



Working Paper no. **75**

Aspettative di vita, lavori usuranti e equità del sistema previdenziale.  
Prime evidenze dal *Work Histories Italian Panel*

**Roberto Leombruni**  
**Matteo Richiardi**  
**Giuseppe Costa**

March 3, 2008

# Aspettative di vita, lavori usuranti e equità del sistema previdenziale. Prime evidenze dal *Work Histories Italian Panel*

Roberto Leombruni - *Università di Torino e Laboratorio Riccardo Revelli*

Matteo Richiardi - *Università di Ancona e Laboratorio Riccardo Revelli*

Giuseppe Costa - *Università di Torino e Servizio di Epidemiologia del Piemonte*

## Introduzione

I regimi previdenziali sono l'oggetto di importanti tentativi di adeguamento in gran parte dei paesi sviluppati, a fronte delle questioni di sostenibilità di lungo periodo poste dall'invecchiamento della popolazione, e di regole che – nel caso dei sistemi a ripartizione quali quello vigente in Italia prima delle riforme degli anni Novanta – pongono talvolta anche importanti questioni di equità distributiva. Questo processo decisionale, nel nostro paese, risulta particolarmente dis informato dal punto di vista degli aspetti di salute, se non nelle rare occasioni in cui questa viene utilizzata come argomento strumentale per sostenere la necessità di deroghe a misure restrittive sull'età pensionabile, ad esempio in occasione della discussione sui lavori usuranti. Una delle variabili cruciali che dovrebbe informare la discussione, e sulla quale le evidenze disponibili a oggi sono alquanto povere rispetto alle sue dimensioni socioeconomiche, è l'aspettativa di vita degli individui: è questa infatti che regola per quanto tempo un individuo riceverà i benefici dal sistema pensionistico a fronte dei contributi che ha versato durante la sua carriera lavorativa.

Uno dei limiti principali della riforma Dini, da questo punto di vista, è che si è limitata a considerare le determinanti base demografiche delle aspettative di vita (età, genere e coorte), e anche nei limiti di questa scelta c'è un certo dibattito sulla adeguatezza dei coefficienti di trasformazione che ne sono risultati. I dati sulle aspettative di vita utilizzati per calcolare i coefficienti nel '95 erano, infatti, datati e provvisori, cui si aggiunge la loro revisione con una cadenza solo decennale (Gronchi e Manca, 2007). Poiché le aspettative di vita tendono a migliorare per coorti successive, l'obsolescenza delle tavole risulta in coefficienti che sarebbero in media troppo generosi<sup>1</sup>. Ma anche ammettendo che venga corretta questa sovrastima rimane la domanda più cruciale, e cioè se la considerazione delle sole variabili demografiche renda il nuovo sistema equo da un punto di vista distributivo.

La risposta purtroppo è negativa, perché il sistema attuale non prende in considerazione l'esistenza di forti disuguaglianze sociali nell'aspettativa di vita, un gradiente che è ampiamente documentato nella letteratura internazionale. Queste disuguaglianze mettono capo a svantaggi di alcuni anni nella speranza di vita per le persone che arrivano alla pensione da carriere di lavoro subordinato con basso reddito e bassa posizione sociale. L'applicazione nei coefficienti di trasformazione del valore medio dell'aspettativa di vita a questi gruppi sociali, che invece fruiranno

---

<sup>1</sup> I due autori stimano che l'errore sia dell'ordine di 12 punti percentuali, considerando i 60enni e come anno base il 2005; Belloni e Maccheroni (2006) presentano per lo stesso anno stime differenziate per genere ed età che oscillano intorno ai 16 punti percentuali per gli uomini e ai 21 per le donne.

del beneficio pensionistico per un numero di anni di vita significativamente inferiore a quello previsto dalla speranza di vita media, produce in essi una perdita di beneficio pensionistico che viene riversata sui gruppi sociali più avvantaggiati; una sorta di redistribuzione al contrario certamente non voluta dal legislatore, e per questo ancora meno accettabile.

Lo scopo del presente lavoro è quello di contribuire a colmare la lacuna informativa tutt'ora presente nel dibattito, presentando le prime evidenze per l'Italia nel suo complesso sulle relazioni tra carriere lavorative e aspettative di vita, studiando contemporaneamente i livelli retributivi individuali, la qualifica professionale, e controllando per la esposizione a diverse attività produttive possibilmente usuranti.

## Una breve rassegna, e le evidenze oggi disponibili in Italia

Il gradiente più noto e documentato rispetto alle aspettative di vita è quello tra i generi. Considerando come esempio una età di pensionamento di 65 anni, gli uomini possono contare in media su 16 anni di vita residua, mentre le donne in media ne hanno oltre 20 di fronte a sé (Conti e altri 2003). Se pure anche questo fattore comporta una importante redistribuzione tra generi – i coefficienti di conversione sono attualmente gli stessi per uomini e donne – non ne discutiamo qua, se non per ricordare che una sua (ma solo parziale) razionalizzazione sta nell'esistenza dell'istituto della reversibilità, che attribuisce sostanzialmente la pensione alla coppia e rende meno rilevanti le differenze di trattamento tra generi, e rinviando a Maccheroni (2006) per una discussione.

