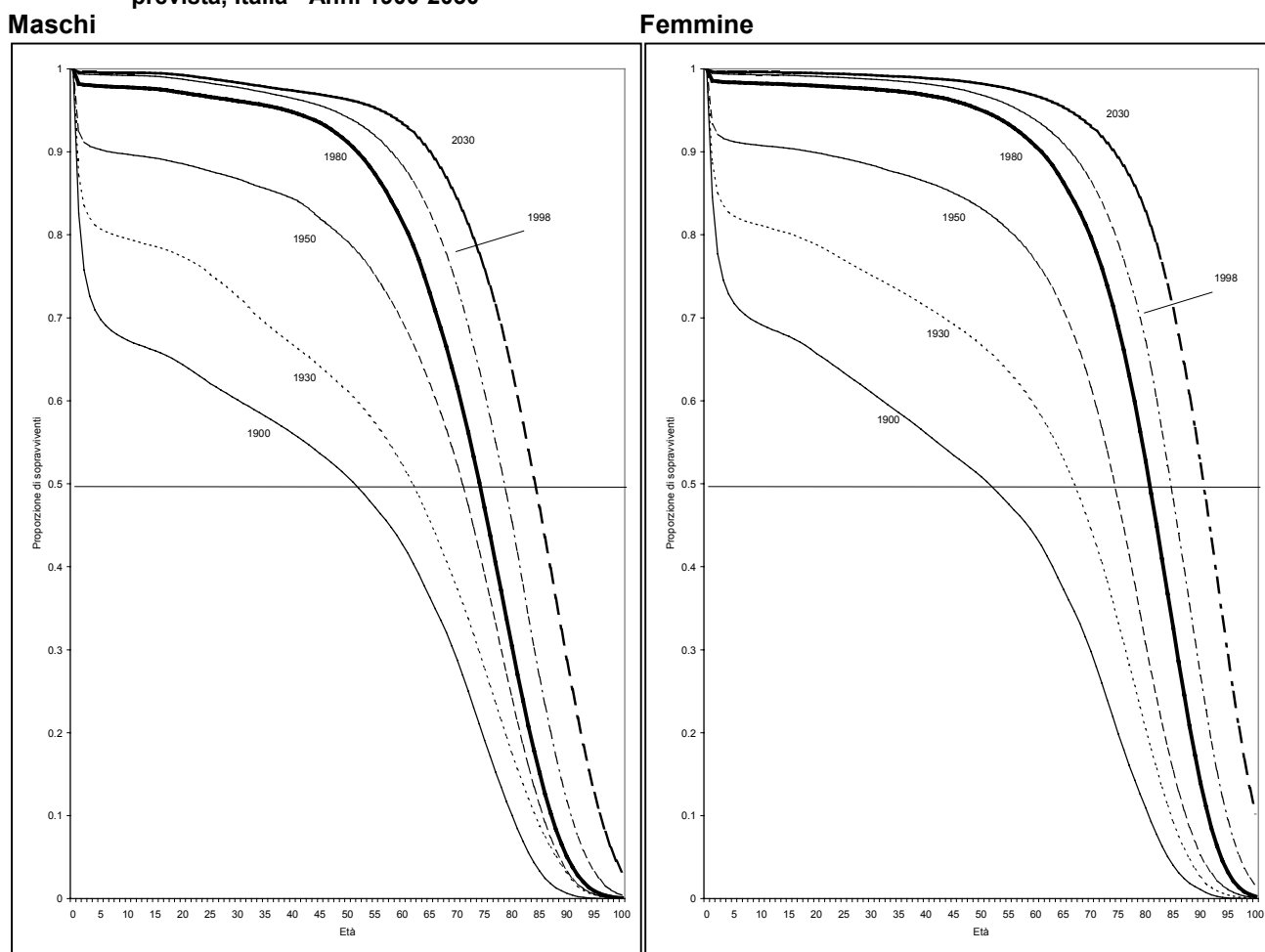
stato implementato (si vedano i successivi paragrafi) ha conservato questa diversa velocità del ritmo di incremento della sopravvivenza tra le varie regioni. Ad un punto tale che, come già si era cominciato ad osservare negli anni 1997-2000, le differenze regionali in futuro comincerebbero a risalire tanto per gli uomini

quanto per le donne (Figura 4.4). Questo orientamento si rileva sia nell'ipotesi centrale sia considerando i due scenari alternativi. Naturalmente più è spinto il processo di aumento della sopravvivenza maggiore è il livello tendenziale di crescita dell'eterogeneità interregionale. E' ciò che avviene nell'ipotesi alta, in particolare tra gli uomini, dove per il quadro delle differenze territoriali si prevede un crescente allontanamento dall'uniformità.

Ponendo lo sguardo sul periodo 1998-2030, nell'ipotesi centrale i guadagni previsti della speranza di vita alla nascita degli uomini oscillano da un minimo di 3,4 anni della Sicilia ad un massimo di 7,7 anni per la Provincia di Bolzano. Guadagni superiori ai 7 anni si riscontrano in tutte le regioni Nord-Est e in Lombardia; guadagni intorno alla media nelle regioni centrali appenniniche ed in Campania; guadagni inferiori ai 5,2 anni nelle restanti regioni meridionali e nel Lazio. Tra le donne il quadro si ripete abbastanza: i guadagni oscillano da un minimo di 5,2 anni in Sicilia ad un massimo di 7,9 anni per la Provincia di Trento. Anche qui, salvo la Campania dove l'aspettativa di vita delle donne aumenta di 7 anni, le migliori *performance* sono quelle ottenute dalle regioni nord-orientali. Quello che emerge ancora una volta è che ciò che viene previsto per il futuro rappresenta abbastanza fedelmente l'estrapolazione di ciò che è avvenuto in passato. Non deve pertanto sorprendere che in alcuni casi, regioni che tradizionalmente in passato avevano registrato livelli eccezionalmente elevati della vita media – è il caso di Toscana, Umbria e Marche tra gli uomini – vedano in futuro perdere queste posizioni di vertice a vantaggio di altre che negli ultimi venticinque anni hanno fatto registrare progressi migliori.

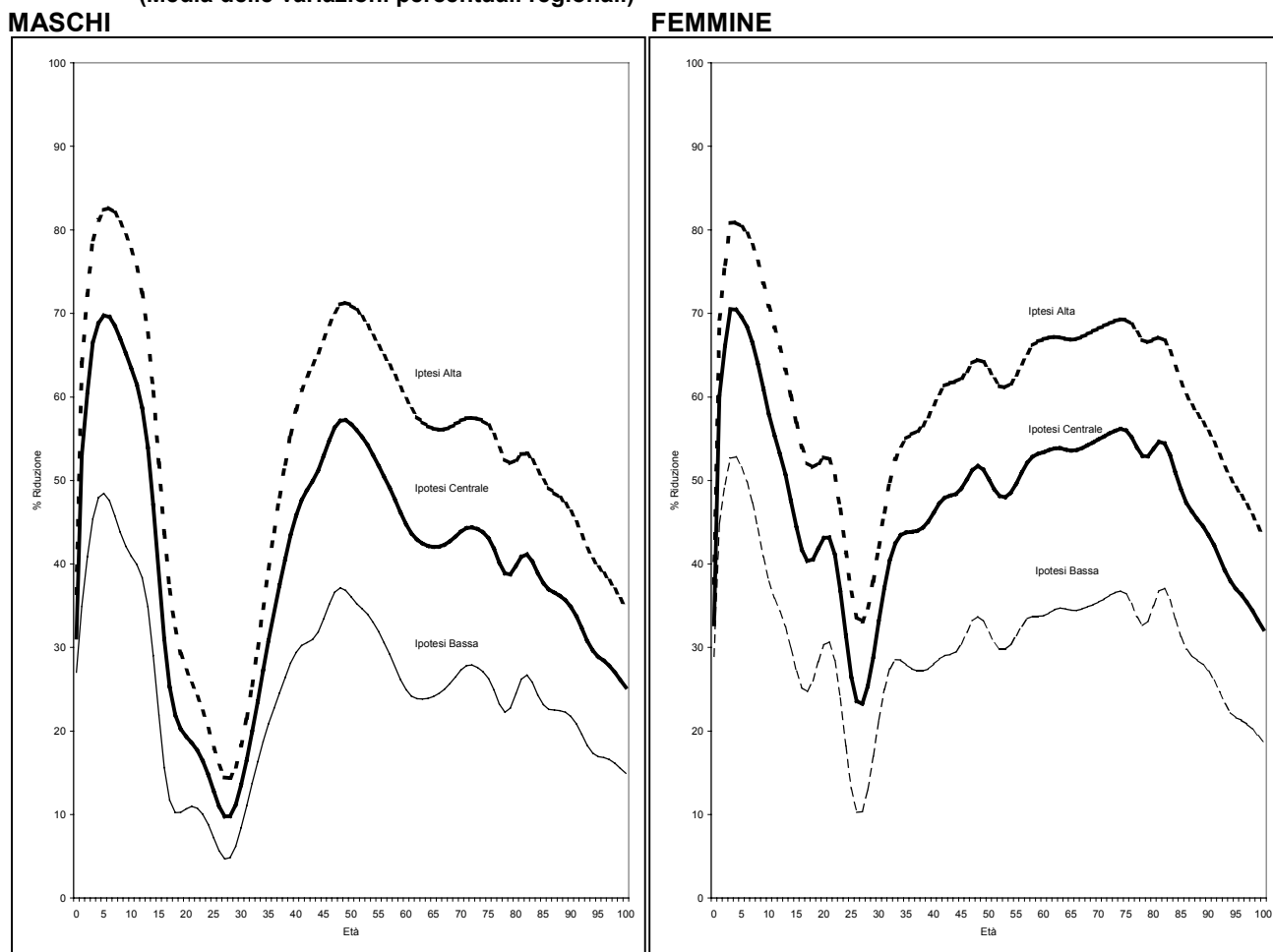
La crescita della speranza di vita è legata, come noto, alla costante riduzione dei rischi di morte in tutte le età della vita. Da un punto di vista storico, come è stato ricordato in precedenza, questa riduzione ha caratterizzato inizialmente le età infantili e solamente in una seconda e terza fase dapprima le età adulte e quindi le senili. La figura 4.5 rappresenta molto bene questa evoluzione, mettendo in evidenza come la funzione l_x dei sopravvissuti sia divenuta progressivamente di forma rettangolare, man mano che la maggior parte dei decessi andava spostandosi verso le età senili.

Figura 4.5 – Proporzioni di persone sopravvissute ad età successive sulla base della mortalità osservata o prevista, Italia - Anni 1900-2030



La prima curva rappresentata in basso è il frutto della mortalità per età osservata nel 1900, quelle più in alto sono relative ad anni successivi, prese ad intervalli pluriennali, l'ultima curva in alto è relativa alla previsione per il 2030 nell'ipotesi centrale. Dalla figura è inoltre possibile osservare come l'età mediana al decesso⁵ sia nel tempo sensibilmente aumentata. Tra gli uomini, essa si aggirava sui 51 anni sulla base della mortalità osservata nel 1900, dopo circa 100 anni è salita a 78 anni, per il futuro si ipotizza possa aumentare fino a 84 anni nel 2030; tra le donne l'aumento è stato ancora più massiccio: dai 51 anni iniziali si passa agli 84 nel 1998, per il futuro si prevede che l'età mediana possa arrivare a 90 anni entro il 2030. E' dunque abbastanza evidente che i recenti incrementi della speranza di vita alla nascita siano per lo più da attribuire alla massiccia riduzione della mortalità nelle età adulte e senili. In futuro ci sarà sempre meno spazio di guadagni consistenti della sopravvivenza a fronte di riduzioni della mortalità nelle età giovanili. Al contrario, il proseguimento dei progressi della speranza di vita alla nascita potrà soltanto realizzarsi attraverso ulteriori riduzioni della mortalità alle età anziane. La figura 4.6 conferma ulteriormente questo concetto. A parte la pur notevole riduzione della mortalità nei primi 10 anni di vita – in media con punte fino all'80% nell'ipotesi alta – ma dove si registrano già oggi rischi di morte vicino allo zero, i più forti avanzamenti sono previsti nelle età adulte e senili. Di entità relativamente più contenuta si prospetta la riduzione della mortalità intorno ai 25-30 anni di vita. Tra gli uomini, a differenza delle donne, la massima riduzione è attesa nelle età intermedie dai 40 ai 60 anni; quest'ultime evidenziano un profilo di riduzione più accentuato nelle classi dai 60 ai 75 anni di età.

Figura 4.6 – Riduzione della mortalità secondo l'età e l'ipotesi previsiva nel periodo 1998-2030 (Media delle variazioni percentuali regionali)



4.2 – Dati di base e presentazione del modello previsivo

Tra gli utenti di previsioni demografiche la mortalità è una componente che negli ultimi anni ha assunto rilevanza molto rapidamente. Il progressivo aumento dell'aspettativa di vita della popolazione nella maggior

⁵ In una tavola di mortalità l'età mediana al decesso esprime l'età alla quale metà della popolazione fittizia associata alla tavola risulta ancora in vita.

parte dei paesi occidentali, da un lato, e la conseguente consapevolezza del fatto che la dimensione e la velocità del processo di invecchiamento di una popolazione sono frutto della velocità con la quale aumentano i tassi di sopravvivenza alle età anziane, dall'altro, hanno in qualche modo costretto i produttori di previsioni ad affinare i loro modelli interpretativi sulla mortalità e a migliorare la qualità delle informazioni disponibili.

Le previsioni di mortalità si costruiscono interpretando e interpolando con specifici modelli le passate tendenze demografiche. Il periodo di riferimento storico, ovvero il numero di anni all'indietro che debbono essere presi in considerazione per ottenere delle buone previsioni, è dipendente dalle modalità temporali con le quali il fenomeno stesso si manifesta, dal livello di sensibilità (o robustezza) della serie storica rispetto ai risultati finali, ma anche, ai fini pratici, dalla disponibilità dei dati di partenza. Per comprendere, quindi, il senso dell'impianto metodologico alla base delle previsioni è utile ricordare brevemente dati e fonti disponibili, che riguardano la mortalità generale della popolazione. Distinguendo il periodo fino al 1998 dal successivo biennio 1999-2000 erano disponibili, nel momento delle predisposizione delle presenti previsioni della popolazione, a livello regionale:

- le tavole di mortalità per sesso e singolo anno di età su base annuale dal 1974 al 1998 (Fonte: "Tavole di mortalità della popolazione italiana")
- l'ammontare assoluto dei morti per sesso degli anni 1999-2000 (Fonte: "Movimento e calcolo della popolazione residente al 31 dicembre")

Il primo passo operativo è consistito nella costruzione delle tavole di mortalità regionali per ciascuna annualità del biennio 1999-2000. Colmando il divario tra la serie disponibile fino al 1998 e l'anno base delle previsioni, il 2001, e prima di procedere alla definizione degli scenari futuri, si è determinata infatti l'opportunità di lavorare con una serie storica omogenea, priva di discontinuità, comprendente le ultimissime indicazioni sull'evoluzione della sopravvivenza nel nostro paese. I successivi paragrafi illustrano come questo passaggio sia stato superato, ma si può subito anticipare che si è ricorsi al medesimo modello parametrico che è stato utilizzato per proiettare la mortalità nel periodo 2001-2030. In altre parole, le tavole di mortalità del biennio 1999-2000 sono state "previste" a posteriori e "modulate", in termini di intensità, sull'ammontare di decessi osservato in detto periodo.

