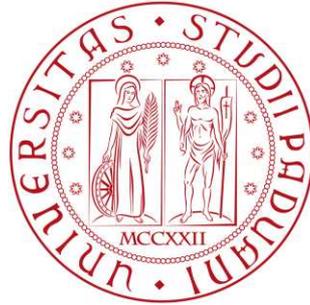


Università degli Studi di Padova
Corso di Laurea in Statistica, Economia e Finanza



Tesi di laurea:

**SCELTE DI PORTAFOGLIO E ALFABETIZZAZIONE
FINANZIARIA IN TEMPO DI CRISI: UN'ANALISI SULLE
FAMIGLIE ITALIANE**

*Portfolio choice and financial literacy in times of crisis: an
analysis on Italian households*

Relatore: Prof. Alessandro Buccioli
Dipartimento di Scienze Economiche

Laureando: Emma Belluzzo
Anno Accademico 2011/2012

INDICE

CAPITOLO 1: ALFABETIZZAZIONE FINANZIARIA.....	5
1.1 Introduzione.....	5
1.2 Alfabetizzazione finanziaria nel mondo.....	8
1.3 Il ruolo dell'alfabetizzazione finanziaria nella crisi	12
1.4 Le idee per la diffusione dell'alfabetizzazione finanziaria	14
CAPITOLO 2: L'INDAGINE DELLA BANCA D'ITALIA SULLE FAMIGLIE ITALIANE	18
2.1 Disegno campionario dell'indagine	18
2.2 Il questionario e la rilevazione dei dati	20
2.3 La fase di controllo dei dati e della loro qualità.....	22
2.4 I risultati dell'indagine: 2008 e 2010 a confronto.....	24
2.4.1 La struttura della famiglia	24
2.4.2 Il reddito e il lavoro	28
2.4.3 La ricchezza	32
2.4.4 La diffusione delle attività finanziarie	33
2.4.5 La conoscenza finanziaria	37
CAPITOLO 3: ANALISI ECONOMETRICA SUI DATI.....	45
3.1 Obiettivi dell'analisi	45
3.2 Modello Probit.....	45
3.3 Econometria sulle scelte di portafoglio delle famiglie italiane	50
3.4 Tipo di istruzione e scelte di portafoglio	60
CONCLUSIONI.....	70
BIBLIOGRAFIA.....	72

CAPITOLO 1

ALFABETIZZAZIONE FINANZIARIA

1.1 Introduzione

Quando si parla di alfabetizzazione finanziaria, si può immaginare questa come una variabile che influenza rilevantemente le decisioni dei risparmiatori chiamati a svolgere il loro ruolo in un mercato diventato oramai piuttosto ampio e globalizzato. Si tratta della conoscenza dei principi base della finanza, la quale diventa necessaria nel momento in cui un soggetto deve prendere decisioni in questo ambito. L'importanza di questa variabile va di pari passo al grado di rischio degli strumenti finanziari presi in considerazione: non comprendere le caratteristiche e i meccanismi regolatori di questi, significa già porsi in una posizione di svantaggio. Basta pensare alla gestione del risparmio, alle richieste di mutui, alle carte di credito e alla scelta di porre il proprio TFR (trattamento di fine rapporto) sui fondi pensione: tutto ciò necessita di scelte da parte del risparmiatore, le quali possono essere efficaci solo se egli è sufficientemente consapevole.

Una definizione dell'alfabetizzazione finanziaria proviene dalla divisione INFE (International Network on Financial Education) dell'organismo OECD (The Organisation for Economic Cooperation and Development) riconosciuta a livello internazionale:

“Financial education is the process by which individuals improve their understanding of financial products and concepts; and through information, instruction and/or objective advice develop the skills and confidence to become more aware of financial risks and opportunities, to make informed choices, to know where to go for help, and to take other effective actions to improve their financial well-being and protection.”

La definizione sostanzialmente afferma che l'alfabetizzazione finanziaria è un processo tramite il quale gli individui accrescono la loro conoscenza circa i prodotti e i concetti

finanziari; attraverso informazioni, istruzioni e consulenze specifiche sviluppa le abilità e la confidenza con la finanza, permettendo di comprendere al meglio i rischi e le opportunità offerte dal mercato, di compiere scelte ben informati, di sapere a chi rivolgersi per chiedere aiuto e quali altre misure prendere con l'obiettivo di accrescere e preservare la propria posizione finanziaria, in termini di efficacia e di protezione.

E' una definizione ligia, dettagliata e da molti considerata completa perché considera l'educazione finanziaria come qualcosa di più della mera conoscenza della materia: si parla di abilità, di confidenza, di informazioni e di atteggiamenti volti al funzionamento delle strategie adottate e alla salvaguardia delle proprie posizioni. Da ciò si può comprendere l'importanza di uno strumento simile e di come questo, disponibile al risparmiatore, permetterebbe un approccio al mercato più consapevole.

I risultati delle principali analisi condotte negli ultimi anni rilevano una scarsa educazione finanziaria diffusa in tutto il globo, sorprendentemente anche nei paesi più sviluppati. Donne, bambini, anziani e individui con basso livello di istruzione sono i meno informati in materia tant'è che i dati mostrano una loro propensione al rivolgersi alla famiglia, ai parenti e agli amici per ottenere una consulenza finanziaria. Questo è quanto si rileva da dati olandesi ed inoltre molti lavoratori si dichiarano riluttanti all'idea di rivolgersi a specialisti e a seguirne i loro consigli (2007 Retirement Confidence Survey).

Altri studi condotti da Annamaria Lusardi, docente di Economia al Dartmouth College con Peter Tufano docente alla Harvard Business School riguardano la conoscenza finanziaria degli intervistati statunitensi sugli strumenti di debito seguenti: interesse composto, carte di credito, metodi di pagamento. I risultati hanno confermato le conclusioni precedentemente accennate: bassa alfabetizzazione finanziaria sul debito di specifici gruppi demografici. Si nota inoltre che chi appartiene a quelle classi demografiche è meno propenso ad investire in azioni, ad accumulare ricchezza, a scegliere fondi d'investimento a bassi oneri e a pianificare il proprio pensionamento.

E' una problematica che dunque caratterizza tutto il mondo, un po' per la complessità del sistema economico, un po' perché la responsabilità delle decisioni va sempre più a pesare sul risparmiatore.

Un articolo di Paolo Balduzzi ed Emanuela Rinaldi, docenti all'"Università Cattolica del Sacro Cuore" di Milano recita come segue:

“Il paradigma tradizionale economico ipotizza consumatori informati e consapevoli delle conseguenze delle proprie azioni. Tuttavia, da più parti si lamenta e si documenta

il fallimento di tale ipotesi: molti consumatori sono incapaci di valutare attentamente le proprie scelte in tema di investimenti finanziari, consumo (con tendenza al sovra-indebitamento), risparmio previdenziale, o anche solo di variazione del proprio potere d'acquisto. Questa "ignoranza finanziaria" ha evidenti ripercussioni negative non solo sul benessere dei singoli individui coinvolti, ma sull'efficienza di tutto il sistema economico."

Quindi il consumatore non è in grado di dare una valutazione corretta alle scelte prese nell'ambito economico, proprio perché privo di alfabetizzazione finanziaria. Eppure ogni giorno deve misurarsi con questi strumenti seppur non sia abile nel maneggiarli e proprio questa incapacità mina la stabilità non solo del singolo, ma anche dell'intero sistema.

Quest'ultima affermazione trova ampio riscontro nelle conseguenze scaturite dalle crisi finanziarie che ancora continuano a persistere in alcuni Paesi del Mondo. Si parla del periodo fine 2008, inizio 2009 e degli Stati Uniti, ma ci si può anche riferire all'attuale periodo di recessione principalmente delle economie europee e del Nord America, che ha avuto ripercussioni a carattere globale. Non si sta attribuendo una colpa totale alla mancanza di educazione finanziaria, ma piuttosto si cataloga essa come uno dei fattori che hanno aiutato il diffondersi di situazioni di crisi. I dati si limitano a rilevare la presenza o meno di alfabetizzazione finanziaria, ma da uno sguardo più generale ed attento al sistema economico nel suo complesso si può trovare conferma del fatto che non conoscere la finanza di certo non permette di raggiungere l'efficienza cercata e tantomeno la stabilità.

Altresì molte proposte e soluzioni sono emerse in questi ultimi anni, tante quante le iniziative portate avanti: ad esempio il "Dartmouth Project: Planning Aid" che mira a semplificare le decisioni finanziarie, fornire informazioni e consigli a specifici gruppi con metodi comunicativi che non dipendono da numeri e da capacità di calcolo matematico e l' "UK Child Trust Fund" che prevede incentivi destinati a chi partecipa a corsi di educazione finanziaria. Altre idee riguardano il diffondere l'alfabetizzazione finanziaria già ai giovani nelle scuole, nelle imprese e mediante progetti dedicati esclusivamente alle donne.

Qui seguito si affronta la tematica dell'alfabetizzazione finanziaria con dati da diversi Paesi e da un'ottica che ne considera il ruolo giocato nella crisi finanziaria. Infine si propongono studi e progetti in atto per la risoluzione dell'effettivo problema.

1.2 Alfabetizzazione Finanziaria nel Mondo

Solo in tempi recenti ci si è preoccupati di condurre indagini che evidenziassero la presenza di educazione finanziaria in un determinato Paese o Continente. Tra gli studi più rilevanti vi è quello di Annamaria Lusardi e Olivia Mitchell “Financial Literacy around the World: An Overview” (2011), che illustra i risultati provenienti da un breve questionario rivolto agli intervistati di otto diversi Paesi: Germania, Paesi Bassi, Svezia, Giappone, Italia, Nuova Zelanda, Stati Uniti e Russia.

Sono state formulate tre domande che riguardano tre concetti economici basilari:

- L’interesse composto: la domanda misura le capacità di calcolo relative ai tassi di interesse applicati ai capitali;
- L’inflazione: la domanda evidenzia la conoscenza dell’intervistato circa l’inflazione in un contesto di decisione finanziaria;
- La diversificazione del rischio: la domanda dà modo di comprendere se l’intervistato sa come diversificare il rischio e ancor prima se egli conosce le azioni e i fondi azionari.

La scelta dei quesiti posti e la formulazione di questi si sono basate su quattro principi:

- La semplicità: poiché l’obiettivo era misurare la conoscenza delle basi della finanza, non dei suoi lati più complessi;
- La pertinenza: poiché ci si aspettava di comprendere il comportamento dell’intervistato pertinente decisioni finanziarie che si ritrovava a dover prendere in situazioni comuni, di ogni giorno;
- La brevità: poiché un numero ridotto di domande consentiva una maggiore e migliore adesione da parte degli intervistati;
- La capacità di differenziare: poiché era necessario avere chiari i differenti livelli di conoscenza di ciascun intervistato, in modo tale da poterne confrontare i punteggi su un insieme comune di quesiti.

Tra le possibili opzioni di risposta sono state incluse le possibilità di non sapere quella corretta “Do not know” e di non voler rispondere “Refuse to answer”. Questo perché non si voleva forzare l’intervistato ad una risposta che poteva essere casuale oppure

frutto di incomprendimento, specialmente nelle indagini svolte al telefono e anche perché fosse possibile misurare i differenti livelli di conoscenza finanziaria. A questo proposito in alcuni casi le domande sono state poste con una formulazione diversa (“framing”) che comunque mantenesse il significato originario. Ad esempio, per quanto riguarda il terzo concetto è stato così proposto:

(a) Buying a company stock usually provides a safer return than a stock mutual fund.

