

UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI SALERNO
DIPARTIMENTO DI SCIENZE ECONOMICHE E STATISTICHE



DOTTORATO DI RICERCA
IN
ECONOMIA DEL SETTORE PUBBLICO
XIV CICLO NUOVA SERIE
SCUOLA DOTTORALE "A. GENOVESI"

Tesi di dottorato in:

Due Possibili Cause di Inefficienza Allocativa
Analisi ed Evidenza Empirica

presentata da:

DONATO CURTO
matr. 8880100066

Coordinatore:

Chiar.mo Prof.
Sergio Pietro Destefanis

Supervisor:

Chiar.ma Prof.ssa
Anna Maria C. Menichini

Anno Accademico 2015-2016

INDICE

Prefazione	5
Capitolo 1 - Evidenza di Azzardo Morale nel Mercato delle Assicurazioni sulla Salute	7
1.1 Introduzione	8
1.2 Rassegna della Letteratura	13
1.3 Dati e Statistiche Descrittive	22
1.4 Il Modello	28
1.5 Risultati	40
1.6 Analisi di Robustezza	55
1.7 Conclusioni	60
Capitolo 2 - La Disuguaglianza è Dannosa per la Crescita?	63
2.1 Introduzione	63
2.2 Rassegna della Letteratura	67
2.3 Dati e Statistiche Descrittive	80
2.4 Il Modello	88
2.5 Risultati	94
2.6 Analisi di Robustezza	102
2.7 I Canali di Trasmissione	109
2.8 Conclusioni	115
Data Appendix	117
Commenti Finali	121
References	125

Prefazione

In economia, si ha un fallimento del mercato quando l'allocazione dei beni e dei servizi effettuata tramite il libero mercato non è efficiente, cioè ci sono dei modi per incrementare il benessere di alcuni partecipanti allo scambio senza ridurre quello di alcun altro. In questo lavoro vengono prese in considerazione due possibili cause di fallimento del mercato: asimmetria informativa e disuguaglianza nella distribuzione della ricchezza all'interno di una nazione.

E' opinione condivisa in letteratura che l'asimmetria informativa conduce a un fallimento di mercato. La stessa cosa non si può dire per la disuguaglianza. Se in un'analisi di tipo statico la questione della disuguaglianza nella distribuzione del reddito e della ricchezza risulta completamente separata dalla questione di fallimento del mercato, questo risulta essere meno vero per un'analisi di tipo dinamico. Una situazione di disuguaglianza può in effetti rappresentare un'allocazione non ottimale in senso paretiano se consideriamo gli effetti a lungo termine sulla popolazione complessiva di eventuali politiche redistributive. In una prospettiva di breve termine, infatti, non è possibile migliorare la posizione delle persone più povere senza peggiorare quella degli individui più ricchi. Una politica di redistribuzione, infatti, si propone di prelevare parte della ricchezza dalle persone più ricche per redistribuirla alle classi meno agiate. In un'analisi di tipo dinamico, tuttavia, una realtà caratterizzata da una distribuzione della ricchezza altamente diseguale rappresenterebbe un'allocazione inefficiente e costituirebbe un fallimento di mercato. Una politica redistributiva potrebbe portare, infatti, nel lungo periodo ad un aumento della crescita economica e potrebbe condurre ad una maggiore prosperità per tutte le classi sociali.

La disuguaglianza, inoltre, oltre ad essere considerata come una possibile causa di fallimento del mercato è considerata da alcuni economisti come una delle tante conseguenze del fallimento stesso. Una realtà economica caratterizzata da inefficienze allocative può condurre ad un ampliamento

della forbice sociale, che a sua volta può innescare un circolo vizioso di ulteriore deterioramento del benessere complessivo.

Come riportato in precedenza, questo lavoro analizza empiricamente due possibili cause di fallimento del mercato: l'asimmetria informativa (capitolo 1) e la disuguaglianza nella distribuzione della ricchezza (capitolo 2). Il primo capitolo si occupa di identificare la presenza di asimmetria informativa all'interno del mercato assicurativo sulla salute, con l'obiettivo ultimo di valutare la presenza di azzardo morale. Il secondo capitolo si occupa di indagare sul ruolo che gioca la disuguaglianza nella crescita economica di una nazione.

La scelta di questi due argomenti non è casuale. In letteratura ci sono ampie prove di correlazione esistente tra la distribuzione della ricchezza e la distribuzione dello stato di salute all'interno di una nazione.¹ Tale correlazione potrebbe rappresentare lo spunto per ulteriori lavori di ricerca. Il presente lavoro, invece, analizza separatamente le due tematiche. Il primo capitolo si concentra sulla potenziale presenza di azzardo morale all'interno del mercato assicurativo sulla salute, eventualità che condurrebbe ad un possibile fallimento del mercato specifico. Il secondo capitolo si preoccupa di valutare se una realtà economica caratterizzata da inefficienze allocative (distribuzione della ricchezza altamente diseguale) possa avere ripercussioni sullo sviluppo e la crescita economica, innescando così un circolo vizioso che potrebbe tuttavia essere spezzato da una serie di politiche redistributive.

¹ Cfr. *Commenti Finali*

CAPITOLO 1

EVIDENZA DI AZZARDO MORALE NEL MERCATO DELLE ASSICURAZIONI SULLA SALUTE

Focus

Il presente capitolo ha l'obiettivo di valutare la presenza di problemi di azzardo morale nel mercato delle assicurazioni sulla salute. Utilizzando dati "National Longitudinal Survey" (NLSY79), il lavoro considera un campione di individui nati tra il 1957 e il 1964 che vivevano negli Stati Uniti nel momento in cui l'indagine è cominciata (1979). L'ipotesi che viene sottoposta a verifica è che, non sostenendo, o sostenendo solo in parte, spese mediche e diagnostiche, gli individui assicurati tendano a sottoporsi con maggiore frequenza rispetto ai non assicurati a visite mediche specialistiche, configurando in tal modo un comportamento opportunistico. Utilizzando un modello *difference-in-difference*, il lavoro dimostra che, rispetto ai non assicurati, gli individui assicurati tendono a comportarsi in maniera poco coerente rispetto al proprio stato di salute e rispetto alla propria storia medica passata, sottoponendosi a frequenti visite specialistiche, anche le più disparate. Tale comportamento non risulta giustificato dallo stato di salute o da un aggravamento dello stesso. Gli individui non assicurati, invece, tendono a mantenere un comportamento coerente con il proprio stato di salute. La presenza di azzardo morale risulta evidente confrontando il comportamento degli individui assicurati con il rispettivo controfattuale, costruito ad hoc attraverso il modello *difference-in-difference*. Tale confronto permette inoltre di scindere il problema dell'azzardo morale da quello della selezione avversa. Quest'ultima, infatti, viene registrata separatamente, confrontando il controfattuale con il comportamento degli individui non assicurati. I risultati sono stati sottoposti a una serie di analisi di robustezza, utilizzando il metodo delle variabili strumentali (*IV model*) e i metodi *ordered probit* e *tobit model*. Tali ultime due analisi risultano opportune e appropriate, considerata la conformazione della variabile dipendente, che si presenta come una variabile multinomiale ordinata, con un massa di osservazioni in zero. I risultati confermano che al variare dello status degli individui, da non assicurato ad assicurato, le visite mediche specialistiche tendono ad aumentare e tende a comprimersi in maniera considerevole la probabilità di non sottoporsi

ad alcuna visita medica. Tale comportamento, ancora una volta, risulta svincolato dai problemi di salute degli individui, escludendo quindi che i risultati configurino uno scenario di selezione avversa.

1.1 *Introduzione*

L'assicurazione ha lo scopo precipuo di "trasformare il rischio in una spesa." Attraverso la stipula di un contratto, l'assicurando "quantifica" il danno patrimoniale che esso avrebbe se l'evento garantito (il rischio) si verificasse. Il mercato assicurativo analizzato in questo lavoro è il mercato delle assicurazioni sulla salute, mercato caratterizzato da informazione asimmetrica nella forma di selezione avversa o azzardo morale. Nel primo caso, a causa di asimmetria informativa pre-contrattuale, le imprese assicurative non riescono a distinguere gli individui ad alto rischio dagli individui a basso rischio. Pertanto rischiano di selezionare solo individui che hanno caratteristiche avverse alla loro possibilità di profitto. Risulta evidente che individui caratterizzati da uno stato di salute precario, a parità di altre condizioni, sono gli stessi individui che con maggiore probabilità si assicurano. Affinché ci sia selezione avversa occorre, inoltre, che la compagnia assicurativa non abbia un'informazione completa sullo stato di salute del singolo individuo. Chiaramente la scelta di contrarre una polizza assicurativa non dipende solo dallo stato di salute, ma molteplici sono i fattori che possono spiegare tale decisione, nonchè il livello di copertura scelto. Alcuni di questi fattori sono rappresentati dal reddito, dall'età o dalla storia medica familiare.

La seconda fattispecie è quella dell'azzardo morale. Essa si concretizza quando gli individui assicurati tendono ad avere comportamenti diversi da quelli che avrebbero avuto se non fossero stati assicurati. Qualora la polizza assicurativa coprisse anche le visite specialistiche preventive, l'azzardo morale consisterebbe in una maggiore frequenza di visite specialistiche da parte degli individui dopo aver sottoscritto la polizza di assicurazione sulla salute. Qualora, invece, la polizza assicurativa coprisse

solo le spese delle cure mediche e ospedaliere a seguito di diagnosi positiva a determinate patologie (e non anche le spese per visite specialistiche preventive) l'azzardo morale consisterebbe in uno stravolgimento dello stile di vita dell'assicurato. In altre parole gli individui dopo aver stipulato una polizza assicurativa sulla salute si sentono più tranquilli nella consapevolezza che a seguito di ipotetiche patologie da cui potrebbero risultare affetti, risulterebbero quantomeno alleggeriti dalle conseguenti uscite economiche derivanti dalle cure mediche.

Risulta quindi evidente che per poter analizzare empiricamente tale fenomeno bisogna indagare dettagliatamente l'oggetto della copertura assicurativa.

Lo scoglio più arduo da superare è quello di riuscire a scindere il problema della selezione avversa dal problema dell'azzardo morale. La correlazione tra livello di copertura assicurativa e frequenza di visite mediche, corretta da eventuali errori di stima, potrebbe indurci a trarre diverse conclusioni:

- gli individui caratterizzati da uno stato di salute più instabile si assicurano con maggiore probabilità, a parità di condizioni, rispetto ad individui "sani". Lo stato di salute, quindi, spiegherebbe sia la decisione di assicurarsi e sia il sottoporsi alle più svariate visite mediche specialistiche. Se gli individui riescono a tenere nascosta l'informazione circa il proprio stato di salute, si potrebbe configurare la presenza di selezione avversa. In questo caso ci aspetteremmo che gli individui caratterizzati da un *health status* più precario si assicurino con maggiore probabilità rispetto agli individui "sani", riuscendo a camuffare il proprio grado di rischio;
- gli individui che decidono di assicurarsi, spinti da molteplici ragioni (non necessariamente da motivazioni legate allo stato di salute), quali reddito, età, apprensione, una volta sottoscritta la polizza assicurativa, decidono di sottoporsi a frequenti e più

disparate visite mediche specialistiche perché non ne sostengono il costo. Si configurerebbe, in questo caso, una situazione di azzardo morale.²

Come già accennato in precedenza, qualora il contratto assicurativo non coprisse le visite specialistiche preventive, l'ipotesi di azzardo morale tenderebbe ad affievolirsi. Pertanto risulta opportuno indagare sull'oggetto della copertura assicurativa.

Da indagini effettuate sul funzionamento del mercato delle assicurazioni sulla salute negli Stati Uniti risulta che le polizze assicurative sottoscritte dagli individui tendono a coprire in tutto o in parte le eventuali spese mediche preventive, oltre alla copertura totale o parziale delle spese mediche sostenute a seguito di diagnosi positive delle differenti patologie. Prendiamo come esempio l'assicurazione *Medicare*, un'assicurazione sanitaria gestita dal governo degli Stati Uniti per una determinata categoria di persone. L'assicurazione concorre ai costi di assistenza sanitaria, ma non copre interamente le spese mediche o i costi di molte degenze e cure prolungate. Il servizio si compone di quattro parti A, B, C e D. Una generica polizza assicurativa comprende la parte A e la parte B. La prima copre le spese d'assistenza in caso di ricovero ospedaliero ed alcune spese d'assistenza domiciliare, la seconda copre le spese sostenute per prestazioni mediche, parcelle mediche o acquisto di materiale sanitario. Il portale ufficiale statunitense *Medicare* riporta l'oggetto di copertura di una generica polizza assicurativa sulla salute (*Medicare health plan*).³ Tale polizza copre una vasta gamma di test, visite e cure mediche legate a differenti patologie.

Per evidenziare la complessità del funzionamento della polizza riportiamo un esempio. Per quanto riguarda le spese mediche di

² Così come specificato in precedenza, se la polizza assicurativa non coprisse le spese per visite mediche preventive, la correlazione tra trattamento e variabile dipendente non potrebbe essere spiegata dal minore costo che debbono sostenere gli assicurati a fronte della visite mediche a cui si sottopongono.

³ Fonte: Official U.S. Government Site for Medicare.

prevenzione del cancro alla prostata, una generica polizza copre, per gli uomini che superano i cinquanta anni di età e solo una volta ogni 12 mesi, l'esame fisico per l'80% della spesa medica e il test del PSA per la spesa complessiva. Per quanto riguarda, invece, le spese di prevenzione del diabete, *Medicare* copre fino a due test di screening ogni anno, ma solo se l'individuo presenta determinati fattori di rischio (ipertensione, obesità, elevato livello di zucchero nel sangue, dislipidemia) oppure se sussistono due dei seguenti requisiti: età superiore ai 64 anni, sovrappeso, storia familiare e personale della malattia.

Lo stesso portale tende a sottolineare la marcata eterogeneità che vige tra contratti proposti dalle differenti compagnie assicurative. Bisogna, inoltre, evidenziare che il medico potrebbe raccomandare ai pazienti di sottoporsi a visite più frequenti, anche se queste non risultano coperte dalla polizza assicurativa. A causa di tale complessità, bisogna essere necessariamente cauti nell'interpretazione dei risultati, tenendo in considerazione tutto l'insieme dei fenomeni che possono influenzare direttamente o indirettamente le scelte degli individui.

Sulla base di queste premesse risulta evidente che gli individui assicurati, siccome sono, almeno parzialmente, esentati dal sostenimento dei costi, potrebbero essere incentivati a sottoporsi alle più disparate cure mediche preventive (o test di accertamento delle singole patologie), anche senza nessuna motivazione legata allo stato di salute, venendosi a configurare in tal modo un eccesso di prevenzione. Se tale ipotesi risultasse vera, eventuali franchigie⁴ inserite all'interno del contratto assicurativo non riuscirebbero a mitigare totalmente il fenomeno dell'azzardo morale.

La compagnia di assicurazione, nelle fasi di definizione del contratto, ha il compito di indagare sul livello di rischio associato ai singoli assicurati, cercando di discriminare, ove possibile, i clienti, ritagliando su di loro

⁴ I contratti assicurativi possono prevedere l'esenzione di una frazione del costo della visita medica. In altri casi, vi è un limite massimo di visite mediche preventive a cui l'individuo può sottoporsi. La presenza di queste forme di franchigia differenzia il contratto assicurativo da un mero contratto di acquisizione di servizi.

contratti specifici, modificando quindi il livello di copertura e il premio pagato. Nonostante ciò una frazione di asimmetria informativa pre-contrattuale tende a permanere. Gli individui, infatti, hanno interesse a nascondere la maggior parte delle informazioni circa il loro stato di salute. Si potrebbe configurare quindi potenziale selezione avversa. Ci sono differenti strumenti che permettono all'impresa assicurativa di ridurre in maniera considerevole l'asimmetria informativa pre-contrattuale. Si pensi per esempio ai test genetici o allo studio della storia di salute della famiglia.

Bisogna considerare, inoltre, che gli individui possono anche scegliere di sottoscrivere un contratto di assicurazione anticipando il loro comportamento opportunistico futuro (tale fattispecie prende il nome di selezione su azzardo morale). Tale fattispecie si differenzia dall'azzardo morale, perchè a differenza di quest'ultimo si materializza precedentemente alla stipulazione del contratto assicurativo. In questo caso la decisione di sottoscrivere una polizza potrebbe essere addirittura svincolata dallo stato di salute degli individui.

L'asimmetria post-contrattuale invece, per sua natura, è più difficile da mitigare. A seguito della stipula del contratto assicurativo, l'individuo può essere indotto a sottoporsi ad una lunga lista di esami medici per i motivi più svariati: lo stato di salute o un suo possibile aggravamento, il realizzarsi della fattispecie di selezione su azzardo morale, prezzi più bassi (o nulli) degli esami medici specialistici (*moral hazard*).

L'obiettivo del presente lavoro è quello di valutare empiricamente la presenza dell'ultima fattispecie elencata e cioè la componente di azzardo morale, separandola dalla fattispecie di selezione avversa. Per raggiungere tale scopo si valuta il comportamento tenuto dall'assicurato a seguito della sottoscrizione della polizza assicurativa. Ci aspettiamo che una parte considerevole di individui assicurati decidono di sottoporsi con maggiore frequenza alle più disparate visite mediche specialistiche semplicemente perché non ne sopportano il costo. Questo porterebbe a

concludere che tale mercato assicurativo risulta affetto da azzardo morale.

1.2 *Rassegna della Letteratura*

La presenza di problematiche legate all'asimmetria informativa all'interno del mercato assicurativo è stata oggetto di numerose analisi da parte di molti economisti. Ma se si restringe il campo alla sola assicurazione sanitaria, e in particolare alle analisi empiriche in materia, la letteratura risulta molto scarna. Tuttavia, ci sono alcune lavori che hanno studiato empiricamente tale mercato.

Nel 1971 un gruppo di studio, guidato da un'economista, Joseph Newhouse, composto da ricercatori di ambito sanitario, economisti sanitari e statistici, ha avviato un esperimento, nominato RAND Health Insurance (RAND HIE). Si tratta di uno studio sperimentale avente ad oggetto il monitoraggio delle cure sanitarie all'interno degli Stati Uniti.

Tra il novembre 1974 ed il febbraio 1977 complessivamente 7.708 persone, residenti in aree predefinite degli stati del Massachusetts, Ohio, South Carolina e Washington, sono state invitate a partecipare all'esperimento, per periodi di 3 o 5 anni. Lo studio prevedeva l'adesione dei partecipanti ad uno di 15 modelli assicurativi, e che si distinguevano secondo l'ammontare delle quote a carico paziente (tra il 25% ed il 95%) nonché secondo i limiti massimi di partecipazione alla spesa. Sono state escluse dallo studio le persone con più di 61 anni d'età, i malati, coloro che avevano un reddito superiore a 61.000 dollari e gli assicurati Medicaid (Manning et al. 1987, Rau 1992, Schlander 1999). Accanto all'esperimento riguardante le quote a proprio carico, è stato oggetto del RAND-HIE un progetto di *Managed-Care*. Le soluzioni basate sulle quote a proprio carico sono state offerte a 5.814 persone, il 20% delle quali ha rifiutato di partecipare. Al fine di motivare maggiormente i partecipanti sono stati concessi trasferimenti annuali, a titolo di compensazione delle

perdite stimate che gli interessati avrebbero subito rispetto alla situazione previdenziale precedente. Per i periodi da 3 a 5 anni sono stati rilevati dati riguardanti il consumo di prestazioni mediche (inclusi i ricoveri ospedalieri, le visite mediche e il relativo costo complessivo), la probabilità di ricorso a prestazioni sanitarie, l'adeguatezza delle prestazioni mediche erogate e lo stato di salute.

Gli autori dell'esperimento hanno soffermato la propria attenzione sulla potenziale presenza di azzardo morale (che si verifica quando gli individui che risultano esentati almeno parzialmente del costo si sottopongono ad un numero maggiore di cure mediche) e sull'efficacia di alcuni strumenti, quali franchigie o massimali, utilizzati dalle compagnie assicurative allo scopo di mitigare tale problematica. La variabile dipendente è rappresentata dall'utilizzo di servizi medici mentre le principali variabili indipendenti sono rappresentate da variabili dummy, una per ogni singolo piano assicurativo. Ulteriori variabili indipendenti sono le seguenti: stato di salute, età, sesso, razza, reddito familiare, dimensione della famiglia e la regione di appartenenza. Gli autori raggruppano i piani di assicurazione in cinque gruppi e constatano l'utilizzo dei servizi medici a seconda dell'adesione ai piani assicurativi alternativi, attraverso l'analisi della varianza (ANOVA) e l'utilizzo di modelli di regressione multipla con variabili di controllo. I risultati mostrano che l'uso dei servizi medici risulta fortemente influenzato dal costo che l'individuo deve sostenere per la loro fruizione. L'adesione ai differenti piani assicurativi, prevedendo diversi limiti di partecipazione alla spesa e differenti quote a carico del paziente, risulta correlata in maniera rilevante con il numero di esami medici richiesti dagli individui. Le quote a carico dell'assistito inducono un calo del ricorso a prestazioni sanitarie. La spesa pro capite, riferita al piano assicurativo esente da quota a proprio carico, risulta più elevata del 45% rispetto a quella indotta dal modello che prevede il 95% di franchigia. Le quote a carico proprio hanno come conseguenza l'abbreviamento dei periodi di malattia, durante i quali si ricorre all'assistenza medica.

Gli autori concludono che la ripartizione dei costi (cost sharing) riduce le cure mediche "inappropriate o non necessarie" (sovrautilizzo), ma tende a provocare una riduzione anche delle cure mediche "appropriate o necessarie". Se risultano soddisfatte alcune stringenti assunzioni, i risultati delle stime consentono di affermare che tale mercato risulta affetto da azzardo morale e tutti i tentativi di mitigazione di tale problematica conducono ad una non trascurabile perdita di benessere.

Aviva et al. (2012b), ripresentano e riesaminano le analisi condotte da Newhouse et. al. (1971), in merito all'esperimento *RAND Health Insurance*, guardandole da una prospettiva temporale successiva e quindi tenendo in considerazione i notevoli progressi raggiunti dall'econometria, in materia di analisi empiriche, analisi di esperimenti randomizzati, nonché analisi degli effetti dell'azzardo morale in materia di assicurazione sanitaria. Secondo gli autori, nonostante la potenziale distorsione di alcune stime, i contributi centrali dell'esperimento *RAND* risultano robusti. Chiaramente, la potenziale distorsione delle stime renderebbe poco realistico l'impatto assunto dai diversi piani di assicurazione sull'utilizzo delle cure mediche.

Cameron e McCallum (1995) indagano se la preoccupazione circa il proprio stato di salute nel lungo termine può rappresentare un fattore determinante nella decisione di stipulare un'assicurazione sanitaria. Oltre a studiare la decisione circa la stipula del contratto assicurativo, essi modellano i dati sulla base del premio pagato, sulla durata dell'assicurazione sanitaria e sulle motivazioni auto-dichiarate che spingono gli individui a stipulare un contratto di assicurazione sanitaria. Essi trovano come risultato che la decisione di stipula di un contratto di assicurazione sanitaria risulta positivamente, seppur debolmente, correlata con il numero delle visite mediche specialistiche e negativamente (e debolmente) correlata alle visite mediche nei confronti del medico di base e ai giorni di degenza in ospedale. Il premio pagato risulta positivamente correlato con le visite mediche nei confronti del medico di base ed i giorni di degenza in ospedale, mentre la durata del

contratto assicurativo non risulta correlata all'utilizzo passato di cure mediche. Inoltre, gli individui con condizioni di salute (attuali) maggiormente precarie tendono ad assicurarsi con maggiore probabilità, mentre l'utilizzo passato dei servizi sanitari gioca un ruolo secondario. Risulta, inoltre, che reddito, stato civile ed età sono i principali determinanti della scelta assicurativa. Bisogna considerare però che i risultati possono risultare affetti da endogeneità, dovuta all'utilizzo passato delle cure mediche. Tale problematica non risulta però rilevante nello spiegare la relazione ricercata quando l'assicurazione prevede *copayments* limitati (per esempio le assicurazioni *Medicare*, gestite dal governo). Dall'altro lato, infatti, i soggetti assicuratisi privatamente, affrontando *copayments* più elevati, tendono ad essere più giudiziosi nell'utilizzo di cure mediche.

Cameron et al. (1988) sviluppano un modello per la domanda di assicurazione e assistenza sanitaria in condizioni di incertezza, con l'obiettivo di far luce sulle distorsioni che la domanda dei servizi di assistenza sanitaria subisce da parte del mercato delle assicurazioni sulla salute. Il modello viene utilizzato per analizzare empiricamente i fattori che influenzano la scelta della copertura assicurativa e la scelta di assistenza sanitaria, operabile tra sette diverse tipologie. Per una vasta gamma di servizi sanitari (visite mediche, degenza in ospedale, acquisto di farmaci) si osserva un utilizzo medio del servizio maggiore in corrispondenza di individui caratterizzati da coperture assicurative più generose. Tale fenomeno potrebbe nascondere entrambe le problematiche scaturenti da asimmetria informativa: selezione avversa e azzardo morale.

Cardon e Handel (2001) non sembrano essere dello stesso parere. Essi osservano che gli assicurati spendono il 50% nella sanità rispetto ai non assicurati, ma questo divario può essere causato non necessariamente da selezione avversa e/o azzardo morale, ma anche da fattori legati a variabili osservabili. Sulla base dei risultati ottenuti, gli autori non trovano alcuna evidenza di asimmetria informativa. Il legame tra la scelta

assicurativa e la domanda di assistenza sanitaria può essere spiegato per lo più da variabili osservabili, lasciando un ruolo piccolo e statisticamente insignificante alle variabili inosservabili. In linea con questi risultati, ci sono altri lavori in letteratura che analizzano altri settori del mercato assicurativo, quali mercati assicurativi automobilistici, mercati di assicurazione sulla vita. Tali studi hanno concluso che l'asimmetria informativa potrebbe non esistere in tali mercati (si veda, ad esempio, Chiappori e Salanie, 2000 e Cawley e Philipson, 1999).

Finkelstein et al. (2006), invece, mostrano empiricamente che, nonostante la mancanza di una relazione positiva tra scelta assicurativa e utilizzo di cure mediche, l'asimmetria informativa esisterebbe in tali mercati e potrebbe mettere in pericolo, in ogni caso, il funzionamento degli stessi. Essi, infatti, analizzano il mercato assicurativo relativo all'assistenza sanitaria a lungo termine e non trovano evidenza di azzardo morale. In altri termini, gli individui con livelli più elevati di assicurazione sanitaria non risultano essere più propensi a farsi assistere in case di cura. Tuttavia, gli autori trovano evidenza diretta di informazione asimmetrica. Risulta infatti evidente che gli individui detengono delle informazioni private residue in merito al proprio grado di rischio. Controllando per le informazioni conosciute dalla compagnia di assicurazione, le informazioni private detenute dagli assicurati risultano essere positivamente correlate con il grado di copertura assicurativa prescelta. Gli autori mostrano, però, che la mancanza di una relazione positiva tra la copertura assicurativa e l'utilizzo di cure mediche (nonostante sia presente asimmetria informativa sul livello di rischio dei potenziali assicurati) potrebbe essere dovuta alla presenza di altre caratteristiche non osservabili dell'individuo che risulterebbero positivamente correlate con la copertura assicurativa e negativamente correlate con l'utilizzo di cure mediche. Ad esempio, individui più prudenti potrebbero essere più propensi a sottoscrivere un contratto assicurativo, ma allo stesso tempo potrebbero avere minori necessità di essere assistiti in una casa di cura. La presenza di queste variabili non osservabili potrebbe nascondere, pertanto, la correlazione positiva presente tra la copertura assicurativa e

l'utilizzo di cure mediche, causata dall'asimmetria informativa. Se ciò risultasse vero si configurerebbe presenza di azzardo morale.

Vukina e Nestic (2008) conducono semplici test econometrici su dati microeconomici, con lo scopo di valutare la presenza di azzardo morale o selezione avversa all'interno del mercato assicurativo supplementare sulla salute in Croazia. I risultati ottenuti, sebbene necessitino di approfondimenti, sembrano indicare la presenza statistica sia di selezione avversa che di azzardo morale, con differenti gradi di problematicità. Gli individui *single* e quelli sposati tendono ad acquistare una polizza assicurativa con maggiore probabilità rispetto ai vedovi, ai divorziati o ai separati (la probabilità è circa del 6% in più). Gli individui che vivono in città e le persone più istruite sono maggiormente propensi ad acquistare un polizza assicurativa supplementare rispetto a individui che vivono in zone rurali e a persone con livelli di istruzioni più bassi. I pensionati sono più propensi ad acquistare l'assicurazione supplementare rispetto ai lavoratori, di circa il cinque per cento. I meno propensi ad acquistare l'assicurazione sono gli agricoltori e i disoccupati. In merito allo stato di salute (*health status*) gli autori ottengono i seguenti risultati: passando da uno status "*very good*" ad uno status "*good*" si registra un aumento della probabilità di acquisto della polizza del 4,6 per cento e passando ad uno status più precario "*fair*" si registra un aumento della probabilità del 13,5 per cento. Tuttavia, passando ad uno status ancora più precario, "*bad*" o "*very bad*", tale probabilità tende a crescere in misura minore. Per valutare la presenza di selezione avversa, gli autori verificano se i residui dal modello esposto in precedenza, costituito solo da variabili osservabili, risultano correlati con lo stato di salute auto-dichiarato. I risultati mostrano che tale correlazione risulta essere piuttosto contenuta e ciò significherebbe assenza di asimmetria informativa pre-contrattuale (e quindi di selezione avversa).

