Quaderni di sociologia

La crisi in Italia e nella UE

Impicciatore e Ghigi, L'inverno demografico
Sarti e Vitalini, La salute degli italiani
prima e dopo la crisi economica
Ambrosini, Quando gli adulti perdono il lavoro
Casanova e Colombo, Forze lavoro deboli
Chiesi e Girotti, Retribuzioni dei laureati
e mercato del lavoro in tempi di crisi
Ambrosini e Panichella, Immigrazione, occupazione
e crisi economica in Italia

lannuzzi e Sacchetto, Assemblaggio multinazionale e strategie di affrancamento

> Vol. LX, 2016, 72 Rosenberg & Sellier

Quaderni di sociologia issn 0033-4952

Comitato editoriale: Maria Carmela Agodi, Alberto Baldissera, Paola Borgna, Leonardo Cannavò, Paolo Ceri, Francesco Chiarello, Antonio M. Chiesi, Mario Diani, Pietro Fantozzi, Marcello Fedele, † Luciano Gallino, Franco Garelli, Giancarlo Gasperoni, Giorgio Grossi, Alberto Marradi, Alfredo Milanaccio, Mauro Palumbo, Alessandro Pizzomo, Francesco Raniolo, Enzo Rutigliano, Sergio Scamuzzi.

Direttore: Paolo Ceri Condirettore: Paola Borgna

Responsabile del sistema di valutazione: Alberto Baldissera

Per informazioni e lavori proposti per la stampa indirizzare a: Paola Borgna, Dipartimento di Filosofia e Scienze dell'Educazione via Gaudenzio Ferrari 9-11, 10124 Torino paola.borgna@unito.it

Si vedano al proposito le Avvertenze per gli autori

Questa rivista sottopone tutti i manoscritti ricevuti a valutazione paritaria

pubblicazione quadrimestrale, autorizzazione del tribunale di Torino n. 641 del 18.5.1951 direttore responsabile: Luciano Gallino

editore: LEXIS Compagnia Editoriale in Torino, via Carlo Alberto 55, 10123 Torino

stampa: Digitalandcopy, Segrate (MI)

Abbonamenti annata 2016 (fascicoli 70-71, 72)

QdS 70-71: Verso la sociologia mondo. La lezione di Luciano Gallino (a cura di Paola Borgna e Paolo Ceri)

QdS 72: La crisi in Italia e nella UE (a cura di Antonio M. Chiesi)

fascicoli stampati € 70 € 120 fascicoli stampati + versione digitale € 90 € 140

Per informazioni: abbonamenti@rosenbergesellier.it

La rivista è presente in formato digitale sulla piattaforma www.revues.org (https://qds.revues.org/) e aderisce al programma OpenEdition Freemium for Journals, che consente alle biblioteche di sottoscrivere l'abbonamento alla versione digitale (html) della rivista usufruendo di servizi evoluti (http://www.openedition.org/13053). Per informazioni: access@openedition.org.

I singoli fascicoli sono acquistabili dal sito www.rosenbergesellier.it, in versione cartacea e/o digitale. Sul sito sono acquistabili anche i singoli articoli in versione digitale, al prezzo di $\ensuremath{\mathfrak{C}}$ 6,00 cad.

Per richiedere annate e fascicoli arretrati non ancora disponibili sul sito: info@rosenbergesellier.it

Per ogni ulteriore informazione rivolgersi a: Rosenberg & Sellier / fax +39.011.0120194 / qds@rosenbergesellier.it

© 2016 Rosenberg & Sellier

Pubblicazione resa disponibile nei termini della licenza Creative Commons Attribuzione – Non commerciale – Non opere derivate 4.0



Rosenberg & Sellerè un marchio registrato utilizzato per concessione della società Traumann s.s.

Progetto grafico della copertina: Eicon Torino

quaderni di sociologia

Nuova Serie Volume LX, n. 72 (3/2016)

la società contemporanea / La crisi in Italia e nella UE

- 3 Antonio M. Chiesi, Presentazione
- 7 **Roberto Impicciatore** e **Rossella Ghigi**, L'inverno demografico. Dinamiche familiari e migratorie nell'Italia della crisi
- 31 **Simone Sarti** e **Alberto Vitalini**, La salute degli italiani prima e dopo la crisi economica (2005-2013): alcune evidenze empiriche sulle categorie sociali a maggior rischio di impatto
- 57 Maurizio Ambrosini, Quando gli adulti perdono il lavoro. I risultati di una ricerca
- 73 Nicole Casanova e Sabrina Colombo, Forze lavoro deboli
- 95 **Antonio M. Chiesi** e **Claudia Girotti**, Le retribuzioni dei laureati e le strategie di offerta sul mercato del lavoro in tempi di crisi
- 115 **Maurizio Ambrosini** e **Nazareno Panichella**, Immigrazione, occupazione e crisi economica in Italia
- 135 Francesco E. Iannuzzi e Devi Sacchetto, Assemblaggio multinazionale e strategie di affrancamento. Il caso del settore turistico della Riviera romagnola

teoria e ricerca

- 149 **Marxiano Melotti**, Le maschere della paura. Colonia e il Carnevale nell'età del terrore
- 165 Francesco Cerchiaro, «Coppia mista? In che senso?»
 Un'analisi della riflessività dei partner di coppie miste rispetto
 al discorso sulla differenza
- 185 abstracts
- 189 indice del volume LX

Nicole Casanova e Sabrina Colombo

Forze lavoro deboli

Introduzione

Il mercato del lavoro italiano è storicamente caratterizzato da forti disuguaglianze sociali. Le principali linee di demarcazione sono legate alle differenze territoriali, ma insieme a queste genere ed età contribuiscono a delineare uno scenario di forte segmentazione. La partecipazione al mercato del lavoro in Italia è caratterizzata da elementi di debolezza che si registrano nel tasso di occupazione femminile inferiore alla media europea, nell'ormai "cronicizzata" disoccupazione giovanile e nella forte dispersione territoriale delle opportunità lavorative (Colombo e Regini, 2014).

Il livello di partecipazione al mercato del lavoro dipende però anche dal grado di "attivazione" della popolazione. In altre parole, date le caratteristiche strutturali del sistema socio-economico italiano e del mercato del lavoro nello specifico, fino a che punto si è disposti a rimanere attivi in questo contesto? Fino a che punto si è disposti a cercare attivamente lavoro? Il numero di persone che risponderebbe in maniera negativa a queste domande non è irrilevante in quanto aggiunge ulteriori elementi di debolezza a una struttura occupazionale già da tempo indebolita.

Non a caso tra i principali indicatori del mercato del lavoro osservati nella European Labour Force survey si trovano non solo gli occupati, i disoccupati e gli inattivi (studenti, pensionati, inabili al lavoro e persone che dichiarano di non essere più disponibili a lavorare), ma anche le persone che si dichiarano disponibili a lavorare, ma che non stanno cercando triponibili a lavorare, ma che non stanno cercando disponibili a lavorare.

attivamente un'occupazione. I cosiddetti "scoraggiati".

Le "forze lavoro" sono quindi più o meno deboli in base agli elementi che in un paese tendono a creare dualismi, o più in generale segmentazioni, nel mercato del lavoro. In altri termini, più elevate sono le disparità nell'accesso e nella permanenza nel mercato del lavoro, più debole risulta la composizione generale della forza lavoro. In Italia, età, genere, area di residenza e titolo di studio influenzano molto il vissuto lavorativo degli individui e rappresentano elementi di forte segmentazione. Questi elementi tendono a influenzare non solo il tasso di occupazione e di disoccupazione, ma anche il grado di partecipazione attiva al mercato del lavoro. Questo articolo ha l'obiettivo di osservare quali caratteristiche individuali

possono contribuire ad aumentare la propensione a non partecipare attivamente al mercato del lavoro, a essere quindi "scoraggiati". Cercheremo di osservare quanto la crisi economica abbia condizionato questa propensione presentando i risultati delle analisi svolte sui dati della Rilevazione Continua sulle Forze Lavoro (Istat). Per osservare la rilevanza della crisi economica sono stati analizzati i dati del primo trimestre in tre anni: 2007 (anno prima dell'irrompere della crisi internazionale), 2011 (a 4 anni dall'inizio della crisi), 2015 (per osservare la situazione attuale).

