



LE DETERMINANTI DELL'ASPETTATIVA DI VITA IN ITALIA

Di: Marco Cacciotti*, Elena Fabrizi**

ABSTRACT

A seguito delle riforme previdenziali degli ultimi anni, al fine di mantenere l'equilibrio attuariale tra la quota della vita lavorativa e quella passata in quiescenza, gli aumenti medi dell'aspettativa di vita sono divenuti fondamentali per determinare l'età e l'ammontare dei contributi necessari per l'accesso al pensionamento così come il valore dei benefici previdenziali percepiti. Tuttavia la letteratura riconosce l'esistenza di un fenomeno di mortalità differenziale con potenziali conseguenze sull'equilibrio attuariale dei sistemi previdenziali. L'obiettivo di questo studio è quello di analizzare per l'Italia le determinanti demografiche, di status, sociali e occupazionali che possono impattare sul rischio di mortalità. L'analisi è basata su un dataset innovativo che utilizza congiuntamente dati di survey (Eu-Silc) e amministrativi di fonte INPS. I risultati mostrano che una carriera stabile, caratterizzata da lavori non logoranti e da alte forme di protezione e sicurezza sul lavoro, aumenta la probabilità di vivere più a lungo.

INTRODUZIONE

Negli ultimi cinque decenni, il processo di modernizzazione della società, i progressi della ricerca scientifica, la copertura sanitaria universale, congiuntamente ad un generalizzato aumento del tenore di vita hanno condotto ad un rapido aumento della longevità della popolazione, con un allungamento della vita media, dagli anni Sessanta ad oggi, di ben 11 anni. Allo stato attuale il nostro paese risulta essere in cima alle classifiche dei paesi più longevi d'Europa, con una speranza di vita alla nascita, pari a 78.9 anni per gli uomini e 84.2 per le donne (Commissione Europea, Ageing Report, 2012). In Italia, l'aumento dell'aspettativa di vita è stato accompagnato da una rapida riduzione dei tassi di fertilità determinando un progressivo invecchiamento della popolazione. I forti guadagni in longevità

* Ministero dell'Economia e delle Finanze, Dipartimento del Tesoro, Direzione I.
Email: marco.cacciotti@tesoro.it

** Università degli studi di Teramo, Ministero dell'Economia e delle Finanze, Dipartimento del Tesoro, Direzione I. Email: efabrizi@unite.it

JEL:
J26, I18, J18
Keywords:
retirement policy, public health, Cox
regression model, unobserved
heterogeneity

investono, sul piano economico e sociale, aspetti cruciali che riguardano, *in primis*, l'ambito previdenziale. A parità di età di pensionamento e in presenza di una riduzione del tasso di fertilità, il progressivo invecchiamento della popolazione inevitabilmente produce un aumento della platea dei pensionati *vis-à-vis* il numero degli occupati. Sotto queste condizioni, l'intero sistema previdenziale potrebbe risultare non sostenibile nel lungo periodo e l'ammontare dei benefici pensionistici potrebbe non essere tale da garantire un sistema adeguato da un punto di vista sociale. .

La riforma Dini del 1995 ha per la prima volta riconosciuto le implicazioni dell'aumento della longevità e significativamente rinnovato il sistema previdenziale italiano lungo tali linee. L'età di pensionamento è stata aumentata, il regime di calcolo retributivo è stato (parzialmente) superato e un metodo di calcolo basato su un regime contributivo e misto è stato introdotto rispettivamente per i soggetti che hanno iniziato a lavorare dal 1996 e per coloro che, alla fine del 1995, avevano maturato meno di 18 anni di contributi. Inoltre la riforma ha stabilito che i benefici pensionistici versati in quiescenza fossero calcolati sulla base di coefficienti di trasformazione direttamente proporzionali alla probabilità di sopravvivenza attesa al momento del pensionamento.

Le riforme pensionistiche approvate tra il 2010 e il 2011 hanno introdotto nel sistema previdenziale italiano ulteriori misure innovative che permettono di disinnescare gli effetti negativi dell'invecchiamento della popolazione. Il regime contributivo è stato esteso a tutti i lavoratori, l'età e l'ammontare dei contributi per il pensionamento sono stati significativamente aumentati ed è stato introdotto un meccanismo che periodicamente aggiorna tutti i requisiti anagrafici e contributivi di accesso al pensionamento e i coefficienti di trasformazione in funzione degli aumenti medi della speranza di vita attesa a 65 anni.