True or false? (- do not know, - refuse to answer)

(b) Buying a stock mutual fund usually provides a safer return than a company stock.

True or false? (- do not know, - refuse to answer)

Pochi hanno risposto correttamente alla seconda (b), ma addirittura il doppio alla prima (a): ciò non va semplicemente attribuito all’usanza di “la prima è quella giusta”, ma anche al fatto che gli intervistati evidentemente non conoscono la differenza tra azioni e fondi azionari e cosa realmente siano. Queste tuttavia rimangono delle supposizioni sui risultati dell’analisi empirica che ricordano in ogni caso che i tre quesiti possono essere sì delle proxy della conoscenza finanziaria, ma comunque soggette ad errori statistici e di misurazione che li rendono affidabili fino ad un certo punto.

La sintesi che è emersa dallo studio fatto da Lusardi e Mitchell è praticamente la seguente: la scarsa alfabetizzazione finanziaria è diffusa nei Paesi con mercati finanziari ben sviluppati o dove sono cambiati molto rapidamente.

Sono state rilevate molte differenze tra i Paesi coinvolti e anche all’interno di questi: per esempio quelli in cui si sono ottenuti i risultati migliori nella misurazione della capacità di calcolo possiedono i migliori punteggi nei test di matematica e scienze, come la Svezia e i Paesi Bassi che sono anche i Paesi in cui i mercati finanziari sono relativamente più grandi. Negli Stati Uniti sembra invece che la bassa educazione finanziaria sia diffusa in modo uniforme. Si è evidenziato inoltre che la tematica dell’inflazione è più conosciuta nei Paesi che hanno vissuto il fenomeno recentemente, come l’Italia. Infatti pochi giapponesi hanno risposto correttamente a questa domanda perché loro hanno sperimentato semmai l’opposto: la deflazione. Infine le persone che sono apparse più istruite sulla diversificazione del rischio appartengono a Paesi che hanno introdotto da poco la privatizzazione delle pensioni, come la Svezia. Quelle invece che lo sono apparse di meno appartengono agli Stati Uniti (circa un terzo degli intervistati ha risposto “do not know”), alla Germania dell’Est e alla Russia.

Per quanto riguarda l'età, i risultati seguono un preciso schema: una U rovesciata, i cui punti più bassi appartengono alla popolazione più giovane e a quella più vecchia, mentre si hanno dei picchi durante l'età adulta. Si è ipotizzato quindi che i più alfabetizzati in materia siano coloro i quali sono chiamati in prima persona ad aver esperienza con gli strumenti finanziari e che le loro conoscenze decadano con l'andare del tempo.

Successivamente, differenziando tra uomini e donne, si è ottenuto che generalmente le seconde hanno minor conoscenza finanziaria, seppur in Russia e nella Germania dell'Est non vi sia questa netta diversità perché tutti sono allo stesso modo poco alfabetizzati finanziariamente. La Germania dell'Ovest invece la evidenzia, ma nel complesso ha ottenuto risultati migliori della sua controparte dell'Est.

Si sono ottenute differenze anche dal punto di vista razziale, etnico, geografico e religioso: i bianchi e gli asiatici americani sono più alfabetizzati finanziariamente degli afro-americani ed ispanici, il Nord Italia lo è di più del Sud Italia, le città della Russia lo sono di più delle sue zone rurali ed infine le religioni con più largo consenso dei Paesi Bassi lo sono di più di quelle in minoranza o musulmane. Ciò è riconducibile ad un effetto reddito, poiché i gruppi descritti che possiedono più conoscenze finanziarie, genericamente detengono una maggior ricchezza e un reddito più alto.

In tutti i Paesi si è rilevato che una più alta istruzione corrisponde nella maggior parte dei casi ad una buona alfabetizzazione finanziaria, tuttavia non ne è una proxy adeguata poiché inserendole in un modello di regressione multivariato, risultano entrambe le variabili statisticamente significative per spiegare le scelte di investimento. Quindi l'educazione finanziaria ha un effetto indipendentemente dalla presenza di un'alta istruzione.

E' stato proposto inoltre un test di auto-valutazione che permettesse all'intervistato di assegnarsi un punteggio che ne qualificasse il grado di conoscenza finanziaria: i giovani sono poco informati sulla finanza e ne sono consapevoli, mentre gli anziani si credono degli esperti in materia. Gli statunitensi si danno valutazioni elevate, mentre i giapponesi appaiono più modesti dandosi dei punteggi bassi in media. Inoltre emerge che gli intervistati più acculturati dello studio hanno una propensione più alta a pensare alla vecchiaia e che l'alfabetizzazione finanziaria influenza positivamente la decisione di pianificare la propria pensione, mentre non vale la relazione inversa.

Da Lusardi e Peter Tufano, sono state sottoposte delle domande relative al debito, su interesse composto e funzionamento delle carte di credito. TNS, azienda leader

mondiale nella ricerca di mercato, ha collaborato per velocizzare i tempi scegliendo il campione di intervistati statunitensi. I risultati che affiorano confermano precedenti analisi: scarsa conoscenza finanziaria, sopravvalutata da parte degli anziani e coloro i quali detengono un debito più alto sono proprio quelli che commettono gli errori più grossolani.

Studiando le scelte d'investimento delle famiglie americane, Alessandro Buccioli e Raffaele Miniaci (2011) hanno confrontato i portafogli osservati con il loro equivalente ottimo predetto dalla teoria, e dotato della stessa varianza. Dal confronto hanno ricavato per ogni famiglia del loro campione una misura della propensione al rischio finanziario, ed un indice del rendimento mediamente perso a causa di scelte di portafoglio sub-ottimali. In entrambi i casi hanno trovato notevole differenza tra le famiglie. In particolare, sebbene errori statistici e ipotesi inadeguate del modello di riferimento potrebbero condizionare l'ammontare del rendimento perso, il loro effetto dovrebbe essere identico per tutte le famiglie osservate. L'eterogeneità che gli autori trovano nel loro lavoro è dunque da attribuire principalmente a scelte di investimento errate e dunque mancanza di educazione finanziaria.

Lavori correlati all'uso di quelle tre domande dette "core questions" sono i seguenti: "Financial Literacy and Stock Market Participation" di Lusardi, van Rooij e Alessie (2008) che pone l'accento sulla relazione tra l'alfabetizzazione finanziaria e l'investimento in azioni, la quale risulta direttamente proporzionale; "Assessing financial literacy in 12 countries an OECD Pilot Exercise" (2010-2011) che aggiunge ai tre quesiti un più ampio e dettagliato questionario comprendente anche domande di carattere economico-sociale e viene rivolto a 12 Paesi del mondo; altri studi incentrati su determinate Nazioni, ad esempio per l'Italia il "Financial Literacy and Pension Plan – Participation in Italy" (2008) che prende spunto dal lavoro di Lusardi e Mitchell e conferma quanto emerso in precedenza: il Nord è più acculturato finanziariamente, il centro-nord per la precisione e la probabilità di pianificare la propria pensione aumenta con la presenza di alfabetizzazione finanziaria.

Rimanendo focalizzati sull'Italia, altri dati rilevanti provengono da uno studio compiuto da Tullio Jappelli "Economic literacy: an international comparison" (2009) e un riassunto eloquente può essere rappresentato da queste poche righe dell'articolo "Istruzione, Previdenza e ABC della Finanza" dello stesso autore dello studio (2010):

"Il confronto internazionale suggerisce che l'alfabetizzazione finanziaria di un paese dipende dall'investimento in istruzione e dalla struttura dei mercati finanziari. L'Italia

si trova in fondo alla graduatoria internazionale in materia perché investe poco in istruzione, perché il sistema previdenziale pubblico è molto esteso e perché non ha approfittato delle riforme delle pensioni degli anni Novanta per ampliare le conoscenze economiche e finanziarie dei lavoratori.”

Si è giunti a questa conclusione attraverso il World Competitiveness Yearbook (WCY), un insieme di interviste rivolte a manager ed esperti di 55 Paesi del mondo: si è chiesto di valutare il grado di alfabetizzazione finanziaria del proprio Paese con un voto sintetico da 1 a 10. Il dato è preoccupante poiché l'esposizione delle famiglie italiane al rischio finanziario è aumentata considerevolmente negli ultimi anni: sia per il rinnovamento del sistema pensionistico, sia per un più aggressivo collocamento di strumenti finanziari da parte degli intermediari. I voti migliori (in media “7”) appartengono ai Paesi scandinavi e alcuni asiatici (Hong Kong, Singapore, Giappone), al trentunesimo posto troviamo l'Italia vicina a Polinesia, Indonesia e Bulgaria (in media “4”), mentre agli ultimissimi Venezuela, Perù, Russia, Croazia e Ucraina.

1.3 Il Ruolo dell'Alfabetizzazione Finanziaria nella Crisi

La crisi finanziaria che ha avuto inizio alla fine del 2008 viene definita la “Grande Recessione” della fine degli anni duemila. E' stata innescata da problemi di liquidità degli Stati Uniti causati dalla bolla immobiliare creatasi dal proliferare dei mutui subprime. Negli USA un mutuo è tipicamente della durata di trent'anni ed impegna a pagare interessi e rimborsi di capitale mensili. Può avere un tasso fisso o variabile e i beneficiari del credito prendono a prestito fino all'85% o 90% del valore della casa, secondo determinati requisiti di accesso al credito. Si documenta che solo un terzo delle case statunitensi sono di proprietà dei residenti, mentre alle restanti è applicata una tipologia di mutuo. I mutui subprime sono la categoria di mutui più rischiosa perché più morbidi nel consentire l'accesso al capitale e l'aumento di domanda verso questi assieme ad una spinta proveniente dai broker verso mutui più costosi hanno causato il crearsi della bolla immobiliare che ha innalzato i prezzi delle case. Studi rilevano che moltissimi soggetti beneficiari di questi prestiti non conoscevano affatto le condizioni del contratto o le avevano dimenticate e gran parte apparteneva alla fascia di reddito basso o modesto. Alla fine del 2008 la bolla è scoppiata e i prezzi delle abitazioni sono crollati ai minimi storici causando reazioni a catena: la caduta dei titoli immobiliari e di

conseguenza il venir meno della disponibilità del credito e della fiducia dei consumatori che hanno di fatto portato la crisi nel mercato azionario a livello globale.

Alan Greenspan, economista statunitense, ex governatore della Federal Reserve, nel febbraio del 2004 così affermava:

“L’innovazione ha portato ad una molteplicità di prodotti nuovi, come i mutui subprime e i programmi creditizi di nicchia per gli immigrati. [...] Un tempo ai soggetti richiedenti più marginali si negava semplicemente il prestito, mentre ora i prestatori sono in grado di giudicare piuttosto efficacemente il rischio rappresentato dai singoli richiedenti e di stabilire il prezzo di quel rischio in modo adeguato.” E nell’ottobre di quattro anni dopo, nel 2008:

“Quanti tra noi hanno osservato, come me, il tornaconto degli istituti di credito nel proteggere il capitale proprio, sono scioccati ed increduli. [...] Questa crisi si è rivelata molto più grande di quanto avessi mai potuto immaginare. Si è trasformata da una crisi costretta da vincoli di liquidità in una crisi in cui ormai prevalgono i timori di insolvenza.”