Passando al modello previsivo, è stata adottata la scelta della continuità rispetto ai modelli utilizzati in passato dall'Istat, cioè si è optato ancora una volta per una versione appartenente alla famiglia dei modelli parametrici⁶. Nelle previsioni di mortalità viene fatto spesso ricorso a questo tipo di modelli, poiché offrono il vantaggio di "leggere" le tendenze passate sotto forma di particolari parametri demografici che a loro volta sintetizzano al massimo tutte le informazioni insite in una distribuzione per età di probabilità di morte. Uno dei modelli relazionali che risponde a queste caratteristiche è quello impostato da R.D. Lee e L.R. Carter nel 1992 (op. citata in bibliografia), che lo implementarono per costruire le previsioni di mortalità degli Stati Uniti d'America. Si tratta di un modello età-periodo, dal numero di parametri molto contenuto e di semplice significato demografico. Nell'insieme delle diverse fasi che conducono all'elaborazione finale dei valori proiettati della mortalità, la prima fase ha riguardato l'implementazione del modello di Lee-Carter al periodo 1999-2000; la seconda fase ha riguardato le previsioni relative al periodo 2001-2030 secondo tre distinte ipotesi evolutive. Dal 2031 in avanti le previsioni di mortalità si mantengono costanti sui livelli previsti per l'anno 2030.

4.3 - Aspetti teorici del modello di Lee-Carter.

La relazione fondamentale che lega la distribuzione per età delle probabilità di morte di un dato anno t (trascurando nella notazione i riferimenti al sesso ed alla regione) ai parametri del modello è la seguente:

$$\log(q_x^t) = a_x + b_x k_t + \varepsilon_{x,t} \quad (1)$$

ovvero una relazione tra i logaritmi delle probabilità di morte ed una combinazione lineare di parametri incogniti. La (1) si può anche riscrivere nella forma

$$q_x^t = \exp\{a_x + b_x k_t + \varepsilon_{x,t}\}$$

Dei parametri che figurano in questa relazione si può dire che k_t è un indice del livello generale di mortalità dipendente dal tempo, mentre a_x, b_x sono due set di parametri che variano al variare dell'età ma fissi nel tempo. In particolare, a_x esprime l'effetto semplice della mortalità al variare dell'età; b_x esprime un effetto composto con il tempo ovvero ci dice quali probabilità di morte variano più o meno rapidamente di altre in risposta alle variazioni dell'indice k. Infatti è semplice verificare che:

⁶ Infatti, nella previsioni a base 1.1.88 (Istat, 1989) fu implementato il modello Logit di Brass; in quelle a base 1.1.1996 (Istat, 1997a) il modello Logit nella versione a quattro parametri impostata da B.Zaba.

$$\frac{\partial \log(q_x^t)}{\partial t} = b_x \frac{\partial k}{\partial t}$$

Infine $\varepsilon_{x,t}$ è un termine erratico con media 0 e varianza σ_t^2 , che riflette particolari influenze storiche nel profilo per età non catturate dal modello. Dalla relazione di dipendenza lineare si evince inoltre che quando k varia nel tempo, la mortalità a ciascuna età varia esponenzialmente ad un tasso costante. Quando k tende a $-\infty$ le probabilità di morte tendono a zero (il modello da questo punto di vista è solido perché è matematicamente impedita l'eventualità di probabilità di morte negative).

La caratteristica importante del modello Lee-Carter è che per un dato valore dell'indice temporale k , viene definito un set di probabilità di morte completo che consente il calcolo dell'intera tavola di mortalità. Infatti i parametri dipendenti dall'età $\{a_x, b_x\}$ una volta stimati rimangono definiti e invariati rispetto al tempo, per cui, noto k , è possibile utilizzarli per qualunque anno di interesse. Ma la procedura può essere usata anche al contrario, per determinare nell'ambito di una famiglia di tavole di mortalità quella che produce (approssimativamente) un dato numero osservato di decessi. Infatti si ha:

$$D(t) = \sum_x P_x^t \cdot m(a_x, b_x, k_t) \quad (2)$$

ossia l'ammontare osservato di morti in un dato anno può essere riottenuto come sommatoria dei prodotti, età per età, della popolazione media dell'anno con il set dei tassi specifici di mortalità frutto del modello.

La (2) è fondamentale perché viene utilizzata per due importanti scopi:

- Anzitutto, le stime "preliminari" dei parametri a_x, b_x, k_t , ottenute in modo descritto nel successivo paragrafo, in generale non danno luogo a tavole di mortalità che riproducano l'esatto numero osservato di decessi negli anni cui esse si riferiscono (nella fattispecie il periodo 1974-1998). Le eventuali discrepanze tra numero osservato di decessi e ammontare teorico possono essere rimosse utilizzando $\{a_x, b_x\}$ così come vengono calcolati preliminarmente, ma calcolando una nuova serie di parametri k_t grazie alla (2).
- Secondo, ci sono anni per i quali sono noti l'ammontare complessivo dei decessi ma non la distribuzione per età degli stessi, come nel caso in studio. Il modello può essere implementato utilizzando per l'anno per il quale si desidera produrre le stime (nella fattispecie il periodo 1999-2000) ancora una volta la (2). Ciò è particolarmente utile allo scopo di ottenere stime rapide, poiché noto l'ammontare assoluto di morti, senza necessità di conoscerne la struttura per età, è possibile calcolare la tavola di mortalità associata sulla base dei parametri $\{a_x, b_x\}$ e del parametro k_t . Quest'ultimo va però ricercato iterativamente sulla base di particolari procedure adatte a questo scopo, non esistendo infatti relazione inversa della (2) che espliciti il parametro k in funzione degli altri.

4.4 - Stima dei parametri ed adattamento al periodo 1974-1998

Per stimare i parametri del modello vanno ricercate le soluzioni di minimo quadrato dell'equazione (1) nella quale, tuttavia, non compaiono regressori noti. Per via di questa apparente indeterminatezza, la stima dei parametri non avviene per mezzo degli usuali criteri di regressione, ma è realizzata previo un procedimento di normalizzazione.

Si impongono innanzitutto le condizioni: $\sum_t k_t = 0$ e $\sum_x b_x = 1$,

dopodiché è facile constatare che: $a_x = \frac{\sum_t \log(q_x^t)}{t}$

ossia il primo parametro si ottiene come media aritmetica nel tempo dei logaritmi delle probabilità di morte. A questo punto vale la relazione per approssimazione

$$\log(q_x^t) - a_x \cong b_x \cdot \sum_x [\log(q_x^t) - a_x]$$

nella quale tutti i termini sono ora determinati ad esclusione di b_x . Quest'ultimo diventa un parametro di una retta di regressione passante per l'origine ed in tal modo viene anch'esso determinato.

Figura 4.7 – Distribuzione per età del parametro a_x (Piemonte maschi)

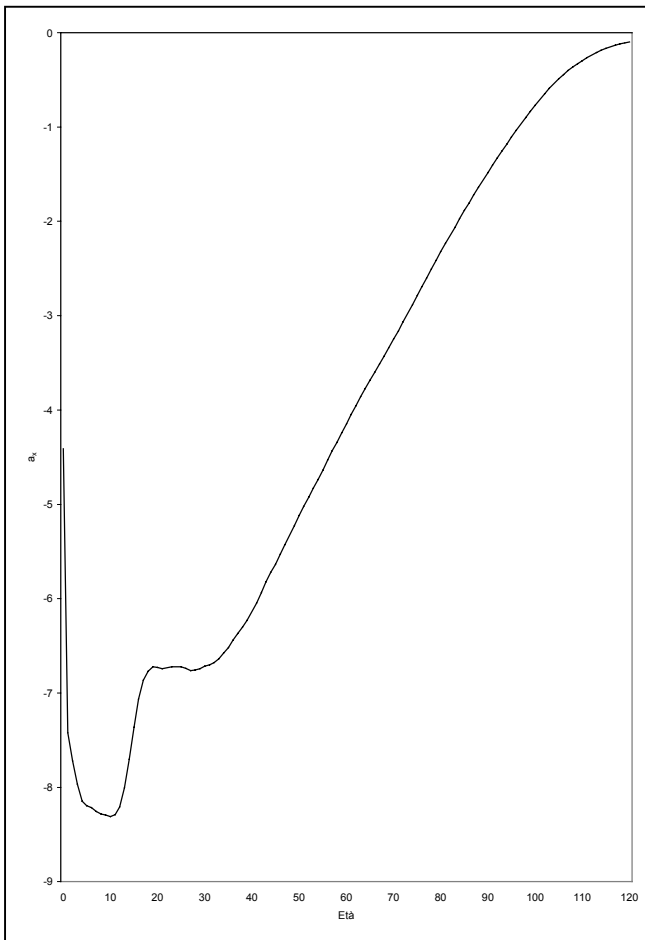


Figura 4.8 – Distribuzione per età del parametro b_x (Piemonte maschi)

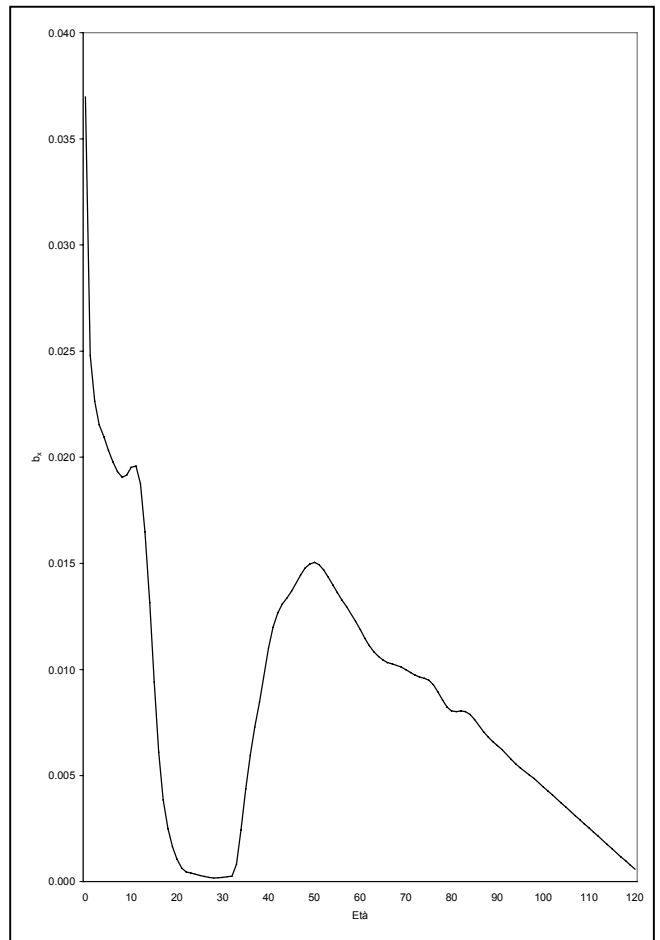
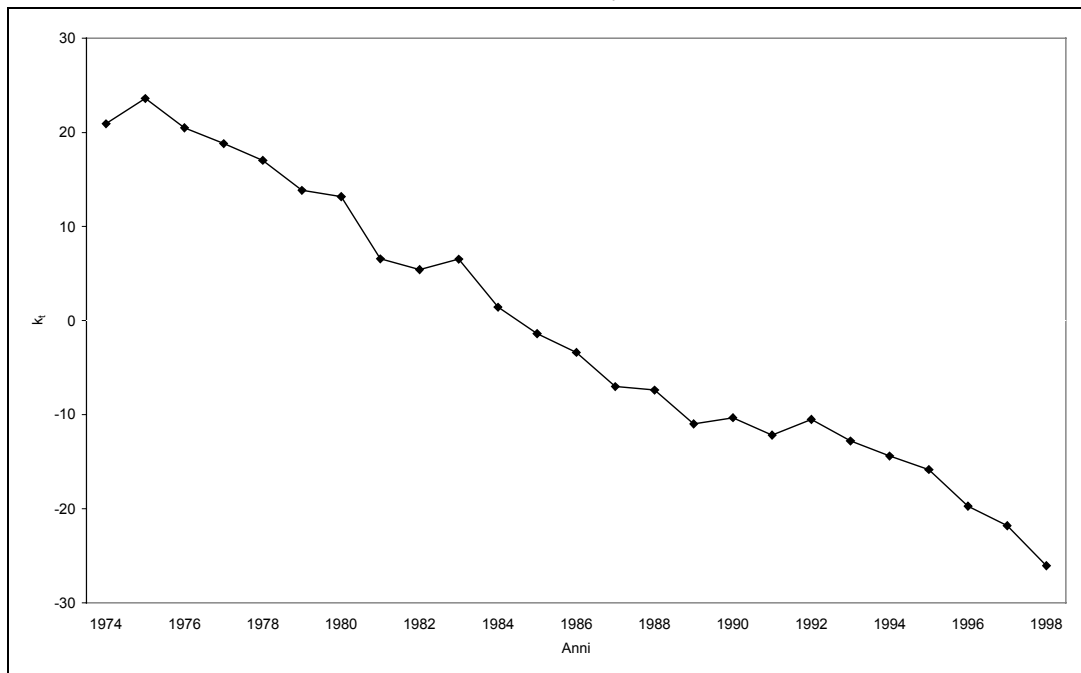


Figura 4.9 – Distribuzione temporale del parametro k_t (Piemonte maschi)



Prospetto 4.2 – Bontà di adattamento del modello di Lee-Carter – MAPE per sesso, anno e regione