Nel prossimo paragrafo rifletteremo sul concetto di "forze lavoro scoraggiate" e sulle caratteristiche individuali spesso associate a questa condizione. Nel secondo paragrafo presenteremo i dati e i modelli utilizzati nelle analisi i cui risultati saranno presentati e commentati nel terzo paragrafo. Nel quarto paragrafo discuteremo quanto emerso dall'analisi empirica cercando di riflettere sull'effettiva esistenza di situazioni di "cronicità" nella propensione a diventare scoraggiati, che dipendono forse più dalle storiche condizioni economiche italiane (e dalla mancanza di investimento nelle politiche attive) che dall'insorgere di uno shock esogeno come la crisi iniziata nel 2008.

1. Diventare scoraggiati

Il tema dei lavoratori scoraggiati ha una lunga tradizione di studi nelle scienze sociali e le sue dinamiche sono generalmente associate all'andamento dei cicli economici. Tra gli studiosi che per primi hanno dato un contributo rilevante alla letteratura sul tema Jacob Mincer (1973) ha mostrato che l'effetto di scoraggiamento nelle forze lavoro è fortemente legato alle esperienze negative vissute dai lavoratori in contesti economici di recessione.

Gli studi più recenti hanno convalidato questa interpretazione evidenziando la forte rilevanza della percezione individuale delle opportunità lavorative come determinante nell'influenzare la partecipazione attiva delle forze lavoro. In alcuni studi si è osservato che tale percezione può dipendere da alcuni fattori, tra i quali genere e stato civile (Dagsvik *et al.*, 2013; Kesselring e Bremmer, 2014). A questo proposito, alcune analisi hanno mostrato la rilevanza dell'effetto di composizione del reddito familiare, per cui è probabile che lo stato civile vada ad influire negativamente sulla propensione ad essere scoraggiati, in quanto la perdita del lavoro di uno dei due coniugi può avere un effetto "attivante" per cercare di compensare la diminuzione del reddito familiare (Lundberg, 1985; Stephens, 2002). In realtà, l'effetto dello stato civile sulla propensione a essere scoraggiati è generalmente mediato dalla difficoltà a trovare lavoro e questa difficoltà tende a essere più forte per le donne (Maloney, 1991; Bovi e Mancini, 2006). È quindi probabile che

sia il genere a influire maggiormente sulla propensione ad essere scoraggiati, indipendentemente dallo stato civile.

La partecipazione attiva al mercato del lavoro può essere quindi condizionata dalla percezione dei "costi della ricerca". Un soggetto sceglie di partecipare al mercato del lavoro se i benefici attesi dalla ricerca superano i suoi costi (Blundell et al., 1998). In altri termini, i soggetti tendono a rimanere attivi nella ricerca di lavoro se si aspettano di avere successo nel trovare un lavoro adeguato. Da questo punto di vista, due sono gli elementi che possono entrare in gioco: l'esistenza di servizi di welfare in grado di sostenerli nella ricerca e le esperienze di lavoro precedenti (Cataldo e Tosi, 2013; Moon, 2011). L'effetto di scoraggiamento delle forze lavoro può essere quindi basato su esperienze di "delusione sistemica" che implicherebbe scarsa fiducia per le politiche del lavoro a sostegno dell'occupazione (le agenzie per il lavoro per esempio) e nella possibilità di trovare un lavoro migliore di quello che si è perso in precedenza. Da questo punto di vista, l'aver svolto lavori instabili e/o poco qualificati potrebbe aumentare la propensione a essere scoraggiati (Hazan, 2007). Durata del contratto di lavoro e titolo di studio potrebbero quindi influenzare l'effetto di scoraggiamento.

Nel determinare quella che abbiamo definito "delusione sistemica" altre caratteristiche individuali potrebbero avere un ruolo. Alcuni studi hanno osservato che la percezione di poter migliorare le proprie opportunità di lavoro tende a diminuire con l'età (Hazan, 2007; Kesselring e Bremmer, 2014), così come diminuisce se si vive in aree economicamente depresse (Reyneri, 2011; Cataldo e Tosi, 2013).

1.1. Scoraggiati in Europa

Prima di entrare nel merito dell'analisi svolta sulle determinati dell'effetto di scoraggiamento in Italia, è utile osservare come si posiziona il nostro paese in Europa. Un primo aspetto da evidenziare è la forte segmentazione territoriale del mercato del lavoro italiano, considerata anzi il suo tratto distintivo rispetto agli altri paesi europei. Il grafico 1 mostra il tasso di dispersione territoriale del tasso di occupazione e di disoccupazione in Europa¹. Come si può osservare l'Italia occupa una posizione quasi da *outlier* soprattutto per quanto riguarda il tasso di occupazione.

Nel confronto europeo emerge anche una sostanziale debolezza della forza lavoro italiana dovuta a una relativamente alta presenza di "scorag-

¹ La dispersione regionale è espressa dal coefficiente di variazione regionale del tasso di occupazione e di disoccupazione. Tale coefficiente è il rapporto tra la deviazione standard del tasso regionale di occupazione (o disoccupazione) e il tasso di occupazione (o disoccupazione) nazionale. Questo indicatore misura il divario tra i tassi di occupazione (o disoccupazione) regionali e quelli nazionali. La dispersione è 0 se tale divario è nullo e cresce al crescere delle differenze regionali.

60,00 50,00 Italia 40,00 German 30,00 Svizzera LIM Spagna 20,00 Portogallo Polo Gred 10,00 Olanda Danimarca .00 .00 5,00 10,00 15,00 20,00

Grafico 1 Disparità regionali nel mercato del lavoro (2013)

Fonte: nostra elaborazione su dati Eurostat

giati". Il grafico 2 evidenza tale debolezza, mostrando il posizionamento dell'Italia rispetto agli altri paesi europei su due assi che rappresentano il tasso di disoccupazione e la percentuale di "scoraggiati" sul totale della popolazione attiva. L'Italia presenta valori superiori alla media europea su entrambi gli assi, ma in particolare nel caso della percentuale di scoraggiati.

Disp_occup

Come si può osservare dalla tabella 1 la percentuale di scoraggiati è particolarmente elevata (il doppio della media italiana) nel Mezzogiorno, a ulteriore prova della forte segmentazione territoriale del mercato del lavoro italiano.

La crisi economica ha però solo in parte contribuito a un peggioramento della situazione italiana. Se osserviamo il grafico 3 è chiaro che anche prima della crisi l'Italia presentava percentuali di scoraggiati ben al di sopra della media europea.

Solo in Italia la crescita della percentuale di scoraggiati è aumentata in maniera costante negli ultimi 10 anni. Tuttavia come si vede dal grafico, l'inizio del trend crescente è osservabile dal 2007.

