

Diseguaglianza e povertà durante la recessione

Massimo Baldini, Emanuele Ciani

CAPPaper n. 75
giugno 2010



Università di Modena e Reggio
Emilia Facoltà di Economia
Marco Biagi



Università di Bologna
Dipartimento di Scienze
Economiche

CAPP - Centro di Analisi delle Politiche Pubbliche
Dipartimento di Economia Politica - Università di Modena e Reggio Emilia
Ufficio 54 - Ala Ovest
Viale Berengario, 51 41100 Modena - ITALY
phone: +39 059 2056854 fax: +39 059 2056947
email capp@unimo.it

Diseguaglianza e povertà durante la recessione

Massimo Baldini, Emanuele Ciani

Versione finale, 20 giugno 2010

1. Introduzione [♦]

L'obiettivo di queste pagine consiste nel proporre alcune simulazioni quantitative sulle variazioni nei livelli di diseguaglianza e povertà fra le famiglie italiane che si dovrebbero essere verificate durante la recente recessione economica, e di verificare quale sia stato il ruolo degli ammortizzatori sociali nel sostenere i redditi dei soggetti che hanno perduto il lavoro o usufruito di un periodo di cassa integrazione.

Mantenendo costante la struttura demografica della popolazione, ci chiediamo quale sia l'impatto su diseguaglianza e povertà della riduzione dell'occupazione e dell'aumento delle ore di cassa integrazione intervenuti negli ultimi due anni in Italia. Questo lavoro non si propone quindi di simulare l'impatto *totale* della crisi economica sulla distribuzione del reddito e sulla povertà. Per farlo, occorrerebbero informazioni anche sulla distribuzione delle variazioni dei redditi di chi ha mantenuto il proprio lavoro. Sembra infatti ragionevole ritenere che la crisi in corso stia modificando in profondità la struttura produttiva del paese, provocando conseguenze redistributive tra individui, aree e settori che possono essere colte solo in modo molto parziale dalle statistiche relative alle variazioni dell'occupazione e al ricorso agli ammortizzatori sociali. Inoltre, non abbiamo sufficienti informazioni sulle variazioni dei redditi da capitale (né i valori medi, né la loro distribuzione tra la popolazione) per poterne simulare gli effetti, presumibilmente rilevanti a causa degli andamenti dei mercati azionario e immobiliare; lo stesso ragionamento vale per i redditi da lavoro autonomo, salvo nel caso in cui le persone abbiano chiuso la propria attività. Infine, non è possibile pensare di isolare l'effetto della crisi da altri fenomeni che hanno comunque continuato ad agire sul mercato del lavoro italiano¹.

Se volessimo utilizzare dati "veri", cioè frutto di rilevazioni aggiornate sulle famiglie, per sapere come si sta modificando la distribuzione complessiva del reddito e l'area del disagio economico da quando è iniziata la crisi economica, dovremmo attendere i microdati sui bilanci familiari relativi al periodo attuale, che saranno disponibili solo tra un paio d'anni². Di conseguenza, abbiamo ritenuto utile presentare alcune simulazioni con lo scopo di sviluppare alcune delle riflessioni proposte in

[♦] Saggio scritto per Rapporto sulle politiche contro la povertà e l'esclusione sociale della Commissione di indagine sull'esclusione (<http://www.commissione-poverta-cies.eu/>).

¹ Ad esempio, se osserviamo una riduzione del tasso di occupazione femminile pari a 1 punto percentuale, l'effetto della crisi potrebbe essere stato anche maggiore. Se infatti ipotizziamo che, in assenza della recessione, il tasso di occupazione femminile sarebbe cresciuto, dovremmo tenere conto di questa mancata crescita nel valutare l'effetto della crisi. In questo lavoro ci limitiamo a offrire alcune considerazioni quantitative sul possibile andamento della struttura dei bilanci familiari durante la recente recessione economica.

² L'indagine Eu-Silc contenente dati sui redditi al 2009 sarà condotta a fine 2010 e il campione non sarà verosimilmente rilasciato ai ricercatori prima della fine del 2011 o inizio 2012.

questi mesi a proposito degli effetti della recessione sulla disoccupazione³. Ci chiediamo in sostanza quali sono le conseguenze su diseguaglianza e povertà dei cambiamenti nel tasso di occupazione registrati fra 2006 e 2009, e in quale misura gli ammortizzatori sociali abbiano attenuato l'impatto della crisi sui redditi delle famiglie. Le sezioni 2, 3 e 4 sono dedicate alla descrizione dei dati utilizzati e dei passi seguiti per effettuare le simulazioni, mentre la sezione 5 presenta i risultati.

2. La predisposizione dei dati per l'analisi

La banca dati di riferimento su cui vengono effettuate le simulazioni consiste nella componente italiana dell'indagine Eu-Silc per il 2007 (da qui It-Silc). Si tratta del campione più recente messo a disposizione dei ricercatori al momento in cui abbiamo iniziato a preparare questo lavoro⁴. Facendo riferimento ad un periodo antecedente la crisi, permette di simulare tutti gli effetti del cambiamento della struttura occupazionale dovuti alla stessa recessione.

I redditi sono stati tutti aggiornati a valori monetari 2009. Per tenere conto delle principali modifiche del sistema di tax-benefit, abbiamo utilizzato un modello di microsimulazione già costruito per curare alcune simulazioni contenute nei precedenti rapporti⁵. In particolare, abbiamo modificato i redditi simulando la riforma dell'Irpef⁶, l'incremento delle pensioni basse e l'abolizione dell'Ici prima casa. Anche nello scenario prima della crisi, quindi, i redditi sono stati aggiornati al 2009 seguendo questa procedura, per cercare di isolare l'effetto del calo dell'occupazione dagli altri cambiamenti intercorsi.

Il passaggio principale delle elaborazioni consiste nel simulare una riduzione del tasso di occupazione⁷, modificando di conseguenza i redditi da lavoro. Idealmente, vorremmo far sì che la condizione professionale sia coerente con i redditi rilevati, ovvero con la situazione individuale nel 2006. Il problema è che la condizione lavorativa viene rilevata in modo sufficientemente dettagliato da poter simulare la cassa integrazione (settore di attività, posizione nella professione, etc.) solo relativamente al 2007. Per il 2006 sappiamo però se l'individuo era occupato o meno durante ciascun mese dell'anno. Di conseguenza, abbiamo cercato di evitare due casi estremi: individui che si dichiarano occupati al 2007, ma non percepivano redditi da lavoro nel 2006⁸, e individui che si dichiarano non occupati al 2007, ma che percepivano redditi da lavoro nel 2006, lavorando 12 mesi. Nel primo caso, riclassifichiamo gli individui come non occupati, portandoli nelle categorie studente, disoccupato o in altra condizione non professionale a seconda dell'attività prevalente nei mesi del 2006. Nel secondo caso, riportiamo gli individui come occupati e utilizziamo le

³ Tra gli altri, si veda Boeri (2010) e Misiani (2010).