È facile notare come alla base di questo meccanismo che lega i criteri di accesso al pensionamento alle dinamiche dell'aspettativa di vita vi sia la necessità di avvicinare maggiormente il sistema previdenziale italiano ai principi attuariali e assicurativi, facendo in modo che l'importo della pensione possa essere compatibile con la storia lavorativa e contributiva di ciascuno e mantenendo l'equilibrio attuariale tra la durata della vita lavorativa ed il tempo speso al di fuori del mercato del lavoro.

Tuttavia la letteratura è ricca di contributi che mostrano, insieme all'aumento medio della longevità della popolazione, la presenza di fenomeni di mortalità differenziale, consistente in una forte variabilità dei valori relativi alla longevità, riconducibile sostanzialmente a fattori socio-economici come il ceto sociale e la professione (Mazzaferro et al. 2012; Maccheroni 2006; Leombruni et al. 2008; Peracchi e Perotti, 2009). Un importante contributo di Caselli et al. (2003) ha mostrato che, controllando per le differenze nei tassi di mortalità su base territoriale, i coefficienti di trasformazione introdotti dalla riforma Dini risultano essere più penalizzanti per la Lombardia e la Campania, rispetto alla Toscana, nella quale si riscontra, in media, il più alto guadagno in termini di aspettative di vita.

In presenza di fenomeni di mortalità differenziale, il principio dell'equità attuariale dei sistemi previdenziali potrebbe non essere garantito a meno che non si introducano meccanismi di ribilanciamento a favore di

quei soggetti ai quali, a causa di fattori socio-economiche, sono associate minori probabilità di vivere a lungo.

Il presente lavoro si propone di analizzare l'influenza delle componenti socio-economiche sulla probabilità di sopravvivenza. Accanto ai fattori demografici e sociali, quali il sesso, il luogo di nascita, di lavoro e il titolo di studio, si utilizza la storia lavorativa individuale ed il settore economico di appartenenza per spiegare le differenze tra le curve di sopravvivenza individuali. Allo stato attuale, solo pochi studi si soffermano sulla relazione tra carriera e sopravvivenza, soprattutto per ragioni adducibili alla mancanza di micro dati che siano al contempo completi e in grado di coprire l'intero territorio italiano. Lo studio è basato sul database Ad-Silc, una fonte di dati estremamente innovativa e unica nel suo genere, frutto dell'integrazione di dati di natura amministrativa di fonte Inps con quelli della survey Eu-Silc.

Il lavoro prosegue con una breve rassegna del quadro attuale della letteratura epidemiologica. Nei paragrafi successivi si prendono in considerazione i dati e la metodologia statistica impiegata per l'analisi e si prosegue con la presentazione dei principali risultati ottenuti.

BREVE QUADRO SULLA LETTERATURA SULLA MORTALITÀ

Il progressivo e costante aumento della longevità è il risultato di una complessa serie di fattori concomitanti. A parità di condizioni sanitarie, l'aumento della longevità è correlato positivamente con un miglioramento delle condizioni economiche, ovvero con un tenore di vita più elevato e con un innalzamento dei livelli di istruzione (Commissione Europea, Ageing Report, 2012; Peracchi e Perotti, 2009; Caselli et al. 2003).

In letteratura due principali posizioni si confrontano sugli scenari evolutivi dell'aspettativa di vita. Da un lato, la teoria della *compressione della mortalità*, viene sostenuta, tra gli altri, da Fries (1982 e 1989) e assume che la durata della vita media sia caratterizzata da un soglia superiore dovuta a limiti di tipo fisiologico. La convergenza verso tale soglia tende a comprimere, nel corso del tempo, i guadagni in termini di longevità verso un intervallo ristretto. In effetti, le statistiche più recenti sembrano supportare questa teoria, mostrando che l'aumento dell'aspettativa di vita sia stato accompagnato dal concentrarsi della mortalità in un arco temporale ridotto.