Altrettanto documentata è però la relazione che esiste tra status socioeconomico e differenziali di salute, a partire dai classici lavori di Kitagawa e Hauser (1973) per gli Stati Uniti e dal *Black Report* per il Regno Unito (Townsend e Davidson, 1982). Un gradiente di salute, e in particolare di mortalità, è stato rilevato da tempo anche rispetto alla popolazione anziana che si affaccia alla pensione (Victor, 1989; Preston e Taubman, 1994; Huisman e altri, 2004). A titolo di esempio, in Germania von Gaudecker e altri (2006) trovano una differenza massima di circa 6 anni per gli uomini (a 65 anni) tra il primo e l'ultimo gruppo socioeconomico considerato. Per gli Stati Uniti, Singh e Siahpush (2006) stimano un gradiente di vita attesa a 65 anni di 1,9 anni per gli uomini e 1,2 per le donne tra i più favoriti e i più sfavoriti in base ad un indice di deprivazione che tiene conto di 11 indicatori di status. In Inghilterra e Galles, Bajekal e altri (2007) utilizzano un indicatore di deprivazione di area (mediando quindi tra individui diversi), e trovano differenze tra i più favoriti e i più sfavoriti in termini di vita attesa a 65 anni di 3,3 anni per gli uomini e 2,3 per le donne, che diventato rispettivamente 5,2 e 4,7 considerando le aspettative di vita in buona salute. Guardando alla professione, ma sempre utilizzata come indicatore di status socioeconomico, sempre in Inghilterra e Galles un operaio non specializzato che arriva a 65 anni vive in media ancora 13 anni (tabella 1); un avvocato ne vive ben 5 di più. Per le donne il differenziale è un po' più ridotto, qualcosa meno di 4 anni.

**Tabella 1:** Aspettativa di vita a 65 anni, Inghilterra e Galles, 1997-2001.

Classe sociale	Uomini			Donne		
Professionisti	18,3	±	0,8	20,6	±	0,9
Manager, Quadri	17,1	±	0,4	20,1	±	0,4
Impiegati	16,7	±	0,5	19,7	±	0,4
Operai qualificati	15,2	±	0,3	18,2	±	0,4
Operai semi-qualificati	14,2	±	0,4	17,8	±	0,4
Operai non qualificati	13,3	±	0,7	16,9	±	0,6
Tutte	15,7	±	0,2	18,8	±	0,2

Fonte: UK National Statistics (2006)

Per quel che riguarda l'Italia, lo studio delle disuguaglianze sociali nella speranza di vita non trova purtroppo oggi disponibili fonti informative di livello comparabile a quanto utilizzato nei lavori citati. Su base nazionale possiamo ricordare solo, da un lato, uno studio prospettico attualmente in corso sulla speranza di vita delle persone incluse nell'indagine sulla salute 1999-2000 dell'Istat-Ministero Salute-Regioni; e il *follow up* di mortalità della banca dati Whip che utilizziamo per la prima volta in questo studio. Le evidenze sulle quali sino ad oggi si è imbastito il dibattito sono tutte riferite a fonti locali, che riguardano alcuni sistemi metropolitani di studio della mortalità e morbosità dovute a differenze di reddito (Roma, Milano, Bologna, Torino) o classe sociale (Torino, Firenze, Livorno, Reggio Emilia).

A titolo di esempio, riportiamo alcuni risultati dello studio torinese sui differenziali per reddito e per classe sociale di speranza di vita I tassi di mortalità considerati per il calcolo della speranza di vita della popolazione torinese sono riferiti al periodo 2000-2005.

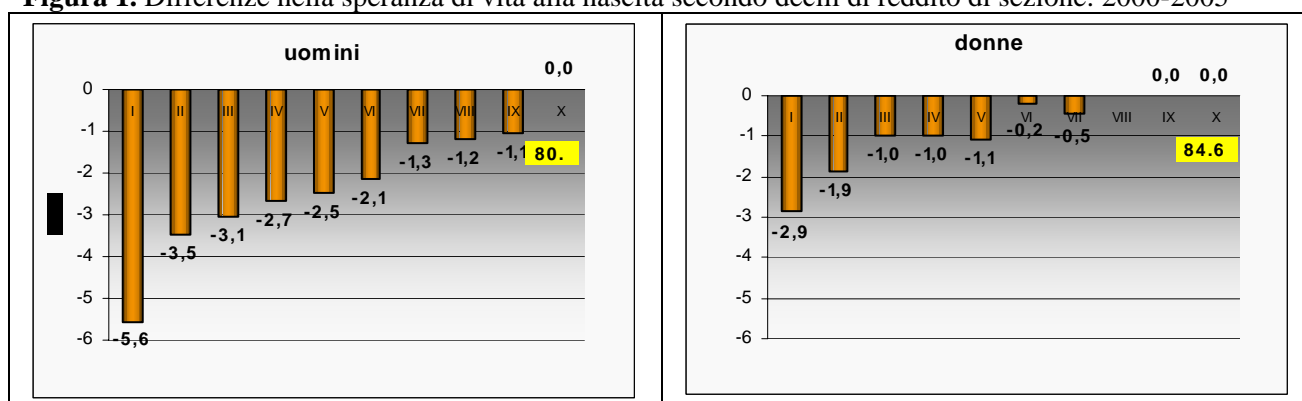
Le dimensioni considerate sono:

- il reddito mediano della sezione di censimento, calcolato al 1998, che rappresenta una misura della ricchezza del contesto nel quale vivono soggetti; la categoria di riferimento è il decimo "decile" della popolazione, ovvero la classe costituita dal 10% di popolazione residente nelle sezioni di censimento più ricche;
- la classe sociale di appartenenza, secondo uno schema concettuale proposto in sociologia (Schizzerotto, 1993), calcolata in base alla professione e alla posizione professionale rilevata individualmente ai censimenti 1991 o 1981; in questo caso la categoria di riferimento è costituita dagli imprenditori, e la speranza di vita è stata calcolata a 35 anni (un'età in cui la posizione professionale si considera sufficientemente consolidata).