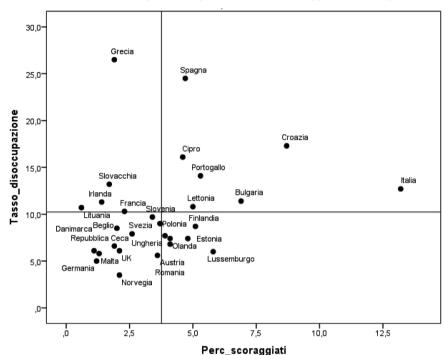


Grafico 2 Tasso di disoccupazione e percentuale di "scoraggiati" in Europa (2014)

Fonte: nostra elaborazione su dati Eurostat

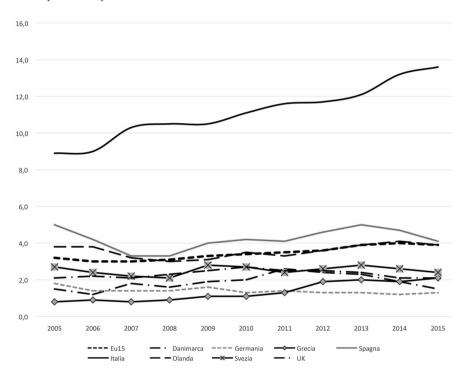
Questi dati mostrano che l'effetto di scoraggiamento in Italia è quasi un elemento strutturale del mercato del lavoro e che la crisi economica ha contribuito al suo aumento. Resta però da capire se si tratta anche di un peggioramento generale della forza lavoro, ovvero se sono mutate le caratteristiche individuali che influenzano la propensione a diventare scoraggiati. In altri termini, dato il trend crescente del numero di soggetti che escono dalle forze di lavoro perché non occupati e non in ricerca attiva di lavoro (gli scoraggiati quindi), quali caratteristiche individuali contribuiscono ad aumentare la propensione all'uscita? La crisi economica ha contribuito a mutare tali caratteristiche?

L'analisi che presenteremo nei prossimi paragrafi cercherà di mettere in evidenza se e quanto sono cambiate, con l'irrompere della crisi economica, le caratteristiche che determinano lo scoraggiamento delle forze lavoro.

Tabella 1 Percentuale di scoraggiati sul totale della popolazione in età attiva (2015)

	Occupati	Cercano lavoro	Scoraggiati	Inattivi	Totale
Nord	69,7	6,9	4,7	18,8	25.223
Centro	66,3	9,1	6,7	17,9	11.381
Mezzogiorno	48,0	11,9	17,5	22,7	15.301
Italia	62,6	8,8	8,9	19,7	51.905

Grafico 3 Percentuale lavoratori scoraggiati sul totale della popolazione attiva in alcuni paesi europei (2005-2014)



Fonte: nostra elaborazione su dati Eurostat

2. Dati e variabili

L'obiettivo del nostro articolo è capire se e in che modo la crisi economica abbia influito sull'ormai cronico "scoraggiamento" della forza lavoro italiana. A questo proposito, analizzeremo i dati appartenenti alla "Rilevazione sulle forze di lavoro", ovvero l'indagine campionaria con-

dotta settimanalmente dall'Istat volta a stimare il numero di occupati, di disoccupati e le caratteristiche della forza lavoro italiana.

In particolare, i trimestri di riferimento riguarderanno gli anni 2007, 2011 e 2015. Il 2007 ci consentirà di tracciare la situazione occupazionale immediatamente antecedente alla crisi economica, il 2011 traccerà la "linea di mezzo", e infine il 2015 ci darà una di descrizione del contesto attuale del mercato del lavoro italiano.

Come è possibile osservare dalla tabella 2 la numerosità campionaria varia in base all'anno di riferimento, passando da 174.362 osservazioni nel 2007, a 167.800 nel 2011, e infine 99.412 nel 2015.

La nostra variabile dipendente è costituita dalla condizione professionale. Per crearla abbiamo fatto riferimento alla variabile ricostruita dall'Istat denominata "COND 10 – Condizione professionale a 10 modalità", così suddivisa:

- 1. Occupati
- 2. Persone in cerca, con precedenti esperienze, ex occupati
- 3. Persone in cerca, con precedenti esperienze, ex inattivi
- 4. Persone in cerca, senza precedenti esperienze
- 5. Inattivi in età lavorativa, cercano non attivamente ma disponibili
- 6. Inattivi in età lavorativa, cercano ma non disponibili
- 7. Inattivi in età lavorativa, non cercano ma disponibili
- 8. Inattivi in età lavorativa, non cercano e non disponibili (anche militari di leva e inabili al lavoro)
- 9. Inattivi in età non lavorativa, meno di 15 anni
- 10. Inattivi in età non lavorativa, più di 64 anni

Le categorie 9 e 10 sono state eliminate dal dataset, perché non facenti parte della forza lavoro, mentre per quanto riguarda le rimanenti sono state rimodulate secondo i seguenti principi:

- 1. Occupati: categoria 1
- 2. Cercano lavoro: comprende le categorie 2, 3, 4
- 3. Scoraggiati: 5, 7²
- 4. Inattivi: 6, 8

La decisione di suddividere la modalità degli inattivi in due categorie – vale a dire "scoraggiati" e "inattivi" – deriva dalla volontà di distin-

² La variabile dipendente alla modalità "scoraggiati" combina due categorie di persone definite dall'Istat come "Inattivi". Si tratta di persone che sono disponibili a lavorare ma non cercano lavoro o lo hanno cercato solo sporadicamente ("cercano ma non attivamente"). Gli scoraggiati sono diversi dagli inattivi "puri" in quanto dichiarano di non essere attivi nella ricerca, ma di essere comunque disponibili a lavorare. Oecd definisce infatti i lavoratori scoraggiati come: "persone disponibili a lavorare, ma non stanno cercando lavoro o hanno smesso di cercarlo attivamente perché credono che non ci siano posti di lavoro disponibili per loro".

Tabella 2 Descrizione dei campioni relativi al primo trimestre 2007, 2011 e 2015

Numero di casi Percentuale di casi validi		8.709 15,0 8.646 14,8 12.803 22,0 14.797 25,4 13.288 22,8 58.243 100,0	48.469 48,8 21.453 21,6 29,490 29,7 99,412 100,0	4.813 5,5 16.645 19,1 27.161 31,2 28.609 32.8	
I trimestre 2011 Percentuale di casi Nun validi	47,6 52,4 100,0	15,3 16,2 23,2 23,3 22,1 100,0	45,0 16,1 38,9 100,0	7,2 20,5 31,0 31,6	8,4
	79.937 87.863 167.800	15.755 16.697 23.940 24.116 22.796 103.304	75.582 27.005 65.213 167.800	10.391 29.726 45.023 45.873	12.239 2.000 145.252
I trimestre 2007 Percentuale di casi validi	47,9 52,1 100,0	16,1 18,1 23,5 21,8 20,7	44,2 15,1 40,7 100,0	7,9 22,2 30,9 30,2	8,5 0,4 100.0
Numero di casi	83.486 90.876 174.362	17.754 19.978 25.956 24.100 22.851 110.639	77.141 26.291 70.930 174.362	11.797 33.257 46.462 45.277	12.744 620 150.157
	Genere Maschio Femmina Totale	Età 15-24 25-34 35-44 45-54 55-64 Totale	Area di residenza Nord Centro Mezzogiorno Totale	Titolo di studio Nessun titolo Licenza elementare Licenza media Diploma (3-5	anni) Laurea Post-lauream Totale

36,4 47,9 5,7 10,2	62,4 37,7 100,0	89,5	10,6	62,6 8,8 8,9 19,7 100,0
36.135 47.566 5.624 10.087 99.412	44.425 26.825 71.250	21.646	2.552 24.198	32.467 4.582 4.608 10.248 51.905
36,8 48,8 4,4 10,0	68,2 31,9 100,0	£,68	10,8	62,1 5,7 7,6 24,6 100,0
61.811 81.886 7.292 16.811 167.800	83.733 39.129 122.862	37.391	4.502 41.893	57.057 5.233 6.968 22.580 91.838
37,6 49,9 3,4 9,1	67,2 32,8 100,0	9,88	11,4	63,3 4,3 7,0 25,5 100,0
65.590 87.023 5.882 15.867 174.362	87.615 42.771 130.386	39.110	5.018 44.128	61.626 4.158 6.767 24.813 97.364
Stato civile Celibe/nubile Sposato Separato/Divor ziato Vedovo Totale	E' mai stato in contatto con un centro per l'impiego? No Si	Durata del contratto di lavoro dell'anno precedente A tempo indeterminato	A termine Totale	Condizione professionale Occupati Cercano lavoro Scoraggiati Inattivi Totale

Fonte: Istat

guere coloro che non hanno un lavoro, non lo cercano, ma sarebbero disponibili a lavorare (gli scoraggiati), da coloro che invece dichiarano di non voler lavorare (gli inattivi). La suddetta classificazione richiama altresì i criteri adottati dall'Eurostat per studiare la forza lavoro europea, rendendo dunque i nostri dati eventualmente comparabili.