All'opposto troviamo la teoria dell'*espansione della mortalità*, supportata da Meyers e Manton (1984) e Olshansky et al. (1993), che, semplificando, assume un aumento continuativo della longevità. A supporto di tale approccio, i dati sull'età massima via via effettivamente raggiunta dai deceduti negli ultimi quarant'anni nei paesi sviluppati mostrano che un numero crescente di individui riesce a raggiungere età molto avanzate. Si evidenzia, a questo riguardo, una diminuzione della mortalità delle cosiddette *coorti old-old*, ovvero quelle costituite da soggetti con 80 anni e più.

In aggiunta alle due teorie appena accennate ve ne sono altre che ipotizzano un arretramento della speranza di vita per l'effetto combinato di diversi fattori, quali l'insorgere di possibili epidemie, problemi ambientali dovuti al cambiamento climatico o a problemi economici, ad esempio riconducibili a profonde crisi e recessioni. Tuttavia, studi empirici sostengono che le teorie di un arretramento

nella longevità non trovino riscontro e che sia più verosimile l'ipotesi di un'evoluzione futura dei livelli di sopravvivenza nel quadro della teoria dell'*espansione della mortalità* (Vaupel, 2003).

Il quadro teorico descritto finora ha preso in considerazione solo le tendenze di fondo della flessione della mortalità, senza considerare i fattori specifici che possono averla influenzata. Studi epidemiologici hanno portato i ricercatori a ritenere che l'allungamento della vita media sia tutt'altro che uniforme e riguardi i soggetti in maniera differenziata, in base alle diverse caratteristiche individuali. L'esempio più noto riguarda la mortalità differenziale dovuta a fattori di genere che è stata quantificata in un divario di 6 anni a vantaggio delle donne (Commissione Europea, Ageing Report, 2012).

Tuttavia, diverse analisi empiriche hanno misurato l'impatto di altri fattori sociali, economici e sanitari sulla speranza di vita. Uno studio pionieristico sulla mortalità differenziale è quello di Kitagawa e Hauser (1973) che, relativamente agli Stati Uniti, palesa l'esistenza di una dipendenza delle condizioni di salute e, in generale della dinamica dell'aspettativa di vita, dallo status socio-economico.

Lubitz et al (2003) stimano la relazione esistente tra l'aspettativa di vita, le condizioni di salute e l'ammontare delle spese sanitarie dall'età di 70 anni fino al momento del decesso. Le conclusioni sono che una spesa sanitaria più elevata risulta essere correlata positivamente con un aumento dell'aspettativa di vita.

In altri studi si è mostrato che l'appartenenza ad un gruppo sociale più svantaggiato, *ceteris paribus*, diminuisce, in media, l'aspettativa di vita (Lopez et al., 1995). Von Gauder e al. (2006) stimano per la Germania una differenza di 6 anni tra gruppi di individui ordinati sulla base del reddito percepito nel corso della vita lavorativa. Risultati analoghi sono stati ottenuti da Singh e Siahpush (2006) per gli Stati Uniti, e da Bajekal et al (2007) per il Regno Unito. In quest'ultimo caso, si è mostrato che, controllando per il tipo di professione, un operaio specializzato a 65 anni vive in media 5 anni di meno rispetto ad un avvocato.

Shang e Goldman (2007) mostrano che il tenore di vita, l'attività di prevenzione e il fatto di possedere un lavoro non logorante costituiscono un insieme di fattori che, in media, favoriscono la longevità e incrementano il numero di anni spesi in buona salute.

Per quanto riguarda l'Italia, D'Errico et al. (2005) studiano gli effetti dello stato occupazionale sulla probabilità di sopravvivenza. I risultati, fondati su micro dati di fonte amministrativa (Inps), mostrano che per i lavoratori occupati in settori produttivi caratterizzati ad alta esposizione a materiali inquinanti o cancerogeni (come il settore minerario, agricolo o estrattivo) si riscontra una maggiore prevalenza di malattie tumorali o respiratorie, rispetto a soggetti occupati negli altri settori industriali.

Leombruni et al. (2008) utilizzando dati amministrativi di fonte Inps mostrano, limitatamente al settore privato, che ai soggetti che arrivano alla pensione da carriere di lavoro subordinato e a basso reddito, si associa un'aspettativa di vita significativamente inferiore rispetto alla media. In particolare, i pensionati provenienti da settori quali l'industria estrattiva o i trasporti mostrano un rischio di decesso triplicato rispetto a quelli provenienti da altri settori economici.