⁴ È stata successivamente messa a disposizione anche l'indagine 2008 (redditi 2007). Non c'è stato tempo per riproporre l'intero modello sulla nuova banca dati. Inoltre, preferiamo utilizzare l'indagine 2007 in quanto l'ultima wave di It-Silc è stata condotta alla fine del 2008, quando la crisi era già in atto. Ciò renderebbe più difficile simulare gli effetti del cambiamento della struttura occupazionale, poiché buona parte delle informazioni necessarie sono rilevate con riferimento al 2008 (si veda la discussione nei paragrafi successivi).

⁵ Per una descrizione più approfondita si rimanda al Rapporto sulle politiche contro la povertà e l'esclusione sociale per l'anno 2009 (in particolare, pg. 77). L'unica modifica degna di nota è la presenza, nell'indagine 2007, dell'ammontare dell'imposta personale sul reddito pagata nel 2006, ottenuto attraverso l'integrazione con gli archivi amministrativi (Istat, 2009). I valori totali di gettito distinti per regione risultano piuttosto coerenti con le statistiche fiscali disponibili nel sito www.finanze.gov.it/studi_stat_new/ (ultimo accesso: 9/3/2010), curato dal Dipartimento della Finanze. Di conseguenza, abbiamo inserito un controllo per far sì che la procedura iterativa di lordizzazione dei redditi tenga conto di questa informazione e produca un ammontare Irpef coerente con la variabile campionaria.

⁶ Come discusso successivamente, l'indagine rileva le condizioni di vita al 2007 ma i redditi al 2006. Di conseguenza, l'Irpef rilevante è quella del 2006, mentre il nuovo sistema è in vigore dal 1° gennaio 2007.

⁷ Persone occupate sulla popolazione fra 15 e 64 anni.

⁸ Nel caso di lavoratori autonomi con reddito nullo, controlliamo se abbiano lavorato almeno un mese nel corso del 2006.

informazioni sull'attività lavorativa svolta in passato⁹. Per tutti gli altri individui, ipotizziamo che non sia cambiato nulla¹⁰ fra 2006 e 2007.

3. La simulazione del calo del tasso di occupazione

Per modificare il tasso di occupazione all'interno del nostro campione ci basiamo sulle informazioni dei due data set dell'indagine sulle forze di lavoro relativi al terzo trimestre 2006 ed al terzo trimestre 2009. Il secondo campione di microdati era infatti il più recente messo a disposizione dei ricercatori¹¹. Si noti che ci riferiamo al 2006 come data iniziale perché i redditi da lavoro rilevati in It-Silc 2007 sono relativi al 2006, rispetto ai quali abbiamo cercato di rendere coerente la condizione professionale attraverso le elaborazioni descritte nel precedente paragrafo.

In sintesi, simuliamo su una popolazione costante al 2007 (età 15-64) la riduzione del tasso di occupazione all'interno di 24 categorie, costruite sulla base delle seguenti variabili:

- genere;
- età (fino a 40, oltre 40);
- livello di istruzione (fino alla media inferiore, diploma, laurea);
- area di residenza (due aree: Nord e Centro, Sud).

Ragionando rispetto a una popolazione costante, ci riferiamo al campione prima delle elaborazioni come "periodo prima della crisi", mentre ci riferiamo al campione nelle varie fasi della simulazione specificando se è stata applicata solo la riduzione dell'occupazione o anche l'espansione della cassa integrazione.

Per costruire i gruppi, non utilizziamo caratteristiche come il tipo di occupazione o il settore, perché in tal caso dovremmo tenere conto delle transizioni tra settori o occupazioni, su cui non abbiamo informazioni. Ci limitiamo quindi a simulare come cambia la probabilità di essere occupati in ciascuno dei gruppi definiti sulla base di categorie demografiche non modificabili, o variabili solamente in un numero contenuto di casi (nel caso dell'area geografica).

La rilevazione forze lavoro viene utilizzata per stimare la variazione della ripartizione degli occupati per ciascun gruppo tra il periodo pre-crisi e la situazione attuale. Per ogni categoria, abbiamo stimato sui due campioni cross-section delle forze lavoro il tasso di occupazione. La differenza nei tassi di occupazione tra il 2006 ed il 2009 così calcolata è stata poi applicata a ciascun gruppo del campione It-Silc. Ad esempio, se per il gruppo dei giovani, con licenza di scuola media inferiore e residenti al Sud si osserva un calo del tasso di occupazione pari a 9 punti percentuali, si cerca di applicare la stessa riduzione all'interno del nostro campione, indipendentemente dal livello iniziale del tasso di occupazione.

È bene chiarire che la ripartizione della popolazione tra 15 e 64 anni fra i vari gruppi è diversa in tutti e tre i campioni usati. Inoltre, il tasso di occupazione in ciascun gruppo nel campione It-Silc non corrisponde esattamente a quello dell'indagine forze di lavoro 2006, per inevitabili differenze nella struttura dei due campioni. Invece di applicare direttamente a ciascun gruppo la riduzione dell'occupazione osservata sulle indagini forze di lavoro, avremmo potuto controllare la riduzione complessiva dell'occupazione e limitarci a scomporre questa variazione. Ci è sembrato però più

⁹ Sono informazioni che vengono raccolte nella sezione 7 del questionario individuale solo per le persone che attualmente non svolgono un'attività lavorativa. Si riferiscono all'ultima professione svolta (si veda domanda 7.2).

¹⁰ Per questi individui ignoriamo quindi le informazioni relative all'occupazione nel 2006. La scelta è dovuta al fatto che anche se risultassero alcune incoerenze, non avremmo dati per ricostruire le informazioni necessarie a simulare la cassa integrazione. A scanso di equivoci, è bene precisare che sono disponibili informazioni sul cambio di attività durante il 2007. Anche in questo caso, non possiamo utilizzare l'informazione perché non abbiamo sufficienti dati sull'attività professionale precedente a quella attuale.

¹¹ Il trimestre dei riferimenti per il 2006 è invece stato scelto per essere coerente con il campione utilizzato per il 2009.

opportuno tenere conto della variazione complessiva in ciascun gruppo, indipendentemente dal tasso iniziale di occupazione, poiché la simulazione è incentrata sull'effetto della riduzione nel numero di persone occupate.