Succeivamente, gli autori si concentrano sulla presenza di asimmetria informativa post-contrattuale e quindi sull'azzardo morale. In linea con gli autori, l'azzardo morale trova origine dal fatto che il principale

(assicuratore) non è in grado di monitorare alla perfezione le azioni dell'agente (assicurato). Pertanto l'assicurato potrebbe comportarsi in maniera opportunistica. Con riferimento allo studio in questione, gli assicurati tenderebbero a sottoporsi a visite mediche più frequentemente rispetto ai non-assicurati. Al fine di definire correttamente le condizioni contrattuali, la compagnia di assicurazione ha bisogno di anticipare il cambiamento nel comportamento degli assicurati futuri, per evitare che l'ammontare dei premi pagati risulti essere più basso delle richieste di risarcimento complessive. L'ipotesi di base del lavoro è che le persone che hanno sottoscritto un'assicurazione supplementare sono più propense ad utilizzare servizi di assistenza sanitaria rispetto alle persone che risultano titolari della semplice assicurazione obbligatoria. Dai risultati si evince tale comportamento. Gli individui che acquistano una polizza assicurativa supplementare tendono a nascondere una parte di informazioni alla compagnia assicurativa, configurandosi quindi la fattispecie di azzardo morale (i sottoscrittori delle polizze assicurative tendono a comportarsi diversamente a seguito della stipula del contratto). Tale analisi è stata portata avanti regredendo il numero delle visite mediche sullo status assicurato/non-assicurato e su ulteriori caratteristiche socio-economiche. I risultati consentono di affermare che gli individui che decidono di sottoscrivere un'assicurazione supplementare richiederanno in media circa quindici consultazioni mediche in più rispetto agli individui titolari della semplice assicurazione obbligatoria.⁵

Einav et al. (2011) ricercano la presenza di azzardo morale e di selezione su azzardo morale, andando ad analizzare come il numero di visite mediche e le spese sostenute per le visite mediche variano al variare della copertura assicurativa. Anche in questo lavoro si prende in considerazione, sfruttando ulteriori prospettive, la frequenza delle visite

⁵ Si consideri che in Croazia tutti sono titolari di assicurazione obbligatoria. Pertanto non è possibile monitorare le differenze comportamentali tra individui assicurati ed individui non assicurati. Risulta quindi possibile confrontare soltanto le differenze comportamentali tra individui titolari di assicurazioni supplementare e individui titolari della semplice assicurazione obbligatoria.

mediche per poter valutare la presenza o meno di azzardo morale. Il lavoro divide, inoltre, le visite mediche in differenti sottogruppi: visite mediche private, visite mediche ambulatoriali, visite mediche ospedaliere e altre visite mediche. In tal modo gli autori riescono a discriminare tra i vari sottogruppi e riescono ad accertare la presenza di azzardo morale e di selezione su azzardo morale.

Aviva et al. (2012a) cercano di studiare il comportamento più o meno lungimirante, tenuto dagli individui, al momento della stipula di un contratto assicurativo sulla salute. Attraverso tale studio, gli autori confermano l'esistenza di una relazione tra la decisione di stipula di una polizza assicurativa e il prezzo futuro delle cure mediche. Essi sviluppano un modello dinamico, servendosi dei dati provenienti dal RAND Health Insurance Experiment, con lo scopo di studiare la risposta comportamentale del campione. Gli individui inclusi nello stesso sono tutti titolari di assicurazione sanitaria fornita dal proprio datore di lavoro. La loro strategia empirica sfrutta il fatto che i dipendenti che aderiscono più tardi al piano di assicurazione sanitaria fornita dal proprio datore di lavoro affrontano lo stesso prezzo iniziale (spot) delle cure mediche, ma un prezzo atteso finale più alto (future) rispetto agli individui che si assicurano in un periodo precedente dell'anno. Sulla base dei risultati ottenuti, gli autori escludono la presenza di comportamenti completamente miopi da parte degli individui coinvolti e confermano che la decisione di sottoporsi a cure mediche risulta influenzata dal prezzo futuro, presentando un'elasticità statisticamente significativa. In altri termini, il risultato indica che gli individui tengono conto del prezzo futuro delle cure nel prendere decisioni mediche presenti. Tale relazione tende ad influenzare il comportamento assicurativo. I risultati dell'analisi non risultano però generalizzabili, considerato che il campione è composto da una sola categoria di individui. Essi potrebbero essere più o meno lungimiranti rispetto alla popolazione nella sua complessità. I soggetti inclusi nel campione potrebbero essere soggetti a minori vincoli di liquidità (essendo tutti lavoratori e quindi titolari di uno stipendio),

pertanto le cure mediche potrebbero risultare meno influenzate dal prezzo delle stesse.

Olivella et al. (2013) indagano sulla possibile presenza di informazione asimmetrica all'interno del mercato dell'assicurazione sanitaria privata (*PHI*) del Regno Unito. I dati utilizzati provengono dal *British Household Panel Survey*. Attraverso un particolare tipo di modello teorico, in cui coesistono assicurazione pubblica e assicurazione privata, essi mettono in relazione la presenza o meno di informazione asimmetrica con il tipo di selezione osservata nel mercato. In particolare, essi dimostrano che se le informazioni risultano essere asimmetriche, nel mercato considerato si verificano tutti i presupposti affinché si concretizzi la selezione avversa. Quindi gli autori procedono ad uno studio inverso. Testando la presenza di selezione avversa nel mercato *PHI* riescono a concludere che tale mercato risulta affetto da asimmetria informativa.

Il presente lavoro si propone di studiare il mercato assicurativo sanitario, e di ricercare l'eventuale presenza di azzardo morale, sfruttando le divergenze di comportamento tenuto dagli individui assicurati rispetto a quello tenuto dagli individui non assicurati. Essi, tramite la loro storia medica e tramite le loro decisioni in termini di cure sanitarie, ci trasmettono informazioni importanti circa la presenza potenziale di asimmetria informativa all'interno di tale mercato. La variabilità presente tra gli individui in termini di *health status* ci consente di separare il problema dell'azzardo morale dal problema potenziale della selezione avversa. Per mitigare gli evidenti problemi di endogenietà, insiti in questo tipo di analisi, si procede con una modalità particolarmente innovativa in tale ambito. Il modello utilizzato a tal scopo è il *difference-in-difference model* che permette di costruire un ipotetico controfattuale per gli individui che decidono di sottoscrivere una polizza assicurativa. In altre parole si cerca di indagare sul comportamento che tali individui avrebbero avuto se non avessero sottoscritto alcuna polizza assicurativa sulla salute. Il semplice confronto tra individui assicurati e individui non assicurati, infatti, non garantirebbe l'ottenimento di stime attendibili. Gli individui

assicurati potrebbero avere comportamenti diversi semplicemente perchè diverse potrebbero essere le condizioni alla base della loro decisione di assicurarsi.

1.3 *Dati e Statistiche Descrittive*

I dati utilizzati derivano dal "National Longitudinal Survey" (NLSY79), un dataset che comprende un campione rappresentativo di uomini e donne, nati negli anni 1957-1964, che vivevano negli Stati Uniti nel momento in cui l'indagine è cominciata (1979). Sono state raccolte circa 13.000 osservazioni, tra uomini e donne di molteplici fasce d'età, con un range temporale che si estende fino al 2012. La disponibilità dei dati tende però a ridursi a seguito della selezione delle variabili rilevanti per l'analisi, raggiungendo una disponibilità media di 8.000 osservazioni. Le variabili selezionate, infatti, riflettendo informazioni sensibili (stato di salute, storia familiare, ecc.) sono maggiormente esposte ai problemi di "mancata risposta".

Le principali variabili selezionate sono: il numero (in termini di tipologia) di visite mediche specialistiche cui un individuo si è sottoposto nei ventiquattro mesi precedenti l'intervista, la copertura medica assicurativa degli ultimi ventiquattro mesi, il numero di problemi di salute (in termini di patologie riscontrate) nell'arco dell'intera vita del singolo individuo. La variabile dipendente (*specmeditest12*) è stata costruita aggregando tutti i tipi di esami medici specialistici cui un individuo si è sottoposto nei ventiquattro mesi precedenti l'intervista. La principale variabile esplicativa è rappresentata da una dummy che caratterizza lo status assicurato/non-assicurato dell'individuo. Questa dummy assume valore uno per gli assicurati e valore zero per i non-assicurati.

Altre variabili esplicative incluse nell'analisi rappresentano lo stato di salute, il reddito, il sesso, la regione di appartenenza, il livello di istruzione, il grado di dipendenza da alcool, la frequenza di attività

fisiche, l'età e il peso. Tutte queste variabili infatti potrebbero presentare una correlazione con la variabile dipendente e con la decisione di sottoscrizione di eventuali polizze assicurative sulla salute.

Tab. 1.1 *Statistiche descrittive delle principali variabili di interesse*

	mean	sd	min	max
healthplan2012	.8157353	.3877266	0	1
specmeditest2012	4.415901	2.260283	0	9
n_healthproblem	2.687194	3.263373	0	28

La tabella 1.1 mostra le statistiche descrittive delle principali variabili oggetto di analisi. La variabile *healthplan2012* è una dummy che assume valore uno se l'individuo risulta aver sottoscritto un contratto assicurativo nei ventiquattro mesi precedenti l'anno 2012 e zero altrimenti. La variabile *specmeditest2012* rappresenta il numero di patologie per le quali gli individui si sono sottoposti a visita specialistica nei ventiquattro mesi precedenti l'anno 2012.⁶ Quest'ultima variabile può essere considerata come una valida proxy della frequenza di visite specialistiche relativa ai singoli individui coinvolti nell'analisi. La variabile *n_healthproblem* raggruppa i diversi di problemi di salute che ogni individuo risulta aver riscontrato nell'arco della sua intera vita fino all'anno 2012.⁷

Dalla tabella 1.1 si evince che la variabile *healthplan2012* non è perfettamente bilanciata. Infatti più dell'80% del campione risulta essere assicurato.

⁶ Per esempio, se un individuo si è sottoposto più volte ad una visita cardiologica, queste visite risultano conteggiate una sola volta, perché riferite ad una singola patologia.

⁷ In altri termini, *n_healthproblem* identifica il numero di patologie riscontrate dal paziente in questione. Per esempio, se un individuo ha riscontrato più volte un problema al cuore, questo sarà oggetto di conteggio una sola volta, perché fa riferimento a una singola patologia.

Tab. 1.2 *Assicurati VS Non-assicurati*

-> healthplan2012 = No					
specmeditest12					
Percentiles		Smallest			
1%	0	0			
5%	0	0			
10%	0	0	Obs		1342
25%	1	0	Sum of Wgt.		1342
50%	3		Mean		2.794337
		Largest	Std. Dev.		2.301839
75%	5	9			
90%	6	9	Variance		5.298462
95%	7	9	Skewness		.4681341
99%	8	9	Kurtosis		2.194665

-> healthplan2012 = Yes					
specmeditest12					
Percentiles		Smallest			
1%	0	0			
5%	1	0			
10%	2	0	Obs		5940
25%	4	0	Sum of Wgt.		5940
50%	5		Mean		4.783165
		Largest	Std. Dev.		2.082113
75%	6	9			
90%	7	9	Variance		4.335194
95%	8	9	Skewness		-.4818955
99%	9	9	Kurtosis		2.682993

La tabella 1.2 mostra il dettaglio della variabile dipendente, *specmeditest12*, a seguito della ripartizione del campione in due sottogruppi, sulla base della variabile *healthplan12*. Si può osservare che le persone assicurate tendono a sottoporsi in media a 4,78 visite mediche specialistiche. I non-assicurati, invece, tendono a sottoporsi in media a 2,79 visite mediche specialistiche. Osservando i percentili della distribuzione, notiamo che circa il 20% di essi tende a non sottoporsi ad alcun esame medico.

Dall'altro lato, invece, solo il 3,7% degli individui assicurati non si sottopone ad alcuna visita medica.

Tab. 1.3 *Statistiche descrittive delle variabili esplicative*

-> healthplan2012 = No

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
n_healthpr~m	1326	2.737557	3.400185	0	27
lnincom~2012	1020	9.932295	1.13986	4.60517	13.11788
sex	1342	1.484352	.4999414	1	2
region_2012	1327	2.83572	.8491798	1	4
educati~2012	1339	12.08588	3.181261	1	95
alcohol_2012	1317	.4631739	.4988314	0	1
physica~2012	1342	.2548435	.4359357	0	1
age_2012	1342	51.19523	2.223669	47	56
weight12	1319	184.5861	42.3978	85	450
specmedit~10	1272	2.881289	2.35167	0	9

-> healthplan2012 = Yes

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
n_healthpr~m	5889	2.6811	3.177203	0	28
lnincom~2012	5081	10.95393	1.030472	2.302585	13.11788
sex	5941	1.525332	.4993999	1	2
region_2012	5896	2.628223	.9740539	1	4
educati~2012	5938	13.51768	3.178287	2	95
alcohol_2012	5933	.5668296	.4955554	0	1
physica~2012	5941	.2193233	.413823	0	1
age_2012	5941	51.35937	2.235682	47	56
weight12	5839	188.9106	44.74432	76	524
specmedit~10	5740	4.419338	2.084705	0	9

La tabella 1.3 mostra le statistiche descrittive delle principali variabili esplicative inserite nel modello di regressione. E' possibile notare che, ad eccezione della variabile dipendente ritardata (*specmesitest10*), le ulteriori

variabili risultano solo leggermente sbilanciate.⁸ Le variabili incluse nella tabella, che saranno descritte e analizzate dettagliatamente nei paragrafi che seguono, riflettono rispettivamente i problemi di salute riscontrati, il logaritmo del reddito, il sesso, la regione di appartenenza, il livello di istruzione, l'uso di alcool, l'attività fisica esercitata, l'età, il peso e il numero di visite mediche registrate nel periodo precedente.

La figura 1.1 mostra graficamente ciò che risulta già evidente dalla lettura della tabella 1.1. La frequenza delle visite mediche si distribuisce secondo una forma campanulare, con una coda sinistra più spessa rispetto alla coda di destra. La distribuzione presenta una massa di osservazioni in zero e tende a raggiungere la frequenza massima intorno al valore di 5-6 visite mediche. La variabile *healthplan12* è particolarmente sbilanciata. La maggior parte degli individui inclusi nel campione tende a sottoscrivere un contratto assicurativo sulla salute. Di particolare interesse è la figura 1.2 che mostra l'istogramma della variabile dipendente e della variabile *n_healthproblem*, divisa per sottogruppi sulla base dello status assicurato/non-assicurato. Si noti che i problemi di salute riscontrati dagli individui si distribuiscono in maniera pressoché identica, sia per gli assicurati che per i non-assicurati. Diversamente, la variabile *specmeditest12* presenta un'asimmetria negativa per i non-assicurati, con una grande massa di osservazioni in zero e un'asimmetria positiva per gli assicurati. Questi dati ci consentono di affermare che gli individui assicurati tendono a sottoporsi ad un maggior numero di visite mediche specialistiche. Tale comportamento può essere giustificato da molteplici spiegazioni, alcune di esse possono includere il fenomeno della selezione avversa o dell'azzardo morale, ma per arrivare a queste conclusioni necessitiamo di analisi più approfondite.

⁸ Quando il trattamento non viene assegnato in modo random, come nel caso in questione, lo sbilanciamento delle variabili è una circostanza abbastanza ovvia.

Fig. 1.1 *Frequenza di specmeditest12 e healthplan12*

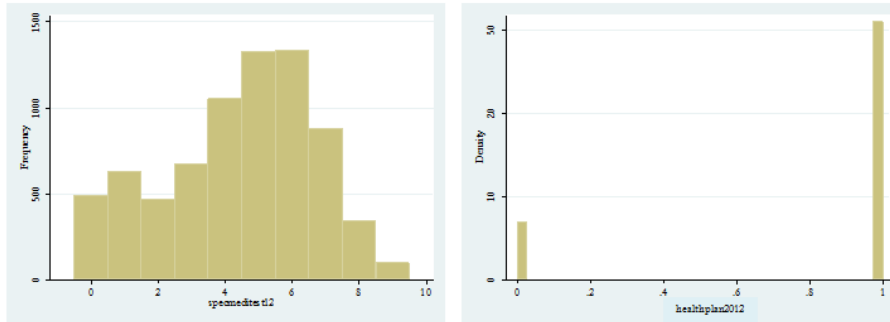
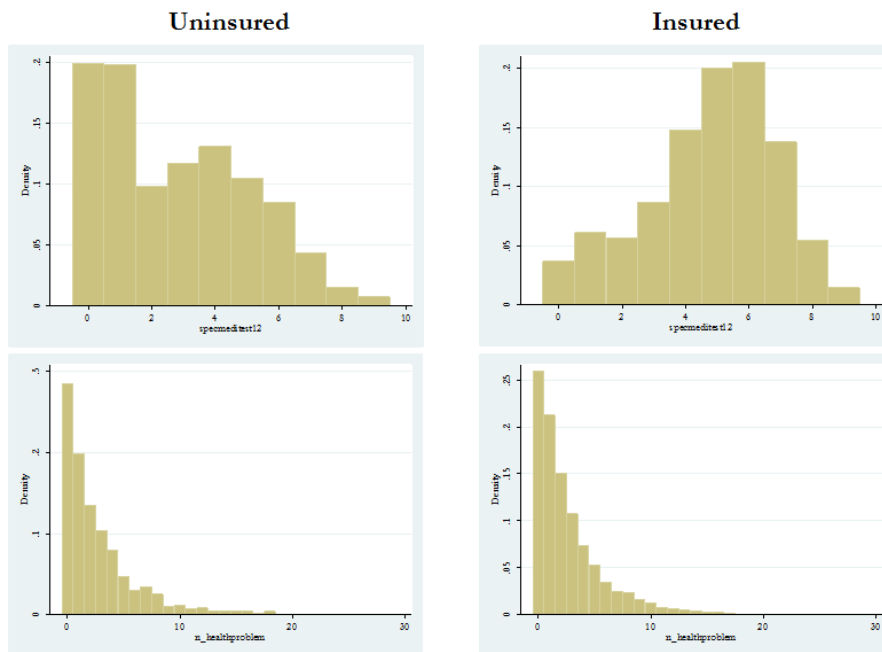


Fig. 1.2 *Frequenza delle principali variabili (by insurance status)*



1.4 *Il Modello*

L'obiettivo del presente lavoro è quello di valutare, attraverso i dati, se c'è evidenza di azzardo morale. In altri termini, si vuole valutare se individui assicurati, a parità di condizioni, tendono a sottoporsi a maggiori visite mediche preventive rispetto ai non assicurati. Altro obiettivo è quello di scindere tale fenomeno dal fenomeno della selezione avversa (individui che essendo consapevoli di essere soggetti a rischi maggiori, non osservabili dalla compagnia assicurativa, tendono ad assicurarsi con maggiore probabilità). Altro fenomeno è quello della selezione su azzardo morale, cioè la fattispecie che si verifica quando gli individui tendono ad ancorare la decisione di sottoscrizione della polizza assicurativa al proprio prevedibile comportamento futuro. In altri termini, la selezione su azzardo morale è quell'eventualità che si verifica quando gli individui più inclini alla sottoscrizione di contratti assicurativi sono gli stessi che, a prescindere dal loro stato di rischio (condizioni di salute), anticipano il loro comportamento opportunistico futuro. Essi infatti sono consapevoli che, a seguito della sottoscrizione della polizza assicurativa, tenderanno a ricorrere a visite mediche preventive approfittando del loro status di assicurato.

Nello specifico, l'indagine condotta punta a comprendere se e in che misura lo status di assicurato (considerato come *trattamento*) incida, in modo statisticamente significativo, sulla completezza di visite mediche specialistiche (variabile dipendente) cui ciascun individuo intervistato tende a sottoporsi.

Interessante è soffermarsi sulla variabile *treat*. Essa è rappresentata da una variabile dummy che assume valore uno se l'individuo risulta assicurato e valore zero se l'individuo risulta non assicurato. La variabile dipendente *specmeditest12* è stata costruita aggregando tutte le tipologie di visite mediche specialistiche cui si sono sottoposti gli individui nei ventiquattro mesi precedenti l'anno dell'intervista (2012). Gli ulteriori regressori inseriti all'interno della regressione hanno lo scopo di depurare l'effetto del trattamento da influenze che derivano da fattori diversi da

quello del trattamento. La decisione di sottoporsi a un gran numero di visite specialistiche potrebbe dipendere plausibilmente dallo stato di salute degli individui, dal reddito, dall'età anagrafica, dalla regione geografica di appartenenza, dal sesso, dallo stile di vita (tipologia di lavoro, abuso di alcool, ecc). Naturalmente un'altra variabile che pure incide sulla volontà di sottoporsi a controlli medici è rappresentata dal costo che l'individuo deve sostenere per sottoporsi a test e/o cure mediche.

Per evidenziare la componente di azzardo morale presente all'interno del già citato mercato assicurativo bisogna eliminare la componente di selezione avversa, che si concretizza in presenza di informazione pre-contrattuale nascosta. Tale eventualità si configura come l'impossibilità per la compagnia assicurativa di conoscere in maniera completa ex-ante lo stato di salute dei singoli individui. Risulta chiaro che le imprese assicurative nella fase di proposta contrattuale cercano di reperire quante più informazioni circa lo stato di salute degli individui. Tali informazioni vengono utilizzate dalle compagnie per disegnare contratti in linea con i rischi legati ai singoli individui. Risulta opinione diffusa in letteratura che, nonostante gli sforzi profusi dalle imprese nel cercare di inquadrare perfettamente i potenziali assicurati, le informazioni che riescono a recuperare non sono mai sufficienti e rimane sempre una seppur piccola parte di informazioni che rimane nascosta. Gli individui tendono generalmente a sottoriportare o nascondere, quando possibile, eventuali problemi di salute, malattie ereditarie, ritmi di vita eccessivamente frenetici, abuso di alcool, o altre abitudini che aumentano la rischiosità, ovviamente nell'ottica di un abbattimento del premio da pagare. Recentemente alcune compagnie assicurative sottopongono gli individui, intenzionati a sottoscrivere contratti di assicurazione sulla salute, a determinati test genetici,⁹ con l'obiettivo di eliminare la presenza di asimmetria informativa pre-contrattuale e quindi le conseguenze che da essa derivano, quali la selezione avversa. Anche in tale circostanza, però,

⁹ Tali test permettono di valutare le probabilità che un individuo ha di risultare affetto nell'arco della sua vita da determinate patologie.

si potrebbe ravvisare la presenza di informazioni nascoste. Alcuni individui, per esempio, pur non avendo problemi di salute, potrebbero decidere comunque di sottoporsi a frequenti visite specialistiche (ad esempio, gli individui ipocondriaci). In tal caso si ravvisa la presenza di selezione su azzardo morale. Tale eventualità, già riportata da Einav et. al (2011), sarà oggetto di discussione nei prossimi paragrafi.

Possiamo quindi giungere alla seguente conclusione: la correlazione tra variabile dipendente e trattamento, una volta depurata dagli effetti spiegati dallo stato di salute, può essere ravvisabile come azzardo morale. Gli individui che decidono di sottoscrivere una polizza assicurativa, per i motivi più svariati, non necessariamente legati allo stato di salute, tendono, una volta assicurati, a sottoporsi a maggiori visite mediche specialistiche, semplicemente perché non ne sostengono per intero il costo. Risulta importante ricordare, però, che per parlare di azzardo morale deve essere presente informazione nascosta post-contrattuale. Come anticipato in precedenza, l'asimmetria informativa post-contrattuale risulta difficile da mitigare. Le motivazioni che spingono gli individui assicurati a sottoporsi alle più svariate visite mediche possono essere molteplici e molte di esse potrebbero essere non correlate a motivazioni legate allo stato di salute e quindi mantenute nascoste.

Se da un lato sussistono motivi legati allo stato di salute nello spiegare la frequenza di visite mediche specialistiche, quali prevenzione, avvertimento di sintomi legati a determinate patologie, dall'altro esistono motivi non correlati direttamente allo stato di salute. In quest'ultimo caso gli assicurati si sottoporrebbero a maggiori visite specialistiche semplicemente perché sosterebbero costi inferiori. In altri termini, si potrebbe configurare un eccesso di prevenzione, a causa dei minori costi che un assicurato sopporta per sottoporsi a una visita medica.

Indagando sull'influenza che il trattamento ha sulla variabile dipendente e controllando per l'endogeneità dovremmo riuscire nell'intento di misurare la componente di azzardo morale. Si procede inizialmente ad una regressione *OLS* della variabile dipendente sul trattamento,

controllando per i diversi fattori che potenzialmente rendono endogeno il trattamento stesso. In tal modo, il coefficiente della variabile trattamento rappresenterebbe la componente di azzardo morale. Tale dato però tenderà a sovrastimare l'azzardo morale perché, nonostante gli sforzi, risulta difficile rendere esogeno completamente il trattamento.

Ipotizziamo di avere un modello di regressione lineare OLS con un singolo regressore rappresentato dalla dummy del trattamento:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 D_i + u_i$$

dove D_i rappresenta la dummy del trattamento.

In un ideale esperimento controllato casualizzato (trattamento assegnato in modo casuale) con un trattamento binario, l'effetto causale può essere stimato tramite lo stimatore delle differenze, ovvero tramite lo stimatore di β_1 . Esso rappresenta l'effetto causale passando da un individuo non trattato a un individuo trattato, misurato dalla differenza attesa nei risultati tra i gruppi di trattamento e di controllo. In questo esperimento lo stimatore delle differenze è non distorto, anche se non necessariamente efficiente.

Qualora, invece, il trattamento non fosse assegnato in modo casuale (come nel caso del nostro dataset), si presenterebbero alcuni dei problemi elencati precedentemente. Il trattamento, infatti, risulterebbe correlato con l'errore e lo stimatore delle differenze risulterebbe distorto. Il *selection bias* è pari alla correlazione tra il termine di errore e la dummy che rappresenta il trattamento.

Per questo motivo risulta necessario recuperare ulteriori dati su svariate caratteristiche dei soggetti oggetto dell'analisi (variabili di controllo aggiuntive) rilevanti nel determinare il risultato sperimentale e cioè l'effetto che il trattamento ha sulla variabile dipendente.

Realisticamente il numero delle visite mediche cui un individuo decide di sottoporsi può dipendere da varie caratteristiche degli individui (stato di

salute, livello di istruzione personale e familiare, reddito) e dalle diverse attitudini e peculiarità individuali, oltre che dall'aver sottoscritto o meno una polizza assicurativa sulla salute.

Si noti che queste variabili aggiuntive non sono influenzate dal trattamento, ma possono influenzare il trattamento: la decisione di sottoscrivere un contratto assicurativo non produce cambiamenti nell'istruzione preesistente, nelle aspirazioni, nel reddito. Se queste caratteristiche individuali sono fattori che determinano il risultato Y_i , in aggiunta al trattamento D_i , allora esse si trovano implicitamente nell'errore. Perciò, il modello di regressione può essere modificato in modo che queste caratteristiche entrino esplicitamente nella regressione. Assumendo che esse entrino linearmente:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 n_healthproblem_i + \beta_3 inc_i + \dots + u_i$$

Lo stimatore OLS di β_1 , in questo nuovo modello è lo stimatore delle differenze con regressori addizionali. Se valgono le assunzioni dei minimi quadrati per la regressione multipla allora gli stimatori OLS dei coefficienti sono non distorti e consistenti.

Esistono due circostanze rilevanti in cui lo stimatore delle differenze con regressori addizionali è consistente (vale l'indipendenza in media condizionata¹⁰), nonostante la correlazione tra le variabili addizionali e u_i (sebbene gli stimatori OLS dei coefficienti delle variabili addizionali non lo siano in generale).

¹⁰ In alcune applicazioni l'assunzione che la media condizionata di u_i sia nulla:

$$E(u_i | D_i; n_healthproblem_i; inc_i; \dots) = 0$$

non è strettamente necessaria. In breve, l'aspettativa condizionata di u_i dato D_i e le variabili addizionali (stato di salute, reddito, ecc.) non deve dipendere da D_i , sebbene possa dipendere dalle variabili addizionali. In alcuni casi lo stimatore delle differenze con regressori addizionali è comunque consistente, sotto l'ipotesi di indipendenza in media condizionata.

Il primo è il caso in cui il trattamento è assegnato in modo casuale e cioè D_i è incorrelato con tutte le caratteristiche dell'individuo, sia quelle incluse nella regressione (variabili addizionali) sia quelle escluse (comprese nel termine d'errore). In questo modo, D_i non cattura l'effetto di altre caratteristiche dell'individuo, considerate o meno nell'analisi.

