

EFFETTI DELLA SEGMENTAZIONE DEL MERCATO DEL LAVORO SULLA RICCHEZZA PENSIONISTICA NEL SISTEMA CONTRIBUTIVO ITALIANO*

di Alessandra Caretta, Sara Flisi, Cecilia Frale, Simone Tedeschi

Questo lavoro si propone di analizzare in un'ottica dinamica gli effetti sulla ricchezza pensionistica delle disuguaglianze originate all'interno del mercato del lavoro, in base al funzionamento del sistema previdenziale italiano. In particolare, limitando l'analisi ai soli individui appartenenti al sistema contributivo, si cerca di quantificare il costo atteso connesso alle carriere cosiddette atipiche, con riferimento alle prospettive pensionistiche degli individui appartenenti alle coorti nate tra gli anni Settanta del secolo scorso e il primo decennio del nuovo millennio. Utilizzando il modello di micro-simulazione dinamica T-DYMM è possibile calcolare una misura di ricchezza pensionistica individuale al momento del pensionamento (RP) e rapportarla a un valore di riferimento corrispondente a una carriera interamente "standard". In base alle simulazioni, a parità di reddito mediamente percepito durante tutta la vita lavorativa, il costo individuale atteso in termini di RP complessiva di un anno (in più) di lavoro come parasubordinato oscilla tra 2.300 e i 3.500 euro. In termini percentuali ciò corrisponde a una deviazione attesa dalla ricchezza pensionistica media compresa tra -0,6% e -0,8%. Estendendo la definizione di atipicità, risultati interessanti derivano anche dall'analisi delle forme contrattuali subordinate a tempo determinato e delle carriere autonome.

The aim of this study is to analyse in a dynamic perspective the effects on levels of pensions produced by inequalities originating within the labour market, on the basis of the functioning of the Italian social security system. In particular, limiting analysis solely to individuals belonging to the contribution-based system, the attempt is made to quantify the expected cost associated with atypical careers, with reference to the pension prospects for individuals belonging to the cohorts born between the 1970s and the first decade of the new millennium. With utilisation of the T-DYMM dynamic microsimulation model, it is possible to calculate a measure of the individual pension wealth at the time of retirement (RP) and compare it to a standard value corresponding to an entirely "standard" career. On the basis of these simulations, income received on average throughout working life being equal, the individual cost expected in terms of overall RP of a year (extra) of quasi-subordinate work ranges between 2,300 and 3,500 euro. In terms of percentages this corresponds to an expected deviation from the average pension wealth between 0.6% and 0.8%. On extending definition of what is meant by "atypical", interesting results also emerge from analysis of fixed-term forms of employment contracts and self-employment.

1. INTRODUZIONE

Come oramai ampiamente noto, con la riforma strutturale del 1995 (legge 8 agosto 1995, n. 335, *Riforma del sistema pensionistico obbligatorio e complementare*, cosiddetta

Alessandra Caretta, Ministero dell'Economia e delle Finanze.

Sara Flisi, Fondazione Giacomo Brodolini.

Cecilia Frale, Ministero dell'Economia e delle Finanze.

Simone Tedeschi, Sapienza Università di Roma e Fondazione Giacomo Brodolini.

* Le opinioni espresse in questo lavoro sono quelle degli autori e non riflettono necessariamente quelle del ministero dell'Economia e delle Finanze.

“riforma Dini”) la pensione degli individui che hanno cominciato a versare i contributi previdenziali a partire dal 1° gennaio 1996 sarà calcolata con il metodo contributivo (o a contribuzione definita nozionale, NDC in base all’acronimo usato a livello internazionale). In base a tale sistema, i contributi versati ogni anno dagli individui vengono cumulati e capitalizzati “virtualmente” con un saggio di rendimento predeterminato¹; al termine della carriera lavorativa, lo stock di montante derivante da tale accumulazione viene trasformato in un flusso di rendite pensionistiche mensili tramite coefficienti di trasformazione che variano in base all’aspettativa di vita attesa al momento del pensionamento (per una descrizione dettagliata del sistema contributivo si rimanda all’*Appendice A*). Lo schema contributivo, seppure ancorato al principio di ripartizione, produce uno stretto legame attuariale tra contributi versati nella fase attiva e prestazioni ricevute dopo il pensionamento e lega il tasso interno di rendimento dei contributi stessi alla crescita del prodotto interno lordo (PIL), realizzando in questo modo la cosiddetta equità attuariale². In condizioni di equilibrio demografico, raggiunto mediante la revisione periodica dei coefficienti di trasformazione, e di costanza delle quote distributive, si realizza così la tendenziale sostenibilità di lungo periodo della spesa previdenziale, escludendo le componenti assistenziali (Aaron, 1966; Samuelson, 1958).

Le riforme parametriche successive al 1995, in particolare l’ultimo intervento legislativo (legge 22 dicembre 2011, n. 214, *recante disposizioni urgenti per la crescita, l’equità e il consolidamento dei conti pubblici*, la cosiddetta “riforma Fornero”), hanno progressivamente innalzato sia l’anzianità che l’età minima per il pensionamento, eliminando di fatto anche la flessibilità dell’età di ritiro prevista dalla “riforma Dini” (in cui si definì una fascia di ritiro possibile fra i 57 e i 65 anni, a patto che l’importo della pensione fosse pari ad almeno 1,2 volte l’assegno sociale)³. Da un lato, questi interventi hanno ulteriormente migliorato la sostenibilità finanziaria delle pensioni retributive e l’evoluzione prospettica del valore medio di alcuni tradizionali indicatori di adeguatezza pensionistica, quali il tasso di sostituzione lordo (FIG. 1)⁴; dall’altro, hanno però, come detto, ridotto quella flessibilità del sistema NDC considerata da tutti gli esperti un caposaldo del sistema stesso⁵.

¹ L’accumulazione è virtuale nel senso che serve solo come metodo per calcolare il beneficio a cui si ha diritto e non come sistema di finanziamento della spesa previdenziale. Dal punto di vista del finanziamento della spesa pensionistica, va ricordato che i sistemi NDC sono a ripartizione. Pertanto, i contributi versati nell’anno non sono effettivamente accantonati e capitalizzati, ma sono utilizzati per finanziare la spesa corrente per pensioni.

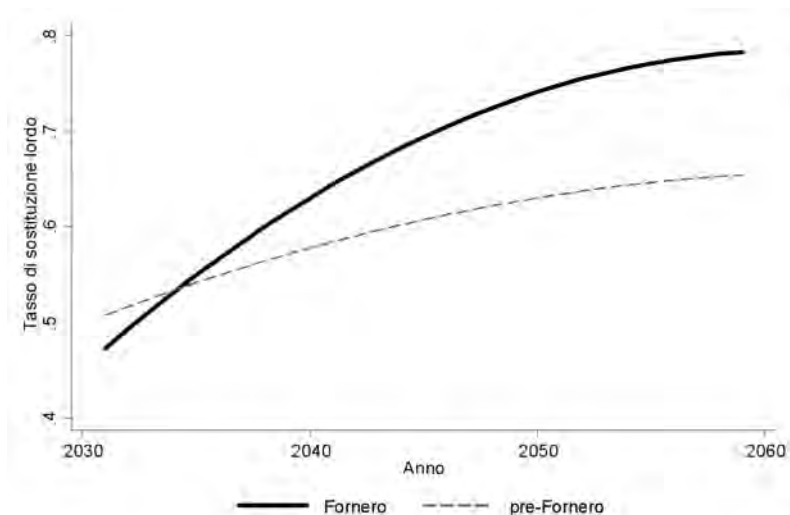
² Tale affermazione impone tuttavia importanti *caveat*. L’uso di coefficienti di trasformazioni non *gender-specific*, pur in presenza di un’aspettativa di vita più lunga per le donne, si traduce in una forma di iniquità attuariale tra uomini e donne che viene tuttavia generalmente accettata nell’ottica di una solidarietà tra i sessi. Altre iniquità attuariali meno accettabili sono causate da un’aspettativa di vita che può essere sistematicamente e prevedibilmente influenzata dal livello di istruzione, dal contesto culturale, dal reddito permanente complessivo (per le problematiche connesse allo studio delle disuguaglianze nella speranza di vita si veda, tra gli altri, Rosolia, 2012).

³ A seguito dell’ultima riforma (legge 214/2011), l’anzianità media e l’età media al momento del pensionamento, in base alle nostre simulazioni, saliranno fino ad arrivare a 36 anni la prima e a 68 la seconda.

⁴ Il tasso di sostituzione (lordo) è il rapporto tra la prima pensione e l’ultimo salario percepito dal lavoratore (al lordo del prelievo fiscale). Tale miglioramento prospettico medio, per quanto riguarda le pensioni contributive, si realizzerà effettivamente solo a condizione che si realizzino anche, per il futuro, alcuni presupposti dal lato della domanda di lavoro – soprattutto, nel medio periodo, l’assenza di un significativo spiazzamento dell’occupazione dei lavoratori giovani – e di produttività generale del sistema, potenzialmente in conflitto con l’estensione *ex lege* dell’offerta di lavoro dei lavoratori più anziani.

⁵ Il modello “a capitalizzazione virtuale” garantisce infatti l’equilibrio finanziario della ripartizione indipendentemente dall’età pensionabile, attraverso la variazione dei coefficienti di trasformazione (Fornero, 2001; Gronchi, 2003).

Figura 1. Evoluzione attesa del tasso di sostituzione lordo medio, pensionati NDC, prima e dopo la “riforma Fornero”



Fonte: T-DYMM, nostre elaborazioni.

Dietro agli andamenti medi degli indicatori pensionistici, esistono tuttavia alcune criticità distributive che non sono connesse al sistema NDC in quanto tale, ma discendono, venendone amplificate, dalla possibile coesistenza delle regole attuariali con bassi tassi di crescita del PIL e, soprattutto, con un mercato del lavoro (d'ora in poi MdL) caratterizzato da un forte dualismo tra contratti standard (a tempo indeterminato) – che godono di protezione contro il rischio di disoccupazione, in media retribuzioni più elevate e, rispetto a quelli parasubordinati, tuttora maggiori aliquote contributive (anche se in via di omogeneizzazione) – e contratti a termine che, sebbene molto diversificati, presentano come tratto comune una maggiore flessibilità in uscita, una minore (o nulla) protezione contro il rischio di disoccupazione e, sovente, retribuzioni minori. La realtà del MdL italiano è tuttavia molto complessa e “liquida” nel senso che, anche a causa di una struttura produttiva caratterizzata da una forte incidenza di piccole e medie imprese – soggette a elevata natalità e mortalità –, un'ampia quota di dipendenti del settore privato, anche a tempo indeterminato, sperimenta una significativa frammentazione e discontinuità delle carriere (Fabrizi, Raitano, 2012)⁶. Ciò non toglie che, dal punto di vista delle prospettive pensionistiche (nonché della stessa disponibilità del TFR, non previsto per i parasubordinati), lavorare da atipici comporta un indubbio e chiaro svantaggio.