Tab. 1 Composizione della popolazione 15-64 anni, per ciascuno dei 24 gruppi utilizzati nella simulazione

Gruppo	Indagine sulle forze di lavoro		Simulazione
	III trimestre 2006	III trimestre 2009	2006
Licenza media inferiore; uomo; giovane; sud	4,8%	4,4%	4,3%
Licenza media inferiore; uomo; giovane; nord-centro	6,5%	5,9%	5,7%
Licenza media inferiore; uomo; anziano; sud	5,1%	5,2%	5,2%
Licenza media inferiore; uomo; anziano; nord-centro	8,7%	8,5%	8,8%
Licenza media inferiore; donna; giovane; sud	4,4%	3,8%	3,7%
Licenza media inferiore; donna; giovane; nord-centro	5,0%	4,8%	4,8%
Licenza media inferiore; donna; anziano; sud	5,7%	5,6%	6,0%
Licenza media inferiore; donna; anziano; nord-centro	9,4%	8,9%	9,3%
Diploma di 2-3 anni o di maturità; uomo; giovane; sud	3,8%	3,8%	4,0%
Diploma di 2-3 anni o di maturità; uomo; giovane; nord-centro	7,4%	7,2%	7,2%
Diploma di 2-3 anni o di maturità; uomo; anziano; sud	2,4%	2,5%	2,4%
Diploma di 2-3 anni o di maturità; uomo; anziano; nord-centro	6,0%	6,7%	6,4%
Diploma di 2-3 anni o di maturità; donna; giovane; sud	3,9%	3,8%	4,1%
Diploma di 2-3 anni o di maturità; donna; giovane; nord-centro	7,5%	7,1%	7,1%
Diploma di 2-3 anni o di maturità; donna; anziano; sud	2,2%	2,4%	2,2%
Diploma di 2-3 anni o di maturità; donna; anziano; nord-centro	5,7%	6,6%	6,2%
Laurea o titolo superiore; uomo; giovane; sud	0,8%	0,8%	0,8%
Laurea o titolo superiore; uomo; giovane; nord-centro	1,8%	2,0%	2,0%
Laurea o titolo superiore; uomo; anziano; sud	0,8%	0,9%	1,0%
Laurea o titolo superiore; uomo; anziano; nord-centro	1,9%	2,1%	2,3%
Laurea o titolo superiore; donna; giovane; sud	1,1%	1,3%	1,1%
Laurea o titolo superiore; donna; giovane; nord-centro	2,5%	2,7%	2,4%
Laurea o titolo superiore; donna; anziano; sud	0,8%	1,0%	0,8%
Laurea o titolo superiore; donna; anziano; nord-centro	1,8%	2,2%	2,1%
Totale	100%	100%	100%

Fonte: nostre elaborazioni sui campioni delle indagini It-Silc e Forze di Lavoro. Viene considerata solo la popolazione 15-64 anni. Tutte le stime utilizzano i pesi campionari.

Non essendoci nessun controllo sui livelli totali, il tasso finale complessivo di occupazione da noi simulato nel campione It-Silc è inferiore a quello rilevato nel terzo trimestre dell'indagine FL 2009. Sembra comunque ragionevole mantenere questa differenza, per almeno due motivi. Il primo è che il tasso ottenuto coincide comunque con il tasso di occupazione registrato dall'indagine FL nel quarto trimestre 2009¹². Il secondo è che, non potendo simulare le variazioni demografiche intercorse nel triennio, abbiamo comunque ritenuto opportuno non modificare ad hoc la struttura dei pesi. In questo modo dovremmo anche riuscire ad isolare l'impatto della crisi dai cambiamenti che la struttura demografica ha subito negli ultimi anni.

Nei gruppi in cui la variazione del tasso di occupazione è stata negativa, abbiamo selezionato in modo casuale alcuni individui occupati nel settore privato per riclassificarli come non occupati. A queste persone abbiamo tolto il reddito da lavoro, assegnandogli l'indennità di disoccupazione ordinaria, oppure a requisiti ridotti se non soddisfano i criteri di accesso¹³. Assumiamo inoltre che la

¹² Dalle tavole disponibili sul sito http://www.istat.it/salastampa/comunicati/in_calendario/forzelav/20100324_00/ (ultimo accesso 1/1/2010).

¹³ Non conosciamo tutte le informazioni necessarie a distinguere perfettamente fra i due casi. In pratica, assegnamo l'indennità a requisiti ridotti a chi ha 1 o due anni di contribuzione. Per chi non ha nessun anno di contribuzione non

durata della disoccupazione sia pari a 12 mesi. Questa assunzione, chiaramente piuttosto forte, è sostanzialmente dovuta all'impossibilità di stimare le transizioni fra non-occupazione e occupazione nel periodo della crisi, anche perché dovremmo tener conto delle decisioni di partecipazione o meno alla forza lavoro, e quindi distinguere fra scoraggiati e disoccupati. Inoltre, nel caso in cui potessimo stimarle, non è comunque chiaro come simulare periodi di disoccupazione inferiori all'anno, poiché dovremmo tenere conto della situazione complessiva dell'occupazione in ciascun trimestre del 2009¹⁴.

Per i gruppi nei quali si è registrato nel corso del periodo un incremento del tasso di occupazione, abbiamo simulato sul dataset It-Silc un corrispondente incremento della probabilità di essere occupati, selezionando dall'insieme dei non occupati (escludendo invalidi, pensionati e militari) un adeguato numero di individui a cui è stato attribuito un reddito da lavoro pari al reddito medio del gruppo perturbato per un errore con distribuzione normale e deviazione standard pari a quella registrata nel campione dei soli lavoratori di ciascun gruppo¹⁵.

Tab. 2 Tasso di occupazione per ciascuno dei 24 gruppi utilizzati nella simulazione

Gruppo	Forze di lavoro			Simulazione		
	III trimestre 2006	III trimestre 2009	Variazione	Prima della crisi	Dopo il calo dell'occupazione	Variazione
Licenza media inferiore; uomo; giovane; sud	52,1%	43,4%	-8,7%	52,4%	44,0%	-8,5%
Licenza media inferiore; uomo; giovane; nord-centro	67,7%	59,7%	-7,9%	65,9%	58,0%	-7,9%
Licenza media inferiore; uomo; anziano; sud	63,3%	60,3%	-3,1%	67,4%	64,4%	-3,0%
Licenza media inferiore; uomo; anziano; nord-centro	66,5%	68,4%	2,0%	70,2%	72,1%	1,9%
Licenza media inferiore; donna; giovane; sud	19,2%	15,2%	-3,9%	17,1%	13,3%	-3,8%
Licenza media inferiore; donna; giovane; nord-centro	42,0%	35,8%	-6,2%	42,4%	36,3%	-6,2%
Licenza media inferiore; donna; anziano; sud	18,9%	18,6%	-0,3%	17,5%	17,3%	-0,2%
Licenza media inferiore; donna; anziano; nord-centro	36,4%	38,1%	1,8%	39,1%	40,9%	1,7%
Diploma di 2-3 anni o di maturità; uomo; giovane; sud	56,7%	56,8%	0,1%	54,3%	54,4%	0,1%
Diploma di 2-3 anni o di maturità; uomo; giovane; nord-centro	80,4%	78,7%	-1,7%	76,4%	74,7%	-1,7%
Diploma di 2-3 anni o di maturità; uomo; anziano; sud	80,9%	79,1%	-1,8%	82,7%	81,1%	-1,6%
Diploma di 2-3 anni o di maturità; uomo; anziano; nord-centro	83,9%	81,7%	-2,2%	83,5%	81,4%	-2,1%
Diploma di 2-3 anni o di maturità; donna; giovane; sud	33,3%	32,4%	-1,0%	29,6%	28,7%	-0,9%

assegnamo nessuna indennità. Per le persone con contratti a termine teniamo conto delle caratteristiche delle indennità particolari relative ad ogni tipo.