Il secondo è il caso in cui D_i è assegnato in modo casuale condizionatamente ai regressori addizionali. In altri termini, il trattamento D_i è assegnato in modo casuale tenuto conto della dipendenza tra quest'ultimo e i regressori addizionali.

Sulla base dei dati a nostra disposizione, non vige nessuna delle due circostanze sopraelencate. Il trattamento, oltre ad essere correlato con una serie di fattori, non risulta essere assegnato in modo random. Tuttavia, aggiungendo questi fattori all'interno della regressione, possiamo risolvere (in parte) il problema di distorsione da selezione campionaria.

In questo modo, il trattamento risulterà assegnato in maniera casuale condizionatamente ai regressori addizionali.

Quindi, investigare sul *causal effect* significa catturare la (reale) magnitudine dell'effetto di una certa variabile (*trattamento*) rispetto a una variabile di interesse (*outcome*). Tuttavia, questa relazione nella maggior parte dei casi è spuria perché endogena. Anche trattamenti all'apparenza non significativi possono risultare tali se depurati da fattori endogeni sottostanti la relazione tra il *treatment* e l'*outcome* osservato. La vera relazione (sottostante) potrebbe essere profondamente diversa da quella osservata in prima analisi. Pertanto per giungere a conclusioni plausibili bisogna prendere i dovuti accorgimenti.

Per tale motivo si va ad introdurre un modello più elaborato che ci consentirà di isolare in maniera più attendibile la componente di azzardo morale.

Il modello utilizzato allo scopo è il *difference-in-difference model*. Sulla base di tale analisi, l'effetto causale ricercato è l'impatto sul numero di visite specialistiche (*variabile dipendente*, Y) a seguito della sottoscrizione di contratti assicurativi sulla salute (*trattamento*, D). L'obiettivo è quello di osservare come varia il comportamento degli individui (in termini di sottoposizione ad esami medici specialistici) a seguito della sottoscrizione di una polizza assicurativa sulla salute (*treatment*, D), spiegato dalla seguente espressione:

$$E[Y_{1i} - Y_{0i}]$$

dove Y_{1i} rappresenta il numero di visite mediche specialistiche cui si sottopone l'individuo i qualora risulti assicurato ($D_i = 1$) e Y_{0i} rappresenta il numero di visite mediche specialistiche cui si sottopone l'individuo i qualora risulti non assicurato ($D_i = 0$).

Evidenza di *treatment effect*, non spiegato dallo stato di salute degli individui, in presenza di alcuni accorgimenti, potrebbe essere plausibilmente spiegato da azzardo morale. In altre parole individui assicurati tenderebbero a sottoporsi maggiormente a visite mediche perché sosterebbero un costo inferiore rispetto agli individui non-assicurati (la polizza assicurativa copre parte delle spese mediche preventive) e non perché sono individui con uno stato di salute più cagionevole.

Attraverso i dati a nostra disposizione non possiamo osservare l'effetto causale, ovvero $E[Y_{1i} - Y_{0i}]$.

Ovviamente, per ogni individuo si conosce solo un valore tra Y_{1i} e Y_{0i} , pertanto non possiamo stimare l'effetto causale direttamente. Tuttavia, si potrebbe stimare il valore atteso della differenza tra il numero di visite mediche per gli individui trattati rispetto a quelli non trattati, ma siccome il trattamento non è assegnato in maniera casuale incorriamo in problemi di *selection bias*. In altre parole, la variabile trattamento risulta endogena e quindi l'influenza sulla variabile dipendente potrebbe essere spiegata da

altri fattori che a loro volta influenzano anche la decisione di assicurarsi o meno. Pertanto, bisogna tenere in considerazione questo problema nell'analizzare il *causal effect*.

Nello specifico, sulla base del nostro dataset, è possibile osservare solo la seguente differenza:

$$E[Y_i | D_i = 1] - E[Y_i | D_i = 0]$$

data da:

$$E[Y_{1i} | D_i = 1] - E[Y_{0i} | D_i = 1] + E[Y_{0i} | D_i = 1] - E[Y_{0i} | D_i = 0]$$

La prima differenza rappresenta l'effetto medio del trattamento sui trattati, *ATT*, interpretabile come azzardo morale. Se tale differenza, infatti, risultasse positiva significherebbe che gli stessi individui, se non fossero stati assicurati, a parità di condizioni, si sarebbero sottoposti a un minor numero di visite mediche.

La seconda differenza, invece, rappresenta la differenza tra il numero medio delle visite mediche cui si sarebbero sottoposti gli individui trattati se non fossero stati trattati (non osservabile) e il numero medio delle visite mediche cui si sono sottoposti gli individui non trattati (osservabile). Questa differenza rappresenta il *selection bias*.¹¹

Il paragrafo successivo riporta i risultati delle analisi condotte attraverso le metodologie sopra esposte. Successivamente vengono riportate diverse analisi di robustezza. Queste ultime hanno lo scopo di confermare i risultati ottenuti e trovano origine nella particolare caratteristica che assume la variabile dipendente. Essendo una variabile multinomiale che assume valore tra zero e nove (vedi tabella 1.4), il lavoro si propone di

¹¹ Siccome il trattamento non è assegnato in maniera random, ci potrebbero essere delle componenti che influenzano entrambe le variabili: la scelta di assicurarsi e il numero di visite specialistiche. Per tale motivo, quindi, gli individui trattati tenderebbero a sottoporsi a un maggior numero di visite specialistiche. Tale componente, laddove presente, potrebbe essere interpretata, a seguito di ulteriori analisi, come selezione avversa.

confermare i risultati attraverso l'implementazione di un modello multinomiale ordinato.

Tab. 1.4 *Frequenza osservazioni variabile dipendente*

specmeditest12	Freq.	Percent	Cum.
0	490	6.72	6.72
1	629	8.62	15.34
2	467	6.4	21.74
3	674	9.24	30.98
4	1054	14.45	45.43
5	1328	18.2	63.63
6	1335	18.3	81.93
7	878	12.04	93.97
8	343	4.7	98.67
9	97	1.33	100
Total	7295	100	

Dalla tabella 1.4 si evince, infatti, che ci sono j possibili outcomes 0, 1, 2, ..., 9. Considerato che la probabilità di risposta è pari a:

$$p_j(x) \equiv Pr(y = j | x) \quad \forall j = 0, 1, 2, \dots, 9$$

l'effetto parziale si ottiene derivando tale probabilità rispetto al regressore d'interesse:

$$\frac{\partial p_j(x)}{\partial x_k}$$

Siccome la variabile dipendente assume valori discreti ordinati, si assume che il suo valore dipenda una variabile latente sottostante y^* tale per cui:

$$y_i = 0 \quad \text{if} \quad y_i < a_0$$

$$\begin{aligned}
 y_i = 1 & \quad \text{if} \quad a_0 \leq y_i < a_1 \\
 y_i = 2 & \quad \text{if} \quad a_1 \leq y_i < a_2 \\
 & \dots\dots\dots \\
 y_i = 9 & \quad \text{if} \quad y_i \geq a_8
 \end{aligned}$$

Il modello a variabile latente assume la seguente forma:

$$y_i^* = x_i \beta + u_i$$

Assumendo che u/x si distribuisca come una normale con media e zero e varianza uno, il modello in questione è un *ordered probit*. Data la distribuzione di u/x è possibile derivare la probabilità di risposta $p_i(x) \equiv Pr(y = j | x)$ e formulare la funzione di massima verosimiglianza con lo scopo di ottenere la stima dei vettori α e β .

Assumendo che x ed u siano indipendenti si avrà che:

$$\begin{aligned}
 Pr(y = 0 | x) &= Pr(x\beta + u < a_0) = Pr(u < a_0 - x\beta) = \Phi(a_0 - x\beta) \\
 Pr(y = 1 | x) &= Pr(a_0 \leq x\beta + u < a_1) = Pr(a_0 - x\beta \leq u < a_1 - x\beta) \\
 &= \\
 &= \Phi(a_1 - x\beta) - \Phi(a_0 - x\beta)
 \end{aligned}$$

.....

$$Pr(y = j | x) = Pr(x\beta + u \geq a_8) = Pr(u \geq a_8 - x\beta) = 1 - \Phi(a_8 - x\beta)$$

Il metodo di stima utilizzato per questo modello è il metodo della massima verosimiglianza (MSE), che passa dalla costruzione del logaritmo della funzione di massima verosimiglianza. Si definisce, quindi, una variabile Z_{ij} che assume valore uno quando $y_i = j$ e zero altrimenti. La funzione *log-likelihood* assume la seguente forma:

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \sum_{j=0}^9 Z_{ij} \ln [\Phi_{ij} - \Phi_{i,j-1}]$$

dove N rappresenta il numero di osservazioni considerato nell'analisi e $\Phi_{ij} = \Phi(a_j - x \beta)$ and $\Phi_{ij-1} = \Phi(a_{j-1} - x \beta)$ rappresentano le funzioni di ripartizione relative alla distribuzione normale standardizzata.

Massimizzando il logaritmo della funzione di massima verosimiglianza si ottiene, attraverso metodi di massimizzazione iterativa, quali il metodo di Newton-Raphson, il vettore di parametri β che massimizza la funzione di verosimiglianza. L'effetto marginale risulta pari a:

$$\frac{\partial p_j(x)}{\partial x_k} = \beta_k Pr(y_i=j|x)$$

Un'ulteriore analisi di robustezza viene fornita attraverso il modello *Tobit*. Tale modello trova origine dalla natura della variabile dipendente che risulta troncata al valore zero. Dalla tabella 1.4 si evince che per tale variabile è presente in zero una massa di osservazioni. Attraverso un *censored regression model*, modelliamo distintamente gli individui che non si sottopongono a visite mediche dagli altri individui. La specificazione generale del modello è:

$$y_i^* = x_i \beta + u_i$$

$$y_i = \max \{0, y_i^*\}$$

dove y^* è una variabile latente (non osservabile) e y è la variabile osservata nei dati.

Ipotizzando che u/x sia distribuita normalmente con media zero e varianza σ^2 , questo modello prende il nome di *Tobit model*, dove la probabilità che y assuma valori positivi è data da:

$$Pr(y > 0 | x) = Pr(x \beta + u > 0) = Pr(u > -x \beta) = \Phi\left(\frac{x \beta}{\sigma}\right)$$

Applicando le proprietà di una variabile normale troncata si avrà che:

$$E(y|x, y > 0) = E(x \beta | x, y > 0) + E(u | x, y > 0)$$

$$\begin{aligned}
 &= x\beta + E(u \mid u > -x\beta) \\
 &= x\beta + \sigma \frac{\varphi(\frac{x\beta}{\sigma})}{\Phi(\frac{x\beta}{\sigma})}
 \end{aligned}$$

dove $\frac{\varphi(\frac{x\beta}{\sigma})}{\Phi(\frac{x\beta}{\sigma})}$ rappresenta l'*Inverse Mills Ratio (IMR)* solitamente rappresentato da $\lambda(x\beta)$.

Quindi il modello assume la seguente forma:

$$y = x\beta + \sigma\lambda(x\beta) + v$$

$$\text{con } E(v \mid x, y > 0) = 0$$

Stime ottenute con un modello di regressione lineare di y_i su x_i , solo per le osservazioni che presentano un $y_i > 0$ sono distorte e inconsistenti. Sotto la condizione di normalità dei residui si avrà che:¹²

$$\begin{aligned}
 E(y \mid x) &= Pr(y > 0) * E(y \mid x, y > 0) + Pr(y = 0) * 0 = \Phi\left(\frac{x\beta}{\sigma}\right) x\beta + \sigma \\
 &\quad \varphi\left(\frac{x\beta}{\sigma}\right) \\
 &= \Phi\left(\frac{x\beta}{\sigma}\right) [x\beta + \sigma\lambda(a)]
 \end{aligned}$$

Pertanto, per ottenere stime consistenti, oltre a considerare il contributo delle osservazioni per cui y_i è positivo:

$$f(y_i \mid x_i) = \varphi\left(\frac{y - x\beta}{\sigma}\right)$$

¹² Per tale tipo di modello la funzione di probabilità (*pdf*) è pari a:

$$f(y) = [f(y^*)]^d [F(0)]^{1-d}$$

dove f è la funzione di densità ed F rappresenta la funzione di densità cumulata, d è una variabile che assume valore uno per $y > 0$.

bisogna considerare anche il contributo delle osservazioni per cui y_i è uguale a zero:

$$Pr(y_i = 0 | x_i) = 1 - \Phi\left(\frac{x\beta}{\sigma}\right)$$

Pertanto, il logaritmo della funzione di verosimiglianza assume la seguente forma:

$$\ln f(y_i | x_i; \beta, \sigma) = \mathbf{d}_i \ln\left(1 - \ln \varphi\left(\frac{y - x\beta}{\sigma}\right)\right) + (\mathbf{1} - \mathbf{d}_i) \ln\left(1 - \Phi\left(\frac{x\beta}{\sigma}\right)\right)$$

Per calcolare gli effetti marginali si procede nel modo seguente:

$$\frac{\partial E(y^*)}{\partial x_k} = \beta_k \quad (1)$$

$$\frac{\partial E(y|y>0)}{\partial x_k} = \beta_k \{ 1 - \lambda(a) \left[\left(\frac{x\beta}{\sigma}\right) + \sigma \lambda(a) \right] \} \quad (2)$$

$$\frac{\partial E(y)}{\partial x_k} = \beta_k \Phi\left(\frac{x\beta}{\sigma}\right) \quad (3)$$

dove con la (1) si calcola l'effetto marginale sulla variabile latente y^* , con la (2) si calcola l'effetto marginale sul valore atteso di y solo per le osservazioni caratterizzate da $y > 0$ (individui che si sottopongono ad almeno un visita medica) e con la (3) si ottiene l'effetto marginale sul valore atteso di y considerando sia le osservazioni per cui $y = 0$ e sia quelle per cui $y > 0$.

1.5 Risultati

In prima battuta analizziamo i fattori che potenzialmente rendono endogeno il trattamento. La tabella 1.5 mostra tali fattori. La variabile *lnincome_2012* rappresenta il logaritmo naturale del reddito annuo. La variabile *sex* permette di distinguere il sesso dei soggetti, assumendo valore 1 per gli uomini e 2 per le donne. La variabile *region_2012* consente di distinguere gli individui per regione di residenza (nord-est,

centro-nord, sud, ovest). La variabile *education_2012* rappresenta il più alto grado di istruzione conseguito dall'individuo *i*. La variabile *alcohol_2012* è un proxy di dipendenza da bevande alcoliche. *Physicalactivities_2012* rappresenta invece la frequenza registrata dagli individui in termini di attività fisica. Le variabili *age_2012* e *weight_2012* riportano l'età e il peso degli individui considerati nell'analisi, al momento dell'intervista.

Tab. 1.5 *Fattori potenzialmente endogeni al trattamento*

	(i)	(ii)
n_healthproblem	0.006 (4.22)***	0.003 (2.47)**
lnincome_2012	0.094 (21.90)***	0.083 (19.78)***
sex	0.022 (2.22)**	-0.026 (2.65)***
region_2012	-0.029 (5.93)***	-0.025 (5.31)***
education_2012	0.008 (5.21)***	0.006 (3.97)***
alcohol_2012	0.015 (1.61)	0.017 (1.91)*
physicalactivities_2012	0.003 (0.29)	0.008 (0.81)
age_2012	0.005 (2.42)**	0.001 (0.46)
weight_2012	0.000 (3.05)***	0.000 (1.33)
specmeditest10		0.031 (15.06)***
<i>N</i>	5,908	5,708

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Differentemente dalla prima colonna, la seconda colonna contiene anche la variabile dipendente ritardata (*specmeditest10*). I coefficienti riportati nella tabella 1.5 possono essere interpretati come gli effetti marginali dei

regressori sul trattamento. I segni dei coefficienti sono in linea con le aspettative. Le variabili legate direttamente allo stato di salute (*n_healthproblem*, *alcohol_2012*) hanno un impatto positivo sulla decisione di sottoscrivere o meno una polizza assicurativa. Si consideri però che la variabile *alcohol_2012* risulta statisticamente non significativa, perchè plausibilmente risulta inglobata dalla variabile *n_healthproblem*.

Il coefficiente della variabile *lnincome_2012* risulta statisticamente significativo e il segno risulta in linea con le aspettative. Gli individui che percepiscono redditi più elevati tendono a stipulare polizze assicurative con maggiore probabilità. In altri termini, il segno positivo del coefficiente ci porta a concludere che il livello di reddito influenza la decisione degli individui in merito alla sottoscrizione di polizze assicurative. Sembra opportuno soffermarsi sulla magnitudine di tale coefficiente. L'effetto del reddito può essere interpretato come il risultato di due forze contrastanti. Da un lato gli individui più benestanti tendono ad acquistare una polizza assicurativa con maggiore probabilità poichè, avendo un maggiore reddito disponibile, il premio assicurativo tende ad incidere meno sulle loro finanze. Dall'altro lato, però, gli individui ricchi, avendo una maggiore capacità di affrontare spese mediche non preventivate legate ad un ipotetico aggravamento dello stato di salute, tendono ad essere meno interessati a contratti di assicurazione. I coefficienti delle variabili *region_2012* e *sex_2012* ci mostrano invece che gli individui che risiedono nelle regioni del nord, ed in particolare le donne, tendono ad acquistare una polizza con maggiore probabilità. La variabile *age_2012* mostra inoltre che gli anziani tendono ad essere maggiormente interessati a questo tipo di assicurazione. Inoltre, dalla tabella 1.5 risulta evidente che il livello di istruzione ha un effetto positivo sulla decisione di sottoscrivere contratti di assicurazione.

Per quanto riguarda la variabile dipendente ritardata, il segno e la magnitudine del coefficiente ad essa relativo suggeriscono che gli individui che in precedenza si sono sottoposti ad un elevato numero di visite mediche tendono ad acquistare con maggiore probabilità una

polizza assicurativa. In altri termini, sembra che ci sia una relazione positiva tra il numero di visite specialistiche effettuate negli anni precedenti e il trattamento.

La tabella 1.6 mostra la relazione esistente tra la variabile *treat* e le visite mediche specialistiche passate, con l'obiettivo di valutare se e come il numero di visite specialistiche effettuate negli anni passati incide sulla decisione dell'individuo di sottoscrivere una polizza assicurativa sulla salute. Dall'analisi effettuata risulta evidente che il coefficiente di *specmeditest10* risulta significativo statisticamente. La prima colonna riporta l'analisi effettuata sugli individui che nei ventiquattro mesi precedenti l'anno 2010 non avevano sottoscritto alcuna polizza assicurativa sulla salute. Per tali individui la decisione circa la sottoscrizione di un contratto assicurativo per gli anni a venire è fortemente influenzata dal numero delle visite specialistiche effettuate in passato. Tali individui, conoscendo personalmente il proprio effettivo stato di salute e la loro storia medica passata, decidono su tale base la convenienza o meno dell'assicurazione sanitaria. Se ci concentriamo, invece, sugli individui che nell'anno 2010 già risultavano assicurati, la relazione tra la variabile *specmeditest10* e il trattamento risulta essere molto più lieve. Probabilmente questi individui, conoscendo il proprio effettivo stato di salute e i motivi che li avevano spinti a sottoporsi ad una certa gamma di visite mediche, sono indotti a tenere meno in considerazione il numero di visite mediche passate nella decisione di stipula di un nuovo contratto assicurativo. Una possibile interpretazione potrebbe essere la seguente. Questi individui, poiché assicurati, si sono sottoposti a più visite mediche di quelle necessarie. Essendo a conoscenza di essersi comportati in modo opportunistico, sanno bene che il numero delle visite mediche precedenti (rappresentato dalla variabile *specmeditest10*) non è una variabile determinante nell'influenzare la decisione di sottoscrivere un nuovo contratto assicurativo.

Tab. 1.6 *Influenza delle visite mediche passate sul trattamento*

	Treat	
	healthplan2010=no	healthplan2010=yes
specmeditest10	0.031 (4.05)***	0.006 (4.09)***
n_healthproblem	0.008 (1.67)*	0.002 (2.02)**
lnincome_2012	0.038 (2.77)***	0.038 (12.61)***
sex	0.004 (0.11)	-0.020 (2.82)***
region_2012	-0.058 (3.18)***	-0.007 (2.05)**
education_2012	0.005 (1.27)	0.002 (1.74)*
physicalactivities_2012	0.045 (1.18)	-0.012 (1.56)
age_2012	0.011 (1.56)	-0.000 (0.07)
weight_2012	0.001 (2.05)**	-0.000 (0.40)
<i>N</i>	965	4,753

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

L'obiettivo finale dell'analisi è quello di indagare circa la presenza di azzardo morale all'interno del mercato delle assicurazioni sulla salute. Per fare ciò, come primo risultato dell'analisi si riporta la stima dell'effetto che il trattamento ha sulla variabile dipendente, controllando per tutti quei fattori che significativamente rendono endogeno il trattamento.

La tabella 1.7 mostra un coefficiente statisticamente ed economicamente significativo del trattamento sulla variabile dipendente. Aggiungendo gradualmente ulteriori variabili esplicative è possibile notare che il coefficiente rimane significativo, anche se diminuisce di magnitudine. Rimane in ogni caso il regressore con il coefficiente più alto. Risulta evidente che lo status di assicurato/non-assicurato incide sul numero di visite specialistiche cui un individuo si sottopone. In altri termini, gli

individui assicurati tendono a sottoporsi a frequenti e variegate visite specialistiche, perché presumibilmente sostengono un costo inferiore. Risulta pertanto essere presente azzardo morale all'interno di questo mercato assicurativo.

Tab. 1.7 *Influenza del trattamento sulla variabile dipendente*

	(i)	(ii)	(iii)
treat	1.989 (30.98)***	1.674 (22.70)***	1.071 (16.10)***
n_healthproblem		0.060 (7.16)***	0.030 (4.05)***
lnincome_2012		0.113 (4.19)***	0.030 (1.25)
sex		1.354 (24.07)***	0.638 (12.32)***
region_2012		-0.035 (1.29)	0.002 (0.08)
education_2012		0.029 (3.35)***	0.010 (1.27)
alcohol_2012		-0.049 (0.90)	-0.035 (0.73)
physicalactivities_2012		-0.078 (1.25)	-0.041 (0.75)
age_2012		0.114 (10.02)***	0.048 (4.75)***
weight12		0.005 (8.10)***	0.003 (5.12)***
specmeditest10			0.504 (44.18)***
_cons	2.794 (48.19)***	-7.436 (11.02)***	-3.001 (5.00)***
R^2	0.12	0.22	0.42
N	7,282	5,907	5,707

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Osservando la seconda colonna, si può notare che le variabili associate ai coefficienti statisticamente ed economicamente più significativi sono *n_healthproblem*, *lnincome_2012* e *education_2012*. I segni di questi coefficienti sono in linea con le aspettative. Il numero di problemi di salute riscontrati da ogni individuo conduce ad un aumento del numero di visite mediche cui esso tende a sottoporsi. Gli individui che svolgono più attività fisica, cioè quelli hanno più cura del loro stato di salute, tendono sottoporsi ad un minor numero di esami medici.

Nella terza colonna è stata inserita una variabile esplicativa addizionale: la variabile dipendente ritardata (*specmeditest10*). Il segno e il significato della variabile *specmeditest10* rivelano una certa persistenza dei dati. Gli individui che in passato si sono sottoposti ad un elevato numero di visite mediche con elevata probabilità tendono a sottoporsi a numerose visite mediche negli anni a venire. *Specmeditest10* catturerebbe tutto quello che spinge gli individui a sottoporsi ad una vasta gamma di esami medici, ma che non può essere osservato direttamente (come ipocondria, o preoccupazione dovuta a malattie ereditarie). Bisogna fare però una considerazione aggiuntiva. Sebbene in letteratura si ricorra spesso all'introduzione della variabile dipendente ritardata tra i regressori del modello OLS, quale mezzo di cattura di effetti dinamici, la presenza della stessa potrebbe causare non pochi problemi di stima. Un recente lavoro sostiene che l'introduzione della variabile dipendente ritardata condurrebbe ad una serie di problematiche. Più specificamente, se risulta essere presente autocorrelazione residua all'interno del modello, l'introduzione della variabile dipendente ritardata condurrebbe ad una distorsione dei coefficienti delle variabili esplicative (*downward bias*).

Nel prosieguo, pertanto, la variabile *specmeditest10* viene esclusa dal modello di regressione, ma viene utilizzata per dividere il campione in più sottocampioni (celle). La prima cella è caratterizzata dagli individui che nell'anno 2010 hanno dichiarato di non essersi sottoposti a visite mediche specialistiche nei ventiquattro mesi precedenti l'intervista. La seconda cella include gli individui che hanno sostenuto nello stesso

periodo visite per un numero compreso tra uno e quattro¹³. La terza cella include gli individui che hanno dichiarato nell'anno 2010 di essersi sottoposti a più di quattro visite specialistiche nei ventiquattro mesi precedenti l'intervista.

Tab. 1.8 *Influenza del trattamento sulla variabile dipendente - suddivisione in celle*

	Cell=1 (i)	Cell=2 (ii)	Cell=3 (iii)
treat	0.966 (4.64) ^{***}	1.244 (12.42) ^{***}	1.360 (12.68) ^{***}
n_healthproblem	-0.021 (0.60)	0.056 (4.35) ^{***}	0.040 (4.10) ^{***}
lnincome_2012	0.049 (0.54)	0.039 (1.03)	0.051 (1.47)
sex	0.468 (2.07) ^{**}	0.868 (10.46) ^{***}	1.015 (14.36) ^{***}
region_2012	0.082 (0.77)	-0.004 (0.11)	-0.047 (1.48)
education_2012	0.043 (0.87)	0.027 (2.10) ^{**}	0.003 (0.29)
alcohol_2012	0.240 (1.17)	-0.078 (1.00)	-0.045 (0.69)
physicalactivities_2012	-0.068 (0.31)	0.012 (0.13)	-0.065 (0.84)
age_2012	0.063 (1.41)	0.078 (4.60) ^{***}	0.062 (4.48) ^{***}
weight12	0.005 (1.89) [*]	0.005 (5.32) ^{***}	0.002 (3.31) ^{***}
_cons	-4.736 (1.84) [*]	-4.360 (4.37) ^{***}	-1.565 (1.86) [*]
R ²	0.10	0.13	0.14
N	390	2,500	3,017

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

La tabella 1.8 mostra che il coefficiente del trattamento risulta positivo e statisticamente significativo per qualsiasi cella considerata. Concentriamo

¹³ La media di *specmeditest10* è pari a quattro.

l'attenzione sulla prima colonna. Tale risultato (che necessita di ulteriori approfondimenti perché basato su un subcampione ristretto di 392 osservazioni) mostrerebbe che gli individui che decidono di sottoscrivere una polizza assicurativa tendono a sottoporsi successivamente a maggiori visite mediche specialistiche a prescindere dal loro comportamento passato relativamente alle cure mediche. Tale evenienza confermerebbe la presenza di azzardo morale. Individui che nell'anno 2010 non si sono sottoposti ad alcuna visita specialistica, e che quindi plausibilmente sono immuni da problemi di salute di qualsiasi origine, una volta assicurati tendono a cambiare *modus operandi*, sottoponendosi con un'elevata probabilità a una vasta gamma di visite mediche.

Tab. 1.9 *Dettaglio frequenze - Cella 1*

Specmeditest12	Treat		Total
	no	yes	
0	126	77	203
1	62	49	111
2	26	20	46
3	23	25	48
4	11	35	46
5	7	30	37
6	2	16	18
7	2	9	11
8	1	1	2
Total	260	262	522

La tabella 1.9 mostra il dettaglio delle frequenze della cella 1. Si nota facilmente che su 522 individui che nel 2010 avevano dichiarato di non essersi sottoposti ad alcuna visita specialistica nell'arco dei ventiquattro mesi precedenti, circa la metà di essi decide di assicurarsi. Di questi, solo 77 individui su 262 si comportano in maniera coerente con la loro storia

passata (non effettuando alcuna visita specialistica). Diversamente, per quanto riguarda gli individui che decidono di non assicurarsi, ben 126 di essi decidono di non sottoporsi ad alcuna visita specialistica. Dei 262 individui che decidono di assicurarsi, 91 di essi passa da zero visite mediche a quattro o più visite mediche diverse tra loro.

Tale dato lascia presagire presenza di azzardo morale o di selezione su azzardo morale. Come ricordato in precedenza, la selezione su azzardo morale (così come spiegato da Einav et. al, 2011) è quell'eventualità che si verifica quando gli individui, anticipando il loro comportamento opportunistico futuro, tendono con maggiore probabilità a sottoscrivere un contratto assicurativo, non necessariamente legando tale decisione al proprio stato di rischio (condizioni di salute).

Al fine di confermare la presenza di azzardo morale si riporta la relazione tra il numero dei problemi di salute diagnosticati da un medico specialista nell'arco dell'intera vita dell'individuo (*dn_healthproblem*) e la gamma di visite specialistiche cui l'individuo stesso si sottopone nei ventiquattro mesi precedenti il 2012.