Le possibili conseguenze di lungo periodo di tale dualità nel MdL sono state già ampiamente studiate in letteratura mostrando che i lavoratori con contratti a termine sono maggiormente esposti al rischio di fronteggiare periodi di disoccupazione, bassi redditi medi,

⁶ Esiste pertanto, probabilmente, un ulteriore dualismo tra i dipendenti del settore pubblico e quelli del settore privato.

basse aliquote contributive e scarsa copertura contro il rischio di disoccupazione (Lucidi, Raitano 2009). Tali fattori di rischio senza compensazioni in termini di carriere più ripide (o semplicemente di retribuzioni medie più elevate) possono determinare redditi permanenti più bassi e influire negativamente sulla produttività del sistema (Rosolia, Torrini, 2007). Da un punto di vista previdenziale, per gli appartenenti allo schema NDC una carriera lunga – ma “atipica” o frammentata – potrebbe non essere sufficiente ad ottenere una pensione “adeguata”, cioè in grado di consentire un tenore di vita invariato con il pensionamento o quantomeno tale da proteggere contro rischi di forte impoverimento relativo, e questo avrebbe ricadute sia di efficienza che di equità, soprattutto laddove i fallimenti che si generano sul mercato del lavoro fossero, in parte, indipendenti dal comportamento individuale (Raitano, 2011). Infatti, dato un certo andamento macroeconomico e demografico, nel contributivo la prestazione dipende solo da quanto si versa sotto forma di contributi e, pertanto, dall’interazione di tre elementi fondamentali della carriera lavorativa (Raitano, 2011): 1. la durata e la continuità del periodo lavorativo (e quindi l’incidenza di “buchi” lavorativi e/o contributivi, amplificati dall’assenza di contribuzioni figurative attraverso gli ammortizzatori sociali); 2. i livelli reddituali dichiarati complessivamente (salari/retribuzioni o compensi/onorari); 3. l’aliquota contributiva di riferimento, che varia tra categorie di lavoratori e nel tempo.

Questo lavoro si propone di mettere in luce alcune possibili implicazioni di ciclo vitale delle disuguaglianze ed iniquità presenti sul mercato del lavoro italiano nell’ambito dell’attuale sistema pensionistico. In particolare, limitando l’analisi ai soli individui appartenenti allo schema NDC che andranno in pensione tra il 2030 e il 2060, si propone una valutazione quantitativa del costo atteso in termini di ricchezza pensionistica connesso alle carriere cosiddette atipiche, con riferimento agli individui appartenenti alle coorti nate tra gli anni Settanta del secolo scorso e il primo decennio del nuovo millennio.

Tali individui si trovano a vivere e lavorare in una fase storica di bassa crescita sperimentando, contemporaneamente, il processo di flessibilizzazione e precarizzazione (al margine) delle carriere e la riforma strutturale del sistema pensionistico in senso attuariale. A questo si somma il peso e i vincoli fiscali imposti dall’enorme debito pubblico ereditato dalle generazioni immediatamente precedenti.

La metodologia utilizzata si basa sul modello di microsimalzione (MSM) dinamica TDYMM⁷ in associazione con AD-SILC⁸, un nuovo micro *dataset* che combina dati di fonte campionaria ed amministrativa. In particolare, l’obiettivo è quello di confrontare una misura plausibile di ricchezza pensionistica (RP) individuale al momento del pensionamento, con il valore della stessa mediamente generabile da una carriera interamente standard (cioè di un individuo che avrà avuto una carriera unicamente da lavoratore dipendente a tempo indeterminato). È così possibile quantificare l’effetto di alcune caratteristiche occupazionali sullo scostamento della RP individuale futura attesa da quella del neo-pensionato contemporaneo medio, a parità di livelli retributivi mediamente percepiti durante la vita lavorativa.

Il resto del lavoro è così articolato: il PAR. 2 introduce l’analisi e presenta alcune definizioni ed evidenze circa il lavoro atipico; il PAR. 3 descrive in dettaglio la metodo-

⁷ Per la descrizione del modello, si veda il contributo degli stessi autori in questo numero di “Economia & Lavoro”.

⁸ Per una descrizione del *dataset* AD-SILC e della sua rilevanza per valutare le dinamiche reddituali e delle carriere dei lavoratori si rinvia ai lavori di Raitano e di Fabrizi e Raitano presenti in questo numero di “Economia & Lavoro”.

logia e i dati utilizzati. Il PAR. 4 mostra e commenta i principali risultati. Infine, il PAR. 5 conclude.

2. L'ANALISI

Il *focus* di questo lavoro è sulle possibili implicazioni distributive della coesistenza tra l'equità attuariale del sistema NDC e la struttura duale e frammentata del mercato del lavoro italiano. In particolare, la ricerca mira ad evidenziare come questo connubio, in assenza di meccanismi correttivi, possa amplificare, estendendole a tutto il ciclo vitale, le situazioni di fragilità ed iniquità osservate sul mercato del lavoro. Come noto, le riforme del MdL in Italia sono state attuate "al margine" attraverso l'introduzione di diverse tipologie contrattuali di lavoro non standard⁹, caratterizzate da una maggiore flessibilità in uscita, una minore protezione del reddito in caso di disoccupazione e, seppur con alcune differenze, una minore aliquota contributiva. I lavoratori che ricadono in questa categoria sperimentano in genere anche maggiore volatilità del reddito, una minore probabilità di essere inclusi in corsi di formazione organizzati dai datori, maggiore difficoltà ad indebitarsi nonché, in alcuni casi, la presenza di discriminazioni sul salario orario. Ne è conseguita una dualità tra tipologie contrattuali e di conseguenza tra lavoratori che ha visto, sinora e in genere, i più giovani caratterizzati da maggiore precarietà delle carriere e minore protezione a fronte dei maggiori rischi.

In senso lato, il lavoro atipico comprende tutti quei rapporti di lavoro che non rispettano il modello standard (o tipico) di impiego, ovvero il lavoro full-time con un contratto a tempo indeterminato e un unico datore di lavoro. Questa categoria comprende pertanto il lavoro dipendente a tempo determinato, il lavoro parasubordinato e il lavoro part-time. Quest'ultima componente produce tuttavia una ulteriore distinzione all'interno del lavoro non standard; quando il lavoro a tempo parziale riguarda lavoratori autonomi e dipendenti a tempo indeterminato, si parla infatti di lavoro parzialmente standard piuttosto che di lavoro atipico.

Secondo i dati pubblicati dall'ISTAT e mostrati in TAB. 1, nel 2011 la quota di lavoro standard in Italia era del 76%. Il 12% degli occupati (oltre 2,7 milioni di lavoratori) aveva invece un impiego atipico, il 10% come dipendente a tempo determinato, il 2% come collaboratore. Le lavoratrici donne vedono una maggiore incidenza sia del lavoro atipico (14,46% contro il 10,04% tra gli uomini), sia del lavoro parzialmente standard (23,52% contro 4,14%, quota trainata dall'oltre 20% di lavoro dipendente a tempo parziale).

Questi valori, seppure non si discostano significativamente rispetto a studi e rilevazioni pre-crisi¹⁰, sono il risultato di flussi occupazionali più intensi che hanno interessato i contratti a termine negli anni successivi alla crisi. Ciò è un effetto della maggiore esposizione di questo gruppo agli *shock* aggregati, cosicché gli individui che vi appartengono, prima e più degli altri, sono transitati dallo stato di occupati a quello di disoccupati in coincidenza della

⁹ Tali forme contrattuali sono state introdotte da una serie di provvedimenti legislativi quali la legge 24 giugno 1997, n. 196, *Norme in materia di promozione dell'occupazione*; il D.L. 6 settembre 2001, n. 368, in attuazione della Direttiva comunitaria 1999/70/CE, *Accordo quadro sul lavoro a tempo determinato concluso dall'UNICE, dal CEEP e dal CES*; e la legge 14 febbraio 2003, n. 30, *Delega al Governo in materia di occupazione e mercato del lavoro*.

¹⁰ Ad esempio, nel 2008 la categoria degli atipici (comprendente contratti a tempo determinato e collaborazioni) costituiva sempre il 12% dell'occupazione totale (ISTAT, 2009).

forte caduta del PIL nel 2009 ma sono stati anche i primi ad essere riammessi sul mercato del lavoro nella fase di ripresa seppur moderata del PIL.

Questi valori andrebbero poi incrementati per tenere conto delle cosiddette “false partite IVA” ovvero, di coloro che risultano lavorare involontariamente come autonomi, che sono cioè indotti dal committente ad aprire una partita IVA al fine di ottenere un risparmio sul costo del lavoro¹¹.

Tabella 1. Tipologia lavorativa per sesso – anno 2011 (valori assoluti in migliaia)

	Totale		Uomini		Donne	
	Val. ass.	% del tot.	Val. ass.	% del tot.	Val. ass.	% del tot.
<i>Totale standard</i>	17.485	76,13	11.687	85,82	5.798	62,02
Dipendenti permanenti a tempo pieno	12.707	55,33	8.064	59,21	4.643	49,66
Autonomi a tempo pieno	4.778	20,80	3.623	26,60	1.155	12,36
<i>Parzialmente standard</i>	2.763	12,03	564	4,14	2.199	23,52
Dipendenti permanenti a tempo parziale	2.230	9,71	351	2,58	1.879	20,09
Autonomi a tempo parziale	533	2,32	213	1,56	320	3,43
<i>Atipici</i>	2.719	11,84	1.367	10,04	1.351	14,46
Dipendenti a tempo determinato	2.303	10,03	1.180	8,67	1.123	12,01
Collaboratori	416	1,81	187	1,38	228	2,44
Totale	22.967		13.619		9.349	

Fonte: ISTAT, Rapporto annuale 2012.

Il concetto di atipicità si incrocia spesso con il concetto di precarietà. Secondo Mandrone e Marocco (2012), «sono definibili precari coloro che, in un dato periodo, passano da una occupazione non standard a un'altra o a periodi di non occupazione». Ciò che rende un atipico precario è dunque il perdurare di una situazione di atipicità.

Ai fini del nostro lavoro consideriamo pertanto atipici i rapporti contrattuali di tipo parasubordinato, i contratti a tempo determinato “regolari” e le cosiddette “false partite IVA”.

L'idea di fondo è che la diffusione delle carriere atipiche in associazione all'adozione del sistema NDC abbia determinato in coloro che hanno sperimentato tali modalità occupazionali, tre le altre cose, un *gap* in termini di RP accumulata dovuto a: 1. un'aliquota contributi-

¹¹ Il modello T-DYMM non distingue naturalmente gli autonomi veri da quelli “apparenti”. È tuttavia appropriato tenere conto dell'esistenza di questo fenomeno nel valutare la possibile portata della nostra analisi in termini prospettici. Non esistono stime ufficiali delle dimensioni del fenomeno del “falso” lavoro autonomo, ovvero formalmente non subordinato e svolto da un lavoratore con partita IVA ma nei confronti di un unico committente, di fatto vincolato nel luogo della prestazione e per un periodo prolungato. Tuttavia, secondo uno studio basato sui dati dell'indagine ISFOL-PLUS (Mandrone, 2008), nel 2006 il “falso” lavoro autonomo rappresentava il 5,6% del'occupazione totale (vale a dire poco più di 1 milione di lavoratori) e i lavoratori atipici complessivi (considerando cioè i dipendenti a tempo determinato, i collaboratori, i part-time, apprendistato e i falsi lavoratori autonomi), costituivano circa il 18% dell'occupazione totale.

va più bassa (per i lavoratori parasubordinati o a partita IVA); 2. una maggior probabilità di avere buchi contributivi, connessa alla maggior probabilità di alternare periodi di occupazione a periodi di disoccupazione, congiuntamente all'assenza, per i non dipendenti, di una copertura assicurativa sotto forma di indennità di disoccupazione. A tale maggior rischio non sembra essere corrisposto – dato il minor potere contrattuale di questi lavoratori – né un premio in termini di maggior valor medio delle retribuzioni (si vedano le stime economiche riportate in *Appendice B*) né, probabilmente, in molti casi, un premio di utilità¹². Nel corso del tempo e per il futuro il divario contributivo è stato progressivamente ridotto (TAB. A1) e le indicazioni di policy sono verso un tentativo di ridimensionamento anche del secondo *gap*¹³. Restano, in ogni caso, gli effetti dei *gap* prodotti dal 1995 a oggi, che si materializzeranno solamente tra qualche anno.