Anni	Piemonte		Lombardia		Bolzano		Trento		Veneto		Friuli Venezia Giulia		Liguria		Emilia Romagna		Toscana		Umbria	
	Valle d'Aosta		M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F
	M	F																		
1974	5.3	6.7	6.4	6.1	7.2	9.4	7.0	13.1	6.6	5.7	7.1	6.9	9.1	7.4	4.7	6.0	4.5	5.1	8.8	11.3
1975	3.5	4.6	3.9	3.2	7.1	9.6	6.9	7.0	4.4	3.7	4.3	5.1	5.6	4.7	4.4	3.7	3.4	3.7	7.3	7.6
1976	3.7	4.3	2.8	3.9	5.6	8.2	7.5	6.8	3.1	3.1	4.9	6.1	5.7	6.5	3.8	4.0	3.1	4.4	8.6	13.9
1977	3.8	4.1	2.7	3.9	8.1	8.7	8.0	8.5	2.5	3.5	6.1	8.5	4.6	6.6	3.1	3.6	3.3	4.3	6.0	8.9
1978	2.8	4.4	3.0	3.3	7.6	11.6	6.3	10.1	3.5	4.5	6.6	7.8	5.1	7.3	4.4	4.4	4.9	4.8	9.0	8.3
1979	2.7	4.3	2.5	3.5	6.7	9.8	9.4	11.6	3.6	6.0	5.0	8.6	5.4	6.0	3.1	4.0	4.9	5.6	5.4	10.5
1980	3.5	5.2	3.4	3.7	7.0	10.8	6.4	16.3	2.1	4.1	4.0	6.9	4.6	10.0	3.8	4.5	3.5	4.1	9.0	8.2
1981	5.1	4.8	2.8	4.6	6.9	8.4	7.9	10.8	2.3	4.2	4.7	5.2	6.6	10.4	4.3	4.8	4.1	6.2	8.3	9.4
1982	5.3	6.3	3.9	3.8	9.4	10.5	9.2	12.3	5.0	5.5	7.9	7.1	5.2	8.1	5.3	4.3	5.1	5.6	7.9	11.8
1983	6.4	8.0	5.3	6.3	8.5	7.9	8.0	10.8	5.6	8.5	5.5	7.6	7.0	13.7	6.9	8.2	4.8	6.4	8.4	13.6
1984	5.7	5.7	6.6	5.9	9.6	9.5	9.4	9.0	4.5	6.6	7.1	9.5	9.8	7.9	5.6	5.8	4.7	7.1	10.3	11.6
1985	5.9	4.0	7.4	6.9	7.3	13.4	9.4	11.3	6.5	8.7	7.3	10.5	11.5	9.5	5.9	6.2	5.6	7.3	10.9	11.5
1986	5.9	5.7	8.5	7.3	8.2	17.6	9.2	13.2	4.3	6.6	8.5	12.1	8.4	6.8	7.0	6.9	6.0	7.4	9.8	9.7
1987	5.9	4.5	7.6	7.4	8.1	15.0	12.0	11.3	5.5	5.2	6.5	13.2	8.1	7.4	5.8	7.1	4.4	6.1	8.8	9.7
1988	4.8	4.2	6.7	7.6	12.4	13.4	12.4	13.4	6.0	5.5	7.3	6.5	8.2	7.2	5.9	7.0	5.4	6.5	8.1	8.3
1989	5.9	4.2	5.9	6.5	12.2	16.3	14.0	12.5	4.9	6.1	8.2	11.7	6.1	6.8	5.9	5.5	7.1	8.4	6.9	8.9
1990	5.9	5.6	6.1	6.1	10.8	11.7	9.0	13.6	5.3	5.5	6.8	7.5	7.0	7.3	5.9	6.8	4.5	9.6	7.5	9.1
1991	4.5	4.3	5.5	5.2	9.6	9.4	9.2	13.3	3.8	6.7	5.6	8.9	6.5	6.5	6.5	7.0	4.9	8.0	6.9	12.1
1992	8.0	4.5	7.7	5.7	10.2	9.9	10.9	12.5	4.7	6.0	4.4	9.3	7.8	6.4	7.9	7.5	5.7	5.4	8.2	9.0
1993	7.3	4.6	8.9	6.4	10.4	12.6	8.8	9.6	4.9	5.8	6.5	10.0	8.3	5.7	4.9	5.9	4.4	5.8	10.2	11.0
1994	4.9	5.6	6.2	6.5	8.9	10.8	10.1	8.8	4.1	6.4	5.1	8.9	8.5	9.7	6.1	5.9	5.3	6.6	6.7	9.6
1995	5.2	5.8	6.8	6.7	9.3	16.7	11.5	10.3	4.7	6.0	5.3	8.3	8.5	13.7	6.1	7.2	5.7	9.0	8.9	9.4
1996	5.2	5.6	5.3	6.1	8.6	10.9	9.9	12.1	5.9	5.1	7.1	10.9	7.4	6.3	6.3	8.5	5.4	7.1	7.3	14.9
1997	4.9	5.9	5.6	5.8	16.3	17.7	19.7	17.0	5.3	6.0	7.7	12.6	5.4	8.3	6.9	6.2	5.2	7.5	8.1	12.2
1998	5.5	5.5	6.6	6.3	10.7	13.7	12.0	11.6	5.0	5.8	6.3	10.1	7.6	8.7	6.0	6.7	5.2	7.2	8.2	11.4

Anni	Marche		Lazio		Abruzzo Molise		Campania		Puglia		Basilicata		Calabria		Sicilia		Sardegna		Media Generale	
	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F
1974	6.0	5.8	5.4	6.4	6.7	6.5	5.5	7.1	6.5	8.4	7.9	12.2	6.1	8.1	7.8	8.3	7.4	10.3	6.6	7.9
1975	5.0	5.6	3.7	4.1	4.9	5.1	3.8	4.4	3.3	5.3	5.8	7.8	5.3	6.1	2.7	4.1	4.8	6.3	4.7	5.4
1976	4.2	5.8	3.1	4.1	3.3	5.0	2.3	4.8	3.3	3.2	6.7	10.2	4.7	5.1	3.4	4.0	4.8	6.3	4.5	5.8
1977	4.2	8.0	3.7	4.5	4.1	6.1	2.9	4.7	3.2	3.4	4.6	7.5	4.7	5.1	3.2	4.6	4.0	5.8	4.4	5.8
1978	4.7	6.4	4.6	5.8	5.4	4.4	4.0	5.1	2.2	4.1	5.4	11.7	5.1	5.3	3.7	4.3	3.9	8.6	4.9	6.4
1979	4.0	7.8	3.9	4.0	3.3	6.3	4.3	4.0	2.9	4.6	6.0	10.5	5.0	6.0	2.4	3.0	4.4	7.1	4.5	6.5
1980	6.0	8.7	4.4	4.6	4.2	6.3	2.7	5.4	3.8	3.9	8.2	9.9	3.4	4.9	3.5	3.9	5.2	6.8	4.7	6.7
1981	5.1	7.2	4.6	5.2	5.9	6.9	3.0	5.9	3.5	5.4	6.7	8.1	3.9	5.6	3.5	4.1	6.1	6.4	5.0	6.5
1982	7.2	7.4	3.7	3.9	7.4	6.9	4.7	6.6	5.3	5.7	9.3	8.1	4.5	6.3	5.3	4.5	6.0	9.7	6.2	7.1
1983	7.1	9.4	5.5	6.2	6.0	9.4	4.7	7.3	5.1	8.4	10.0	14.0	5.5	7.1	6.2	6.6	9.5	14.8	6.6	9.2
1984	6.3	9.0	5.8	5.0	5.8	9.8	3.7	6.6	6.0	5.8	9.8	11.1	5.0	8.0	5.1	6.4	8.9	9.8	6.8	7.9
1985	5.4	8.9	7.1	5.9	6.8	8.4	3.4	7.1	7.4	6.3	9.0	11.8	6.9	8.0	5.6	7.6	7.2	8.8	7.2	8.5
1986	6.1	8.2	6.8	5.6	5.8	14.3	4.8	5.9	8.2	6.9	8.2	11.6	5.4	6.2	4.7	8.0	7.4	6.4	7.0	8.8
1987	6.1	7.8	5.2	7.8	7.5	12.5	4.7	5.9	7.2	5.9	6.2	10.3	4.6	7.1	5.5	6.1	5.7	8.5	6.6	8.4
1988	9.7	6.1	6.7	7.5	5.8	7.1	3.8	5.8	5.7	5.4	8.1	8.4	3.4	6.9	4.0	4.5	6.8	10.2	6.9	7.4
1989	6.1	8.4	4.9	6.2	6.4	6.7	3.8	4.5	5.2	5.3	9.0	13.7	4.8	6.7	4.8	4.0	4.8	9.9	6.7	8.0
1990	5.6	10.3	3.9	4.4	6.9	6.7	2.9	4.5	6.5	5.0	7.7	10.8	7.4	5.3	5.1	4.4	7.8	8.9	6.5	7.5
1991	5.8	5.7	4.4	5.5	6.9	9.1	5.8	4.5	5.9	4.4	6.7	8.5	8.5	6.3	5.1	5.2	7.7	7.2	6.3	7.3
1992	7.8	7.0	6.8	4.2	5.9	7.6	4.7	4.8	7.1	6.4	7.7	8.8	7.5	6.5	6.6	5.5	9.2	6.9	7.3	7.0
1993	5.6	9.2	8.4	5.0	5.1	9.0	4.5	4.8	6.4	5.1	6.1	10.3	5.2	7.1	7.4	6.4	7.4	7.4	6.9	7.5
1994	5.1	6.9	7.7	6.4	5.3	9.4	3.3	4.3	4.4	4.6	7.1	10.9	4.9	6.0	5.4	4.7	8.5	6.2	6.2	7.3
1995	6.3	6.0	7.2	6.3	5.3	9.0	3.5	5.1	3.7	5.7	7.0	8.9	4.7	6.0	3.9	4.7	7.8	10.2	6.4	8.2
1996	6.7	7.8	5.4	6.1	5.8	8.7	4.5	3.9	4.9	5.1	6.6	9.0	3.8	5.8	3.8	7.2	7.8	8.5	6.2	7.9
1997	8.9	8.1	6.4	5.8	4.8	6.6	4.5	6.0	4.7	5.4	8.8	9.1	5.7	6.7	4.7	7.4	7.1	7.9	7.4	8.5
1998	6.5	7.6	7.0	5.9	5.3	8.5	4.1	4.8	4.8	5.2	7.1	9.6	4.9	6.3	5.0	6.1	7.7	8.1	6.6	7.9

Le stime dei k_t vengono ottenute in due fasi consecutive. In prima battuta si determina una stima provvisoria dell'indice temporale considerando la relazione (1) ed effettuando una regressione dei logaritmi delle probabilità di morte sul parametro k . A questo primo stadio, le probabilità di morte teoriche che così si ottengono presentano il problema che se applicate alla popolazione non riproducono esattamente il numero osservato di decessi. Inoltre, il parametro k viene stimato cercando di minimizzare gli errori nei logaritmi delle probabilità anziché sulle probabilità stesse. Quindi, il secondo passaggio è di giungere alla stima definitiva di

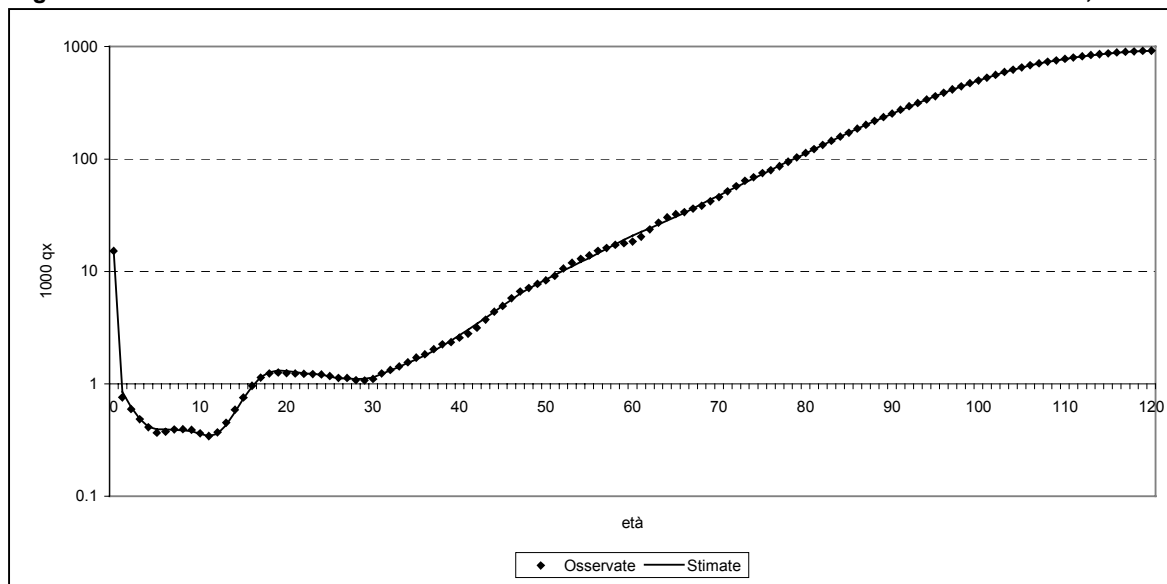
k utilizzando l'espressione (2), ossia ricercando in maniera iterativa quei valori dell'indice che riproducono approssimativamente il numero osservato di decessi per ciascun anno di calendario (1974-1998). Le figure 4.7, 4.8 e 4.9 riportano alcuni esempi di stime dei parametri relativi alla popolazione maschile piemontese. La curva delle stime a_x ricorda molto, a meno di un fattore di scala logaritmico, la tipica forma della curva delle probabilità di morte. In altri termini, si ha la rappresentazione del profilo per età della mortalità mediamente rilevato nell'arco del periodo esaminato. La curva delle stime b_x , invece, ha un andamento particolare, che evidenzia in prossimità di quali fasce di età si sono avute le migliori o peggiori performance di periodo in termini di riduzione dei rischi di morte (a valori più alti corrispondono performance "relative" migliori), a fronte del declino complessivo registrato dalla mortalità generale. Quest'ultimo può essere a sua volta controllato in figura 4.9 analizzando l'andamento delle stime k_t .

L'accostamento del modello di Lee-Carter ai dati osservati è stato misurato attraverso vari indici statistici. Tra i vari indici di distanza, la differenza assoluta percentuale media, indicata con MAPE (*Mean absolute percentage error*), è probabilmente l'indicatore che descrive meglio il livello di accuratezza delle stime prodotte (prospetto 4.2). Il MAPE si determina tramite l'espressione

$$MAPE^t = \frac{100}{n} \sum_{x=0}^{\omega} \left| \frac{q_x^t - \hat{q}_x^t}{q_x^t} \right|$$

dove q_x^t, \hat{q}_x^t rappresentano la probabilità di morte all'età x, rispettivamente osservata e stimata dal modello di Lee-Carter. L'indice varia tra 0 e $+\infty$. Quanto più l'indice MAPE è prossimo allo 0, migliore è l'adattamento del modello alla serie osservata. L'indice di accostamento è stato elaborato a livello regionale per ciascun anno della serie 1974-1998⁷. Nel complesso si nota un adattamento ai dati osservati ottimale. Il MAPE oscilla infatti da un minimo del 2,1% ad un massimo del 19,7% mentre il valore mediano si attesta sul valore di 6,3%. Il MAPE è più basso nelle regioni di medio-grande dimensione demografica e più alto nelle piccole. Si denota, infine, una quasi costante, ma non generale, migliore efficacia del modello nel rappresentare le curve di mortalità maschili a discapito di quelle femminili. Le figure 4.10 e 4.12 riportano il confronto tra le probabilità di morte osservate e stimate nei casi in cui si è registrato, rispettivamente, il MAPE più basso e più alto. La figura 4.11 riporta invece un caso di adattamento con un MAPE molto prossimo al valore mediano.

Figura 4.10 – Probabilità di morte osservate e stimate – Veneto Maschi – Anno 1980 – MAPE=2,1%



⁷ Si ricorda che, per quanto riguarda le previsioni di mortalità, il Piemonte e la Valle d'Aosta da un lato, l'Abruzzo ed il Molise dall'altro, sono elaborate congiuntamente.