La speranza di vita di riferimento alla nascita, nella popolazione e nel periodo considerato, è di 78,3 anni per gli uomini e di 83,7 per le donne; a 35 anni è di 44,1 e 49,1 rispettivamente.

Per gli uomini, classificando la popolazione secondo la ricchezza della sezione censuale di residenza, si osserva una perdita costante di speranza di vita dagli 80,6 anni della popolazione a maggior reddito ai 75 di quella più povera. Analogamente per le donne, per le quali si rileva una differenza di speranza di vita tra le classi estreme di circa 3 anni, leggermente meno marcata rispetto agli uomini (figura 1).

**Figura 1.** Differenze nella speranza di vita alla nascita secondo decili di reddito di sezione: 2000-2005

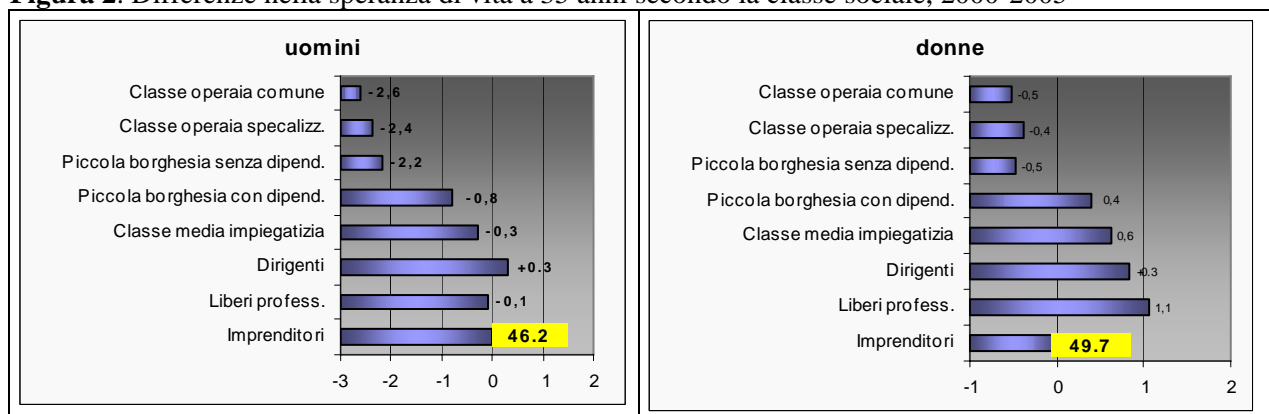


Passando alla classificazione basata sulla classe sociale individuale (figura 2), dal momento che la speranza di vita è calcolata a 35 anni, le differenze tra speranze di vita sono meno marcate, perché depurate dall'effetto della mortalità prematura precedente quest'età. Rispetto al valore medio di 44 anni per gli uomini, la classe più avvantaggiata è quella dei dirigenti con 46,5 anni, seguita dagli imprenditori con 46,2 anni e dai liberi professionisti con 46,1; la classe più svantaggiata risulta

invece essere quella degli operai non specializzati con 2,9 anni di speranza di vita in meno rispetto ai dirigenti.

Per quanto riguarda le donne, quelle che si classificano libere professioniste godono della speranza di vita più alta (50,8 anni), mentre la categoria più svantaggiata rimane quella delle operaie non specializzate, con una perdita di 1,6 anni. Contrariamente agli uomini, le impiegate e le autonome con dipendenti risultano più avvantaggiate rispetto alle imprenditrici.

**Figura 2.** Differenze nella speranza di vita a 35 anni secondo la classe sociale, 2000-2005



## Metodi

La banca dati che utilizziamo in questo lavoro è il *Work Histories Italian Panel* (Whip), un archivio longitudinale di storie lavorative costruito a partire dai dati amministrativi dell’Inps<sup>2</sup>. Il campionamento è sistematico per quattro date di compleanno: ne risulta un campione di circa 1 persona ogni 90 (4/365) la cui carriera lavorativa è seguita con grande dettaglio a partire dal 1985, più un dato riassuntivo per gli anni precedenti. Gli episodi di carriera sono quelli “visibili” all’Inps: lavoro dipendente nel settore privato; lavoro autonomo di artigiani e commercianti; lavoro parasubordinato; episodi di cassa integrazione, liste di mobilità, disoccupazione; pensionamento. Rimangono fuori dal campo di osservazione il settore pubblico e gli autonomi dotati di propria cassa previdenziale (quali notai, architetti etc.). Ne risulta un archivio di ingente dimensione sezionale (circa 200.000 episodi lavorativi per anno) e discreta dimensione longitudinale (ad oggi circa 20 anni).