Grazie alla base dati AD-SILC siamo in grado di ricostruire con buona approssimazione come si è accumulata (dal 1995 al 2005) e come si distribuisce la RP individuale. T-DYMM ci consente di poi proiettare la distribuzione di tale grandezza nel lungo periodo¹⁴, considerando che la probabilità di sperimentare determinati stati occupazionali e contrattuali non è indipendente dagli stati precedenti (si veda l'*Appendice B*)¹⁵.

La simulazione di scenari macroeconomici alternativi ci consente, inoltre, di valutare quanto la distribuzione condizionale di RP sia sensibile a ipotesi alternative sull'andamento aggregato dell'economia. In particolare, i parametri esogeni di riferimento che caratterizzano gli scenari di simulazione (occupazione, produttività e PIL reale) sono rappresentati nelle FIGG. 2-4. Accanto a uno scenario base (lo chiameremo *benchmark*), che riprende le proiezioni dell'Ageing Working Group (AWG) organizzato dalla Commissione Europea, ipotizziamo uno scenario di maggior crescita trainata da tassi di occupazione più elevati, a parità di produttività (che chiameremo “+ occupazione”) e uno scenario caratterizzato da maggior produttività e PIL (e dunque dinamica delle retribuzioni più sostenuta), a parità di occupazione (che chiameremo “+ produttività”).

Come si può notare, nello scenario base il tasso di occupazione medio degli uomini converge dopo il 2020 intorno al 70% mentre quello medio delle donne intorno al 52% (con tassi differenziali per classi di età, non mostrati in FIG. 2). La produttività del lavoro si stabilizza per ipotesi di poco sopra al 1,5% dal 2025 in avanti, mentre il PIL reale (a cui nella simulazione è agganciata la crescita reale dei redditi da lavoro) tocca un picco di circa 1,6% nel 2025, per

¹² Questa affermazione non vale per quei soggetti meno vulnerabili (in quanto maggiormente forniti di *asset* privati) o molto propensi al rischio che, invece, scelgono volontariamente contratti flessibili e da cui traggono vantaggi in termini di gestione del tempo.

¹³ Le regole contributive dell'attuale versione di T-DYMM non includono le modifiche introdotte dalla legge 92/2012 né, tantomeno, i parametri del modulo ‘mercato del lavoro’ incorporano i possibili aggiustamenti di equilibrio generale ad essa connessi. Tale riforma, tra le altre cose, prevede una graduale equiparazione delle aliquote contributive dei parasubordinati a quelle dei lavoratori standard che dovrebbe essere completa nel 2018. Inoltre, la medesima legge già prevede a partire dal 2013 l'estensione del sistema degli ammortizzatori sociali ai lavoratori con scarsa contribuzione (cosiddetto mini-ASPI), includendo tra i beneficiari anche i lavoratori a tempo determinato e gli apprendisti, ma non i parasubordinati (né gli autonomi). Perciò, anche a parità di probabilità di sperimentare discontinuità lavorative, permarrrebbe per questi ultimi una maggiore probabilità di sperimentare discontinuità contributive.

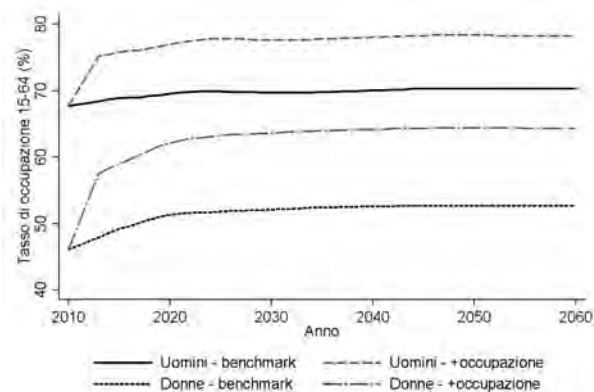
¹⁴ Una delle ipotesi “forti” delle analisi svolte con modelli di microsimulazione dinamica standard è che, non prevedendo reazioni comportamentali ai parametri di policy né aggiustamenti di equilibrio economico generale (EEG), esse replicano nel futuro lungo relazioni non strutturali stimate su dati storici. In cambio tuttavia, tengono conto – contrariamente ai modelli ad agenti rappresentativi – sia dell'eterogeneità delle caratteristiche individuali che del complicato dettaglio delle regole pensionistiche e/o fiscali. Ciò fornisce al ricercatore un utile *framework* di riferimento su cui eventualmente poggiare ulteriori analisi comportamentali e/o di EEG.

¹⁵ Ancora una volta, senza informazioni su tolleranza al rischio e *asset* familiari non possiamo escludere i casi di scelta economicamente razionale e quindi non possiamo trarre conclusioni in termini di benessere.

poi seguire un andamento leggermente a “u” che riporta il suo valore di poco sopra 1,4% dal 2050 in poi. Lo scenario “+ occupazione” ipotizza per il futuro un tasso di occupazione 1,1 volte maggiore per gli uomini e 1,2 volte per le donne rispetto allo scenario *high employment* AWG, con produttività invariata e PIL reale solo di poco superiore.

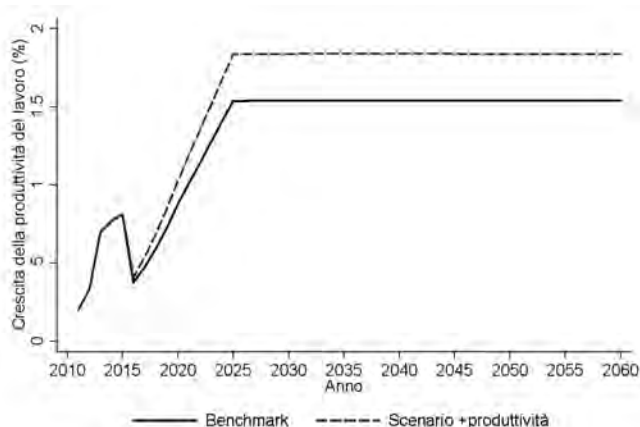
Infine, lo scenario “+ produttività” ipotizza, a occupazione invariata, un aumento del tasso di crescita della produttività del lavoro tre volte superiore rispetto a quella prevista dallo scenario *high productivity* AWG rispetto al *benchmark*; di conseguenza, questo scenario prevede una crescita del PIL reale (e quindi dei redditi da lavoro) molto maggiore rispetto allo scenario base.

Figura 2. Andamento dei tassi di occupazione per uomini e donne, *benchmark* e scenario alternativo (2010-60)

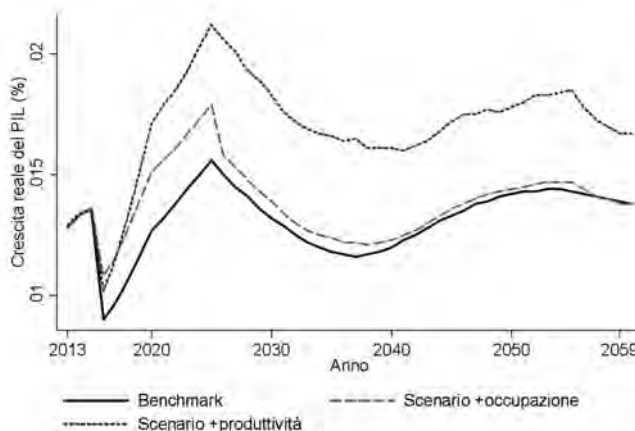


Fonte: AWG (2012), nostre elaborazioni.

Figura 3. Evoluzione della produttività del lavoro, *benchmark* e scenario alternativo (2010-60)



Fonte: AWG (2012), nostre elaborazioni.

Figura 4. Evoluzione del PIL reale, *benchmark* e scenari alternativi (2010-60)

Fonte: AWG (2012), nostre elaborazioni.

3. LA MISURAZIONE DELLA RICCHEZZA PENSIONISTICA

Preliminare all'analisi, vi è l'integrazione del campione iniziale da cui muovono le simulazioni di T-DYMM (AD-SILC 2005) con informazioni amministrative retrospettive relative agli individui già in attività nell'anno base, al fine di ricostruire per tali individui il montante contributivo accumulato e tutte le informazioni rilevanti relativamente al periodo 1995-2005. Per il periodo 2006-2060, il modello genera un micro *-dataset* longitudinale di dati virtuali. Unendo dati storici e dati simulati, è possibile ricostruire una proiezione dell'intera carriera dei neo-pensionati contributivi per il periodo 2030-2060.

Innanzitutto, si parte dalla costruzione di una misura individuale di ricchezza pensionistica lorda al momento del pensionamento (RP) ottenuta come valore attuale di tutti i flussi di reddito da pensione lordi, dal pensionamento alla morte¹⁶. In particolare, per gli individui il cui ciclo vitale si conclude entro il 2060 l'età di morte è quella simulata dal modello e "osservata" nei dati virtuali, mentre per gli individui che risultano ancora in vita alla fine del periodo di simulazione, l'età di morte è sostituita con il suo valore atteso, dipendente da età, genere e anno di simulazione. Formalmente RP si ottiene come:

$$RP_{ik} = \sum_{i=t_k}^{\tau_k} \delta^i P_{k,i}; \delta = (1+r)^{-1} \quad k = 1, \dots, N \quad (1)$$

¹⁶ L'analisi focalizza esclusivamente sul flusso delle pensioni da lavoro. Non si tiene invece conto del peso delle pensioni di reversibilità, incorporate peraltro in termini probabilistici nei coefficienti di trasformazione.

dove P_{ki} è l'importo annuale lordo¹⁷ della pensione da lavoro per l'individuo k nell' i -esimo anno di pensionamento; τ_k è l'età di pensionamento simulata; T_k è l'età di morte simulata o attesa.

Inoltre, vengono costruite tre misure alternative di reddito permanente individuale lordo al pensionamento ottenute come media del valore attualizzato di tutti i flussi di reddito lordo (corrispondente all'imponibile previdenziale)¹⁸ percepiti nel periodo di attività.