Aprile è stato dichiarato il mese dell’“alfabetizzazione finanziaria” e, secondo Annamaria Lusardi, se alla questione è stato dedicato un intero mese evidentemente la si percepisce come un problema. Lei è dell’opinione che la crisi ha evidenziato quattro fatti: il primo riguarda la diffusa scarsa conoscenza finanziaria che ha condotto a decisioni inadeguate e scorrette; il secondo che i problemi finanziari possono passare inosservati per lunghi periodi di tempo prima di esplodere in superficie; il terzo che le conseguenze degli errori finanziari possono essere devastanti per gli individui e le famiglie; il quarto che i costi di questi errori sono alti non solo a livello microeconomico (la ricchezza dell’investitore), ma anche a livello macroeconomico (la ricchezza del Paese). Dunque se la poca diffusione dell’educazione finanziaria non è la principale causa della crisi ha sicuramente contribuito al suo innescarsi, dato che tutto comincia da decisioni e scelte di individui. La correttezza e ragionevolezza di queste risulta importante tanto forse da evitare una crisi finanziaria di questa portata o quantomeno limitarla, dato che trascorre un periodo di tempo lungo prima che gli effetti più gravi si verificano. I singoli e le famiglie sono poi le vittime più colpite da tutto ciò, ma anch’esse se ben istruite in materia potrebbero ricoprire un ruolo diverso, non passivo. Se ad esempio fossero in grado di calcolare l’interesse composto, capirebbero quando il debito diventa troppo alto per farvi fronte e se succede che la via è breve verso la bancarotta.

La crisi ha reso più visibili le conseguenze di scelte sbagliate nel campo finanziario e forse proprio dagli errori ci si aspetta di aver imparato la lezione. Non esiste un ruolo dell'alfabetizzazione finanziaria pre-crisi poiché essa è venuta a mancare e la sua assenza è stata una delle cause della crisi stessa. Può però esistere post-crisi o durante la crisi come strumento di riparazione ove possibile e di previdenza.

1.4 Le idee per la diffusione dell'alfabetizzazione finanziaria

In questi ultimi anni si è resa evidente la necessità di proporre iniziative volte ad ampliare l'educazione finanziaria della popolazione mondiale. Dal disegno della "U rovesciata" si è compreso che le fasce d'età più bisognose di queste conoscenze sono quelle dei più giovani e dei più anziani. I primi progetti nelle scuole provengono dal Regno Unito, uno dei primi paesi a documentare la mancanza di competenza finanziaria degli individui. Anche negli Stati Uniti, già alla fine del 2009 sono stati lanciati programmi di questo tipo, tra cui la "Sfida per la Capacità Nazionale Finanziaria", partnership tra dicasteri di economia ed istruzione. L'iniziativa era tesa a promuovere l'alfabetizzazione finanziaria tra i giovani delle scuole superiori e a fotografare il livello di conoscenza esistente. Agli esami hanno partecipato su base volontaria più di 2500 insegnanti e 76mila studenti in tutti i 50 Stati. I risultati sono stati deludenti: molti alunni hanno risposto in modo errato a domande di base sulle carte di credito, l'assicurazione auto, l'interesse composto. Tuttavia un buon esempio è dato dalla Stonewall Jackson High School di Manassas in Virginia, dove l'insegnante Terri Carson aiuta i giovani a condurre una cooperativa di credito gestita dagli studenti stessi e ogni classe partecipa a un corso di educazione finanziaria. Infatti, degli oltre 100 che hanno preso parte alla Sfida Nazionale, più della metà si è piazzata nel primo 20% di tutto il Paese e in 17 hanno centrato il punteggio massimo.

In Italia si è condotta un'indagine tra l'aprile e il giugno del 2010, somministrando un questionario cartaceo a 2.301 studenti delle classi 2^a e 3^a di scuole secondarie di I grado in tutto il Paese (specialmente nel Centro-Nord). Il 70 per cento degli studenti aveva partecipato a un progetto di educazione finanziaria, mentre il restante 30 per cento rientrava nel gruppo di controllo, cioè non aveva seguito il programma (all'interno delle stesse scuole). Dai risultati emergono una diffusa preoccupazione dei giovani circa il loro futuro e un comportamento volto al risparmio da parte del 45,4% degli

intervistati. Si pensa che ciò sia frutto di messaggi ricorrenti provenienti dai media, attraverso film, telefilm e spot pubblicitari che in questi anni di crisi hanno sottolineato l'importanza del "tagliare i costi", "risparmiare", "ridurre le spese" ed "evitare le truffe". Successivamente con un test di conoscenze economiche a risposta chiusa si è potuto confrontare il campione di studenti esposti al programma di educazione finanziaria con quello non esposto. La partecipazione ha avuto un effetto positivo: a parità di caratteristiche socio-demografiche, i primi indicano una percentuale significativamente maggiore di risposte corrette a domande specifiche e l'effetto distanza nel tempo del programma risulta ridotto: su un item quale la nozione di interesse, ad esempio, la differenza tra chi ha finito il programma "1-2 settimane fa", "1-2 mesi fa" o "3 o più mesi fa", è nel complesso contenuta. Inoltre il desiderio di approfondire l'argomento e l'interesse verso l'economia sono accresciuti in coloro i quali hanno preso parte al programma. Specialmente circa le questioni del "come risparmiare meglio" e "come guadagnare di più", quest'ultima maggiormente richiesta dai maschi. I preadolescenti rimangono comunque poco interessati all'ambito economico. Da quanto emerge dagli studi condotti, quindi gli ingredienti principali e necessari consistono in buone idee, ottimi insegnanti e una dose adeguata di impegno da parte dei giovani per far sì che siano preparati ad affrontare decisioni finanziarie, informati. Si parla di istruire i giovani poiché le famiglie risultano non in grado di formarli adeguatamente nel campo finanziario. E per gli adulti? Quali sono i provvedimenti presi nei loro confronti? Si torna nel Nord America, dove già alla fine del 2009 si discuteva di una riforma sulla regolamentazione del sistema finanziario che prevedeva l'introduzione di un'agenzia preposta alla protezione del consumatore, la "Consumer Financial Protection Agency". Tra le varie proposte si è parlato anche del "Credit Card Act" che imponeva alle società di carte di credito di indicare nell'estratto conto il numero di mesi necessari al consumatore per ripagare il debito accumulato se sceglie di effettuare solo il pagamento minimo mensile. Sicuramente queste proposte hanno agevolato i risparmiatori nella comprensione di alcuni strumenti finanziari, ma non bastano ad infondere l'adeguata alfabetizzazione in materia, indispensabile nel prendere le giuste decisioni nell'ambito economico. Un altro disegno di legge proveniente dal governo americano riguardava l'iscrizione automatica ai piani pensionistici anche per i dipendenti delle piccole imprese e la trasformazione dei rimborsi fiscali in risparmio. Quest'ultima idea, semplice e geniale, proviene da Peter Tufano, il quale ha anche avuto modo di testarla attraverso ricerche ed esperimenti

pilota che permettevano di ricevere il rimborso fiscale sottoforma di buoni di risparmio. E' stata dimostrata la sua efficacia poiché concedeva anche alle famiglie a basso reddito una misura semplice e vantaggiosa di risparmio.

Per quanto riguarda i piani pensionistici si tratta di programmi che dovrebbero consentire l'accumulo di ricchezza nel tempo con lo scopo di accrescere il benessere delle famiglie nell'età della pensione. Tuttavia, da uno studio di Lusardi (2004 Health Retirement Study), emerge una scarsissima conoscenza di questi strumenti da parte degli intervistati americani con età compresa tra i 51 e i 56 anni, nonché una loro bassa propensione a pensare ad un piano pensionistico e ancor meno a svilupparne uno. Solo il 18% dei più vecchi del campione ha provato e sviluppato un piano per la propria pensione. Successivamente sono stati posti dei quesiti che misurassero la loro alfabetizzazione finanziaria e politica e la capacità di pianificare. I risultati evidenziano una propensione più alta al pianificare la pensione da parte degli individui più istruiti in materia e con condizioni socio-demografiche specifiche: ad esempio si trova un maggior numero di pianificatori tra i bianchi che tra i neri e gli ispanici. In ogni caso i "planners" risultano ottenere più ricchezza nell'età della pensione rispetto ai "non-planners". Quindi si parla di piano pensionistico come soluzione utile ad ampliare il benessere delle famiglie, se supportata da adeguata conoscenza finanziaria: ecco perché non basta un progetto di legge che obblighi i lavoratori di una qualsiasi impresa ad aderire ai piani pensionistici previsti dallo Stato. Così come non basta avviare piani di insegnamento delle nozioni economiche solamente nelle scuole: ne servono di altrettanti e più corposi nelle aziende, faccia a faccia con i lavoratori, protagonisti in molteplici contesti di decisione finanziaria. Questo ribadisce Annamaria Lusardi ed aggiunge tra le idee quella del "patentino per chi fa un mutuo", alla quale segue una controproposta di Roberto Tamborini, docente all'Università di Trento: "Nel dibattito scientifico si sta affermando l'opinione che gli strumenti finanziari dovrebbero essere trattati come i medicinali. Ciascuno da solo può entrare in farmacia e acquistare i prodotti da banco, ma per le medicine più complesse ci vuole la ricetta del medico".

La docente del Dartmouth College inoltre lancia altre idee: università aperta alla città e ai cittadini; collegare l'educazione a momenti critici come un cambio di lavoro, la nascita di un figlio, l'acquisto della prima casa; inserire le conoscenze finanziarie in ciò che la gente fa e piace fare, ad esempio nei videogiochi, nei libri, nei film. E tra i consigli: evitare di pensare di poter risolvere il problema con un seminario di un'ora;

adottare programmi che tengano conto della eterogeneità delle persone; riconoscere che molti, contrariamente a Socrate, non sanno “di non sapere”.

CAPITOLO 2

L'INDAGINE DELLA BANCA D'ITALIA: I BILANCI DELLE FAMIGLIE ITALIANE

2.1 Disegno campionario dell'indagine

Dagli anni Sessanta, la Banca d'Italia conduce un'Indagine sui Bilanci delle Famiglie (in sigla, IBF) italiane con lo scopo di raccogliere informazioni sui redditi e sui risparmi degli abitanti del Paese. Nel corso degli anni, la ricerca si è ampliata comprendendo nell'oggetto di rilevazione anche la ricchezza e i comportamenti economici e finanziari delle famiglie.

Disporre i dati per il 2008 e per il 2010 consente inoltre un confronto tra i due anni, entrambi rilevanti dal punto di vista della crisi finanziaria. La comparazione è possibile giacché è stato usato lo stesso schema di campionamento, comune anche alle indagini precedenti. Varia di poco solamente la numerosità campionaria, che se nel 2008 era di 7.977 famiglie intervistate, nel 2010 è di 7.951. Per l'indagine del 2010 le famiglie sono state estratte dalle liste anagrafiche di 387 comuni e sono composte da 19.836 individui, di cui 13.074 percettori di reddito. Nelle due rilevazioni anche il questionario è rimasto sostanzialmente invariato.