Tab. 1.10 *Relazione tra visite mediche specialistiche e problemi di salute diagnosticati*

	specmeditest12	
	treat=no	treat=yes
dn_healthproblem	0.632 (8.12)**	0.334 (10.14)**
_cons	2.519 (35.36)**	4.627 (147.51)**
R ²	0.04	0.02
N	1301	5812

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$

Dalla tabella 1.10 è possibile notare che tale relazione è più forte per gli individui non trattati, cioè per gli individui che risultano non assicurati. Il

coefficiente di $dn_healthproblem$ per gli individui trattati è circa la metà del coefficiente registrato dai non trattati. Risulta evidente che per gli individui non assicurati la decisione di sottoporsi a visite mediche dipende fortemente dai problemi di salute riscontrati. Diversamente accade per gli individui assicurati. Tali individui tendono a sottoporsi a visite mediche con maggiori probabilità, indipendentemente dai problemi di salute diagnosticati.

Nel prosieguo si approfondisce l'analisi riportando i risultati del modello *difference-in-difference*, che ci consente di isolare in maniera più attendibile la componente di azzardo morale, procedendo alla misura del *treatment effect*. Per implementare tale modello, vengono presi in considerazione solo gli individui che nel 2010 risultavano essere non assicurati, trascurando all'interno del *sample* tutti gli individui che non rispettano tale caratteristica. Gli individui non assicurati nell'anno 2010 vengono suddivisi in due sottogruppi:

- gli individui che nell'anno 2012 risultano essere assicurati;
- gli individui che anche nell'anno 2012 risultano essere non assicurati.

Tab. 1.11 *Individui assicurati vs. non assicurati*

	healthplan2010 = no		healthplan2010 = yes	
	Freq.	Percent	Freq.	Percent
healthplan2012 = no	848	64.34	426	7.47
healthplan2012 = yes	470	35.66	5275	92.53

Il *sample* di stima viene ristretto e vengono presi in considerazione solo gli individui presenti nella prima colonna della tabella 1.11. Su 1318 individui che risultano non assicurati nel 2010, circa il 35% di essi risultano assicurati nel 2012. A questo punto viene costruita la variabile *time*, T_i , una variabile temporale dummy che risulta pari a uno per l'anno

2012 e pari a zero per l'anno 2010. Infine, viene implementato il modello di regressione:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 T_i + \beta_3 D_i T_i + u_i$$

Si ottengono, come risultato della stima, due linee di regressione, la prima in corrispondenza di $D_i = 0$, con intercetta pari a β_0 e coefficiente angolare pari a β_2 e la seconda in corrispondenza di $D_i = 1$, con intercetta pari a $(\beta_0 + \beta_1)$ e coefficiente angolare pari a:

$$\frac{\partial E(Y|D,T)}{\partial T} = \beta_2 + \beta_3 T_i$$

La prima colonna della tabella 1.12 mostra i risultati delle stime, in assenza di variabili di controllo. La variabile *treattime*, $D_i T_i$, è una dummy che assume valore uno per gli individui che nel 2012 risultano assicurati e zero in tutti gli altri casi. Il coefficiente della variabile *treattime* è interpretabile come *treatment effect* e quindi, nel caso specifico, come azzardo morale.

Osservando la figura 1.3, risulta possibile valutare l'andamento nel tempo della variabile dipendente (*specmeditest12*) per gli individui che decidono di non assicurarsi (linea nera continua) e l'andamento che dovrebbe avere la variabile dipendente per gli individui che decidono di assicurarsi (linea nera tratteggiata), se non ci fosse azzardo morale (*treatment effect*). Tale linea rappresenta il controfattuale. Se gli individui assicurati nel 2012 non avessero sottoscritto alcuna polizza assicurativa, per essi si registrerebbe un andamento della variabile dipendente parallela alla linea nera continua.

La linea grigia rappresenta invece l'andamento effettivo registrato dalla variabile dipendente per gli individui che risultano assicurati nel 2012. La differenza verticale al tempo uno ($x=1$) tra la linea nera tratteggiata e la linea grigia rappresenta il *treatment effect* (nel nostro caso, interpretabile come azzardo morale). Il coefficiente angolare è maggiorato dal coefficiente di interazione $D_i T_i$. In altre parole, gli individui assicurati si

sottopongono a un'ampia gamma di visite mediche specialistiche, semplicemente perché sono assicurati e quindi sostengono un costo più contenuto. La differenza verticale al tempo zero ($x=0$) tra la linea nera tratteggiata e la linea nera continua rappresenta l'eterogeneità esistente tra gli individui che decidono di assicurarsi e gli individui che non si assicurano. Tale differenza potrebbe essere parzialmente interpretata come selezione avversa, a seguito di analisi aggiuntive.

Tab. 1.12 *Difference-in-difference con variabili di controllo*

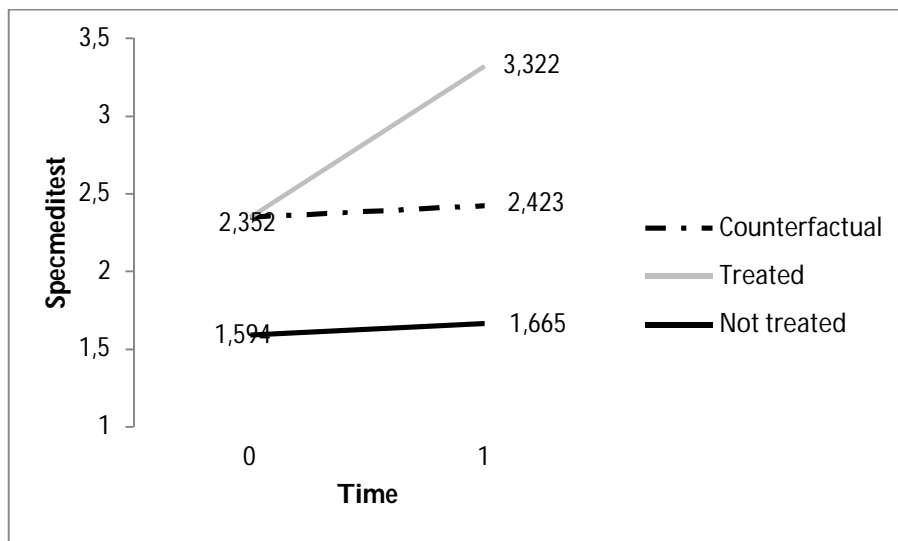
	(i)	(ii)
time	0.071 (1.33)	0.128 (2.11)**
treat	0.758 (5.90)***	0.697 (4.81)***
treattime	0.899 (5.00)***	0.785 (3.88)***
n_healthproblem		0.122 (7.91)***
lnincome_2012		-0.088 (2.02)**
education_2012		0.019 (1.68)*
_cons	1.594 (2.72)***	1.391 (1.72)*
R^2	0.08	0.12
N	2,631	1,962

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

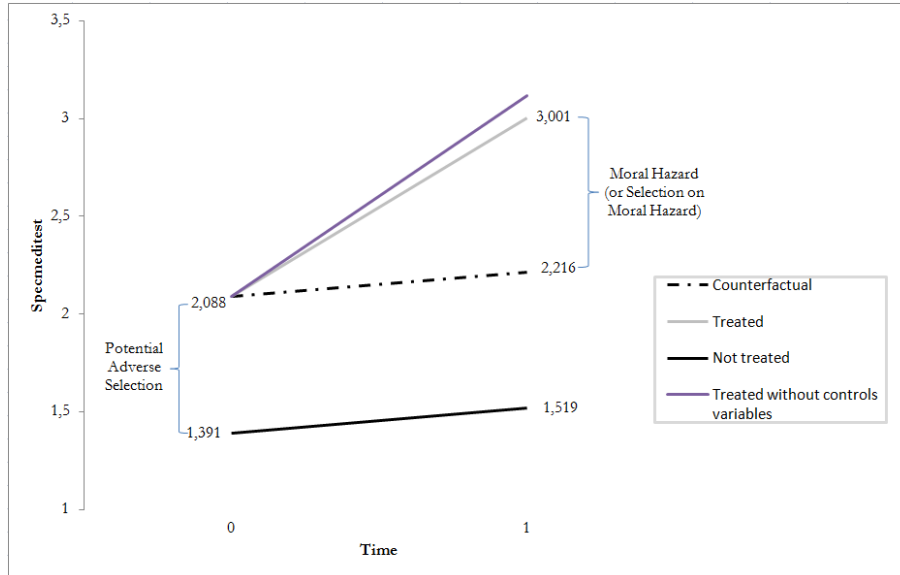
Gli individui che decidono di sottoscrivere un'assicurazione potrebbero essere gli stessi individui che già sono consapevoli di sottoporsi ad una vasta gamma di visite mediche (perché per esempio sono cagionevoli di salute). L'intercetta, infatti, per tali individui risulta maggiorata. Tale maggiorazione è spiegata proprio dall'eterogeneità esistente fra i due gruppi. Se gli individui che risultano assicurati nel 2012 non avessero sottoscritto alcun contratto assicurativo, essi avrebbero comunque

registrato un numero di visite mediche maggiore rispetto agli individui che hanno deciso di non assicurarsi (come si evince dal confronto dalla linea tratteggiata e la linea continua nera).

Fig. 1.3 *Difference-in-difference*



Si procede quindi ad inserire nel modello in questione le variabili di controllo che nelle analisi precedenti sono risultate statisticamente ed economicamente più significative. La seconda colonna della tabella 8 mostra i risultati della stima. Il coefficiente della variabile *treattime* diminuisce, e ciò indica una diminuzione del *treatment effect*. In altre termini, l'ampiezza della forbice tra la linea grigia e la linea tratteggiata in corrispondenza di $t=1$ tende a ridursi (vedi figura 1.4).

Fig. 1.4 *Difference-in-difference con variabili addizionali*

La differenza tra la linea tratteggiata e la linea continua nera al tempo 0 potrebbe incorporare la selezione avversa dovuta al rischio. Affinché si materializzi il fenomeno della selezione avversa è condizione necessaria che la compagnia assicurativa non sia in grado di discriminare tra individui, in base al loro stato di rischio. Plausibilmente le imprese assicurative riescono almeno in parte a ottenere informazioni sul rischio dei potenziali assicurati e quindi riescono a discriminare la clientela, stipulando contratti diversi (in termini di copertura e di premio) in relazione al differente grado di rischio. Pertanto solo una frazione della distanza verticale indicata in figura 1.4 potrebbe essere interpretabile come *adverse selection*. La differenza tra la linea grigia e la linea tratteggiata in corrispondenza del tempo 1 è interpretabile come azzardo morale e incorporerebbe anche il fenomeno della selezione su azzardo morale. Gli individui assicurati tendono a sottoporsi ad un numero più elevato di visite mediche specialistiche rispetto ai non assicurati. Tali individui si dividono in due categorie: quelli che si assicurano anticipando il loro

comportamento opportunistico (selezione su azzardo morale) e quelli che una volta assicurati decidono di comportarsi in maniera opportunistica (azzardo morale). Ovviamente, la differenza verticale tra la linea grigia e la linea tratteggiata potrebbe incorporare anche gli individui la cui frequenza di visite mediche potrebbe essere spiegata dall'aggravamento dello stato di salute, ma tale eventualità risulterebbe limitata, siccome tale effetto risulta catturato dalla variabile *n_healthproblem* inserita all'interno del modello di regressione. Si noti, infatti, che anche gli individui non assicurati potrebbero sottoporsi a maggiori visite a seguito dell'aggravamento del loro stato di salute e questo comporterebbe un aumento della pendenza anche della linea tratteggiata.¹⁴ La presenza di azzardo morale può essere mitigata dalla presenza di franchigie o massimali di spesa all'interno del contratto assicurativo, ma difficilmente può essere estirpata, perchè difficilmente può essere eliminata completamente l'asimmetria informativa post-contrattuale.

1.6 *Analisi di robustezza*

In questa sezione vengono riportate delle analisi di robustezza che permettono di valutare l'affidabilità delle stime riportate. Uno dei problemi che risulta necessario affrontare in questa sezione è quello dell'omissione di variabili rilevanti o di possibili errori di misura delle covariate. La presenza di tali eventualità può condurre a problemi di endogeneità e quindi a una distorsione dei risultati di stima. Per affrontare tali problematiche si utilizza il metodo delle variabili strumentali. Per applicare questo metodo bisogna trovare uno o più strumenti che risultino correlati con il trattamento (rilevanza), non

¹⁴ E' possibile ipotizzare che mediamente l'aggravamento dello stato di salute avviene con le stesse probabilità (in mancanza di selezione avversa) per gli individui assicurati e per i non assicurati. Pertanto la differenza tra la linea tratteggiata e la linea grigia (figura 1.4) non registra tale fenomeno, siccome entrambe le linee, a seguito di tale fenomeno, subirebbero mediamente la stessa variazione nella pendenza.

correlati con l'errore (esogeneità) e non correlati con il numero delle visite mediche specialistiche (esclusione). La variabile utilizzata quale strumento del trattamento, *pgovbond*, è la percentuale di ricchezza investita in titoli di Stato degli Stati Uniti. La scelta di tale variabile come strumento deriva dal seguente ragionamento: la propensione degli individui all'investimento potrebbe spiegare la scelta di sottoscrivere o meno una polizza assicurativa, senza influenzare direttamente il numero delle visite mediche effettuate. In altri termini, chi è più propenso ad investire potrebbe essere incline a stipulare con maggiore probabilità contratti assicurativi, potendo considerare gli stessi come una forma di investimento. Ovviamente vale anche il ragionamento inverso. Potendo considerare i contratti di assicurazione come una forma alternativa di investimento, chi investe in polizze assicurative tende ad investire meno in altre attività. La tabella 1.13 mostra che la variabile strumentale scelta risulta negativamente correlata con il trattamento, ma non risulta direttamente correlata con le visite mediche specialistiche.

Tab. 1.13 *Condizioni di rilevanza e di esclusione*

	specmeditest12	treat
<i>pgovbond</i>	-0.111 (1.13)	-0.049 (2.94)***
<i>_cons</i>	4.479 (82.51)***	0.844 (91.06)***
R^2	0.00	0.00
N	4,340	4,335

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Come si può notare dalla tabella 1.14, a seguito dell'implementazione dell'*IV model*, il coefficiente del trattamento rimane positivo e statisticamente significativo. Questo risultato sembra confermare l'assenza di causalità inversa. In linea con questa analisi, gli individui assicurati tendono a sottoporsi in media a 2,77 visite mediche addizionali

rispetto agli individui non assicurati, per motivi che non sono ricollegabili allo stato di salute.

Tab. 1.14 *Regressione 2sls*

VARIABLES	(i) Step one treat	(ii) Step two specmeditest12
treat		2.77** (1.3390)
n_healthproblem		0.09*** (0.0107)
pgovbond	-0.05*** (0.0168)	
constant	0.84*** (0.0093)	1.90* (1.1045)
Observations	4,335	3,799
R-squared	0.002	0.107

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Considerata la peculiarità della variabile dipendente, si ritengono necessarie ulteriori analisi di robustezza. Ricordiamo che la variabile dipendente *specmeditest12* è stata costruita aggregando tutte le tipologie di visite mediche specialistiche cui si sono sottoposti gli individui nei ventiquattro mesi precedenti l'anno dell'intervista (2012). Tale variabile assume valori da zero a nove. Pertanto assume la forma di una variabile multinomiale.

Pertanto, il modello di regressione che si utilizzerà di seguito sarà un modello *probit* con variabile dipendente multinomiale ordinata. Il trattamento sarà rappresentato dalla stessa dummy che caratterizza lo status assicurato/non-assicurato. La tabella 1.15 mostra i risultati di tale analisi. A seguito della modifica dello status, da non assicurato ad assicurato, gli individui tendono a sottoporsi ad un maggiore numero di visite specialistiche. La probabilità per tali individui di non sottoporsi

affatto a visite specialistiche è pari a 0.051 circa, mentre la probabilità di sottoporsi ad un numero pari a cinque visite specialistiche tende ad essere pari a 0.193. La terza colonna riporta come si modifica la probabilità a seguito del cambiamento dello status. Concentriamoci sul segno. La decisione di sottoscrivere un contratto assicurativo comporta una riduzione della probabilità di sottoporsi a zero visite specialistiche, mentre si registra un marcato aumento della probabilità di sottoporsi a sei visite mediche. Dalla lettura della tabella risulta evidente che il solo fatto di assicurarsi spinge in aumento il numero delle visite specialistiche fino ad un numero massimo medio pari a cinque o sei. Si può dedurre che gli individui che si sottopongono a visite con frequenza superiore a sei sono quei soggetti che mediamente hanno evidenti problemi di salute, e che quindi si sottopongono a numerose visite specialistiche, a prescindere dallo status di assicurato/non assicurato.

Tab. 1.15 *Ordered Probit Model*

<i>Dependent variable (outcome)</i>	<i>Pr(specmeditest=outcome)</i>	<i>dy/d_treat</i>
specmeditest=0	0.05111284	-0.1538919
specmeditest=1	0.08409006	-0.1084595
specmeditest=2	0.06670805	-0.0480967
specmeditest=3	0.09904643	-0.0369755
specmeditest=4	0.15617704	-0.0030104
specmeditest=5	0.19323840	0.0630922
specmeditest=6	0.18561242	0.1194418
specmeditest=7	0.11340642	0.1053411
specmeditest=8	0.04807770	0.0480777
specmeditest=9	0.00999181	0.0144811

Le regressioni include la variabile *n_healthproblem*, valutate intorno al suo valore medio.

Ai fini di confermare i risultati riportati nel paragrafo precedente, si stimano i risultati utilizzando un modello che rispecchia un'ulteriore caratteristica della variabile dipendente. Si osservi la natura della variabile

dipendente. Essa risulta troncata in zero, e poco meno del 7% del campione si attesta a questo livello. Si effettua pertanto una stima utilizzando un modello per dati censurati: modello *Tobit*.

Nello specifico, la variabile dipendente presenta una massa di osservazioni concentrate in zero. Si prosegue, dunque, alla stima di un modello *Tobit left-censoring limit* con valore in zero.

Il modello *Tobit*, infatti, permette di valutare separatamente gli individui che decidono di sottoporsi ad una o più visite mediche (variabile dipendente maggiore di zero) dalla totalità degli individui inclusi nel campione.

Tab. 1.16 *Tobit Model*

```

y = E(specmeditest12|specmeditest12>0) (predict, ystar(0,.))
= 4.4296869

```

variable	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]	X
treat*	1.806959	.07588	23.81	0.000	1.65823 1.95569	.833812

```

y = E(specmeditest12|specmeditest12>0) (predict, e(0,.))
= 4.527611

```

variable	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]	X
treat*	1.564103	.0625	25.03	0.000	1.44161 1.6866	.833812

(*) dy/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1

La tabella 1.16 mostra gli effetti marginali che si ottengono a seguito dell'implementazione modello *Tobit*. Il modello di regressione contiene, come variabili di controllo, tutte le variabili presenti nella seconda colonna della tabella 7, con lo scopo di rendere i risultati facilmente comparabili. Secondo il modello *Tobit*, vi potrebbe essere una variabile latente (y^*) che spingerebbe una frazione di individui a non sottoporsi ad

alcun esame medico (impossibilità di sottoporsi a visita, avversione verso gli esami medici, inclinazione verso le cure omeopatiche) per motivi non direttamente collegabili allo stato di salute.

I primi risultati della tabella mostrano che, considerando la totalità delle osservazioni, l'effetto marginale del trattamento sulla variabile dipendente è pari a circa 1.806, in linea con il modello OLS presentato nella tabella 1.7 (pari a 1.742). La seconda parte della tabella 16 mostra che, se ci si focalizza solo sugli individui che hanno deciso di sottoporsi ad almeno una o a più visite mediche ($specmeditest12 > 0$), l'effetto marginale del trattamento sulla variabile dipendente tende ad essere uguale a 1.564. Quindi l'effetto marginale del trattamento tende ad avere una magnitudine più contenuta, conservando la significatività statistica.

1.7 Conclusioni

In questo capitolo abbiamo valutato la presenza di problemi di azzardo morale nel mercato delle assicurazioni sulla salute. Utilizzando un modello *difference-in-difference*, abbiamo dimostrato che, rispetto ai non assicurati, gli individui assicurati tendono a comportarsi in maniera poco coerente rispetto al proprio stato di salute e rispetto alla propria storia medica passata, sottoponendosi a frequenti visite specialistiche, anche le più disparate. Tale comportamento non risulta giustificato dallo stato di salute o da un aggravamento dello stesso. Gli individui non assicurati, invece, tendono a mantenere un comportamento coerente con il proprio stato di salute. La presenza di azzardo morale risulta evidente confrontando il comportamento degli individui assicurati con il rispettivo controfattuale, costruito ad hoc, attraverso il modello *difference-in-difference*. Tale confronto permette inoltre di scindere il problema dell'azzardo morale da quello della selezione avversa. Quest'ultima, infatti, viene registrata separatamente, confrontando il controfattuale con il comportamento degli individui non assicurati. I risultati sono stati sottoposti a una serie di analisi di robustezza, utilizzando il metodo delle

variabili strumentali (*IV model*) e i metodi *ordered probit* e *tobit model*. Tali ultime due analisi risultano opportune e appropriate, considerata la conformazione della variabile dipendente, che si presenta come una variabile multinomiale ordinata, con un massa di osservazioni in zero. I risultati confermano che al variare dello status degli individui, da non assicurati ad assicurati, le visite mediche specialistiche tendono ad aumentare e tende a comprimersi in maniera considerevole la probabilità di non sottoporsi ad alcuna visita medica. Tale comportamento, ancora una volta, risulta svincolato dai problemi di salute degli individui, escludendo quindi che i risultati configurino uno scenario di selezione avversa.

Tab. 1.16 *Confronto tra modelli*

	Symple OLS		Diff-in-diff	
	Without control variables	With control variables	Without control variables	With control variables
Extent of moral hazard	1.989 (30.98) ^{***}	1.071 (13.94) ^{***}	0.899 (5.03) ^{***}	0.785 (3.80) ^{***}

La tabella 1.16 mostra che passando dal modello OLS al modello difference-in-difference e aggiungendo all'interno della stima una serie di variabili di controllo, il coefficiente che misura la componente di azzardo morale tende a ridursi, pur rimanendo sempre statisticamente ed economicamente significativo. Risulta alquanto evidente che attraverso un'analisi poco approfondita si tenderebbe a sovrastimare il problema dell'azzardo morale, ottenendo stime caratterizzate da *upward bias*.

Dalla lettura dell'ultima colonna della tabella 16 si può concludere che, prendendo in considerazione un gruppo di quattro individui assicurati, 3 di essi tendono a sottoporsi ad almeno una visita medica addizionale, per

il semplice fatto di non sostenerne il costo nella sua interezza. Si concretizzerebbe pertanto la presenza di azzardo morale all'interno di tale mercato assicurativo.

CAPITOLO 2

LA DISUGUAGLIANZA È DANNOSA PER LA CRESCITA?

Focus

Il secondo capitolo analizza il rapporto tra disuguaglianza e crescita attraverso un'analisi panel. Nello specifico è stato utilizzato un fixed effects model con l'obiettivo di valutare la direzionalità tra le due variabili. L'idea del lavoro è che una distribuzione ineguale della ricchezza possa condurre a un inasprimento delle condizioni economiche, e quindi a una minore crescita. A differenza di gran parte della letteratura in materia, il campione su cui sono state condotte le stime è composto di paesi relativamente omogenei tra loro in termini di istituzioni e cultura, quali quelli del Sudamerica e dell'America Centrale. Ciò allo scopo di evitare che l'eterogeneità tra paesi possa inficiare i risultati empirici. I dati utilizzati, principalmente fonte Banca Mondiale, riguardano 10 paesi per un periodo temporale che va dal 1970 al 2013. I risultati ottenuti mostrano che la disuguaglianza costituisce effettivamente un freno alla crescita economica, e ciò sia a causa dell'instabilità politica e sociale, sia a causa della riduzione della domanda interna. Inoltre, attraverso un modello di scomposizione degli effetti fissi (*fevd model*), si è visto che le variabili geografiche rivestono un ruolo marginale nella relazione tra disuguaglianza e crescita. Ciò può essere ascritto all'omogeneità dei paesi che si è scelto di includere nel campione. I risultati risultano infine robusti al variare della metodologia applicata: il modello delle variabili strumentali e il modello random effects, implementato a seguito della lettura del test di Hausman, confermano l'esistenza della relazione negativa tra le variabili in esame.

2.1 *Introduzione*

Gran parte della letteratura che si occupa di studiare la crescita economica e le sue determinanti parte da un duplice interrogativo: cosa genera la crescita? Perché alcuni paesi crescono più velocemente di altri?

L'idea del presente lavoro è di analizzare il ruolo di una non equa distribuzione della ricchezza (all'interno di una nazione) sulla crescita economica.

La disuguaglianza, intesa in senso ampio, tende ad identificare tutte le differenze nel livello di benessere registrate dai differenti strati della popolazione, all'interno di una determinata nazione. Tali differenze si concretizzano principalmente nella disparità nel livello dei consumi, della distribuzione della ricchezza, nell'accesso all'istruzione e all'assistenza socio/sanitaria.

Gran parte della letteratura considera la disuguaglianza come uno dei fattori determinanti nell'influenzare negativamente la crescita di un paese. Secondo tale filone di letteratura, la disuguaglianza incidendo sia sulla qualità delle istituzioni che sulle dinamiche sociali interne ed esterne di un paese, tende a rallentare lo sviluppo imprenditoriale, frenando il progresso tecnologico. A tale motivazioni se ne aggiungono ulteriori, quali l'instabilità socio-economica o l'aumento della criminalità.

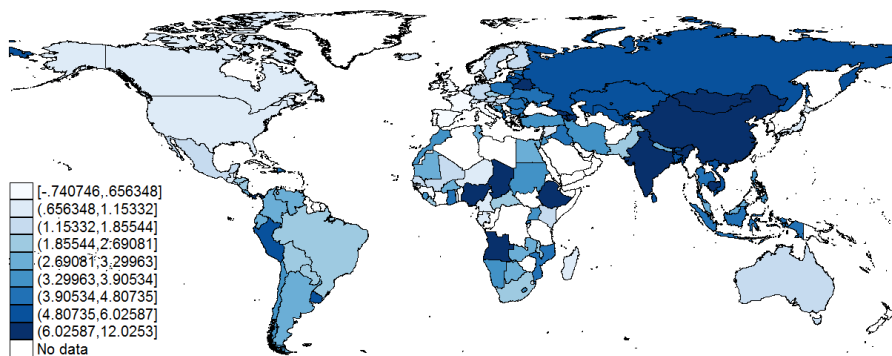
Nel portare avanti tale analisi si va incontro ad una serie di difficoltà. La crescita economica tende ad essere legata a una lunga serie di dinamiche storiche, geografiche, istituzionali. Lo scopo del presente lavoro è quello di isolare l'influenza che il fattore disuguaglianza assume sulla crescita di una nazione. Bisogna pertanto essere cauti nell'evitare che le stime subiscano distorsioni da variabili omesse o da errori di misura delle covariate, ma anche nell'interpretare correttamente i risultati, cercando di mitigare eventuali problemi di *reverse causality*.

La disuguaglianza può essere misurata attraverso diverse modalità. La scelta di utilizzare una misura piuttosto che un'altra dipende da una serie di fattori, quali disponibilità dei dati e compatibilità con l'analisi che si vuole portare avanti. Sovente il livello di disuguaglianza viene misurato con il reddito pro-capite, sebbene tale variabile non rappresenti perfettamente il benessere di un individuo, perché prescinde dalla

valutazione di fattori non trascurabili, quali ad esempio i mutamenti sociali o geografici.

Nel presente lavoro viene presa in considerazione la disuguaglianza nella distribuzione del reddito pro-capite. Un indice che permette di ottenere tale informazione è l'indice di Gini. Quest'ultimo misura la disuguaglianza rapportandola ad un ipotetica distribuzione del reddito perfettamente egualitaria. E' un numero compreso tra zero e cento. Valori bassi del coefficiente indicano una distribuzione abbastanza omogenea. Valori alti del coefficiente si concretizzano in uno stato di disuguaglianza abbastanza accentuato. In particolare esso misura lo scostamento tra la distribuzione effettiva del reddito o del consumo degli individui/famiglie all'interno di un'economia e una distribuzione ipotetica perfettamente egualitaria.

