



RAPPORTO CER-SPI

Perequazione, indicizzazione e aggiornamento periodico dei coefficienti di trasformazione

Un'analisi realizzata per lo Spi
dal Centro Europa Ricerche

Febbraio 2015

Autori: Laura Dragosei, Sergio Ginebri.

INDICE

1. PEREQUAZIONE PENSIONISTICA E POTERE DI ACQUISTO	4
Valore reale delle pensioni al lordo della tassazione	4
Tassazione e perdita di potere di acquisto	7
2. INDICIZZAZIONE PENSIONISTICA E CONTRASTO DELLA POVERTÀ	10
Indicizzazione al prodotto aggregato	10
Pensioni e soglie di povertà	11
Pensioni e potere di acquisto per fasce di spesa	14
Indici dei prezzi e paniere di spesa dei pensionati	16
I costi di una riforma della perequazione	22
3. L'AGGIORNAMENTO PERIODICO DEI COEFFICIENTI DI TRASFORMAZIONE	24
I coefficienti di trasformazione: cronologia e contenuti	24
<i>Riquadro. Cronologia dei coefficienti di trasformazione</i>	26
Adeguamento per età e disuguaglianze	27
Aumento della speranza di vita e adeguamento dei coefficienti: due strade parallele?	30
Sistemi alternativi possibili	37

1. PEREQUAZIONE PENSIONISTICA E POTERE DI ACQUISTO

Valore reale delle pensioni al lordo della tassazione

Per tutto il biennio 2015-2016, in materia di indicizzazione delle pensioni, varranno ancora le norme previste dalla legge di stabilità per il 2014. Ciò significa che per le pensioni di importo medio (oltre 3 volte il minimo INPS, pari nel 2014 a 1.503 euro lorde mensili) la rivalutazione all'inflazione sarà ancora decurtata. In particolare la rivalutazione sarà quella riportata nella tabella 1.1 fino a tutto il 2016. La misura percentuale di riduzione, inoltre, verrà applicata all'importo complessivo di tutti i trattamenti pensionistici percepiti dal pensionato, e non, come il precedente regime di rivalutazione prevedeva (L. 388/2000), per singolo scaglione di reddito pensionistico. Se prima la fascia sino a 1.503 euro, di qualsiasi ammontare complessivo di pensione era comunque indicizzata al 100% e la riduzione della protezione riguardava soltanto le fasce di pensione superiore a tre volte il minimo, con il nuovo sistema tutte le pensioni di importo superiore a 1.503 euro mensili verranno indicizzate parzialmente per tutto il loro importo. Le pensioni di importo eccedente tre volte il minimo e fino a quattro volte il minimo, ad esempio, saranno rivalutate al 95% per l'intero importo.

Gli effetti del nuovo meccanismo di indicizzazione sono simulati nel grafico 1.1, dal quale emerge la rapida perdita di potere di acquisto a cui andranno incontro i trattamenti pensionistici di importo medio-alto. Abbiamo ipotizzato che fino al 2020 sia mantenuto il meccanismo di indicizzazione in vigore per il biennio 2015-16, e che l'inflazione risalga al 2 per cento a partire dal 2017. Le pensioni fino a 4 volte il trattamento minimo, cioè circa due mila euro lorde nel 2014, nei prossimi anni continueranno a registrare una sostanziale stabilità del loro potere di acquisto. E questo rimane vero sia se si prende come punto di riferimento il 1997, che il 2013. Per le pensioni superiori a due mila euro lorde nel 2014 la perdita a partire dal 2014 supera il 4 per cento tra il 2014 e il 2020, cioè il doppio della perdita registrata tra il 1997 e il 2013. L'ulteriore perdita tra il 2014 e il 2020 diventa dell'8 per cento per le pensioni pari a 6 volte il trattamento minimo ed arriva al 12 per cento per quelle superiori a 10 volte il minimo.

Va da sé che se l'attuale meccanismo di indicizzazione per importi complessivi dovesse essere mantenuto negli anni a venire, le perdite di potere di acquisto si

cumulerebbero. Con una inflazione del due per cento annuo, le pensioni medio alte perderebbero circa il dieci per cento del loro valore reale ogni decennio.

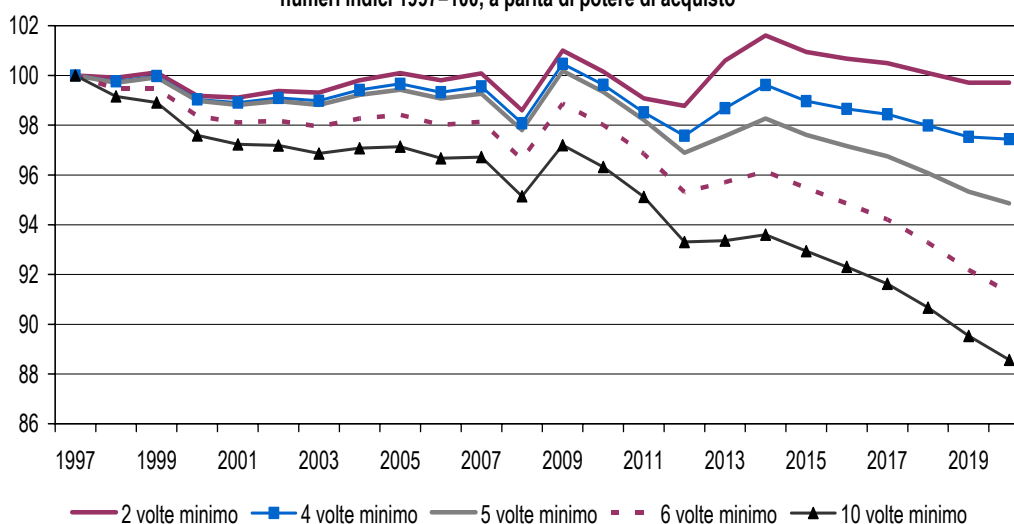
Nel complesso i risparmi complessivi per il bilancio pubblico, che derivano dalla mancata indicizzazione, sono pari rispettivamente a circa 4 miliardi nel triennio 2014-2016.

Tavola 1.1 - Indicizzazione prevista dalla legge di stabilità per il 2014

IMPORTO COMPLESSIVO	% DI INDICIZZAZIONE		
	2014	2015	2016
Fino a 3 volte minimo INPS	100%		
Da 3 a 4 volte minimo INPS	95%		
Da 4 a 5 volte minimo INPS	75%		
Da 5 a 6 volte minimo INPS	50%		
6 volte minimo INPS	40%	45%	
Fascia oltre 6 volte minimo INPS	0%	45%	

5

**Grafico 1.1 - Perequazione automatica per importi al lordo della tassazione
numeri indici 1997=100, a parità di potere di acquisto**



Le simulazioni nel periodo 2014-2020 sono state ottenute estendo le dinamiche registrate dal reddito reale lordo dei pensionati nel periodo 1997-2013, con riferimento a pensioni di importi diversi. Abbiamo

considerato cinque importi definiti sulla base del trattamento minimo Inps, che viene rivalutato di anno in anno esattamente con lo stesso meccanismo con cui vengono indicizzate le pensioni: nel 2013 ammontava a 6.629 euro, pari a 510 euro il mese; nel 1997 era di 4.606 euro. Abbiamo calcolato l'andamento del potere di acquisto nel tempo per pensioni pari a due, quattro, cinque, sei e dieci volte il trattamento minimo nel 1997, cioè rispettivamente 9.212 euro, 18.282 euro, 23.030 euro, 27.290 euro e 45.307 euro. .

I medesimi importi sono stati rivalutati di anno in anno fino al 2013 seguendo la normativa della perequazione automatica. I valori ottenuti sono stati poi divisi per l'indice dei prezzi per le famiglie di operai e impiegati al netto dei tabacchi e così abbiamo ottenuto degli importi a parità di potere di acquisto. Infine, abbiamo calcolato dei numeri indici a base 1997 per ciascuno dei cinque importi, dividendo gli ammontari a parità di potere di acquisto per i loro valori nel 1997 (grafico 1.1). Da questa analisi emerge che il mantenimento di potere di acquisto nel periodo 1997-2012 si realizza unicamente per le pensioni più basse, fino a due volte il minimo INPS, che non perdono valore rispetto alla posizione di partenza.

Per importi fino a tre volte il minimo si cominciano a registrare perdite di potere di acquisto nel periodo considerato. La perdita è di poco superiore al 2 per cento nel caso di una pensione pari fino a cinque volte il trattamento minimo nel 1997, e sale a poco più del quattro per cento quando la pensione iniziale ammonta a sei volte il minimo e a oltre il 6 per cento per le pensioni più ricche, quelle che ammontavano nel 1997 a dieci volte il minimo. La caduta di potere di acquisto è particolarmente marcata nel periodo 2010-2013, quando l'accelerazione inflazionistica si combina con il blocco dell'indicizzazione introdotto del 2012.

Tassazione e perdita di potere di acquisto

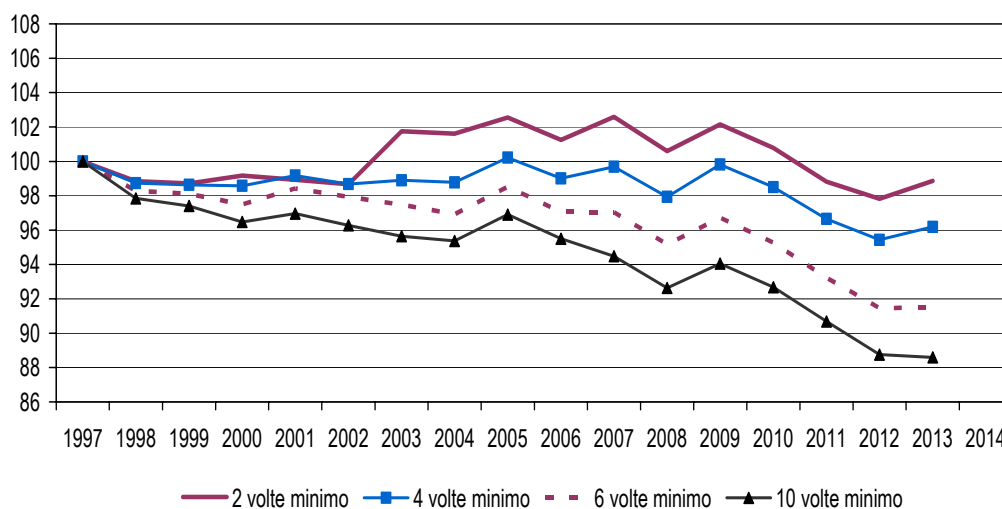
In analogia con quanto già presentato per gli importi al lordo della tassazione, abbiamo calcolato i numeri indici delle pensioni nette a parità di potere di acquisto per importi pensionistici pari, nel 1997, a due, quattro, cinque sei e dieci volte il trattamento minimo INPS. I profili dei numeri indici delle pensioni nette per i pensionati con coniuge a carico sono apparentemente simili a quelli delle pensioni lorde (confronta grafico 1.1 e grafico 1.2). Ma da una più attenta osservazione si nota che il potere di acquisto dei pensionati non è stato influenzato solo dal meccanismo di indicizzazione. Anche il prelievo fiscale ha svolto un ruolo non neutrale. Il progressivo inasprimento della tassazione, in parte dovuto al fiscal drag e in parte alla politica tributaria, ha comportato una riduzione del valore reale di tutte le pensioni, ma in particolare di quelle medio alte.

Se si osservano le curve relative agli importi di pensione al netto della tassazione (grafico 1.2) si percepisce, nel periodo dal 1997 al 2013 una perdita di potere di acquisto che è stata, per le pensioni oltre dieci volte il minimo pari a circa il 12 per cento mentre ammontava a circa il sei per cento al lordo della tassazione (grafico 1.1). Per gli importi intermedi, pari a sei volte il trattamento minimo nel 1997, il profilo temporale del potere di acquisto al netto della tassazione assomiglia molto a quello al lordo della tassazione. A fine periodo, tuttavia, si registra una tendenza molto marcata alla riduzione del reddito reale netto e nel 2013 la perdita di potere di acquisto al netto è del sei per cento, a fronte di una perdita del 4 per cento al lordo della tassazione

Maggiormente protette, invece, sono state le pensioni nette di importo fino a quattro volte il trattamento minimo. L'importo pari a due volte il trattamento minimo nel 1997 ha mantenuto il suo potere di acquisto al netto della tassazione per tutto il periodo e mostra un profilo temporale leggermente più favorevole di quello al lordo della tassazione. Anche in questo caso, tuttavia, nell'ultimo periodo, cioè dal 2009, si ha una caduta di potere di acquisto molto sensibile che produce un valore dell'indice al

netto della tassazione inferiore del valore al lordo della tassazione. Per le pensioni esattamente pari a quattro volte il minimo nel 1997, invece, importi netti e importi lordi sono molto simili.