Per quanto riguarda il disegno campionario, esso prevede una procedura di selezione a due stadi: le unità di primo stadio sono i comuni; le unità di secondo stadio sono le famiglie. Prima di passare alla selezione delle unità del primo stadio, si effettua una stratificazione: i comuni sono suddivisi per regione di appartenenza e classi di ampiezza demografica. All'interno di ogni strato si includono per la selezione tutti i comuni con più di 40.000 abitanti (comuni auto-rappresentativi), mentre per i restanti si procede con una estrazione che rispetta il criterio di assegnazione di una probabilità maggiore d'essere inclusi nel campione riferita ai comuni più grandi (*probability proportional to size* - PPS). In una seconda fase, per ciascun comune selezionato, le famiglie da intervistare vengono estratte casualmente dalle liste anagrafiche.

Fino al 1987 l'indagine si basava su rilevazioni indipendenti nel tempo, mentre dal 1989 per favorire l'analisi dell'evoluzione dei fenomeni oggetto di studio, è stato introdotto uno schema che prevede la presenza nel campione di una quota di unità già intervistate nelle precedenti ricerche (famiglie panel).

Anno della prima partecipazione	Anno di rilevazione											
	1987	1989	1991	1993	1995	1998	2000	2002	2004	2006	2008	2010
1987	8.027	1.026	350	173	126	85	61	44	33	30	28	23
1989		7.068	1.837	877	701	459	343	263	197	159	146	123
1991			6.001	2.420	1.752	1.169	832	613	464	393	347	293
1993				4.619	1.066	583	399	270	199	157	141	124
1995					4.490	373	245	177	117	101	84	75
1998						4.478	1.993	1.224	845	636	538	450
2000							4.128	1.014	667	475	398	330
2002								4.406	1.082	672	525	416
2004									4.408	1.334	995	786
2006										3.811	1.143	856
2008											3.632	1.145
2010												3.330
Numerosità campionaria	8.027	8.274	8.188	8.089	8.135	7.147	8.001	8.011	8.012	7.768	7.977	7.951
Quota delle famiglie panel		14,6	26,7	42,9	44,8	37,3	48,4	45,0	45,0	50,9	54,4	58,1

Tabella 2.1.1: **Famiglie intervistate nel corso del tempo, indagini 1987-2010. Fonte: Supplemento al Bollettino Statistico "I bilanci delle famiglie italiane nell'anno 2010"**

La Tabella 2.1.1 mostra la numerosità campionaria delle indagini dal 1987 al 2010, evidenziando il numero di famiglie intervistate più di una volta nel corso del tempo. Si ricava, ad esempio, che delle 7.951 famiglie del campione intervistate in questa indagine, 23 partecipano sin dal 1987, 123 dal 1989, 293 dal 1991 e così via; le famiglie intervistate per la prima volta nella rilevazione del 2010 sono state 3.330.

La numerosità complessiva del campione nell'indagine sul 2010 è risultata pari a 7.951 famiglie e la quota del campione costituita da famiglie panel pari al 58,1%. Per la parte panel del campione, sono state selezionate le famiglie presenti da almeno due rilevazioni e una parte di quelle rilevate solo nella precedente indagine; le famiglie non panel sono state invece estratte casualmente dalle liste anagrafiche. Dei 387 comuni considerati, 351 sono panel, 36 non panel.

Area geografica	Panel	Non panel	Totale
Nord	165	7	172
Centro	66	12	78
Sud e Isole	120	17	137
Totale	351	36	387

Tabella 2.1.2: **Comuni di rilevazione. Fonte: Supplemento al Bollettino Statistico “I bilanci delle famiglie italiane nell’anno 2010”**

2.2 Il questionario e la rilevazione dei dati

Si è utilizzato un questionario predisposto seguendo una struttura modulare: è composto da una parte di base dalla quale si rilevano i fenomeni d’interesse di tutte le famiglie e da diversi allegati, in cui sono raccolte informazioni che riguardano soltanto specifici sottoinsiemi di famiglie. Nel dettaglio è formato dalle seguenti sezioni:

- A. *Struttura della Famiglia*: in questa sezione si rilevano la composizione della famiglia nello specifico e per ogni componente i dati anagrafici (sesso, età, titolo di studio, stato civile, ecc...). Inoltre si richiedono informazioni aggiuntive al capofamiglia e al suo coniuge/convivente circa la famiglia d’origine quando aveva la loro stessa età: titolo di studio, professione e campo di attività.
- B. *Occupazione e Redditi*: in questa sezione viene richiesto ad ogni componente se al momento della compilazione è occupato (dipendente o indipendente e settore lavorativo) o non occupato (in cerca di prima occupazione, disoccupato, pensionato, ecc...). Successivamente la sezione è composta da sottoparti che vanno più nel dettaglio: ad esempio il tipo di contratto, le ore lavorate, il reddito, i tipi di pensione percepiti, le preferenze nella scelta della mansione, ecc...
- C. *Strumenti di Pagamento e Forme di Risparmio*: in questa sezione vengono rilevate informazioni sugli strumenti di pagamento utilizzati e il grado del loro utilizzo; sulle forme di risparmio possedute; sull’intermediario adottato e da quanto tempo; sull’uso di tecnologie informatiche in questo ambito.
- D. *Abitazione di Residenza, altri Beni Immobili ed Indebitamento*: in questa sezione si richiedono informazioni generali sull’abitazione della famiglia, se di proprietà o in

affitto; se si è in possesso di altri immobili e di che tipo; informazioni sul debito della famiglia inerente l'abitazione o gli altri immobili eventualmente posseduti e in generale sul debito della famiglia per beni reali, beni non durevoli, servizi, mezzi di trasporto, elettrodomestici, ecc...

- E. *Consumi e altre Spese Familiari*: in questa sezione sono rilevati i consumi delle famiglie: consumi durevoli, mezzi di trasporto, spese per l'arredamento (ecc...) e consumi non durevoli. Vengono anche richieste informazioni sul ricavo degli oggetti venduti; la spesa media mensile per i consumi d'ogni tipo e solo quella che riguarda gli alimenti; se la famiglia riesce con i suoi redditi ad arrivare a fine mese.
- F. *Previdenza Complementare e Forme Assicurative*: in questa sezione si indaga sulle forme assicurative della famiglia: assicurazione sulla vita, assicurazioni di tipo sanitario (su infortuni o malattie), assicurazione danni (esclusa l'assicurazione per responsabilità civile dell'auto) e la presenza di forme previdenziali integrative (pensioni integrative e fondi pensione).
- G. *Notizie a cura dell'Intervistatore*: quest'ultima sezione concerne l'andamento dell'intervista e si richiede una valutazione di questa in termini di comprensione delle domande da parte dell'intervistato e di attendibilità delle sue risposte.

Per ridurre l'onere di risposta a carico degli intervistati, si sono sottoposte alcune sezioni del questionario solo a un sottoinsieme casuale del campione sulla base dell'anno di nascita (pari o dispari) del capofamiglia. In particolare a ogni famiglia è stato sottoposto solo uno dei due blocchi di domande, uno riguardante le aspettative e l'informazione finanziaria (oggetto di questo studio), l'altro il capitale sociale.

La rilevazione dei dati è stata effettuata con due metodi: Computer-Assisted Personal Interviewing (CAPI) e Paper-and-Pencil Personal Interviewing (PAPI). La prima metodologia è stata usata per la maggior parte delle interviste (84,4% nel 2010, 79,5% nel 2008) e si tratta di un questionario elettronico sottoposto alle famiglie mediante computer. Lo si usa in prevalenza poiché oltre a memorizzare le informazioni, aziona una serie di controlli consentendo di risolvere, in presenza della famiglia, le eventuali incoerenze. La seconda metodologia, usata per il restante 25,6% nel 2010, il 20,5% nel 2008, consiste in un questionario cartaceo che successivamente viene trasferito su supporto elettronico dalla società di rilevazione utilizzando il programma CAPI come procedura di immissione dei dati.

La durata dell'intervista in media è risultata pari a 52,5 minuti per l'indagine del 2010 contro i 55 di quella del 2008 ed è positivamente correlata al reddito, alla ricchezza e al numero dei componenti (in particolare dei percettori) della famiglia. Il motivo è che famiglie con queste caratteristiche devono compilare più campi del questionario.

Il compito di rilevare i dati è stato affidato ad una società specializzata, che si è avvalsa di 192 intervistatori professionisti, per la maggior parte donne, con un'età media di 50 anni e diplomate nel 90% dei casi. Il 65% degli intervistatori ha una esperienza decennale nel campo e l'80% ha partecipato ad almeno due rilevazioni dell'IBF. Alle famiglie contattate per l'intervista viene garantito il completo anonimato, illustrate le finalità dell'indagine e forniti alcuni esempi di utilizzo dei dati raccolti.

2.3 La fase di controllo dei dati e della loro qualità

L'utilizzo del metodo CAPI per raccogliere i dati ha limitato la necessità di verifiche di coerenza a posteriori sui dati acquisiti. Tuttavia, le tradizionali fasi di controllo sono state richieste per la parte del campione alla quale è stato sottoposto un questionario cartaceo. Conclusasi questa fase preliminare, si è passati all'imputazione delle mancate risposte che possono dipendere sia dalla reticenza dell'intervistato, sia da una difficoltà incontrata da parte sua nel rispondere ai quesiti. L'imputazione è essenziale per tutte le variabili elementari che compongono le variabili aggregate, in quanto anche la mancanza di una sola componente non consentirebbe il calcolo della variabile aggregata. Solitamente il numero dei dati imputati è modesto ed il metodo che si utilizza per attribuirvi un valore fa riferimento a modelli di regressione, le cui stime sono costruite sulla base di altre informazioni disponibili. Inoltre, per evitare una eccessiva concentrazione intorno ai valori medi, si aggiunge una componente casuale al dato stimato, estratta da una variabile normale con media zero e varianza pari a quella dei residui del modello utilizzato, preservando così i due momenti caratterizzanti i dati effettivamente rilevati.

Un'ulteriore aspetto da considerare, in questo tipo di indagini, è il numero di mancate interviste. Il campione di famiglie effettivamente intervistate è risultato composto da 7.951 famiglie, di cui 4.625 panel e 3.326 non panel. In realtà, si sono contattate 15.085 famiglie, raggiungendo un tasso di partecipazione del 52,7%, il quale, come di consueto

accade, è risultato più elevato per le famiglie panel (82,7%) rispetto a quelle non panel (35%).

Famiglie	Panel		Non panel		Totale	
	(unità)	(percentuali)	(unità)	(percentuali)	(unità)	(percentuali)
Intervistate	4.625	82,7	3.326	35,0	7.951	52,7
Indisponibili	770	13,8	5.000	52,7	5.770	38,3
Irreperibili	199	3,5	1.165	12,3	1.364	9,0
Totale	5.594	100,0	9.491	100,0	15.085	100,0
Inleggibili	97	1,7	410	4,1	507	3,3

Tabella 2.3.1: Famiglie contattate e motivi della mancata intervista. Fonte: Supplemento al Bollettino Statistico “I bilanci delle famiglie italiane nell’anno 2010”

Il motivo più frequente, come mostra la tabella, risulta essere l’indisponibilità all’intervista (38,3%). Nel 9% dei casi le famiglie sono risultate irreperibili, nonostante si sia provato a contattarle telefonicamente e mediante tre visite a casa effettuate dagli intervistatori in orari e giorni diversi.

Le mancate interviste costituiscono un problema poiché possono condurre a campioni privi di un’adeguata rappresentanza di quel segmento di popolazione meno disposto a collaborare e di conseguenza si ottengono stime distorte. Si tratta di *selection bias*, ovvero distorsione da selezione che emerge se la popolazione obiettivo è diversa da quella campionaria.