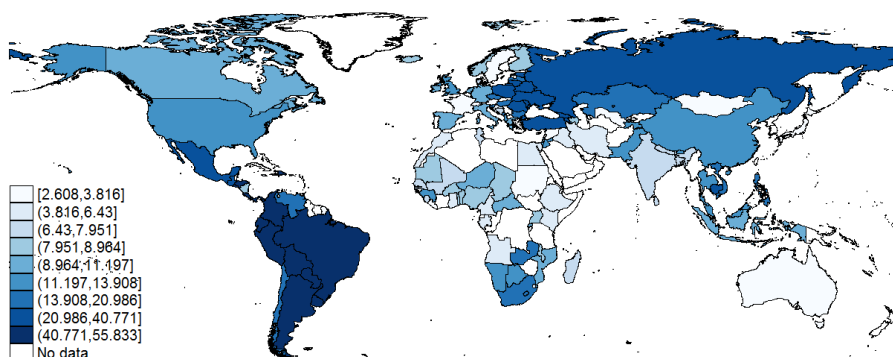
Fig. 2.1 *Tasso di crescita Pil procapite*



L'idea progettuale del presente *paper* è la seguente: paesi più diseguali tendono a crescere in maniera più contenuta. Per verificare tale ipotesi si procede ad una prima analisi grafica preliminare. A tale scopo si rapporta la crescita media (misurata dal tasso di crescita del Pil procapite) con l'indice di Gini medio, registrato negli anni 2012-2013. La figura 2.1

mostra la crescita del Pil pro-capite¹⁵. I paesi caratterizzati da un tasso di crescita più elevato sono contraddistinti da un colore più scuro. La figura 2.2 mostra l'indice di Gini. I paesi caratterizzati da un livello di disuguaglianza maggiore sono contraddistinti da un colore più scuro.¹⁶

Fig. 2.2 *Gini Index*



Qualora risultasse vera l'affermazione secondo cui paesi diseguali crescono meno, per ogni singolo paese, ad un colore scuro (o chiaro) della figura 2.1 si deve contrapporre un colore chiaro (o scuro) della figura 2.2. Il Sudamerica mostra un'evidente relazione negativa tra le variabili esaminate. Risulta, infatti, essere caratterizzato da un elevato grado di disuguaglianza e da un modesto tasso di crescita medio. Anche il Nord America, l'Asia e in maniera meno evidente l'Europa risultano confermare tale relazione negativa, in corrispondenza di determinate nazioni. Questa prima analisi grafica ci spinge a guardare con maggiore attenzione alle relazioni esistenti tra le variabili esaminate e ad indagare in maniera approfondita la causalità dei fenomeni.

¹⁵ Tasso annuo di crescita percentuale del PIL pro capite, a valuta costante. Il PIL pro capite è calcolato come il rapporto tra il prodotto interno lordo e la numerosità della popolazione registrata a metà anno.

¹⁶ I dati sull'indice di Gini provengono dalla *World Bank*.

L'idea progettuale si concretizza nel tentativo di valutare se la disuguaglianza incide o meno sulla crescita economia di una nazione, senza trascurare tutta una serie di variabili che pure rivestono un'importanza non trascurabile nella spiegazione di tale fenomeno. Si pensi per esempio al ruolo rivestito dalla geografia, dalle condizioni climatiche e dalle istituzioni. Si ricordi che Rodrik et al. (2004) individuano nelle istituzioni le principali determinanti della crescita. Sachs (2003), Acemoglu et al. (2001) mostrano empiricamente il ruolo predominante che rivestono le variabili geografiche nello sviluppo di una nazione.

2.2 *Rassegna della letteratura*

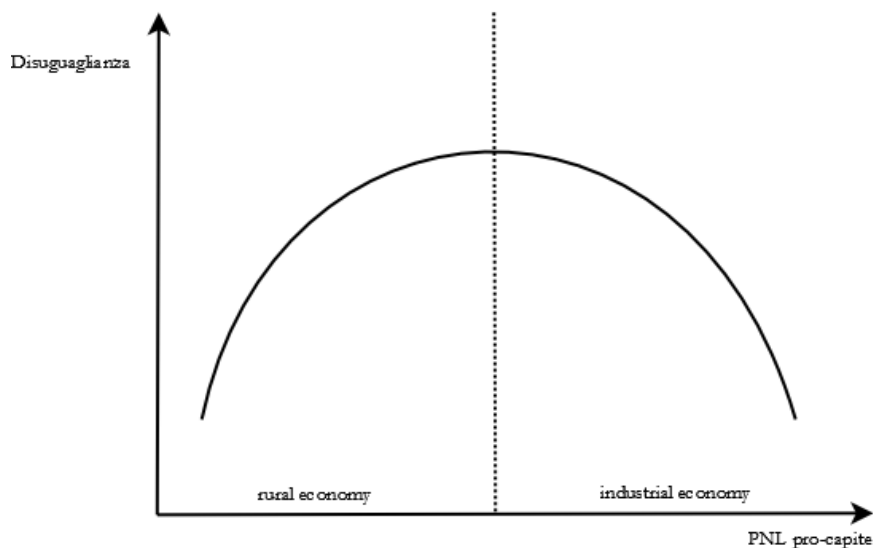
Gran parte della letteratura economica si interroga sulle principali cause delle differenze di reddito tra i vari paesi. Sebbene i fattori individuati siano molteplici, molta attenzione destano le variabili geografiche e le variabili rappresentative delle istituzioni. Nonostante ci siano molti filoni di pensiero in merito ai fattori determinanti della crescita di un paese, tutti convergono su una cosa: "*the institutions matter*". paesi con istituzioni migliori, cioè con una maggiore tutela dei diritti di proprietà investono maggiormente in capitale fisico e umano, utilizzandoli tra l'altro in maniera più efficiente. Bisogna però considerare che la relazione può essere letta anche al contrario. paesi molto ricchi possono permettersi o scegliere istituzioni migliori.

In letteratura per valutare l'impatto delle istituzioni sulle performance economiche si rende necessario ottenere una fonte di variazione esogena nelle stesse. Acemoglu et al. (2001) propongono una teoria delle differenze istituzionali tra i paesi colonizzati dai diversi popoli europei. Secondo gli autori ci sono state due politiche di colonizzazione diverse. Alcuni paesi sono stati colonizzati ai soli fini estrattivi (e.g. Congo, colonizzato dal Belgio). Colonizzazioni di questo tipo non hanno portato ad una conseguente "esportazione" delle istituzioni europee, fattore che

non ha permesso lo sviluppo di una fitta rete di tutela dei diritti di proprietà. Lo scopo dei colonizzatori in queste regioni è stato solo quello di trasferire quante più risorse possibili dai paesi colonizzati a quelli colonizzatori. Altri paesi europei invece si sono "trasferiti" nelle proprie colonie, replicando in essi le istituzioni europee (e.g. Australia, Stati Uniti, Canada, ecc). Le strategie di colonizzazione, pertanto, sono state fortemente influenzate dalla fattibilità di tali innesti. Pertanto, lo sviluppo di una nazione risulta particolarmente condizionato dal particolare tipo di colonizzazione che è avvenuto in quel territorio.

Nella metà del secolo scorso alcuni economisti, quali Kaldor (1957) e Kuznets (1955), hanno sostenuto l'esistenza di un trade-off tra la riduzione della disuguaglianza e la promozione della crescita economica. Secondo tale teoria la disuguaglianza conduce ad un livello elevato del risparmio aggregato perchè i ricchi tendono a risparmiare relativamente più dei poveri e questo conduce ad un aumento degli investimenti e quindi della crescita.

Fig. 2.3 *Curva di Kuznet*



Kuznets (1963), attraverso un'analisi cross-country e un'altra su serie temporali, trova una relazione a forma di U invertita tra la disuguaglianza nei redditi e il prodotto nazionale lordo pro-capite (figura 2.3). Sulla base di tale risultato la disuguaglianza tenderebbe a crescere durante le prime fasi di sviluppo di una nazione e tenderebbe a decrescere successivamente quando gran parte della forza lavoro rurale è già stata attratta dal tessuto industriale. Fino al 1970 l'ipotesi di Kuznets sembrava spiegare l'esperienza degli Stati Uniti e di molti paesi OECD. Sembrava infatti che in tali paesi industrializzati si era venuto ad innescare un circolo virtuoso tale per cui bassa disuguaglianza conduceva ad una crescita sostenuta che a sua volta riduceva la disuguaglianza.

Negli anni '90 molti economisti hanno messo in discussione tale relazione dimostrando, attraverso analisi empiriche, che la disuguaglianza risulta dannosa per la crescita. Benabou (1996b) afferma che molteplici lavori a riguardo, implementati su una grande varietà di dati e riguardanti periodi temporali differenti (utilizzando differenti misure della distribuzione del reddito) danno un unico consistente verdetto: "La disuguaglianza iniziale ha un impatto negativo sulla crescita". Tale relazione è stata ampiamente accettata da gran parte della letteratura ed è stata motivata da una serie di paper che hanno spiegato gli specifici canali attraverso cui la disuguaglianza potrebbe influenzare la crescita.

Dall'altro lato, altri economisti hanno trovato un'evidenza contraria e cioè la presenza di una relazione positiva tra disuguaglianza e crescita. Di seguito, pertanto, si elencano i lavori di ricerca ritenuti più rappresentativi, riportando entrambi i filoni di pensiero.

2.2.1 *Evidenza di Relazione Negativa*

Persson e Tabellini (1994) affermano che la crescita economica è determinata dall'accumulazione di capitale fisico e umano e dalle conoscenze utilizzate nei processi produttivi. I vantaggi

dell'accumulazione dipendono dall'abilità degli individui di appropriarsi dei frutti dei loro sforzi, che a loro volta dipendono in maniera determinante dalla politica fiscale e di redistribuzione adottata dalla classe politica. In società altamente diseguali, la classe politica tende con maggiori probabilità ad implementare politiche redistributive, che, se da un lato consentono di ridurre la disuguaglianza, dall'altro non permettono una piena appropriazione dei frutti degli investimenti da parte dei singoli individui. Questo diminuisce gli incentivi all'accumulazione di capitale e può tradursi in una minore crescita economica.

Il paper di Persson e Tabellini va a studiare la variabile disuguaglianza e come essa influisce sulla crescita, intendendo per disuguaglianza la differenza di reddito disponibile tra i vari agenti economici. All'interno di un paese possono coesistere e spesso coesistono persone più agiate, con una maggiore disponibilità di ricchezza e persone meno agiate con una minore disponibilità. La differenza nella disponibilità di ricchezza tra ricchi e poveri rappresenta la disuguaglianza registrata. Gli autori cercano di dimostrare, attraverso la costruzione di un modello di equilibrio generale a generazioni sovrapposte, che paesi che registrano un tasso di disuguaglianza più alto crescono meno rispetto a paesi che registrano una maggiore uguaglianza. Il paper contiene un'analisi empirica su due dataset differenti: il primo è un panel storico relativo a nove paesi sviluppati ed il secondo è un dataset cross-section relativo a paesi sviluppati e non.

Il modello teorico prevede alcune assunzioni molto stringenti. La prima assunzione fa riferimento al fatto che la popolazione deve essere costante. Ovviamente, questa assunzione non è confermata nella realtà. Plausibilmente la numerosità della popolazione tende a variare negli anni. Mentre nelle aree sviluppate la crescita della popolazione resta a livelli molto bassi o in qualche caso il tasso di crescita tende ad essere negativo, nei paesi in via di sviluppo essa tende ad aumentare vertiginosamente. Secondo le stime dell'*UNDP*, nel 2050 la popolazione mondiale

probabilmente sarà di 9,2 miliardi di persone. Ciò che risulta immediatamente percepibile è che le politiche redistributive dovrebbero tenere in debito conto questo aumento della popolazione, considerato che l'aumento delle nascite empiricamente avviene nelle fasce più povere. A proposito di ciò, Li e Zou (1996) introducono quale variabile di controllo all'interno del modello di regressione il tasso di crescita della popolazione.

La seconda assunzione prevede che gli individui risultano essere non altruisti e cioè che non vi è nessuna solidarietà intergenerazionale nella società. Ovviamente anche questo risulta poco credibile soprattutto in paesi sviluppati, dove vige un'elevata solidarietà intergenerazionale e dove spesso i figli possono godere di una rendita dovuta all'accumulo di risparmio da parte dei genitori. Anche il venir meno di questa assunzione potrebbe creare problemi da punto di vista delle implicazioni del modello teorico.

Un'assunzione forte che viene introdotta nel modello di Persson e Tabellini è quella di prevedere una politica puramente redistributiva. Quest'assunzione particolarmente stringente prevede che la classe politica si concentra su un unico obiettivo: tassare la classe ricca a beneficio della classe povera che viene sussidiata. La variabile politica inserita nel modello di regressione, θ , assume diverse possibili interpretazioni (imposta proporzionale sui redditi da capitale, grado di protezione dei diritti di proprietà, grado di protezione dei brevetti). Gli autori spiegano gli effetti contrapposti dovuti ad un aumento θ , in quanto se da un lato un aumento di θ corrisponde ad una politica maggiormente redistributiva e orientata al welfare, dall'altro lato con l'aumento di θ diminuiscono gli investimenti e quindi la base per la redistribuzione. Secondo il modello di equilibrio politico il livello di θ viene stabilito dall'elettore mediano (in linea con la teoria dell'elettore mediano), cioè dall'individuo che è possessore del livello di ricchezza mediano. Quindi, se l'investitore mediano è più povero rispetto alla media (cioè è presente disuguaglianza) sceglie un livello di θ maggiore di

zero, che equivale a dire tasse sugli investimenti e politiche redistributive. Viceversa, se l'individuo mediano risulta essere più ricco della media (questo significa maggiore uguaglianza) preferirà un θ minore di zero e cioè sussidi agli investimenti.

A causa di questa politica puramente redistributiva, vi è un trade-off: da un lato una maggiore redistribuzione dai ricchi ai poveri riduce l'appropriabilità dei ritorni degli investimenti traducendosi in minori incentivi all'accumulazione di capitale, dall'altro lato l'elettore medio deve paragonare questo effetto a quello più diretto dovuto al percepimento di trasferimenti provenienti sotto forma di sussidi da parte delle persone più ricche. In queste condizioni un aumento della ricchezza dell'elettore mediano (che secondo gli autori equivale a dire diminuzione della disuguaglianza) porterà quest'ultimo a preferire una minore tassazione e a cercare di appropriarsi il più possibile dei rendimenti dei propri investimenti. Questo condurrà a politiche meno redistributive e ad una maggiore crescita.

Un altro punto che risulta interessante considerare è quello relativo all'uso che Persson e Tabbellini fanno della teoria dell'elettore mediano. Gli autori si servono di questa teoria per spiegare come si arriva, attraverso il meccanismo elettorale, a politiche più o meno redistributive. Leggendo la prima parte del paper e studiando il modello teorico sembra quasi che i due autori diano per scontato che in paesi più diseguali necessariamente le politiche attuate sono volte alla redistribuzione della ricchezza, ma questo risulta poco riscontrabile nella realtà. paesi diseguali possono registrare politiche poco o per niente redistributive a causa della tipologia di classe politica presente e quindi del meccanismo elettorale che non permette alla popolazione tutta di esprimersi liberamente. La parte empirica del paper affronta tale problematica, considerando separatamente i paesi in cui vige un elevato livello di democrazia e i paesi in cui il livello di democrazia è basso o addirittura è assente. Dall'analisi empirica risulta evidente che per i paesi meno democratici la teoria dell'elettore mediano non regge più. L'individuo mediano del paese non

democratico, infatti, pur essendo povero, non può votare per una classe politica che lo rappresenti e che attui le politiche da lui volute, per una ragione semplice: o l'individuo mediano non ha il diritto il voto oppure non ci sono partiti politici in grado di rappresentarlo. A proposito di ciò, Lundberg e Squire (2003) affermano che in un paese affetto da disuguaglianza sociale scegliere tra una politica redistributiva e una politica non redistributiva comporta un trade-off tra maggiore crescita e minore disuguaglianza. Altre sono infatti le politiche che dovrebbero essere attuate in una situazione di questo genere: aumentare il livello di scolarizzazione e ottenere una distribuzione più equa dei terreni. Queste politiche porterebbero secondo Lundberg e Squire ad una diminuzione della disuguaglianza e ad un contemporaneo aumento del tasso di crescita.

Un altro punto da mettere in risalto è quello relativo all'incentivo agli investimenti. Secondo Persson e Tabellini la tassazione incide negativamente solo sul rendimento degli investimenti, in maniera tale da renderli poco allettanti. Parte della letteratura in merito, invece, ha evidenziato come la redistribuzione possa rendere gli investimenti non solo poco allettanti, ma addirittura non attuabili a causa dei costi fissi che questi comportano. A tale riguardo Pagano (2004) mostra come i *sunk costs* elevati rendono gli investimenti indivisibili e quindi non fattibili in presenza di politiche redistributive.

Bisogna, inoltre, considerare un'altra implicazione alquanto disastrosa della redistribuzione. Secondo Perotti (2006) ci sono due situazioni che si possono venire a creare. Se la classe ricca è "sufficientemente ricca", allora essa anche a seguito della redistribuzione riuscirà ad investire e la redistribuzione permetterà di investire anche alle classi più povere. Questo porterà ad una maggiore accumulazione, ad un maggior reddito pro-capite e quindi ad una maggiore crescita. Qualora, invece, la classe ricca non fosse "sufficientemente ricca", a seguito della redistribuzione si rischierebbe che nessuna delle classi sociali riuscirebbe più a investire perché ogni classe avrà un reddito disponibile relativamente basso da

non consentire investimenti. Pertanto la redistribuzione porterà a minori investimenti, ad un minor reddito pro-capite e quindi ad una minore crescita economica. Questo conduce ad alcuni risultati controintuitivi e sorprendenti. Infatti, una maggiore disuguaglianza iniziale porta, a seguito di politiche redistributive, ad una maggiore crescita nel futuro e ad una minore disuguaglianza futura. Viceversa, una minore disuguaglianza iniziale, a seguito di politiche redistributive, porta ad una crescita negativa e ad una maggiore disuguaglianza sociale futura.

Secondo Aghion et al. (1999) nei periodi in cui la disuguaglianza è elevata, le politiche di redistribuzione possono favorire la crescita. Il processo di crescita, inoltre, certamente non lascia invariato il livello di disuguaglianza. Pertanto la domanda che essi si pongono è se risulti possibile accendere un circolo virtuoso in cui politiche redistributive possono essere utilizzate per ridurre la disuguaglianza che a loro volta accelerano la crescita e conseguentemente inducono ulteriori riduzioni della disuguaglianza, oppure se risulta inevitabile l'innescò di un circolo vizioso. Quest'ultimo trarrebbe origine da un aumento della crescita economica che causerebbe un aumento spontaneo della disuguaglianza e invocherebbe politiche permanenti di redistribuzione. Gli autori analizzano la relazione disuguaglianza-crescita considerando entrambe le direzioni. Nella prima parte puntano a fornire una struttura teorica ai risultati empirici ottenuti da gran parte della letteratura: l'impatto negativo della disuguaglianza e l'effetto positivo della redistribuzione sulla crescita. Nel complesso, secondo i primi risultati analizzati, gli autori affermano che politiche durature di redistribuzione assumono un importante ruolo di stimolo alla crescita. Nella seconda parte del lavoro desumono che politiche tese a favorire gli investimenti e la crescita nel breve periodo si traducono in un aumento (in alcuni casi solo temporaneo) della disuguaglianza, come conseguenza dell'accelerazione del progresso tecnico. Il progresso tecnico, infatti, generato dalla liberalizzazione del commercio, tende ad aumentare la produttività per tutti i lavoratori, ma certamente in maniera maggiore per i lavoratori più specializzati.

2.2.2 Evidenza di relazione positiva

Doeninger e Squire (1998) studiano la relazione di lungo termine tra la disuguaglianza e la crescita, utilizzando un dataset "*high quality*" appositamente costruito (Doeninger e Squire, 1996) con l'obiettivo di mitigare gli errori di misura della variabile disuguaglianza. Tale dataset è stato realizzato assemblando in una prima fase tutte le informazioni disponibili relative alla disuguaglianza dei singoli paesi, poi in una seconda fase vengono filtrate le osservazioni che rispettano almeno tre standard di qualità. Tali standard consistono in:

1. dati basati su interviste alle famiglie;
2. la popolazione coperta doveva essere rappresentativa dell'intera popolazione;
3. la misura del reddito (o della spesa) doveva essere altamente inclusiva, comprendendo la ricchezza da autoimpiego, ricchezza non monetaria.

Delle 2600 osservazioni iniziali recuperate da Doeninger e Squire, solo 682 superano il secondo step.

Gli autori giungono al risultato che il coefficiente della disuguaglianza, negativo e significativo nel modello OLS, diventa non significativo a seguito dell'introduzione degli effetti fissi. Questo risultato lascia intendere che tutti i lavori precedenti che hanno indagato sulla potenziale relazione tra disuguaglianza e crescita e che hanno prescinduto dall'inserimento di dummy individuali, sono giunti a stime distorte della relazione ricercata a seguito di omissione di variabili rilevanti.

Li e Zou (1998) affermano che i risultati ottenuti da Alesina e Rodrik (1994) e da Persson e Tabellini (1994) sono poco realistici, perché poco realistiche sono le assunzioni fatte alla base del modello. Gli autori, inoltre, per risolvere eventuali problemi di endogeneità, introducono ulteriori variabili di controllo all'interno dell'analisi, quali il valore iniziale e ritardato del Pil, il tasso di urbanizzazione, il tasso di crescita della popolazione, il tasso di sviluppo finanziario, il grado di apertura internazionale. Li and Zou dimostrano che se la spesa pubblica viene

divisa più realisticamente tra servizi per la produzione e servizi per il consumo, attraverso un modello di equilibrio economico-politico, una più equa distribuzione del reddito (minore disuguaglianza) può portare ad un elevato livello di tassazione del reddito e ad un tasso di crescita economica molto basso. Questo accade perché gli individui (facenti parte di un paese democratico) cercano di allocare le risorse tra consumo privato e consumo pubblico (destinato ai servizi per il consumo) massimizzando la loro utilità marginale. Dato che gli individui non possono offrire direttamente i servizi pubblici, nell'economia interviene lo Stato attraverso la tassazione del reddito e la spesa pubblica. In un contesto di maggiore uguaglianza, in cui l'elettore mediano ha un maggiore reddito disponibile, si voterà per un elevato livello di tassazione con lo scopo di allocare più risorse destinate al consumo pubblico, nel tentativo di equiparare l'utilità marginale tra consumo pubblico e privato.

Forbes (2000) afferma che la relazione negativa tra disuguaglianza e crescita dipende da molteplici fattori, come la ricchezza aggregata, le istituzioni politiche o il livello di sviluppo. Tale autore tende a sottolineare che i lavori empirici sono affetti da una serie di problematiche potenziali. Tra queste figura la scarsa robustezza delle stime, che risulta evidente quando si introducono nell'analisi variabili esplicative addizionali o dummy per ogni singolo paese incluso nell'analisi. Altri problemi che influenzano i risultati di svariati lavori empirici sono gli errori di misura delle covariate e l'omissione di variabili rilevanti. Gli errori di misura presenti condurrebbero ad *attenuation bias* e ridurrebbero la significatività dei risultati. Anche l'omissione di variabili rilevanti condurrebbe a stime distorte e poco significative. Altro problema è la presenza di *reverse causality* che invertirebbe la relazione causa-effetto del fenomeno studiato. Secondo Forbes, siccome molteplici sono le variabili e le dinamiche che incidono sulla crescita di una nazione, è difficile individuare quale variabile omessa potrebbe influenzare le stime. Forbes, inoltre, critica i lavori empirici basati su dati di tipo cross-country, a causa della loro inutilità per fini di politica economica. Tali analisi non permettono infatti di capire come un

cambiamento nel livello di disuguaglianza influenza la crescita all'interno di un paese. Il risultato cui giunge Forbes, attraverso la sua analisi, suggerisce che nel breve-medio termine un aumento della disuguaglianza induce ad un aumento della crescita economica. Tale relazione positiva però potrebbe lasciare spazio ad una relazione negativa nel lungo periodo. Il dataset utilizzato è il dataset "high quality" messo a disposizione da Deininger e Squire (1996). Il lavoro si pone come obiettivo quello di stimare la crescita come funzione della disuguaglianza iniziale, della ricchezza e del capitale umano maschile e femminile. Tale equazione risulta molto simile a quella studiata da Perotti (1996) con l'aggiunta di variabili dummy individuali, che consentono di controllare per le variabili *time-invariant*. Nell'equazione di regressione Forbes introduce anche le dummy temporali che consentono di controllare per gli shock globali, che potrebbero in qualche modo influenzare la crescita in ogni periodo e che non sarebbero catturati dalle ulteriori variabili esplicative. Un ulteriore regressore è destinato a catturare la distorsione del mercato che tende ad influenzare l'entità degli investimenti (corruzione, tasse, costi del commercio internazionale, ecc.). L'indice PPPI misura infatti come varia il costo dell'investimento per ogni paese rispetto agli Stati Uniti. Diverse sono le tecniche di analisi utilizzate da Forbes. Le prime tecniche consistono nell'utilizzo di modelli ad effetti fissi e random. Successivamente utilizza la matrice π di Chamberlain e il metodo generalizzato dei momenti (GMM) di Arellano e Bond (1991). L'utilizzo di tali tecniche è dovuto ad un motivo in particolare. Siccome viene inserito come regressore nel modello anche la variabile dipendente ritardata, il suo coefficiente potrebbe risultare distorto. L'utilizzo delle tecniche sopracitate consentirebbe di correggere questo problema. Il metodo GMM, inoltre, permetterebbe un certo grado di endogeneità degli altri regressori. Il lavoro di Forbes, oltre a predire convergenza condizionata, trova una relazione positiva tra la disuguaglianza e la crescita economica. Una crescita dell'indice di Gini di due punti percentuali è correlato con una crescita media del Pil dell'1,3% nei successivi 5 anni.

Il risultato cui giunge Forbes suggerisce che nel breve-medio termine un aumento della disuguaglianza induce ad un aumento della crescita economica. Tale relazione positiva però potrebbe lasciare spazio ad una relazione negativa nel lungo periodo. Bisogna aggiungere, però, che Forbes utilizza un dataset caratterizzato da una serie di problematiche. Esso include 45 paesi del tutto disomogenei tra loro per un totale di 180 osservazioni. Per ogni paese si registrano al massimo sei osservazioni, ognuna delle quali corrisponde ad un intervallo temporale di cinque anni. Per alcuni paesi, come il Perù, la Polonia, la Bulgaria il dataset comprende solo due intervalli temporali. Si evidenziano perciò alcuni limiti. Bisogna essere, pertanto, abbondantemente cauti quando si inseriscono in unico modello paesi del tutto differenti fra loro, sia da un punto di vista geografico che politico, ma anche da una prospettiva culturale e sociale (come la Gran Bretagna e la Tunisia). Oltre all'inserimento di effetti fissi individuali, bisognerebbe aggiungere un'innumerabile serie di termini di interazione, che certamente risulterebbero significativi nello spiegare la relazione ricercata. In secondo luogo per ogni paese sono presenti poche osservazioni che non permettono di avere un quadro completo della dinamica delle variabili oggetto di analisi. Si consideri inoltre che Forbes utilizza come misura della disuguaglianza l'indice di Gini messo a disposizione da Deininger e Squire (1996), considerando solo le osservazioni incluse nel dataset di alta qualità. Forbes non procede ad un calcolo della media dell'indice di Gini nell'intervallo di tempo considerato, ma prende come riferimento il dato dell'ultimo anno relativo all'intervallo temporale di riferimento. Per fare un esempio, per il Venezuela il coefficiente di Gini che Forbes considera per il quinquennio 1986-1990 è pari a 53.8, che risulta pari all'indice di Gini dell'anno 1990. Risulta chiaro che così facendo si perdono molte informazioni che potrebbero risultare determinanti nell'analisi in questione.

Altri autori dimostrano che società più diseguali possono sperimentare, almeno nel breve periodo, alti tassi di crescita (Benabou, 1996a, Galor e Tsiddon, 1997a). Galor e Tsiddon (1997a) sviluppano una teoria che

spiega una possibile relazione positiva tra disuguaglianza e crescita. Secondo tale teoria un'esternalità derivante dall'ambiente esterno potrebbe contribuire a determinare un livello individuale di capitale umano, e se questa esternalità è abbastanza forte, in un'economia poco sviluppata, un elevato livello di disuguaglianza potrebbe essere necessario per far decollare la crescita economica. In un altro paper (1997b) gli stessi autori affermano che la disuguaglianza tende ad aumentare durante periodi di forte espansione tecnologica, periodi caratterizzati da alti tassi di crescita, generati da miglioramenti nei tassi di mobilità e di concentrazione dei lavoratori altamente qualificati.

Pagano (2004) esamina la complessa relazione dinamica tra disuguaglianza e crescita attraverso il concetto statistico di *Granger causality*. Tale metodo consente di determinare il nesso causa-effetto che c'è tra le due variabili attraverso una regressione che considera come variabili esplicative valori ritardati della variabile dipendente stessa e di ulteriori variabili. Pagano costruisce un modello ad effetti fissi su un dataset di tipo panel, enfatizzando l'aspetto temporale, lavorando su un limitato numero di paesi. Esso infatti differenzia i paesi ricchi e i paesi poveri e permette alla variabile "*Granger-causing*" di differire tra questi due tipi di paesi. Per eliminare la distorsione e procedere alla stima del modello di regressione dinamica (con lo scopo di eliminare gli effetti specifici dei singoli paesi) utilizza gli stimatori *GMM* di Arellano e Bond. I risultati cui giunge sono analoghi a quelli di Persson e Tabellini per quanto riguarda i paesi poveri. Per quelli ricchi, invece, i risultati sono contrari. Per tali paesi la disuguaglianza sembra essere positivamente correlata con la crescita.