Peracchi e Perotti (2009) hanno mostrato che la probabilità (soggettiva) di sopravvivere è correlata negativamente con lavori ad

alta rischiosità e, viceversa, correlata positivamente con carriere stabili e appaganti da un punto di vista retributivo.

I DATI E LA METODOLOGIA

Le evidenze che allo stato attuale sono disponibili risentono fortemente della fonte utilizzata a supporto dell'analisi. In questo studio si utilizza per la prima volta la fonte Ad-Silc, il dataset basato sulle rilevazioni campionarie dell'Istat e sui dati amministrativi dell'Inps recentemente costruito nell'ambito di un progetto di ricerca europeo coordinato dal Ministero dell'Economia e delle Finanze e dalla Fondazione Giacomo Brodolini per effettuare analisi epidemiologiche¹.

La banca dati è stata costruita identificando il campione di individui intervistati nella *wave* del 2005 nell'indagine Eu-Silc (nella versione italiana dell'*European Union Survey on Income and Living Conditions – It-Silc*) e incrociando le informazioni rilevate in tale indagine con quelle reperibili negli archivi amministrativi dell'Inps e nel Casellario degli Attivi e dei Pensionati. In questo modo alle informazioni di *survey* si è aggiunta una gran mole di informazioni amministrative, relative all'intera storia lavorativa individuale dal momento dell'ingresso nel mercato del lavoro fino al 2010. Il *dataset* Ad-Silc è dunque un *panel* retrospettivo in cui gli individui sono seguiti dal momento in cui entrano nel mercato del lavoro italiano. Il *panel* è composto da circa 1,5 milioni di osservazioni relative a 43.388 individui comparsi almeno una volta negli archivi amministrativi.

L'analisi è sviluppata in modo da analizzare mediante un modello il tempo che occorre per il verificarsi dell'evento, quest'ultimo definito dalla data di decesso dell'individuo.

Riportiamo di seguito una breve sintesi della metodologia di analisi di sopravvivenza, rimandando ai vari testi citati della letteratura per una più rigorosa ed esaustiva descrizione dei modelli statistici (si vedano ad esempio Cox, 1974; Collet, 2003; Allison, 2005 e i riferimenti in essi inclusi).

Abbiamo definito una variabile aleatoria T che misura il tempo all'evento, e, usando lo stimatore Kaplan Meier², abbiamo stimato la funzione di sopravvivenza, definita da:

$$S(t)=Pr(T>t)$$

Tale funzione stima la probabilità per ciascun individuo di sperimentare l'evento oltre il tempo t ovvero, nel nostro caso, di stimare la durata mediana della vita di ciascun lavoratore.

Il tempo di sopravvivenza T è stato poi messo in relazione con una serie di variabili esplicative. Il modello utilizzato è quello che fa riferimento all'approccio semiparametrico basato sul *proportional hazard regression*, noto come modello di regressione di Cox. La caratteristica fondamentale di tale modello è quella di non formulare

¹ Per una più completa indicazione del progetto europeo condotto dal Dipartimento del Tesoro in collaborazione con la Fondazione Giacomo Brodolini, si rimanda al sito internet <http://www.tdymm.eu/>

² Una definizione formale dello stimatore Kaplan-Meier può essere trovata, ad esempio, in Collet (2003).

note tematiche

alcuna ipotesi ex-ante sull'andamento nel tempo della funzione di rischio, poiché non si richiede che la distribuzione dei tempi di sopravvivenza sia nota. Si tratta a tutti gli effetti di un modello semiparametrico poiché sono sottese le assunzioni parametriche (tipicamente si ipotizza un effetto moltiplicativo) riguardanti l'effetto delle variabili esplicative sulla funzione hazard.