Le prime due misure si ottengono considerando i redditi annuali lordi (y_{ki}) che vengono rapportati, nel primo caso al numero di anni che intercorrono tra l'inizio della attività (t_k) e l'anno della pensione (τ_k) e nel secondo caso al numero di anni effettivamente lavorati.

Nello specifico avremo nel primo caso:

$$yP_k^1 = \frac{\sum_{i=\tau_k}^{t_k} \gamma^i y_{ki}}{(t_k - \tau_k)}; \gamma = (1 + r) \quad k = 1, \dots, N \quad (2)$$

e nel secondo caso:

$$yP_k^2 = \frac{\sum_{i=\tau_k}^{t_k} \gamma^i y_{ki}}{\sum_{i=\tau_k}^{t_k} I_i}; \gamma = (1 + r) \quad k = 1, \dots, N \quad (3)$$

dove I_i è una funzione indice che assume valore uno se l'individuo lavora nell'anno i .

Sebbene i requisiti pensionistici nel modello T-DYMM siano valutati a livello annuale, il mdl permette di simulare i mesi effettivamente lavorati da ogni individuo e il relativo reddito mensile. Pertanto, a completamento delle precedenti due misure di reddito permanente se ne aggiunge una terza, basata sulla somma dei redditi mensili lordi nei mesi effettivamente lavorati. La formulazione è analoga alla (3), solo espressa in mesi invece che in anni.

La definizione mensile è la più ristretta delle tre poiché esclude dalla somma sia i "buchi annuali" che i "buchi infra-annuali". Rappresenta pertanto una misura di reddito mensile medio riferito ai soli mesi in cui si è stati effettivamente occupati.

L'adozione della diverse misure di reddito permanente mira a sottolineare diversi aspetti della "atipicità" della carriera in relazione alla formazione della ricchezza pensionistica. Infatti, la prima misura evidenzia l'effetto aliquota + l'effetto contribuzione figurativa a parità di discontinuità occupazionali (fattore E1); la seconda misura rappresenta: fattore E1 + l'effetto della diversa probabilità di sperimentare disoccupazione prolungata (parzialmente compensata da indennità solo per i dipendenti, come da normativa) (fattore E2); infine la misura mensile rappresenta: fattore E2 + effetto della diversa probabilità di sperimentare discontinuità infra-annuali (per ipotesi non compensate da indennità) (fattore E3). Infatti una necessaria ipotesi semplificativa del modello T-DYMM è che i sussidi di disoccupazione,

¹⁷ In questo lavoro utilizziamo valori lordi al fine di depurare l'analisi dagli effetti connessi al sistema fiscale. Lo studio delle interazioni con il sistema di prelievo è, tuttavia, interessante e complesso e potrà, pertanto, costituire oggetto di un ulteriore sviluppo di questo lavoro.

¹⁸ Le retribuzioni INPS da noi utilizzate per le stime fanno proprio riferimento all'imponibile previdenziale che, per i lavoratori dipendenti è in genere più alto di circa 9-10 punti percentuali, corrispondenti alla quota di contributi a carico del lavoratore.

destinati peraltro ai soli lavoratori dipendenti, intervengano a coprire, per 8 o 12 mesi, secondo la normativa, i soli “buchì annuali”.

Inoltre, si assume un tasso di interesse costante – anche tra gli scenari – al fine di attualizzare i flussi di reddito (portando in avanti i redditi da lavoro e indietro i redditi da pensione) pari al 3% ($r = 0,03$)¹⁹.

Calcoliamo, infine, la distanza individuale (in livelli e in percentuale) del valore individuale stimato per la ricchezza pensionistica al pensionamento, dal valor medio per tutti i neo-pensionati, per ogni anno (\overline{RP}_t). Formalmente:

$$DEV_RP_{tk} = RP_{tk} - \overline{RP}_t \quad k = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T_k \quad (3)$$

$$PDEV_RP_{tk} = \frac{RP_{tk} - \overline{RP}_t}{\overline{RP}_t} \quad k = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T_k \quad (4)$$

Queste misure ci servono a calcolare i valori attesi – della distanza individuale dalla ricchezza pensionistica del neo-pensionato medio – condizionati a una serie di caratteristiche da noi osservate quali il reddito permanente, gli anni spesi sul mercato del lavoro, gli anni passati in una delle possibili forme di lavoro diverse dal lavoro subordinato a tempo indeterminato, l’anno di simulazione (per depurare dagli effetti demografici e macroeconomici aggregati) e il genere (che coglie la diversa aspettativa di vita tra uomini e donne)²⁰. Tali valori attesi condizionati risultano dal calcolo di:

$$E \{ DEV_RP_{tk} \mid \kappa_{tk} \} \quad k = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T_k \quad (5)$$

Possiamo in questo modo calcolare gli effetti marginali e, dunque, dare una prima valutazione dell’effetto sul valore atteso della ricchezza pensionistica al pensionamento di un incremento unitario (o percentuale) di una certa caratteristica. Ad esempio si potrà valutare quanto pesa in termini monetari²¹, a parità delle altre condizioni, un anno di lavoro in più da parasubordinato sulla ricchezza pensionistica attesa. Valuteremo dunque, per ogni caratteristica j :

$$\frac{\partial E \{ DEV_RP_k \mid \kappa_j \}}{\partial \kappa_{jk}}; \quad j = 1, \dots, J \quad k = 1, \dots, N \quad (6)$$

¹⁹ Sebbene molti studi utilizzino un tasso del 3%, non si ha concordanza piena in letteratura circa il tasso di sconto da utilizzare. Peraltro, diversi lavori neanche specificano il valore utilizzato. Un calcolo appropriato del tasso teorico di sconto richiederebbe la conoscenza delle preferenze individuali, approfondimento che va al di là degli scopi di questo lavoro. In ogni caso analisi di sensitività sulle funzioni di sconto sono disponibili su richiesta.

²⁰ Non analizziamo invece, in questa sede, la variabilità nella ricchezza pensionistica effettiva “spiegata” da tassi di mortalità differenziali per altre caratteristiche oltre al genere (ad esempio, reddito permanente, ricchezza, istruzione, tipo di occupazione prevalente). Riteniamo questo uno sviluppo meritevole di interesse, qualora i dati disponibili renderanno possibile la stima di funzioni di sopravvivenza condizionate a tali caratteristiche e, in particolare, degli “effetti causali”. Ciò richiede di confrontare individui il più possibile simili lungo tutte le dimensioni rilevanti, tranne quella di interesse, su tratti il più possibile estesi del ciclo di vita.

²¹ Tutti i valori monetari sono espressi a prezzi 2005.

Infatti, poiché il modello considera una pluralità di fattori, tra cui le regole pensionistiche vigenti nei vari anni per le diverse categorie²² e le evoluzioni demografiche e macroeconomiche concordate a livello europeo, proiettando nel lungo periodo le relazioni statistiche fondamentali che caratterizzano il MdL italiano è possibile ottenere una valutazione del costo atteso delle forme occupazionali atipiche, in termini di ricchezza pensionistica futura.

4. PRINCIPALI RISULTATI

La FIG. 5 mostra l'evoluzione simulata del valor medio e del coefficiente di variazione della RP per il periodo 2030-2060. Le due statistiche presentano un andamento contrapposto con un valor medio che nei primi anni di erogazione delle pensioni NDC è molto basso (intorno ai 100.000 euro) per poi crescere (di circa 5 volte) nell'arco di trent'anni. All'opposto, il coefficiente di variazione, che misura il grado di dispersione di tale variabile, si attesta intorno al 2030 su valori superiori all'unità per poi scendere, da circa il 2038 in avanti, e convergere verso un valore pari a circa 0,6, valore comunque elevato in termini assoluti. Questi andamenti sono spiegati dalla combinazione di tre effetti:

- a) selezione/composizione del campione;
- b) estensione graduale di età e contribuzioni minime;
- c) andamento aggregato dell'economia.

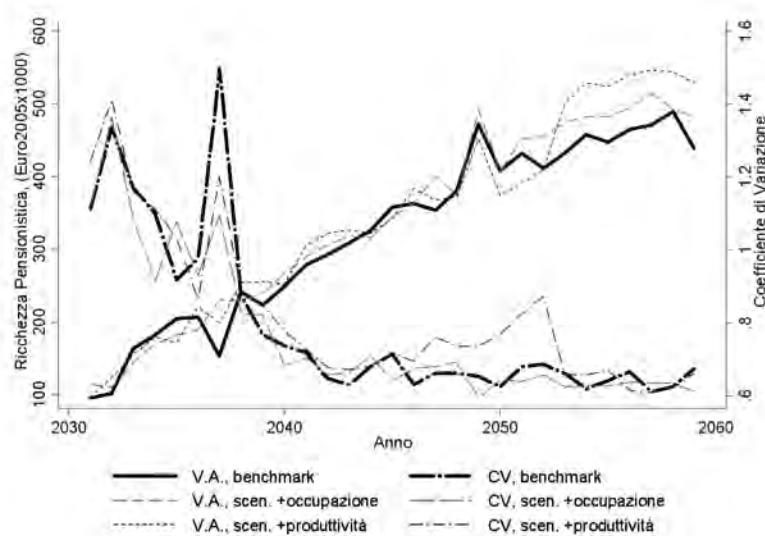
Infatti, i primi individui che andranno in pensione con il sistema NDC intorno al 2030 saranno coloro che avranno scelto di uscire con i requisiti pensionistici minimi, e sconteranno il fatto di aver lavorato e versato i contributi in un periodo caratterizzato da bassa crescita, finanche negativa, se consideriamo la recessione economica in corso. In aggiunta, i lavoratori che tra questi avranno sperimentato tratti di carriera da parasubordinato, sconteranno anche la presenza di aliquote contributive di molto inferiori a quelle dei dipendenti (cfr. TAB. A1 in *Appendice A*). Questi elementi producono una distribuzione iniziale della RP caratterizzata da una media molto bassa e da una variabilità elevata. Al contrario, per i lavoratori che verseranno la gran parte dei contributi dopo l'attuale recessione, vi sarà un premio sia in termini di rendimento medio dei contributi versati, nell'ipotesi di ripresa della crescita di lungo periodo, che in termini di riduzione del *gap* connesso alle aliquote differenziate.

Considerando alcuni scenari macroeconomici alternativi, i benefici di ipotesi di maggiore crescita, trainata alternativamente da maggior occupazione (a parità di produttività) o maggior produttività (a parità di occupazione), si materializzeranno sulla RP solo nel lungo periodo, ovvero dal 2050 in poi. Le simulazioni sembrano indicare che una maggiore crescita occupazionale avrebbe il vantaggio di contenere maggiormente la variabilità, e quindi risulterebbe più equa.

Passando all'analisi degli effetti marginali, si riportano nella TAB. 2 i principali risultati ottenuti nello scenario macroeconomico base, mentre nella TAB. 3 si presentano le stesse grandezze in corrispondenza degli scenari alternativi di crescita economica. Si ricorda che i valori presentati nelle tabelle sono, naturalmente, sensibili alle ipotesi sottostanti, tra cui quella sul tasso di interesse utilizzato per confrontare i flussi di reddito percepiti in diversi momenti del tempo. Pertanto i valori ottenuti hanno lo scopo di fornire un ordine di grandezza e di indicare la direzione dell'effetto, piuttosto che di riprodurre con precisione gli effetti monetari.