2.2.3 Contributo alla Letteratura Presente

L'idea del lavoro è che una distribuzione ineguale della ricchezza possa condurre a un inasprimento delle condizioni economiche, e quindi a una minore crescita. A differenza di gran parte della letteratura in materia, il

campione su cui sono state condotte le stime è composto da paesi relativamente omogenei tra loro in termini di istituzioni e cultura, quali quelli del Sudamerica e dell'America Centrale. Ciò allo scopo di evitare che l'eterogeneità tra paesi possa inficiare i risultati empirici. I dati utilizzati, principalmente fonte Banca Mondiale, riguardano 10 paesi per un periodo temporale che va dal 1970 al 2013. Successivamente si utilizza un modello di scomposizione degli effetti fissi (*fixed model*), con lo scopo di valutare il ruolo rivestito dalle variabili geografiche nella relazione tra disuguaglianza e crescita. In un secondo momento si procede ad alcune analisi di robustezza delle stime, al fine di confermare i risultati ottenuti, a seguito di cambiamenti della metodologia applicata. A differenza di gran parte della letteratura in materia, il lavoro si propone di individuare i principali canali di trasmissione, allo scopo di rendere al lettore un quadro completo dei meccanismi (economici e non) che legano la disuguaglianza alla crescita economica di una nazione.

2.3 *Dati e Statistiche Descrittive*

La fonte principale dei dati è *World Bank*. I dati relativi al livello di istruzione provengono da *Barro-Lee*. L'indice di instabilità *State Fragility Index*, utilizzato per lo studio dei canali di trasmissione, è stato estrapolato dal *Center for Systemic Peace*, mentre l'indice di democraticità è stato estrapolato dalla rivista *The Economist*.

Il presente lavoro sviluppa un'analisi panel su un campione composto da 10 paesi, che si estende per un periodo temporale che va dal 1970 al 2013. I paesi considerati nell'analisi sono: Argentina, Brasile, Colombia, Costa Rica, Repubblica Dominicana, El Salvador, Honduras, Panama, Perù e Uruguay. La selezione di questi paesi è dovuta a due motivazioni principali: auspicabile omogeneità dei paesi inseriti nel campione e disponibilità storica dei dati. Infatti, i paesi inclusi nell'analisi sono paesi dell'America centro-meridionale, paesi quindi che risultano abbastanza omogenei fra loro. Avere un dataset composto da paesi quanto più

omogenei rappresenta un enorme vantaggio da un punto di vista teorico, ma anche e soprattutto da un punto di vista pratico e prettamente econometrico. Innanzitutto tali paesi risultano essere affetti in linea di massima da medesimi problemi climatici, geografici e per alcuni versi anche politici. Gran parte dei paesi inseriti nell'analisi sono state colonie spagnole e quindi affetti da innesti di istituzioni e culture simili. Tali paesi, a causa della prossimità geografica, tendono ad influenzarsi reciprocamente. Per fare un esempio, osserviamo la figura 2.4, che riporta il grado di percezione della corruzione registrato dal *Transparency International Organization* per l'anno 2014.¹⁷ Se concentriamo l'attenzione sui paesi inseriti nell'analisi si nota che il grado di percezione della corruzione risulta abbastanza simile fra gli stessi. L'unica eccezione degna di nota è rappresentata dall'Uruguay, dove si registra un tasso di percezione della corruzione mediamente più alto rispetto alle altre nazioni inserite nell'analisi. Questo ci permette di prescindere dall'introduzione di tale variabile all'interno del modello di regressione, variabile che secondo Forbes (2000), se omessa, potrebbe generare una distorsione negativa del coefficiente della disuguaglianza. Tale variabile, infatti, secondo tale autore, tende ad essere positivamente correlata con la disuguaglianza e negativamente correlata con la crescita.

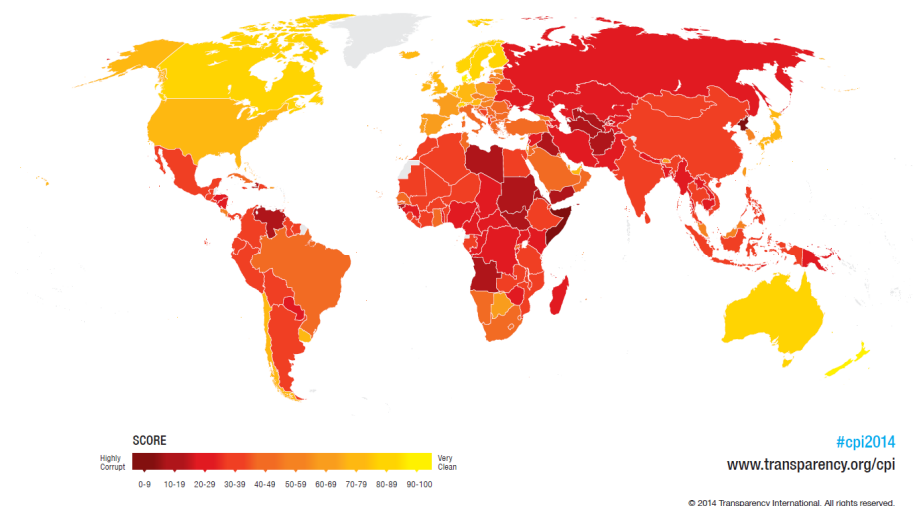
L'omogeneità tra i paesi inclusi nell'analisi risulta confermata anche per la variabile disuguaglianza. Al fine di studiare ed interpretare correttamente gli effetti dispiegati dalla disuguaglianza sulla crescita economica di una nazione non si può prescindere dalla presenza di un grado accettabile di omogeneità tra i paesi coinvolti nell'analisi, in termini di modalità e percezione che gli individui hanno della disuguaglianza stessa.

A supporto di tale affermazione, si consideri che la disuguaglianza in America Latina assume caratteri peculiari. Essa infatti risulta aggravata dalla discriminazione razziale e sessuale. Le donne di colore e le popolazioni indigene sono, in generale, più povere. Il numero di persone

¹⁷ Il *Corruption Perceptions Index* misura il grado di corruzione del settore pubblico percepito dalla popolazione. Fonte: *Transparency International Organization*.

costrette a sopravvivere con meno di un dollaro al giorno è due volte più elevato tra la popolazione indigena e la popolazione "nera", rispetto alla popolazione "bianca". Le donne, inoltre, ricevono un salario inferiore agli uomini; per la stessa tipologia di lavoro e a parità di ore lavorate. Secondo il primo rapporto sullo sviluppo dedicato all'America Latina e ai Caraibi; da parte delle Nazioni Unite, la disuguaglianza in America Latina e in America Centrale trova le sue basi nei meccanismi sociali radicati all'interno della popolazione, tramandati di generazione in generazione, soprattutto in termini di aspirazioni professionali, autonomia ed indipendenza economica. Le persone che provengono da ceti sociali bassi tendono a rinunciare alle loro aspirazioni, perché non riescono a trovare i mezzi necessari per poterle alimentare. Necessariamente questa carenza di mobilità socio-economica contribuisce alla disuguaglianza.

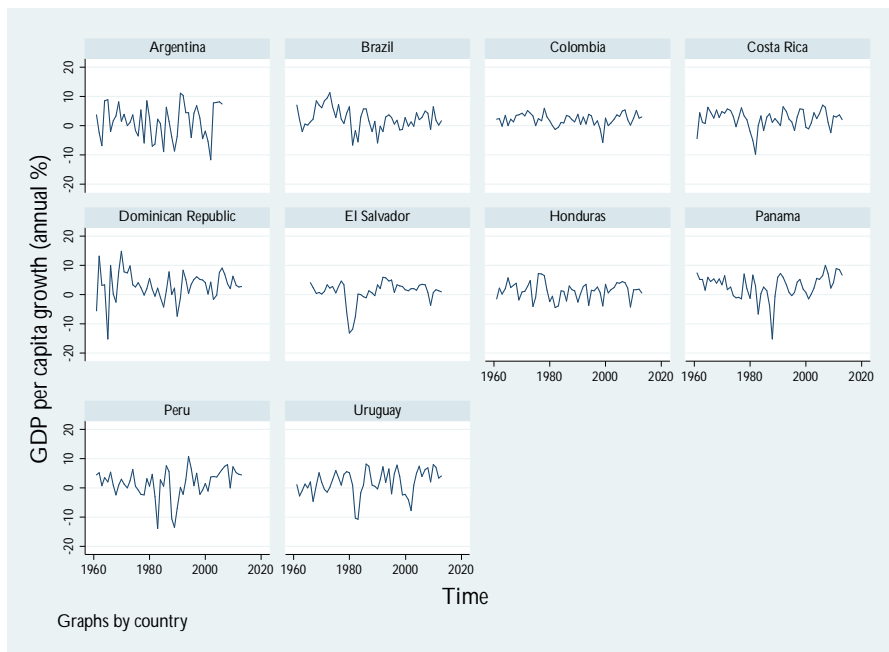
Fig. 2.4 *Corruption perceptions index 2014*



Le affermazioni soprariportate spingono gli analisti a selezionare dataset composti da paesi quanto più omogenei. Tale accorgimento permette di ridurre gli errori di misura delle variabili e i problemi derivanti da

omissioni di variabili rilevanti, grazie alla contaminazione reciproca che sussiste tra gli stessi, che tocca la sfera economica, sociale, geografica, culturale, ma anche con riguardo a convenzioni espresse o tacite che possono sussistere tra i paesi coinvolti nell'analisi. Pertanto è possibile affermare che selezionare un dataset composto da unità omogenee consente di mitigare in maniera non trascurabile il problema di omissione di variabili rilevanti e il problema di errori di misurate nelle covariate, problemi con i quali ogni analista è destinato a scontrarsi nell'implementazione di analisi econometriche.

Fig. 2.5 *Crescita del Pil procapite*



La figura 2.5 mostra i tassi di crescita annuali del Pil procapite per i differenti paesi considerati nell'analisi. I dati aggregati del Pil procapite

sono corretti per la parità del potere d'acquisto (PPP).¹⁸ Gran parte dei paesi mostra un andamento poco stabile negli anni, ad eccezione di Colombia, El Salvador ed Honduras, che nel complesso sembrano riscontrare una relativa stabilità negli anni. Questo viene confermato anche dalla figura 2.6 che mostra la distribuzione del tasso di crescita intorno alla media per i singoli paesi.

Le figure 2.6 e 2.7 mostrano la distribuzione della crescita del PIL pro capite, rispettivamente per paese e per anno. Il tasso di crescita medio tende ad essere abbastanza omogeneo tra i paesi considerati nell'analisi. Alcuni anni sono caratterizzati da bassi livelli di crescita, ma questo risulta verificato per tutti i paesi. I dati mostrano la scarsa presenza di valori anomali nella distribuzione del tasso di crescita annuale; Pertanto risulta possibile trascurare tale problematica.

Risulta, inoltre, interessante valutare come si distribuiscono i tassi di crescita negli anni, tra i vari paesi coinvolti. Ci sono anni in cui i paesi tendono a crescere in maniera abbastanza omogenea, tra cui il 1975, il 1993. Anche negli ultimi anni (2005-2010) si evidenzia un'omogeneizzazione del tasso di crescita tra i vari paesi, che sembra tendere ad assestarsi intorno allo zero, in linea quindi con il modello di crescita di Solow.

La tabella 2.1 riporta il dettaglio della variabile crescita, decomponendo la variabile y_{it} in due parti: la *between* (\bar{y}_i) e la *within* ($y_{it} - \bar{y}_i + \bar{y}$), dove y_{it} rappresenta l'osservazione del paese i al tempo t della variabile dipendente e \bar{y}_i rappresenta la media della variabile dipendente per ogni paese considerato nell'analisi. Per rendere i dati comparabili, nella componente *within* viene sommato il valore assunto da \bar{y} , che rappresenta la media complessiva della variabile dipendente. Il secondo rigo mostra la variabilità tra i paesi (*between*) che risulta pari a 0.704 e la variabilità all'interno dei singoli paesi (*within*) che risulta molto accentuata pari a 4.106. Dalla tabella si evince che la variabilità della variabile

¹⁸ PPP - Constant 2005 U.S. dollars

considerata è spiegata in minima parte dalle differenze registrate tra i diversi paesi.

Fig. 2.6 *Distribuzione del tasso di crescita del Pil procapite (by country)*

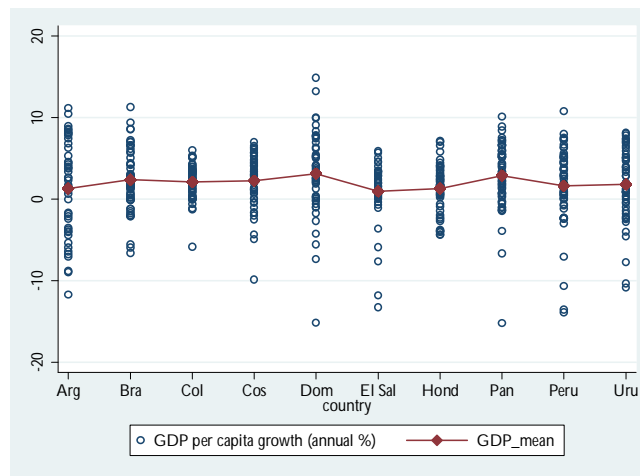
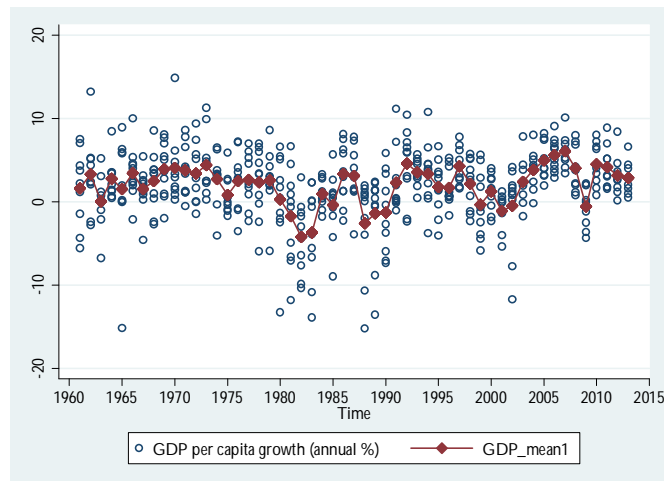
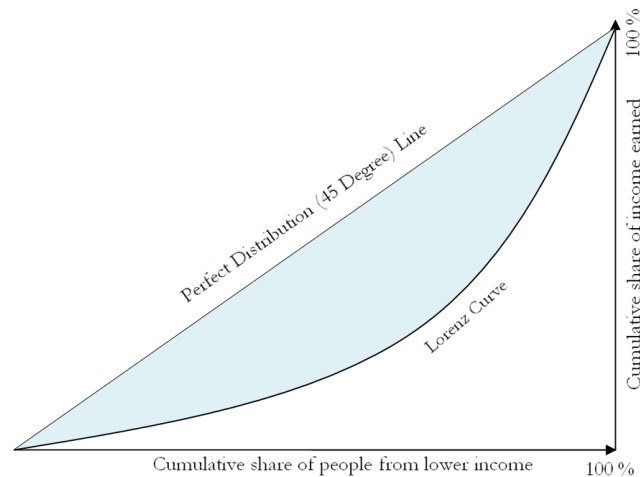


Fig. 2.7 *Distribuzione del tasso di crescita del Pil procapite (by year)*



Tab. 2.1 *Statistiche descrittive del tasso di crescita del PIL procapite*

Variable	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations
<i>GDPgrowthpercapita</i>					
overall	1.990519	4.158946	-15.2227	14.91058	N = 518
between		0.70431	0.9678	3.121914	n = 10
within		4.105583	-16.3377	13.77918	T = 51.8

Fig. 2.8 *Lorenz curve*

Concentriamo ora l'attenzione sulla disuguaglianza, rappresentata nella presente analisi dall'indice di Gini. La figura 2.8 mostra graficamente la costruzione di tale indice. La retta a 45° indica una distribuzione perfettamente egualitaria. La curva blu rappresenta la curva di Lorenz e ogni punto di detta curva indica la quota di reddito percepita da una determinata proporzione di famiglie. L'area ombreggiata, determinata dallo scarto della curva di Lorenz e la bisettrice, rappresenta la disuguaglianza presente nella distribuzione del reddito. Più estesa risulta tale area, maggiore sarà la disuguaglianza presente nella distribuzione della ricchezza. L'indice di Gini si calcola rapportando l'area ombreggiata

e l'area del triangolo OAB (area di completa disuguaglianza). Il risultato viene poi espresso in termini percentuali.

Osservando le statistiche descrittive dell'indice di Gini, si osserva che in media tale indice risulta pari al 51% circa. Si noti che tale valore rappresenta una media nel tempo e nello spazio e quindi deve essere interpretato con la dovuta cautela. Dalla tabella 2.2 si nota un'accentuata variabilità di tale indice sia nel tempo e sia tra i vari paesi considerati nell'analisi.

Come anticipato in precedenza, la disuguaglianza rappresenta una forte piaga del Sud e del Centro America. Tra i quindici paesi più disuguali al mondo, dieci sono fanno parte del sud e del centro America. In tali paesi, la ricchezza è fortemente concentrata nelle mani di una minoranza della popolazione. Le cause principali sono la mancanza di accesso da parte della popolazione ai servizi di base, come i trasporti e la sanità, i bassi livelli salariali, la struttura fiscale sfavorevole (i poveri pagano in proporzione più tasse dei ricchi) e la precarietà del sistema educativo. Basti pensare che in Brasile, il livello di istruzione dei genitori influenza il livello di istruzione dei figli in misura pari al 55%.

Tab. 2.2 *Statistiche descrittive dell'indice di Gini*

Variable <i>GINIindex</i>	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations
overall	51.32911	5.372962	34.42	63.3	N = 213
between		4.516344	44.565	57.80286	n = 10
within		3.044787	37.51633	59.39633	T = 21.3

In letteratura troviamo spesso altre misure della disuguaglianza economica. Una misura che sovente viene utilizzata è rappresentata dalla quota di ricchezza posseduta dal 20% della popolazione più benestante, *Incomeshare20*.

Tab. 2.3 *Matrice di correlazione tra crescita e disuguaglianza*

	GDPpercapitaannual	GINIindex	Incomshare20
GDPpercapitaannual	1		
GINIindex	-0.2568	1	
Incomshare20	-0.2517	0.9942	1

La tabella 2.3 mostra la correlazione tra le due misure della disuguaglianza e la crescita del Pil pro-capite. In linea con le aspettative, l'indice di Gini e l'indice *Incomshare20* sono perfettamente correlati. Identica è anche la relazione negativa che vige tra le variabili che misurano la disuguaglianza e la crescita del Pil pro-capite. La relazione negativa che sussiste tra disuguaglianza e crescita rappresenta un primo risultato grezzo, che chiaramente necessita di notevoli approfondimenti.

2.4 *Il Modello*

Nel tentativo di indagare la relazione che sussiste tra disuguaglianza e crescita viene utilizzato un modello ad effetti fissi, che consente di catturare le eterogeneità presenti tra i paesi coinvolti nell'analisi. Di seguito si riporta il modello di regressione, in cui y rappresenta il tasso di crescita pro-capite del PIL, X sono i k regressori inseriti nell'analisi, tra cui l'indice di Gini e diverse proxy del tessuto economico-sociale dei singoli paesi coinvolti, mentre u rappresenta l'errore del modello di regressione:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{k,it} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

$$\text{con } \alpha_i \text{ fissa } \forall i \text{ e } u_{it} \text{ i.i.d } N(0; \sigma^2)$$

oppure equivalentemente in termini matriciali:

$$y_{it} = \alpha_i + X'_{it} \beta + u_{it}$$

Ipotizzare che α_i sia fissa equivale ad ipotizzare che le differenze tra i paesi inseriti nell'analisi sono catturate da differenze nella costante.

Il modello ad effetti fissi consiste nello stimare con il metodo dei minimi quadrati ordinari il modello di deviazione dalle medie individuali, che si ottiene sottraendo dal modello originario il modello a medie individuali:

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = (X_{it} - \bar{X}_i)' \beta + (u_{it} - \bar{u}_i)$$

In questo modo si adotta una trasformazione che elimina le α_i ottenendo così lo stimatore *within* o *fixed effect*:

$$\hat{\beta}_{FE} = (\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i)(X_{it} - \bar{X}_i)')^{-1} (\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i)(y_{it} - \bar{y}_i)')$$

Gli effetti fissi vengono stimati come residuo medio, impiegando la stima di $\hat{\beta}_{FE}$:

$$\hat{\alpha}_i = \bar{y}_i - \bar{X}_i' \hat{\beta}_{FE}$$

Affinchè $\hat{\beta}_{FE}$ e $\hat{\alpha}_i$ siano consistenti è condizione necessaria che $E(X_{it} u_{it}) = 0$, $\forall i, s, t$ e cioè le variabili esplicative non devono essere correlate con i termini di errore.

L'analisi sui dati panel ci consente di depurare i coefficienti di stima da eventuali eterogeneità presenti tra i paesi inclusi nel campione. Avendo a disposizione dati su un intervallo di tempo di circa quarant'anni, risulta possibile valutare se esistono delle peculiarità che caratterizzano i vari paesi e che portano l'economia a crescere in maniera differente rispetto ad altre. In un'analisi empirica di questo genere, non bisogna trascurare gli evidenti problemi di endogeneità. Il problema di omissione di variabili rilevanti spesso affligge questo tipo di analisi, considerato che la crescita di una nazione risulta essere influenzata da molteplici fattori, alcuni difficili da isolare. Un altro problema che bisogna affrontare è quello della *reverse causality*, che si verifica a causa della relazione non univoca che vige tra le variabili esplicative e la variabile dipendente. Tale

problema porterebbe ad una distorsione delle stime e a giungere quindi a conclusioni errate. Il problema della *reverse causality* viene affrontato inserendo nel modello di regressione l'indice di Gini ritardato, in luogo dell'indice attuale. Ulteriori provvedimenti a riguardo vengono presi nel paragrafo dedicato alle analisi di robustezza. Ai fini di eliminare o quantomeno ridurre la distorsione da omissioni di variabili rilevanti, bisogna aggiungere nel modello tutte quelle variabili che potenzialmente sono correlate con la variabile dipendente e anche con l'indice di disuguaglianza. Bisogna pertanto aggiungere variabili legate alla geografia, alle istituzioni, alla cultura, all'industrializzazione.

Nel tentativo di indagare la relazione tra crescita e disuguaglianza, in letteratura spesso non sono state prese in considerazione variabili geografiche e in altri casi non sono stati aggiunti gli effetti fissi. In generale, le variabili geografiche assumono un'importanza rilevante nello spiegare la crescita di una nazione. Nel presente lavoro ci aspettiamo che il ruolo giocato dalla geografia risulti pressoché marginale, siccome i paesi inclusi nell'analisi sono paesi relativamente vicini tra loro. Per valutare se questa affermazione risulta confermata dobbiamo indagare sugli effetti fissi. Tali fenomeni non includono ovviamente solo la geografia, ma anche la politica, la congiuntura economica e demografica, eventi di natura ordinaria e straordinaria che influenzano per un lungo periodo di tempo le variabili economiche e sociali di una singola nazione. Tutti questi fenomeni possono incidere sulla relazione oggetto della nostra analisi.

Nel tentativo di indagare circa l'omogeneità geografica dei paesi considerati si utilizza un particolare modello (*fixed effect decomposition model*, o più semplicemente *fevd model*) che consente di valutare il ruolo che rivestono le principali variabili geografiche nella spiegazione dei livelli di crescita dei paesi considerati. L'obiettivo che il lavoro si pone è quello di valutare se gli effetti fissi risultano spiegati da variabili geografiche e storiche oppure da altre variabili non direttamente collegabili alla geografia e alla storia di un paese, che risultano inosservabili dall'analista.

Siccome le variabili geografiche e le variabili storiche tendono ad essere invarianti nel tempo o quantomeno cambiano molto raramente e ad intervalli temporali molto estesi, l'inclusione di tali variabili in un modello di regressione con effetti fissi viene ostacolata da problemi di multicollinearità. Alcuni studi aggirano tale problema utilizzando un modello ad effetti random, oppure un *Pooled-OLS model*. Tali soluzioni, però, se da un lato permettono di eliminare il problema della multicollinearità, dall'altro rischiano di condurre a risultati inconsistenti, compromettendo la qualità di stima degli effetti ricercati. Nel lavoro in questione, per evitare tali problematiche, si procede in un modo diverso. Le variabili storico-geografiche invarianti nel tempo vengono inserite in un'analisi ad effetti fissi, attraverso la procedura di scomposizione vettoriale proposta da Plumper e Troeger (2007), che prende il nome di *fevd model*. Per illustrare tale modello, consideriamo il processo generatore dei dati:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{k,it} + \sum_{m=1}^M \gamma_m Z_{m,i} + u_{it}$$

dove X_{it} rappresenta le K variabili che si modificano nel tempo e Z_i rappresenta le M variabili *time-invariant*. α_i rappresenta gli effetti fissi individuali che includono anche l'intercetta del modello e u_{it} rappresenta il termine di errore del modello (identicamente e indipendentemente distribuito).

La procedura in questione consiste di tre step:

1. nel primo step si implementa un modello ad effetti fissi, senza includere le variabili invarianti nel tempo:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{k,it} + u_{it}$$

con lo scopo di ottenere la stima degli effetti fissi:

$$\hat{\alpha}_i = \bar{y}_i - \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k^{FE} \bar{X}_{k,i}$$

dove $\hat{\beta}_k^{FE}$ è lo stimatore dei coefficienti delle variabili che si modificano nel tempo, ottenuto implementando il modello ad effetti fissi. Gli effetti fissi ottenuti nel primo step $\hat{\alpha}_i$ includono gli effetti fissi dei singoli paesi che non si possono osservare e gli effetti individuali che risultano osservabili, rappresentati dalle variabili Z_i .

2. nel secondo step si scompongono gli effetti individuali in due parti, una parte spiegata dalle variabili invarianti nel tempo e una parte non spiegata η_i . Per fare ciò si regrediscono gli effetti fissi sulle variabili invarianti nel tempo Z_i e su un'ulteriore componente non conosciuta:

$$\hat{\alpha}_i = \sum_{m=1}^M \gamma_m Z_{m,i} + \eta_i$$

Si noti che bisogna aggiungere nell'equazione di regressione tutte le variabili che risultano simultaneamente correlate con gli effetti fissi e con le variabili invarianti nel tempo, per evitare di ottenere stime distorte. L'obiettivo è quello di ottenere una stima degli effetti individuali non spiegata dalle variabili Z_i che noi possiamo osservare, e ciò risulta possibile estraendo i residui dal modello sovraesposto:

$$\hat{\eta}_i = \hat{\alpha}_{it} - \sum_{m=1}^M \hat{\gamma}_m Z_{m,i}$$

3. nel terzo step viene implementato il modello completo senza gli effetti fissi, ma includendo la parte degli effetti fissi non spiegata, ottenuta nel secondo stage. Questo step viene eseguito attraverso un modello Pooled-OLS¹⁹:

$$y_{it} = \beta X_{it} + \gamma Z_i + \varphi \hat{\eta}_i + u_{it}$$

Includendo il termine d'errore dello step 2 siamo in grado di tenere conto degli effetti individuali specifici per ogni singolo

¹⁹ In presenza di correlazione seriale, si utilizza il modello *Prais-Winstons*.

paese che non possono essere osservati. Si noti, inoltre, che per costruzione $\hat{\eta}_i$ non è correlato con il vettore delle variabili Z_i . Sebbene il terzo step è implementato come un *Pooled-OLS*, la procedura è basata su una configurazione ad effetti fissi.

Lo stimatore *fevd* ci restituisce degli *standard error* differenti rispetto al *Pooled-OLS*, siccome vengono ridotti i gradi di libertà ai fini di considerare le stime degli effetti fissi ottenuti nel primo step. Pertanto la differenza tra i *fevd standard error* e i *pooled standard error* aumenta in N e diminuisce in T .

Attraverso il modello *fevd* risulta possibile indagare sugli effetti fissi, valutando l'effetto delle variabili invarianti nel tempo sulla crescita di ogni singolo paese. L'obiettivo di tale analisi è quello di verificare se il campione risulta statisticamente omogeneo da un punto di vista storico-geografico.

Successivamente il lavoro si propone di studiare la direzionalità della relazione ricercata. Per fare ciò si inserisce all'interno del modello di regressione l'indice di Gini ritardato, in luogo dell'indice di Gini attuale.²⁰ Ai fini di dimostrare l'assenza di causalità inversa, la robustezza dei risultati viene confermata attraverso il modello delle variabili strumentali. Un'ulteriore analisi di robustezza risulta necessaria a seguito della lettura dell'*Hausman test*. Il test ci permette di affermare che si possono ottenere stime più efficienti implementando un modello ad effetti individuali random. Secondo tale modello gli effetti individuali α_i non sono fissi per ogni singolo individuo, ma sono una realizzazione di una variabile casuale con media zero e varianza σ^2 :

$$y_{it} = \sum_{k=1}^K \beta_k X_{k,it} + (\alpha_i + u_{it}) \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

con $\alpha_i \text{ i.i.d } N(0; \sigma_\alpha^2)$ e $u_{it} \text{ i.i.d } N(0; \sigma_u^2)$

²⁰ Si costruisce una variabile ad hoc, *Ginilag*, che rappresenta la media tra l'indice di Gini corrente e l'indice di Gini ritardato.