Figura 4.11 – Probabilità di morte osservate e stimate – Puglia Femmine – Anno 1985 – MAPE=6,3%

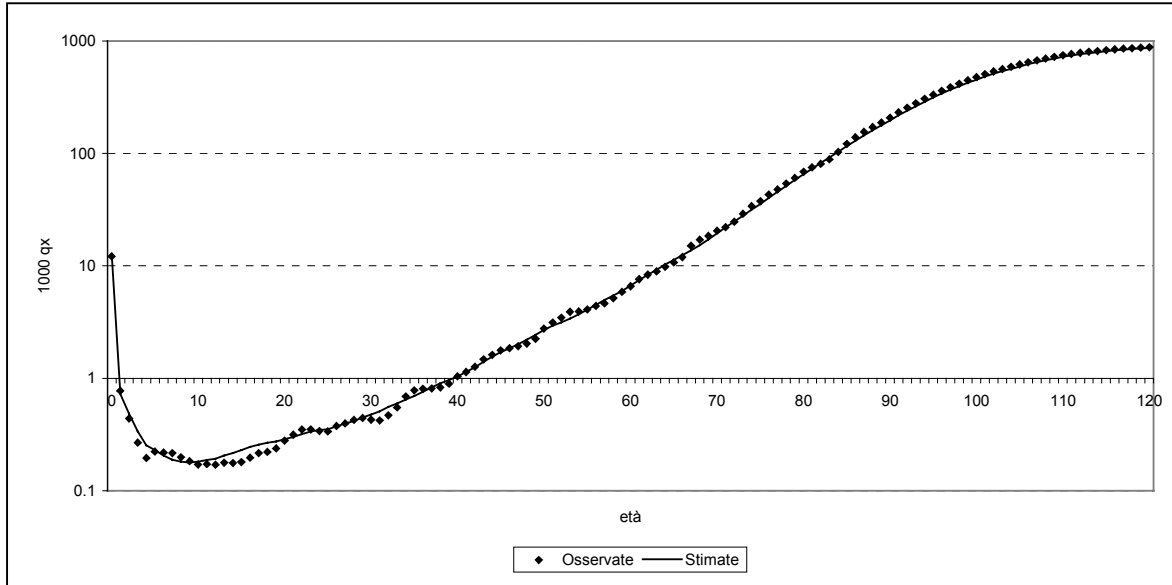
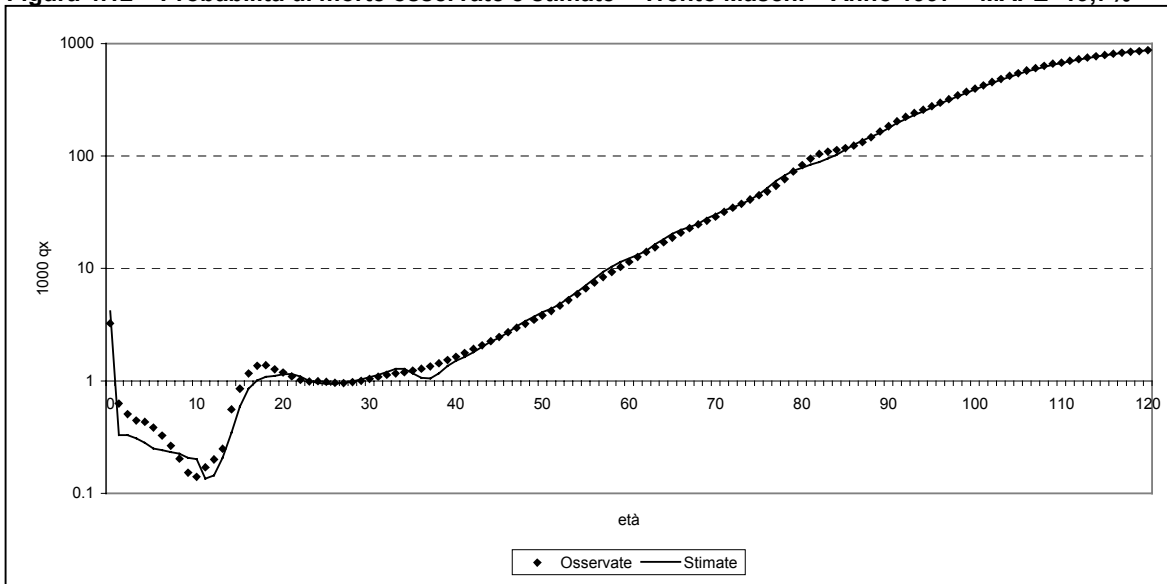


Figura 4.12 – Probabilità di morte osservate e stimate – Trento Maschi – Anno 1997 – MAPE=19,7%



4.5 - Costruzione delle tavole di mortalità 1999 e 2000

Dopo aver adattato l'andamento della mortalità delle regioni italiane fino al 1998 con i tre vettori di parametri a_x, b_x, k_t , rimane da esaminare il modo con il quale le tendenze rilevate sono state proiettate nel biennio 1999-2000. Innanzitutto, ricordiamo che dal punto di vista dinamico l'unico set di parametri che necessita di una valutazione rispetto al triennio di previsione è l'indice di mortalità generale k_t . Ricordiamo anche che, da quanto detto nel paragrafo 4.3, la stima di tale indice in un anno per il quale è noto almeno l'ammontare assoluto di morti si può realizzare grazie all'espressione (2). Per quanto riguarda, infine, il calcolo delle probabilità di morte stimate e pesate sul numero di morti rilevato nel biennio 1999-2000 s'impiega la formula:

$$q_x^t = \exp\{a_x + b_x k_t\}$$

Tutte le altre funzioni biometriche, che generalmente si ritrovano in una tavola di mortalità tipo, si determinano a partire dalla conoscenza della funzione q_x^t . Ad esempio per il calcolo della speranza di vita alla nascita s'impiega la formula:

$$e_0^t = \frac{L_0^t + L_1^t + \dots + L_{\omega-1}^t}{100.000} \quad \text{dove } L_x \text{ è la nota distribuzione degli anni vissuti associata alla tavola di mortalità.}$$

4.6 - Previsione dell'indice di mortalità attraverso un modello di serie storiche

Le previsioni coprono l'arco di tempo 2001-2030 e riguardano solamente l'indice di mortalità k_t . Dal 2031 al 2050 si mantengono fissi i livelli previsti per l'anno 2030. I restanti due parametri, a_x e b_x , che esprimono l'effetto età del modello, scaturiscono dall'analisi precedentemente condotta sul periodo 1974-1998 e non necessitano di ulteriori trattamenti essendo dinamicamente indipendenti.

Si è optato per una tecnica previsiva mista che combinasse gli effetti di trend nel lungo periodo e le fluttuazioni a breve termine dell'indice k_t . L'approccio è dunque quello di combinare un modello time trend deterministico (*long term*) con un modello di tipo autoregressivo (*short term*).

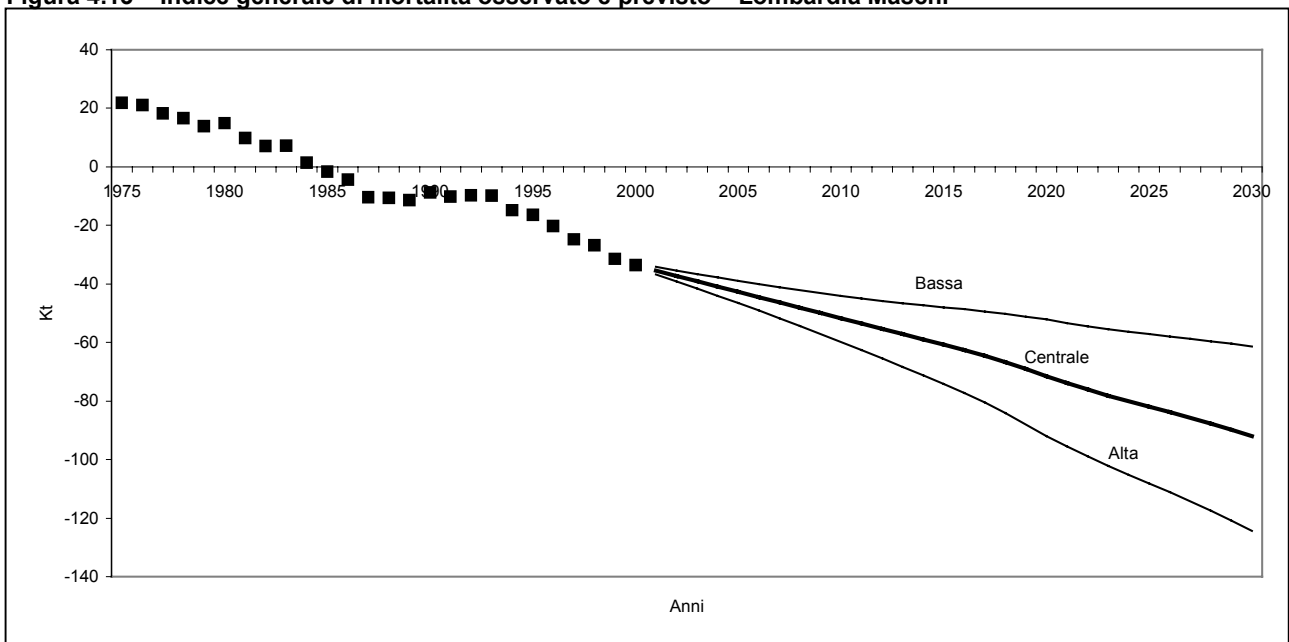
Analiticamente il modello può scriversi nella forma:

$$\left. \begin{aligned} k_t &= b_0 + b_1 t + b_2 t^2 + u_t \\ u_t &= a_1 u_{t-1} + a_2 u_{t-2} + \dots + a_p u_{t-p} + \varepsilon_t \end{aligned} \right\}$$

con $t=1974, \dots, 2000$.

I parametri autoregressivi inclusi nel modello per ciascuna serie regionale sono selezionati mediante una procedura di regressione *stepwise*. Le stime puntuali del modello di previsione determinano l'ipotesi centrale dell'indice generale k_t e, per quanto esposto in precedenza, dell'ipotesi centrale complessiva per quanto riguarda la mortalità. I parametri che scaturiscono considerando gli intervalli di confidenza al 95% determinano, invece, gli scenari alto e basso. Le elaborazioni si protraggono fino al 2030, anno dopo il quale i livelli di mortalità si assumono costanti in tutti e tre gli scenari. La figura 4.13 presenta un esempio di previsione dell'indice di mortalità generale.

Figura 4.13 – Indice generale di mortalità osservato e previsto – Lombardia Maschi



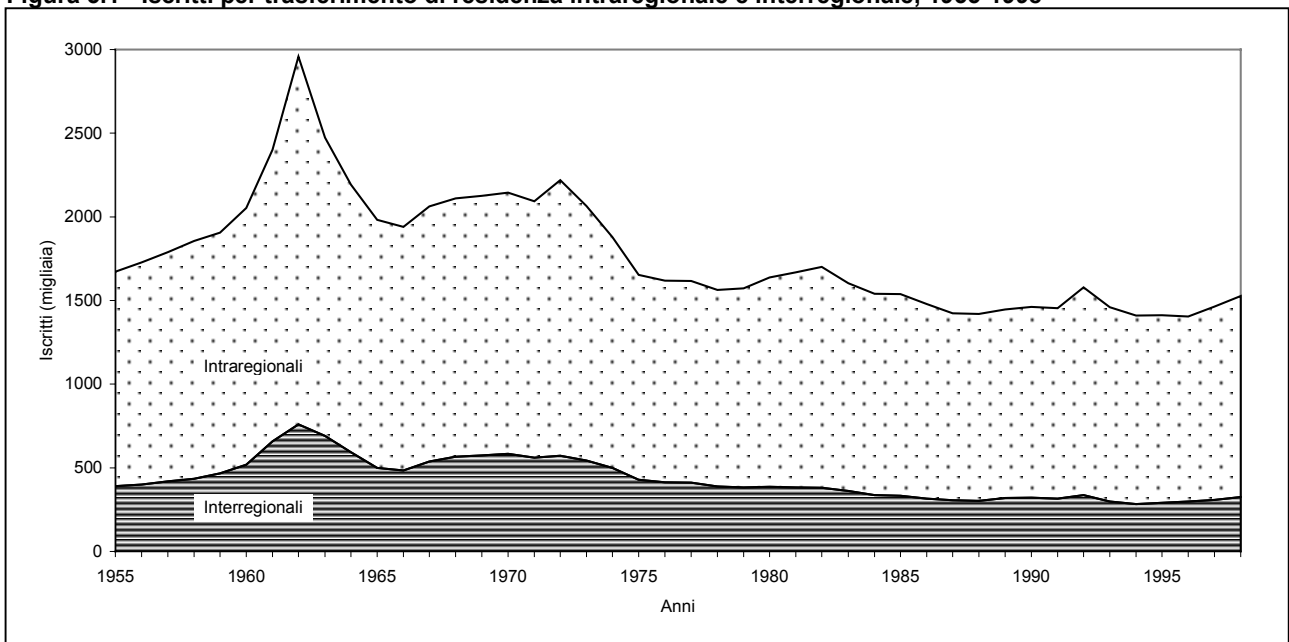
5. Previsioni delle migrazioni

5.1 - Introduzione

La mobilità residenziale, che da sempre contribuisce in maniera significativa alla determinazione dell'evoluzione demografica regionale, è un fenomeno difficilmente prevedibile, sia nella sua componente interna che in quella estera. Le ragioni che determinano i trasferimenti di residenza variano infatti a seconda della tipologia del migrante, e vanno, genericamente, da motivazioni legate alle fasi del ciclo di vita individuale e familiare, tipicamente legate agli spostamenti di breve raggio, alle condizioni del mercato del lavoro che, anche all'interno dei confini nazionali, possono causare movimenti su distanze medio-lunghe.

Negli ultimi decenni la mobilità residenziale in Italia ha subito, come noto, delle sostanziali variazioni: rispetto agli anni Cinquanta e Sessanta il volume complessivo dei trasferimenti all'interno dei confini nazionali si è progressivamente ridotto, risultando, a livello nazionale, abbastanza costante nell'ultimo quindicennio del secolo.

Figura 5.1 - Iscritti per trasferimento di residenza intraregionale e interregionale, 1955-1998



Del complesso dei trasferimenti tra comuni italiani la mobilità interregionale rappresenta una quota che nel corso dei decenni si è progressivamente ridotta di pari passo con il complessivo calo della mobilità residenziale all'interno dei confini nazionali; quando diminuisce la propensione a cambiare residenza sono soprattutto gli spostamenti di lungo raggio a mostrare la contrazione più sensibile.