Per limitare il fenomeno sono state adottate alcune misure che riuscissero a riparare ai danni delle mancate interviste: per prima cosa le famiglie che non è stato possibile intervistare sono state sostituite con altre estratte con criteri casuali negli stessi comuni, come seconda cosa al termine della rilevazione è stata effettuata un’ulteriore stratificazione sulla base di alcune caratteristiche individuali dei soggetti intervistati, consentendo un riequilibrarsi dei pesi dei diversi segmenti della popolazione, all’interno del campione.

Dalle statistiche emerge che la difficoltà ad ottenere l’intervista è direttamente proporzionale al reddito, alla ricchezza e al titolo di studio del capofamiglia. Un altro importante aspetto che consiste in un potenziale elemento di disturbo che può influire sulla qualità delle stime riguarda la reticenza delle famiglie a dichiarare nel dettaglio le fonti e le consistenze del proprio reddito o della propria ricchezza. Nonostante la partecipazione all’indagine sia volontaria e il suo intero contenuto sia reso noto all’intervistato sin dall’inizio, è possibile che talvolta questi non risponda con totale sincerità a queste domande che sono fra le più delicate e personali.

Come in precedenza descritto, è stato richiesto agli intervistatori di formulare un giudizio sull'attendibilità delle risposte degli intervistati e in particolare su quelle riguardanti le tematiche di reddito e ricchezza. Come in precedenti indagini, si rileva un risultato in media soddisfacente, ma non omogeneo all'interno del campione. Voti migliori sono stati assegnati a famiglie con livelli di reddito e ricchezza bassi, residenti al Centro o con capofamiglia dirigente o con elevato titolo di studio. Attendibilità leggermente inferiore invece si riscontra nelle famiglie con capofamiglia lavoratore indipendente (imprenditore o lavoratore autonomo).

Altre problematiche possono derivare dai processi cognitivi del rispondente: risposte a determinate domande necessitano di una capacità di elaborazione (domande ipotetiche) o di memoria (domande retrospettive). Anche il tempo e l'impegno richiesti per l'intervista possono influire sulla qualità delle risposte fornite.

2.4 I risultati dell'indagine: 2008 e 2010 a confronto

2.4.1 La struttura della famiglia

Nel 2008 le famiglie italiane risultano composte in media da 2,5 componenti e 1,64 percettori di reddito, circa 1,5 componenti per ogni percettore. Sulla base dei dati sulla popolazione dell'Istat è possibile stimare in circa 23,9 milioni il totale delle famiglie italiane. Per quanto riguarda il 2010 le famiglie risultano composte in media da 2,53 componenti e 1,63 percettori di reddito, circa 1,5 componenti per ogni percettore; la stima del totale delle famiglie italiane sale a 24 milioni. La tabella 2.4.1.1 mostra che in base ad una ripartizione geografica, il numero medio di componenti delle famiglie risulta essere maggiore nel Sud (2,82 del 2008; 2,78 del 2010) e nelle Isole (2,70 del 2008; 2,72 del 2010) per entrambi gli anni seppur si registri una tendenza di lungo periodo alla diminuzione del valore. Nel Centro risulta essere 2,39 per il 2008 e 2,46 per il 2010, nel Nord-Ovest 2,30 per il 2008 e 2,26 per il 2010 e nel Nord-Est 2,40 per il 2008 e 2,36 per il 2010. La dimensione familiare cresce con l'età del capofamiglia sino a quando egli raggiunge più di 64 anni, momento in cui la tendenza cambia nettamente. Il numero medio di percettori di reddito per famiglia nell'indagine del 2008 è maggiore al Nord e al Centro (Nord-Ovest: 1,68, Nord-Est: 1,74, Centro: 1,72) rispetto al Sud e alle Isole (rispettivamente 1,60 e 1,50). Nei dati del 2010 si rileva ancora un valore più

alto nel Nord e nel Centro (Nord-Ovest: 1,64, Nord-Est: 1,71 e Centro: 1,73) rispetto al Sud e alle Isole (rispettivamente 1,58 e 1,52).

Per quanto concerne i residenti, al Nord-Ovest risiede il 24,98% (2008) e il 23,53% (2010) delle famiglie, al Nord-Est il 21,91% (2008) e il 20,20% (2010), al Centro il 20,57% (2008) e il 21,37% (2010), al Sud 21,76% (2008) e il 22,24% (2010) e alle Isole il 10,78% (2008) e il 12,67% (2010). Date le diverse dimensioni familiari medie nelle tre ripartizioni geografiche (Nord, Centro e Sud e Isole), la percentuale di persone residenti al Nord risulta minore rispetto a quella osservata per le famiglie; al Centro risulta sostanzialmente in linea, mentre al Sud e Isole è maggiore.

Zona	Anno 2008			Anno 2010		
	Percentuale residenti	Numero componenti	Numero percettori di reddito	Percentuale residenti	Numero componenti	Numero percettori di reddito
Nord-Ovest	24,98%	2,30	1,68	23,53%	2,26	1,64
Nord-Est	21,91%	2,40	1,74	20,20%	2,36	1,71
Centro	20,57%	2,39	1,72	21,37%	2,46	1,73
Sud	21,76%	2,82	1,60	22,24%	2,78	1,58
Isole	10,78%	2,70	1,50	12,67%	2,72	1,52

Tabella 2.4.1.1: Dati per aree geografiche del 2008 e del 2010. Fonte: dati da “Indagine sui Bilanci delle Famiglie italiane” per l’anno 2008 e per l’anno 2010

Quasi la metà delle famiglie italiane (46,1% per il 2008, 46,7% per il 2010) vive in comuni con meno di 20.000 abitanti; nel 13,7 % dei casi del 2008 e il 14,2% del 2010 in comuni con popolazione compresa tra 20.000 e 40.000 abitanti e per il restante 39,6% del 2008 e il 39,7% del 2010 in comuni di maggiore dimensione. In particolare, circa il 12% per entrambi gli anni risiede nei sei comuni italiani con oltre 500.000 abitanti (Roma, Milano, Napoli, Torino, Palermo e Genova). Il grafico 2.4.1.1 mostra come negli ultimi trent’anni si sono avute forti modifiche nella distribuzione delle famiglie per tipologia: si è rilevato un forte aumento delle famiglie mono-componente che nel 1978 erano l’8,5%, mentre nel 2008 il 26,4%. Nel 2010 invece si registra una lieve diminuzione sino al 24,9%. Per quanto riguarda le coppie senza figli, nel 1978 erano il 19,7%, nel 2008 aumentano sino al 22,8% e nel 2010 sino al 23,9%. Ma quello che salta all’occhio è il segmento che si riferisce alla coppia con figli: dal 62,4% del 1978, si scende al 39,1% del 2008 e poco meno del 40% per il 2010.

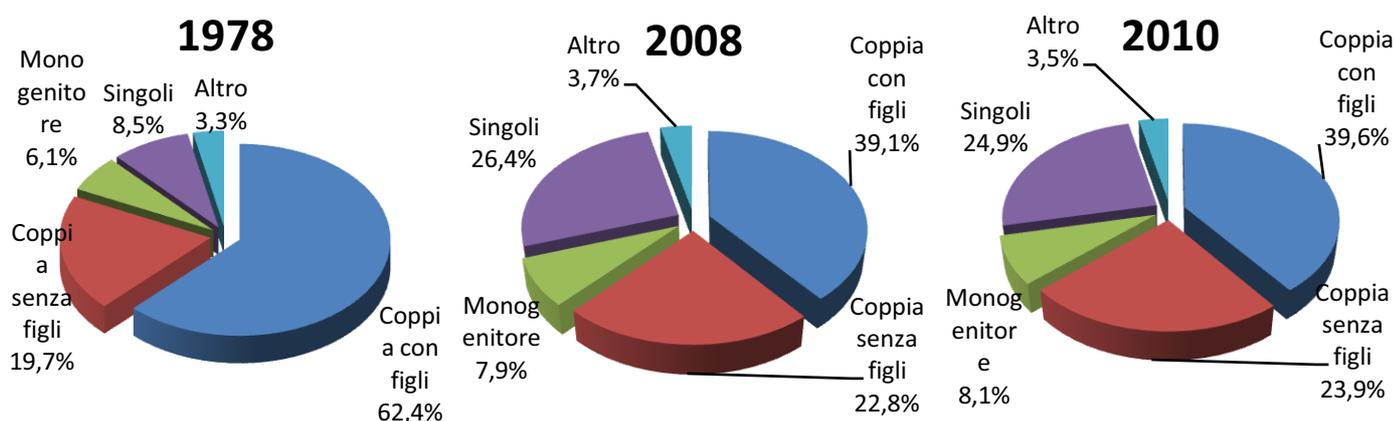


Grafico 2.4.1.1: **Dati per tipologia di famiglia. Fonte: Supplemento al Bollettino Statistico “I bilanci delle famiglie italiane nell’anno 2010”**

La tabella 2.4.1.2 indica che il capofamiglia è di sesso maschile nel 61,85% dei casi del 2008, nel 54,52% del 2010. Per il 2008 ha meno di 31 anni nel 3,24% dei casi e più di 65 nel 31,86% dei casi, mentre per il 2010 ha meno di 31 anni nel 3,11% dei casi e più di 65 nel 33,93% dei casi. Il capofamiglia è di sesso femminile nel 38,15% dei casi del 2008, nel 45,48% del 2010. Per il 2008 ha meno di 31 anni nel 3,81% dei casi e più di 65 nel 42,10% dei casi, mentre per il 2010 ha meno di 31 anni nel 3,87% dei casi e più di 65 nel 37,09% dei casi.

Età	Anno 2008		Anno 2010	
	Maschi 61,85%	Femmine 38,15%	Maschi 54,52%	Femmine 45,48%
Fino ai 30 anni	3,24%	3,81%	3,11%	3,87%
Dai 31 ai 40 anni	11,37%	11,90%	9,99%	11,78%
Dai 41 ai 50 anni	20,60%	18,00%	19,75%	20,46%
Dai 51 ai 65 anni	32,93%	24,19%	33,22%	26,80%
Oltre i 65 anni	31,86%	42,10%	33,93%	37,09%

Tabella 2.4.1.2: **Dati per genere ed età del capofamiglia. Fonte: dati da “Indagine sui Bilanci delle Famiglie italiane” per l’anno 2008 e per l’anno 2010**

Il grafico 2.4.1.2 mostra nel dettaglio lo stato civile del capofamiglia: il 63,26% di questi nel 2008 era coniugato/a, mentre nel 2010 i casi scendono al 62,33%; i separati/divorziati segnano un lieve aumento dal 2008 nel quale erano il 7,34%, al 7,65% del 2010; l’11,32% nel 2008 era celibe/nubile e nel 2010 il 12,49% infine il 18,08% dei casi del 2008 era rappresentato dai vedovi, diminuendo poi nel 2010 sino al 17,53%.