Grafico 1.2 - Perequazione per importi al netto della tassazione diretta
1997=100, valori a parità di potere di acquisto, pensionato coniugato

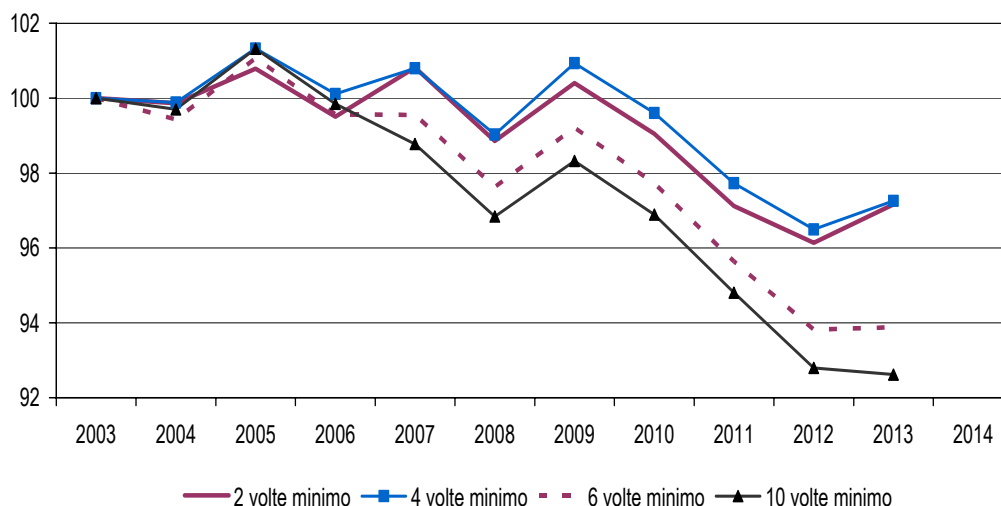


In definitiva, il meccanismo di perequazione automatica in vigore dal 1992 in combinazione con l'operare del prelievo tributario diretto ha protetto il potere di acquisto delle pensioni di importo medio-basso, quelle su cui si concentra la grande maggioranza delle prestazioni. I trattamenti pensionistici medio-alti, al contrario, hanno subito significative riduzioni del reddito reale netto perché la perequazione automatica ha operato solo parzialmente, ovvero è stata periodicamente annullata, e il prelievo tributario si è fatto via via maggiore, soprattutto a partire dal 2008. Queste tendenze saranno ancora più evidenti a partire dal 2014, in seguito al nuovo meccanismo di indicizzazione che non opera più per fasce di importo, ma per importi complessivi.

Nel grafico 1.3 ci siamo concentrati sull'ultimo decennio (indice base 2003). In questo caso la perdita di potere di acquisto delle pensioni nette ha interessato non solo le pensioni medio-alte, ma anche le pensioni basse. In particolare, a partire dal 2009 le pensioni basse e medio-basse (fino a 4 volte il minimo) hanno registrato, al netto del prelievo fiscale, una

perdita del potere di acquisto di oltre il quattro per cento. Una caduta del reddito reale da attribuire totalmente alla politica fiscale e in particolare al mancato recupero del drenaggio fiscale e all'aggravio delle addizionali regionali e comunali. Ancora più penalizzate sono state le pensioni medio-alte per le quali si sommano gli effetti della parziale indicizzazione e del maggiore prelievo fiscale, che perdono circa 6 punti percentuali, quelle pari a sei volte il minimo e circa 8 punti quelle superiori a dieci volte il minimo.

Grafico 1.3 - Perequazione per importi al netto della tassazione diretta
2003=100, valori a parità di potere di acquisto, pensionato coniugato



In conclusione, da una parte il prelievo fiscale ha determinato una significativa perdita del valore reale delle pensioni medio-basse negli ultimi cinque anni, d'altra parte, il meccanismo normativo di indicizzazione, combinato con l'inasprimento del prelievo tributario hanno generato una costante e progressiva perdita del potere di acquisto delle pensioni medie e medio alte nel corso di venti anni. E questo processo di depauperamento sarà aggravato e accelerato dal meccanismo di indicizzazione entrato in vigore all'inizio del 2014, che prevede una riduzione della protezione non per fasce di importo, ma per importi complessivi.

2. INDICIZZAZIONE PENSIONISTICA E CONTRASTO DELLA POVERTÀ

Il vigente meccanismo di perequazione, in combinazione con l'evoluzione del prelievo fiscale, hanno determinato un progressivo depauperamento delle pensioni, sia delle più povere, colpite da inasprimento delle aliquote fiscali e mancata restituzione del drenaggio fiscale, sia delle medio alte, sulle quali, oltre al fisco, sono stati rilevanti gli effetti provocati dalla parziale perequazione all'inflazione.

Indicizzazione al prodotto aggregato

Per contrastare gli effetti del depauperamento e del crescente disagio sociale tra i pensionati nel corso degli ultimi anni sono state avanzate diverse proposte di riforma del vigente meccanismo di perequazione basate su varie forme di indicizzazione delle pensioni al prodotto interno. Abbiamo preso in considerazione tre diverse opzioni di indicizzazione: la proposta Boeri-Brugiavini, la proposta Gronchi e il sistema effettivamente in vigore nel sistema pensionistico svedese¹.

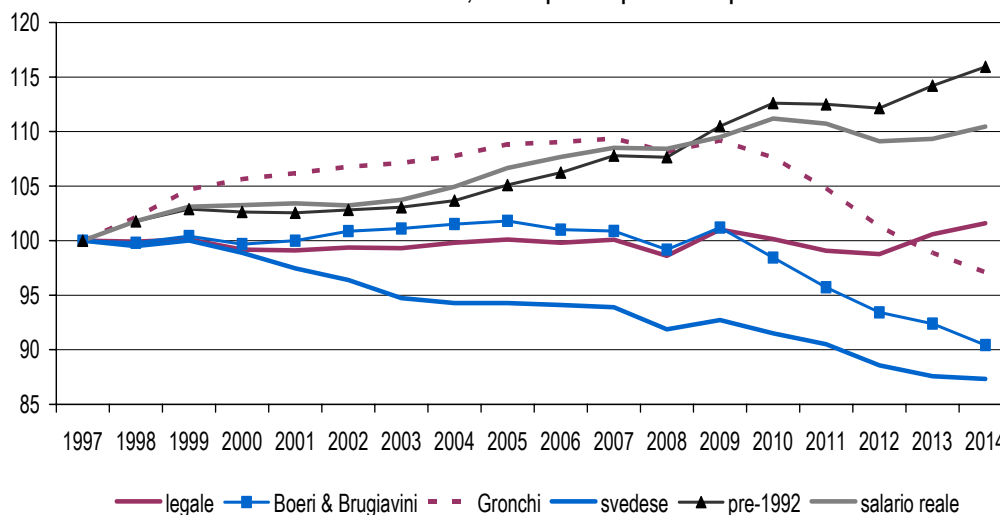
Il confronto tra l'andamento effettivo del potere di acquisto di un reddito pensionistico completamente perequato tra il 1997 e il 2014 e l'ipotetico andamento che lo stesso reddito avrebbe avuto qualora nel 1997 fosse stata adottata una delle tre opzioni di indicizzazione considerate mostra una grande variabilità di esiti tra il 1997 e il 2009 (grafico 2.1). L'indicizzazione svedese è il sistema più sfavorevole, la proposta Boeri-Brugiavini avrebbe, almeno in questa prima fase, determinato un andamento del potere di acquisto molto simile a quello effettivamente verificatosi, la proposta Gronchi, infine, sarebbe stata inizialmente molto più favorevole per i pensionati.

¹ Per una descrizione analitica delle varie proposte avanzate si veda Cer, La difesa del potere di acquisto delle pensioni dall'inflazione: il ruolo dell'indicizzazione e del fiscal drag. Rapporto Cer-Spi 2013, novembre 2013.

Ma l'ampia variabilità degli esiti nel periodo 1997-2009 si trasforma in completa omogeneità nel periodo 2010-2014. La caduta del Pil verificatasi nel quinquennio avrebbe determinato una caduta del valore reale delle pensioni tra il cinque e il dieci per cento.

In conclusione, alla luce dei suoi esiti ipotetici a posteriori l'indicizzazione al prodotto interno non sembra una buona alternativa alla perequazione vigente se l'obiettivo è quello di contrastare il depauperamento delle pensioni.

Grafico 2.1 - Perequazione automatica secondo vari criteri
 numeri indici 1997=100, valori a parità di potere di acquisto



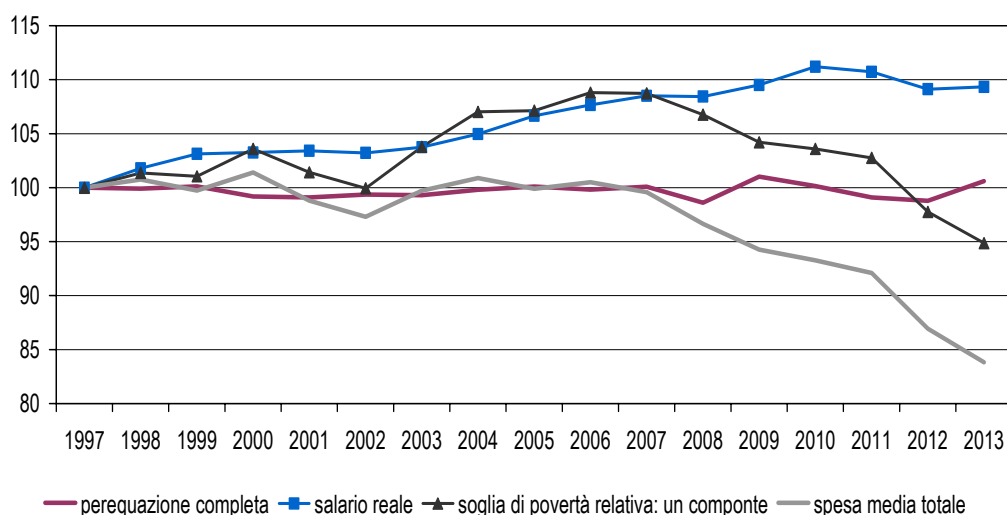
Pensioni e soglie di povertà

Come visto nel primo paragrafo, la perdita di potere di acquisto delle pensioni è molto evidente nel caso delle pensioni medio alte. Nel caso delle pensioni di basso importo, la perdita di potere di acquisto è molto evidente solo quando si considerano congiuntamente gli effetti di meccanismo di perequazione e di imposizione fiscale diretta; è meno evidente quando ci si concentra sul valore lordo delle pensioni, lasciando momentaneamente da parte il fisco. Apparentemente, le pensioni di importo basso, cioè fino a tre volte il trattamento minimo Inps, sono state totalmente protette dall'inflazione e quindi non hanno subito alcuna perdita di potere di acquisto. Si potrebbe quindi ipotizzare che la perequazione

abbia avuto un ruolo neutro nella determinazione della condizione sociale dei titolari delle pensioni più basse.

L'ipotesi di impatto sociale neutro del meccanismo di perequazione sulle pensioni basse non è tuttavia pienamente avvalorata dal confronto tra andamenti storici dei redditi pensionistici e delle soglie di povertà relativa e assoluta². In particolare, se dall'osservazione della soglia relativa non emergono elementi di preoccupazione per le condizioni sociali dei titolari delle pensioni più basse, considerazioni diverse e più preoccupanti vengono suggerite dal confronto tra redditi pensionistici e soglia assoluta.

Grafico 2.2 - Andamento della soglia di povertà relativa
numeri indici 1997=100, valori a parità di potere di acquisto



Per iniziare concentriamoci sulla soglia di povertà relativa³. Il suo valore reale mostra una riduzione del tempo a fronte di un andamento stabile del valore reale delle pensioni pienamente perequate (grafico 2.2). Questo significa che, non considerando il prelievo fiscale, le pensioni basse ma superiori alla soglia di povertà relativa hanno visto allargarsi la loro

² Per una sintetica illustrazione delle differenze tra soglia relativa e soglia assoluta di povertà si veda Cer, La difesa del potere di acquisto delle pensioni dall'inflazione: il ruolo dell'indicizzazione e del fiscal drag. Rapporto Cer-Spi 2013, novembre 2013.

³ Stiamo considerando la soglia per una famiglia composta da un solo componente. A conclusioni simili si arriva considerando composizioni familiari diverse.