¹⁴ Si veda il rapporto "Employment in Europe 2009" (Commissione Europea, 2009) per maggiori informazioni sulla durata della disoccupazione in vari paesi europei. È interessante osservare che la durata media della disoccupazione stimata utilizzando la componente longitudinale di Eu-Silc (ibidem, tab. 15. pg. 91) risulta superiore a quella che risulta dalle cross-section delle indagini sulle forze di lavoro europee, suggerendo valori per l'Italia non incompatibili con la nostra assunzione.

¹⁵ Chiaramente questa stima soffre di selezione (i redditi dei nuovi entrati potrebbero essere inferiori a quelli medi perché si tratta di persone attualmente non occupate). D'altra parte, la nostra scelta equivale a sostenere che la distribuzione dei redditi degli occupati appartenenti a ciascun gruppo non è cambiata.

Diploma di 2-3 anni o di maturità; donna; giovane; nord-centro	66,1%	62,1%	-4,1%	63,4%	59,4%	-4,0%
Diploma di 2-3 anni o di maturità; donna; anziano; sud	53,5%	52,4%	-1,1%	50,9%	49,9%	-1,0%
Diploma di 2-3 anni o di maturità; donna; anziano; nord-centro	66,0%	67,1%	1,2%	65,1%	66,2%	1,1%
Laurea o titolo superiore; uomo; giovane; sud	63,9%	61,7%	-2,3%	58,5%	57,4%	-1,1%
Laurea o titolo superiore; uomo; giovane; nord-centro	80,8%	80,0%	-0,8%	77,1%	76,5%	-0,6%
Laurea o titolo superiore; uomo; anziano; sud	89,9%	87,8%	-2,1%	91,2%	89,5%	-1,7%
Laurea o titolo superiore; uomo; anziano; nord-centro	89,2%	89,7%	0,5%	89,6%	90,0%	0,4%
Laurea o titolo superiore; donna; giovane; sud	53,4%	52,8%	-0,6%	55,6%	55,2%	-0,3%
Laurea o titolo superiore; donna; giovane; nord-centro	72,5%	74,2%	1,7%	73,9%	75,5%	1,6%
Laurea o titolo superiore; donna; anziano; sud	79,7%	75,2%	-4,5%	82,2%	77,9%	-4,3%
Laurea o titolo superiore; donna; anziano; nord-centro	77,2%	75,7%	-1,4%	83,2%	81,9%	-1,3%
Totale	58,4%	57,5%	-1,0%	58,8%	57,1%	-1,7%

Fonte: nostre elaborazioni sui campioni delle indagini It-Silc e Forze di Lavoro. Viene considerata solo la popolazione 15-64 anni. Tutte le stime utilizzano i pesi campionari.

Osservando la tabella 2 si nota innanzitutto come non sia possibile isolare pienamente l'effetto della crisi, in quanto la variazione dell'occupazione fra 2006 è stata positiva per alcuni gruppi, in particolare per uomini e donne con almeno 40 anni, licenza media inferiore e residenti al centro-nord e per alcuni gruppi di genere femminile e titolo di studio superiore. Occorre precisare che questo aumento del tasso di occupazione per alcune categorie può in realtà nascondere un effetto negativo della crisi. In particolare, negli anni precedenti al 2006 il tasso di occupazione femminile in Italia è stato sempre crescente, salendo da un valore pari a 37,3% nel 1998 a un valore pari a 46,3% nel 2006 (fonte: Eurostat¹⁶). Viceversa, tra III trimestre 2006 e III trimestre 2009 il tasso è rimasto sostanzialmente costante e pari al 46,1%.

Nella tabella 3 presentiamo in modo più sintetico le principali caratteristiche degli individui ai quali la simulazione modifica la condizione professionale da occupato a non-occupato. Chiaramente queste persone non coincidono necessariamente con coloro che hanno perso il lavoro fra 2006 e 2009, ma la tabella mette comunque in evidenza quali siano i gruppi più colpiti da una riduzione del tasso di occupazione¹⁷. Dalla tabella, ad esempio, risulta che il 2,3% dei lavoratori del Nord Ovest avrebbe perso il lavoro a causa della recessione. Si nota una forte presenza di persone con basso titolo di studio, e una maggior probabilità di riduzione del tasso di occupazione per le persone con età inferiore a 40 anni. La residenza geografica non sembra condizionare notevolmente questa probabilità, mentre la non cittadinanza sembra esservi positivamente correlata: il gruppo delle persone provenienti da paesi extra-europei, pari al 5,35% del totale della popolazione, è sovrarappresentato nei gruppi con una riduzione dell'occupazione.

¹⁶ La tavola utilizzata è "Employment rate by gender, [tsiem010]", disponibile sul sito internet dell'Eurostat (ultimo accesso: 30 maggio 2010). Va specificato che nel 2004 c'è un break nella serie.

¹⁷ I gruppi che hanno subito una maggiore riduzione sono rappresentati in modo più consistente all'interno della popolazione campionaria a cui il modello modifica lo status da occupato a non occupato. In sintesi, le caratteristiche presentate nella tabella 3 sono caratteristiche medie pesate per la riduzione del tasso di occupazione.

Tab. 3 Quota di individui occupati a cui la simulazione associa la condizione di non occupazione e loro ripartizione

	Quota individui	Ripartizione individui		Quota individui	Ripartizione individui
Area geografica			Classe di età		
Nord ovest	2,3%	28,0%	<=30	2,8%	33,1%
Nord est	2,0%	17,5%	31-40	4,3%	47,5%
Centro	1,8%	15,8%	41-50	1,1%	12,1%
Sud	2,5%	27,5%	51-64	0,6%	7,2%
Isole	2,1%	11,2%			
Totale	2,2%	100%	Totale	2,2%	100%
Titolo di studio			Cittadinanza		
Licenza media	3,0%	65,6%	Italiana	2,0%	87,3%
Diploma	1,6%	29,6%	UE	3,5%	0,9%
Laurea	0,8%	4,9%	Altro paese	4,8%	11,9%
Totale	2,2%	2,2%	Totale	2,2%	100%

Fonte: nostre elaborazioni sul campione dell'indagine It-Silc. Viene considerata solo la popolazione 15-64 anni. Tutte le stime utilizzano i pesi campionari.

4. La simulazione della cassa integrazione

I dati necessari a simulare la Cassa Integrazione Guadagni¹⁸ sono relativi al numero di ore di cassa integrazione durante il 2009. Idealmente, vorremmo conoscere la distribuzione delle ore autorizzate e utilizzate di CIG tra i lavoratori. Abbiamo invece a disposizione solamente la distribuzione di frequenza delle ore totali autorizzate per settori e aree geografiche, come riportata dall'osservatorio statistico "Cassa Integrazione Guadagni" disponibile sul sito internet dell'Inps.