²² Tali regole sono inserite con un certo grado di approssimazione per le categorie più "sottili".

Figura 5. Valore medio e variabilità della ricchezza pensionistica al pensionamento per i pensionati contributivi (2030-60)



Fonte: T-DYMM, nostre elaborazioni.

I principali risultati sono sintetizzati di seguito.

Un anno in più speso nel mercato del lavoro varrà, in media, tra i 7.200 e 10.600 euro a seconda della misura di reddito permanente utilizzata come controllo per ottenere la condizione *ceteris paribus*. In termini percentuali, ciò equivale ad una quota tra 1,5% e 2,6% della RP media.

Di questi, e a parità di tutto il resto, un anno in più passato come parasubordinato “costerà” individualmente in termini di RP complessiva tra 2.300 e i 3.500 euro circa. In termini percentuali ciò corrisponde a una deviazione attesa dalla ricchezza pensionistica media compresa tra -0,6% e -0,8% ogni anno. Questi valori sono spiegati dall’interazione di una aliquota contributiva più bassa, con una maggiore probabilità di fronteggiare discontinuità lavorative e l’assenza di coperture assicurative in presenza di tali discontinuità. Come presumibile, pertanto, il costo maggiore si ottiene in corrispondenza del fattore E3 che sintetizza appunto questi tre effetti. Se escludiamo i collaboratori che hanno contemporaneamente più relazioni di lavoro (CO.CO.PRO genuini) o ricevono incarichi part-time ben remunerati a fine carriera, questa categoria pare essere in larga misura composta da individui che, di fatto, sono subordinati ed eterodiretti da un unico datore di lavoro. Gli individui appartenenti a questa sotto-categoria appaiono pertanto particolarmente svantaggiati in termini di “costo previdenziale” che dovranno sopportare.

Un anno da lavoratore dipendente a tempo determinato, se valutato a parità di reddito permanente complessivo (fattore E1) non presenta alcun differenziale atteso rispetto al lavoratore standard. Questa categoria beneficia infatti delle medesime tutele e coperture assicurative dei lavoratori a tempo indeterminato, a parte la possibilità di essere dimesso senza costi al termine del contratto. Se però si valuta il differenziale atteso a parità di reddi-

to medio percepito nei soli periodi di attività (fattore E2 ed E3), allora anche questo gruppo “pagherà” un costo in termini di minor reddito da pensione futuro. Questo costo oscilla tra 1.000 e 2.000 euro circa per ogni anno svolto come lavoratore a tempo determinato, pari a una riduzione attesa compresa tra $-0,3\%$ e $-0,6\%$ annui della RP rispetto alla media. Tale posizione contrattuale si associa infatti ad una maggiore probabilità di fronteggiare discontinuità retributive, ovvero di non lavorare tutto l’anno o di sperimentare disoccupazione prolungata che, peraltro è indennizzata solo parzialmente e in presenza di determinate condizioni contributive.

Infine, un anno da lavoratore autonomo produrrà un differenziale negativo di circa 3.600 euro l’anno (pari a $-0,6/-0,8\%$) rispetto alla RP del lavoratore standard. Questo valore, spiegato da una minore aliquota contributiva (TAB. A1 in *Appendice A*) e dall’assenza di contribuzioni figurative in caso di discontinuità di reddito, dovrebbe essere pienamente “internalizzato” dalla maggioranza dei lavoratori autonomi autentici (imprenditori o liberi professionisti) che potranno investire il maggior reddito disponibile in impieghi alternativi, diversificando così il proprio rischio “imprenditoriale” tramite una pluralità di rapporti economici o committenti²³. Più problematica potrebbe risultare invece la situazione di quella minoranza che, pur appartenendo formalmente alla categoria degli autonomi, di fatto presta i suoi servizi – dissimulando un rapporto di subordinazione – prevalentemente a un solo committente il quale, di solito, esercita il proprio potere monopsonistico fissando una remunerazione più bassa o condizioni di lavoro peggiori.

La differenza di genere vale in termini di RP tra i 91.000 e 94.000 euro (pari a un differenziale percentuale del 25-26%), per una volta a vantaggio delle donne. Questa è l’unica forma di redistribuzione verticale esplicita all’interno dello schema NDC, peraltro ampiamente giustificata alla luce delle discriminazioni in negativo che le donne sperimentano lungo molte altre dimensioni (salario, carriera ecc.). Il meccanismo che determina tale differenza mette d’altro canto in luce le potenziali iniquità insite in un sistema rigidamente attuariale che non riconosce (o non sa quantificare) le disuguaglianze esistenti nell’aspettativa di vita individuale in base a caratteristiche economiche e socio-demografiche osservabili.

Per quanto riguarda gli scenari alternativi, la TAB. 3 mostra come una maggiore crescita, sia in termini di produttività che di occupazione, ridurrebbe – anche se di poco – il *gap* atteso connesso al lavoro parasubordinato. Infatti, questo gruppo di lavoratori beneficia relativamente più degli altri di tassi di occupazione superiori alla media (specularmente all’essere maggiormente penalizzato dagli shock negativi)²⁴. Nello scenario “+ produttività” la compensazione avverrebbe invece in termini salariali. In sostanza, questo gruppo sconta anche un rischio sistemico superiore alla media.

In sintesi, condizioni macroeconomiche più favorevoli (sfavorevoli) del previsto possono ammorbidire (esacerbare) le conseguenze delle forme di lavoro atipico e, soprattutto, “precario” sulla disuguaglianza pensionistica e *life-cycle*, ma difficilmente po-

²³ Il lavoro autonomo in Italia merita peraltro un discorso a sé. Tale categoria è, infatti, caratterizzata da una incidenza molto elevata di evasione fiscale e contributiva. Le ricadute di tale tendenza sono da valutare sia sotto il profilo dell’equità fiscale che dell’efficienza, poiché chi evade falsa, a proprio vantaggio, il gioco della concorrenza. Dal punto di vista strettamente pensionistico, la scelta di un lavoratore autonomo che versa pochi contributi potrebbe essere spiegata sia da un atteggiamento miope, in assenza di forme di risparmio alternative, che pienamente razionale, qualora egli scelga forme di investimento più remunerative.

²⁴ L’andamento del tasso di occupazione specifico per i lavoratori atipici, così come la probabilità di stabilizzarsi, è infatti, nel mondo reale, maggiormente prociclico rispetto a quello dei lavoratori standard.

tranno annullarne completamente gli effetti. In ogni modo, politiche che realizzassero sentieri di crescita più sostenuti, un contenimento del dualismo e, soprattutto un'occupazione più diffusa, sarebbero auspicabili anche sotto il profilo della disuguaglianza pensionistica.

In generale, le pensioni che verranno pagate con il metodo contributivo tra il 2030 e il 2045 potrebbero esser basse in media e molto diseguali tra loro. Secondo le nostre proiezioni tuttavia, dal 2045 l'andamento medio dell'adeguatezza delle pensioni NDC (rappresentato dal tasso di sostituzione lordo medio) tornerà a superare il 70%. Dietro questo valore, tutto sommato rassicurante, potrebbero nascondersi però ampie disuguaglianze spiegate dalla coesistenza di un MdL (finora) duale, frammentato e privo di un sistema compensativo universalistico di ammortizzatori sociali, con un sistema pensionistico divenuto rigidamente attuariale e privo di elementi redistributivi.

Proiettando nel futuro la quota attuale di lavoratori atipici e, in particolare, il fenomeno della precarietà (ovvero un'atipicità prolungata), si ottiene che una quota non trascurabile (stimabile prudenzialmente tra il 10% e il 20%, a seconda della definizione utilizzata e delle ipotesi evolutive) degli individui appartenenti alle coorti demografiche considerate, potrebbe vedere replicate su tutto il ciclo di vita le iniquità sperimentate nel corso della vita lavorativa. Seppure alcune relazioni fondamentali (distribuzione delle probabilità di disoccupazione, premi al rischio per le carriere più volatili ecc.) potrebbero modificarsi nei prossimi anni e, dunque, l'effetto finale risultare mitigato, gli effetti che si sono già prodotti resteranno immutati.

Tabella 2. Impatto marginale atteso [beneficio (+), costo (-)] di alcune caratteristiche individuali sulla deviazione attesa dalla ricchezza pensionistica media al pensionamento (scenario base)

Scenario macroeconomico		Benchmark					
		Definizione di reddito permanente usata come controllo					
		E1		E2		E3	
		y					
$\frac{\partial E\left[y\left \kappa\right.\right]}{\partial \kappa_j}$		DEV_{RP} (euro)	$PDEV_{RP}$ (%)	DEV_{RP} (euro)	$PDEV_{RP}$ (%)	DEV_{RP} (euro)	$PDEV_{RP}$ (%)
	(log) Reddito permanente	5,25	(69%)	5,09	(83%)	60	(83%)
	Uomo	-94.188	-26%	-91.852	-25%	-91.280	-25%
	Anni in occupazione	7.235	1,5%	10.410	2,5%	10.672	2,6%
x	Anni da autonomo	-3.666	-0,8%	-3.538	-0,7%	-3551	-0,7%
	Anni da dipendente a tempo det.	0	0%	-1.039	-0,3%	-2045	-0,6%
	Anni da parasubordinato	-2.320	-0,7%	-2.357	-0,6%	-3.375	-0,8%

Tabella 3. Impatto marginale atteso [beneficio (+), costo (-)] di alcune caratteristiche individuali sulla deviazione attesa dalla ricchezza pensionistica media al pensionamento (scenari alternativi)

Scenario macro economico	+ occupazione						+ produttività					
	Definizione di reddito permanente usata come controllo											
	E1		E2		E3		E1		E2		E3	
	y											
$\frac{\partial E[y x]}{\partial x_j}$	DEV_{RP} (euro)	$PDEV_{RP}$ (%)	DEV_{RP} (euro)	$PDEV_{RP}$ (%)	DEV_{RP} (euro)	$PDEV_{RP}$ (%)	DEV_{RP} (euro)	$PDEV_{RP}$ (%)	DEV_{RP} (euro)	$PDEV_{RP}$ (%)	DEV_{RP} (euro)	$PDEV_{RP}$ (%)
(log)Reddito permanente	5,13	(67%)	5,02	(80%)	59,11	(80%)	5,33	(68%)	5,18	(83%)	60,98	(83%)
uomo	-95.145	-25%	-96.271	-26%	-95.025	-25%	-98.423	-27%	-96.469	-26%	-95.768	-26%
Anni in occupazione	7.595	1,2%	10.370	2%	10.625	2,3%	7.910	1,7%	11.212	2,7%	11.527	2,8%
Anni da autonomo	-3.983	-0,8%	-3.813	-0,7%	-3.827	-0,7%	-3.492	-0,7%	-3.343	-0,6%	-3.358	-0,6%
Anni da dipendente a tempo det.	0	0%	-1.021	-0,2%	-2.022	-0,4%	0	0%	-1.117	-0,3%	-2.171	-0,6%
Anni da parasubordinato	-1.996	-0,5%	-2.007	-0,4%	-2.970	-0,7%	-1.941	-0,5%	-1.989	-0,4%	-3.132	-0,7%

Nota: ogni cella nelle tabelle rappresenta l'impatto marginale atteso sulla ricchezza pensionistica (y), in termini di scostamento assoluto (DEV) e percentuale (PDEV), al variare di alcune caratteristiche individuali (x) e a parità di tutte le altre, in corrispondenza di tre definizioni alternative di reddito permanente usate come controllo (E1, E2, E3), rispettivamente nello scenario base (TAB. 2) e negli scenari macroeconomici alternativi (TAB. 3).