Una volta creata la nuova variabile relativa alla condizione professionale, abbiamo poi sistemato i dati, eliminando dalla categoria degli inattivi i militari di leva e gli inabili al lavoro. Per individuare le persone permanentemente inabili al lavoro ci siamo riferiti alla domanda "Nel corso della sua vita, Lei ha mai svolto un lavoro?" escludendo tutti coloro che hanno risposto di no, perché appunto permanentemente inabili al lavoro.

Successivamente, abbiamo rimosso dal nostro dataset tutti coloro che nella settimana precedente al questionario hanno dichiarato di essere studenti, in quanto la caratteristica di nostro interesse è che la persona faccia parte della forza lavoro.

Le variabili indipendenti di nostro interesse riguardano invece il genere, l'età, l'area geografica di residenza, il titolo di studio, lo stato civile, il fatto di aver avuto in passato un contatto con il centro per l'impiego ed infine la durata del contratto di lavoro dell'anno precedente all'indagine.

Mentre la maggior parte delle variabili non ha subito alcuna modifica, perché già codificate in maniera coerente alle nostre analisi (genere, area di residenza, stato civile, contatto con il centro per l'impiego e durata del contratto di lavoro), età e titolo di studio sono invece state modificate.

Per quanto riguarda l'età, abbiamo rimosso dal campione tutti i rispondenti di età inferiore a 15 anni e di età superiore a 64, in quanto non fanno parte della forza lavoro attiva.

Il titolo di studio è stato invece ricodificato. Nel dataset originale i diplomati erano suddivisi in due gruppi: coloro che hanno studiato 3 anni, e coloro che invece hanno studiato 5 anni. Le due categorie sono state riunite in un'unica modalità, nominata appunto "Diploma 3-5 anni". Inoltre, alla variabile "titolo di studio" è stata aggiunta la modalità "post-lauream" che va a raggruppare tutti coloro che hanno risposto positivamente al quesito "Ha conseguito un titolo di studio post-laurea, post-diploma accademico AFAM o dottorato di ricerca?". Questi individui sono poi stati eliminati dalla categoria "laureati", in modo da non creare sovrapposizioni. La decisione di creare questa etichetta all'interno del titolo di studio, risente dell'esigenza di verificare se effettivamente all'aumentare del livello di istruzione diminuisce la probabilità di abbandonare il mercato del lavoro, ed entrare dunque a far parte del gruppo degli scoraggiati e/o inattivi.

La scelta di includere nel nostro dataset le variabili sopraccitate deriva dal fatto che, come anticipato nell'Introduzione, esse sembrerebbero produrre degli effetti sulla possibilità di essere scoraggiati. A tal proposito, nei paragrafi seguenti andremo ad analizzare l'effetto di tali variabili sulla probabilità di diventare scoraggiati.

3. Risultati

Nelle tabelle 3, 4 e 5 sono presentati i risultati delle analisi (regressioni logistiche multinomiali) svolte per osservare la propensione a diventare scoraggiati in tre momenti nel tempo: prima della crisi (2007), a quattro anni dall'inizio della crisi (2011), nel momento più recente (2015). Come abbiamo visto nel paragrafo precedente la variabile dipendente è composta da quatto modalità: occupati (la categoria di riferimento della regressione), in cerca di lavoro, scoraggiati, inattivi.

I modelli sono stati costruiti considerando in primo luogo come variabili indipendenti le tre aree principali di segmentazione del mercato del lavoro italiano (genere, età, area geografica di residenza). Questo per osservare quanto queste aree di segmentazione del mercato del lavoro vadano ad influire anche sulla propensione a essere scoraggiati.

In un secondo modello, in base a quanto suggerito dalla letteratura, sono state aggiunte alcune variabili acquisitive, nello specifico, lo stato civile e il titolo di studio. Questo per osservare, da una parte, quanto la partecipazione al mercato del lavoro venga influenzata dalla presenza o meno di un coniuge, dall'altra per comprendere quanto le credenziali educative possano favorire o meno la propensione a diventare scoraggiati.

Nel terzo modello infine si è cercato di osservare quanto le esperienze precedenti sul mercato del lavoro possano influire sulla variabile dipendente di interesse. Uno degli elementi che si è cercato di indagare è il ruolo delle agenzie del lavoro pubbliche ("in passato si è mai rivolto a un centro per l'impiego") nel sostenere la ricerca attiva di lavoro, o meglio, nel far diminuire quella che abbiamo definito "delusione sistemica" che potrebbe essere un elemento rilevante nella propensione allo scoraggiamento. In secondo luogo, per osservare eventuali esperienze lavorative precedenti, si è pensato di osservare il peso dell'aver avuto nell'anno precedente un contratto a tempo determinato o indeterminato. Il senso di precarietà potrebbe a lungo andare influire negativamente sulla partecipazione attiva al mercato del lavoro.

Osservando il modello 1, per tutti e tre gli anni considerati, si nota che prima della crisi la propensione a essere scoraggiati era più forte per la popolazione residente al sud e per le donne (che presentano anche valori elevati nella propensione all'inattività solo in parte dovuta alla forte presenza di casalinghe').

L'età ha invece un effetto negativo sulla probabilità ad essere scoraggiati, soprattutto nelle coorti più adulte (dai 35 ai 64 anni). Si tratta in effetti della fase teoricamente più attiva della vita professionale ed è

83

³ Per osservare la rilevanza dell'essere casalinga abbiamo replicato i modelli togliendo questa categoria. L'effetto sull'inattività diminuisce però in maniera non consistente. Pertanto sì è pensato di lasciare le casalinghe nel campione di riferimento in quanto la decisione di essere casalinga non preclude il dichiararsi disponibile a lavorare o l'essere in cerca di lavoro.

quindi più probabile che si investa molto nella partecipazione al mercato

Tuttavia, si osserva una relazione positiva e significativa con la propensione ad essere inattivi per la coorte più anziana. Non si tratta però dei pensionati (che come abbiamo visto sono stati tolti dal campione) o solo delle casalinghe (vedi nota 4). E probabile che si tratti di persone che avendo perso il lavoro da ultracinquantenni e non avendone probabilmente trovato uno a breve termine, sono usciti dal mercato del lavoro.

Quindi molto più che scoraggiati.

Infatti, nel 2011 e 2015 gli effetti mutano di poco (anche se diminuiscono rispetto al 2007): la propensione più forte a essere scoraggiati è anche in questi due anni osservabile per la popolazione del sud e per le donne. Anche osservando l'età gli effetti sono simili nei tre anni considerati e colpisce certamente la persistente propensione all'inattività della coorte più anziana. E probabile che in questa categoria rientrino i cosiddetti "esodati", ma il parametro è significativo per tutti e tre gli anni considerati, quindi anche prima della riforma Fornero.