Sappiamo inoltre dal Rapporto Annuale Inps 2009 quante delle ore autorizzate sono state effettivamente utilizzate nel corso del 2009, ma abbiamo solo un dato aggregato, non suddiviso per area o settore: nel 2009 il totale ore autorizzate è pari a 914,6 milioni, mentre la percentuale di ore utilizzate è il 64,9%, circa 593 milioni (Inps, 2010: 187). Queste ore corrispondono a 296.712 unità di lavoro annue (ULA), un numero che corrisponde al totale dei lavoratori che sarebbero stato interessati dalla CIG se essi ne avessero beneficiato per tutto l'anno, quindi lavorando zero ore nel corso del 2009 (ibidem: 188). In realtà, in genere la durata della CIG per ciascun lavoratore è molto inferiore all'anno, tanto è vero che sempre dal Rapporto Inps risulta che il numero totale di lavoratori (con codici fiscali distinti, cioè persone diverse) interessati dalla CIG nel corso del 2009 è stato pari a 1,841 milioni.

La CIG ha quindi permesso di suddividere tra un numero elevato di persone il calo dell'attività produttiva. In assenza di questo strumento, le imprese non avrebbero potuto licenziare 1,84 milioni di lavoratori per sole 8 settimane all'anno per poi riassumerli. Si potrebbe quindi immaginare che la CIG abbia mantenuto in occupazione un numero di lavoratori pari al totale delle ore autorizzate diviso per un numero medio di ore lavorate all'anno da un lavoratore tipo: il rapporto tra 914,6 milioni di ore autorizzate nel 2009 e circa 2000 ore annue è pari a 457mila, che corrisponde all'1,83% della dimensione media delle forze di lavoro nel corso del 2009¹⁹. Il tasso di disoccupazione "allargato" alla considerazione dei soggetti in CIG salirebbe quindi nel 2009 dal

¹⁸ Dove non altrimenti specificato, non distinguiamo fra CIG ordinaria e CIG straordinaria o in deroga.

¹⁹ Il Bollettino economico BI di aprile 2009 n. 60 (tavola 5, pag. 31) riporta una forza lavoro media 2009 di 24,97 milioni, e un totale occupati pari a circa 23,03 mln.

7,8% medio del 2009 al 9,6%. Questo tasso “corretto” sarebbe poi in ulteriore crescita nel corso del 2010 a causa dell’incremento sia della disoccupazione “convenzionale” che del ricorso alla CIG.

Questa correzione del tasso di disoccupazione non tiene però conto di due fenomeni: in primo luogo, l’utilizzo effettivo della CIG (che l’Inps definisce “tiraggio”), come visto, è significativamente inferiore alla quantità di ore autorizzate; il tasso di disoccupazione medio 2009 “corretto” sarebbe quindi non $7,8+1,8$, ma $7,8+1,19=9\%$. In secondo luogo, le ore di CIG si sono spalmate su un numero di persone molto superiore al totale di unità di lavoro annuo equivalenti.

In linea con queste osservazioni, potremmo procedere alla simulazione degli effetti distributivi della CIG assumendo che essa abbia riguardato le ULA equivalenti effettivamente utilizzate. In questo caso ci concentreremmo su circa l’1,19% della forza lavoro, ovvero solo 457mila persone, considerandone come controfattuale la disoccupazione per tutto l’anno. Il Rapporto Inps 2009 ci dice però che la CIG ha interessato, come detto, circa 1,8 milioni di persone²⁰, circa l’8% degli occupati. Ci pare quindi più realistico simulare la distribuzione delle ore di CIG effettivamente utilizzate tra 1,8 milioni di lavoratori.

Non avendo a disposizione la distribuzione delle ore di CIG tra i lavoratori, suddividiamo in parti uguali le ore di CIG tra l’8% circa della forza lavoro, selezionata in base alla distribuzione delle ore autorizzate tra settori (industria, artigianato, edilizia, commercio e vari), area (nord, centro, sud), condizione professionale (operaio, impiegato)²¹. Ciò equivale a circa 497 ore autorizzate per lavoratore. Non conoscendo il valore del “tiraggio” distinto per categoria professionale, dobbiamo assumere che sia costante per tutti i lavoratori. Di conseguenza, otteniamo un ammontare pari a 322 ore effettive di CIG per lavoratore coinvolto, ovvero circa due mesi di lavoro. In sintesi, all’interno della popolazione campionaria degli occupati selezioniamo in modo casuale circa l’8% degli individui, prelevando in misura superiore nei gruppi individuati in tab. 4 per rispettare la distribuzione delle ore di CIG fra settori e area geografica. Escludiamo dalla selezione gli autonomi, gli occupati nel pubblico e coloro che non fanno parte dei gruppi delineati nella tab. 4. Selezioniamo invece automaticamente gli individui che risultano essere già in CIG all’interno del campione. Nell’analisi che segue non teniamo quindi conto del solo aumento rispetto al 2006²², ma consideriamo il totale di ore erogate nel 2009. Dal punto di vista dell’impatto della recessione, dovremmo in linea di massima tenere conto solamente dell’aumento. Come però abbiamo discusso nell’introduzione, l’obiettivo del lavoro è piuttosto quello di offrire alcune riflessioni quantitative sull’andamento dei bilanci delle famiglie italiane durante la crisi economica. Di conseguenza, riteniamo più interessante simulare l’effetto complessivo degli ammortizzatori sociali nel 2009.

A tutti gli individui che risultano essere coinvolti dalla CIG assegnamo un importo pari all’80% di due mensilità nette dello stipendio, e riduciamo il reddito di lavoro in misura pari a due volte il reddito totale di lavoro diviso per il numero di mensilità percepite²³. L’importo medio percepito da ciascun lavoratore in CIG è pari a 1834 euro (911 euro mensili). L’ammontare totale speso risulta essere 3.174 milioni di euro, mentre il Rapporto Inps 2009 riporta una spesa pari a 2.610 milioni di euro. Il nostro modello sovrastima quindi il beneficio percepito dai lavoratori in CIG. Il motivo sembra essere principalmente legato alla scelta di assumere una durata fissa e pari a due mesi. Se i settori più colpiti e con maggior durata della CIG sono anche quelli con minori salari medi, come ci si potrebbe aspettare anche in relazione alle elaborazioni del precedente paragrafo, assumere che in

²⁰ Rapporto Inps 2009, tavola 7.2, pag. 188.

²¹ www.inps.it, Osservatorio sulle ore autorizzate di cassa integrazione guadagni, ultimo accesso 20/6/2010.

²² Dalle tavole dell’Osservatorio Cassa Integrazione Guadagni INPS risulta nel 2006 un totale di 231.358 mila ore autorizzate.