Il modello si basa sull'assunzione di proporzionalità degli hazards, ovvero del rischio istantaneo all'evento, e consiste in una misura del numero atteso di eventi per ogni intervallo unitario di tempo. Formalmente l'hazard function permette di valutare il rischio istantaneo all'evento al tempo t , condizionando per il fatto che l'evento non si sia verificato fino al tempo t , ovvero:

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr[(t \leq T \leq t + \Delta t) / T \geq t]}{\Delta t}$$

Supponendo che si vogliono comparare due gruppi di lavoratori nel tempo precedente all'evento, se definiamo $h_A(t)$ e $h_B(t)$ l'hazard dell'evento per i gruppi A e B, il proportional hazard model può essere così formulato:

$$h_A(t) = \Psi h_B(t),$$

dove Ψ , il relative hazard o l'hazard ratio, è costante nel tempo t . Tale valore è dato dal rapporto dell'hazard di sperimentare l'evento al tempo t per un lavoratore che appartiene al gruppo A, rispetto all'hazard del gruppo B, sempre al tempo t .

Il modello può essere scritto come:

$$h(t|x) = h_0(t)$$

dove $h_0(t)$ è la baseline hazard function, che dipende al tempo ma non dalle covariate, mentre l'hazard function per l'individuo i -mo può essere scritta come:

$$h_i(t) = h_0(t) \psi(x_i)$$

dove $\psi(x_i)$ è una funzione che non dipende dal tempo ma solo dal vettore delle variabili esplicative. Tale componente può essere interpretata come l'hazard, al tempo t , di un individuo il cui vettore delle esplicative è x_i , rispetto all'hazard di un individuo per cui $x=0$.

Nel modello di regressione di Cox l'hazard viene specificato attraverso un modello di tipo lineare. Il modello è semi-parametrico poiché mentre la baseline hazard può assumere qualunque forma, le covariate entrano nel modello linearmente. Per esempio, in un modello basato su una distribuzione di tipo esponenziale, un soggetto ad uno specifico istante è derivabile come prodotto tra la baseline hazard function e l'esponenziale della funzione lineare delle covariate. La baseline hazard function per un soggetto standard, le cui covariate hanno valore identicamente nulli (o in alternativa con il valore delle covariate pari al

valore medio osservato), si ipotizza abbia una forma funzionale non specificata. La parte esponenziale del modello ci assicura che gli hazard stimati siano non negativi.

Dal momento che $\psi(x_i)$ non può essere negativo, il proportional hazard model può essere scritto come:

$$h_i(t) = h_0(t) \exp(\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_p x_{pi})$$

che può essere espresso come:

$$\log \frac{h_i(t)}{h_0(t)} = \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_p x_{pi}$$

dove il proportional hazard model viene formulato come modello lineare del logaritmo dell'hazard ratio. Il modello è caratterizzato da diverse peculiarità: non ha l'intercetta, il tempo di sopravvivenza non segue una particolare distribuzione di probabilità e, nella specificazione del modello, non vengono introdotte assunzioni sulla forma della baseline hazard function.

L'assunzione implicita dell'hazard model consiste nel fatto che due individui con le stesse covariate abbiano la stessa hazard function. Se non venissero incluse nel modello le covariate l'intero campione si presume abbia una singola hazard function. Tuttavia tale semplificazione è irrealistica: le caratteristiche soggettive, così come l'ambiente circostante, influenzano l'individuo.

Tuttavia risulta molto difficile poter tener conto di tutti i fattori che incidono sul rischio individuale. Per tener conto di questo problema e, più in generale dell'eterogeneità non osservata, al modello è stata aggiunta la componente random effect, in modo da catturare l'eccesso di rischio, ovvero la cosiddetta frailty individuale. L'idea è che differenti individui abbiano differenti frailty e un eccesso di tale rischio sia causa di una riduzione del tempo all'evento, a parità delle altre variabili esplicative. Inoltre introdurre le frailty nel modello consente di ridurre gli effetti delle covariate non osservate e non presenti tra le variabili esplicative.

Nel modello utilizzato in questa analisi, seguendo l'approccio di Therneau et al. (2003), si assume che la frailty segua una distribuzione gamma.

Formalmente il modello può essere specificato come:

$$h_i(t) = h_0(t) \omega_{(i)} \exp(\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_p x_{pi})$$

dove la frailty specifica di ciascun soggetto, $\omega_{(i)}$, si distribuisce secondo una gamma con media 1 e varianza θ .