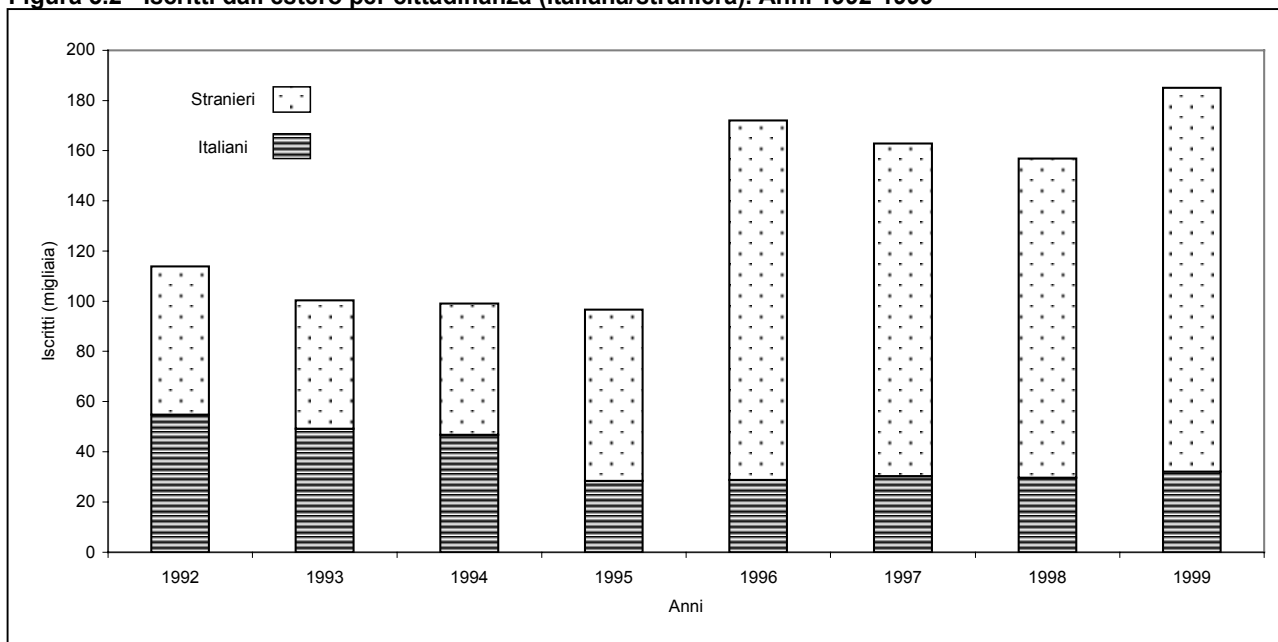
La mobilità con l'estero è stata caratterizzata da cambiamenti ancor più profondi: negli ultimi decenni l'Italia ha assunto il ruolo di paese di immigrazione, e sono radicalmente mutate – oltre alla quantità e alla direzione dei flussi - anche le caratteristiche e le motivazioni dei movimenti con l'estero, essendo diventato via via sempre più rilevante il peso dei cittadini stranieri ed essendosi quindi radicalmente rinnovata la mappa dei paesi di origine e destinazione dei flussi migratori con l'estero.

L'elevata incidenza dei cittadini stranieri è una delle ragioni per cui, nel caso dei trasferimenti con l'estero, è ancora più complesso individuare le motivazioni degli spostamenti. In quest'ultimo caso infatti, tra i fattori di spinta vi sono, oltre ai differenziali nei livelli di benessere e di condizioni del mercato del lavoro, anche ragioni socio-politiche che frequentemente costringono ingenti masse di persone a migrare verso i paesi di accoglienza; inoltre, il fenomeno è regolato da un sistema normativo che impone accelerazioni o rallentamenti nel numero effettivo di trasferimenti e comunque nella sua emersione.

Nel caso dei trasferimenti con l'estero, la natura dei movimenti appare quindi profondamente diversa a seconda che si tratti di iscrizioni – dove sono fortemente maggioritari gli stranieri, regolate da fattori di spinta variegati e complessi, tra cui assumono un'importanza determinante gli aspetti normativi – o di cancellazioni, che invece mostrano un andamento più regolare nel tempo.

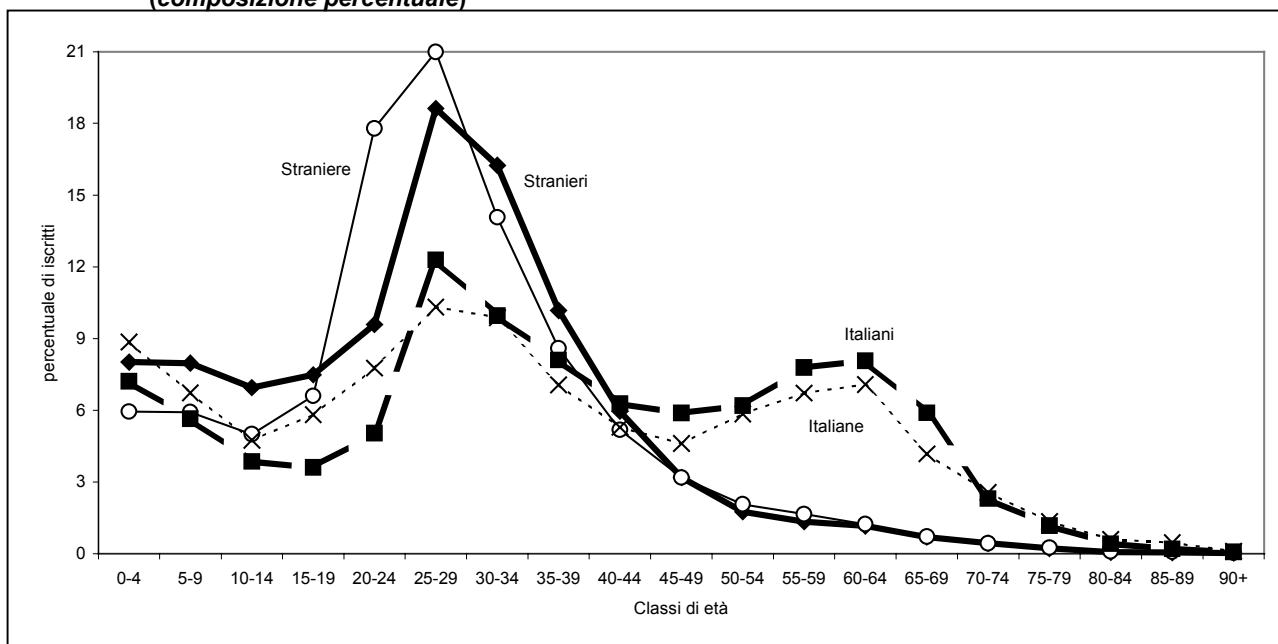
Quindi, ad essere estremamente variabile e difficile da prevedere è proprio la componente straniera delle iscrizioni dall'estero, mentre quella italiana risulta più stabile e dovuta a ragioni meno soggette a repentine trasformazioni, come si può osservare dai dati dei trasferimenti dall'estero per cittadinanza registrati negli ultimi anni.

Figura 5.2 - Iscritti dall'estero per cittadinanza (italiana/straniera). Anni 1992-1999



Le differenze tra i cittadini italiani e stranieri che entrano in Italia dall'estero tuttavia, non riguardano solo la recente evoluzione dell'ammontare ma anche alcuni fondamentali aspetti strutturali. Per esempio, si può osservare la curva per età degli iscritti dall'estero distinti per cittadinanza, indicativa delle fasi di vita in cui è più frequente la decisione di spostarsi e dunque, indirettamente, delle motivazioni che nella maggioranza dei casi sono alla base della migrazione.

Figura 5.3 – Iscritti dall'estero per cittadinanza (italiana/straniera), sesso e classe di età, Anno 1998 (composizione percentuale)



I profili per età degli stranieri mostrano una notevole concentrazione nelle età giovani adulte, legate per lo più alle motivazioni lavorative, cui si accompagna una quota piuttosto consistente di migranti nelle età infantili

e adolescenziali, che evidentemente seguono i genitori nel paese di accoglienza. Col progredire dell'età la percentuale di coloro che si trasferiscono in Italia dall'estero diventa sempre più modesta e marginale.

La distribuzione per età degli iscritti dall'estero di cittadinanza italiana segue un profilo profondamente diverso: la concentrazione nelle classi giovani adulte è assai meno marcata, mentre si evidenzia un peso non trascurabile di ingressi di individui ultracinquantenni, riconducibili ai rientri in patria di coloro che per un periodo di tempo hanno lavorato all'estero.

5.2 - I dati di base e il modello previsivo

I dati di base utilizzati sono quelli dell'indagine sulle iscrizioni e cancellazioni anagrafiche, condotta annualmente dall'Istat attraverso l'analisi dei modelli APR/4; essi contengono tutte le informazioni necessarie per la predisposizione del modello previsivo, consentendo di disporre delle matrici origine-destinazione dei flussi di trasferimenti interregionali per sesso ed età. L'indagine – nonostante l'esistenza di alcuni problemi di qualità - presenta tuttavia un buon grado di attendibilità e copertura, in particolare in riferimento alla mobilità residenziale che si svolge all'interno dei confini nazionali (Istat, 1997a).

Per quanto riguarda le migrazioni interne, l'ipotesi di base del modello si fonda sul mantenimento per tutto il periodo previsivo delle propensioni alla mobilità registrate negli ultimi anni, dato che come si è visto, la recente evoluzione del fenomeno mostra, nel medio periodo, delle variazioni contenute dell'ammontare complessivo dei trasferimenti di residenza interregionali. Si è pertanto stabilito di lasciare inalterate le probabilità di ingresso e in uscita dalle regioni, in modo che i flussi si modifichino nel tempo solo in virtù delle variazioni nell'ammontare di base della popolazione residente nelle varie regioni. L'approccio utilizzato è quello multiregionale, metodologia che permette di trattare contemporaneamente tutte le aree allo studio e di definire i flussi in entrata in una determinata area come somma dei flussi diretti da ciascuna delle altre verso di essa. Il sistema è per costruzione coerente per tutti gli anni di previsione in quanto la riga e la colonna marginali della matrice O/D, corrispondenti rispettivamente ai flussi in entrata e in uscita in/da ciascuna regione, danno la stessa somma, corrispondente all'ammontare complessivo dei movimenti interni al territorio nazionale.

I flussi in uscita dal nostro paese sono stati elaborati simultaneamente ai trasferimenti interni, dal momento che risultano accomunati a questi ultimi da un trend piuttosto costante nel tempo, sia per i cittadini italiani che per gli stranieri. Le cancellazioni oltre confine vengono quindi determinate applicando delle probabilità di uscita dal nostro paese considerando l'estero alla stregua di una 21-esima regione di possibile destinazione.

Per quanto riguarda le immigrazioni dall'estero, alla luce delle evidenti diversità del fenomeno rispetto alla cittadinanza, si è deciso, per la prima volta nelle previsioni demografiche dell'Istat, di trattare separatamente i flussi in arrivo di cittadini stranieri da quelli di cittadini italiani. Nel primo caso si è applicata una procedura di stima che si basa sull'analisi delle serie storiche, mentre per i cittadini italiani si è stimata una quota costante di ingressi annui.

5.2.1 - Le migrazioni interne e le cancellazioni per l'estero

Le probabilità di migrazione, mantenute costanti in tutto il periodo previsivo, sono calcolate tenendo contemporaneamente conto dei livelli complessivi di mobilità interregionale e verso l'estero registrati nel quadriennio 1995-1998 e delle strutture per età riferite a macroaree omogenee in quanto a comportamento migratorio.

La metodologia di stima si basa quindi sull'utilizzo di un duplice input iniziale; da un lato è stata predisposta una matrice origine/destinazione contenente i trasferimenti interregionali (comprese le cancellazioni per l'estero), senza distinzione di età, mediamente registrati tra il 1995 e il 1998. Dall'altro sono stati approntati dei vettori di probabilità di migrazione – anche in questo caso relativi alla media del periodo 1995-1998 - che, distintamente per singolo anno di età e sesso, esprimono la propensione a trasferirsi da una regione di un'area geografica verso un'altra regione della stessa area o verso una regione di un'area differente; non sono stati invece inclusi nel calcolo i trasferimenti interni alle regioni, dal momento che non modificano la popolazione regionale di riferimento. Le aree geografiche - individuate grazie all'applicazione di un modello loglineare (Istat, 1997a) – raggruppano regioni che nel recente passato hanno manifestato un comportamento migratorio omogeneo, tanto da poter essere trattate simultaneamente nella fase di calcolo delle probabilità di migrazione. Le sei aree individuate sono:

- Nord-Ovest: Piemonte, Valle d'Aosta, Lombardia;

- Nord-Est: Trentino-Alto Adige, Veneto, Friuli-Venezia Giulia;
- Nord-Appennino: Liguria, Emilia Romagna, Toscana;
- Centro-Adriatico: Umbria, Marche, Abruzzo, Molise;
- Lazio;
- Mezzogiorno: Campania, Puglia, Basilicata, Calabria, Sicilia, Sardegna

La scelta di aggregare le regioni in aree di maggiori dimensioni consente di risolvere il problema delle bassissime frequenze dei trasferimenti interregionali in corrispondenza di alcune classi annuali di età, che rendono difficoltoso il calcolo delle probabilità di migrazione.

Gli elementi dei vettori delle probabilità sono stati calcolati ponendo al numeratore il numero medio tra il 1995 e il 1998 dei trasferimenti di residenza interzonali classificati per regione di origine, regione di destinazione, sesso e singolo anno di età, al netto, come detto, dei trasferimenti intraregionali; al denominatore sono invece stati posti gli esposti al rischio di migrare cioè la popolazione per sesso età e regione, depurata dall'effetto della mortalità. Per ciascun sesso le probabilità di migrazione interzonale sono dunque calcolate in base alla formula:

$$\mu_x^{hk} = \frac{m_x^{hk}}{P_x^h \left(1 - \frac{q_x^h}{2}\right)}$$

dove m_x^{hk} rappresentano i trasferimenti dalle regioni della zona h a quelle della zona k in età x, P_x^h la popolazione dell'età x nella zona h e q_x^h è la probabilità (prospettiva) di morte per un individuo di età x nella zona h. Si adotta l'assunzione che la migrazione e la morte siano distribuiti uniformemente nel corso dell'anno, per cui nella metà dei casi la morte interviene prima della migrazione, mentre nella restante metà la morte segue la migrazione.

I vettori di probabilità così ottenuti sono stati successivamente perequati utilizzando la funzione di Rogers (Rogers et al., 1978) che ha dimostrato che il caratteristico profilo dei tassi di migratorietà per età può essere descritto, indipendentemente dall'intensità del fenomeno, da una funzione matematica ottenuta come somma di quattro componenti:

1. una curva esponenziale negativa delle età pre-lavorative, con un tasso di discesa a_1 ;
2. una curva unimodale asimmetrica a sinistra delle età lavorative, posizionata su un'età media μ_2 (sull'asse delle età), con un tasso di ascesa λ_2 e di discesa a_2 ;
3. una curva quasi campanulare delle età post-lavorative intorno ad un valore medio μ_3 con un tasso di ascesa λ_3 e di discesa a_3 ;
4. una curva costante c inclusa per migliorare l'adattamento della funzione, che rappresenta il livello "minimale" sottostante della propensione alla migrazione.