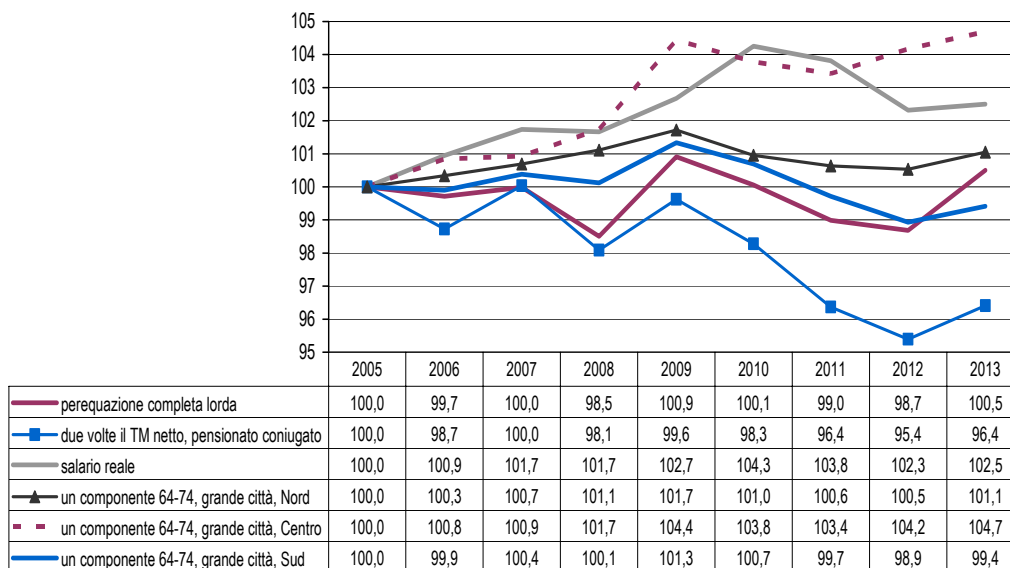
distanza dalla soglia, mentre le pensioni che erano inferiori alla soglia si sono avvicinate ad essa, o addirittura l'hanno oltrepassata. Questo risultato è una conseguenza del fatto che la soglia di povertà relativa è strettamente legata al reddito della famiglia media. In un contesto in cui il potere di acquisto medio delle famiglie si è ridotto, la piena perequazione ha sostenuto i redditi lordi dei pensionati e quindi la loro condizione sociale.

Le conclusioni cambiano, tuttavia, quando si considera la soglia di povertà assoluta (grafico 2.3). Consideriamo una famiglia di un unico componente anziano che vive in una grande città⁴. Nel centro Italia tra il 2005 e il 2013 il valore reale della soglia assoluta di povertà si è accresciuto del 4,7 per cento. Al nord la crescita è stata dell'1,1 per cento. Solo al sud il valore reale della soglia si è leggermente ridotto. Nello stesso periodo una pensione pienamente perequata ha mantenuto pressoché inalterato il suo valore reale e quindi al centro e al nord del paese le condizioni di disagio sociale dei pensionati si sono allargate. Coloro che avevano pensioni al di sotto la soglia di povertà assoluta hanno visto aggravarsi la loro condizione di povertà, gli altri si sono avvicinati alla soglia, o l'anno addirittura oltrepassata.

Il divergente andamento di valore reale di pensioni pienamente perequate e soglia di povertà assoluta fa pensare ad una rilevante disomogeneità di composizione tra paniere dei consumi alla base del meccanismo di perequazione e paniere di consumi essenziali che definisce la soglia assoluta di povertà. Per questo abbiamo concentrato la nostra attenzione sui differenti indici dei prezzi costruiti dall'Istat e sui sottostanti panieri di consumo.

⁴ Le soglie assolute vengono calcolate al variare della composizione familiare, della dimensione del comune di residenza e della area territoriale. Conclusioni simili si raggiungono considerando tipologie familiari diverse da quelle su cui ci siamo concentrati.

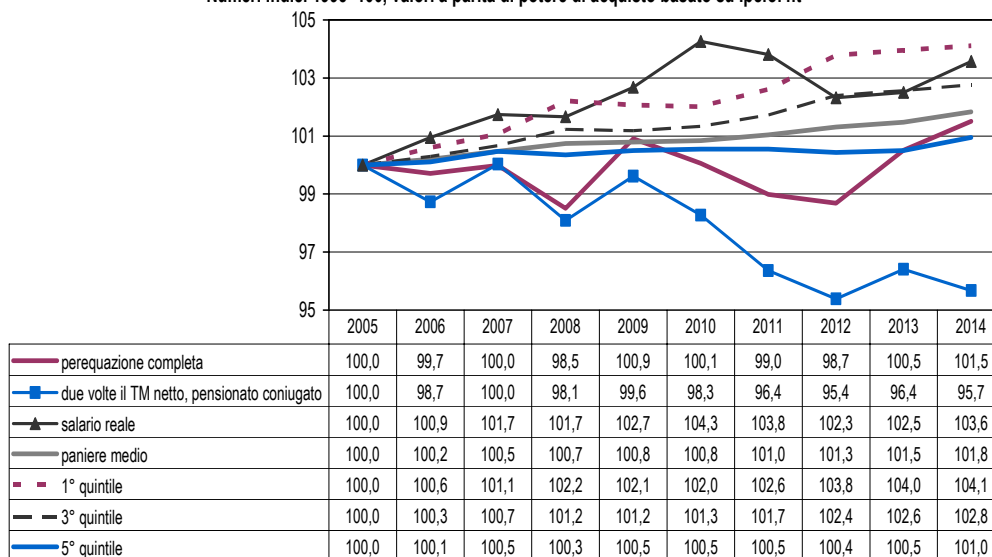
Grafico 2.3 - Andamento delle soglie di povertà assoluta (numeri indici 2005=100, valori a parità di potere di acquisto)



Pensioni e potere di acquisto per fasce di spesa

Ulteriori indicazioni sull'impoverimento delle pensioni vengono dagli indici dei prezzi al consumo per le famiglie, suddivise per classi di spesa. Recentemente l'Istat ha elaborato questo nuovo strumento, che permette di misurare l'inflazione rilevante per le famiglie socialmente disagiate. Confrontando tra il 2005 e il 2014 l'andamento del valore reale da una parte dei panieri di consumo per classe di spesa e d'altra parte delle pensioni pienamente perequate emergono due rilevanti osservazioni (grafico 2.4). In primo luogo, il paniere di spesa del primo quintile delle famiglie, cioè il 20 per cento più povero nella popolazione delle famiglie italiane, ha avuto un incremento di valore reale pari al 4 per cento. Nello stesso periodo, il valore reale lordo di una pensione pienamente perequate si è mantenuto pressoché costante. Questo significa che il reddito lordo dei pensionati più poveri non ha tenuto il passo del costo del paniere di spesa delle famiglie più povere. In altre parole, i pensionati più poveri hanno visto aggravarsi le loro condizioni di disagio sociale, una conclusione coerente a quella che avevamo tratto dall'osservazione delle soglie assolute di povertà.

Grafico 2.4 - Panieri di consumo per classi di spesa delle famiglie
Numeri indici 1995=100, valori a parità di potere di acquisto basato su Ipcoi nt



Ma c'è una seconda interessante considerazione da trarre: nella gran parte degli anni il valore reale di una pensione pienamente perequata si è mantenuto inferiore non solo al costo del paniere di spesa delle famiglie più povere, ma anche di quelle più ricche. Questa seconda osservazione dimostra che il paniere alla base del meccanismo di perequazione è disomogeneo non solo rispetto al paniere dei consumi essenziali che definisce la soglia di povertà assoluta, ma anche al complesso dei panieri utilizzati per il calcolo degli indici dei prezzi per classi di spesa.

È proprio sulle peculiari caratteristiche dei tre indici dei prezzi al consumo calcolati dall'Istat che vogliamo attirare l'attenzione nel resto del capitolo. I tre indici dei prezzi al consumo calcolati mensilmente dall'Istat sono: intera comunità nazionale (NIC); famiglie operai e impiegati (FOI); armonizzato per i paesi dell'Unione europea (IPCA). Il meccanismo di perequazione delle pensioni è basato sull'indice per le famiglie di operai e impiegati; al contrario, gli indici per classe di spesa sono una articolazione dell'indice armonizzato. Prima di addentrarci nella presentazione delle differenze tra FOI e IPCA, ci concentriamo su una questione preliminare, che interessa il secondo dei due: cosa spiega il maggior costo relativo del paniere dei consumi delle famiglie più povere tra il 2005 e il 2014 (grafico 2.4)?

Indici dei prezzi e paniere di spesa dei più poveri

Tra il 2005 e il 2014, negli anni in cui si è registrata una accelerazione dei prezzi, cioè nel 2008 e nel 2012-3, il costo del paniere di consumo delle famiglie relativamente più povere si è accresciuto più che quello delle famiglie relativamente più ricche (grafico 2.5). L'inflazione, quindi, è stata più costosa per i poveri che per i ricchi, e questo fenomeno è totalmente da ricondurre all'andamento dei prezzi dei beni (grafico 2.6). La dinamica dei prezzi dei servizi, infatti, non mostra l'esistenza di un divario di inflazione sfavorevole ai più poveri analogo a quello presente nei prezzi dei beni (grafico 2.7).

Grafico 2.5 - Indice dei prezzi al consumo IPCA per classi di spesa
Anni 2006-2014 II trim, variazioni % annue

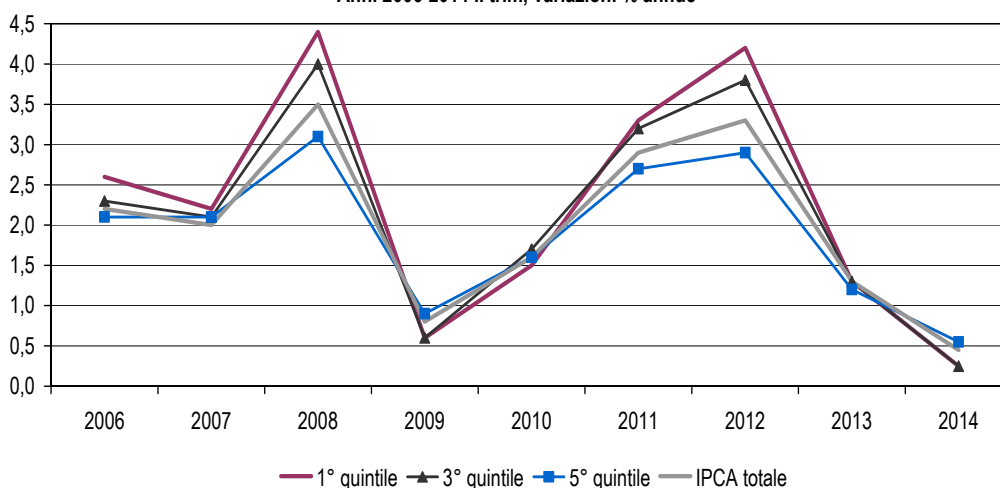
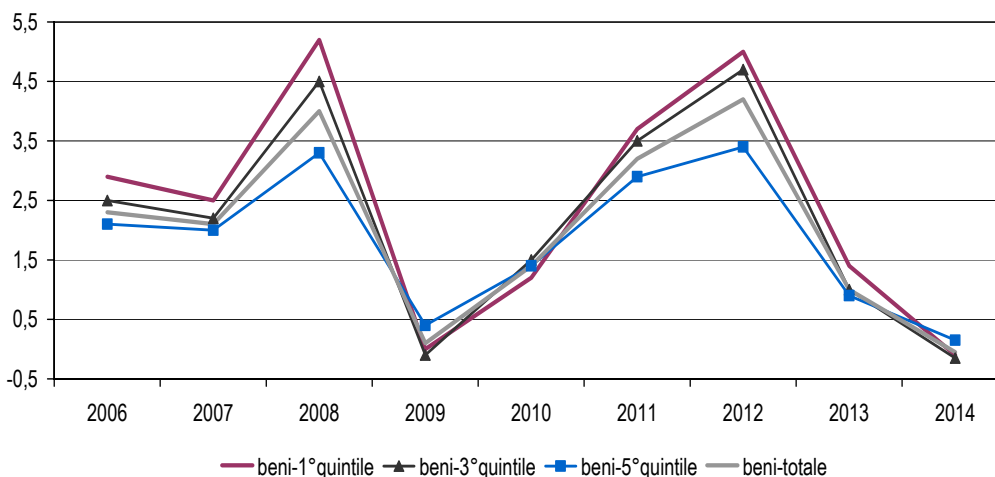


Grafico 2.6 - Indice dei prezzi al consumo IPCA dei "Beni" per classi di spesa
Anni 2006-2014 II trim, variazioni % annue