²³ Ciò ci permette di tenere conto del fatto che nei due mesi di CIG gli individui perdono non solo il 20% dello stipendio, ma anche la quota che poteva derivare da straordinari e altre integrazioni dello stipendio.

tutti le categorie i lavoratori rimangano in CIG per due mesi porta a sovrastimare la spesa. Non possiamo però migliorare la nostra simulazione relativamente a questo aspetto, in assenza di dati più dettagliati sulla durata dell CIG a seconda dei settori.

Tab. 4 Distribuzione dei lavoratori interessati dalla Cassa Integrazione Guadagni.

Gruppo	Elaborazioni su dati Inps (anno 2009)		Campione dopo l'aumento della CIG		
	Numero	Ripartizione	Ripartizione		
OPERAI	Industria	Nord	829.480	45,1%	45,4%
		Centro	144.366	7,8%	7,9%
		Sud e Isole	222.888	12,1%	12,2%
	Artigianato	Nord	89.624	4,9%	4,8%
		Centro	11.365	0,6%	0,6%
		Sud e Isole	2.590	0,1%	0,1%
	Edilizia	Nord	66.115	3,6%	3,5%
		Centro	21.399	1,2%	1,1%
		Sud e Isole	45.998	2,5%	2,5%
	Commercio e vari	Nord	20.612	1,1%	1,1%
		Centro	3.678	0,2%	0,1%
		Sud e Isole	11.935	0,6%	0,6%
IMPIEGATI	Industria	Nord	228.105	12,4%	12,4%
		Centro	58.885	3,2%	3,2%
		Sud e Isole	35.341	1,9%	1,8%
	Artigianato	Nord	7.083	0,4%	0,4%
		Centro	670	0,0%	0,0%
		Sud e Isole	1.004	0,1%	0,0%
	Edilizia	Nord	1.231	0,1%	0,1%
		Centro	606	0,0%	1,2%
		Sud e Isole	1.103	0,1%	0,2%
	Commercio e vari	Nord	23.283	1,3%	0,5%
		Centro	4.283	0,2%	0,0%
		Sud e Isole	9.358	0,5%	0,5%
Non classificati					0,2%
TOTALE			1.841.000	100,0%	100%

Fonte: il numero di lavoratori per ciascun gruppo è stato ricostruito sulla base dei dati dell'Osservatorio Cassa Integrazione disponibile sul sito Internet dell'Istat. In particolare, si è assunto che i lavoratori siano distribuiti fra i settori proporzionalmente al numero di ore autorizzate.

Nota: i non classificati sono persone che risultavano già avere la CIG nel campione (2006) e che non rientrano nelle categorie costruite, probabilmente per alcune inevitabili differenze nella classificazione dei settori fra l'indagine SILC e le statistiche fornite dall'INPS. Viene considerata solo la popolazione 15-64 anni. Tutte le stime utilizzano i pesi campionari.

Come si può osservare dalla tabella 4, il 45% circa delle ore autorizzate è destinato ad operai del settore industriale dell'Italia settentrionale. Gli altri tre gruppi significativi appartengono allo stesso settore, e si riferiscono agli operai nell'Italia centrale (8%) e meridionale (12%), e agli impiegati nell'Italia settentrionale (12%). In linea con l'analisi svolta nel paragrafo precedente, nella tabella 5 presentiamo alcune caratteristiche delle persone alle quali il nostro modello ha attribuito la CIG. Come per il calo dell'occupazione, la CIG è più diffusa fra le persone con basso titolo di studio, anche se è presente una quota superiore di lavoratori con più di 40 anni. Molto diversa è invece la ripartizione territoriale: la CIG è fortemente concentrata nelle regioni settentrionali. Infine, la proporzione di persone con cittadinanza extra-europea è ridimensionata.

Tab. 5 Quota di individui occupati a cui la simulazione associa la CIG e loro ripartizione

	Quota individui	Ripartizione individui		Quota individui	Ripartizione individui
Area geografica			Classe di età		
Nord ovest	6,5%	37,9%	<=30	3,2%	18,2%
Nord est	7,4%	31,0%	31-40	6,8%	36,4%
Centro	3,1%	13,3%	41-50	5,3%	27,5%
Sud	2,5%	13,1%	51-65	3,0%	17,9%
Isole	1,9%	4,7%			
Totale	4,5%	100%	Totale	4,5%	100 %
Titolo di studio			Cittadinanza		
Licenza media	5,1%	54,2%	Italiana	4,3%	89,6%
Diploma	4,6%	40,2%	UE	5,0%	0,6%
Laurea	2,0%	5,6%	Altro	8,3%	9,8%
Totale	4,5%	100%	Totale	4,5%	100%

Fonte: nostre elaborazioni sul campione dell'indagine It-Silc. Viene considerata solo la popolazione 15-64 anni. Tutte le stime utilizzano i pesi campionari.

5. L'impatto distributivo della recessione e degli ammortizzatori sociali

In questa sezione utilizziamo il dataset costruito secondo i criteri sopra descritti per simulare l'impatto, sulla distribuzione familiare del reddito, del calo del reddito da lavoro derivante dalla riduzione del numero degli occupati e dal ricorso alla cassa integrazione guadagni. Simuliamo inoltre in quale misura l'effetto della recessione sarebbe stato contenuto dall'incremento dei sussidi di disoccupazione e dal sostegno al reddito prodotto dallo stesso istituto della cassa integrazione.

Consideriamo in particolare quattro scenari:

- A) Lo scenario iniziale corrisponde alla distribuzione del reddito anteriore alla crisi.
- B) Il secondo scenario considera l'impatto delle variazioni del tasso di occupazione e l'incremento del sussidio di disoccupazione.
- C) Il terzo scenario aggiunge al precedente l'ampliamento della platea interessata alla Cassa integrazione.
- D) Infine, il caso D corrisponde alla distribuzione del reddito che sarebbe stata prodotta dalla crisi in assenza degli ammortizzatori sociali (sia disoccupazione che CIG).