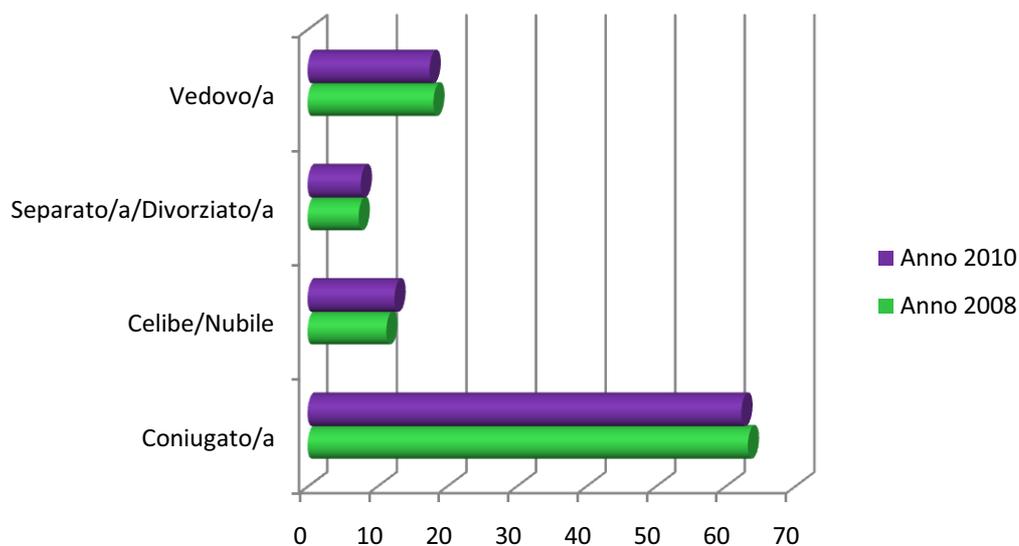


Grafico 2.4.1.2: Dati per stato civile del capofamiglia. Fonte: dati da “Indagine sui Bilanci delle Famiglie italiane” per l’anno 2008 e per l’anno 2010

Il grafico 2.4.1.3 mette in luce il titolo di studio del capofamiglia ed il più frequente è il diploma di scuola media inferiore (28,68% nel 2008, 27,80% nel 2010). Il dato sulla laurea sale dall’8,02% del 2008 al 9,60% del 2010, mentre scende quello che si riferisce all’assenza di titoli di studio: dal 5,25% del 2008 al 4,59% del 2010. Poco significative le percentuali che si riferiscono ai diplomi universitari/lauree triennali (0,73% del 2008, 0,78% del 2010) e alle specializzazioni post-laurea (0,69% del 2008, 0,92% del 2010), mentre abbastanza cospicue sono quelle che si riferiscono alle scuole elementari (25,79% del 2008, 23,31% del 2010) e al diploma di scuola media superiore (23,88% del 2008, 25,92% del 2010). Infine il 6,96% dei casi del 2008 possiede un diploma professionale contro il 7,08% del 2010.

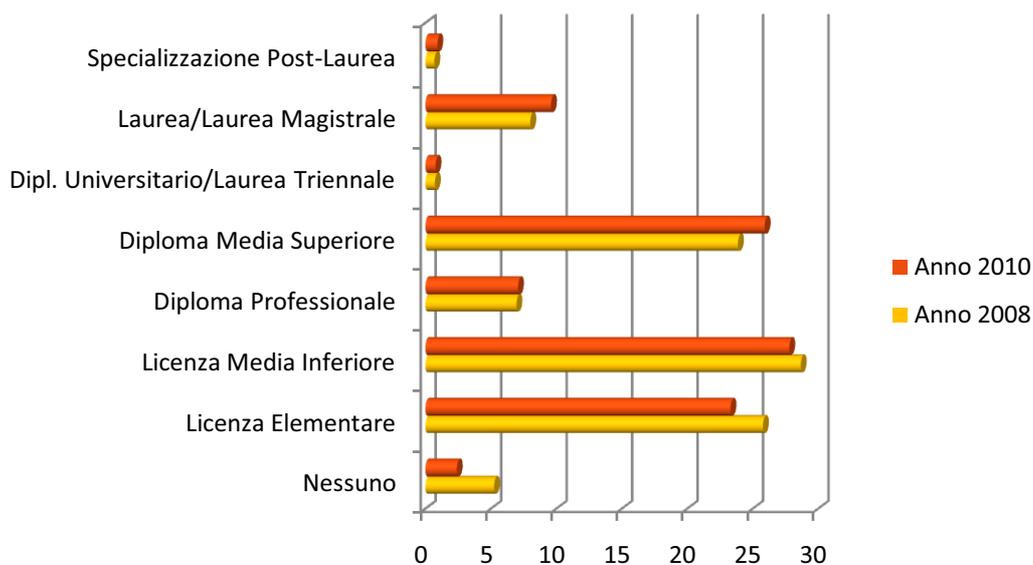


Grafico 2.4.1.3: Dati per titolo di studio del capofamiglia. Fonte: dati da “Indagine sui Bilanci delle Famiglie italiane” per l’anno 2008 e per l’anno 2010

La quota di individui residenti in Italia e nati all’estero è nel 2008 pari al 7%, nel 2010 pari al 7,7%. Di questi, il 57% del 2008 e il 57,6% del 2010 proviene da paesi europei e, in particolare, il 28% per entrambe le indagini da paesi aderenti all’Unione Europea. Negli ultimi 15 anni la ripartizione degli stranieri in Italia per paese di origine si è notevolmente modificata: è aumentata la quota di stranieri provenienti da Europa orientale, Africa, Asia e Oceania, mentre si è ridotta quella dei nati in Europa occidentale. Sostanzialmente stabili risultano le quote degli immigrati provenienti dall’America. Il principale motivo dell’ingresso è legato alla ricerca di lavoro (67,6% per il 2008, 69% per il 2010), seguito dal ricongiungimento familiare (27,4% per il 2008, 27,6% per il 2010).

2.4.2 Il reddito e il lavoro

Nel 2008 il reddito familiare medio annuo, al netto delle imposte sul reddito e dei contributi previdenziali e assistenziali, è risultato di 32.146 euro, pari a 2.679 euro al mese. Nel 2010 è risultato invece di 32.714 euro, pari a 2.726 euro al mese, con un incremento del 1,75% rispetto al 2008. Il reddito familiare medio risulta più elevato per le famiglie con capofamiglia laureato, lavoratore indipendente o dirigente, di età compresa tra i 45 e i 64 anni, mentre risulta inferiore per le famiglie residenti al Sud e

Isole. Inoltre, il reddito delle famiglie in cui il capofamiglia ha la cittadinanza straniera risulta in media inferiore di circa il 45 per cento a quello delle famiglie italiane. Tra il 2008 e il 2010 il reddito familiare è rimasto praticamente invariato (un aumento dello 0,3% in termini reali, sulla base dell'indice ISTAT dei prezzi al consumo di famiglie di operai e impiegati), dopo essersi contratto di circa il 3,4% nel biennio precedente. Nel 2008 il reddito medio familiare si è riportato ai livelli del 1993, mentre nel 2010 addirittura risulta inferiore del 2,4% in termini reali a quello del 1991. Una pecca tuttavia dell'indicatore del reddito familiare è quella di non considerare i cambiamenti che possono avvenire nella composizione della famiglia, nel corso del tempo. Per questo motivo si è costruito una scala di equivalenza che fungesse da misura approssimativa del livello di benessere economico: da questa si ottiene il "reddito equivalente" la cui interpretazione è quella di un reddito che ciascun individuo dovrebbe possedere se visse da solo per raggiungere il medesimo tenore di vita che detiene nella famiglia in cui vive. Infatti in termini di reddito equivalente, la variazione delle entrate tra il 2008 e il 2010 risulta leggermente sfavorevole (-0,6%) a causa di un lieve aumento nella dimensione media della famiglia osservata nel periodo. Fra il 2008 e il 2010 i lavoratori indipendenti hanno registrato un incremento del reddito equivalente in termini reali del 3,1%, recuperando parte del calo osservato fra il 2006 e il 2008 (-7%). Nel complesso del periodo 1991-2010, essi hanno registrato un incremento del reddito equivalente reale pari al 15,7%. Per i pensionati e gli individui in altra condizione non professionale, nell'ultimo biennio si è osservata una diminuzione del reddito equivalente in termini reali (-0,8%); tra il 1991 e il 2010 la crescita del reddito equivalente è stata dell'11,5%. Anche tra i lavoratori dipendenti il reddito equivalente ha subito una contrazione, pari allo 0,7% nel biennio 2008-2010, meno sfavorevole rispetto al biennio precedente (-2,8%). Dal 1991, il reddito equivalente è aumentato in termini reali meno rispetto alle altre categorie considerate (3,3%). La quota di individui che, secondo i criteri usualmente adottati, sono definiti "a basso reddito" risulta nel 2010 pari al 14,4%, con un aumento di 1 punto percentuale rispetto al 2008 (13,4%) e tra i cittadini stranieri si supera il 40%.

Come mostra il grafico 2.4.2.1, la quota più consistente del reddito familiare è costituita dal reddito da lavoro dipendente (39,5%, in calo di 1,1 punti rispetto al 2008 che segnava il 40,6%); le altre componenti di reddito, da trasferimenti, da capitale e da libera professione e impresa, rappresentano rispettivamente il 25,4%, il 22,2% e il 12,8% del 2010 contro il 25,1%, 21,3% e 13% del 2008.

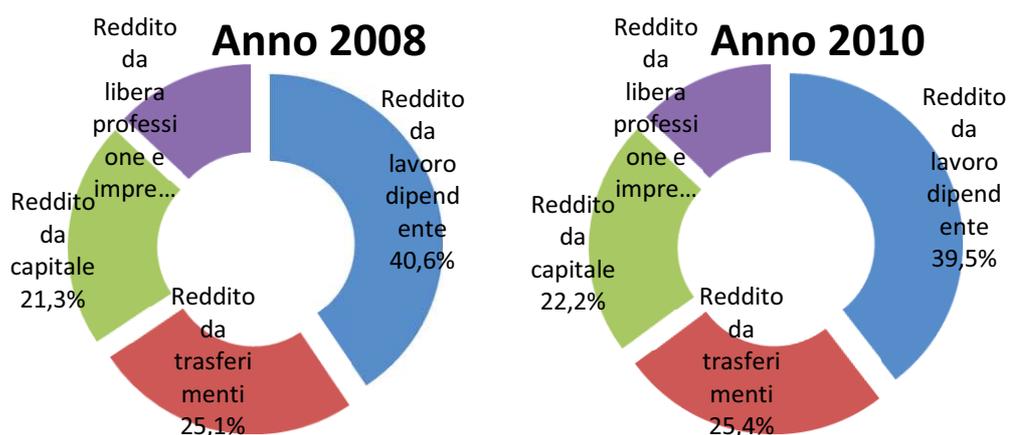


Grafico 2.4.2.1: **Suddivisione Reddito Familiare.** Fonte: dati da “Indagine sui Bilanci delle Famiglie italiane” per l’anno 2008 e per l’anno 2010

Osservando invece il grafico 2.4.2.2 dell’occupazione del capofamiglia, notiamo che la percentuale maggiore è quella che si riferisce ai pensionati (46,48% nel 2008 e 44,16% nel 2010), a seguire quella degli operai (17,12% nel 2008, 14,84% nel 2010) e quella degli impiegati (13,78% nel 2008, 14,34% nel 2010). Un aumento significativo è quello della categoria “altri non occupati” che se nel 2008 si rilevava il 9,58% dei capofamiglia, nel 2010 si sale al 13,22%. Rimangono infine abbastanza invariate le percentuali che si riferiscono alla fetta di capofamiglia lavoratori autonomi o dirigenti (dirigente: 3,57% nel 2008, 3,58% nel 2010; imprenditore/libero professionista: 3,92% nel 2008, 4,46% nel 2010; altro autonomo: 5,55% nel 2008, 5,40% nel 2010).