**Grafico 2.7 - Indice dei prezzi al consumo IPCA dei "Servizi" per classi di spesa
Anni 2006-2013, variazioni % annue**

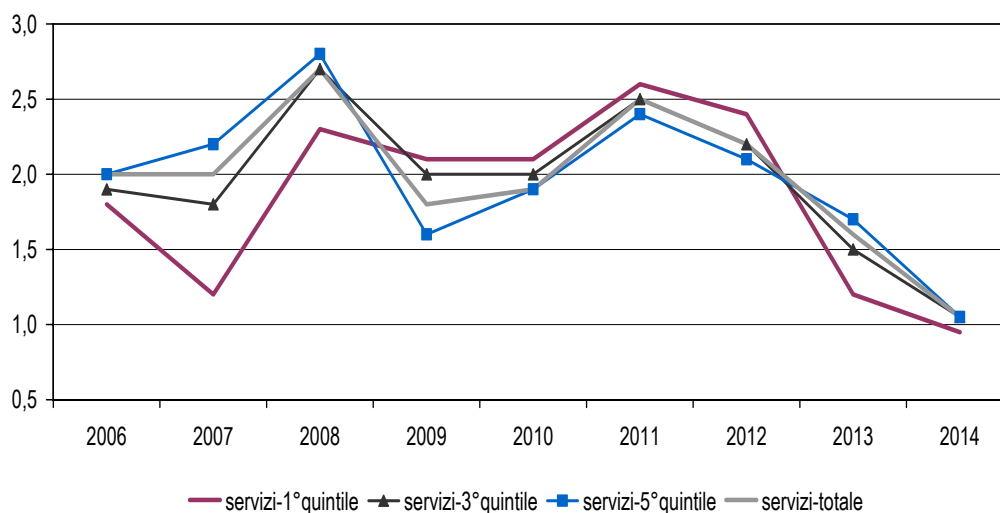
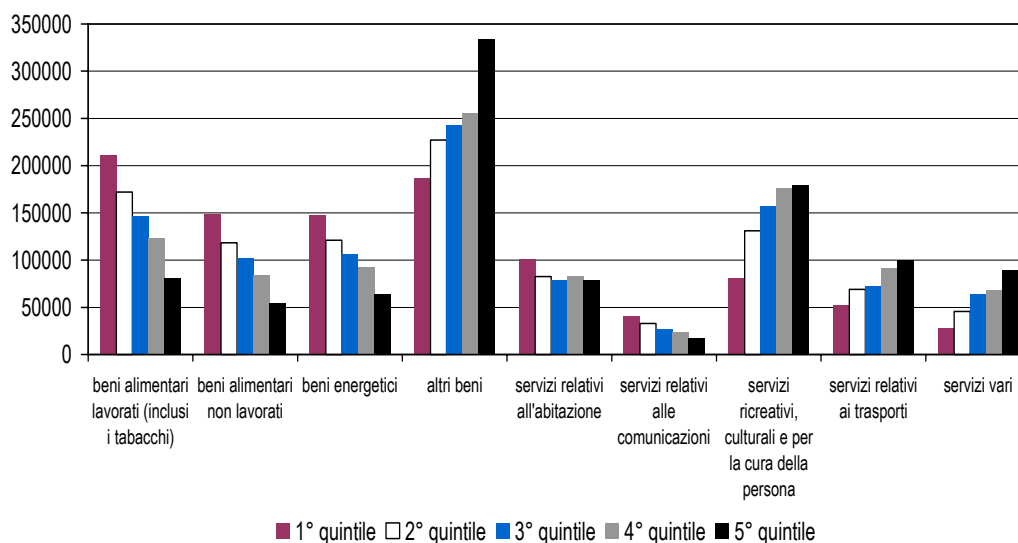


Grafico 2.8 - Pesi degli aggregati speciali per classi di spesa e per l'indice armonizzato complessivo. Anno 2013



Per indagare cosa spieghi il divario di inflazione in sfavore dei più poveri occorre analizzare brevemente la composizione dei panieri di consumo per classe di spesa (grafico 2.8). Due sono le caratteristiche che distinguono il paniere di consumo delle famiglie relativamente più povere da quello delle più ricche: in primo luogo, il peso dei beni sugli acquisti totali è maggiore, prossimo al 70 per cento, contro un peso di poco superiore al 50 per cento il gruppo delle famiglie più ricche. In secondo luogo, concentrandoci sull'acquisto dei beni, le famiglie più povere

registrano un peso preponderante di beni alimentari e beni energetici. Le famiglie più ricche, al contrario, destinano la parte maggiore della loro spesa per beni sugli “altri beni”. Questa disomogeneità di composizione dei panieri di spesa ha delle conseguenze molto nette sull’andamento dell’inflazione per fasce di spesa, soprattutto a partire dal 2007.

Fra il 1996 e il 2006, infatti, i servizi avevano mostrato un ampio divario positivo di inflazione rispetto ai beni (grafico 2.9). Inoltre, concentrandoci nuovamente solo sui beni, i prezzi dei beni alimentari si erano accresciuti in linea con il complesso dei beni (grafico 2.10). Nel periodo in questione non venivano ancora calcolati indici di prezzo per fasce di spesa, tuttavia, considerando la particolare composizione del paniere di consumo dei più poveri rispetto a quello dei più ricchi, si può desumere che non esistesse un grande divario di inflazione per fasce di spesa. Il consistente incremento dei prezzi dei beni energetici, che pesava relativamente di più sugli acquisti dei più poveri, veniva compensato dalla maggiore inflazione nei servizi, che pesava relativamente di più sugli acquisti dei più ricchi.

Grafico 2.9 - Tassi di crescita dei prezzi al consumo
Indice nazionale prezzi al consumo per intera comunità nazionale (nic)

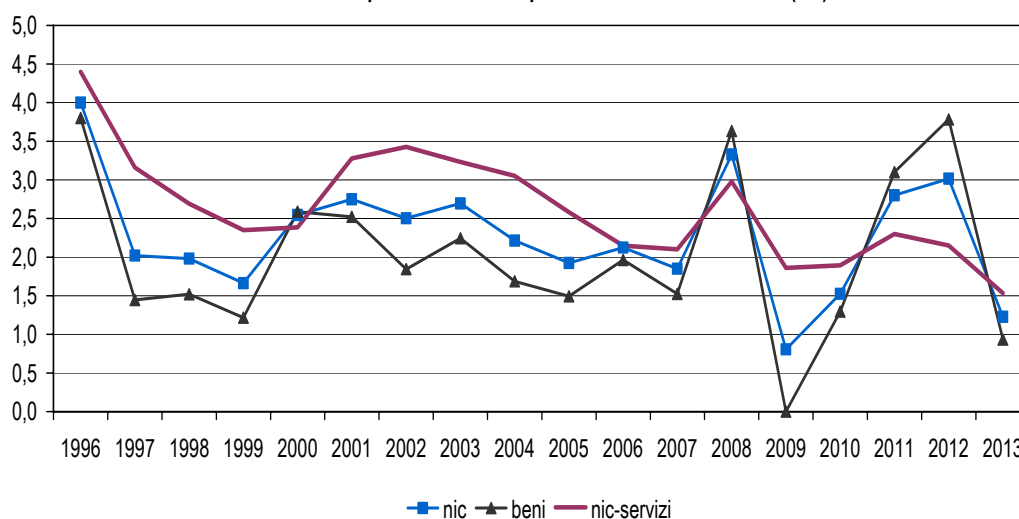
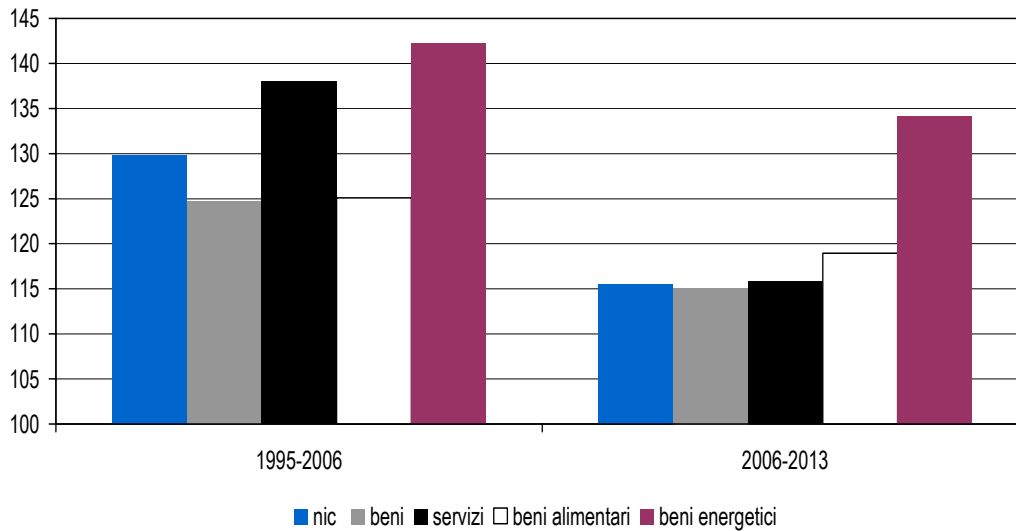


Grafico 2.10 - Variazioni cumulate dei prezzi al consumo (nic)



La situazione muta radicalmente a partire dal 2007. Tra il 2006 e il 2013 i servizi sono stati solo parzialmente coinvolti dalle accelerazioni dei prezzi verificatesi nel 2008 e nel 2011-12, e alla fine del periodo l'incremento dei prezzi dei servizi è sostanzialmente pari a quello dei beni. I prezzi dei beni alimentari, invece, sono aumentati sia più dei servizi che più del complesso dei beni. Il differenziale inflazionistico a svantaggio dei più poveri nasce proprio da questi due fenomeni, combinati con l'incremento dei prezzi dei beni energetici. I servizi, molto presenti nel paniere di consumo dei ricchi, hanno moderato la crescita dei loro prezzi rispetto al periodo precedente e questo ha ridotto in modo determinante l'inflazione dei più ricchi. Contemporaneamente, i beni alimentari e i beni energetici, le due categorie di beni più presenti nel paniere dei più poveri, hanno registrato incrementi dei prezzi maggiori del resto dei beni e degli stessi servizi.

Abbiamo così risposto all'interrogativo sollevato alla fine del precedente paragrafo: cosa spieghi il maggior costo relativo del paniere di consumo delle famiglie più povere. Dalla nostra argomentazione discende inoltre una conseguenza fondamentale. L'indice dei prezzi per le famiglie di operai e impiegati, essendo basato sul paniere di consumo medio fra le

famiglie di operai e impiegati, non coglie pienamente la dinamica dei prezzi dei beni più presenti nella spesa dei più poveri, e questo fa sì che il reddito lordo dei pensionati pienamente perequati non tenga il passo delle spese per consumi delle famiglie povere (grafico 2.4).

Ma l'inadeguatezza del FOI nel misurare l'inflazione non finisce qui. Come vedremo tra breve, il FOI sembra per costruzione essere meno adatto dell'IPCA a misurare l'inflazione effettiva che grava sulle famiglie. Il FOI è in sostanza una derivazione del NIC: si basa sullo stesso insieme di beni e servizi ma il peso attribuito a ogni bene o servizio è diverso. Per il NIC la popolazione di riferimento è l'intera popolazione italiana, per il FOI è l'insieme delle famiglie che fanno capo a un operaio o un impiegato⁵. La caratteristica specifica di NIC e FOI è il loro riferirsi ai prezzi pieni di vendita, indipendentemente se la spesa sia a carico delle famiglie, oppure della Pubblica amministrazione, ed è questa caratteristica fondamentale che li rende non così adeguati come l'IPCA.

L'IPCA riguarda l'intera collettività nazionale, come il NIC, ma i prezzi a cui si riferisce sono quelli effettivamente pagati dai consumatori. Di conseguenza, a differenza di NIC e FOI, l'IPCA tiene conto di saldi, sconti e promozioni. Inoltre, nel caso di beni e servizi consumati dalle famiglie ma sovvenzionati dalla Pubblica amministrazione, rileva soltanto il prezzo sostenuto dalle famiglie. Per costruzione, quindi, l'IPCA sembra più adatto a misurare l'inflazione al consumo subita dalle famiglie.

L'elaborazione dell'IPCA ha preso inizio nel 2001. È quindi possibile mettere a confronto le variazioni dei prezzi dei tre indici nel periodo 2001-2013. I dati mostrano che l'IPCA ha registrato un aumento dei prezzi leggermente, ma significativamente superiore rispetto a NIC e FOI (grafico 2.11). La differenza è pari a circa il 4 per cento nel confronto tra IPCA e FOI. È interessante notare che il differenziale di inflazione rilevata riguarda i beni, e non i servizi. Nei servizi, al contrario, è il NIC che rileva una maggiore crescita dei prezzi. Non è quindi la maggiore compartecipazione

⁵ Istat, 2013, Indice dei prezzi al consumo. Aspetti generali e metodologia di rilevazione. Edizione 2012; Roma.

delle famiglie alle spese per i servizi sanitari che spiega il differenziale di inflazione rilevata. Ciò non esclude, tuttavia, che nel differenziale di inflazione nei prezzi dei beni un peso non trascurabile sia giocato dall'andamento della spesa delle famiglie per i farmaci, che è sicuramente aumentata nel tempo sia sotto forma di compartecipazione alla spesa, che per l'acquisto di farmaci non convenzionati.