5. CONCLUSIONI

Questo lavoro si sofferma sull'analisi di possibili canali di trasmissione all'intero ciclo di vita delle disuguaglianze che si generano sul mercato del lavoro, nell'ambito del sistema pensionistico italiano. In particolare, limitando l'analisi ai soli individui appartenenti allo schema contributivo e che andranno in pensione tra il 2030 e il 2060, si fornisce una prima valutazione quantitativa del costo atteso connesso alle carriere cosiddette atipiche, con riferimento alle prospettive pensionistiche degli individui appartenenti alle coorti nate tra gli anni Settanta del secolo scorso e il primo decennio del nuovo millennio. Il focus di questo lavoro è dunque sulle possibili implicazioni distributive della coesistenza tra la rigida equità attuariale del sistema "a capitalizzazione virtuale" e la struttura del mercato del lavoro italiano. In particolare, si riflette su come questo connubio, in assenza di meccanismi correttivi, possa amplificare, estendendole a tutto il ciclo vitale, le situazioni di fragilità ed iniquità che si sperimentano durante la vita lavorativa, talvolta indipendentemente dai comportamenti e dall'impegno individuale.

L'analisi trae vantaggio dalla capacità del modello di microsimulazione dinamica T-DYMM di modellare l'eterogeneità individuale e dalla nuova banca dati *administrative-survey* AD-SILC. L'associazione di questi due strumenti consente di stimare e proiettare la variabilità delle carriere, sia in termini di retribuzioni che di discontinuità lavorative, partendo dal vero valore di ricchezza pensionistica accumulata al 2005 di

fonte amministrativa. Proprio sul concetto di ricchezza pensionistica (RP) individuale si impenna l'analisi, che mira a simularne una misura individuale plausibile al momento del pensionamento. Il passo successivo è quindi quello di confrontare la ricchezza pensionistica individuale con quella media attesa per una carriera interamente standard.

In base alle simulazioni, a parità di reddito mediamente percepito durante tutta la vita lavorativa, il costo individuale atteso in termini di RP complessiva di un anno (in più) di lavoro come parasubordinato oscilla tra 2.300 e i 3.500 euro. In termini percentuali ciò corrisponde ad una deviazione attesa dalla ricchezza pensionistica media compresa tra -0,6% e -0,8%. Considerando altre forme di atipicità, risultati interessanti si osservano anche per le forme contrattuali subordinate a tempo determinato e per le carriere autonome. La simulazione di scenari macroeconomici alternativi indica che condizioni generali più favorevoli del previsto possono ammorbidire l'impatto delle forme di lavoro atipico sulla disuguaglianza pensionistica e *life-cycle*, ma difficilmente possono annullarne ogni effetto.

Pertanto, l'analisi suggerisce che ogni intervento di policy volto a ridurre l'attuale dualismo del mercato del lavoro e le condizioni di fragilità diffuse in esso presenti e ad estendere a un maggior numero di lavoratori (possibilmente a tutti) le coperture assicurative e le tutele fornite dal sistema, va anche nella direzione di ridurre le future disuguaglianze pensionistiche e di ciclo vitale. Ciò risulta coerente con un'impostazione secondo la quale si dovrebbe mantenere una netta separazione tra funzione previdenziale (solo assicurativa) e funzione assistenziale (redistributiva e assicurativa extra-pensioni).

Restano tuttavia i *gap* che si sono generati tra il 1996 e oggi e che si materializzeranno solamente tra qualche anno. La compensazione di tali *gap* – almeno i più severi e non riconducibili alla responsabilità individuale – potrà ormai avvenire solo *ex post* e dunque, verosimilmente, nell'ambito del sistema previdenziale. Questo tema sarà, nelle nostre intenzioni, oggetto di una futura ricerca.

APPENDICE A. LE REGOLE DI CALCOLO NEL REGIME CONTRIBUTIVO

Nel regime contributivo, i pensionati ricevono un beneficio interamente calcolato sulla base della formula NDC. Ogni anno, i contributi versati vengono cumulati e capitalizzati 'virtualmente' con un saggio di rendimento predeterminato. Al termine della carriera lavorativa, lo stock di montante derivante da tale accumulazione viene trasformato in un flusso di rendite pensionistiche mensili tramite coefficienti di trasformazione che variano in base all'aspettativa di vita attesa al momento del pensionamento.

L'ammontare del beneficio pensionistico viene calcolato sulla base della regola del regime a contribuzione definita, ovvero secondo la formula $PMDC = \epsilon * MC$, dove ϵ è il coefficiente di trasformazione e MC il montante individuale, che dipende dagli anni di contribuzione accumulati nel corso della carriera, dall'aliquota contributiva e dal tasso di rendimento garantito ai contributi.

Per l'Italia, il beneficio si calcola come:

$$PNDC_t = MC_t * C_x / 100$$

dove C_x è il coefficiente di trasformazione (inversamente correlato all'aspettativa di vita e

quindi funzione dell'età di pensionamento x) e MC_t è il montante contributivo, ovvero lo stock di contributi opportunamente rivalutati, calcolato come:

$$MC_t = contrib(t) + \sum_{s=0}^{t-1} contrib(s) * (1 + \tau / 100)$$

dove *contrib* è l'ammontare annuo di contributi versati, e τ è il tasso annuo di capitalizzazione derivante dalla variazione media del PIL (prodotto interno lordo) del quinquennio precedente determinata dall'ISTAT.

I contributi annuali (*contrib*) sono calcolati applicando le aliquote contributive ai redditi da lavoro lordi. Tali aliquote variano in base alla tipologia di lavoratore; i lavoratori dipendenti hanno una contribuzione pari al 33% del reddito lordo, mentre per i parasubordinati l'aliquota è gradualmente aumentata da un minimo del 10% nel 1996 a un massimo del 27% dal 2012. L'ultima riforma introdotta dalla legge 28 giugno 2012, n. 92, *Disposizioni in materia del mercato del lavoro in una prospettiva di crescita*, prevede poi per il futuro una graduale equiparazione delle aliquote contributive dei parasubordinati a quelle dei lavoratori standard (33%) che dovrebbe essere completa nel 2018. Il prelievo contributivo per i lavoratori autonomi è al 20% (con un graduale innalzamento a partire dal 2012 per raggiungere il 24% nel 2018, stabilito dalla "riforma Fornero", legge 214/2011), ma con un minimo di contribuzione annua pari a 2.626 € nel 2005²⁵. Le aliquote di computo sono presentate in TAB. A1.

Per gli individui che ricadono sotto i regimi misto e contributivo, esiste un tetto massimo di retribuzione pensionabile annua, fissato per legge a 84.049 € nel 2005. Nel modello, sia questo limite massimo di contribuzione annua che il suddetto limite minimo di contribuzione per gli autonomi vengono aggiornati utilizzando il tasso di crescita del PIL reale.

Come menzionato, i contributi accumulati vengono attualizzati sulla base del tasso di crescita dell'economia. In base alla legislazione italiana, il tasso di rendimento è il tasso di crescita del PIL nominale negli ultimi cinque anni; questo tasso è stato applicato alla storia contributiva passata degli individui registrati nei dati amministrativi; nella simulazione, dato che T-DYMM non incorpora l'inflazione, viene utilizzata la media quinquennale del PIL reale fornito dalle proiezioni AWG.

I coefficienti di trasformazione, che variano in base all'aspettativa di vita (senza distinzioni tra uomini e donne), sono al momento quelli presentati nella TAB. A2. Nella prima riforma (legge 8 agosto 1995, n. 335, *Riforma del sistema pensionistico obbligatorio e complementare*) tali coefficienti venivano aggiornati ogni 10 anni, mentre più di recente (legge 24 dicembre 2007, *Norme di attuazione del Protocollo del 23 luglio 2007 su previdenza, lavoro e competitività per favorire l'equità e la crescita sostenibili, nonché ulteriori norme in materia di lavoro e previdenza sociale*; legge 214/2011) il loro aggiornamento è stato reso triennale e sarà biennale a partire dal 2020. Attualmente, i coefficienti per il periodo 2010-2012 variano da un minimo di 4,419 per individui di 57 anni a un massimo di 6,790 per quelli di 70 anni. Per il periodo di simulazione, sono stati calcolati analoghi coefficienti di trasformazione, che vengono aggiornati con cadenza triennale, sulla base delle proiezioni AWG sull'aspettativa di vita e applicando la formula riportata nel paragrafo seguente.

²⁵ Vengono riportate le soglie riferite al 2005 in quanto anno base per la simulazione.

La formula di calcolo dei coefficienti di trasformazione

I coefficienti di trasformazione sono dei parametri che, applicati allo stock di montante contributivo attualizzato, consentono di ottenere l'importo annuo della pensione, sulla base del numero di anni restanti di vita come da proiezioni AWG. I coefficienti sono gli stessi per uomini e donne, e vengono derivati dall'aspettativa media di vita in base all'età dell'individuo.

La formula di calcolo è la seguente:

$$C_x = \left[0,5^* \sum_{s=f, m} \alpha_{x, s}^{v(t)} - k \right]$$

dove s = donna, uomo; x = età di pensionamento (tra 57 e 70); t = età massima (fissata a 100)

$$\alpha_{x, s}^{v(t)} = \sum_{t=0}^{T-x} \frac{P_{x+t, s}}{P_{x, s}} \left(\frac{1+r}{1+\sigma} \right)^{-t}$$

è il valore attuale del beneficio pensionistico al momento del pensionamento.

$$\frac{P_{x+t, s}}{P_{x, s}} = \text{probabilità di sopravvivenza tra l'età } x \text{ e l'età } x+t$$

I parametri sono fissati sulla base di valori forniti dalla Ragioneria generale dello Stato (RGS). $\left(\frac{1+r}{1+\sigma} - 1 \right) = 0,015$ (tasso di sconto); k = correzione per pagamenti anticipati (fissata a 0,4615).

Va evidenziato che la formula si riferisce al beneficio diretto, e non include la possibilità di una pensione da superstite. Ciò malgrado, i coefficienti che otteniamo sono estremamente vicini a quelli ottenuti da RGS per il periodo osservato 2007-2010²⁶.

²⁶ Cfr. Ministero dell'Economia e delle Finanze-RGS (2011).