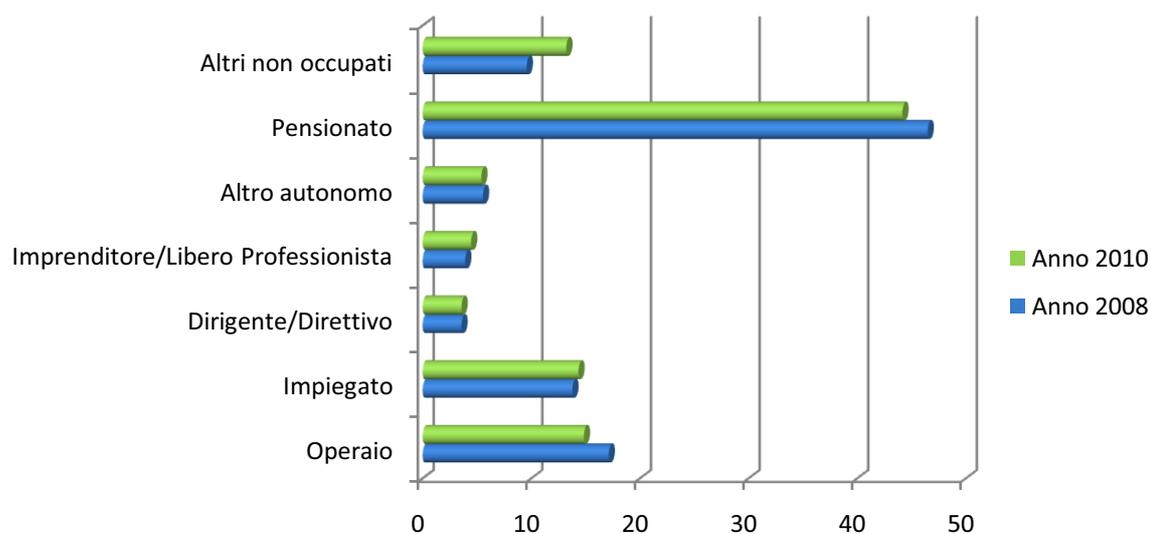


Grafico 2.4.2.2: **Occupazione del capofamiglia.** Fonte: dati da “Indagine sui Bilanci delle Famiglie italiane” per l’anno 2008 e per l’anno 2010

Considerando i componenti occupati di tutte le famiglie delle interviste e il loro settore d'attività, si ottengono i seguenti risultati, mostrati dal grafico 2.4.2.3: per quanto riguarda l'agricoltura, nel 2008 il 3,66% degli intervistati era occupato in questo campo, mentre nel 2010 il 3,96%; nell'industria il 32,68% nel 2008 e il 18,33% nel 2010; nel settore dei servizi pubblici il 24,36% nel 2008 e il 23,86% nel 2010 ed infine negli altri settori il 39,30% nel 2008 e il 53,85% nel 2010. Si vede dunque come ci sia un forte calo degli occupati nell'industria nel 2010 rispetto al 2008 e che probabilmente questo sia stato assorbito da "altri settori" dato che non c'è una forte diminuzione del numero dei componenti delle famiglie che hanno (7132 nel 2008, 6962 nel 2010).

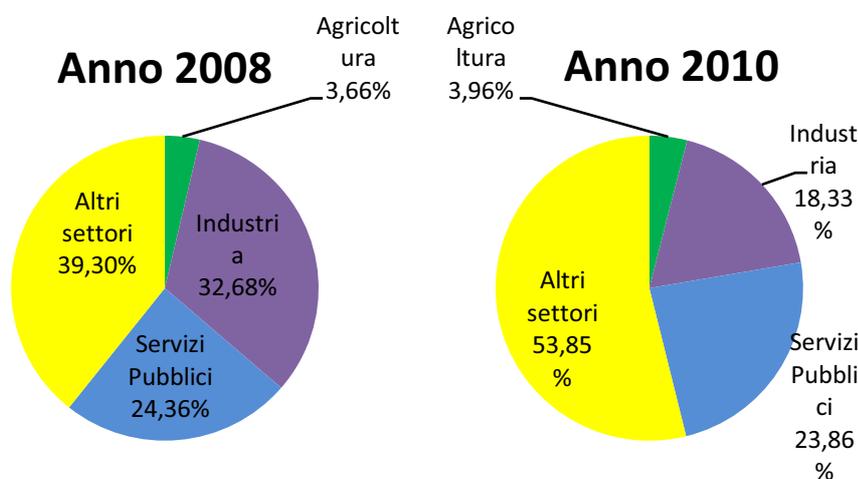


Grafico 2.4.2.3: Settore lavorativo dei componenti delle famiglie. Fonte: dati da da "Indagine sui Bilanci delle Famiglie italiane" per l'anno 2008 e per l'anno 2010

Il reddito individuale medio da lavoro (autonomo e dipendente) è inferiore per le donne (14.707 euro contro i 19.300 euro degli uomini nel 2008; 15.083 euro contro i 19.435 euro degli uomini nel 2010) e nel Sud e nelle Isole (14.848 euro nel 2008, 14.598 euro nel 2010). I laureati percepiscono in media un reddito da lavoro quasi doppio rispetto a quello delle persone prive di titolo di studio (23.607 rispetto a 12.447 euro nel 2008, 23.835 rispetto a 12.428 euro nel 2010).

La distribuzione dei redditi familiari presenta una forma asimmetrica con un addensamento cospicuo sui redditi medio-bassi, mentre per i redditi molto bassi la frequenza si riduce considerevolmente e gradualmente per quelli più elevati.

La spesa per consumi risulta in media pari a 23.757 euro per il 2008, 25.164 per il 2010, rispettivamente il 73,9% e il 76,9% del reddito familiare. Il valore dei consumi cresce al crescere del titolo di studio del capofamiglia e risulta più elevato al Nord e al Centro rispetto al Sud e Isole (25.940 e 25.853 euro contro i 18.916 euro di quest'ultima

ripartizione, per il 2008; 27.544 e 28.167 euro contro i 19.624 euro di quest'ultima ripartizione, per il 2010).

2.4.3 La ricchezza

La ricchezza familiare netta comprende la somma delle attività reali (immobili, aziende e oggetti di valore) e delle attività finanziarie (depositi, titoli di Stato, azioni, ecc.) al netto delle passività finanziarie (mutui e altri debiti). Il suo valore mediano nel 2008 corrisponde a 163.467 euro e nel 2010 a 163.875 euro, mentre il suo valore medio nel 2008 corrisponde a 253.111 euro e nel 2010 a 269.969 euro. La ricchezza è dunque rimasta sostanzialmente invariata nel biennio, a fronte di una crescita dei prezzi mediamente pari al 2.3% sulla base dell'indice ISTAT dei prezzi al consumo per famiglie di operai e impiegati.

In entrambe le indagini le famiglie con capofamiglia laureato, dirigente o imprenditore registrano livelli più elevati di ricchezza netta, cambiano solamente i valori mediani giacché se nel 2008 erano compresi fra 310.000 e 370.000 euro, nel 2010 l'intervallo si amplia: fra 305.000 e 395.000 euro.

Anche le famiglie residenti nei comuni con più di 500.000 abitanti detengono una ricchezza netta cospicua. Livelli più bassi, invece, si riscontrano nelle famiglie con capofamiglia privo di titolo di studio (valore mediano nel 2008: circa 50.000 euro, nel 2010: circa 52.000 euro) o operaio (valore mediano nel 2008: 35.000, nel 2010: 39.500 euro). Dal 2008 al 2010 il valore mediano della ricchezza netta risulta aumentato di circa il 5% in termini reali. Dal 1991 tale valore è cresciuto di quasi il 56% in termini reali, soprattutto grazie alla crescita del valore degli immobili che ne costituisce la parte più consistente.

Per quanto riguarda una suddivisione geografica del territorio, le due aree con il valore mediano più alto sono il Centro (circa 203.000 euro nel 2008, circa 208.000 euro nel 2010) e il Nord (circa 168.000 nel 2008, circa 186.500 nel 2010). Il Sud e le Isole con i 102.000 euro del 2008 e i 112.000 del 2010 rimangono comunque ben distanti dai valori delle altre due zone. Infatti, fra il 1991 e il 2010 il differenziale è aumentato: la ricchezza mediana delle famiglie del Nord e del Centro risulta nel 2010 superiore del 74% rispetto a quella delle famiglie del Sud e delle Isole, mentre nel 1991 era superiore di circa il 37%.

La ricchezza mediana detenuta dalle famiglie con capofamiglia lavoratore indipendente è superiore a quella nazionale in una misura che oscilla da circa il 90 % nel 1991 a circa il 77% nel 2010. Nello stesso periodo, le famiglie con capofamiglia in condizione non professionale migliorano la loro ricchezza relativa rispetto a quelle con capofamiglia lavoratore dipendente. In particolare, il rapporto fra la ricchezza mediana delle due tipologie di famiglie sale da un valore di 0,7 registrato nel 1991 ad un valore di 1,2 risultante nel 2010.

Nel 2010 la ricchezza netta è pari a 8 volte il reddito familiare, in aumento rispetto al 2008 (7,6 volte). Tale rapporto è più alto per le famiglie con capofamiglia lavoratore indipendente (10,1) e per quelle con capofamiglia di età superiore ai 65 anni (10), mentre è in media inferiore per le famiglie residenti nel Mezzogiorno, dove il rapporto si è attestato a 7,2 volte.

La ricchezza netta presenta una concentrazione maggiore di quella del reddito: il 10% delle famiglie più ricche possedeva nel 2008 il 44,3% dell'intera ricchezza netta delle famiglie italiane, mentre nel 2010 la percentuale sale al 45,9%.

2.4.4 La diffusione delle attività finanziarie

Nel 2008 l'89% delle famiglie intervistate possedeva almeno un'attività finanziaria e nel 2010 questa percentuale era superiore e pari al 91,8%. Nella tabella 2.4.4.1 si può notare come la maggior parte di queste possieda solamente un deposito bancario o postale (63% nel 2008, 64,8% nel 2010) e le famiglie che detengono un deposito e un portafoglio composto solo di azioni e di obbligazioni private sono il 16% nel 2008 e il 18,5% nel 2010. I portafogli composti da depositi e titoli di Stato appartengono al 5% delle famiglie nel 2008, al 4,3% nel 2010, mentre quelli più diversificati che comprendono depositi, titoli di Stato e altri titoli sono posseduti dal 4% delle famiglie nel 2008 e dal 3,9% nel 2010.