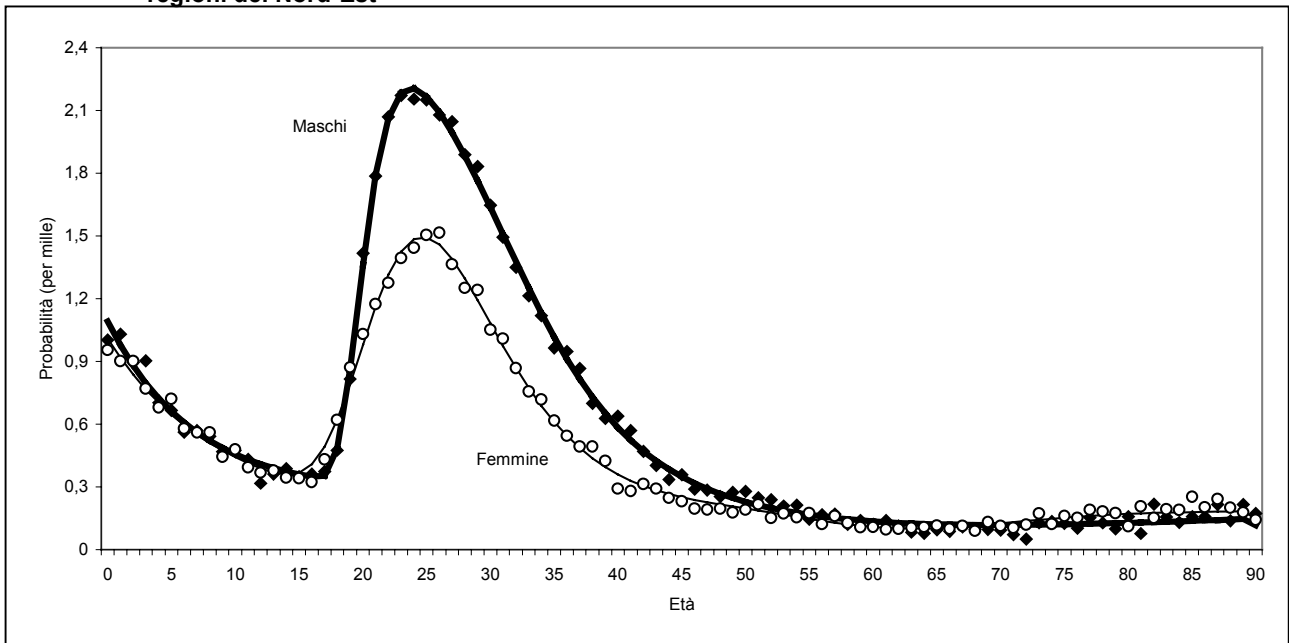
I valori perequati delle probabilità di migrazione si ottengono dunque tramite la seguente funzione:

$$\begin{aligned} \mu_x^{hk} = & a_1 \exp(-a_1 x) \\ & + a_2 \exp \left\{ -a_2 (x - \mu_2) - \exp \left[-\lambda_2 (x - \mu_2) \right] \right\} \\ & + a_3 \exp \left\{ -a_3 (x - \mu_3) - \exp \left[-\lambda_3 (x - \mu_3) \right] \right\} \\ & + c \end{aligned}$$

La figura 5.4 riporta un esempio della procedura sopra descritta relativa alle probabilità di migrazione da regioni del Mezzogiorno verso quelle del Nord-Est. La metodologia utilizzata comporta l'adozione implicita di alcune ipotesi restrittive: innanzi tutto, le probabilità di migrare tra regioni di due aree differenti sono uguali, relativamente alla struttura, per tutte le regioni delle due aree; inoltre, le probabilità sono le stesse anche tra qualsiasi coppia di regioni appartenenti alla stessa area geografica, sempre con riferimento alla struttura. L'adozione di queste ipotesi introduce una semplificazione piuttosto marcata, che è tuttavia parsa accettabile in virtù della somiglianza dei modelli migratori delle regioni appartenenti alla stessa area; va segnalato inoltre che le ipotesi di eguaglianza riguardano solo la struttura per età delle probabilità, dal momento che gli

elementi dei vettori delle probabilità interzonali vengono ridimensionati in base all'ammontare di singoli flussi migratori interregionali.

Figura 5.4 – Probabilità di migrazione (osservate e perequate) per sesso ed età da regioni del Mezzogiorno verso regioni del Nord-Est



Per operare il ridimensionamento si è calcolata una matrice di coefficienti di correzione i cui elementi, per ciascuna coppia di regioni sono pari a:

$$c^{ij} = \frac{m^{ij}}{\sum_x {}_{01}P_x^i \cdot \mu_x^{hk}} \quad \text{con } i \in h, j \in k, i \neq j$$

in cui ${}_{01}P_x^i$ rappresenta la popolazione di età x al 1.1.2001 della regione x , μ_x^{hk} è la probabilità di migrare dalla zona h alla zona k all'età x (media del quadriennio 1995-1998) e m^{ij} è pari all'ammontare globale del flusso migratorio dalla regione i alla regione j , ij -esimo elemento della matrice O/D (anche in questo caso media del quadriennio 1995-1998).

I fattori di correzione così calcolati sono stati poi utilizzati per ottenere le probabilità di migrazione interregionali per sesso e singolo anno di età

$$m_x^{ij} = c^{ij} \cdot \mu_x^{hk}$$

da applicare alla popolazione regionale che si determina nel corso del periodo previsivo.

Per l'individuazione delle varianti evolutive delle migrazioni si sono predisposti, oltre allo scenario centrale, due scenari alternativi che prevedono, rispettivamente, una contrazione – ipotesi bassa - e un'accelerazione – ipotesi alta - dei livelli di mobilità espressi dal modello nella sua versione di base.

Le variazioni rispetto all'ipotesi centrale sono state determinate riadattando alcuni risultati del modello loglineare applicato in occasione della precedente tornata di previsioni Istat (base 1.1.1996). In particolare, rispetto alla matrice O/D delle probabilità di migrazione per età dell'ipotesi centrale, sono stati modificati alcuni pattern significativi dal punto di vista della mobilità nazionale, incrementati o ridotti linearmente tra il 2001 ed il 2010. Le variazioni apportate nei due scenari tengono conto dell'intensità media della propensione alla mobilità e di alcune direttrici interregionali particolarmente significative, come ad esempio quella tra il Mezzogiorno ed il Nord-Italia (prospetto 5.1).

Dal 2011 in avanti le modificazioni ipotizzate alla matrice di probabilità vengono tenute costanti ai livelli previsti per il 2010, dal momento che non si ritenuto di poter effettuare ipotesi di lungo periodo per l'evoluzione di un fenomeno complesso come la mobilità residenziale.

Prospetto 5.1 - Variazioni percentuali applicate alle probabilità di migrazione dell'ipotesi centrale per la definizione degli scenari alternativi

IPOTESI BASSA	IPOTESI ALTA
<p>Livello medio Anno 2001: -0,50% Anni 2002-2010: -0,25% aggiuntivo annuo</p> <p>Effetto origine-destinazione tra Centro-Adriatico / Lazio Mezzogiorno / Nord-Ovest Mezzogiorno / Nord-Est Mezzogiorno / Nord-Appennino Mezzogiorno / Lazio Mezzogiorno / Centro-Adriatico Anno 2001: -1,0% Anni 2002-2010: -0,5% aggiuntivo annuo</p>	<p>Livello medio Anno 2001: +0,50% Anni 2002-2010: +0,25% aggiuntivo annuo</p> <p>Effetti destinazione in Piemonte Valle d'Aosta Friuli-Venezia Giulia Marche Anno 2001: +0,50% Anni 2002-2010: +0,25% aggiuntivo annuo</p> <p>Effetti destinazione in Lombardia Veneto Trentino-Alto Adige Emilia-Romagna Anno 2001: +1,0% Anni 2002-2010: +0,5% aggiuntivo annuo</p> <p>Effetti origine-destinazione tra Mezzogiorno / Nord-Ovest Mezzogiorno / Nord-Est Mezzogiorno / Nord-Appennino Anno 2001: +0,50% Anni 2002-2010: +0,25% aggiuntivo annuo</p>

N.B. Dal 2011 le probabilità di migrazione rimangono costanti ai livelli del 2010.

In particolare, nell'ipotesi bassa si è ipotizzata una riduzione delle probabilità di migrazione dal Mezzogiorno verso il resto del paese e dalle regioni della fascia centro-adriatica verso il Lazio; nell'ipotesi alta si è invece previsto un aumento delle probabilità dalle regioni meridionali verso quelle settentrionali e verso la Toscana e un incremento dell'attrattività complessiva di alcune regioni centro-settentrionali, più elevato in Lombardia, Veneto, Trentino-Alto Adige ed Emilia-Romagna.

5.2.2 - Il flusso migratorio di stranieri dall'estero

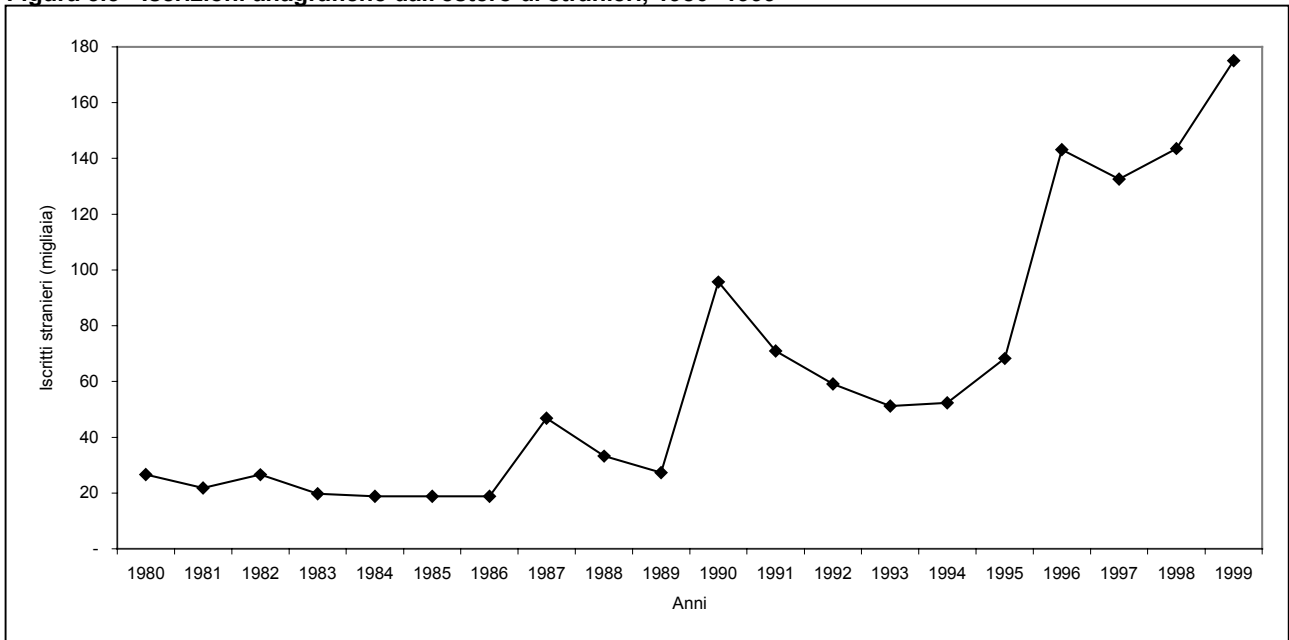
Il primo passo della procedura di previsione è consistito nella stima del numero di iscritti stranieri nelle anagrafi comunali per l'anno 2000 – che verrà indicata $i_s(t)$ con riferimento al generico anno t – cioè il primo per il quale non erano disponibili dati osservati. Data la complessità del problema⁸ si è scelto di applicare una procedura di stima che si basa sull'analisi delle serie storiche.

⁸ Le iscrizioni di cittadini stranieri per trasferimento di residenza e, più in generale, il flusso migratorio anagrafico, oltre a scontare il fatto di basarsi su atti amministrativi, è sottoposto anche a *shocks* esogeni al fenomeno stesso. Si pensi, per esempio, alle perturbazioni dovute a provvedimenti istituzionali che influenzano in particolar modo le iscrizioni (a causa delle sanatorie) e le cancellazioni anagrafiche (per effetto delle acquisizioni di cittadinanza) della

Si sono, così, considerati i dati relativi agli ultimi 18 anni delle statistiche sui movimenti della popolazione residente riferita alle iscrizioni anagrafiche della popolazione con cittadinanza straniera, desunti dall'indagine effettuata dall'Istat con i modelli di rilevazione APR/4.

Il periodo esaminato va dal 1980 al 1997 e, sebbene relativamente breve per applicare l'analisi delle serie storiche, è stato scelto in considerazione del fatto che il fenomeno della migratorietà di cittadini stranieri dall'estero ha interessato il nostro Paese soprattutto a partire dagli anni '80.

Figura 5.5 - Iscrizioni anagrafiche dall'estero di stranieri, 1980 -1999



Con l'obiettivo di estendere ulteriormente la serie dei dati, si sono utilizzate, inoltre, le informazioni relative all'ultimo biennio desunte dal bilancio demografico della popolazione straniera residente (modello ISTAT P.3). Si è osservata, pertanto, la corrispondenza esistente tra la serie delle iscrizioni dall'estero di stranieri di fonte APR/4 $i_s(t)$ e quella risultante dai modelli di rilevazione P.3 $i_s(t)^b$ per l'ultimo quinquennio disponibile congiuntamente, in modo da desumere i valori della serie di iscrizioni anagrafiche di stranieri $i_s(t)$ anche per il biennio 1998-1999.

Osservando l'andamento della serie così ottenuta (figura 5.5) si individuano palesemente quattro picchi – relativi agli anni 1987, 1990, 1996 e 1999 - da imputarsi ad effetti esogeni alla serie stessa e, precisamente, in corrispondenza delle leggi “sanatorie” sugli immigrati stranieri. Ricordiamo che nell'ultimo quindicennio sono state ben 4 gli atti istituzionali di regolarizzazione della popolazione straniera e che, in particolare, hanno influenzato l'arco di tempo osservato nello studio:

- Legge n.943 del 30 dicembre 1986 per la regolarizzazione dei lavoratori stranieri irregolari ed il ricongiungimento dei familiari a carico.
- Legge n.39 (Martelli) del 28 febbraio 1990 che mirava a regolarizzare gli stranieri presenti prima del 1989.
- Legge n.617 del dicembre 1996 per la salvaguardia degli effetti prodotti dal decreto legge (Dini) del 18 novembre 1995 per la presenza di stranieri prima del 1995.
- Legge 1998 Decreto legge del Presidente del Consiglio dei Ministri 16.10.1998: per le presenze straniere prima del marzo 1998.