L'analisi è svolta sugli individui del campione It-Silc 2007. A ciascun individuo viene attribuito il reddito disponibile della famiglia di appartenenza, corretto per la scala di equivalenza "Ocse modificata". L'impatto della recessione e degli ammortizzatori sociali viene misurato osservando le variazioni subite dall'indice di Gini e dall'indice di diffusione della povertà relativa di reddito, quest'ultimo calcolato considerando sia l'usuale linea di povertà posta al 60% del reddito equivalente mediano, che la linea al 40% della mediana, per individuare i casi di povertà più gravi. A seguito della recessione e della conseguente perdita di redditi da lavoro²⁴, l'intera distribuzione del reddito dovrebbe subire, ceteris paribus, una riduzione del livello medio e mediano dei redditi familiari. Se la linea di povertà viene ricalcolata dopo la recessione, in un approccio puramente relativo allo studio della povertà, essa dovrebbe quindi risultare inferiore alla linea relativa alla distribuzione pre-crisi. L'uso di una linea variabile avrebbe quindi l'effetto di ridimensionare un eventuale incremento della povertà, proprio perché per definire come non povera una persona ci

²⁴ Poiché stiamo tenendo conto delle variazioni fra 2006 e 2009, in realtà in alcuni gruppi l'occupazione è aumentata, come discusso nei precedenti paragrafi. Per le persone a cui il modello ha modificato la condizione professionale da non occupato a occupato, si ha un incremento del reddito da lavoro. Per i lavoratori in cassa integrazione, invece, la variazione del reddito da lavoro è sempre negativa.

acconteremmo ora del possesso di un reddito inferiore alla soglia precedente²⁵. Per tener conto di questo effetto, nel seguito presentiamo alcuni risultati calcolati con linea di povertà variabile, cioè ricalcolata sulla distribuzione del reddito relativa a ciascuno dei quattro scenari, mentre altri indici di povertà sono calcolati tenendo fissa la linea di povertà al livello calcolato in relazione allo scenario A, cioè sulla distribuzione precedente alla crisi. Questo secondo caso equivale ad applicare un approccio “assoluto” alla povertà, perché tiene conto anche dei livelli assoluti dei redditi.

La tabella 6 mostra, per quintili della distribuzione del reddito pre-crisi, il reddito equivalente medio prima della crisi (A), dopo la crisi senza ammortizzatori (D) e dopo la crisi considerando anche l’impatto degli ammortizzatori (C). Mettiamo a destra il caso D perché esso rappresenta una situazione ipotetica, cioè il controfattuale conseguente all’assenza di ammortizzatori. Secondo le nostre simulazioni, il mondo dovrebbe invece passare dalla situazione A a quella C, che tiene conto sia della riduzione dei redditi da lavoro che dell’incremento di spesa per gli ammortizzatori sociali. La sezione destra della tabella propone le variazioni percentuali del reddito medio per quintili, la variazione percentuale del reddito post-crisi provocata dagli ammortizzatori (penultima colonna) e una misura di quanta parte della perdita di reddito causata dalla crisi è stata recuperata grazie agli ammortizzatori stessi (ultima colonna). La recessione avrebbe provocato, ceteris paribus, una caduta media del reddito disponibile equivalente pari a circa 2,8 punti percentuali. Gli ammortizzatori sociali hanno colmato in media un 30% circa di questa perdita, limitando la flessione del reddito medio a -2,0%. L’impatto della crisi è stato piuttosto omogeneo tra le varie fasce di reddito, in termini percentuali. Gli ammortizzatori hanno avuto un effetto relativamente più forte sui redditi più bassi.

Tab. 6 Reddito equivalente medio per quintili, prima e dopo la crisi - tutti gli individui

	A) Prima della crisi	C) Dopo la crisi con amm	D) Dopo la crisi senza amm	Da A a C	Da A a D	Incremento % reddito causato dagli amm.	Quota della perdita di reddito recuperata grazie agli amm.
1	8.556	8.402	8.282	-1,8%	-3,2%	1,5%	44%
2	14.158	13.848	13.695	-2,2%	-3,3%	1,1%	33%
3	18.826	18.328	18.136	-2,6%	-3,7%	1,1%	28%
4	24.222	23.696	23.486	-2,2%	-3,0%	0,9%	29%
5	39.437	38.805	38.632	-1,6%	-2,0%	0,4%	21%
Totale	21.037	20.613	20.444	-2,0%	-2,8%	0,8%	29%

Fonte: nostre elaborazioni sul campione dell’indagine It-Silc.

Poiché il metodo di simulazione qui adottato si traduce in perdite di reddito particolarmente concentrate sulle famiglie in cui sono presenti redditi da lavoro, la tab. 7 ripete il contenuto della precedente, ma solo per l’insieme degli individui che vivono in nuclei con capofamiglia²⁶ al di sotto dei 65 anni. La recessione produrrebbe una riduzione più accentuata del reddito disponibile, pari in media a circa 4 punti percentuali, attenuata dagli ammortizzatori soprattutto a favore dei redditi più bassi, sempre in termini relativi.

²⁵ Per fare un esempio estremo, se in una data popolazione ogni reddito viene ridotto del 90%, la povertà relativa non cambia.

²⁶ Per capofamiglia si intende la persona con maggior reddito individuale all’interno del nucleo familiare.

Tab. 7 Reddito equivalente medio per quintili, prima e dopo la crisi - individui che vivono in famiglie con capof. <65 anni

	A) Prima della crisi	C) Dopo la crisi con amm	D) Dopo la crisi senza amm	Da A a C	Da A a D	Incremento % reddito causato dagli amm.	Quota della perdita di reddito recuperata grazie agli amm.
1	8.422	8.230	8.087	-2,3%	-4,0%	1,8%	43%
2	14.151	13.685	13.481	-3,3%	-4,7%	1,5%	30%
3	18.848	18.180	17.928	-3,5%	-4,9%	1,4%	27%
4	24.254	23.612	23.358	-2,6%	-3,7%	1,1%	28%
5	39.035	38.294	38.092	-1,9%	-2,4%	0,5%	21%
Totale	21.153	20.612	20.402	-2,6%	-3,6%	1,0%	28%

Nota: per capofamiglia si intende la persona con maggior reddito individuale all'interno del nucleo familiare.

Fonte: nostre elaborazioni sul campione dell'indagine It-Silc.

Le due tabelle che seguono propongono una visione complessiva dell'impatto della recessione, in termini di variazione degli indici di disuguaglianza e povertà (sia con linea variabile, che con linea fissa). Senza ammortizzatori, l'indice di Gini aumenterebbe di più di un punto, una variazione non piccola, e la povertà con linea fissa al 60% della mediana pre-crisi di quasi 2.5 punti percentuali. Più significativo sarebbe l'incremento della povertà più grave, con linea al 40%.

Tab. 8 Indicatori di disuguaglianza e povertà prima e dopo la crisi - tutti gli individui

	Gini	Povertà con linea al 60%		Povertà con linea al 40%	
		Linea variabile	Linea fissa sullo scenario A	Linea variabile	Linea fissa sullo scenario A
A) Prima della crisi	0,2935	17,67%	17,67%	5,56%	5,56%
B) Cambiamento occupazione e indennità	0,2992	18,19%	18,66%	6,24%	6,48%
C) Cambiamento occupazione, indennità e CIG	0,3008	18,01%	19,18%	6,12%	6,64%
D) Dopo la crisi senza ammortizzatori	0,3055	18,47%	20,09%	6,64%	7,24%

Nota: il leggero calo degli indici di povertà con linea variabile tra scenario B e scenario C è dovuto allo spostamento della soglia di povertà relativa verso il basso, causato a sua volta dal calo dei redditi.

Fonte: nostre elaborazioni sul campione dell'indagine It-Silc.