Le variabili familiari che sono state introdotte nel modello sono il numero di componenti e, come indicatore di disagio socio-economico, la capacità di raggiungere la soglia della povertà. Ad un livello individuale abbiamo invece considerato il genere, lo stato civile e il livello di istruzione. In aggiunta sono state considerate una serie di caratteristiche della carriera lavorativa, quali: il settore economico di appartenenza, l'aver lavorato come manager, il numero di passaggi tra

forme contrattuali, al netto delle transizioni job-to-job, ovvero i passaggi tra contratti della stessa natura³ e, inoltre si è tenuto conto della percentuale di carriera, sul totale, trascorsa in contratti non stabili, quali quello atipico (a tempo determinato o di collaborazione), l'essere stati professionista o autonomo, ovvero l'aver percepito il sussidio di disoccupazione o l'aver transitato per la Cassa integrazione guadagni o, infine, al di fuori del mercato del lavoro, facendo registrare un vuoto lavorativo nella carriera lavorativa.

RISULTATI E DISCUSSIONE

La composizione percentuale dei lavoratori per sesso e distribuzione geografica rispecchia quella delle indagini campionarie più recenti (Commissione Europea, Ageing Report, 2012). L'influenza dei fattori individuali quindi viene stimata utilizzando il modello di regressione di Cox, a cui sono stati aggiunti gli effetti casuali per tener conto dell'eterogeneità non osservata e permette di valutare il rischio (hazard) di sperimentare l'evento definito dal decesso di un individuo al tempo t . La censura avviene quando il soggetto sopravvive oltre la fine del periodo di osservazione (follow-up) fissato al 31/12/2010

Nella tabella 1 sono riportate le stime ottenute nell'analisi. I parametri corrispondono all'esponente del coefficiente stimato e sono interpretabili come l'effetto moltiplicativo dell'hazard. Ad esempio, l'hazard ratio del sesso confronta la funzione hazard per i maschi con quella delle femmine, al netto dell'effetto di tutte le altre covariate e della eterogeneità non osservata. Dal momento che la stima è superiore all'unità (1.48), i maschi presentano una probabilità (hazard/rischio) di sopravvivere oltre una certa età minore rispetto alle donne, a parità di tutte le altre covariate considerate nel modello e delle caratteristiche individuali.

La (proxy) della povertà gioca un ruolo nella sopravvivenza: la percezione, anche soggettiva, di uno stato di povertà, a parità delle altre covariate e dell'eterogeneità non osservata, aumenta l'hazard annuale di sperimentare l'evento, in media, del 23% circa. Questo tipo di evidenza può essere spiegata dal fatto che i soggetti meno abbienti presentano molto spesso un accesso più limitato rispetto a cure mediche e a concrete azioni di prevenzione. Allo stesso modo il solo fatto di avere una famiglia numerosa aumenta il rischio di sperimentare l'evento: ogni componente addizionale della famiglia aumenta il rischio annuale di sperimentare l'evento (in media) del 8.4%. Una spiegazione a quest'ultimo risultato potrebbe venire dal fatto l'aumento della complessità della vita quotidiana potrebbe determinare un maggior affaticamento, fisico e psicologico, che potrebbe rappresentare un fattore di rischio tutt'altro che trascurabile. Per converso, costruire una famiglia, piuttosto che essere single, a parità delle altre condizioni, risulta essere un fattore protettivo del 30% ($e\beta=0.7$). Questo risultato può essere interpretato considerando il ruolo cruciale della famiglia nel

³ Questo vuol dire che non si considera un passaggio di stato nel caso di una transizione tra lavori regolati da contratti della stessa natura, ad esempio, entrambi a tempo indeterminato, mentre, viceversa, si registra un passaggio quando il contratto di lavoro viene convertito da dipendente a tempo determinato verso uno a tempo indeterminato.

contesto sociale italiano in cui in cui il tessuto familiare ha spesso un ruolo primario nel garantire un certo livello di protezione e nel fornire un supporto complementare e per certi versi simile a quello del welfare state.

Al di là dell'impatto delle covariate legate alla situazione sociale e anagrafica dei singoli soggetti, le evidenze più caratterizzanti di questo lavoro provengono dall'analisi degli effetti sulla speranza di vita di una carriera lavorativa diversa da quella stabile (ovvero con un contratto a tempo indeterminato).