Grafico 2.11 - Variazioni cumulate a confronto degli indici dei prezzi (2001=1, 2001-2013)

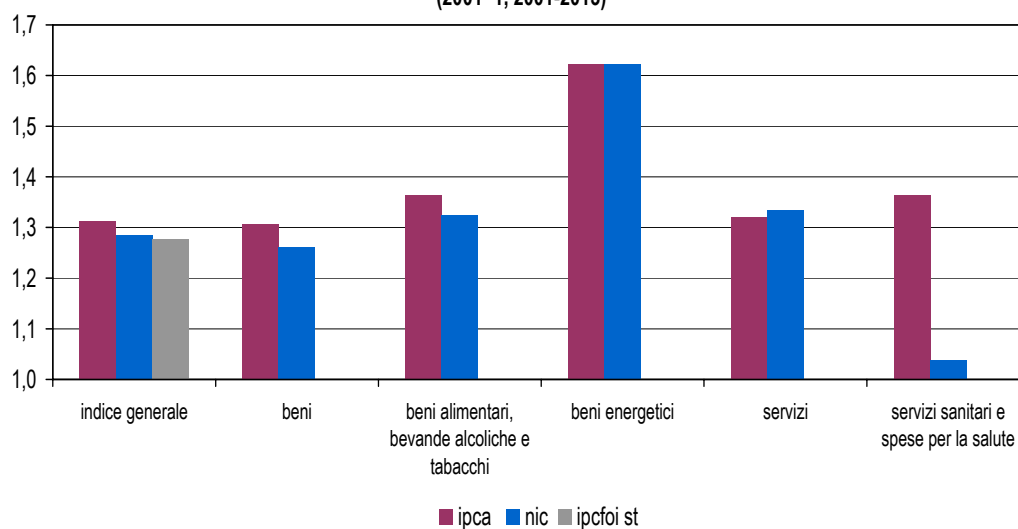
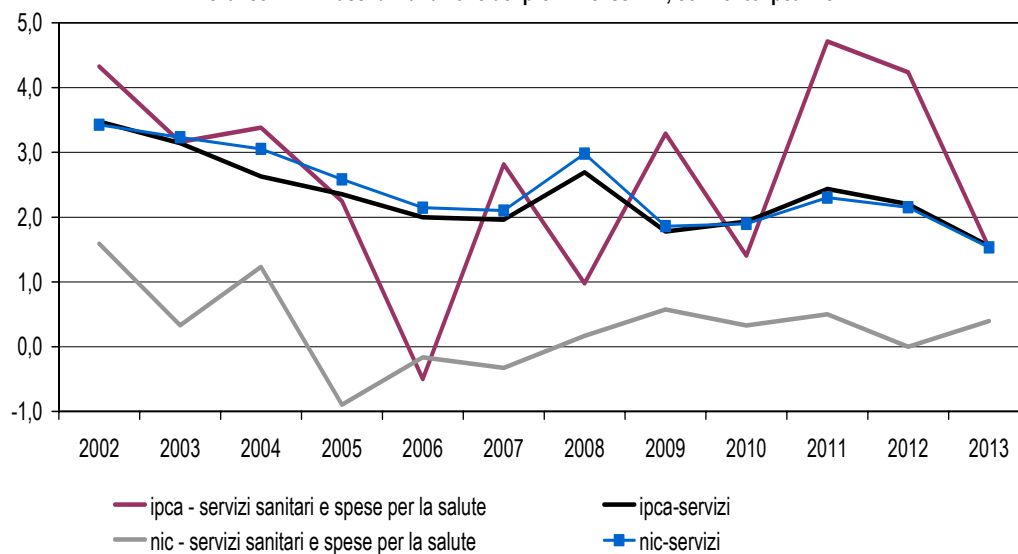


Grafico 2.12 - Tassi di variazione dei prezzi nei servizi, confronto ipca-nic



Le differenze metodologiche tra IPCA e NIC sono particolarmente evidenti nel caso della categoria dei “servizi sanitari e spese per la salute”, che viene calcolata nell’ambito di ambedue gli indici. Nel caso del NIC l’incremento di prezzo complessivo tra il 2001 e il 2013 è stato quasi trascurabile, pari a poco meno del 4 per cento. Il tasso di inflazione annuo per questa categoria è stato spesso negativo (grafico 2.12). Per questa stessa categoria e lo stesso periodo, la storia raccontata dall’IPCA è molto diversa. L’incremento totale sul periodo è di oltre il 36 per cento, e il tasso annuo di inflazione oscilla intorno a quello del totale dei servizi.

In definitiva, l’allargamento delle condizioni di disagio sociale dei pensionati sembrano in parte legate alle caratteristiche del meccanismo di perequazione: da una parte non vi è una attenzione specifica sulle caratteristiche del paniere di consumo delle famiglie più povere; d’altra parte, l’indice dei prezzi al consumo utilizzato non sembra il più adatto a rilevare l’inflazione effettivamente subita dalle famiglie.

I costi di una riforma della perequazione

Abbiamo calcolato i costi aggiuntivi di un ritorno al meccanismo di perequazione per fasce di importo rispetto al meccanismo vigente a partire dal 2015. La spesa aggiuntiva richiesta è stata calcolata sulla base della spesa pensionistica nel 2013 di fonte contabilità nazionale⁶, pari a 254.6 miliardi di euro. A legislazione vigente, dal 2015 gli importi pensionistici complessivi fino a 3 volte il trattamento minimo saranno indicizzati al 100 per cento, quelli tra 3 e 4 volte al 95 per cento, quelli tra 4 e 5 volte al 75 per cento, quelli tra 5 e 6 volte al 50 per cento, oltre al 45 per cento.

Abbiamo ipotizzato una riforma che garantisca a tutti i pensionati la perequazione piena per una fascia di importo pari a 5 volte il trattamento minimo, e la perequazione del 50 per cento per importi superiori a 5 volte

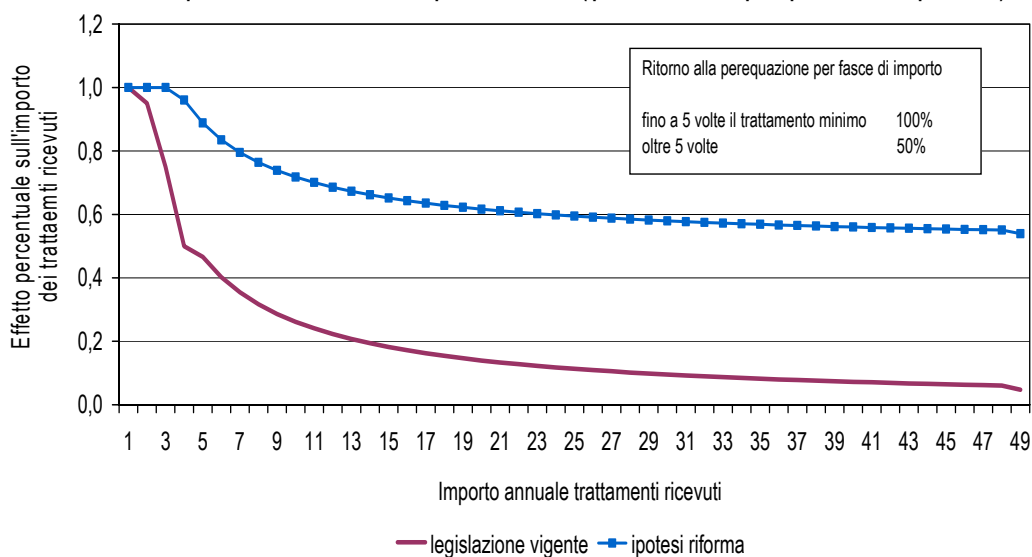
⁶ Si veda Ministero dell’Economia e delle Finanze, Nota di Aggiornamento del Documento di Economia e Finanza 2014, settembre 2014.

il trattamento minimo. I calcoli sono stati effettuati congetturando un tasso di inflazione dell'uno per cento. La spesa aggiuntiva prevista ammonta a 350 milioni di euro (grafico 2.13).

I costi aggiuntivi della riforma sono pressoché proporzionali al tasso di inflazione congetturato: un raddoppio dell'inflazione dall'uno al due per cento comportano un raddoppio dei costi, una riduzione del tasso di inflazione ad un decimo, riducono all'incirca nella stessa misura la spesa aggiuntiva.

I calcoli sono basati sulla distribuzione degli importi pensionistici nel 2012 per multipli del trattamento minimo⁷. La classe di importo tra 3 e 5 volte il trattamento minimo è stata suddivisa in due sulla base di una distribuzione gamma dei beneficiari.

Grafico 2.13 - Perequazione effettiva nel 2015 e ipotesi di riforma (ipotesi di tasso di perequazione dell'1 per cento)



⁷ Inps, Trattamenti pensionistici e beneficiari 2012, nota diffusa il 30 agosto 2013.

3. L'AGGIORNAMENTO PERIODICO DEI COEFFICIENTI DI TRASFORMAZIONE

I coefficienti di trasformazione: cronologia e contenuti

La legge di riforma del 1995 ha introdotto il metodo contributivo per garantire la sostenibilità del sistema e realizzare un principio di equità attuariale tra le generazioni. Attraverso i coefficienti di trasformazione, infatti, si realizza l'equivalenza attuariale fra i contributi versati e le prestazioni ricevute. I coefficienti di trasformazione vengono, e devono, essere determinati in modo da garantire l'equilibrio fra il montante contributivo che il lavoratore costituisce lungo l'arco della sua vita lavorativa e l'ammontare della pensione che, in qualità di pensionato, verrà a percepire per tutti gli anni della sua sopravvivenza residua. I coefficienti di trasformazione e quindi, l'ammontare della pensione, devono aumentare con l'aumentare dell'età di pensionamento, perché il montante contributivo viene restituito sotto forma di pensione lungo un numero di anni di vita più basso.

La riforma del 1995 consapevole che le dinamiche della vita avevano una incidenza significativa solo nel lungo periodo, stabilì che la revisione dei coefficienti di trasformazione fosse decennale. Successivamente la legge 247/2007 ("Protocollo del *Welfare*"), alla luce dei radicali cambiamenti avvenuti nell'andamento della mortalità ridusse il periodo da dieci anni a tre e infine il decreto "Salva Italia", nel 2011, da tre a due. Nel nostro Paese il valore dei coefficienti di trasformazione è stabilito in relazione all'età dell'assicurato alla data di decorrenza della pensione, a partire dall'età di 57 anni. Con effetto dal 1° gennaio 2013 lo stesso coefficiente di trasformazione è stato esteso anche per le età corrispondenti a valori fino a 70 anni. Lo stesso valore di 70 anni è adeguato agli incrementi della speranza di vita nell'ambito del procedimento già previsto per l'adeguamento dei requisiti del sistema pensionistico e, conseguentemente, ogni qualvolta l'adeguamento comporti un incremento

del valore tale da superare di una o più unità, il valore di 70, il coefficiente di trasformazione è parimenti esteso ad età corrispondenti a valori superiori a 70 anni. Al fine di uniformare la periodicità temporale della procedura di aggiornamento all'adeguamento dei requisiti di pensionamento, gli aggiornamenti dei coefficienti di trasformazione in rendita, successivi al 1° gennaio 2019 saranno effettuati, con periodicità biennale.

I coefficienti attualmente vigenti sono stati introdotti nel gennaio 2013, sulla base della speranza della vita media allora esistente e saranno validi fino al termine del 2015. Verranno poi aggiornati nel 2016, nel 2019 e in seguito ogni 2 anni (si veda il Riquadro “Cronologia dei coefficienti di trasformazione”) sulla base dei dati (basi tecniche) fornite dall’Istat (tavola 3.1).

In base alla normativa vigente i coefficienti di trasformazione del capitale in rendita si applicano alle pensioni calcolate con il solo sistema contributivo. In particolare si tratta di:

- pensioni col calcolo retributivo fino al 31/12/2011, per la quota riguardante il periodo dal 1/1/2012 alla cessazione;
- pensioni col calcolo retributivo fino al 31/12/95 per la quota di pensione riguardante il periodo dal 1/1/96 alla cessazione;
- donne che possono esercitare l’opzione contributiva con almeno 57 anni e 35 di anzianità (cosiddetta. opzione donna, legge 243/04);
- i lavoratori che scelgono per la liquidazione della pensione con il calcolo contributivo;
- lavoratori che hanno anzianità contributiva solo posteriore al 31/12/95 e maturano i requisiti per la pensione interamente contributiva.

Riquadro. Cronologia dei coefficienti di trasformazione

- 1995 Introduzione sistema contributivo e dei coefficienti di trasformazione.
- 2005 Rinviata la prevista revisione decennale.
- 2007 Con la L.247/2007 si stabilisce l'introduzione di nuovi coefficienti di trasformazione a decorrere dal primo gennaio 2010; viene inoltre istituita una commissione paritaria tra Governo e parti sociali al fine di definire in maniera più efficace i criteri che determinano i coefficienti di trasformazione.
- 2010 Con il DI 78/2010, convertito in legge 122/2010, tra l'altro, l'adeguamento dei coefficienti di trasformazione viene vincolato all'aumento della speranza di vita. La revisione dei coefficienti da decennale è diventata triennale e da procedimento politico-amministrativo è stata mutata in procedimento esclusivamente amministrativo.
- 2011 La riforma previdenziale Monti-Fornero (L.214/2011) conferma il legame i coefficienti di trasformazione e le variazioni della speranza di vita e ne stabilisce una periodicità biennale a partire dal 2016 e introduce l'estensione dei coefficienti per età superiori ai 65 anni.