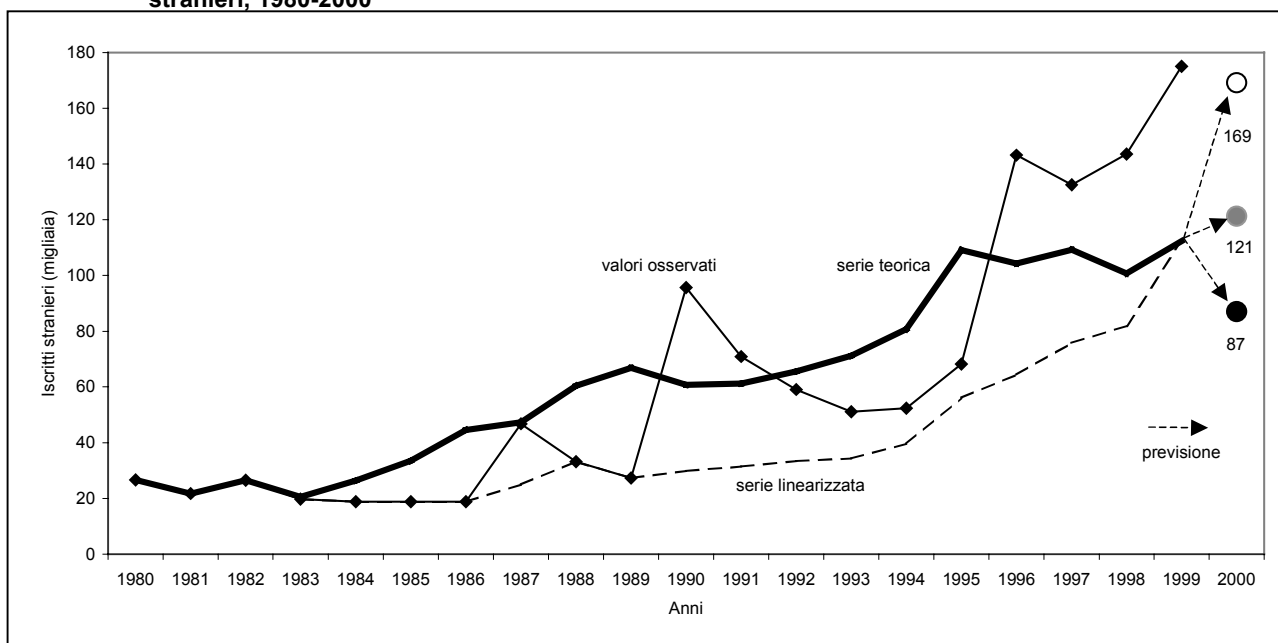
Questi atti istituzionali hanno prodotto degli incrementi ingiustificati il più delle volte nel periodo immediatamente successivo alla sanatoria stessa. Si assume, pertanto, nel nostro modello di simulazione, che gli aumenti delle iscrizioni verificatesi - i picchi del grafico precedente - in realtà siano da imputarsi alle regolarizzazioni di stranieri in gran parte già presenti in Italia e che avrebbero dovuto, quindi, iscriversi nelle anagrafi comunali in periodi precedenti a quello del picco osservato.

popolazione straniera. L'andamento osservato per la serie storica in questione, pertanto, più che a rappresentare il fenomeno stesso è efficace ad evidenziare principalmente effetti contingenti.

Occorre, dunque, "depurare" la serie osservata dall'effetto sanatoria che poco interessa il reale andamento del fenomeno. A tale scopo si è fatto ricorso alla procedura di "linearizzazione" propria dell'analisi delle serie storiche: in accordo con le tendenze di analisi dei fenomeni congiunturali in atto nel dipartimento delle statistiche economiche dell'Istat, si è deciso di adottare la procedura TRAMO-SEATS (*time series regression with arima noise, missing observations and outliers – signal extraction in arima times series*). Tale procedura si compone di due parti: la prima – TRAMO – è dedicata ad eliminare dalla serie storica di interesse i cosiddetti effetti deterministici dovuti al diverso numero di giorni lavorativi⁹ nei vari periodi di riferimento, alla presenza di festività mobili, e di valori anomali¹⁰. Tale software identifica e stima, inoltre, il modello ARIMA che descrive efficacemente l'evoluzione nel tempo della serie storica osservata¹¹. La seconda parte – SEATS –, invece, effettua la destagionalizzazione della serie originaria utilizzando il modello ARIMA individuato da TRAMO (Istat, 2000b). Per la struttura della serie individuata è stato utilizzato solo la prima parte della procedura (TRAMO).

Dal punto di vista operativo si è effettuata un'analisi preliminare del fenomeno osservato: $y_t =$ serie osservata con $y_t = i_s(t)$, individuando ed eliminando gli effetti deterministici dovuti agli *shocks* esogeni. Dunque, nella procedura TRAMO si sono imposti dei regressori esterni (o *outliers*) in corrispondenza degli anni relativi agli effetti amplificativi¹² delle sanatorie.

Figura 5.6 – Serie osservata, linearizzata e teorica (ipotesi alta, centrale e bassa) delle iscrizioni anagrafiche di stranieri, 1980-2000



Più in dettaglio, in corrispondenza dell'anno 1987 si è imposto un *outlier* di tipo additivo (AO), un evento che si manifesta con una brusca variazione della serie in un dato istante temporale il cui effetto è però immediatamente riassorbito nell'istante successivo; per gli anni 1990 e 1996 si riscontra un cambiamento temporaneo (TC), ovvero un cambiamento brusco in un dato istante temporale, che viene gradualmente riassorbito nel tempo; infine, al 1998 è stata attribuita una distorsione di livello (LS), variazione brusca che si verifica in un istante e che perdura nel tempo. Queste assegnazioni sono state attuate tenendo in considerazione sia la normativa di riferimento sia l'andamento della serie osservata. Imponendo queste

⁹ Si ricorda che tale procedura è nata per destagionalizzare le serie storiche di fenomeni economici, ma non per questo non utilizzabile anche per studiare le serie storiche di fenomeni demo-sociali in cui l'ordine temporale dei dati risulti rilevante.

¹⁰ In realtà all'analisi in oggetto è soprattutto quest'ultimo caso che interessa, considerando gli *shocks* derivanti dalle sanatorie come *outliers* per l'andamento reale presunto in assenza di questi eventi esogeni, cioè, la serie di valori che si sarebbero verificati se le leggi sanatorie non fossero state introdotte.

¹¹ L'approccio contemplato nella procedura TRAMO-SEATS è di tipo *model based*. Esso ipotizza, più nel dettaglio, l'esistenza di un modello statistico parametrico di tipo ARIMA (*autoregressive integrated moving average*) concependo la serie storica come realizzazione finita di un processo stocastico la cui struttura probabilistica è adeguatamente descritta dal suddetto modello.

¹² Si presuppone che l'aumento delle iscrizioni verificatesi in corrispondenza dell'attuazione delle leggi sanatorie sugli immigrati stranieri, abbiano comportato un volume addizionale di popolazione straniera non imputabile esclusivamente in quegli anni, dato che molti degli stranieri che hanno usufruito delle agevolazioni della legge sanatoria, presumibilmente, erano già presenti in Italia precedentemente e da considerarsi, quindi, come mancate regolarizzazioni da imputarsi negli anni precedenti.

condizioni, la procedura TRAMO ha prodotto y^*_t (serie linearizzata), una serie molto più liscia rispetto a quella osservata perché appunto depurata dagli effetti deterministici¹³.

Prospetto 5.2 – Modello di redistribuzione retrospettiva degli effetti esogeni delle leggi sanatorie sullo stock di popolazione straniera¹⁴

Anni	val osservati Y_t	serie linearizzata Y^*_t mod ARIMA (1;1;0)	Differenza $e=Y_t-Y^*_t$	Criterio redistribuzione (quote %) per ciascuna legge sanatoria				serie teorica Y^{\wedge}_t
				x 1986	x 1990	x 1996	x 1999	
1980	26.653	26.653	-					26.653
1981	21.814	21.814	-					21.814
1982	26.602	26.602	-					26.602
1983	19.801	19.801	-	2	0,6			20.631
1984	18.835	18.835	-	18	5,4			26.545
1985	18.796	18.796	-	30	9			33.538
1986	18.795	18.795	-	50	15			44.594
1987	46.794	25.005	21.789		20			47.373
1988	33.229	33.229	-		20			60.399
1989	27.308	27.308	-		30	3,1		66.824
1990	95.719	29.949	65.770			7,3		60.784
1991	70.931	31.449	39.482			10,6		61.253
1992	59.067	33.426	25.641			14,8		65.586
1993	51.140	34.330	16.810			17,6	3	71.217
1994	52.344	39.601	12.743			17,8	7	80.715
1995	68.238	56.132	12.106			28,8	15	109.119
1996	143.151	64.488	78.663				20	104.312
1997	132.505	75.824	56.681				25	109.233
1998	143.539	81.940	61.599				30	100.742
1999	174.995	112.321	62.674					112.321

Filtrata la serie dagli effetti delle sanatorie, occorre correggere la serie così ottenuta redistribuendo le differenze

$$e_t = y_t - y^*_t \quad \forall t = \bar{t}$$

dove con \bar{t} si sono indicizzati gli anni in cui si presume si sia verificato il rigonfiamento delle iscrizioni per effetto delle sanatorie ($\bar{t} = 1987, 1990, 1996, 1999$). Queste differenze, tenendo presente le assunzioni fatte, sono state "ridistribuite" all'indietro, rispetto all'anno di riscontro del volume addizionale di iscrizioni, nell'intervallo temporale in cui verosimilmente le registrazioni anagrafiche sarebbero dovute avvenire. Si è così ottenuta la serie y^{\wedge}_t (serie teorica).

A partire da questi nuovi valori, si è utilizzata nuovamente la procedura TRAMO per ottenere le iscrizioni previste per il 2000, che vengono tenute costanti per tutto il periodo di previsione¹⁵. L'output di tale procedura fornisce anche un intervallo entro cui può variare ciascuno dei valori attesi estratti dalla procedura. Di conseguenza, si è assunto rispettivamente il valore minimo e il valore massimo di tale intervallo come previsione delle iscrizioni anagrafiche nell'ipotesi bassa e nell'ipotesi alta.

Per completare il quadro delle iscrizioni dall'estero includendo anche la componente con cittadinanza italiana i flussi di ingresso sono stati integrati considerando una quota costante nel corso del periodo previsivo, pari a circa 35.500 unità all'anno, valore medio osservato nel quadriennio 1995-1998. Dal momento che il fenomeno delle iscrizioni dall'estero degli italiani non presenta particolari oscillazioni tale quota è stata mantenuta fissa per ciascuno dei tre scenari previsivi.

Infine il complesso delle iscrizioni dall'estero (italiani e stranieri) è stato redistribuito per singolo anno di età, regione di destinazione, sesso e cittadinanza (italiana/straniera) sulla base della distribuzione osservata nel quadriennio 1995-1998.

¹³ Il modello ARIMA individuato dalla procedura TRAMO è del tipo (1,1,0) su trasformazione logaritmica della serie – per ottenere una serie con varianza costante (si veda Mills, 1990 pagg. 92 e 93) - con presenza del valore medio.

¹⁴ Le quote di redistribuzione retrospettiva sono state calcolate tenendo in considerazione oltre le riflessioni teoriche desumibili dalle leggi sanatorie riguardo i tempi di presenza degli stranieri con determinate caratteristiche professionali e sociali, anche uno studio empirico effettuato dall'ISTAT per la sanatoria del 1990 (Istat, 1998).

¹⁵ Si è preferito fermare la previsione al 2000 sebbene la procedura fornisca dati anche per un periodo maggiore, in quanto non si è assicurati sull'attendibilità dei risultati previsti dato il numero limitato di osservazioni immessi nella procedura TRAMO.

Prospetto 5.3 – Iscrizioni anagrafiche di stranieri per trasferimento di residenza - Anni 1980-2000

Anni	serie osservata Y_t	serie teorica Y_t^A ipotesi centrale	Ipotesi bassa	Ipotesi alta
1980	26.653	26.653		
1981	21.814	21.814		
1982	26.602	26.602		
1983	19.801	20.631		
1984	18.835	26.545		
1985	18.796	33.538		
1986	18.795	44.594		
1987	46.794	47.373		
1988	33.229	60.399		
1989	27.308	66.824		
1990	95.719	60.784		
1991	70.931	61.253		
1992	59.067	65.586		
1993	51.140	71.217		
1994	52.344	80.715		
1995	68.238	109.119		
1996	143.151	104.312		
1997	132.505	109.233		
1998	143.539	100.742		
1999	174.995	112.321		
2000 e successivi		121.261	86.961	169.090

5.3 - Tre scenari evolutivi per la mobilità interna ed internazionale

I contingenti di popolazione a cui si applicano le probabilità di migrazione calcolate sono determinati in base a tre diversi scenari e conducono quindi a livelli di mobilità, sia interna che internazionale, piuttosto differenziati.

Prospetto 5.4 - Saldi migratori regionali interni e con l'estero per Ripartizione, anni 2001, 2010, 2030 e 2050 (valori per mille ab.)

Ripartizioni	Ipotesi bassa				Ipotesi centrale				Ipotesi alta			
	2001	2010	2030	2050	2001	2010	2030	2050	2001	2010	2030	2050
	Saldi interni											
Italia Settentrionale	1,6	1,3	1,0	0,8	1,7	1,5	1,2	1,1	1,7	1,8	1,4	1,2
Italia Centrale	1,2	1,0	0,7	0,6	1,3	1,1	0,9	0,7	1,3	1,1	0,8	0,6
Italia Meridionale e Insulare	-2,7	-2,2	-1,7	-1,4	-2,7	-2,5	-2,0	-1,9	-2,8	-2,8	-2,3	-2,1
Italia	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Saldi con l'estero											
Italia Settentrionale	1,7	1,8	2,1	2,6	2,5	2,5	2,6	2,9	3,5	3,4	3,3	3,2
Italia Centrale	1,9	2,0	2,3	2,8	2,7	2,7	2,8	3,1	3,9	3,7	3,6	3,5
Italia Meridionale e Insulare	0,5	0,6	0,9	1,3	0,8	0,8	1,0	1,3	1,2	1,2	1,3	1,4
Italia	1,3	1,4	1,7	2,2	1,9	1,9	2,1	2,4	2,7	2,7	2,6	2,7

Per quanto riguarda le migrazioni interne si prevede una riduzione dei saldi, sia di quelli positivi delle regioni settentrionali e centrali, sia di quelli, che permangono negativi, delle regioni meridionali. L'evoluzione prevista indica quindi una contrazione della mobilità interregionale dovuta sia alla diminuzione dei contingenti di popolazione residente – che provoca la decrescita dei saldi in valore assoluto - sia alla modificazione della

struttura per età della popolazione che, invecchiando, tende a ridurre il numero di trasferimenti di medio-lungo raggio.

Nel dettaglio regionale si segnalano alcune particolarità; tra le regioni dell'Italia Settentrionale per esempio, la Liguria, che all'inizio del periodo previsivo si attesta su livelli migratori tra i più bassi dell'area, mostra un aumento del saldo migratorio interno (da 0,1 per mille nel 2001 a 1,3 per mille nel 2050 secondo l'ipotesi centrale), mentre, nell'Italia Centrale, che nel complesso continua ad attrarre popolazione dalle altre regioni, il Lazio arriva nel corso dei decenni a valori in perdita del saldo migratorio interregionale (secondo l'ipotesi centrale, si passa dal pareggio del 2001 a -0,5 per mille nel 2050).