Tabella A1. Aliquote contributive²⁷

Tipologia di lavoratore	Aliquota contributiva
Dipendente	33 %
	fino 2003: 14 %
	2004-2005: 17,8 %
	2006: 18,2 %
	2007: 23,5 %
Parasubordinato	2008: 24,7 %
	2009: 25,7 %
	2010-2011: 26 %
	dal 2012: 27 %
	fino al 2011: 20 %
	2012: 21,6 %
	2013: 22,0 %
Autonomo	2014: 22,4 %
	2015: 22,8 %
	2016: 23,2 %
	2017: 23,6 %
	dal 2018: 24 %

Tabella A2. Coefficienti di trasformazione per il periodo 2010-12

Età di pensionamento	Coefficiente (c_x)
57	4.419
58	4.538
59	4.664
60	4.798
61	4.940
62	5.093
63	5.257
64	5.432
65	5.620
66	5.744
67	6.001
68	6.017
69	6.446
70	6.790

²⁷ Le regole pensionistiche del modello sono aggiornate alla legge 214/2011, non includono dunque le modifiche previste dall'ultima riforma (legge 92/2012) che, tra le altre cose, prevede una graduale equiparazione delle aliquote contributive dei parasubordinati a quelle dei lavoratori standard (33%) da completarsi entro il 2018.

APPENDICE B. LE STIME DEL MODULO MERCATO DEL LAVORO DI T-DYMM

Il modulo mercato del lavoro del modello T-DYMM ha due obiettivi principali: da un lato, simulare le transizioni tra stati occupazionali diversi; dall'altro, generare un valore per il reddito mensile lordo percepito.

Un passo cruciale nella costruzione del modulo è quindi la stima delle probabilità condizionate di transizione tra stati lavorativi. I parametri stimati sull'anno base vengono quindi utilizzati per simulare probabilità di transizione negli anni futuri. La prima fase del modulo è basata su una sequenza di scelte binarie nidificate per le scelte lavorative, stimate tramite equazioni logistiche. La piattaforma LIAM, su cui si basa T-DYMM, impone l'uso di una struttura binomiale per le scelte discrete anziché di tipo multinomiale. Ciò implica la creazione di un ordine logico per la sequenza decisionale, e quindi la selezione delle categorie residuali. Il primo passo prevede la determinazione dello stato dell'individuo tra lavoratore e non. Coloro che sono non-occupati come risultato della simulazione vengono poi assegnati o allo stato di disoccupato o di inattivo. Coloro che invece sono assegnati tra i lavoratori, possono successivamente scegliere tra tre possibili stati di lavoro in sequenza: dipendente, parasubordinato e lavoratore autonomo.

La distinzione tra questi tre gruppi è rilevante in quanto i requisiti pensionistici e contributivi differiscono tra di loro. Inoltre, i lavoratori che afferiscono ad accordi contrattuali diversi presentano caratteristiche peculiari: prima di tutto, si differenziano per i livelli di guadagno (dichiarato), il che implica un ammontare molto diverso di contribuzione versata, in secondo luogo, essi mostrano una probabilità diversa di lavorare tutto l'anno, con conseguente diversità di frammentazione della loro carriera.

Le probabilità di transizione sono stimate utilizzando modelli logistici ad effetti casuali ove possibile, vale a dire ogni volta che la dimensione del campione è abbastanza grande. Questo requisito è soddisfatto per due equazioni, vale a dire la stima della probabilità di essere occupato dopo essere stato in attività nel corso dell'anno precedente, e la probabilità di essere lavoratore dipendente essendo stato un dipendente al tempo $t-1$. Negli altri casi, vengono applicate semplici regressioni logistiche.

Come nella maggior parte dei MSM dinamici, l'"offerta di lavoro" determinata dal modello viene poi vincolata alla possibile evoluzione della domanda tramite procedure di allineamento. I tassi di occupazione risultanti dalle probabilità generate dai modelli logistici associati alle tecniche di Monte Carlo, vengono allineati con le proiezioni AWG 2011 per sesso e classe di età.

Gli stati di studente, lavoratore e pensionato sono considerati esclusivi nel modello, pertanto la regressione per l'assegnazione nello stato di occupato non si applica alle persone che sono in istruzione o in pensione.

Con riferimento alle transizioni tra diverse condizioni professionali, le stime sono effettuate utilizzando AD-SILC per coloro che già lavoravano nell'anno precedente, e IT-SILC per coloro che erano senza lavoro al tempo $t-1$, poiché AD-SILC non permette di distinguere tra i disoccupati e gli inattivi.

Per necessità di sintesi in questo articolo si riportano solo i principali risultati delle stime del mercato del lavoro (TABB. B1-B5) e si rimanda al rapporto finale del progetto *Innovative Datasets and Models for Improving Welfare Policies* (INDIW) al sito <http://www.tdymm.eu/it/home> per ogni ulteriore dettaglio.

Una volta che un individuo è assegnato a un particolare status occupazionale, il passo successivo è la simulazione del suo reddito da lavoro annuo, al lordo dell'imposta per-

sonale sul reddito. Il reddito da lavoro individuale annuale al lordo è il risultato di due componenti: reddito mensile lordo e mesi lavorati. Al fine di stimare la prima componente separatamente per le tre principali tipologie di lavoratori, nonché per uomini e donne, si utilizza uno stimatore *Fixed Effects*, sulla componente *panel* retrospettiva di AD-SILC con una procedura di decomposizione degli effetti fissi in tre fasi come in Plumper e Troeger (2011) per la stima delle variabili tempo-invarianti (FE-VD).

Nel processo di simulazione, i redditi mensili vengono rivalutati anno dopo anno con il tasso di variazione del PIL reale, attraverso un allineamento con le proiezioni macroeconomiche AWG.

I risultati delle regressioni sulle retribuzioni dei lavoratori (TAB. B5) sono in linea con le aspettative e altri studi in letteratura. Più alto è il livello di istruzione, maggiore è il livello di retribuzione mensile lorda. Il reddito aumenta, anche se a un tasso decrescente, con l'età e l'esperienza di lavoro (tranne che per le donne, per le quali l'età ha un effetto negativo sul risultato). La presenza di figli, soprattutto in età pre-scolare, ha un impatto negativo sui redditi della madre. Il lavoro nel settore pubblico è associato ad un più elevato livello di reddito, mentre un lavoro a tempo parziale produce, naturalmente, redditi mensili più bassi. Le donne che lavorano per tutto l'anno hanno un premio salariale sulle colleghe che lavorano meno di 12 mesi.

Per quanto riguarda i lavoratori parasubordinati si osserva il ben noto profilo concavo rispetto all'età. Le donne sposate o conviventi sembrano avere una penalizzazione nei redditi, con o senza figli. Esperienze di lavoro passate producono ritorni positivi per gli uomini, così come avere un contratto per tutto l'anno.

Tra i lavoratori autonomi, troviamo una forte evidenza circa un premio di istruzione, mentre a differenza delle regressioni precedenti, con l'età gli introiti mensili diminuiscono. Questo effetto è tuttavia compensato dall'esperienza professionale, che produce effetti positivi sebbene decrescenti. Gli individui sposati/conviventi uomini hanno un premio di reddito, mentre per le donne la presenza della famiglia sembra avere un effetto negativo, sia in relazione alla presenza di bambini, ancora una volta soprattutto in età pre-scolare, che dello status occupazionale del marito.

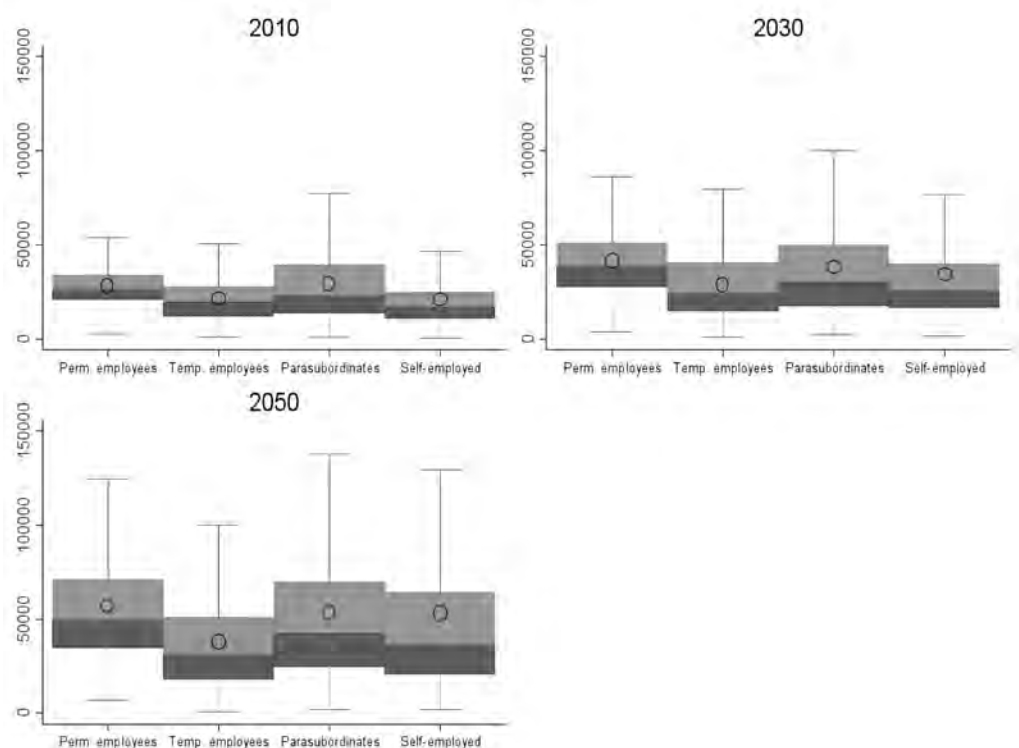
Dopo aver calcolato il salario mensile, è necessario stabilire per quanti mesi l'individuo abbia lavorato (che, come sopra riportato, si trova anche ad influenzare il livello di retribuzione mensile) al fine di ottenere il reddito totale annuo.

I risultati mostrano che un più elevato livello di istruzione tende ad essere associato con un'intensità lavorativa maggiore, tra gli uomini atipici; l'esperienza di lavoro maturata aumenta il numero di mesi lavorati, ad un tasso decrescente. Le donne con bambini piccoli tendono a lavorare per periodi brevi, mentre le persone che hanno avuto durante l'anno precedente un lavoro formale lavorano più a lungo. Infine, a parità di condizioni, il numero di mesi lavorati tende ad essere più basso tra le donne parasubordinate che tra le donne dipendenti temporanee, suggerendo che le lavoratrici con contratto parasubordinato sono maggiormente esposte al rischio di periodi di assenza di contribuzione pensionistica.

Per quanto riguarda l'evoluzione delle retribuzioni lorde nel periodo di simulazione per condizione professionale e sesso, si distinguono quattro categorie: dipendenti a tempo indeterminato, determinato, parasubordinati e autonomi. Tra dipendenti e parasubordinati i redditi medi sono piuttosto simili (cfr. *boxplot*), mentre i redditi mediani differiscono significativamente. Questo può essere facilmente spiegato dalla natura alquanto eterogenea della categoria dei lavoratori parasubordinati: tale categoria

infatti comprende profili di *skill*, età, mansioni e potere contrattuale molto differenziati; la distinzione più comune è tra i giovani, a basso reddito (generalmente collaboratori co.co.pro.) e anziani, ben pagati in veste consulenti (manager, membri del consiglio). Le posizioni relative delle due componenti del lavoro atipico vengono sostanzialmente replicate dal modello per tutto il periodo di simulazione. I redditi dei parasubordinati restano piuttosto vicini ai redditi dei dipendenti a tempo indeterminato; il loro reddito medio si attesta sul 95% della categoria di riferimento nel 2050, la mediana circa l'85%. Per i dipendenti temporanei, d'altra parte, aumenta un poco il divario con la categoria di riferimento, con i redditi da lavoro che raggiungono nel 2050 solo i 2/3 (circa) del livello dei loro colleghi a tempo indeterminato.