Tavola 3.1

BASI TECNICHE	Tavole mortalità	Probabilità di lasciare famiglia	Probabilità di eliminaz.del superstite per morte o nuove nozze	Differenziale di età tra dante causa e coniuge	Parametro relativo alle modalità di erogazione della pensione	Tasso di sconto
1995	Istat 1990	Inps 1989	Istat 1990, Inps 1989	(valore medio +/- 3)	0,4231 (rate bimestrali anticipate)	1,50%
					0,4615	
2010	Istat 2002	Istat 2002	Istat 2002	Valore differenziato per età da 57 a 65	(rate mensili anticipate)	1,50%
2013	Istat 2008	Istat 2008	Istat 2008	Istat 2008	Istat 2008	Istat 2008

Nella revisione del 2013 è stata aggiunta anche la riduzione della reversibilità per altri redditi.

Fonte: elaborazioni su informazioni Nucleo di valutazione della spesa previdenziale, Delibera numero.9 del 26/7/2006.

Adeguamento per età e disuguaglianze

Nel sistema previdenziale italiano vengono utilizzate le tavole per contemporanei⁸ in un dato anno, e in caso di revisione dei coefficienti, vengono sostituiti i nuovi valori da un anno all'altro. Così in passato capitò, con la revisione stabilita nel 2007, che avveniva dopo oltre 10 anni, di avere nel passaggio dai vecchi ai nuovi coefficienti aggiornati, valori inferiori anche di 8 punti percentuali.

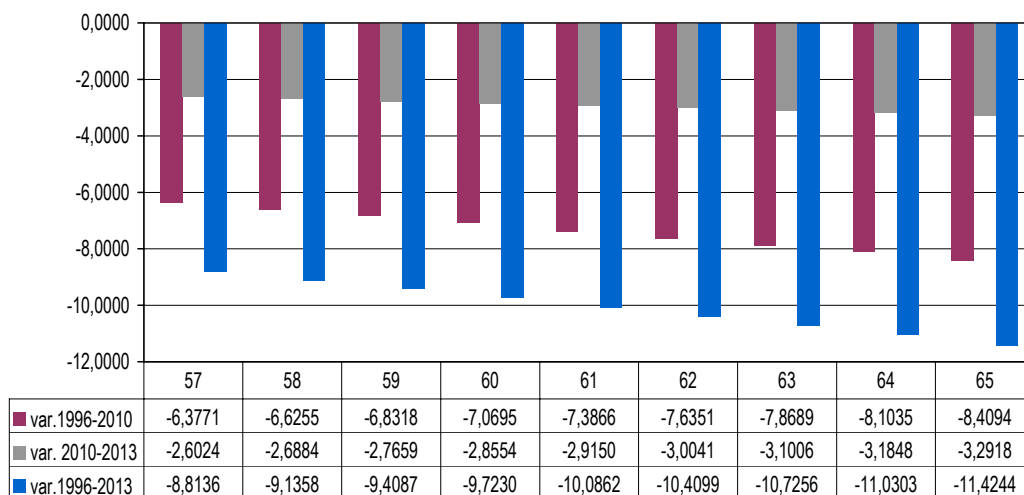
Così, contrariamente a come la logica del sistema contributivo vorrebbe, individui di uguale età potevano avere importi di pensione assai diversi in

⁸ Le tavole di mortalità, ricordiamo, possono essere di vario tipo:

- Tavole per contemporanei: predisposte sulla base di un censimento, descrivono il fenomeno della mortalità alle varie età presenti in un certo momento, tenendo conto dell'esperienza subita in un determinato anno da generazioni diverse ;
- Tavole per generazioni: descrivono il fenomeno della mortalità per la stessa generazione, al variare dell'età.
- Tavole proiettate (usate dalle compagnie assicurative): descrivono una stima del futuro andamento della mortalità, sono predisposte per generazioni omogenee.

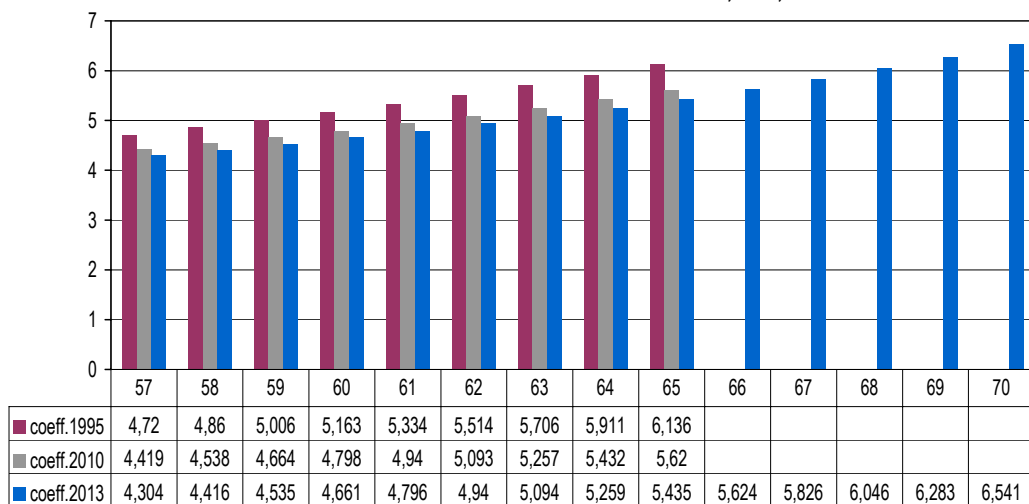
relazione all'anno di pensionamento, in prossimità della revisione dei coefficienti. In particolare gli importi di pensione possono risultare notevolmente più bassi a carico di quel lavoratore che abbia lavorato un anno in più, ma che sia incappato nella revisione dei coefficienti.

Grafico 3.1 - Variazioni dei coefficienti di trasformazione



■ var. 1996-2010 ■ var. 2010-2013 ■ var. 1996-2013

Grafico 3.2 - Valori dei coefficienti di trasformazione al 1995, 2010, 2013



■ coeff. 1995 ■ coeff. 2010 ■ coeff. 2013

Il grafico 3.1 mette in evidenza i valori dei coefficienti di trasformazione così come sono stati costruiti nel 1995 e successivamente modificati nel

2010 e di nuovo a partire dal 2013, anno in cui i coefficienti sono stati calcolati anche per le età successive ai 65 anni (coefficienti attualmente in vigore). Tra il valore del coefficiente a 65 anni vigente nel 1995 e quello, sempre per i 65 anni, adottato nel 2010 in seguito alla revisione dei coefficienti ci sono ben 8 punti percentuali di differenza. Nel grafico 3.2 è possibile osservare le variazioni percentuali a carico dei coefficienti avvenute nei tre adeguamenti che si sono succeduti dal 1995 ad oggi.

La conseguenza dell'adozione dei coefficienti di trasformazione vigenti al momento del pensionamento, come ormai ampiamente dibattuto, è quella di costituire un premio ingiustificato a chi va in pensione subito prima della revisione dei coefficienti. Viceversa il momento in cui si decide di andare in pensione dovrebbe essere più neutrale possibile. Con un esempio pratico si può dimostrare l'iniquità di questo tipo di utilizzo dei coefficienti di trasformazione. Si consideri un individuo che vada in pensione con l'opzione per il contributivo (opzione donna) e che abbia maturato un montante pari a 500 mila euro, con i coefficienti attualmente vigenti avrebbe maturato i seguenti importi pensionistici:

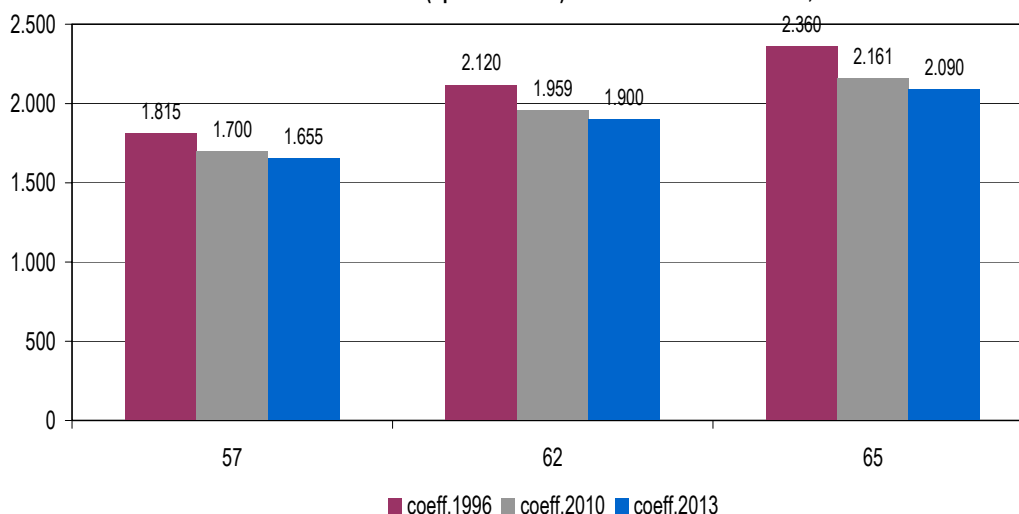
a 57 anni= euro 1.655 ($500.000 \times 4,304\% : 13$);

a 62 anni= euro 1.900 ($500.000 \times 4,94\% : 13$);:

a 65 anni= euro 2.090 ($500.000 \times 5,435\% : 13$);

mentre con i coefficienti vigenti nel 2010 avrebbe avuto importi decisamente più ridotti. Nel grafico 3.3 sono stati riportati gli importi di pensione calcolati a parità di età di pensionamento ma in epoche differenti. Appare evidente la differenza nei risultati. Differenza che può essere accettabile per epoche di pensionamento lontane fra loro, mentre lo è molto meno quando i pensionamenti avvengono a pochi mesi uno dall'altro, ma in prossimità della revisione dei coefficienti. Nel 2009 un pensionando dell'età di 57 anni, con i coefficienti allora vigenti e con il montante contributivo ipotizzato avrebbe preso 1.815 euro mensili. L'anno successivo con la stessa età, ma sulla base dei nuovi coefficienti revisionati, avrebbe avuto diritto a 1.700 euro mensili.

Grafico 3.3 - Importo della pensione all'età di 57,62,65 con diversi coefficienti
Calcolo totalmente contributivo (opzione donna) - montante contributivo 500,000 euro



In seguito alla revisione decennale dei coefficienti il primo pensionato avrebbe goduto, a soli pochi mesi di distanza dal secondo pensionato, uscito dal lavoro nel 2010, di un importo di pensione fino a oltre l'8% più alto. In rispondenza di un criterio di equità attuariale, pare logico concludere che ai nati nello stesso anno è necessario attribuire tavole di sopravvivenza uguali, mentre va diversamente valutato un eventuale ulteriore periodo lavorativo.

Aumento della speranza di vita e adeguamento dei coefficienti: due strade parallele?

I coefficienti sono un elemento costitutivo del sistema che garantisce la corretta applicazione del criterio dell'equivalenza attuariale tra montante contributivo e trattamento pensionistico complessivamente goduto e l'uniformità dei tassi di rendimento tra i lavoratori.

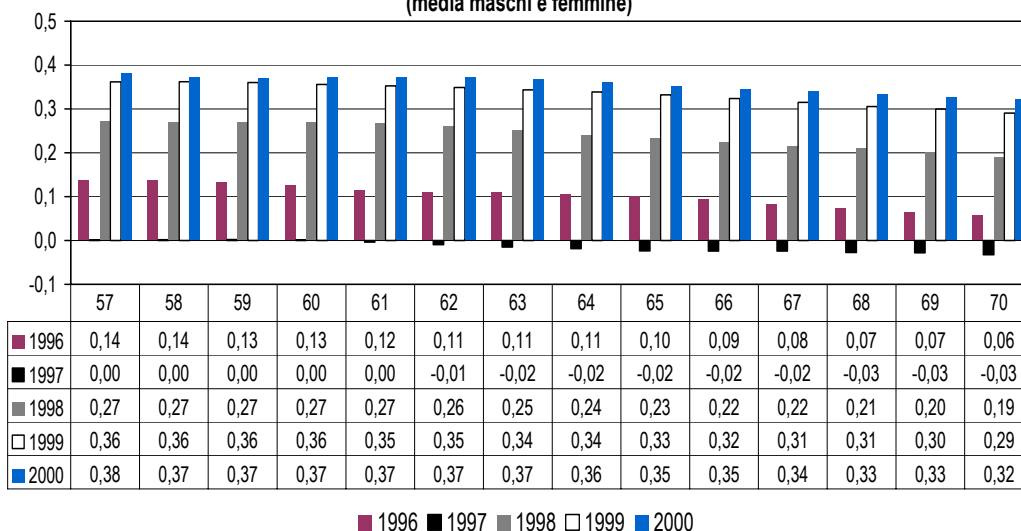
Come si è detto i coefficienti di trasformazione vengono aggiornati in base alle variazioni della mortalità. C'è però da rilevare che le variazioni in diminuzione della mortalità non hanno un andamento lineare nel tempo, bensì possono subire dei rallentamenti o dei veri e propri *shock* temporanei. I coefficienti devono dunque essere "destagionalizzati", cioè depurati dagli shock che per ragioni accidentali, a volte solo

metereologiche, la mortalità subisce rispetto al trend decrescente di lungo periodo⁹.