La previsione delle migrazioni internazionali conduce invece ad un generalizzato aumento dei saldi con l'estero, dovuto soprattutto all'incremento degli ingressi. Nei primi anni del periodo previsivo, quelli per cui è più attendibile formulare delle ipotesi realistiche, la crescita risulta tuttavia piuttosto contenuta, in particolare nel caso dell'ipotesi alta. Mediamente la crescita dei saldi migratori con l'estero è più marcata per le regioni meridionali, in particolare in Sicilia (da 0,6 per mille nel 2001 a 1,2 per mille nel 2050, secondo l'ipotesi centrale) e in Calabria (da 0,7 per mille a 1,4 per mille).

6. Procedura di calcolo della popolazione

Una volta predisposti gli input relativi a tutte le componenti demografiche si può attivare la procedura di calcolo della popolazione per ciascun anno di previsione. Tale procedura, nota come *multiregional cohort component model*, consente di ottenere un generico contingente di popolazione ${}_{t+1}P_{x+1}$ a partire dal contingente iniziale ${}_tP_x$, dove x rappresenta l'età espressa in anni compiuti e t l'anno di calendario. Nella notazione il riferimento temporale è sempre al 1° gennaio per i dati di stock (popolazione), l'intero anno per quelli di flusso (nascite, decessi, migrazioni). Il vettore iniziale di popolazione si modifica sotto l'azione delle tre componenti demografiche, i cui parametri sono stati ottenuti separatamente in base alle ipotesi evolutive formulate nei precedenti paragrafi. La popolazione base è quella aggiornata al 1° gennaio 2001 per sesso, età e regione. Ciascun vettore regionale viene trattato autonomamente, mentre i vettori delle ripartizioni geografiche e quello nazionale sono ottenuti per somma. Nella notazione seguente si prescinde dalla variante prevista dal momento che la procedura di calcolo è sempre la stessa per ciascuna delle ipotesi, centrale, alta o bassa.

Il passo preliminare consiste nella determinazione del numero dei nati. Se definiamo con ${}_tF_x^i$ popolazione femminile di età x della regione i-ma al 1° gennaio dell'anno t

${}_tD_x^i$ donne decedute all'età x della regione i-ma nel corso dell'anno t

${}_t\lambda_x^i$ probabilità di sopravvivere fino al 1° gennaio t+1 per il contingente di donne ${}_tF_x^i$

${}_tE_x^i$ donne emigrate di età x (espressa in anni compiuti al 1° gennaio dell'anno t) dalla regione i-ma nel corso dell'anno t, con destinazione altre regioni o l'estero

${}_tI_x^i$ donne immigrate di età x (espressa in anni compiuti al 1° gennaio dell'anno t) nella regione i-ma nel corso dell'anno t, provenienti da altre regioni o dall'estero

${}_tW_x^i$ donne immigrate di età x (espressa in anni compiuti al 1° gennaio dell'anno t) nella regione i-ma nel corso dell'anno t, provenienti dall'estero

${}_t m_x^{ij}$ probabilità per una donna di età x (espressa in anni compiuti al 1° gennaio dell'anno t) di emigrare dalla regione i-ma alla regione j-ma nel corso dell'anno t

avremo per x=14, 15, ... , 49

$${}_{t+1}F_{x+1}^i = {}_tF_x^i - {}_tD_x^i - {}_tE_x^i + {}_tI_x^i \quad (1)$$

dove

$${}_tD_x^i = {}_tF_x^i \cdot (1 - {}_t\lambda_x^i)$$

$${}_tE_x^i = \sum_j {}_tF_x^i \cdot {}_t\lambda_x^j \cdot {}_t m_x^{ij} \quad (2)$$

$${}_tI_x^i = {}_tW_x^i + \sum_j {}_tF_x^j \cdot {}_t\lambda_x^j \cdot {}_t m_x^{ji} \quad (3)$$

Si osservi il modo in cui, nella (2) e nella (3), agiscono le probabilità di sopravvivenza della popolazione femminile di età x, introdotte per tenere conto dell'effetto della mortalità sui contingenti esposti a rischio di migrazione. Tale formulazione significa, in pratica, ipotizzare l'incompatibilità dei due eventi morte e migrazione nello stesso intervallo di tempo, in quanto la probabilità di migrare viene applicata solo alle

quantità ${}_t F_x^i \cdot {}_t^F \lambda_x^i$ e ${}_t F_x^j \cdot {}_t^F \lambda_x^j$, che rappresentano l'ammontare di sopravvivenuti alla fine del periodo stesso¹⁶. Si noti, inoltre, che nella (2) l'indice di sommatoria j ($j \neq i$) è esteso a tutte le possibili destinazioni, ovvero 19 regioni italiane più 2 province autonome più il resto del mondo, per un complesso di 22 destinazioni. Nella (3) l'indice di sommatoria j ($j \neq i$) è esteso solo alle regioni di origine del territorio nazionale, per un complesso di 21 origini. Infatti, nella procedura il contingente di donne immigrate dall'estero nella regione i-ma, ${}_t^F W_x^i$, viene conteggiato direttamente nell'equazione trattandosi di una posta già determinata in precedenza.

La (1) rappresenta la popolazione femminile in età feconda al 1° gennaio t+1. In base ad essa, ed ai quozienti specifici di fecondità per classi annuali di età è possibile determinare le nascite previste:

$${}_t N^i = \sum_x 0,5 \cdot ({}_t F_x^i + {}_{t+1} F_x^i) {}_t f_x^i \quad (4)$$

La (4) fornisce il numero di nati vivi di ciascuna regione nel corso dell'anno t. Tale ammontare viene quindi ripartito per sesso sulla base della composizione di circa 106 maschi ogni 100 femmine, rapporto questo molto prossimo al rapporto osservato in media negli ultimi dieci anni. Le due quantità ${}_t NM^i$ e ${}_t NF^i$, rispettivamente nati di sesso maschile e femminile, vengono quindi inserite al primo posto dei vettori della popolazione maschile e femminile¹⁷.

Dopo la determinazione dei nati può partire il calcolo iterativo per ottenere la popolazione al 1° gennaio dell'anno t+1; visto che la procedura è identica per i due sessi la popolazione viene indicata in notazione con il simbolo P. Per ottenere il vettore ${}_{t+1} P_{x+1}$ a partire dal vettore completo ${}_t P_x$ si sfrutta il procedimento analogo a quello utilizzato per la determinazione della (1). Utilizzando la simbologia ormai nota, avremo per $x = n, 0, 1, \dots, 90$ e più

$${}_{t+1} P_{x+1}^i = {}_t P_x^i - {}_t D_x^i - {}_t E_x^i + {}_t I_x^i$$

dove

$${}_t D_x^i = {}_t P_x^i \cdot (1 - {}_t \lambda_x^i)$$

$${}_t E_x^i = \sum_j {}_t P_x^j \cdot {}_t \lambda_x^j \cdot {}_t m_x^{ij} \quad (5)$$

$${}_t I_x^i = {}_t W_x^i + \sum_j {}_t P_x^j \cdot {}_t \lambda_x^j \cdot {}_t m_x^{ji} \quad (6)$$

Per quanto riguarda le espressioni (5) e (6), va osservato che le probabilità di migrazione dei nati (per $x=n$) tengono conto del fatto che costoro sono esposti al rischio di emigrare per mezzo anno in media. Si noti, infine, che la (5) e la (6) sono strutturalmente identiche (cambia solo la popolazione esposta a rischio) alla (2) ed alla (3); anche in questo caso viene ipotizzata l'incompatibilità dei due eventi morte e migrazione, e valgono le considerazioni svolte nella nota 16.

¹⁶ Così operando, se chiamiamo in generale q la probabilità di morire e m la probabilità di emigrare, si commette un errore pari a circa $qm/2$. Infatti, il modello adottato si basa sull'indipendenza delle probabilità di morte (dall'influenza delle migrazioni) e delle probabilità di migrazione (dall'influenza della mortalità). In particolare quest'ultime sono state modificate in modo tale da eliminare l'influenza dell'evento perturbatore mortalità, che fa naturalmente sentire i suoi effetti soprattutto alle età anziane. Sotto tali condizioni possiamo definire le seguenti probabilità:

(1-q) (1-m) sopravvivenza e permanenza

(1-q) m sopravvivenza e migrazione

q (1-m) morte (per i permanenti)

q m morte (per i migranti)

Correttamente quindi soltanto q (1-m)+qm/2 decessi andrebbero assegnati alla regione di origine, mentre qm/2 di essi andrebbero ripartiti tra le regioni di destinazione. Assegnare tutti i decessi alla regione di origine, introducendo così l'ipotesi di incompatibilità tra i due eventi considerati, significa semplificare notevolmente i calcoli, commettendo un errore per eccesso praticamente irrilevante che, oltre tutto, è compensato dall'errore per difetto che si commette non computando in entrata le frazioni di qm/2 originate da altre regioni e destinate a quella considerata.

¹⁷ Ciascun vettore contiene di conseguenza 92 elementi dei quali il primo identifica i nati vivi, l'ultimo la classe di età aperta (90 e più) ed i restanti le singole età da 0 a 89 anni.

BIBLIOGRAFIA

- Caselli G., 1994, *Long-term trends in European mortality*, Series SMPS n.56, OPCS,HMSO, London.
- Crujisen H., Eding H., 2002, *Latest national mortality forecasts in Europe*, Working Party Demographic Projections, Annex n.4, 16-17 September, Luxembourg.
- Horiuchi H., 2000, *Greater lifetime expectations*, Nature, June, pagg. 744-745.
- Istat, 1989, *Previsioni della popolazione residente per sesso, età e regione – Base 1.1.1988*”, Note e Relazioni, n.4, Roma.
- Istat, 1997a, *Previsioni della popolazione residente per sesso, età e regione – Base 1.1.1996*, Informazioni, n. 34, Roma.
- Istat, 1997b, *La fecondità nelle regioni italiane – Analisi per coorti*, Informazioni, n.35, Roma.
- Istat, 1998, *La presenza straniera in Italia negli anni '90*, Informazioni, n.61, Roma.
- Istat, 2000a, *La fecondità regionale nel 1996*, Informazioni, n. 11, Roma.
- Istat, 2000b, *Guida all'utilizzo di TRAMO-SEATS per la destagionalizzazione delle serie storiche*, Documenti, n.4, Roma.
- Lee R.D., Carter L.R., 1992, *Modeling and forecasting U.S. Mortality*, Journal of the American Statistical Association, September, vol. 87, n.419.
- Mills T.C., 1990, *Time series techniques for economists*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Olshansky et al., 2001, *Prospects for human longevity*, Science, vol. 291.
- Rogers A. et al., 1978, *Model migration schedules and their application*, Environment and Planning, A10.
- Terra Abrami V., 1998, *Le previsioni demografiche*, Il Mulino, Bologna.
- Tuljapurkar S. et al., 2000, *A universal pattern of decline in the G7 countries*, Nature, vol. 405, pagg.789-792.
- Vaupel J., 2002, *No natural limit to life expectancy*, Science, 10 May.

Avvertenze

Le tavole pubblicate sul presente volume contengono un'ampia raccolta di dati e indicatori sulle previsioni demografiche: nella tavola 1 sono riportati i dati sulla struttura per età della popolazione al 1° gennaio; nella tavola 2 i dati di movimento della popolazione; nella tavola 3 i principali indicatori demografici previsti. Quanto qui pubblicato tuttavia non corrisponde ad una raccolta esaustiva di tutto il materiale disponibile. Con l'obiettivo di rilasciare una pubblicazione agile e, quindi, di rapida consultazione per gli utenti, si è preferito, infatti, dare priorità alle informazioni di interesse generale, pur garantendo un elevato livello di dettaglio. Nella tavola 1, ad esempio, le informazioni sulla struttura per età della popolazione al 1° gennaio sono relativi ad una selezione di anni di previsione e riguardano prevalentemente l'ipotesi centrale. I dati, inoltre, sono riportati per classi quinquennali di età oppure in alcuni casi, limitatamente alle fasce di età ritenute di particolare interesse (popolazione in età scolastica fino a 19 anni e adulti da 60 a 64 anni), per classi annuali. Per le ipotesi alternative alta e bassa i dati sono invece pubblicati per grandi classi di età. Gli utenti che necessitano dei dati di popolazione secondo l'articolazione completa - cioè per ipotesi previsiva, sesso, regione e singola classe di età - possono scaricarli gratuitamente dal sito internet <http://demo.istat.it>. Tutto ciò che non è presente né sul volume né sul sito internet e che si riferisce ad output di produzione intermedia delle previsioni (es.: tassi specifici di fecondità, tavole di mortalità complete, matrici O/D di migratorietà ecc.) può essere messo a disposizione degli utenti dietro apposita richiesta.

Nell'ambito di ciascuna tavola l'ordine di pubblicazione è territoriale e procede dall'Italia alle ripartizioni geografiche (Nord, Centro, Mezzogiorno) e da queste alle regioni. Si ricorda, infine, che nelle prime due tavole eventuali differenze, dell'ordine di poche unità, tra i totali di popolazione pubblicati e la somma delle componenti intermedie sono dovute alla procedura di arrotondamento dei risultati.

Glossario

Dipendenza anziani (indice di)

Rapporto percentuale tra la popolazione di 65 anni e più e la popolazione di età 15-64 anni.

Dipendenza strutturale (indice di)

Rapporto percentuale tra la somma della popolazione di 0-14 anni e di 65 anni e più sulla popolazione di età 15-64 anni.

Età media (della popolazione)

La media delle età ponderata con l'ammontare della popolazione di ciascuna classe di età.

Età media al parto

La media delle età al parto ponderata con i quozienti specifici di fecondità per età della madre.

Mortalità (tasso di)

Il rapporto tra il numero dei decessi nell'anno e l'ammontare medio della popolazione residente (per 1000).

Natalità (tasso di)

Il rapporto tra il numero di nati vivi dell'anno e l'ammontare medio della popolazione residente (per 1000).

Numero medio di figli per donna (o Tasso di fecondità totale)

La somma dei quozienti specifici di fecondità calcolati rapportando, per ogni età feconda (15-49 anni), il numero di nati vivi all'ammontare medio annuo della popolazione femminile. Esprime in un dato anno di calendario il numero medio di figli per donna.

Popolazione residente

Costituita in ciascun Comune (e analogamente per altre ripartizioni territoriali) dalle persone aventi la propria dimora abituale nel Comune stesso. Non cessano di appartenere alla popolazione residente le persone temporaneamente dimoranti, in altro Comune o all'estero, per l'esercizio di occupazioni stagionali o per causa di durata limitata.

Saldo migratorio (per 1.000 abitanti)

L'eccedenza o il deficit di iscrizioni per immigrazione rispetto alle cancellazioni per emigrazione.

Saldo totale (per 1.000 abitanti)

La somma del saldo naturale (differenza tra tasso di natalità ed il tasso di mortalità) e del saldo migratorio.

Speranza di vita all'età x

Il numero medio di anni che restano da vivere ai sopravvissuti all'età x.

Vecchiaia (indice di)

Rapporto percentuale tra la popolazione di 65 anni e più e la popolazione di età 0-14 anni.

Vita media (o Speranza di vita alla nascita)

Il numero medio di anni che sono da vivere per un neonato.