Ciò che emerge chiaramente è che la condizione di lavoro stabile è, rispetto a qualunque altro status lavorativo, una condizione protettiva. Infatti il solo fatto di aver trascorso una parte di carriera non stabile, a parità di tutte le altre covariate considerate, fa registrare un coefficiente stimato superiore all'unità. Tale risultato viene supportato da precedenti studi (Peracchi e Perotti, 2009). All'aumentare di un punto percentuale della porzione di carriera trascorsa con un contratto a tempo determinato, rispetto ad uno a tempo indeterminato, l'hazard annuale di sperimentare l'evento è maggiore di circa 1.5 punto percentuale.

Per quanto attiene i settori economici i risultati sono in linea con la letteratura epidemiologica, in cui si mostrano differenze significative tra la pubblica amministrazione e gli altri contesti di lavoro. In particolare dai risultati emerge che nessun impiego è più protettivo rispetto ad uno nel settore della pubblica amministrazione, a parità di mansione. Per converso, il settore che espone maggiormente al rischio di vivere una vita più breve è quello associato ai lavori nel comparto dell'agricoltura, della caccia e della pesca ($e\beta=3.012$). In questi casi il lavoratore, a parità di tutti gli altri fattori inclusi nel modello, è esposto ad un rischio molto alto rispetto a quello a cui è esposto un lavoratore con le stesse caratteristiche che ha un rapporto di lavoro nel pubblico impiego. Sempre in termini di rischiosità, seguono gli intermediari finanziari ($e\beta=2.561$), settore in cui la componente di stress è particolarmente importante, e l'industria estrattiva ($e\beta=2.271$) settore in cui i lavoratori sono tipicamente in contatto con solventi e agenti pericolosi.

Infine, un ulteriore elemento che emerge dall'analisi riguarda il fatto che un incremento nel numero di passaggi di stato lavorativo all'interno della carriera, ovvero una proxy della mobilità del lavoro, depurata dai passaggi job-to-job tra contratti di lavoro simili, espone il lavoratore ad un hazard più elevato di sperimentare l'evento. Si conferma pertanto che una vita lavorativa stabile anche dal punto di vista della mobilità sembra essere premiante in termini di un aumento della speranza di vita.

Tabella 1. Modello di regressione di Cox con Gamma Frailty. Evento: decesso del lavoratore.

	Stima	Intervalli di confidenza al 95%	
		Inferiore	Superiore
uomo	1,480 *	1,311	1,672
famiglia che si percepisce povera	1,229 *	1,090	1,384
dimensione della famiglia	1,084 *	1,034	1,136
stato civile (rif: single)			
divorziato	1,269	0,825	1,951
sposato	0,708 *	0,591	0,849
separato	1,214	0,719	2,052
vedovo	0,366 *	0,301	0,446
livello di istruzione (rif: università)			
fino alle medie	1,047	0,789	1,389
superiori	1,271	0,944	1,713
composizione della carriera (rif: stabile, nella PA o nel settore privato)			
% di carriera trascorsa come collaboratore	1,011	0,993	1,029
% di carriera trascorsa come lavoratore dipendente a tempo determinato	1,015 *	1,002	1,027
% di carriera trascorsa come lavoratore professionista/autonomo	1,008 *	1,005	1,011
% di carriera trascorsa in cig/ disoccupazione	0,997	0,965	1,030
% di carriera trascorsa fuori dal mercato del lavoro	1,013	1,011	1,016
settore di attività economica (rif: PA)			
commercio	1,666 *	1,177	2,360
agricoltura, caccia e pesca	3,012 *	1,032	8,793
costruzioni	1,804 *	1,204	2,704
intermediari finanziari	2,561 *	1,661	3,948
industria estrattiva	2,271 *	1,582	3,260
Intermediari immobiliari	0,440	0,131	1,479
trasporti	1,447	0,803	2,608
settore pre 1980	0,710 *	0,520	0,969
essere manager	1,040	0,881	1,228
numero di passaggi di stato nella carriera	1,008 *	1,001	1,019
frailty p-value 0.000			

* significatività al 5%

CONCLUSIONI

Lo scopo di questo lavoro è stato quello di investigare le determinanti demografiche e sociali sottostanti l'aumento dell'aspettativa di vita, valutando come queste incidano sulla variabilità di tale fenomeno che si osserva tra gli individui. Come rilevato, gli aumenti medi dell'aspettativa di vita a 65 anni sono divenuti fondamentali nel sistema previdenziale italiano per la determinazione, in un'ottica di equilibrio attuariale, sia dell'età di pensionamento sia dell'ammontare dei benefici pensionistici. Tuttavia, in presenza di fenomeni di mortalità differenziale il principio dell'equità attuariale potrebbe valere solo in media.