Questi risultati ci suggeriscono quindi una tendenza strutturale italia-

na in atto da molto tempo prima della crisi attuale.

Nel modello 2 gli effetti dell'area geografica, del genere e dell'età rimangono consistenti in tutti e tre gli anni considerati. Quindi la propensione a essere scoraggiati è più forte per i residenti al sud e per le donne, indipendentemente dallo stato civile e dal titolo di studio. Va però sottolineato che i dati per tutti e tre gli anni mostrano che al crescere del titolo di studio diminuisce la probabilità di essere scoraggiati, inattivi e in cerca di lavoro. L'investimento in istruzione è quindi rilevante in quanto fornisce gli strumenti adeguati non solo a trovare lavoro, ma anche a mantenersi attivi nel mercato e questo è certamente un antidoto alla debolezza delle forze lavoro. Tuttavia, va osservato che nel 2011 l'avere la licenza elementare mostra un effetto positivo e sufficientemente significativo sulla propensione a essere scoraggiati e inattivi. Si nota quindi un peggioramento delle condizioni dovute alla crisi. Un effetto però solo temporaneo in quanto nel 2015 la relazione tra la variabile dipendente e avere un titolo di studio basso non risulta più significativa e positiva all'inattività.

La rilevanza del titolo di studio si può osservare anche nel modello 3 dove sono state aggiunte due variabili relative alle esperienze precedenti. Anche in questo modello nel 2011 la propensione a diventare scoraggiati e inattivi è positiva e parzialmente significativa per chi ha una licenza elementare, ma nel 2015 tale risultato scompare. Tuttavia, in tutti e tre gli anni, rimane significativo il fatto che al crescere del titolo di studio, diminuisce la probabilità di essere scoraggiati, inattivi e in cerca di lavoro.

In questo modello però si osserva un aspetto rilevante, sia prima della crisi, sia dopo: l'effetto del genere sulla probabilità di essere scoraggiati (e parzialmente anche dell'essere residente al sud) viene "assorbito" dall'aver avuto l'anno precedente un contratto a tempo determinato e dall'essersi rivolti a un centro per l'impiego. Come si può osservare per tutti e tre gli anni diminuisce la significatività della relazione con il genere (nel 2007 scompare per gli scoraggiati) e diminuisce l'effetto dell'area di residenza. Permane invece l'effetto della coorte più anziana sulla propensione all'inattività.

In sostanza per tutti e tre gli anni considerati, l'aver avuto un contratto a tempo determinato nell'anno precedente è un elemento di forte scoraggiamento. Questo indipendentemente dal genere, dall'area di residenza e, si potrebbe dedurre, dalla crisi economica (i parametri del 2007 sono simili a quelli del 2015). Si conferma quindi la rilevanza della percezione di se stessi nel mercato del lavoro nel determinare il livello di partecipazione. Meno ci si sente tutelati, meno si percepirà la possibilità di avere successo nella ricerca.

Per quanto riguarda poi l'essersi rivolti a un centro per l'impiego, si nota come, in base a quanto emerso nella nostra analisi, la relazione con la propensione a essere scoraggiati è positiva e significativa anche se è più rilevante per la propensione a essere in cerca di lavoro. Non si tratta quindi di una sfiducia totale nei confronti dei servizi pubblici di supporto alla ricerca di lavoro, ma colpisce certamente che abbia un'influenza nel determinare l'effetto di scoraggiamento. Come è noto ai centri per l'impiego si rivolge mediamente la fascia meno qualificata della popolazione, in genere coloro i quali hanno scarse risorse informative sui canali di ricerca più efficaci. È quindi possibile che se da una parte il centro per l'impiego sia l'unico canale al quale i lavoratori meno qualificati pensano di potersi rivolgere per la ricerca di un nuovo lavoro, dall'altra, può sortire effetti scoraggianti per non aver garantito successo nella ricerca⁴.

Osservando i dati nei tre anni considerati, vediamo che la crisi economica ha influito poco anche su queste dinamiche.

⁴ I centri per l'impiego hanno una forte connotazione territoriale per cui la loro efficacia potrebbe essere collegata a dinamiche di natura locale. Per osservare se l'effetto sulla propensione a essere scoraggiati è in qualche modo collegato all'area geografica in cui il centro è collocato abbiamo aggiunto al modello di regressione, per tutti e tre gli anni considerati, la variabile di interazione tra l'essersi rivolti a un centro per l'impiego e l'area territoriale. Tuttavia, l'effetto di interazione non risulta significativo e non si è aggiunto un quarto modello alle tabelle 3, 4 e 5 perché i risultati non cambiano in maniera sostanziale. Si è quindi evitato di appesantire il testo. Gli autori rimangono comunque a disposizione per fornire gli output del modello che calcola l'effetto di interazione menzionato. In ogni caso la spiegazione di tale risultato è legata al fatto che pur trattandosi di centri a natura territoriale, il tipo di utenti, le politiche che gestiscono e mediamente il budget a disposizione, non sono rimarcabilmente diversi da una regione all'altra. Questo implica che il loro impatto sulla propensione a essere scoraggiati è significativo in sé, per la loro natura e non per dove sono collocati.

Tabella 3 Probabilità di diventare scoraggiati. Regressione logistica multinomiale, effetti marginali e intervalli di confidenza (2007)

VARIABILI		Modello 1			Modello 2			Modello 3	
INDIPENDENTI	Cercano lavoro	Scoraggiati	Inattivi	Cercano lavoro	Scoraggiati	Inattivi	Cercano lavoro	Scoraggiati	Inattivi
Genere									
Maschio									
Femmina	0.46***	1.22***	1.80***	0.59***	1.34***	1.87***	-0.17	90.0	0.85***
	(0.38 - 0.55)	(1.16 - 1.29)	(1.75 - 1.85)	(0.50 - 0.67)	(1.27 - 1.41)	(1.82 - 1.92)	(-0.40 - 0.06)	(-0.20 - 0.31)	(0.66 - 1.03)
Età									
15-24	,	1	,	1	1	1		•	,
25-34	-0.97***	***66.0-	-0.24***	-0.73***	-0.77***	-0.37***	-0.16	-0.24	-0.01
	(-1.090.86)	(-1.100.87)	(-0.360.11)	(-0.850.61)	(-0.900.65)	(-0.500.24)	(-0.49 - 0.16)	(-0.69 - 0.22)	(-0.47 - 0.44)
35-44	-1.60***	-1.13***	-0.15**	-1.20***	-0.96***	-0.54***	-0.56***	-0.67***	-0.50*
	(-1.721.48)	(-1.241.02)	(-0.270.03)	(-1.351.06)	(-1.090.83)	(-0.680.41)	(-0.980.14)	(-1.170.18)	(-1.01 - 0.02)
45-54	-2.05***	-1.23***	0.32***	-1.66***	-1.15***	-0.23***	-1.05***	-0.85***	-0.55**
	(-2.191.91)	(-1.341.11)	(0.21 - 0.44)	(-1.821.49)	(-1.291.01)	(-0.370.09)	(-1.500.60)	(-1.380.31)	(-1.080.02)
55-64	-2.04***	-0.64**	2.66***	-1.73***	-0.65***	2.01***	***66.0-	-0.70**	1.66***
	(-2.231.84)	(-0.770.50)	(2.54 - 2.78)	(-1.951.50)	(-0.810.49)	(1.87 - 2.15)	(-1.620.35)	(-1.310.08)	(1.17 - 2.15)
Area di residenza									
Nord									
Centro	0.42***	0.72***	0.10***	0.44***	0.75***	0.14***	-0.04	0.49**	0.16
	(0.29 - 0.56)	(0.59 - 0.85)	(0.03 - 0.17)	(0.30 - 0.58)	(0.62 - 0.89)	(0.07 - 0.21)	(-0.35 - 0.27)	(0.06 - 0.91)	(-0.10 - 0.41)
Mezzogiorno	1.19***	2.15***	0.74***	1.16***	2.06***	0.61***	0.03	1.05***	-0.16
	(1.10 - 1.28)	(2.06 - 2.23)	(0.69 - 0.79)	(1.07 - 1.26)	(1.97 - 2.15)	(0.56 - 0.66)	(-0.20 - 0.26)	(0.75 - 1.34)	(-0.36 - 0.04)
Titolo di studio									
Nessun titolo				1	1	ı	ı		
Licenza elementare				0.03	-0.21	-0.18*	-0.39	*96.0-	-0.15
				(-0.34 - 0.41)	(-0.46 - 0.04)	(-0.36 - 0.00)	(-1.28 - 0.50)	(-1.92 - 0.01)	(-1.24 - 0.94)
Licenza media				-0.46***	-0.70***	-0.75***	-0.83**	-1.15**	-0.20
				(-0.810.11)	(-0.950.46)	(-0.920.57)	(-1.650.00)	(-2.100.21)	(-1.31 - 0.90)
Diploma (3-5 anni)				-0.92***	-1.41***	-1.55***	-1.37***	-1.70***	-0.62
				(-1.270.57)	(-1.661.17)	(-1.731.37)	(-2.200.53)	(-2.670.74)	(-1.73 - 0.48)
Laurea				-1.04***	-2.09***	-2.27***	-1.58***	-2.41***	-1.00*
				(-1.410.68)	(-2.361.81)	(-2.472.07)	(-2.470.69)	(-3.491.32)	(-2.13 - 0.13)
Post-lauream				-1.50***	-3.25***	-3.15***	-0.92	-24.21***	-1.14
				(-2.210.79)	(-4.422.09)	(-3.752.56)	(-2.39 - 0.56)	(-25.2323.19)	(-2.67 - 0.39)