Figura B1. Redditi lordi degli uomini: distribuzione nel tempo per tipologia di contratto (euro 2005)



Nota: il *boxplot* mostra cinque parametri di sintesi della distribuzione: minimo, quartile inferiore, mediana, quartile superiore e massimo. La spaziatura tra le diverse parti del box indica il grado di dispersione e asimmetria nei dati.

Fonte: T-DYMM, nostre elaborazioni.

Per quanto riguarda le lavoratrici, la posizione relativa e l'evoluzione delle retribuzioni per le dipendenti a tempo indeterminato e temporaneo è piuttosto simile a quella descritta

per gli uomini mentre la posizione relativa delle donne parasubordinate è sempre peggiore rispetto alle loro controparti maschili. I redditi femminili medi e mediani per tutte le condizioni lavorative sono sistematicamente inferiori a quelle di sesso maschile nel periodo dell'intera simulazione, ma questo è particolarmente evidente per le donne nel lavoro parasubordinato: i loro redditi medi sono circa il 45% di quelle degli uomini, quelli mediani circa la metà. Differenze significative tra uomini e donne si possono trovare anche nel numero di mesi lavorati: la percentuale di donne che lavorano tutto l'anno tra i lavoratori temporanei e parasubordinati è inferiore a quella dei loro colleghi uomini (54 e 50 per cento, rispettivamente) e il differenziale di genere è particolarmente rilevante (20 punti percentuali) per la seconda tipologia contrattuale.

Tabella B1. Probabilità di lavorare avendo lavorato l'anno precedente

	Maschi		Femmine	
Diploma universitario	1,10***	(0,08)	0,81***	(0,07)
Istruzione secondaria di II grado	0,51***	(0,04)	0,38***	(0,04)
Età	0,07***	(0,01)	0,02***	(0,01)
Età ²	-0,001***	(0,0002)		
Sposato/convivente			-0,33***	(0,06)
Numero di figli 0-11			-0,27***	(0,03)
Ln (durata lavoro)	0,5***	(0,06)	0,39***	(0,03)
Ln (durata lavoro) ²	0,03	(0,02)		
Esperienza lavorativa	0,04***	(0,01)	0,03***	(0,01)
Esperienza lavorativa ²	-0,0008***	(0,0002)	-0,0010***	(0,0002)
Contratto permanente (lag)	0,1***	(0,04)	1,07***	(0,05)
Settore pubblico (lag)	0,10*	(0,06)	0,42***	(0,06)
Lavoro part-time (lag)	-0,91***	(0,09)	-0,65***	(0,05)
Parasubordinato (lag)	-0,13	(0,09)	-0,44***	(0,09)
Coniuge lavoratore (lag)	0,48***	(0,05)	0,31***	(0,06)
Costante	0,41*	(0,22)	1,07***	(0,10)
Osservazioni	111.168		74.897	
AIC	30.842		27.322	
BIC	3,10 e +04		2,75 e +04	
ll	-15.405		-13.645	

Nota: in parentesi sono riportati gli *standard errors*; * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Fonte: T-DYMM, nostre elaborazioni.

Tabella B2. Probabilità di lavorare come dipendente avendo lavorato come tale l'anno precedente

	Maschi		Femmine	
Diploma universitario	-0,77***	(0,10)	-0,62***	(0,11)
Ln (età)	0,64***	(0,14)	0,69***	(0,18)
Numero di figli 0-3			-0,19*	(0,10)
Ln (durata lavoro)	0,21***	(0,04)	0,32***	(0,05)
Settore pubblico (lag)	0,97***	(0,13)	0,97***	(0,15)
Contratto permanente (lag)	1,83***	(0,08)	1,25***	(0,09)
Lavoro part-time (lag)	-0,44***	(0,14)	-0,23**	(0,09)
Costante	0,33	(0,45)	0,49	(0,59)
Osservazioni	74.784		51.691	
AIC	11.474		7.052	
BIC	1,16 e +04		7,15 e +03	

Nota: in parentesi sono riportati gli *standard errors*; * p < 0,10, ** p < 0,05, *** p < 0,01.

Tabella B3. Probabilità di lavorare come dipendente *non* avendo lavorato come dipendente l'anno precedente

Maschi	Autonomo anno precedente		Parasubordinato anno precedente	
Diploma universitario			0,3467*	(0,2025)
Istruzione secondaria di II grado	-0,32***	(0,08)		
Età	-0,03***	(0,004)	-0,15**	(0,07)
Età ²			0,0015	(0,0009)
Ln (durata lavoro)	-0,45***	(0,11)		
Ln (durata lavoro) ²	-0,11***	(0,04)	-0,51***	(0,089)
Esperienza lavorativa			0,05	(0,04)
Esperienza lavorativa ²			-0,002*	(0,001)
Costante	-1,42***	(0,18)	1,36	(1,37)
Osservazioni	30.015		2.338	
Pseudo R ²	0,085		0,11	
AIC	6.278		1.237	
BIC	6,33 e +03		1,29 e +03	

Nota: in parentesi sono riportati gli *standard errors*; * p < 0,10, ** p < 0,05, *** p < 0,01.

Tabella B4. Probabilità di lavorare come dipendente *non* avendo lavorato come dipendente l'anno precedente

Femmine	Autonome anno precedente		Parasubordinate anno precedente	
Diploma Universitario	0,36**	(0,14)		
Età	-0,07***	(0,008)		
Età ²			-0,0009***	(0,0001)
Sposato/convivente	-0,65***	(0,11)		
Numero di figli 0-3 anni	-0,38**	(0,15)	-0,56***	(0,21)
Numero di figli 12-15 anni	0,28**	(0,12)		
Ln (durata)			0,51	(0,35)
Ln (durata) ²	-0,20***	(0,02)	-0,67***	(0,25)
Esperienza lavorativa	0,04***	(0,009)		
Costante	-0,37	(0,23)	-0,13	(0,17)
Osservazioni	17.830		1.640	
Pseudo R ²	0,105		0,0862	
AIC	3.829		1.364	
BIC	3,90 e +03		1,40 e +03	

Nota: in parentesi sono riportati gli *standard errors*; * p < 0,10, ** p < 0,05, *** p < 0,01.

Tabella B5. Stime dei redditi – dipendenti (variabile dipendente: log guadagni mensili lordi)

	Maschi		Femmine	
Diploma universitario	0,91***	(0,003)	0,84***	(0,004)
Istruzione secondaria di II grado	0,32***	(0,001)	0,35***	(0,003)
Età	0,007***	(0,001)	-0,02***	(0,001)
Età ²	-0,0003***	(0,0000)	-0,0003***	(0,0000)
Sposato/convivente	0,006***	(0,001)		
Numero di figli 0-3 anni			-0,12***	(0,003)
Numero di figli 4-11 anni			-0,05***	(0,002)
Numero di figli 12-15 anni			-0,03***	(0,003)
Esperienza lavorativa	0,04***	(0,001)	0,05***	(0,001)
Esperienza lavorativa ²	-0,0002***	(0,0000)	-0,0002***	(0,000)
Coniuge lavoratore			-0,0176***	(0,003)
Lavoro part-time	-0,35***	(0,004)	-0,39***	(0,003)
Settore pubblico	0,05***	(0,003)	0,11***	(0,004)
Lavoro tutto anno			0,0526***	(0,0028)
Costante	6,98***	(0,01)	7,42***	(0,02)
sigma_u	0,49		0,51	
sigma_e	0,19		0,27	
rho	0,87		0,79	
Osservazioni	75.341		51.750	
Adjusted R ²	0,86		0,766	

Nota: in parentesi sono riportati gli *standard errors*; * p < 0,10, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Sigma_u, sigma_e e rho sono i parametri delle stime FE di primo stadio. L'individuo di riferimento è l'impiegato con istruzione fino a secondaria di II grado, non sposato/convivente e senza figli, lavoratore full-time nel settore privato. Nelle stime vengono usate *dummy* temporali.

Fonte: T-DYMM, nostre elaborazioni.

RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- AARON H. (1966), *The Social Insurance Paradox*, "Canadian Journal of Economics", 32.
- CARETTA A., FLISI S., FRALE C., TEDESCHI S. (2012), *Il modello di micro simulazione T-DYMM: caratteristiche e potenzialità*, "Economia & Lavoro", 3.
- FABRIZI E., RAITANO M. (2012), *Rigido, flessibile o liquido? L'immagine del mercato del lavoro italiano dal dataset AD-SILC*, "Economia & Lavoro", 3.
- FORNERO E., CASTELLINO O. (a cura di) (2001), *La riforma del sistema previdenziale italiano*, il Mulino, Bologna.
- GRONCHI S. (2003) *Modelli NDC e riforme italiane: sarà mai possibile un sistema contributivo in Italia?*, CER, Rapporto n. 3.
- LUCIDI F., RAITANO M. (2009), *Molto flessibili, poco sicuri. Lavoro atipico e disuguaglianze nel mercato del lavoro italiano*, "Economia & Lavoro", 2.
- MANDRONE E. (2008), *La riclassificazione del lavoro tra occupazione standard e atipica: l'Indagine ISFOL PLUS 2006*, Collana Studi ISFOL, 1, marzo.
- MANDRONE E., MAROCCO M. (2012), *Atipicità, flessibilità e precarietà: una lettura economica e giuridica attraverso un'indagine ISFOL PLUS*, ISFOL Working Paper.
- MINISTERO DELL'ECONOMIA E DELLE FINANZE-RGS (2011), *Le previsioni di medio-lungo periodo del sistema pensionistico e socio-sanitario (mid-long term trends for the pension, health and LTC systems)*, Rapporto n. 12.
- MINISTERO DELL'ECONOMIA E DELLE FINANZE, FONDAZIONE GIACOMO BRODOLINI (2012), *T-DYMM Final Report – Innovative Datasets and Models for Improving Welfare Policies*, <http://www.tdymm.eu/sites/default/files/Final-Report.pdf>.
- RAITANO M. (2011), *Carriere fragili e pensioni attese: quali correttivi al sistema contributivo?*, "Rivista delle Politiche Sociali", 3, 20.
- RAITANO M. (2012), *La distribuzione delle retribuzioni da lavoro dipendente in Italia nel periodo 1996-2009: l'evidenza dal campione AD-SILC*, "Economia & Lavoro", 3.
- ROSOLIA A. (2012), *Le disuguaglianze nella speranza di vita*, in D. Checchi (a cura di), *Disuguaglianze diverse*, il Mulino, Bologna.
- ROSOLIA A., TORRINI R. (2007), *The Generation Gap: Relative Earnings of Young and Old Workers in Italy*, Temi di discussione, Economic Working Papers, 639, Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area.
- SAMUELSON P. (1958), *An Exact Consumption-loan Model of Interest with or without the Social Contrivance of Money*, "Journal of Political Economy", 66.