Il riferimento, come si è già accennato, è alla probabilità di morte “per contemporanei”, cioè quella rilevata dall'Istat nell'anno base più recente disponibile. Come riportato nella tabella 1 però, la distanza tra la disponibilità dei dati e l'aggiornamento dei coefficienti è stata sino ad ora piuttosto ampia: così, nel 1995, per la costituzione dei primi coefficienti si è fatto riferimento alle probabilità di morte del 1990, nel 2006 a quelle vigenti nel 2002 e nel 2010 a quelle vigenti nel 2008.

Il grafico 3.4 che segue mostra la dinamica annuale delle probabilità di morte nel periodo 1996-2000: è possibile osservare come le variazioni annuali siano estremamente volatili da un anno all'altro, mostrando anche, come nel 1997, valori negativi - indicatori di una riduzione della speranza di vita - nelle età più elevate.

Grafico 3.4 - Differenze annuali nella speranza di vita- sottoperiodo 1996-2000
(media maschi e femmine)



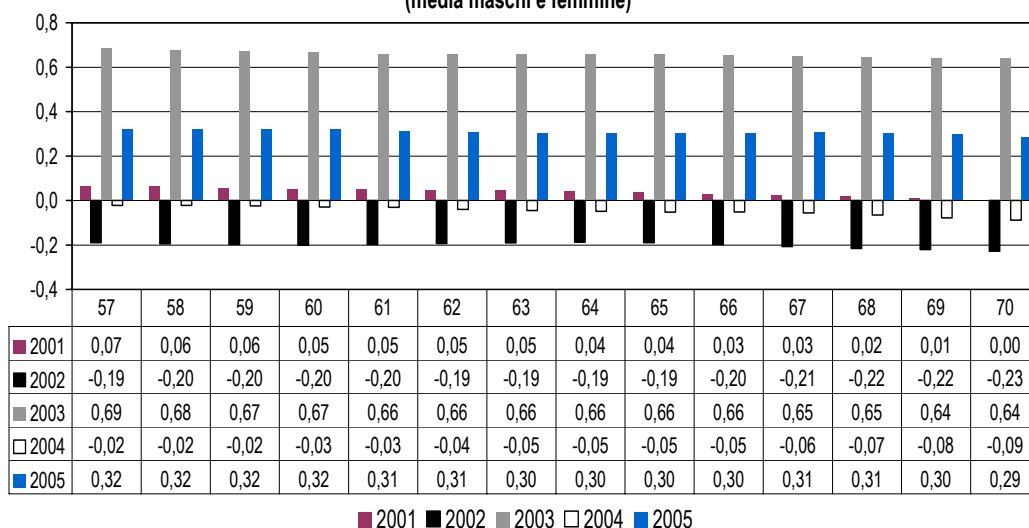
I valori negativi si ripresentano nuovamente nel 2002 per tutte le classi di età, a causa di un'estate che fu particolarmente torrida, caratterizzata da

⁹ Si veda Gronchi S., “Coefficienti, la revisione non è un optional”, Il sole 24 Ore, 9 maggio 2007.

persistenti temperature elevate (grafico 3.5).

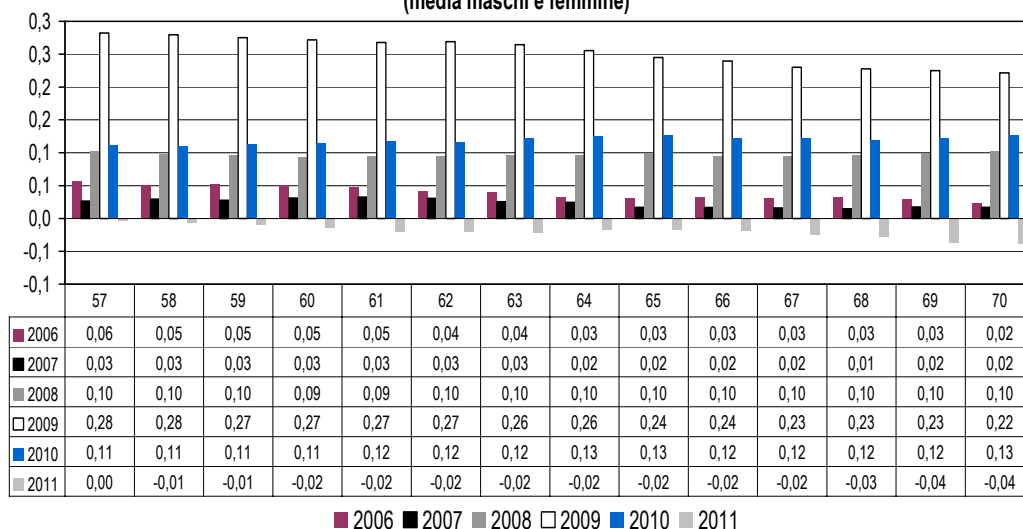
L'ultimo *shock* rilevante nell'andamento della mortalità risale al 2011 come si può osservare dal grafico 3.6.

Grafico 3.5 - Differenze annuali nella speranza di vita- sottoperiodo 2000-2005
(media maschi e femmine)



■ 2001 ■ 2002 ■ 2003 □ 2004 ■ 2005

Grafico 3.6 -Differenze annuali nella speranza di vita- sottoperiodo 2006-2011
(media maschi e femmine)



■ 2006 ■ 2007 ■ 2008 □ 2009 ■ 2010 ■ 2011

Moltissimi sono gli studi sull'andamento della mortalità nel lungo periodo, in particolare in concomitanza dell'invecchiamento della popolazione e del ruolo sempre più rilevante delle previsioni demografiche per valutare la

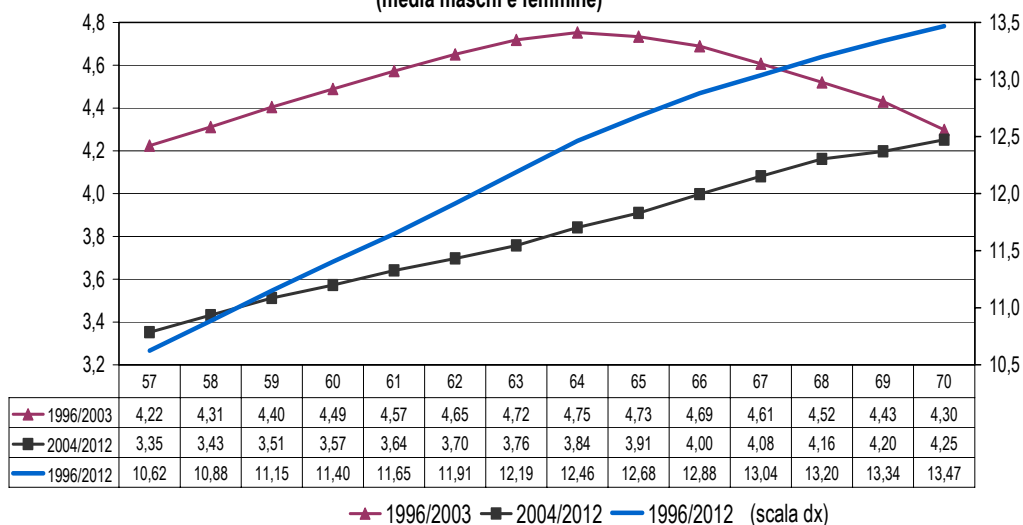
sostenibilità dei sistemi pensionistici¹⁰. Nel lungo periodo la "volatilità" dei trend di mortalità è sicuramente in rapida attenuazione, grazie alle migliorate condizioni igienico sanitarie e grazie alle scoperte in campo medico. Dall'evidenza storica passata è possibile osservare la tendenza ad un costante aumento della durata media della vita, la quale è più o meno triplicata nel corso della storia dell'uomo. La maggior parte di questo incremento è occorso negli ultimi 150 anni: il ventesimo secolo è quello che ha fatto registrare l'incremento della longevità media più rilevante, se comparato con i secoli precedenti. In generale, la speranza di vita media è cresciuta di circa 25 anni nei 10.000 antecedenti il 1850; di ulteriore 25 anni tra il 1850 e il 2000. Dalla seconda metà del ventesimo secolo, i guadagni nella speranza di vita sono dovuti maggiormente a fattori medici, i quali hanno incrementato la sopravvivenza nelle età più avanzate. In particolare si sono verificate riduzioni delle morti causate dai "tre grandi assassini" (malattie cardiovascolari, cancro e ictus) e, attualmente, la speranza di vita continua a migliorare. Ciononostante il problema degli *shock* temporanei rimane. La soluzione potrebbe essere trovata nella "destagionalizzazione", ma anche questo sistema presenta non poche difficoltà perché l'uso di medie mobili richiede un aggiornamento di dati continuo, per non rischiare di produrre coefficienti obsoleti. Infatti la disponibilità delle serie che costituiscono le basi tecniche dei coefficienti, sino ad oggi, avveniva con grande ritardo (si veda le informazioni riportate nella tavola 3.1).

Nel grafico 3.7 sono riportate le variazioni della speranza di vita media di maschi e femmine nell'intero periodo 1996-2012 e nei due sottoperiodi che lo compongono¹¹.

¹⁰ Si veda Fabrizi E, Cacciotti M., "Le determinanti dell'aspettativa di vita in Italia", Ministero dell'Economia e delle Finanze, Dipartimento del Tesoro, Note tematiche, n.2 – Luglio 2013; Swedish National Social Insurance Board, "Perspectives on Mortality Forecasting, Social Insurance Studies No.1, Tommy Bengtsson, Nico Keilman Editors, 2003; Guerreschi F., Longevity Risk e tavole di mortalità: una proposta per la popolazione italiana Tesi di Laurea presso l'Università Cattolica del Sacro Cuore di Milano Interfacoltà di Economia - Scienze Bancarie, Finanziarie e Assicuratrici Corso di Laurea in Scienze Statistiche, Attuariali ed Economiche, 2010..

¹¹ Diverse sono le teorie prevalenti circa le tendenze di lungo periodo della speranza di vita: da un lato la teoria

Grafico 3.7 - Variazione della speranza di vita intero periodo 1996-2012 e sottoperiodi (media maschi e femmine)



Le probabilità di morte sono divenute una variabile cruciale per la sostenibilità e l'adeguatezza dei sistemi previdenziali, dal momento che, come è avvenuto nel nostro Paese, sia i coefficienti di trasformazione, che i requisiti di pensionamento vengono di volta in volta aggiornati in relazione alle variazioni della speranza di vita media¹². Come si è visto però i coefficienti di trasformazione sono formati da valori medi, tutti valori con validità *erga omnes*, mentre è ormai appurato che la flessione della mortalità non si distribuisce uniformemente all'interno delle diverse classi sociali. Purtroppo rimangono ancora indeterminate alcune specifiche caratteristiche dei diversi lavoratori (livello di istruzione, reddito e qualifica professionale) che molto influiscono sulla mortalità. I numeri indici dei tassi standardizzati di mortalità per genere e titolo di studio¹³ mettono in evidenza l'esistenza di differenze molto accentuate, soprattutto nella

della "compressione" della mortalità per la quale essa tenderebbe a concentrarsi sempre più nelle età finali della vita; dall'altra la teoria della "espansione della mortalità" in base alla quale la longevità tenderebbe ad aumentare continuamente negli anni. Altre ipotesi, assai meno probabili, ipotizzano un arretramento della longevità dovuto allo scoppio di epidemie su scala mondiale (Maccheroni C., "La mortalità differenziale: un fattore demografico di cui la riforma del sistema previdenziale non tiene conto adeguatamente", Quaderni europei sul nuovo welfare, n.5, 2006, www.newwelfare.org).

¹² Su questo tema si veda: Swedish National Social Insurance Board, op. cit.; Ragioneria Generale dello Stato, Le tendenze di medio lungo periodo della spesa previdenziale, Rapporto no.15., 2014, Box 5.1.

¹³ Si veda Maccheroni, op. cit..

popolazione ancora in età attiva (18-59 anni). Fatto cento il totale della popolazione, per gli uomini in età da lavoro senza alcun titolo di studio si arriva ad un valore dell'indice pari a 172,5, pari a 128,5 per quelli con la sola licenza elementare per poi scendere fino al valore di 52,7 per gli individui laureati. Questi stessi indici si riducono notevolmente per gli individui in età compresa tra 60 e 74 anni: risultando pari rispettivamente a 105,6 per quelli senza alcun titolo di studio e pari a 75,1 per quelli che possiedono un diploma di laurea.