La sezione di Whip relativa al lavoro dipendente è un cosiddetto *Linked Employer-Employee Database* (LEED), in quanto alle informazioni sul lavoratore sono state collegate tramite *record linkage* anche le principali informazioni riguardanti le imprese presso le quali i lavoratori sono impiegati. Le variabili osservabili riguardano quindi contemporaneamente la persona, il rapporto di lavoro e l’impresa, offrendo in questo modo una notevole serie di controlli.

In Whip peraltro non è immediatamente disponibile l’informazione per i nostri fini più importante, vale a dire la eventuale data di morte; questa è presente in alcuni archivi gestionali dell’Inps, ma è una informazione che non è mai stata validata per un utilizzo per analisi di mortalità – al contrario, sono note alcune incoerenze tra archivi Inps diversi. La domanda che bisogna porsi allora è se il dato presente possa essere convertito in una informazione effettivamente utilizzabile. Per rispondere occorre fare l’osservazione, ovvia ma non banale, che i dati amministrativi vengono raccolti per precisi fini gestionali, e non tutti gli aspetti potenzialmente interessanti per il ricercatore vengono rilevati adeguatamente. In altre parole, ciò che viene rilevato e la qualità con cui viene rilevato dipende esclusivamente dalle esigenze gestionali dell’Inps. Questo fa sì che la distanza tra il

<sup>2</sup> Whip è sviluppato dal Laboratorio Revelli di Moncalieri in collaborazione con l’Università di Torino e il Coordinamento Statistico Attuariale dell’Inps. Ulteriori informazioni su <http://www.laboratoriorevelli.it/whip/>.

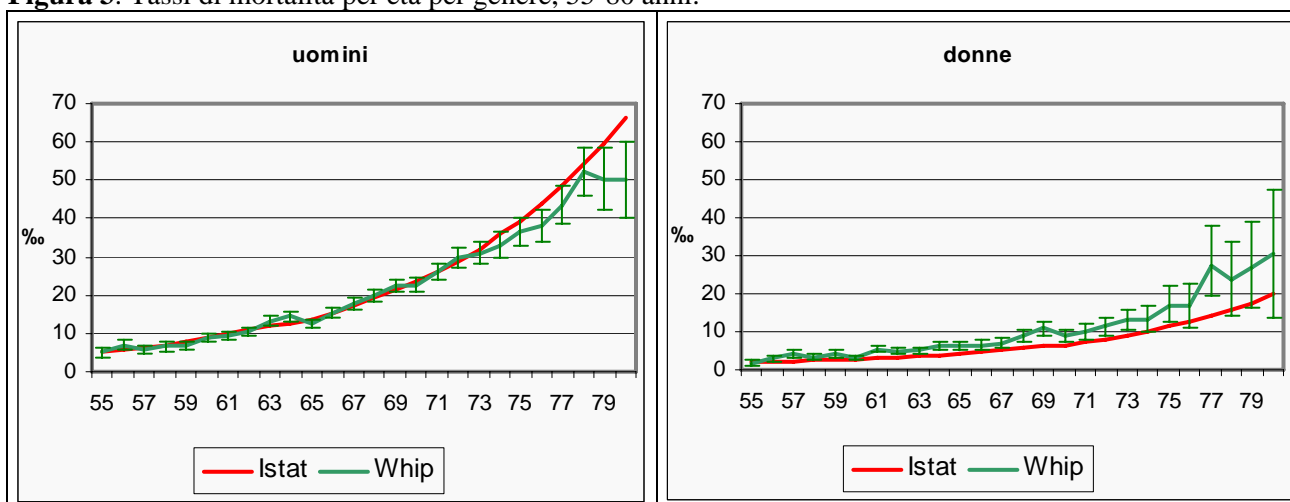
dato amministrativo e un dato fruibile per scopi di ricerca possa essere anche molto grande, per via di informazioni assenti o non validate; definizioni non adeguate; codifiche non coerenti con gli standard internazionali.

Rispetto allo stato in vita, sono due i motivi per i quali questo è rilevante per gli scopi gestionali dell'Istituto previdenziale: 1) le pensioni vanno pagate solo fino a quando il beneficiario è in vita; inoltre, la morte del beneficiario può dare origine a una eventuale pensione di reversibilità; 2) se muore un contribuente, non pensionato ma che aveva già maturato una certa anzianità lavorativa, eventuali superstiti (coniuge e figli minori) hanno diritto a ricevere una rendita. Queste esigenze fanno sì che l'informazione registrata abbia una qualità sufficiente per consentire analisi di mortalità? Rispetto al primo dei due scopi gestionali ricordati, ci possiamo aspettare che per i pensionati l'informazione sia registrata in modo corretto. Lo stato in vita infatti è sempre rilevante perché la pensione venga mantenuta in pagamento. Per quel che riguarda i lavoratori attivi, invece, il decesso è rilevante solo nel caso in cui esistano un coniuge o dei figli minori cui pagare la eventuale pensione ai superstiti. Rispetto al decesso, quindi, ci si può attendere che esistano dei falsi negativi (persone morte, ma il cui decesso non è registrato in Inps).

Da una validazione fatta confrontando i flussi di mortalità rilevati in Whip con dati di popolazione di fonte Istat, è risultato che per gli attivi vi è in effetti un problema non trascurabile di falsi negativi, stimabile intorno al 10% degli attivi. Per quel che riguarda i pensionati, invece, i due flussi collimano, confermando anche in questo caso il livello di qualità che ci si attendeva per il dato gestionale.