α_i e u_{it} indipendenti

Attraverso tale modello è possibile ottenere lo stimatore *random effect*, $\hat{\beta}_k^{RE}$ e affinché tale stimatore risulti consistente è sufficiente che si verifichino le due seguenti condizioni:

$$E(X_{it}u_{is}) = 0 \text{ e } E(X_{it}a_i) = 0 \quad \forall i,s,t$$

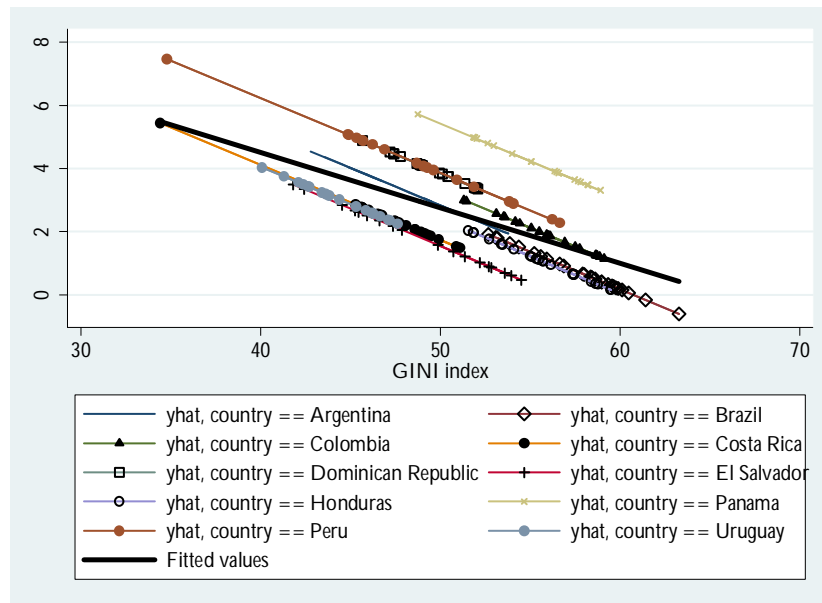
Si consideri però che l'approccio *fixed effect* risulta più appropriato quando le osservazioni nel campione hanno delle peculiarità individuali e quindi non possono essere pensati come estrazioni casuali da una popolazione. Ciò accade, come nel caso in questione, quando le osservazioni sono costituite da nazioni. In questo caso le inferenze che risulta possibile trarre sono necessariamente condizionali e si riferiscono ai paesi inclusi nel campione. Inoltre, siccome gli α_i riassumono informazioni su caratteristiche individuali delle singole nazioni, risulta ragionevole supporre che essi risultano correlati con le variabili di input. In questi casi, l'approccio *random effect* fornisce stimatori inconsistenti, mentre lo stimatore *fixed effect* continua ad essere consistente.

2.5 Risultati

In questo paragrafo si riportano i risultati delle stime. La figura 2.9 mostra, che controllando per i soli effetti fissi, sussiste una relazione negativa tra la crescita del Pil pro-capite e l'indice di Gini. Tutti i paesi considerati nell'analisi mostrano una relazione negativa tra le due variabili. Tale relazione risulta più spiccata per alcuni paesi, come El Salvador, Uruguay. La tabella 2.4 mostra nel dettaglio l'incidenza della disuguaglianza sulla crescita. I coefficienti riportati mostrano un chiaro risultato: paesi più diseguali crescono meno. La colonna (i) mostra un coefficiente pari a -0.175 che risulta statisticamente significativo. La colonna (ii) mostra i risultati della regressione a seguito dell'introduzione di dummy per ogni singolo paese. Tali dummy permettono di catturare gli effetti fissi individuali. Il coefficiente dell'indice di Gini aumenta in

valore assoluto e ciò indica che l'influenza della variabile disuguaglianza sulla crescita risulta ancora più marcata.

Fig. 2.9 *Relazione tra Tasso di crescita del Pil procapite (by country) e Gini index*



Procediamo ora ad indagare gli effetti fissi (tabella 2.5), con l'obiettivo di valutare il ruolo assunto dalle principali variabili storico-geografiche nello spiegare la crescita delle nazioni coinvolte. Le variabili esplicative inserite nel modello sono: *Latitude*, che rappresenta la latitudine media, calcolata come valore assoluto, *Waterpercent*, che rappresenta la percentuale di acqua in rapporto alla superficie territoriale, *Independence* che rappresenta l'anno di indipendenza dei singoli paesi e la dummy che contraddistingue i paesi dell'America Latina, *Southamerica*. Quest'ultima variabile consente di discriminare i paesi del Sud America da quelli del Centro America. Il modello *fevd* ci consente quindi di valutare l'effetto delle variabili storico-

geografiche, invarianti nel tempo, sulla crescita, evitando di incorrere in problemi di multicollinearità (si veda Plumper e Troeger, 2007).

Tab. 2.4 *Effetto della disuguaglianza sulla crescita - Fixed effect model*

	(i)	(ii)
GINIindex	-0.175 (4.16)***	-0.237 (2.98)***
2.country		-0.285 (0.15)
3.country		0.478 (0.28)
4.country		-1.098 (0.74)
5.country		1.019 (0.64)
6.country		-1.287 (0.86)
7.country		-0.423 (0.24)
8.country		2.586 (1.46)
9.country		1.025 (0.65)
10.country		-1.152 (0.69)
_cons	11.516 (5.23)***	14.707 (4.01)***
R^2	0.07	0.15
N	208	208

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

E' opinione diffusa che i paesi più vicini all'equatore soffrono di condizioni ambientali più svantaggiate, siccome il clima della fascia equatoriale tende ad essere caratterizzato da temperature medie elevate durante tutto l'anno, da variazioni di temperatura repentine, da un grado di umidità media molto pronunciato e da piogge giornaliere (spesso veri e propri acquazzoni). Ci saremmo pertanto aspettati un coefficiente

positivo della variabile *Latitude*. In altre termini, ci saremmo aspettati una crescita pronunciata all'aumentare della latitudine in termini assoluti. Invece, come si può notare dalla tabella 25, il coefficiente della variabile *Latitude* risulta statisticamente non significativo.

Tab. 2.5 *Panel fixed effects regression with vector decomposition*

	GDPpercapitagrowth
GINIindex	-0.237 (3.02)***
Latitude	-0.024 (0.56)
Waterpercent	0.021 (0.14)
Indipendenceyear	0.040 (2.94)***
Southamerica	0.766 (1.02)
eta	1.000
_cons	-59.264 (2.39)**
R^2	0.15
N	208

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

L'unica variabile che influenza la crescita è rappresentata dall'anno di indipendenza, il cui segno risulta positivo. Ciò significa che i paesi che hanno acquisito la propria indipendenza in anni più recenti tendono a crescere di più. Si potrebbe interpretare tale risultato nel modo seguente: paesi economicamente più maturi (paesi che hanno raggiunto prima la propria indipendenza) sono più vicini al loro stato stazionario, in linea con la teoria della Solow, quindi tendono a crescere meno. Le variabili geografiche inserite nel modello sono statisticamente insignificanti. I risultati di questa analisi ci consentono di affermare che tra i paesi inclusi nell'analisi vi è una significativa omogeneità geografica. Gli effetti fissi, di conseguenza, non possono essere spiegati attraverso le principali variabili

geografiche. Ciò ci consente di affermare che il campione è stato selezionato in maniera corretta. I paesi coinvolti nell'analisi tendono ad essere omogenei e il coefficiente negativo dell'indice di Gini rimane statisticamente significativo anche a seguito dell'inserimento di variabili geografiche all'interno del modello.

La tabella 2.4 rappresenta un primo risultato di conferma della relazione negativa che sussiste tra disuguaglianza e crescita. Per rendere i risultati maggiormente attendibili, risulta necessario introdurre ulteriori variabili di controllo all'interno del modello di regressione. Dalla tabella 2.6 è possibile notare che, inserendo alcune variabili esplicative, il coefficiente della disuguaglianza continua a crescere. Le variabili di controllo inserite rappresentano le proxy delle istituzioni e della cultura presenti nei singoli paesi.

Nello specifico, è possibile notare che paesi con un elevato tasso di natalità tendono a crescere di più (il coefficiente della variabile *birthrate* risulta positivo). Tale relazione sembra essere coerente con la teoria Solow: paesi in via di sviluppo, in cui il tasso di crescita della popolazione tende ad essere più alto, crescono maggiormente, trovandosi più distanti dal proprio stato stazionario.

La variabile *CO2emissions* e il segno positivo registrato dal suo coefficiente può avere due diverse interpretazioni. Essa potrebbe rappresentare una proxy del grado di industrializzazione del paese. Si potrebbe pertanto sostenere che paesi più industrializzati tendono a crescere di più. Ma è possibile interpretare tale risultato anche in un altro modo: paesi più avanzati, essendo più all'avanguardia, sono maggiormente in grado di ridurre le emissioni di CO₂, per esempio a seguito di politiche volte a ridurre l'inquinamento ambientale. Si potrebbe concludere ancora una volta, quindi, che i paesi meno sviluppati (o in via di sviluppo), che tendono ad inquinare di più, crescono maggiormente.

Un altro fattore che risulta statisticamente ed economicamente significativo nello spiegare la crescita è rappresentato dalla quota di importazioni (di beni e servizi) in rapporto al PIL, *Importgoodserv*. I paesi più aperti al commercio internazionale tendono a crescere di più.

Un'altra variabile inclusa nella regressione è *Ruralpopulation*, che misura la percentuale di popolazione rurale presente all'interno di un paese. Il coefficiente è negativo e questo ci porta a concludere che i paesi con una maggiore percentuale di popolazione rurale crescono meno.

Tab. 2.6 *Panel fixed effects con variabili di controllo*

	GDPpercapitagrowth
GINindex	-0.288 (3.02)**
School	1.014 (2.80)**
Birthrate	0.988 (2.63)**
CO2emissions	3.405 (2.92)**
Importgoodserv	0.180 (3.21)**
Ruralpopulation	-0.333 (2.02)*
GDPgap	-2.393 (0.47)
_cons	-13.273 (1.23)
R^2	0.19
N	190

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Un'altra variabile di controllo è *School*, che trova la sua fonte nei dati pubblicati da *Barro-Lee*. Questa variabile è stata costruita pesando in maniera crescente il livello di istruzione, da quello più basso a quello più

alto. Il segno del coefficiente indica che più paesi con un livello di istruzione più elevato crescono maggiormente.

La variabile *GDPgap*, invece, rappresenta il rapporto tra il PIL pro capite e il più alto livello di PIL pro-capite registrato nel campione nel medesimo periodo temporale. Il coefficiente ad esso associato risulta statisticamente non significativo. Secondo la teoria di Solow, invece, ci saremmo dovuti aspettare un segno negativo, evidenza che indicherebbe convergenza verso il proprio stato stazionario. L'assenza di significatività potrebbe derivare dall'insieme dei paesi inclusi nel campione. I paesi inclusi sono infatti altamente omogenei tra loro, tutti classificabili come paesi in via di sviluppo. Il livello del PIL procapite perde la sua importanza, dato che i paesi selezionati tendono a registrare orientativamente livelli molto simili nell'arco degli anni.

Al fine di accertare la direzionalità della relazione trovata si sostituisce l'indice di Gini con una variabile costruita ad hoc, *Gini_{lag}*, che rappresenta la media tra l'indice di Gini corrente e l'indice di Gini ritardato. Usiamo la media delle due variabili anziché le semplici variabili ritardate per recuperare alcune osservazioni aggiuntive e non perdere completamente i dati per l'anno in corso. Si consideri, infatti, a tal riguardo, che i dati utilizzati sono su base annuale. Quindi, se venisse utilizzato semplicemente l'indice ritardato si perderebbero completamente informazioni rilevanti relative al periodo attuale. Come è possibile notare dalla tabella 2.7 il coefficiente della variabile *GINI_{lag}* risulta negativo e statisticamente significativo. Per escludere la causalità inversa, lo stesso esercizio è stato fatto al contrario: è stata regredito l'indice di Gini sul tasso di crescita ritardato, ma l'analisi non ha restituito alcuna significatività statistica. Questo ci permette di escludere in via preliminare i problemi di *reverse causality*. Ulteriori conferme di robustezza dei risultati sono riportate nel paragrafo successivo.

Tab. 2.7 *Panel fixed effects with lagged Gini index*

	GDPpercapitagrowth
GINI _{it} lag	-0.196 (2.27)**
School	0.992 (2.04)*
Birthrate	0.903 (1.65)
CO2emissions	2.779 (2.46)**
Importgoodserv	0.143 (2.13)*
Ruralpopulation	-0.362 (1.62)
GDPgap	-1.721 (0.44)
_cons	-13.305 (0.88)
R^2	0.13
N	220

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

I risultati ottenuti ci consentono di affermare che la disuguaglianza incide negativamente sulla crescita e tale relazione risulta statisticamente significativa ad un livello di confidenza del 95%. L'effetto marginale riscontrato è il seguente:

$$\frac{\partial GROWTH_{it}(x)}{\partial GINI_{it}lag_{it}} = -0.196$$

Un aumento dell'indice di Gini di un punto percentuale comporta una riduzione della crescita economica di 0.196 punti percentuali.

2.6 *Analisi di Robustezza*

In questo paragrafo ci occupiamo di confermare i risultati ottenuti, attraverso una serie di analisi di robustezza.

Risulta necessario discutere di tre distinte problematiche che risulta possibile riscontrare nei modelli di regressione soprariportati. Tali problemi derivano da possibile causalità inversa tra crescita economica e disuguaglianza, da errori di misura nelle covariate e da omissioni di variabili rilevanti.

Al fine di valutare la possibile presenza di *reverse causality*, utilizziamo il metodo della variabili strumentali. Per poter applicare tale metodo bisogna trovare uno o più strumenti che siano correlati con l'indice di Gini (rilevanza), incorrelati con l'errore (esogeneità) e incorrelati direttamente con la crescita del Pil procapite (esclusione). Lo strumento che spesso viene utilizzato a tale scopo è l'indice di Gini ritardato di uno o più periodi. Bisogna però considerare che, così come riportato da Angrist e Krueger (2001) l'utilizzo di variabili endogene ritardate come strumenti può essere problematico se l'errore e le variabili omesse sono serialmente correlati. Siccome tale eventualità non può essere scongiurata, anzi risulta molto probabile, se non certa, in questo lavoro si utilizzerà uno strumento differente che gode delle stesse proprietà ma che non è affetto da tale problematica.

Tab. 2.8 *Verifica delle condizioni di rilevanza ed esclusione*

	GDPpercapitagrowth	GINIlag
IVmovave	-0.007 (0.26)	0.749 (7.48)**
_cons	1.966 (7.72)**	49.173 (118.11)**
R^2	0.00	0.18
N	433	253

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Alcuni lavori mostrano che un più alto livello di istruzione conduce ad una riduzione del tasso di disuguaglianza (Alderson e Nielsen, 2002; Barro, 2000; Bourguignon e Morrisson, 1990; Nielsen e Alderson, 1995; Papanek e Kyn, 1986; Wells, 2006). Wells (2006), inoltre, mostra che l'influenza che il livello di istruzione assume sulla disuguaglianza risulta influenzato dal grado di libertà d'iniziativa economica presente all'interno di una paese.

Pertanto, la variabile utilizzata (che noi chiameremo semplicemente *IVmovave*) per strumentare l'indice di Gini, è rappresentata da un media mobile a 10 periodi temporali della variabile *IV* appositamente costruita, ottenuta tramite il rapporto tra la quota di popolazione completamente analfabeta e l'indice *School* calcolato secondo le istruzioni di cui sopra.

L'indice *IV* così costruito può essere considerato come il grado di analfabetizzazione:

$$IV = \frac{Noschooling}{School}$$

La tabella 2.8 mostra che tale variabile strumentale risulta correlata con *GINlag*, ma risulta incorrelata in maniera diretta con la crescita economica. In altri termini, la variabile *IVmovave* influenza indirettamente la variabile dipendente, influenzando direttamente l'indice di Gini. Si evidenzia inoltre una perfetta correlazione tra l'indice di Gini ritardato e la sua variabile strumentale con un beta che si attesta intorno al valore unitario. Per tale motivo la variabile *IVmovave* creata ad hoc potrebbe rappresentare un buono strumento per esso.

Così come si evince in tabella 2.9, strumentando l'indice di Gini ritardato con la media mobile a 10 periodi del grado di analfabetizzazione, il coefficiente dell'indice di Gini rimane negativo e statisticamente significativo nello spiegare la crescita economica. Anche a seguito dell'aggiunta delle dummy individuali lo stimatore *2sls* rimane significativo ad un livello di confidenza del 90%.

Tab. 2.9 *Regressione a due stadi*

	(i)	(ii)
GINI _{lag}	-0.346 (3.15) ^{***}	-1.130 (1.68) [*]
2.country		8.633 (1.37)
3.country		7.320 (1.45)
4.country		-2.578 (1.47)
5.country		2.034 (1.29)
6.country		0.001 (0.00)
7.country		6.707 (1.32)
8.country		8.678 (1.85) [*]
9.country		0.917 (0.60)
10.country		-5.618 (1.72) [*]
_cons	20.163 (3.57) ^{***}	57.592 (1.76) [*]
R ²	.	.
N	247	247

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

La tabella 2.10 mostra i due step della regressione *IV* a seguito dell'introduzione delle dummy temporali. Dalla colonna (ii) si evince che il coefficiente dell'indice di Gini rimane statisticamente significativo ad un livello di significatività del 10%. Tale risultato risulta in linea con quello riportato da Persson e Tabellini (1994), quindi sembra confermare l'assenza di reverse causality.

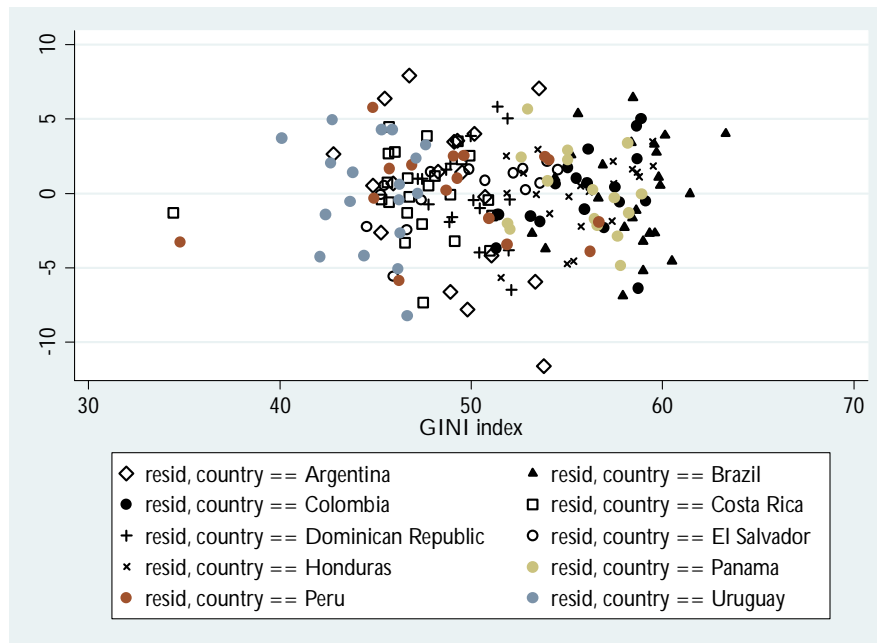
Una possibile causa della distorsione delle stime può derivare, però, da errori di misura nelle covariate. Il dataset utilizzato nell'analisi sembrerebbe immune da questo tipo di problema. I dati provengono da una fonte attendibile (*World Bank*) che ha provveduto ad omogeneizzare

i dati e ad aggiornarli periodicamente. Per quanto riguarda, inoltre, la variabile esplicativa d'interesse (l'indice di Gini), essa rappresenta una misura della disuguaglianza economica che riscuote un consenso unanime in letteratura. Si ricorda, inoltre, che i paesi coinvolti nell'analisi presentano una forte omogeneità sotto numerevoli punti di vista.

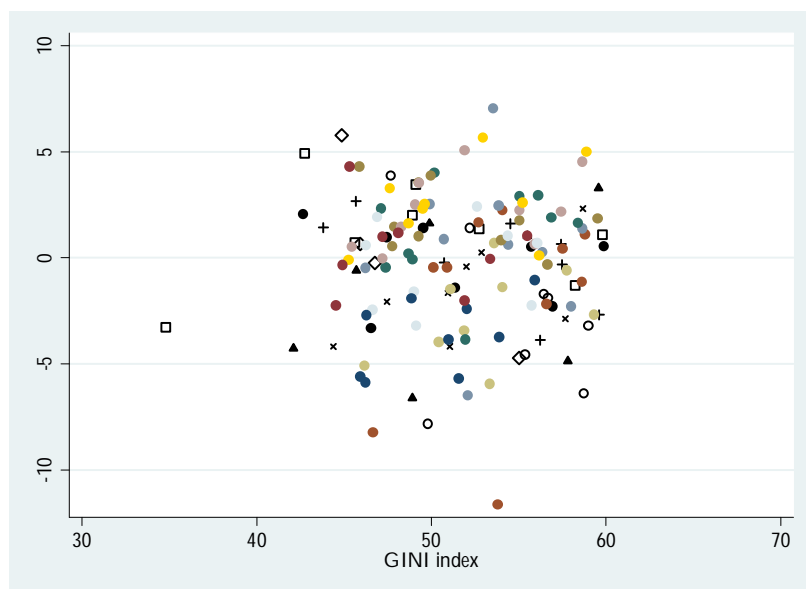
Tab. 2.10 *Steps della regressione con dummy individuali*

VARIABLES	(i) Step one GINIlag	(ii) Step Two GDPpercapitagrowth
2.country	8.73*** (0.9562)	8.63 (6.2964)
3.country	7.62*** (0.8801)	7.32 (5.0572)
4.country	-0.99 (0.8388)	-2.58 (1.7514)
5.country	1.18 (0.9130)	2.03 (1.5766)
6.country	0.39 (0.9998)	0.00 (1.5280)
7.country	7.11*** (0.9411)	6.71 (5.0770)
8.country	7.24*** (0.8707)	8.68* (4.7008)
9.country	-0.08 (0.9113)	0.92 (1.5340)
10.country	-3.68*** (0.8682)	-5.62* (3.2729)
IVmovave	0.19** (0.0846)	
GINIlag		-1.13* (0.6723)
Constant	47.70*** (0.6152)	57.59* (32.6389)
Observations	253	247
R-squared	0.701	

Standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fig. 2.10 *Analisi grafica dei residui (by country)*

Un ulteriore problema che può affliggere questo tipo di analisi è quello di omissioni di variabili rilevanti. In altre parole ci potrebbero essere variabili non considerate nell'analisi che potrebbero essere correlate sia con l'indice di Gini che con la variabile dipendente. Questo fenomeno condurrebbe a stime distorte. Nel tentativo di investigare circa tale problema andiamo a studiare i residui del modello di regressione, relativo alla tabella 2.6. Come si evince dalla figura 2.10 e dalla figura 2.11, i residui non mostrano nessun tipo di *pattern* nello spazio e nel tempo (la figura mostra i residui degli ultimi 20 anni). Questo ci porta a concludere che il problema da omissioni di variabili rilevanti tende ad essere marginale.

Fig. 2.11 *Analisi grafica dei residui (by year)*

Nell'analisi soprariportata abbiamo utilizzato modelli ad effetti fissi, che ci hanno permesso di catturare le eterogeneità presenti tra i diversi paesi. La scelta di proseguire l'analisi utilizzando gli effetti fissi, sebbene più problematica, ci ha permesso non solo di utilizzare un metodo che risulta più appropriato al campione selezionato, opinione condivisa da gran parte della letteratura in materia, ma ci ha anche consentito di ottenere stimatori certamente consistenti, anche se (non necessariamente) meno efficienti. Spesso alcuni lavori empirici, a causa di problemi di multicollinearità derivanti dalla presenza di variabili esplicative invarianti nel tempo, evitano di utilizzare modelli ad effetti fissi.²¹ In molti casi si adattano modello ad effetti random, anche quando il test di Hausman

²¹ Acemoglu et al. (2002), ad esempio, non controllano per gli effetti fissi.

riporta risultati contrari.²² In questo lavoro si è preferito operare con un modello più adatto ai dati selezionati e meno soggetto a problemi di inconsistenza.

Tab. 2.11 *Fixed effect VS Random effect*

	Fixed effect	Random effect
GINIlag	-0.196 (2.23)**	-0.120 (1.80)*
School	0.992 (2.64)***	0.400 (2.07)**
Birthrate	0.903 (2.85)***	0.246 (1.45)
CO2emissions	2.779 (2.32)**	1.023 (1.56)
Importgoodserv	0.143 (3.13)***	0.061 (2.19)**
Ruralpopulation	-0.362 (2.12)**	-0.110 (1.30)
GDPgap	-1.721 (0.38)	-2.288 (0.96)
_cons	-13.305 (1.23)	0.903 (0.18)
R^2	0.13	
N	220	220

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

I *random effects*, inoltre, impongono delle condizioni molto restrittive, quali stretta esogeneità delle variabili esplicative e ortogonalità tra le variabili esplicative e gli errori. Bisogna considerare tuttavia che il modello ad *effetti random*, essendo basato su un *feasible GLS*, gode delle stesse scarse proprietà per campioni di piccole dimensioni. Pertanto, come conseguenza, le stime basate su *random effects* potrebbero risultare distorte

²² Oaxaca e Geisler (2003), ad esempio, suggeriscono di utilizzare uno stimatore GLS a due stadi che risulta equivalente, ad eccezione degli standard error, ad un modello pooled OLS.

ed inefficienti, soprattutto quando il campione è relativamente contenuto.²³

Nel presente lavoro la stima con modelli ad effetti random viene riportata come analisi di robustezza. Tale analisi si ritiene utile a seguito della lettura del test di Hausman, che riporta un p-value superiore a 0.1, risultato che non ci consente di rifiutare l'ipotesi nulla (H_0). Pertanto - sotto l'ipotesi H_0 - stimatori ottenuti con i *random effects* sono più efficienti rispetto agli stimatori ottenuti con gli effetti fissi. Dalla tabella 2.11 si evince che il coefficiente dell'indice di Gini diminuisce in magnitudine, ma rimane negativo e statisticamente significativo. Ciò conferma la presenza di una relazione negativa tra le variabili in esame. Nello specifico la disuguaglianza nella distribuzione del reddito tende a comprimere la crescita economica.

2.7 I Canali di Trasmissione

In questo paragrafo ci occupiamo di studiare i canali tramite i quali una maggiore disuguaglianza può condurre a minore crescita. Castells-Quintana et al. (2014) riportano i principali canali individuati dalla letteratura in grado di spiegare la relazione negativa tra disuguaglianza e crescita. Uno dei canali principali è rappresentato dall'instabilità socio-politica che, come conseguenza della disuguaglianza, incide negativamente sulla crescita di una nazione. L'idea di fondo è che la disuguaglianza conduce ad un aumento dell'instabilità e ciò conduce ad una crescita più modesta. Per indagare sulla presenza di tale relazione si utilizza la variabile *State Fragility Index*.²⁴ Tale indice misura l'efficacia, il grado di autorità e di legittimazione di cui le istituzioni godono, da un punto di vista sociale, dal punto di vista della sicurezza, della politica e da un punto di vista economico.

²³ Cfr. Plumper T., Troeger V.E. (2007)

²⁴ Fonte: *Center for Systematic Peace*

Ciascuno degli indicatori facenti parte dell'indice è valutato su una scala di quattro livelli di fragilità: 0 "assenza di fragilità," 1 "bassa fragilità," 2 "fragilità media," e 3 "fragilità alta", ad eccezione dell' indicatore di efficacia economica, che è valutato su una scala a cinque livelli. Lo *State Fragility Index* combina i livelli di tutti gli indicatori e il suo range va da 0 "assenza di fragilità" a 25 "estrema fragilità". La fragilità di un paese è ravvisabile come incapacità di intraprendere ed implementare politiche pubbliche, di gestire un conflitto, di fornire servizi essenziali nonché come difficoltà nel mantenere in piedi un sistema politico e sociale coerente, nell'assicurare coesione, alta qualità della vita, nel rispondere efficacemente a sfide e crisi di diversa natura e nel sostenere efficacemente lo sviluppo economico.

Nel modello di regressione inseriamo un'ulteriore variabile, *Democracy*, che rappresenta il livello di democrazia registrato nei paesi inclusi nell'analisi. Tale indice trova la sua fonte dalla rivista "*The Economist*" e copre il periodo 1996-2013. Per ovviare alla mancanza di dati negli anni precedenti, l'indice è stato portato indietro²⁵ fino al 1979, utilizzando l'informazione disponibile più remota, l'indice registrato nel 1996. Questa tecnica, sebbene rappresenti una forzatura, di certo non pregiudica l'attendibilità delle stime, in quanto il livello di democraticità registrato da una paese impiega diversi anni prima di registrare modifiche significative. Tale assunto risulta confermato dai dati disponibili.

La prima colonna della tabella 2.12 mostra che l'indice di Gini influenza positivamente l'indice di instabilità, *State Fragility Index*.