Stato civile						
Celibe/nubile					•	•
Sposato	****	-0.24***	0.58***	-0.42***	-0.12	0.52***
	(-0.780.56)	エ	(0.50 - 0.66)	(-0.710.12)	(-0.42 - 0.19)	(0.21 - 0.82)
Separato/divorziato	-0.16*	-0.28***	-0.35***	0.26	90.0	-0.15
	(-0.35 - 0.02)	(-0.450.11)	(-0.480.21)	(-0.20 - 0.71)	(-0.52 - 0.64)	(-0.65 - 0.35)
Vedovo	-0.31*	-0.18	0.22***	-1.12**	0.07	-0.31
	(-0.67 - 0.06)	(-0.42 - 0.06)	(0.06 - 0.37)	(-2.150.10)	(-1.26 - 1.39)	(-0.88 - 0.26)
E' entrato in						
contatto con il						
centro per						
l'impiego						
No						
				1.59***	0.85***	90.0
				(1.32 - 1.87)	(0.56 - 1.13)	(-0.13 - 0.25)
Durata del						
contratto di lavoro						
dell'anno						
precedente						
Tempo						
indeterminato				•	•	1
Tempo determinato				1.42***	1.60***	0.82***
				(1.18 - 1.65)	(1.32 - 1.88)	(0.58 - 1.06)

Modello 1: Wald chi2(21) = 17190,65Prob>chi2=0.0000 Log likelihood -2,547e+08 Pseudo R2 0,2033. Modello 2: Wald chi2(45) = 17640,91 Prob>chi2=0.0000 Log likelihood -2,430e+08 Pseudo R2= 0,2398. Modello 3: Wald chi2(51) = 24776,91 Prob>chi2=0.0000 Log likelihood -32329682 Pseudo R2= 0,1259

Tabella 4 Probabilità di diventare scoraggiati. Regressione logistica multinomiale, effetti marginali e intervalli di confidenza (2011)

VARIABILI		Modello 1			Modello 2			Modello 3	
INDIPENDENTI	Cercano lavoro	Scoraggiati	Inattivi	Cercano lavoro	Scoraggiati	Inattivi	Cercano lavoro	Scoraggiati	Inattivi
Genere									
Maschio -	1 1	1 0	***************************************	1 (· [7	. 6	' (· 1
Femmina	0.24***	0.92*** (0.85 - 0.98)	1.68*** (1.63 - 1.72)	0.36***	1.0/*** $(1.00 - 1.13)$	1.73 - 1.83)	-0.22** (-0.400.04)	0.20* (-0.03 - 0.42)	0.65*** (0.48 - 0.82)
Etò									
15-24	•	1		,	1		,	,	1
25-34	-1.18***	-1.01***	-0.48***	-0.95***	***08.0-	-0.59***	-0.34**	-0.10	0.48*
		(-1.12 -	(-0.61 -		(-0.92 -	(-0.73 -			-0.08
	(-1.291.07)	-0.89)	-0.35)	(-1.060.84)	-0.67)	-0.46)	(-0.640.03)	(-0.50 - 0.31)	1.05)
35-44	-1.73***	-1.32***	-0.50***	-1.41***	-1.19***	-0.89***	-0.81***	-0.52**	-0.26
		(-1.43 -	(-0.62 -		(-1.32 -	(-1.03 -		- 0.97	(-0.87 -
	(-1.841.62)	-1.21)	-0.38)	(-1.541.29)	-1.06)	-0.75)	(-1.140.47)	-0.08)	0.35)
45-54	-2.02***	-1.36***	-0.02	-1.72***	-1.32***	-0.58***	-1.05***	***06.0-	-0.01
		(-1.48 -			(-1.46 -	(-0.72 -		(-1.38 -	(-0.61 -
	(-2.141.90)	-1.25)	(-0.15 - 0.10)	(-1.861.58)	-1.18)	-0.44)	(-1.410.69)	-0.43)	0.60)
55-64	-2.30***	-1.07***	2.09***	-2.04***	-1.07***	1.43***	-1.22***	-0.37	2.08***
		(-1.20 -			(-1.23 -				
	(-2.472.14)	-0.94)	(1.96 - 2.21)	(-2.221.85)	-0.91)	(1.29 - 1.57)	(-1.680.76)	(-0.89 - 0.15)	(1.49 - 2.67)
Area di residenza									
Nord		1		,			,		
Centro	0.26***	0.55***	0.07**	0.29***	***09:0	0.13***	60.0	0.55***	-0.02
	(0.15 - 0.37)	(890-870)	(14)	(07.0 - 91.0)	(0.48 - 0.73)	(000-900)	(-0.14 - 0.33)	(0.21 - 0.88)	0.24 -
Mezzogiorno	(75.0 - CT.0) ****0.0	2.02***	(+T.0 - 0.0) 0.79***	0.92***	1.95***	0.67***	0.11	1.00***	-0.12
0									(-0.32 -
: : :	(0.85 - 1.01)	(1.94 - 2.10)	(0.74 - 0.84)	(0.84 - 1.00)	(1.86 - 2.03)	(0.62 - 0.73)	(-0.08 - 0.31)	(0.74 - 1.25)	0.07)
Nessun titolo				,	1		1	1	ı
Licenza elementare				0.24	0.23*	0.23***	-0.07	0.77*	1.01**
				(-0.11 - 0.59)	(-0.00 - 0.47)	(0.06 - 0.40)	(-0.77 - 0.64)	(-0.13 - 1.68)	(0.20 - 1.81)
Licenza media				-0.28*	-0.32*** (-0.54 -	-0.44***	*09:0-	0.07	**
				(-0.60 - 0.05)	-0.10)	-0.28)	(-1.23 - 0.04)	(-0.76 - 0.91)	(0.05 - 1.61)
Diploma (3-5 anni)				-0.72***	-1.18***	-1.27***	-0.94**	-0.55	0.39
				1000	(-1.39 -	(-1.43 -	(100 11)	(000 000)	(-0.39 -
	_		_	(-1.040.39)	-0.36)	-1.11)	(-T.570.31)	(-1.38 - 0.28)	1.17)