Dall'archivio Whip abbiamo dunque selezionato il sottocampione di individui per i quali si osserva il pensionamento tra il 1986 e il 2003, escludendo, in prima battuta, solo le pensioni di invalidità – per ovvi motivi di selezione – e le pensioni indirette, perché a queste non è normalmente associabile il dato sulla carriera lavorativa. Se ne ottiene un campione di 63.306 individui, per i quali si sono osservati 8.345 decessi, su un totale di 7.769.804 mesi di analisi a rischio. Un conferma della bontà del *follow up* di mortalità ci viene dai profili dei tassi grezzi di mortalità stimabili nel campione selezionato. In figura 3 sono messi a confronto i tassi di mortalità per età pubblicati dall'Istat per l'anno 2004 con gli stessi tassi calcolati sul campione Whip. Per gli uomini il profilo di mortalità è molto in linea con quello della popolazione generale, salvo un calo nei tassi nelle età tra 75 e 80 anni, dove peraltro in Whip la numerosità campionaria scende molto. Nel caso delle donne i tassi di mortalità delle persone incluse nel campione paiono essere diversi in modo più sistematico, e superiori a quanto registrato per la popolazione generale. Va ricordato però che le differenze di composizione tra quest'ultima e la popolazione di riferimento di Whip sono particolarmente importanti per le donne di queste fasce d'età nel periodo considerato. Ad esempio, tra le categorie che rimangono fuori dal campo di osservazione, oltre a coloro che hanno svolto la loro carriera come dipendenti pubbliche, vi sono coloro che non hanno mai partecipato – o solo molto episodicamente – al mercato del lavoro, quali le casalinghe.

**Figura 3.** Tassi di mortalità per età per genere, 55-80 anni.



**Note:**

*Istat*: tabelle di mortalità per genere, 2004, <http://demo.istat.it>.

*Whip*: stime di massima verosimiglianza su dati *pooled* 1986-2004. Escluse pensioni di invalidità e indirette. Intervalli di confidenza al 90%.

## Risultati

Partiamo considerando la relazione tra aspettative di vita e reddito, utilizzando come *proxy* di quest'ultimo la pensione liquidata al lavoratore. Qua e nel prosieguo del paragrafo utilizziamo varie specificazioni di un modello di durata di Cox, facendo cioè l'ipotesi di rischi proporzionali ma senza imporre restrizioni sulla forma della funzione di sopravvivenza.

Le specificazioni riportate in tabella 2 sono state stimate sull'intero campione. Da un modello puramente demografico (colonna A), risultano un rischio relativo (RR) per le donne di 0.46, e un "premio" di coorte di circa il 3% per anno; valori che rimangono sostanzialmente invariati anche nelle specificazioni successive. Rispetto all'area di nascita, avendo come riferimento gli individui nati nel Centro Italia, i nati nelle due aree del Nord presentano un RR positivo statisticamente significativo.

Nella colonna (B) includiamo tra le covariate l'importo mensile lordo della pensione liquidata al lavoratore, espresso in termini reali a prezzi 2004, in centinaia di euro. Dalla stima risulta un RR decrescente al crescere della pensione significativo al 95%, anche se non elevato in valore assoluto. Nelle colonne successive utilizziamo una specificazione in quintili e decili di pensione (colonne C e D rispettivamente), per evidenziare eventuali non linearità nella relazione tra reddito e aspettative di vita. In entrambi i casi non vi è un pattern molto chiaro: si evidenziano sia un RR negativo per le persone in cima alla distribuzione dei redditi – in linea quindi con la letteratura citata – ma anche RR positivi (e quindi una *maggiore* mortalità) per le persone al centro della distribuzione. È probabile che questo secondo fatto vada ricondotto a una composizione troppo eterogenea del campione nei quintili inferiori della distribuzione, dove accanto a individui con redditi effettivamente bassi vi sarebbero persone per le quali la pensione registrata sottostima fortemente il reddito. Un problema simile è riportato da von Gaudecker e altri (2006), che utilizzano dati sempre di fonte amministrativa per la Germania. Questi autori rilevano come questo errore di classificazione sia molto rilevante per coloro che, nel gergo previdenziale italiano, vengono definiti i "silenti". Questi sono individui che hanno smesso di versare contributi all'Inps senza però aver raggiunto i requisiti per richiedere la pensione, e quindi "scompaiono" come contribuenti ma non riappaiono come pensionati se non dopo molti anni. Questo stato di silenzia può verificarsi o perché hanno proseguito la loro carriera lavorativa in qualche attività non assicurata dall'Inps (ad esempio nello Stato), oppure perché si sono ritirati precocemente dal mercato del lavoro (ad esempio una donna che si dedichi alla famiglia).

Quando questi individui raggiungono i requisiti di età richiedono la pensione, che tipicamente sarà molto bassa, e rappresenterà una probabile sottostima del loro reddito effettivo.

Per l'Italia, inoltre, un problema di classificazione sulle pensioni basse è certamente da ricondurre anche alla compresenza di lavoratori dipendenti e autonomi. Per i secondi infatti è comune che la pensione venga liquidata appena raggiunti i requisiti di anzianità – ottenendo quindi importi relativamente bassi – in quanto non esistono limiti al cumulo della pensione con il successivo proseguimento dell'attività lavorativa. A questo si aggiunge il fatto che buona parte degli autonomi versa contributi in corrispondenza dei minimi stabiliti dalla legge, e quindi la stessa retribuzione pensionabile sarà al di sotto del reddito reale del lavoratore. Per entrambi i motivi la pensione registrata nel campione sottostima ampiamente il reddito totale, e queste persone vengono classificate scorrettamente nei primi quantili della distribuzione.