Anche il termine di interazione, *GINIindex*Democracy*, risulta statisticamente significativo. Tale risultato consente di affermare che, sebbene un aumento dell'indice di disuguaglianza conduce ad una maggiore instabilità all'interno di un paese, tale incremento risulta più modesto per i paesi con un livello di democraticità più elevato. In teoria,

²⁵ I dati mancanti sono stati rimpiazzati con il valore dell'indice registrato nell'anno 1996.

i governi dei paesi maggiormente democratici tendono ad operare in maniera più tempestiva, mantenendo salda l'integrità sociale della nazione, ad esempio attraverso l'attuazione di politiche massicce di redistribuzione. La variabile *Democracy* non è inclusa separatamente all'interno del modello di regressione, per il semplice fatto che essa risulterebbe affetta da problemi di multicollinearità, a casua della presenza delle dummy individuali²⁶. I valori predetti dell'indice di instabilità, *Sfi_head*, inseriti nella seconda equazione di regressione risultano negativamente correlati con la crescita economica. Questi dati consentono di affermare che il maggior grado di instabilità presente all'interno di un paese, spiegato dal livello di disuguaglianza esistente, influisce negativamente sulla crescita economica di una nazione. Questo coefficiente non perde significatività statistica quando vengono inserite alcune variabili di controllo all'interno della regressione. E' possibile pertanto affermare che la relazione tra disuguaglianza e instabilità potrebbe rappresentare uno dei canali attraverso i quali la disuguaglianza trasmette i suoi effetti sulla crescita.

Tab. 2.12 *Instabilità socio-politica come canale di trasmissione*

	State Fragility Index	GDPpercapitagrowth _{t+1}
GINI _{lag}	0.156 (2.02)**	
GINI _{lag} *Democracy	-0.128 (4.42)***	
2bn.country	1.625 (2.29)**	7.667 (2.28)**
3.country	7.418 (13.17)***	14.886 (2.69)***
4.country	-0.674 (1.90)*	-3.991 (0.77)
5.country	1.973 (7.28)***	3.453 (0.82)
6.country	3.068	7.663

²⁶ Cfr. Grigoli, F., Herman, A., Schmidt-Hbbel, K., (2015), "Saving in Latin America and the Caribbean: Performance and Policies", p. 18

	(7.87) ^{***}	(1.25)
7.country	3.381	-0.350
	(8.16) ^{***}	(0.05)
8.country	3.210	-3.171
	(4.96) ^{***}	(0.59)
9.country	6.888	7.382
	(10.26) ^{***}	(1.24)
10.country	0.070	2.577
	(0.20)	(0.60)
sfi_head		-1.407
		(3.31) ^{***}
School		0.716
		(1.43)
Birthrate		0.531
		(1.56)
CO2emissions		0.954
		(0.56)
Importsgoodserv		0.204
		(3.36) ^{***}
Ruralpopulation		-0.002
		(0.01)
GDPgap		6.529
		(0.95)
_cons	-1.237	-22.756
	(0.28)	(1.71) [*]
R ²	0.90	0.26
N	175	138

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Tale conclusione non risulta certo nuova in letteratura. Secondo Alesina e Perotti (1996) l'instabilità socio-politica e il conseguente rischio di violenti conflitti si traducono in incertezza dei diritti di proprietà e conducono ad una riduzione degli investimenti e quindi ad un rallentamento della crescita. Secondo Barro (2000), inoltre, l'instabilità di una nazione veicola una grande quantità di risorse verso politiche volte a contenerla e ciò riduce la produttività dell'economia.

Persson e Tabellini (1994), Alesina e Rodrik (1994) individuano un ulteriore meccanismo che, alimentato dalla disuguaglianza, può condurre a distorsioni economiche. Tale meccanismo è rappresentato dall'elevata pressione sociale che tende a spingere verso politiche altamente

redistributive. Altri autori (Saint-Paul e Vardier 1996; Bénabou 2002; Acemoglu e Robinson 2008) affermano che un elevato tasso di disuguaglianza conduce allo sviluppo di lobby costituite dalle classi più ricche allo scopo di contrastare efficienti politiche redistributive.

Tab. 2.13 *Domanda interna come canale di trasmissione*

	Domesticdemand	GDPpercapitagrowth _{t+1}
GINllag	-0.443 (3.08) ^{***}	
2.country	6.639 (3.39) ^{***}	5.975 (1.66) [*]
3.country	-0.172 (0.10)	10.625 (3.15) ^{***}
4.country	-27.442 (17.12) ^{***}	30.994 (4.26) ^{***}
5.country	-17.497 (10.52) ^{***}	23.797 (4.42) ^{***}
6.country	-10.912 (7.31) ^{***}	22.383 (3.60) ^{***}
7.country	-27.922 (11.33) ^{***}	30.695 (4.09) ^{***}
8.country	-62.920 (23.19) ^{***}	53.582 (4.40) ^{***}
9.country	-7.432 (3.95) ^{***}	8.415 (2.31) ^{**}
10.country	-11.122 (6.71) ^{***}	13.261 (3.04) ^{***}
Domesticdemand_head		0.783 (4.58) ^{***}
School		0.831 (1.96) [*]
Birthrate		0.718 (1.94) [*]
CO2emissions		1.049 (0.77)
Importgoodserv		0.150 (3.09) ^{***}
Ruralpopulation		-0.303 (1.70) [*]
GDPgap		7.871 (1.70) [*]

_cons	107.970 (15.65)***	-97.956 (4.50)***
R ²	0.91	0.20
N	251	215

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Perotti (1992) pone l'attenzione sui vincoli creditizi. Frizioni del mercato creditizio tendono ad accrescere l'effetto negativo che la disuguaglianza dispiega sugli investimenti in capitale fisico. Altri studi empirici hanno messo in rilievo il ruolo della volatilità macroeconomica come meccanismo di trasmissione tra disuguaglianza e crescita.

Secondo Todaro (1997) una possibile spiegazione del perché una maggiore disuguaglianza possa condurre ad un abbattimento della crescita economica la troviamo attraverso lo studio della domanda di beni locali. Secondo l'autore la domanda delle classi meno abbienti tende ad essere diretta verso beni e servizi locali. Per tale motivo un aumento della disuguaglianza economica e quindi una riduzione relativa del reddito della classe meno abbiente tende a deprimere la richiesta di beni locali. Ciò si ripercuote negativamente sulla crescita della nazione. La tabella 2.13 mostra che, a seguito dell'aumento della disuguaglianza di un punto percentuale, la domanda di beni locali, *Domesticdemand*, tende a ridursi dello 0.44%. La seconda colonna della tabella 13 pone l'attenzione sul legame esistente tra il livello delle importazioni e la domanda interna. Come si evince dai risultati esposti, le importazioni di beni e servizi hanno un effetto diretto positivo, dovuto alla presenza di una relazione positiva che sussiste tra il livello di importazioni e la crescita di una nazione. Tale relazione tende ad esistere in entrambe le direzioni. Molti lavori empirici dimostrano la presenza di questa relazione. Kim, Lim e Park (2007) effettuano uno studio empirico sulla relazione che sussiste tra il livello di importazioni e la crescita economica della Corea dal 1980 al 2003. Essi deducono che le importazioni hanno un impatto significativo positivo sulla produttività e quindi sulla crescita economica. Le importazioni tendono ad accrescere la produttività attraverso la

competitività e l'adozione di tecnologie avanzate. Risulta poi evidente che un aumento del Pil procapite a sua volta conduce ad un aumento delle importazioni, a seguito dell'aumento della disponibilità economica. Dall'altro lato, la riduzione della domanda interna, causata da un maggiore livello di disuguaglianza, tende a comprimere la crescita economica. In altri termini, considerato che la domanda delle classi meno abbienti tende ad essere diretta verso beni e servizi locali, un aumento del grado di disuguaglianza conduce ad una riduzione della domanda di beni e servizi locali. Tale riduzione della domanda interna, spiegata dall'aumento dell'indice di Gini, incide negativamente sulla crescita economica.

2.8 Conclusioni

Il presente lavoro consente di confermare la presenza di una marcata relazione negativa tra disuguaglianza e crescita economica per i paesi del Sud e del Centro America. Sebbene le due variabili siano interdipendenti tra loro, così come la totalità delle variabili che descrivono l'economia di un paese, le analisi di robustezza riportate permettono di confermare che la disuguaglianza tende ad incidere negativamente sulla crescita. L'efficienza dell'impianto scolastico e la conseguente maggiore alfabetizzazione tendono ad incidere negativamente sulla disuguaglianza, consentendo a vari strati della popolazione di inserirsi nel contesto produttivo, economico e sociale della propria nazione. L'innescare di tale dinamiche non può che avere un effetto positivo sulla crescita economica. Risulta pertanto corretto anche il ragionamento inverso: una minore alfabetizzazione conduce ad una maggiore disuguaglianza economica e quindi ad una minore crescita.

Il presente lavoro indaga inoltre sui potenziali canali di trasmissione. Si dimostra empiricamente che la disuguaglianza tende ad aumentare il livello di instabilità politica, economica e sociale all'interno di una nazione. Tale eventualità contribuisce a comprimere la crescita e questo

accade soprattutto nei paesi caratterizzati da bassi livelli di democraticità. La disuguaglianza, inoltre, tende a comprimere il livello della domanda di beni e servizi locali, traducendosi in un minore impulso allo sviluppo della nazione. Anche tale eventualità non può che rappresentare un forte freno alla crescita economica di una nazione.

In accordo con il primo rapporto delle Nazioni Unite sullo sviluppo, dedicato all'America Latina e ai Caraibi, per ridurre la disuguaglianza è necessario agire contemporaneamente su molti fronti, dalla promozione di riforme sociali per rafforzare i servizi di base, alla riforma del sistema contributivo. Il rapporto afferma inoltre che, per rompere il circolo vizioso che necessariamente può venire ad innescarsi tra le determinanti della disuguaglianza e della crescita, bisognerebbe rafforzare e sostenere la coesione sociale e mantenere un elevato livello di democraticità e di partecipazione attiva di tutta la popolazione nelle sfere dell'economia, del welfare e della politica.

DATA APPENDIX:

GDPpercapitagrowth: annual percentage growth rate of GDP at market prices based on constant local currency. Aggregates are based on constant 2005 U.S. dollars. GDP is the sum of gross value added by all resident producers in the economy plus any product taxes and minus any subsidies not included in the value of the products. It is calculated without making deductions for depreciation of fabricated assets or for depletion and degradation of natural resources. Source: *World Bank Data*

GINIindex: measures the extent to which the distribution of income (or, in some cases, consumption expenditure) among individuals or households within an economy deviates from a perfectly equal distribution.. Thus a Gini index of 0 represents perfect equality, while an index of 100 implies perfect inequality. Source: *World Bank Data*

Incomeshare20: percentage share of income or consumption held by 20% of wealthier population. Source: *World Bank Data*

School: $(0.1 * \text{Primary}) + (0.2 * \text{Secondary}) + (0.3 * \text{Tertiary})$

Primary: percentage share of population aged 15 and over, that has completed the primary schooling, calculated at time intervals of five years. Source: *Barro-Lee Data*

Secondary: percentage share of population aged 15 and over, that has completed the secondary schooling, calculated at time intervals of five years. Source: *Barro-Lee Data*

Tertiary: percentage share of population aged 15 and over, that has completed the tertiary schooling, calculated at time intervals of five years. Source: *Barro-Lee Data*

GINIlag: average between the current Gini index and the lagged Gini index.

IV: Noschooling/School

Noschooling: percentage share of population aged 15 and over, that has not completed any level of education, calculated at time intervals of five years. Source: *Barro-Lee Data*

Latitude: average latitude of the country, calculated as an absolute value.

Waterpercent: percentage of water in relation to the area of the country.

Yearindependence: represents the year of independence of the single countries

Southamerica: dummy that assumes value 1 for South-American countries, and value 0 for Central-American countries.

Birthrate: indicates the number of live births occurring during the year, per 1000 population estimated at midyear. Source: *World Bank Data*

CO2emissions: measures the emissions of carbon dioxide (metrics tons per capita). CO2 emissions are those stemming

from the burning of fossil fuels and the manufacture of cement. They include carbon dioxide produced during consumption of solid, liquid, and gas fuels and gas flaring. Source: *World Bank Data*

Importgoodserv: represent the value of all goods and other market services received from the rest of the world (% of GDP). They include the value of merchandise, freight, insurance, transport, travel, royalties, license fees, and other services, such as communication, construction, financial, information, business, personal, and government services. They exclude compensation of employees and investment income (formerly called factor services) and transfer payments. Source: *World Bank Data*

Ruralpopulation: Rural population (% of total population) refers to people living in rural areas as defined by national statistical offices. It is calculated as the difference between total population and urban

population. Source: *World Bank Data*

GDPgap: is the ratio between GDP per capita and the highest level of GDP per capita in our sample at the same point in time. Its expected sign in the regression is negative if there is convergence. Source: *World Bank Data*

GDPpercapitagrowth_{t+1}: is the *GDPpercapitagrowth* moved one year forward.

Democracy: index of democracy of the countries. Thus a Democracy index of 0 represents absence of democracy, while an index of 1 implies perfect democracy. The recorded maximum value of the index for our sample is equal to 0.75225. Source: *The Economist*

State Fragility Index: scores each country on both effectiveness and legitimacy in four performance dimensions: Security, Political, Economic, and Social, at the end of the year considered. Each of the Matrix indicators is rated on a four-point fragility scale: 0

“no fragility,” 1 “low fragility,” 2 “medium fragility,” and 3 “high fragility” with the exception of the economic effectiveness indicator, which is rated on a five-point fragility scale (including 4 “extreme fragility”). Source: *Center for Systematic Peace*

Exportgoodserv: represent the value of all goods and other market services provided to the rest of the world (% of GDP). They include the value of merchandise, freight, insurance, transport, travel, royalties, license fees, and other services, such as communication, construction, financial, information, business, personal, and government services. They exclude compensation of employees and investment income (formerly called factor services) and transfer payments. Source: *World Bank Data*

Domesticdemand: represent the value of all goods and other market services required by the domestic market (% of GDP). $[100 - \text{Exportgoodserv}]$

Commenti Finali

Il presente lavoro ha analizzato empiricamente l'evidenza e le relative conseguenze di due tipi di fallimento di mercato. Come riportato nella prefazione, la scelta di queste due tematiche non è casuale. In letteratura ci sono ampie prove di correlazione esistente tra la distribuzione della ricchezza e la distribuzione dello stato di salute all'interno di una nazione.

O'Donnell et al. (2013) mostrano che la distribuzione dello stato di salute tende ad influenzare la distribuzione del reddito all'interno di una nazione. La salute può avere un impatto diretto sulla distribuzione della ricchezza e uno indiretto che passa dall'accumulo di risparmio individuale.

In merito all'impatto indiretto, si consideri che in una realtà caratterizzata da un mercato assicurativo della salute incompleto (che non copre interamente le perdite che l'individuo subisce a causa di aggravamenti dei problemi di salute) in cui le cure mediche non sono coperte nella loro complessità dall'assicurazione, ma devono essere sostenute in parte con risorse proprie, un cattivo stato di salute o un suo peggioramento tende a comprimere la ricchezza degli individui. Pertanto gli individui che si trovano in cattive condizioni di salute tendono ad avere una ricchezza disponibile residua inferiore rispetto agli individui in buono stato di salute. Secondo gli autori, inoltre, esiste un meccanismo aggiuntivo che attraverso differenze nello stato di salute può contribuire ad una maggiore disuguaglianza nella distribuzione della ricchezza: la longevità attesa. L'individuo sano, aspettandosi di vivere più a lungo, tende a risparmiare una frazione maggiore di reddito, e questo è tanto più vero per le classi più abbienti. Pertanto miglioramenti delle condizioni di salute complessive tendono ad aumentare ulteriormente le disparità economiche tra le varie classi sociali.

L'effetto diretto, invece, passa per il mercato del lavoro. Un deterioramento dello stato di salute spesso conduce ad una minore produttività dell'individuo all'interno del mercato lavorativo e quindi ad

una minore capacità di guadagno. La misura dell'effetto diretto presenta una notevole problematicità, a causa della forte eterogeneità presente nella risposta salariale da parte dei datori di lavoro ai problemi di salute riscontrati dai lavoratori. Per esempio una disabilità motoria riduce notevolmente la produttività di un lavoratore manuale rispetto ad un impiegato. Diversamente la produttività degli impiegati dipende indissolubilmente dalle funzioni cognitive dell'individuo ed è potenzialmente vulnerabile ai problemi psicologici. In letteratura, però, il peso attribuito ai problemi di salute fisici è notevolmente più alto rispetto ai problemi di salute psicologici.

Sulla base delle argomentazioni sopraesposte, la relazione tra produttività e stato di salute tende ad essere più forte nei paesi in via di sviluppo, dove vi è una preponderanza maggiore di lavoro manuale poco qualificato.

Altri economisti concentrano la loro attenzione sui risultati in termini economici derivanti dagli investimenti sulla salute. Barro (2003, 2013) mostra una forte correlazione positiva tra crescita economica e stato di salute della popolazione.

Strauss e Thomas (1998) analizzano il rapporto tra salari e salute prendendo in considerazione solo paesi in via di sviluppo. Essi concludono che in paesi caratterizzati da bassi livelli salariali, il rapporto tra salute e produttività lavorativa può contribuire a mantenere, aggravare e, in teoria, anche generare disuguaglianza. Bisogna fare un'ulteriore considerazione. E' opinione abbastanza condivisa che il tasso di occupazione tende a risentire molto delle variazioni nello stato di salute complessivo della popolazione, considerato l'assunto della flessibilità salariale. Pertanto i lavori empirici che mostrano un impatto moderato dello stato di salute sul livello salariale non necessariamente si traducono in assenza di correlazione tra le variabili in esame (salute e salari), ma i risultati ottenuti potrebbero riflettere la presenza di vincoli istituzionali alla flessibilità salariale.

Un ulteriore fattore che può influenzare la relazione esistente tra stato di salute e reddito è rappresentato dall'esistenza e dalla generosità dell'assicurazione di invalidità. Per una data distribuzione dello stato di salute ci si aspetta che la distribuzione del reddito risulti più equa in paesi caratterizzati da un mercato assicurativo sull'invalidità più generoso.

O'Donnell et al. (2013) mostrano che nei paesi a basso reddito, in cui una parte sostanziale della popolazione vive vicino ai livelli di sussistenza e solo pochi privilegiati possono permettersi cure mediche efficaci, le cattive condizioni di salute non sono solo una causa importante di disuguaglianza economica, ma anche una conseguenza della stessa.

References - Capitolo 1

Arrow, K., (1963), "Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care", *American Economic Review*, 53(5), 941-973

Aviva, A., Einav, L., Finkelstein, A., Cullen, M., (2012a), "Moral Hazard in Health Insurance: How Important is Forward Looking Behavior?" *NBER Working Paper*, No. 17802.

Aviva, A., Einav, L., Finkelstein, (2012b), "The RAND Health Insurance Experiment, Three Decades Later" *NBER Working Paper*, No. 18642.

Bajari, P., Hong, H., Khwaja, A., Marsh. C., (2010), "Moral Hazard, Adverse Selection and Health Expenditures: A Semiparametric Analysis", Manuscript, University of Minnesota

Busch, S. H., Barry, C. L., Vegso, S.J., Sindelar, J. L., Cullen, M. R., (2006), "Effects Of A Cost-Sharing Exemption On Use Of Preventive Services At One Large Employer", *Health Affairs*, 25(6), pp. 1529-1536

Cabral, M., (2009), "How Does Preventive Care Usage Change When Patient Prices Decrease?", Manuscript, Stanford University

Cameron, A. C., McCallum, J., (1995), "Private Health Insurance Choice in Australia: The Role of Long-term Utilisation of Health Services", in H. Lapsley ed., *Economics and Health: 1995, Proceedings of the Seventeenth Australian Conference of Health Economists*, pp. 143-162, *Australian Studies in Health Service Administration No. 79*, School of Health Services Management, University of New South Wales

Cameron, A. C., Trivedi, P. K., Milne, F., Piggott, J., (1988), "A Microeconometric Model of the Demand for Health Care and Health Insurance in Australia", *The Review of Economic Studies*, 5(1), pp. 85-106

Cardon, J. H., Hendel, I., (2001), "Asymmetric Information in Health Insurance: Evidence from The National Medical Expenditure Survey", *Rand Journal of Economics*, 32, pp. 408-427

Chandra, A., Gruber, J., McKnight, R., (2010), "Patient Cost-Sharing and Hospitalization Offsets in the Elderly", *American Economic Review*, 100(1), pp. 193-213

Chiappori, P., Salaniè, B., (2000), "Testing for Asymmetric Information in Insurance Markets", *Journal of Political Economy*, 108, pp. 56-78

Einav, L., Finkelstein, A., (2011), "Moral hazard in health insurance: how important is forward looking behavior?", Manuscript in progress, MIT and Stanford University

Einav, L., Finkelstein, A., Schrimpf, P., (2010), "Optimal Mandates and The Welfare Cost of Asymmetric Information: Evidence from The U.K. Annuity Market", *Econometrica*, 78(3), pp. 1031-1092

Einav, L., Finkelstein, A., Ryan, S. P., Schrimpf, P., Cullen, M. R., (2011), "Selection on Moral Hazard in Health Insurance", NBER Working paper No. 16996

Fang, H., Keane, M., Silverman, D., (2008), "Sources of Advantageous Selection: Evidence from the Medigap Insurance Market", *Journal of Political Economy*, 116, pp. 303-350

Finkelstein, A., McGarry, K., (2006), "Multiple Dimensions of Private Information: Evidence from the Long-Term Care Insurance Market", *American Economic Review*, 96(4), pp. 938-958

Greene W., (2003), *Econometric Analysis*, New Jersey; Prentice Hall

Jackman S., (2000), *Models for Ordered Outcomes*, *Political Science*, 200C

Marquis (1987), "Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment", *American Economic Review*, 77(3), pp. 251-277

Olivella, P., Vera-Hernandez, M., (2013), "Testing for Asymmetric Information in Private Health Insurance", *The Economic Journal*, 123(567), pp. 96-130

Phelps, C. E., (1976), "Demand for Reimbursement Insurance", in Richard N. Rosett (ed.), *The Role of Health Insurance in the Health Services Sector*, National Bureau of Economic Research, New York, 1976

Sigelman L., Langche Z. (1999), "Analyzing Censored And Sample-Selected Sample Data with Tobit And Heckit Models", *Political Analysis*, pp. 167-182

Vukina, T., Nestic, D., (2008), "Asymmetric Information in Health Insurance: Some Preliminary Evidence from the Croatian State-Administered Supplemental Plan", *Privredna kretanja i ekonomska politika*, 115.

Wooldridge J., (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MIT Press

References - Capitolo 2

Acemoglu, D., Simon J., James A. R., (2001) "The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation", *American Economic Review*, 91, 5, pp. 1369-1401.

Aghion, P., Caroli, E., García-Penalosa, C. (1999), "Inequality and Economic Growth: The perspective of the New Growth Theories", *Journal of Economic Literature*, 37(4), pp. 1615-1660

Alesina, A., Perotti, R., (1993), "Income Distribution, Political Instability, and Investment", NBER Working Paper No. w4486

Alesina, A., Rodrik D. (1994), "Distributive politics and economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, 109(2), pp. 465–490.

Anand, S., S.M.R. Kanbur (1993), "The Kuznets process and the inequality development relationship", *Journal of Development Economics*, 40(1), pp. 25–52.

Arrow, K. (1962), "The economic implications of learning by doing", *Review of Economic Studies*, 29(3), pp. 155–173.

Barro, R.J., (2000), "Inequality and growth in a panel of countries", *Journal of Economic Growth*, 5(1), pp. 5–32.

Barro, R.J., (1991), "Economic growth in a cross-section of countries", *Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407–443.

Barro, R.J., (2000), "Economic growth in a cross-section of countries", *Journal of Economic Growth*, 5(1), pp. 5-32

Benabou, R. (1996), "Inequality and growth", *NBER Macroeconomics Journal*, 11, 11–74.

Benhabib, J., Rustichini, A. (1996). "Social Conflict, Growth and Income Distribution" *Journal of Economic Growth*, 1(1), pp. 125-142.

Berg, A. G., Ostry, J. D., (2011), "Inequality and Unsustainable Growth: Two Sides of the Same Coin", IMF Staff Discussion Note, SDN/11/08

Binatli, A. O., (2012), "Growth and Income Inequality: A comparative Analysis", *Economic Research International*, Volume 2012 (2012), Article ID 569890

Birdsall (1995), "Inequality and Growth Reconsidered: Lessons from East Asia", *The World Bank Economic Review*, 9(3), pp. 477-508

Castells-Quintana, D., Royuela, V., (2014), "Tracking positive and negative effects of income inequality on long-run growth", AQR-IREA Working Paper series No. 2014/1

Castello, A. and R. Domenech (2002), "Human capital inequality and economic growth: some new evidence", *Economic Journal*, 112(478), C187–C200.

Chen, B.L., (2003), "An inverted-U relationship between inequality and long-run growth", *Economics Letters*, 78(2), pp. 205–212.

Deininger, K. W., Squire, L., (1996), "A New Data Set Measuring Income Inequality", *The World Bank Economic Review*, 10(3), pp. 565-591

Engerman, S. L., Sokoloff, K. L., (2000) "Institutions, Factor Endowments, and Paths of Development in the New World, *Journal of Economic Perspectives*, 14(3), pp. 217-323

Fei, J.C.H., Ranis, G., Kuo, S., (1979), *Growth With Equity: The Taiwan Case*, New York: Oxford University Press for the World Bank.

Forbes, K.J. (2000), "A reassessment of the relationship between inequality and growth", *American Economic Review*, 90(4), pp. 869–887.

Gallo, C., (2002), "Economic Growth and Income Inequality: Theoretical Background and Empirical Evidence", Working Paper No. 119

Gallup, J. L., Sachs, J. D., Mellinger, A. D., (1998), "Geography and Economic Development," NBER Working Paper No. w6849.

Galor, O., Zang, H., (1993), "Fertility, Income Distribution and Economic Growth: Theory and Cross-Country Evidence?", Mimeo, Brown University.

Galor, O., Zeira J. (1993). "Income Distribution and Macroeconomics", *Review of Economic Studies*, 60, pp. 35-52.

Garcia-Penalosa, C., S. Turnovsky (2006), "Growth and income inequality: a canonical model", *Economic Theory*, 28(1), pp. 25–49.

Grigoli, F., Herman, A., Schmidt-Hbbel, K., (2015), "Saving in Latin America and the Caribbean: Performance and Policies", *IMF Working Papers*, 15/108

Kaldor, N. (1956). "Alternative Theories of Distribution", *Review of Economic Studies*, 23, pp. 83-100.

Kaldor, N. (1958), "Capital accumulation and economic growth", in *The Essential Kaldor*, New York: *Holmes and Meier*, pp. 229–281

Kim, S., Lim, H., Park, D., (2007), "Could Imports be Beneficial for Economic Growth? Some evidence from Republic of Korea", ERD Working Paper No. 103, Asian Development Bank

Kuznets, S., (1955), "Economic growth and income inequality", *American Economic Review*, 45(1), pp. 1–28.

Oaxaca, R. L., Geisler, I., (2003), "Fixed Effects model with Time Invariant Variables: a theoretical note", *Economics Letters* 80, pp. 373-377

Pagano, P., (2004), "An empirical investigation of the relationship between inequality and growth," *Temi di discussione (Economic working papers)* 536, Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area

Partridge, M.D., (1997), "Is inequality harmful for growth? Comment", *American Economic Review*, 87(5), pp. 1019–32.

Perotti, R., (1993), "Political Equilibrium, Income Distribution, and Growth?", *Review of Economics Studies*, 60, pp. 755-776.

Perotti, R., (1994a), "Income Distribution and Investment?", *European Economic Review*, 38, pp. 827-835.

Perotti, R., (1994b). "Income Distribution and Growth: An Empirical Investigation?", Mimeo, ColumbiaUniversity.

Perotti, R., (1996), "Growth, income distribution and democracy: what the data say", *Journal of Economic Growth*, 1(2), 149–87.

Persson, T., Tabellini, G., (1994), "Is inequality harmful for growth", *American Economic Review*, 84(3), pp. 600–21.

Plumper T., Troeger V.E., (2007), "Efficient Estimation of Time-Invariant and Rarely Changing Variables in Finite Sample Panel - Analyses with Unit Fixed Effects", *Political Analysis*, 15(2), pp. 124-139

Rodrik D., Subramanian A., Trebbi F., (2004), "Institutions Rule: The Primacy of Institutions Over Geography and Integration in Economic Development", *Journal of Economic Growth*, 9, pp. 131-165

Sachs, J., (2003), "Institutions Don't Rule: Direct Effects of Geography on Per Capita Income", National Bureau of Economic Research Working Paper No. 9490.

Solow, R., (1956), "A contribution to the theory of economic growth", *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), pp. 65–94

Wells, R., (2006), "Education's Effect on Income Inequality: An Economic Globalisation Perspective", *Globalisation, Societies and Education*, 4(3), pp. 371-391.