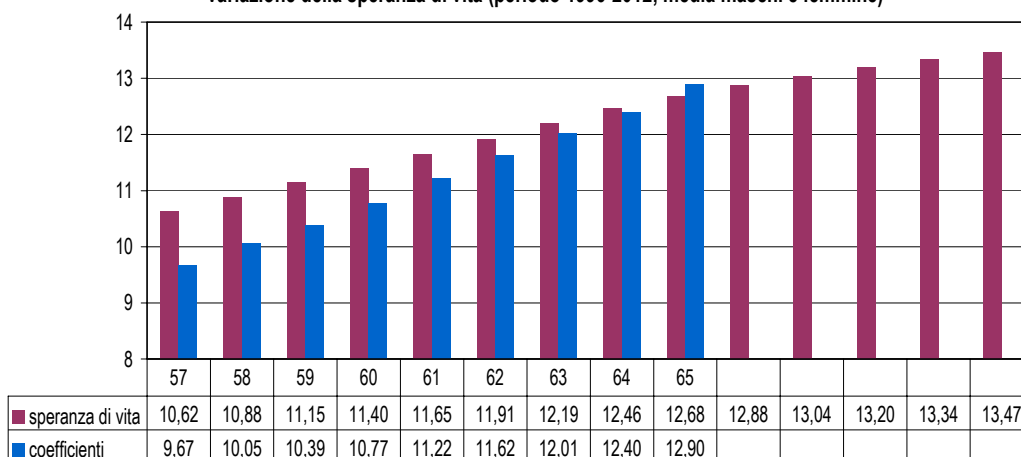
La problematica relativa alle differenze sociali della mortalità assume un rilievo crescente alla luce dell'importanza del ruolo delle variazioni della speranza di vita all'interno del sistema previdenziale¹⁴. In realtà in fase di revisione dei coefficienti, la legge 247/2007 stabiliva l'istituzione di un'apposita commissione che avrebbe dovuto valutare l'opportunità di costruire coefficienti di trasformazione differenziati per categorie lavorative di appartenenza, con valori specifici per quelle a longevità ridotta (addetti a lavori usuranti), ma i lavori della Commissione non sono mai partiti. Dunque alla luce delle evidenze empiriche sull'esistenza di una mortalità fortemente differenziata tra le diverse componenti di popolazione dobbiamo concludere che l'attuale sistema di calcolo in base a coefficienti di trasformazione medi effettua una redistribuzione a favore di coloro i quali beneficiano di una mortalità più ridotta rispetto alla media della popolazione.

Infine nei grafici che seguono si è messo a confronto l'andamento delle variazioni della speranza di vita e dei coefficienti di trasformazione per l'intero periodo 1996-2012. Nel grafico 3.8 sono riportate le variazioni medie di maschi e femmine a confronto con le variazioni dei coefficienti per l'intero periodo 1996-2012. La speranza di vita tranne che nella classe

¹⁴ Recentemente la tematica della differenziazione delle aspettative di vita, in relazione all'attività lavorativa svolta sta mostrando un interesse crescente. Si veda ancora Fabrizi, Cacciotti, op.cit., Ginebri S., "Le differenze sociali nelle attese di vita. La necessità di un universalismo proporzionale", *La Rivista delle Politiche Sociali* 2013(1-2): 135-152; Rosolia A., Le disuguaglianze nella speranza di vita, Banca d'Italia, Occasional papers, Numero 118 – Febbraio 2012.

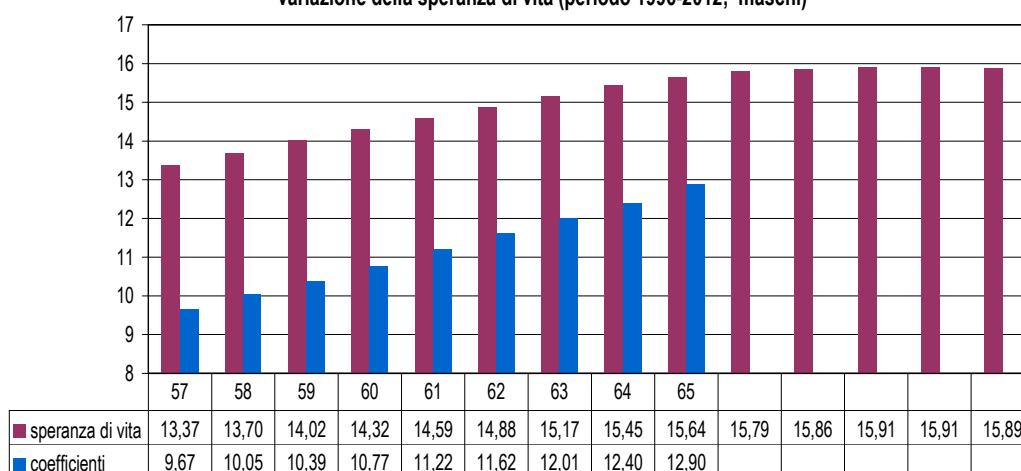
di età 65 è aumentata più dei coefficienti. Se si vanno a vedere le variazioni della speranza di vita differenziate per sesso (grafici 3.9 e 3.10) si osservano delle differenze molto accentuate: per i maschi le variazioni dei coefficienti sono di molto inferiori alle variazioni della relativa speranza di vita, mentre per le femmine avviene esattamente il contrario, esse beneficiano nel calcolo dei coefficienti di un guadagno in più rispetto all'aumento della vita media, poiché i coefficienti tengono conto anche della popolazione maschile che come è noto ha una vita media decisamente più ridotta.

Grafico 3.8 - Confronto tra variazione dei coefficienti di trasformazione e variazione della speranza di vita (periodo 1996-2012; media maschi e femmine)



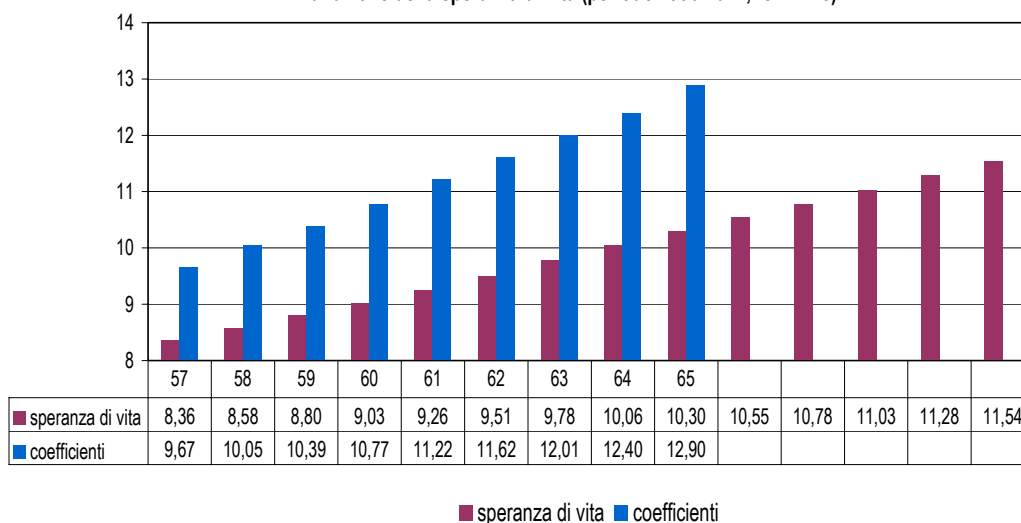
■ speranza di vita ■ coefficienti

Grafico 3.9 - Confronto tra variazione dei coefficienti di trasformazione e variazione della speranza di vita (periodo 1996-2012; maschi)



■ speranza di vita ■ coefficienti

Grafico 3.10 - Confronto tra variazione dei coefficienti di trasformazione e variazione della speranza di vita (periodo 1996-2012; femmine)

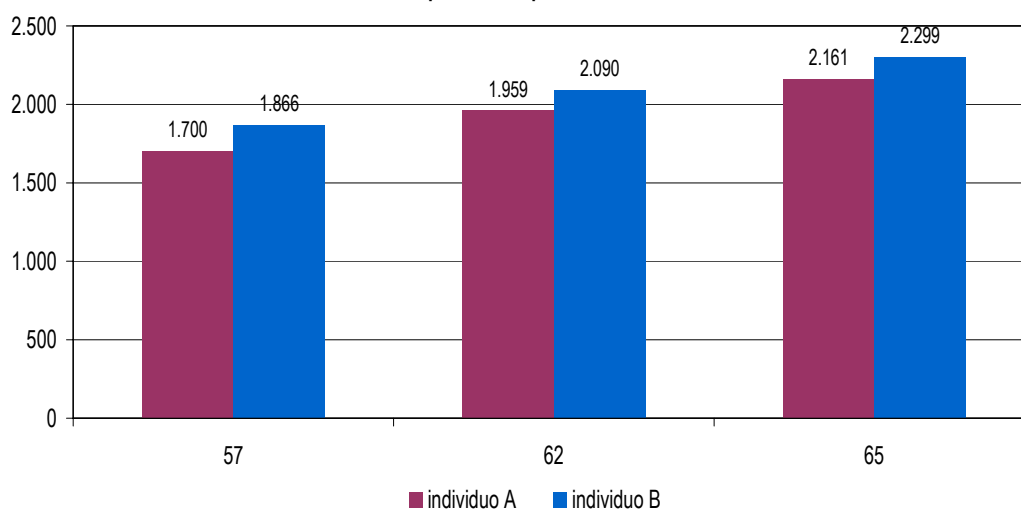


Sistemi di adeguamento alternativi

Dunque seppure le modifiche normative che hanno reso biennale la revisione dei coefficienti riducono l'iniquità di un meccanismo che si applica *ex novo* da un giorno all'altro, il problema della diversità di trattamento tra pensionati in uguali condizioni, rimane. Due potrebbero essere le soluzioni alternative da adottare. La prima, il sistema per quote, che consiste nel procedere al calcolo della pensione applicando al montante contributivo i coefficienti vigenti nel periodo in cui il montante contributivo si è costituito. In questo modo, nel caso in cui due soggetti con pari anzianità contributiva vadano in pensione uno a 60 anni e l'altro a 63, l'adozione di un criterio per quote comporta l'applicazione degli stessi coefficienti ai monti contributivi che i due individui si sono costituiti fino ai 60 anni di età e l'applicazione di nuovi coefficienti per il solo montante contributivo che il soggetto che va in pensione più tardi è riuscito a costituirsi nei successivi anni di lavoro. In questo modo la riduzione dei coefficienti generata dall'aumento della vita media e introdotta dalla mutata normativa, non si viene più a "scaricare" sull'intero montante contributivo, ma solo su quella parte che si è costituita a partire dall'anno successivo a quello in cui è stato introdotto il nuovo sistema di coefficienti.

La seconda soluzione, che si colloca sulla scia dell'esperienza svedese, è quella "per generazioni" e consiste nell'utilizzare coefficienti di trasformazione specifici per anno di nascita, che tengano anche conto dell'anno scelto dal lavoratore per il pensionamento. In termini operativi, seguendo questo procedimento viene assegnato a tutti i lavoratori nati nello stesso anno, uno stesso coefficiente, che rimane inalterato fino al compimento dell'età minima per andare in pensione e aumenta poi di anno in anno fino al limite massimo (70 anni) previsto per il pensionamento. Quindi, due individui nati nello stesso anno, presenteranno lo stesso coefficiente fino all'età minima di pensionamento, mentre per il lavoratore che ha deciso di andare in pensione oltre l'età minima, il coefficiente verrà maggiorato per tener conto degli anni in più di lavoro effettuato.

Grafico 3.11 - Generazione 1957: ipotesi coefficienti di trasformazione corrispondenti a quelli del 2010



Nel grafico 3.11 viene presentato un esempio di applicazione dei coefficienti per generazione a due individui che vadano in pensione a 3 anni di distanza. L'ipotesi di base è che i coefficienti vigenti nel 2010 siano i coefficienti della generazione nata nel 1957; dunque a tutti gli individui in quella classe di età viene applicato quel coefficiente. In particolare

l'individua A che andrà con l'età minima vedrà applicati i coefficienti della generazione 1957, che daranno luogo, all'età di 57 anni ad un importo di pensione pari a 1.700 euro. L'individuo B, invece, che andrà in pensione 3 anni dopo, alla stessa età di 57 anni avrà un importo di pensione superiore e pari a 1.866 euro dati dalla somma del prodotto tra il montante contributivo per il coefficiente della sua generazione e il prodotto tra il montante contributivo per il coefficiente revisionato applicato agli ulteriori tre anni lavorativi.

Con questo metodo di calcolo, si superano le disparità dovute unicamente al processo di revisione dei coefficienti, mentre rimane il problema della disponibilità di dati statistici sufficientemente aggiornati. Il calcolo delle speranze di vita su cui costruire i coefficienti deve essere effettuato annualmente e comunicato, impiegando appropriate e coerenti tavole di sopravvivenza.