Analizzando la distribuzione delle pensioni reali, in effetti, risultano esserci molti individui (circa il 10%) per i quali l'importo liquidato non raggiunge neanche l'assegno sociale: il fatto che la loro pensione non goda della integrazione al minimo è un ulteriore segnale che i redditi effettivi sono in realtà superiori. Si rileva inoltre un notevole numero di silenti: il 10% degli individui ai quali è stata liquidata una pensione nel periodo è rimasto silente per almeno cinque anni.

Per ottenere un campione più omogeneo, per il quale la pensione sia una *proxy* più soddisfacente del reddito totale, abbiamo mantenuto nel campione solo gli individui provenienti da una carriera di lavoro dipendente, escludendo quelli con una pensione al di sotto dell'importo dell'assegno sociale (389 euro nel 2007), coloro rimasti silenti per più di tre anni, e coloro per i quali dopo la pensione si è registrata ancora una attività lavorativa. Ne è risultato un campione di 22.763 individui, per i quali si sono osservati 2.634 decessi, su un totale di 2.586.652 mesi di analisi a rischio.

I rischi relativi rispetto alle variabili demografiche rimangono quasi invariati (tabella 3). È interessante notare che i RR sia delle donne che dei nati nel Nord-Ovest, nella prima specificazione (colonna A), soffrono probabilmente di un *bias* da variabile omessa di circa due punti percentuali, che in tabella 2 era meno apprezzabile. Includendo la pensione tra le covariate, si osserva infatti che il RR delle donne scende: poiché le donne hanno redditi medi inferiori agli uomini, il RR misurato in un modello puramente demografico sottostima l'effetto vero "biologico", in quanto cattura anche parte dell'impatto (in questo caso sfavorevole) delle variabili di reddito. In direzione opposta il *bias* per i nati nel Nord-Ovest, che hanno retribuzioni e pensioni maggiori della media.

Venendo al reddito, il suo effetto sulle probabilità di morte diventa più apprezzabile, arrivando a un premio di un punto percentuale per ogni 100 euro di pensione mensile lorda (colonna A). La maggior omogeneità del campione rende anche più regolare il profilo di rischio lungo la distribuzione dei redditi (colonne C e D). Fino a circa metà della distribuzione non si notano differenze nelle aspettative di vita legate all'aumentare dello status economico; si nota però un premio nelle parti alte della distribuzione, con un RR che cala sensibilmente dopo la mediana e arriva a 0.8 e 0.75 rispettivamente per l'ultimo quintile e l'ultimo decile. Come ordine di grandezza, se accettiamo l'ipotesi di rischi proporzionali anche al di fuori delle età considerate in questo studio e la applichiamo alle stime correnti sulla mortalità di uomini e donne, queste differenze nei rischi relativi portano a una presumibile differenza nelle aspettative di vita a favore del decile più ricco stimabile in circa 4,2 anni per gli uomini, e 4 per le donne.

Estendiamo ora l'analisi ad alcuni confondenti legati alla carriera lavorativa, e in particolare la qualifica professionale e il settore di attività. Seguendo la strategia già adottata in D'Errico e altri (2004), sempre su dati di fonte Inps, analizziamo per ogni lavoratore l'intera storia lavorativa, individuando così il settore di attività nel quale è stato impiegato in modo prevalente. Un pregio di questa metodologia è che si evitano gli errori di classificazione cui son prone i molti studi – italiani e internazionali – basati sull'occupazione registrata nei certificati di morte, informazione che può essere molto inaccurata nel caso in cui gli individui abbiano carriere lavorative con diversi passaggi



tra settori produttivi. Per gli Stati Uniti questi errori di classificazione sono stati stimati oscillare tra il 30% e il 50% (Fleming e altri, 2005). Va detto peraltro che in Italia la mobilità intersettoriale è meno accentuata (Leombruni e Quaranta, 2002), e nel campione utilizzato l'ultimo settore prima del pensionamento e il settore prevalente coincidono nel 90% dei casi. Rispetto alla qualifica professionale utilizziamo quella gestionale Inps che permette di distinguere tra operai, impiegati e dirigenti.