Il presente studio ha fornito alcune evidenze di base sulle determinanti demografiche e sociali che potrebbero contribuire a spiegare la variabilità tra gli individui degli aumenti nell'aspettativa di vita. A parità di fattori demografici, e controllando per l'eterogeneità non osservata, una vita lavorativa in settori non "usuranti", insieme a una carriera tipica stabile caratterizzata da alte forme di protezione e sicurezza sul

lavoro, aumenta la probabilità di vivere più a lungo. A livello di policy, tali informazioni potrebbero essere utilmente utilizzate per determinare in modo più accurato le probabilità di sopravvivenza per gruppi di individui, e, in ultima istanza, l'ammontare dei benefici pensionistici più equi da un punto di vista attuariale.

RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI (SEMPRE "TITOLO PARAGRAFO)

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.

Caselli, G. Peracchi, F. Barbi, E. Lipsi, R. M. (2003), [Differential Mortality and the Design of the Italian System of Public Pensions, Labour](#), Ceis, vol. 17(Special Is.), pag 45-78, 08.

D'Errico A., M. Filippi, M. Demaria, G. Picanza, R. Cialesi, G. Costa, G. Campo, M. Passerini (2004), *Mortalità per settore produttivo in Italia secondo le storie lavorative INPS*, La Medicina del Lavoro, vol. 96, pp. 52-65.

European Commission, (2012), *The Ageing Report, Economic and Budgetary Projections for the EU-27 Member States*, European Economy.

Fries, J.F. (1980), *Aging, natural death, and the compression of morbidity*, New England Journal of Medicine, 303.

Kitagawa E.M., Hauser, P.M. (1973), *Differential Mortality in the United States: A Study in Socioeconomic Epidemiology*, Harvard University Press.

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, Quaderno n. 5.](#)

Mazzaferro, C. Morciano, M. Savegnago, M. (2012), *Differential mortality and redistribution in the Italian notional defined contribution system*. Journal of Pension Economics and Finance, 11, pp 500-530.

Meyers, C.G., Manton K.G. (1984), *Compression of mortality, myth or reality?*, The gerontologist, 24.

Olshanski, S.J. Carnes, B.A. Cassel, C. (1993), *The ageing of the human species*, Scientific American, April.

Peracchi, F. Perotti, V. (2009), *Subjective survival probabilities and life tables: an empirical analysis of cohort effects*, Genus, LXV (No. 1), 23-57.

note tematiche

Singh G.K., Siahpush M. (2006), *Widening socioeconomic inequalities in US life expectancy, 1980–2000*, International Journal of Epidemiology, n. 35, pp 969-979.

Von Gaudecker, H.M. Scholz, R.D. (2006), *Lifetime Earnings and Life Expectancy*, MPIDR Working Paper WP 2006-008

Vaupel, J.W. (2003), *Forecasting Life Expectancy: The SCOPE Approach*, in Bengtsson, T. e Keiman, N. (editors), Perspectives on Mortality Forecasting, Swedish National Social Insurance Board.

Ministero dell'Economia e delle Finanze
Dipartimento del Tesoro
Direzione I: Analisi economico-finanziaria

Indirizzo:
Via XX Settembre, 97
00187 - Roma

Siti Web:
www.mef.gov.it
www.dt.tesoro.it

e-mail:
dt.segreteria.direzione1@tesoro.it

Telefono:
+39 06 47614202
+39 06 47614197

Fax:
+39 06 47821886

© Copyright:

2013, Marco Cacciotti, Elena Fabrizi

Il documento può essere scaricato dal sito web www.dt.tesoro.it e utilizzato liberamente citando la fonte e l'autore.

Comitato di redazione: Lorenzo Codogno, Mauro Marè, Libero Monteforte, Francesco Nucci, Flavio Padrini, Franco Peracchi

Coordinamento organizzativo: Marina Sabatini