0.07	0.88) 0.88)	(-0.57 -	1.29)		0.56***	(0.28 - 0.83)	0.15 (-0.27 -	0.57)	0.48**	(0.01 - 0.95)					0.23***	(0.06 - 0.41)					,		1.34***	(1.11 - 1.56)
-1.08**	(-1.39 - -0.17) -2 29**	(-4.07 -	-0.50)	٠	0.03	(-0.24 - 0.30)	-0.06	(-0.50 - 0.38)	0.00	(-0.87 - 0.88)					1.16***	(0.91 - 1.41)							1.39***	(1.16 - 1.61)
-1.59***	(-2.290.90)		(-2.260.42)	1	-0.25**	(-0.470.04)	0.35**	(0.04 - 0.67)	0.40	(-0.29 - 1.08)				•	2.07***	(1.84 - 2.30)					,		1.43***	(1.24 - 1.63)
-1.99***	-2.16 - -1.81) -2 43***	(-2.73 -	-2.13)		0.65***	(0.58 - 0.73)	-0.14** (-0.27 -	-0.02)	0.39***	(0.24 - 0.53)														
-1.94**	-2.19 - -1.69) -2 39***	(-2.79 -	-1.99)	•	-0.20***	(-0.28 - -0.11)	-0.12	(-0.27 - 0.03)	-0.36*** (-0.59 -	-0.13)														
-1.08***	(-1.420.74)		(-1.790.89)	1	-0.54***	(-0.640.45)	-0.07	(-0.22 - 0.08)	-0.15	(-0.45 - 0.16)														
Laurea	Doct-lauream		Stato civile	Celibe/nubile	Sposato		Separato/divorziato		Vedovo		E' entrato in	contatto con il	l'impiego	No	S	lob storing	Duratura de la como	dell'anno	precedente	Tempo	indeterminato	Tempo	determinato	

Modello 1: Wald chi2(21) = 16899,59 Prob>chi2=0.0000 Log likelihood = -2,837e+08 Pseudo R2= 0,1761. *Modello 2*: Wald chi2(45) = 17767,06 Prob>chi2=0.0000 Log likelihood -2,703e+08 Pseudo R2= 0,2149. *Modello 3*: Wald chi2(51) = 2442,35 Prob>chi2=0.0000 Log likelihood -39502311 Pseudo R2= 0,1491

Tabella 5 Probabilità di diventare scoraggiati. Regressione logistica multinomiale, effetti marginali e intervalli di confidenza (2015)

		Modello 1			Modello 2			Modello 3	
VAKIABILI	Cercano			Cercano			Cercano		
	lavoro	Scoraggiati	Inattivi	lavoro	Scoraggiati	Inattivi	lavoro	Scoraggiati	Inattivi
Genere									
Maschio	,			ı			ī		
Femmina	0.14**	0.72***	1.58***	0.29***	0.91***	1.72***	0.01	-0.14	0.56***
									(0.31 -
	(0.05 - 0.22)	(0.64 - 0.81)	(1.51 - 1.65)	(0.21 - 0.38)	(0.83 - 1.00)	(1.64 - 1.79)	(-0.21 - 0.23)	(-0.44 - 0.16)	0.81)
Età									
15-24	ı			1	•	1	ı	1	
25-34	-1.17***	***96:0-	-0.63***	-0.94**	-0.74***	-0.78***	-0.34*	0.23	0.63
		(-1.12 -	(-0.83 -		(-0.91 -	- 66:0-)			(-0.28 -
	(-1.311.03)	-0.79)	-0.44)	(-1.080.79)	-0.56)	-0.58)	(-0.74 - 0.06)	(-0.37 - 0.83)	1.55)
35-44	-1.89***	-1.31***	-0.81***	-1.56***	-1.12***	-1.25***	-0.93***	0.12	-0.18
		(-1.47 -	(-1.00 -		(-1.30 -	(-1.46 -			(-1.14 -
	(-2.031.75)	-1.15)	-0.62)	(-1.721.41)	-0.95)	-1.05)	(-1.380.48)	(-0.50 - 0.74)	0.78)
45-54	-2.14***	-1.36***	-0.33***	-1.86***	-1.29***	-1.00***	-1.27***	-0.26	-0.24
		(-1.51 -	(-0.51 -		(-1.47 -	(-1.20 -			(-1.23 -
	(-2.292.00)	-1.20)	-0.14)	(-2.031.70)	-1.11)	-0.79)	(-1.740.81)	(-0.92 - 0.40)	0.74)
55-64	-2.54***	-1.22***	1.34***	-2.26***	-1.16***	0.61***	-1.51***	0.26	1.55***
		(-1.39 -			(-1.36 -				(0.58 -
	(-2.712.36)	-1.05)	(1.16 - 1.52)	(-2.462.06)	-0.97)	(0.40 - 0.81)	(-2.070.94)	(-0.42 - 0.94)	2.51)
Area di residenza									
Nord		1	,	ı	ī		ı		1

Centro	0.36**	0.45***	-0.02	0.38***	0.49***	0.05	0.27**	0.37**	-0.12
	(0.25 - 0.46)	(0.33 - 0.57)	0.06)	(0.27 - 0.48)	(0.37 - 0.61)	0.13)	(0.02 - 0.52)	(0.01 - 0.73)	(-0.42 - 0.17)
Mezzogiorno	0.95	1.79***	0.75***	0.92***	1.71***	0.60***	0.00	0.66***	-0.17
									(-0.49 -
	(0.85 - 1.05)	(1.70 - 1.89)	(0.67 - 0.82)	(0.82 - 1.02)	(1.61 - 1.81)	(0.52 - 0.68)	(-0.27 - 0.28)	(0.30 - 1.02)	0.14)
Titolo di studio									
Nessun titolo	,			ı			1	,	
Licenza elementare				-0.06	0.08	-0.27*	-0.48	0.12	0.14
					(-0.30 -	(-0.57 -			(-1.34 -
				(-0.54 - 0.41)	0.47)	0.03)	(-1.71 - 0.75)	(-1.62 - 1.85)	1.62)
Licenza media				-0.55**	-0.63***	-1.05***	-0.68	-0.62	-0.24
					- 66:0-)	(-1.33 -			(-1.63 -
				(-0.990.11)	-0.26)	-0.78)	(-1.79 - 0.44)	(-2.32 - 1.08)	1.16)
Diploma (3-5 anni)				-1.13***	-1.47***	-1.93***	-1.01*	-1.30	-0.58
					(-1.83 -	(-2.21 -			(-1.98 -
				(-1.570.69)	-1.11)	-1.65)	(-2.13 - 0.11)	(-3.01 - 0.42)	0.82)
Laurea				-1.61***	-2.23***	-2.73***	-1.70***	-1.56*	-0.91
					(-2.62 -	(-3.02 -			(-2.34 -
				(-2.051.16)	-1.85)	-2.43)	(-2.860.54)	(-3.31 - 0.20)	0.51)
Post-lauream				-1.94***	-2.90***	-3.28***	-1.35*	-22.33***	-0.70
					(-3.73 -	(-3.88 -		(-24.07 -	(-2.41 -
				(-2.611.27)	-2.07)	-2.68)	(-2.91 - 0.20)	-20.59)	1.02)
Stato civile									
Celibe/nubile	ı	ı		ı			ı	ı	