In Tabella 4 riportiamo alcune specificazioni studiate. Nella colonna (A) consideriamo solo la qualifica professionale, utilizzando come categoria di riferimento gli impiegati. Mentre i dirigenti non presentano differenze significative di mortalità rispetto a questi ultimi, svolgere mansioni manuali comporta un RR pari a 1.11. Nelle colonne successive ci focalizziamo sui soli lavoratori manuali e, come affinamento nella analisi della attività lavorativa, controlliamo per il settore nel quale si è svolta in modo prevalente la carriera (per i *white collar* le differenze di mansione tra diversi settori sono molto più limitate). Se si utilizzano come codifica le 16 sezioni o le 34 sottosezioni Ateco 91 nessun settore risulta avere un impatto significativo sulle probabilità di morte (stime non riportate). Scendendo come disaggregazione alle classi Ateco 81, si rilevano sei classi in cui i RR raggiungono un livello di significatività del 95%, che diventano 9 al 90% (colonna B per tutti gli operai, colonna C per i soli uomini). È particolarmente istruttivo quanto accade per i lavoratori del ramo 6, che raccoglie sia i lavoratori del Commercio, pubblici esercizi e alberghi, che gli addetti alle Riparazioni di beni di consumo e di veicoli. Se a livello di sezione non è rilevabile un rischio relativo statisticamente significativo, al suo interno due classi presentano in realtà RR significativi ma di segno opposto: gli operai del Commercio all'ingrosso di materiali vari di recupero (classe 62) hanno un RR superiore a 3; nelle Riparazioni di beni di consumo e di veicoli (classe 67) si registra un RR intorno a 0.4. Un po' meno chiaro è quanto accade per i lavoratori dei Trasporti e comunicazioni. Mentre a livello di questa sezione non si registra un RR significativo, passando alla disaggregazione più fine si hanno ben cinque classi per i quali si osserva un rischio positivo statisticamente significativo, ma nessuna con un rischio negativo statisticamente significativo. È da rilevare come rispetto al reddito è confermato il profilo di rischio già evidenziato, piatto sino a metà distribuzione e con un calo successivo.

**Tabella 2.** Regressione di Cox con variabili demografiche e di reddito. Intero campione di pensionati.

	(A)	(B)	(C)	(D)
donna	0.461***	0.448***	0.454***	0.453***
anno nascita	0.973***	0.975***	0.974***	0.974***
Nord-Ovest	1.149***	1.156***	1.160***	1.159***
Nord-Est	1.091**	1.091**	1.090**	1.088**
Sud e Isole	1.008	1.001	1.003	1.001
pens. reale		0.993***		
quintile 2			1.066*	
quintile 3			1.078**	
quintile 4			1.054	
quintile 5			0.901**	
decile 2				1.044
decile 3				1.127**
decile 4				1.059
decile 5				1.088*
decile 6				1.120**
decile 7				1.064
decile 8				1.097*
decile 9				0.969
decile 10				0.876**
N	63306	63306	63306	63306
ll	-82285	-82280	-82271	-82268

legenda: \* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01

**Tabella 3.** Regressione di Cox con variabili demografiche e di reddito. Soli dipendenti, esclusi silenti e pensioni sotto il minimo..

	(A)	(B)	(C)	(D)
donna	0.435***	0.414***	0.416***	0.416***
anno nascita	0.969***	0.972***	0.972***	0.972***
Nord-Ovest	1.132**	1.150**	1.149**	1.148**
Nord-Est	1.052	1.048	1.045	1.042
Sud e Isole	0.981	0.967	0.969	0.969
pens. reale		0.988***		
quintile 2			1.002	
quintile 3			0.973	
quintile 4			0.877*	
quintile 5			0.803***	
decile 2				0.993
decile 3				0.973
decile 4				1.028
decile 5				0.986
decile 6				0.951
decile 7				0.935
decile 8				0.812**
decile 9				0.845*
decile 10				0.754***
N	22763	22763	22763	22763
ll	-23304	-23298	-23296	-23294

legend: \* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01

**Tabella 4.** Regressione di Cox con controlli di carriera lavorativa.

	(A)	(B)	(C)
donna	0.426***	0.394***	
anno nascita	0.971***	0.982***	0.988*
Nord-Ovest	1.150**	1.231***	1.270***
Nord-Est	1.037	1.060	1.108
Sud e Isole	0.966	0.942	0.942
decile 2	0.995	1.000	0.976
decile 3	0.977	1.004	0.965
decile 4	1.034	0.920	0.989
decile 5	0.996	0.984	0.864
decile 6	0.968	0.916	0.876
decile 7	0.962	0.881	0.835
decile 8	0.849*	0.961	0.899
decile 9	0.909	0.778**	0.692***
decile 10	0.830	0.715***	0.677***
operai	1.107*		
dirigenti	0.971		
Ateco 81 (1)			
classe 21		4.925***	5.018***
classe 62		3.086**	3.379***
classe 67		0.406**	0.412**
classe 72		1.426**	1.425**
classe 73		6.619*	6.120*
classe 74		1.962**	2.106**
classe 75		2.235*	2.341*
classe 77		1.455*	1.447*
classe 83		1.265	1.401**
N	22763	15995	12974
11	-23293	-17102	-15617

legend: \* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01

Note:

(1) RR non statisticamente significativi omessi

Codici delle classi statisticamente significative:

21 Industria dell'estrazione e preparazione di minerali metalliferi

62 Commercio all'ingrosso di materiali vari di recupero

67 Riparazioni di beni di consumo e di veicoli

72 Trasporti terrestri (escluse le ferrovie)

73 Trasporti fluviali, lacuali e lagunari

74 Trasporti marittimi e cabotaggio

75 Trasporti aerei

77 Agenzie di viaggio, intermediari dei trasporti, magazzini di custodia

83

## Conclusioni

I risultati riportati sono le prime evidenze per l'Italia nel suo complesso delle relazioni tra lo status socio economico, così come si rivela nella carriera lavorativa degli individui, e aspettative di vita alla fine della carriera stessa. Questi risultati sono interessanti innanzitutto da un punto di vista epidemiologico, perché considerano contemporaneamente dei fattori di rischio – oltre a quelli anagrafici, reddito, mansione e settore di attività – che in letteratura sono studiati raramente in modo congiunto. Il primo risultato è che ognuno di questi fattori pare avere un effetto specifico sulle probabilità di morte, statisticamente significativo e del segno atteso.