Tab. 9 Indicatori di disegualianza e povertà prima e dopo la crisi - individui che vivono in famiglie con capofamiglia <65 anni

	Gini	Povertà con linea al 60%		Povertà con linea al 40%	
		Linea variabile	Linea fissa sullo scenario A	Linea variabile	Linea fissa sullo scenario A
A) Prima della crisi	0,2975	18,69%	18,69%	6,16%	6,16%
B) Cambiamento occupazione e indennità	0,3047	19,47%	19,97%	7,06%	7,30%
C) Cambiamento occupazione, indennità e cig	0,3070	19,51%	20,63%	6,98%	7,51%
D) Dopo la crisi senza ammortizzatori	0,3129	20,22%	21,73%	7,62%	8,27%

Nota: per capofamiglia si intende la persona con maggior reddito individuale all'interno del nucleo familiare. Il leggero calo dell'indice di povertà con linea variabile al 40% tra scenario B e scenario C è dovuto allo spostamento della soglia di povertà relativa verso il basso, causato a sua volta dal calo dei redditi.

Fonte: nostre elaborazioni sul campione dell'indagine It-Silc.

L'impatto della recessione sembrerebbe molto differenziato per classi di età: a subirne le conseguenze, anche al netto dei maggiori ammortizzatori sociali, sarebbero le fasce di età più giovani, accentuando così, anche al netto degli effetti degli schemi di protezione del reddito, la concentrazione della povertà economica presso le famiglie con minori (tab. 10).

Tab. 10 Indicatori di povertà (linea 60%) prima e dopo la crisi per classe di età – tutti gli individui

	Linea variabile			Linea fissa		
	A) Prima della crisi	C) Dopo la crisi con amm.	D) Dopo la crisi senza amm.	A) Prima della crisi	C) Dopo la crisi con amm.	D) Dopo la crisi senza amm.
0-14	25,9%	27,2%	28,0%	25,9%	28,8%	30,0%
15-24	26,9%	27,4%	28,0%	26,9%	28,6%	29,7%
25-34	17,8%	18,9%	20,0%	17,8%	20,2%	21,6%
35-44	19,1%	20,3%	21,4%	19,1%	21,6%	23,3%
45-54	16,2%	16,5%	16,9%	16,2%	17,3%	17,9%
55-64	11,9%	11,2%	11,3%	11,9%	12,1%	12,6%
65-74	12,1%	11,2%	10,7%	12,1%	12,4%	12,7%
75+	9,5%	8,4%	8,2%	9,5%	9,5%	9,6%
Totale	17,7%	18,0%	18,5%	17,7%	19,2%	20,1%

Fonte: nostre elaborazioni sul campione dell'indagine It-Silc.

Con linea fissa, la recessione produrrebbe un effetto molto più forte nelle regioni settentrionali, se valutiamo l'impatto in termini relativi al diverso punto di partenza. Gli ammortizzatori sociali realizzerebbero comunque una maggiore riduzione degli indici di povertà proprio nel Nord.

Tab. 11 Indicatori di povertà (linea 60%) prima e dopo la crisi per area di residenza – tutti gli individui

	Linea variabile			Linea fissa		
	A) Prima della crisi	C) Dopo la crisi con amm.	D) Dopo la crisi senza amm.	A) Prima della crisi	C) Dopo la crisi con amm.	D) Dopo la crisi senza amm.
Nord	8,5%	9,3%	9,9%	8,5%	9,8%	10,9%
Centro	10,8%	10,4%	10,7%	10,8%	11,6%	12,1%
Sud	33,3%	33,5%	33,7%	33,3%	35,4%	36,4%
Totale	17,7%	18,0%	18,5%	17,7%	19,2%	20,1%

Fonte: nostre elaborazioni sul campione dell'indagine It-Silc.

Tab. 12 Indicatori di povertà (linea 60%) prima e dopo la crisi per titolo di studio del capofamiglia – tutti gli individui

	Linea variabile			Linea fissa		
	A) Prima della crisi	C) Dopo la crisi con amm.	D) Dopo la crisi senza amm.	A) Prima della crisi	C) Dopo la crisi con amm.	D) Dopo la crisi senza amm.
Fino a media	24,5%	24,8%	25,5%	24,5%	26,4%	27,7%
Diploma	12,5%	12,8%	13,1%	12,5%	13,7%	14,4%
Laurea	3,1%	3,5%	3,6%	3,1%	3,6%	3,7%
Totale	17,7%	18,0%	18,5%	17,7%	19,2%	20,1%

6. Conclusioni

Similmente a quanto sta accadendo anche in altri paesi europei (Ward et al. 2009), anche in Italia la recente riduzione del tasso di occupazione ha colpito in misura decisamente superiore alla media i lavoratori in giovane età (l'82% dei posti di lavoro perduti riguarda persone con età non superiore a 40 anni), quelli con basso livello di istruzione e con cittadinanza straniera, senza particolari concentrazioni geografiche. Il ricorso alla Cassa integrazione, invece, ha interessato soprattutto le regioni settentrionali, le fasce centrali di età e i lavoratori di nazionalità italiana.

Come la precedente grave recessione del 1993, anche la crisi ancora in corso dovrebbe determinare, secondo le nostre simulazioni, un incremento della diseguaglianza e della diffusione della povertà. Se teniamo fissa la linea di povertà al livello pre-crisi, la povertà con linea al 60% della mediana dovrebbe aumentare di circa 2,5 punti percentuali, mentre quella con linea al 40% dovrebbe subire una crescita non molto inferiore. Anche la diseguaglianza dovrebbe peggiorare. L'impegno delle politiche pubbliche, in termini di maggiore spesa per i tradizionali ammortizzatori sociali, esercita un significativo impatto sui confini della povertà, senza però riuscire a riportare gli indici alla situazione pre-crisi. A subire più di altri le conseguenze negative della recessione sarebbero le famiglie con minori e quelle residenti nelle regioni settentrionali.

Bibliografia

Boeri T. (2010), *Come uscire dal dualismo del mercato del lavoro*, 25 marzo 2010, www.lavoce.info.

Commissione Europea (2009), *Employment in Europe 2009*, ISSN 1016-5444.

Inps (2010), *Rapporto Annuale 2009*,
http://www.inps.it/Doc/informazione/rapporto_annuale/INPS_RappAnnuale09.pdf (ultimo accesso 1/1/2010).

Istat (2009). *Integrazione di dati campionari Eu-Silc con dati di fonte amministrativa*, Metodi e Norme, n. 38.

Misiani A. (2010), *Con la Cassa integrazione la disoccupazione è al 12%*, Nens,
http://www.nens.it/_public-file/2010-04-30%20Disoccupati%20e%20cassintegrati.pdf (ultimo accesso 30/5/ 2010).

Ward T., Sanoussi F., Ozdemir Erhan (2009), *Effects of the current recession on social exclusion*, European commission, Directorate-General “Employment, Social Affairs and Equal Opportunities”, Research Note n. 4.