0.40**	0.78)	0.18	(-0.32 -	0.68)	0.17	-99:0-)	1.00)				1	0.22*	(-0.04 -	0.48)					1.19***	(0.84 -	1.54)
-0.42**	(-0.800.03)	-0.28		(-0.83 - 0.26)	-0.36	(-1.40 - 0.68)					1	1.63***		(1.26 - 2.00)				1	1.71***		(1.39 - 2.04)
-0.22	(-0.49 - 0.05)	0.28		(-0.11 - 0.68)	0.37	(-0.47 - 1.20)						1.85***		(1.55 - 2.14)				1	1.35***		(1.10 - 1.59)
69.0	(0.58 - 0.80)	-0.04	(-0.20 -	0.12)	0.54	(0.32 - 0.75)												1			
-0.33***	-0.22)	-0.19**	(-0.35 -	-0.03)	-0.30*	(-0.61 -	0.01)				1										
-0.61**	(-0.720.51)	-0.07		(-0.26 - 0.13)	0.01	(-0.36 - 0.38)					ı							ı			
											,										
											1							1			
Sposato		Separato/divorziato			Vedovo			E' entrato in contatto	con il centro per	l'impiego	No	S			Durata del contratto di	lavoro dell'anno	precedente	Tempo indeterminato	Tempo determinato		

 $Modello\ 1$: Wald chi2(21) = 8257,04 Prob>chi2=0.0000 Log likelihood -31178275 Pseudo R2= 0,1374. $Modello\ 2$: Wald chi2(45) = 9088,97 Prob>chi2=0.0000 Log likelihood -29655501 Pseudo R2= 0,1796. $Modello\ 3$: Wald chi2(51) = 22656,12Prob>chi2=0.0000 Log likelihood -3958475,2 Pseudo R2= 0,1360

4. Conclusioni

In questo articolo abbiamo cercato di osservare da una parte quali fattori contribuiscono alla propensione ad essere scoraggiati, dall'altra quanto la crisi economica abbia influito nella rilevanza di questi fattori. In altri termini, si è cercato di capire quali variabili individuali vadano a determinare l'effetto di scoraggiamento delle forze lavoro e se il peso di tali variabili sia mutato in maniera significativa con l'insorgere della crisi economica.

La letteratura relativa all'effetto di scoraggiamento ha tradizionalmente legato la propensione ad essere scoraggiati con i momenti di recessione. La percezione di non ottenere risultati positivi nella ricerca di lavoro sembra essere condizionata dal contesto economico e dalle proprie esperienze nel mercato del lavoro.

Il mercato del lavoro italiano ha però caratteristiche peculiari rispetto alla media europea. Da una parte è storicamente segmentato per genere, età e area geografica, dall'altra il fenomeno delle forze lavoro scoraggiate è strutturalmente presente da molto tempo. Abbiamo visto che la crisi economica ha certamente fatto aumentare il numero degli "scoraggiati", ma la loro percentuale prima della crisi era comunque consistente e ben al di sopra della media europea.

Le nostre analisi hanno mostrato risultati simili in tutti e tre gli anni considerati. Dato l'aumento relativamente esponenziale del numero di scoraggiati negli ultimi anni, ci si sarebbe aspettato per il 2011 e il 2015 risultati diversi dal 2007. Un peggioramento delle condizioni per genere, età e area geografica in primis, e in ogni caso segnali generali di ulteriore indebolimento della forza lavoro – tra questi per esempio, dal 2007 al 2015 una diminuzione del valore del titolo di studio e quindi un aumento della propensione ad essere scoraggiati, piuttosto che una propensione più alta a essere scoraggiati per chi aveva avuto un contratto a tempo determinato negli anni dopo la crisi.

Ciò che invece è emerso dalle analisi è una sostanziale stabilità delle determinanti dell'effetto di scoraggiamento. Tra queste le esperienze precedenti nel mercato del lavoro sembrano essere più forti delle principali aree di segmentazione della forza lavoro (genere, età e area geografica). Abbiamo visto infatti che inserendo nel modello variabili relative a esperienze precedenti sia di ricerca attiva, sia di contratto di lavoro, queste assorbono molta della significatività delle principali variabili socio-demografiche. Da molto tempo ormai (ben prima della crisi), la percezione di precarietà delle proprie condizioni lavorative e la carenza di servizi di supporto alla ricerca efficaci, fa diminuire la propensione ad essere attivi nel mercato del lavoro.

Ad attenuare questo effetto è il titolo di studio. In tutti e tre i modelli presentati, la relazione tra propensione ad essere scoraggiati e titolo di studio è negativa e l'effetto cresce al crescere del livello di istruzione. Anche nel terzo modello tale relazione sembra "reggere", ma solo per i titoli di studio più alti. La "protezione" dallo scoraggiamento che il titolo di studio offre è legata probabilmente alle maggiori aspettative, al contenuto dei lavori svolti in precedenza, ma più in generale alle maggiori risorse culturali che l'istruzione offre in termini di capacità di approcciarsi anche a canali di ricerca di lavoro innovativi oltre che in termini di capacità di creare network professionali utili nel mercato del lavoro.

Tuttavia, lo scenario che emerge in questo articolo è di un paese in presenza di forze lavoro storicamente deboli che la crisi del 2008 ha solo in parte ulteriormente indebolito. Dato osservabile anche dalla forte propensione all'inattività. Lo shock esogeno della crisi finanziaria è intervenuto in un'economia già da tempo in crisi. Come è noto la crescita del Pil in Italia è molto più lenta della media europea anche da prima del 2008.

Dipartimento di Scienze Sociali e Politiche Università di Milano

Riferimenti bibliografici

Blundell R., Ham J., Meghir C. (1998), *Unemployment, discouraged workers and female labour supply*, «Research in Economics», 52, pp. 103-131.

Bovi M., Mancini M. (2016), *Recessions, expectations, and labor supply dynamics*, «Quality and Quantity», 50, pp. 653-671.

Cataldo A., Tosi M. (2013), L'effetto scoraggiamento tra atipicità occupazionale e conciliazione famiglia-lavoro, «Sociologia italiana», 2, pp. 49-62.

Colombo S., Regini M. (2014), *Territorial differences in the Italian 'social model'*, «Regional Studies», 50, 1, pp. 1-15, doi: 10.1080/00343404.2013.879641.

Hazan M. (2007), Looking for the workforce: the elderly, discouraged workers, minorities, and students in the Baltic labour markets, «Empirica», 34, pp. 319-349.

John K. Dagsvik J.K, Kornstad T, Skjerpen T. (2013), Labor force participation and the discouraged worker effect, «Empic Economics», 45, pp. 401-433.

Kesselring R., Bremmer D. (2015), Discouraged vs. added workers: Variation by gender, age, and marital status, «The Social Science Journal», 52, pp. 374-385.

Lundberg S. (1985), *The added worker effect*, «Journal of Labor Economics», 3, pp. 11-37.

Maloney T. (2002), Employment constraints and the labor supply of married women: a reexamination of the added worker effect, «Journal of Human Resource», 22, 1, pp. 51-61 (1987).

Mincer J. (1973), *Determining who are the 'hidden unemployed'*, «Monthly Labor Review», 96, pp. 27-30.

Moon W. S. (2011), Endogenous Labor Force Participation and Firing Costs, «Labour Economics», 18, pp. 607-623.

Reyneri (2011), Sociologia del mercato del lavoro, Bologna, il Mulino.

Stephens M. (2002), Worker displacement and the added worker effect, «Journal of Labor Economics», 20, pp. 504-537.