Particolarmente interessante il gradiente legato al reddito: il profilo di rischio che emerge appare piatto sino a metà della distribuzione dei redditi, per poi calare nei decili più alti. Senza addentrarci in interpretazioni causali, fuori dagli obiettivi di questo contributo, notiamo che il primo segmento è certamente coerente con l'*a priori* che si può formulare per sistemi socio sanitari universalistici come il nostro, il cui scopo è garantire a tutti un livello di salute che non dipenda dai pochi mezzi di cui eventualmente dispone il cittadino. Il calo successivo dei rischi relativi è coerente con un altro *a priori* che si poteva formulare, e cioè che solo chi ha a disposizione mezzi ben al di là dell'individuo mediano ha la possibilità di avere accesso a cure specialistiche di livello qualitativo superiore, o per la qualità tecnica della prestazione ricevuta, o – forse più frequentemente – per la tempestività con la quale viene fornita, e questo ha un impatto apprezzabile sul livello di salute di cui possono effettivamente godere i cittadini.

Quale che sia il completo quadro causale che va dallo status socio economico alle aspettative di vita, si rileva comunque un importante gradiente che – quando analizzato rispetto alle sue implicazioni per il sistema pensionistico – dà origine a una non accettabile redistribuzione di risorse a scapito delle persone che arrivano alla pensione da carriere di lavoro subordinato con basso reddito e bassa posizione sociale, e che vengono riversate sui gruppi sociali più avvantaggiati. Tuttavia, la documentazione correntemente elaborata dall'Istat e dalla Ragioneria generale dello Stato per il Nucleo di valutazione per la spesa pensionistica non prende in considerazione l'esistenza di queste disuguaglianze, che per i lavoratori dipendenti che si affacciano alla pensione sono stimabili in una differenza di circa quattro anni nella speranza di vita a favore dei percettori di redditi più alti. Sarebbe opportuno che per ragioni di equità questo gradiente sociale della speranza di vita venisse considerato nella revisione oggi in discussione nei coefficienti di trasformazione per il calcolo della pensione.

## Bibliografia

- Bajekal M., D. Rasulo, M. Yar (2007), "Inequalities in health expectancies in England and Wales - small area analysis from the 2001 Census", *Health Statistics Quarterly*, Summer, n. 34
- Belloni M., C. Maccheroni (2006), "Actuarial Neutrality when Longevity Increases: An Application to the Italian Pension System", *Cerp Working Papers* 53/06
- Conti S., G. Farchi, M. Masocco, G. Minelli, V. Toccaceli, M. Vichi (2003), "Gender differentials in life expectancy in Italy", *European Journal of Epidemiology*, 18: 107-112
- D'Errico A., M. Filippi, M. Demaria, G. Picanza, R. Crialesi, G. Costa, G. Campo, M. Passerini (2004), "Mortalità per settore produttivo in Italia secondo le storie lavorative INPS", *La Medicina del Lavoro*, volume 96, supplemento, pp. 52-65

- Fleming L.E., T. Pitman, W. LeBlanc, A. Caban, O. Gómez-Marín, D. Lee, D. Zheng, D. Jane (2005), *Occupation and Mortality: The National Health Interview Survey 1986-1994*, University of Miami, Department of Epidemiology and Public Health
- von Gaudecker H.-M., R.D. Scholz (2006), “Lifetime Earnings and Life Expectancy”, MPIDR Working Paper WP 2006-008
- Gronchi S., R. Manca (2007), “Pensioni contributive: come garantire la corrispettività”, [www.lavoce.info](http://www.lavoce.info), 18.01.2007
- Huisman M., A.E. Kunst, O. Andersen, M. Bopp, J.-K. Borgan, C. Borrell, G. Costa, P. Spadea, P. Deboosere, G. Desplanques, A. Donkin, S. Gadeyne, C. Minder, E. Regidor, T. Valkonen, J.P. Mackenbach (2004), “Socioeconomic inequalities in mortality among elderly people in 11 European populations”, *J. Epidemiol. Community Health*, 58: 468-475
- Kitagawa E.M., P.M. Hauser (1973), *Differential Mortality in the United States: A Study in Socioeconomic Epidemiology*, Harvard University Press
- Leombruni R., R. Quaranta (2002), “Mobilità dei lavoratori in Italia, 1985-1996: andamento ciclico e cambiamenti strutturali”, in B. Contini (a cura), *Osservatorio sulla mobilità del lavoro in Italia*, Bologna, Il Mulino
- Maccheroni C. (2006), “La mortalità differenziale: un fattore demografico di cui la riforma del sistema previdenziale non tiene conto adeguatamente”, *Quaderni europei sul nuovo welfare*, n.5
- Preston S.H., P. Taubman (1994), “Socioeconomic differences in adult mortality and health status”, in L.G. Martin, S.H. Preston (eds.), *Demography of Aging*, Washington, DC: National Academy Press, pp. 279-318.
- Singh G.K., M. Siahpush (2006), “Widening socioeconomic inequalities in US life expectancy, 1980–2000”, *International Journal of Epidemiology*, 35: 969–979
- Townsend P., N. Davidson (1982), *Inequalities in Health: The Black Report*, London: Penguin Books.
- Victor C.R. (1989), “Inequalities in health in later life” *Age and Ageing*, 18:387–91