Possedimenti	2008	2010
Solo depositi bancari o postali	63,0%	64,8%
Depositi e altri titoli	16,0%	18,5%
Depositi e titoli di Stato	5,0%	4,3%
Depositi, titoli di Stato e altri titoli	4,0%	3,9%
Nessuna attività finanziaria	11,0%	8,2%

Tabella 2.4.4.1: **Possesso di attività finanziarie. Fonte: Supplemento al Bollettino Statistico "I bilanci delle famiglie italiane nell'anno 2008 e 2010"**

Suddividendo le risposte per singola categoria di attività finanziaria, si ottengono i risultati mostrati dal grafico 2.4.4.1. Per quanto concerne le attività non rischiose o poco rischiose, l'89,09% delle famiglie italiane nel 2008 e il 90,27% nel 2010 aveva una forma di deposito tra depositi bancari o postali in c/c, libretti di deposito a risparmio in banca o in posta, certificati di deposito e pronti contro termine e il 6,02% nel 2008 e il 5,40% nel 2010 aveva buoni fruttiferi postali. Invece, circa le attività più rischiose si rileva che il 10,6% nel 2008 e il 10,04% nel 2010 deteneva titoli di Stato tra BOT, CCT, BTP, CTZ (zero coupon) e altri; l'11,24% nel 2008 e il 13,44% nel 2010 possedeva obbligazioni o fondi comuni; il 5,88% nel 2008 e il 5,86% nel 2010 investiva in azioni di società quotate o non quotate in borsa, a responsabilità limitata o di persone e l'1,18% nel 2008 e l'1,09% nel 2010 aveva gestioni patrimoniali. Lo 0,79% nel 2008 e l'1,23% nel 2010 era la percentuale di possessori di titoli esteri (emessi da non residenti) e che comprende obbligazioni, titoli di Stato, fondi comuni, azioni, partecipazioni e altro; infine l'1,79% delle famiglie nel 2008 e il 2,18% nel 2010 aveva concesso prestiti alle cooperative. Nell'indagine del 2010, si registra anche che l'0,09% delle famiglie detiene altre attività finanziarie, tra cui opzioni, futures, diritti d'autore ecc...

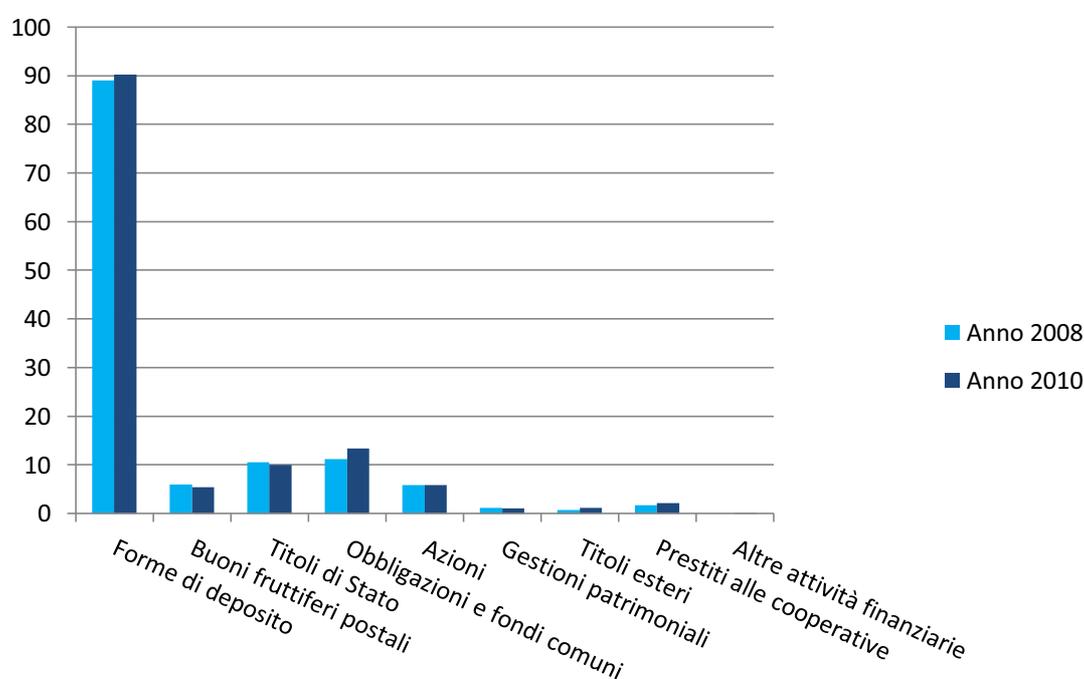


Grafico 2.4.4.1: **Possesso attività finanziarie per singola categoria.** Fonte: dati da “Indagine sui Bilanci delle Famiglie italiane” per l’anno 2008 e per l’anno 2010

Osservando nel dettaglio i dati per singola attività finanziaria, si nota che la forma di deposito di gran lunga preferita dalle famiglie italiane rimane il conto corrente bancario o postale per l'82,90% nel 2008 e per l'84,52% nel 2010 contro il 21,27% nel 2008 e il 20,31% nel 2010 dei libretti di deposito a risparmio in banca o in posta. Per quanto invece riguarda i titoli di Stato, i BOT sono i più diffusi, scelti dall'8,80% nel 2008 e il 7,33% nel 2010. Per il 7,20% nel 2008 e per il 9,75% nel 2010, le obbligazioni fanno parte del proprio portafoglio rispetto ai fondi comuni ed infine sono preferite le azioni di aziende quotate in borsa dal 5,42% nel 2008 e dal 5,24% nel 2010.

Dunque, gli italiani non sembrano fidarsi delle forme di investimento o non le conoscono affatto: infatti, investono prevalentemente in depositi o in attività reali, come l'abitazione (il 70,72% delle famiglie nell'indagine del 2008; il 70,53% nell'indagine del 2010).

La diffusione delle attività finanziarie varia a seconda del reddito, del titolo di studio, della condizione professionale del capofamiglia e dell'area di residenza seppur quest'ultimo fattore risulti meno rilevante dei precedenti. In entrambe le indagini, si rileva che nelle classi di reddito inferiori (ad esempio le famiglie con capofamiglia operaio), i buoni fruttiferi postali sono lo strumento più diffuso dopo i depositi. Titoli di Stato, obbligazioni e fondi comuni sono maggiormente utilizzati dalle famiglie con reddito medio-alto (ad esempio le famiglie con capofamiglia impiegato, lavoratore autonomo) e da quelle con capofamiglia pensionato. I nuclei familiari con capofamiglia dirigente o imprenditore optano principalmente per obbligazioni e fondi comuni, investendo frequentemente anche in azioni e partecipazioni. Tra le famiglie del Mezzogiorno si registra una più contenuta diffusione dei depositi rispetto alle altre aree geografiche, a fronte di una maggior detenzione di buoni fruttiferi postali, tuttavia in calo dal 2008 al 2010 (8% delle famiglie nel 2008 contro il 5,6% del 2010). Anche il possesso di titoli di Stato, obbligazioni e fondi comuni è inferiore alla media nazionale, con quote che si attestano a meno di un terzo dei corrispondenti valori italiani. Inoltre, sono quasi assenti nei portafogli meridionali le gestioni patrimoniali e i titoli esteri. Tra il 2008 e il 2010 la diffusione dei depositi è aumentata contrariamente a quella dei titoli di Stato e delle altre attività rischiose. Questo decremento nel dato relativo al possesso di attività rischiose (obbligazioni, azioni, fondi comuni e altri titoli) è concentrato nelle fasce medio-alte della distribuzione del reddito: infatti, considerando un periodo più ampio, come quello considerato dalla tabella 2.4.4.2, la percentuale delle famiglie che detengono questi strumenti di risparmio è passata dal 33,6% del 2000 al

17,7% dell'indagine del 2010. Una riduzione significativa nel possesso di attività rischiose si è registrata per i nuclei con capofamiglia operaio (dal 13% del 2000 al 5% del 2010) e impiegato (dal 29,1% del 2000 al 20% del 2010) o con bassi livelli di istruzione (nessun titolo: dal 18,6% del 2000 al 7% del 2010, licenza elementare: dal 23,8% del 2000 all'11% del 2010, licenza media inferiore: dal 23,5% del 2000 al 16,1% del 2010). Anche per i capofamiglia dirigenti o nel direttivo la percentuale è diminuita dal 42,3% del 2000 al 37,7% del 2010. Diversa tendenza si registra per i capofamiglia laureati che attestano un lieve aumento nel possesso di attività finanziarie rischiose (dal 12% del 2000 al 13,3% del 2010). Considerando invece il periodo dal 2008 al 2010, solamente i capofamiglia imprenditori, pensionati o con titoli di studio pari alla licenza media superiore o laurea, registrano un aumento nella percentuale, seppur lieve.

Modalità	2000	2002	2004	2006	2008	2010
Condizione professionale						
<u>Lavoratore dipendente</u>						
Operaio	13,0	10,9	7,4	8,5	5,2	5,0
Impiegato	29,1	27,7	22,2	21,5	21,9	20,0
Dirigente, direttivo	42,3	44,6	38,8	41,7	39,5	37,7
Totale	23,2	21,8	16,8	17,5	15,0	14,3
<u>Lavorante indipendente</u>						
Imprenditore, libero professionista	38,1	44,5	33,7	27,9	34,7	36,0
Altro autonomo	25,2	25,8	20,3	17,3	18,8	18,4
Totale	29,3	32,1	24,9	20,7	24,3	25,8
<u>Condizione non professionale</u>						
Pensionati	15,2	15,4	14,9	13,2	12,0	14,8
Altri non occupati	6,3	4,4	3,8	5,9	3,5	6,0
Totale	14,4	14,5	14,1	12,7	11,5	14,1
Titolo di studio						
Senza titolo	18,6	13,5	7,0	7,3	13,1	7,0
Licenza elementare	23,8	21,1	17,0	16,8	11,5	11,0
Media inferiore	23,5	24,5	18,7	20,5	17,3	16,1
Media superiore	25,1	26,9	23,3	19,1	19,8	23,3
Laurea	12,0	12,3	12,0	11,4	11,1	13,3

Tabella 2.4.4.2: **Possesso di attività finanziarie rischiose per caratteristiche del capofamiglia. Fonte: Supplemento al Bollettino Statistico "I bilanci delle famiglie italiane nell'anno 2008 e 2010"**

Circa il 15,7% delle famiglie intervistate nell'indagine del 2010 dichiara di ricorrere ai fondi pensione o alle pensioni integrative per integrare la pensione pubblica. La previdenza complementare è in generale più diffusa al Nord e al Centro, fra coloro che hanno un titolo di studio più elevato, fra i dirigenti, i lavoratori dell'industria e quelli fra 35 e 44 anni.

Proprio attraverso queste ultime rilevazioni circa le attività finanziarie, si possono ottenere delle analisi più approfondite e specifiche per comprendere le scelte di

portafoglio delle famiglie italiane. In particolar modo si intende constatare se queste decisioni vengono prese in presenza di alfabetizzazione finanziaria e soprattutto si vuole studiare il fenomeno in tempo di crisi. Prima, però, è utile mettere in luce i risultati riguardanti la conoscenza finanziaria delle famiglie italiane, nelle indagini del 2008 e del 2010.

2.4.5 La conoscenza finanziaria

In entrambi i questionari presentati agli intervistati dei campioni delle indagini del 2008 e del 2010, nella sezione “Forme di Risparmio” oltre alle consuete domande specifiche sugli strumenti finanziari detenuti, sui rapporti con gli intermediari finanziari e l’ammontare degli scambi, sono state poste delle domande mirate alla comprensione del livello di conoscenza finanziaria. Quelle che sono rimaste le medesime per le due analisi sono le seguenti:

- I. QMUTUO¹: *“Con quali delle seguenti tipologie di mutuo Lei pensa di poter stabilire fin dall’inizio l’ammontare massimo e il numero di rate che dovrà pagare prima di poter estinguere il suo debito?”*
Opzioni: a) mutuo a tasso variabile; b) mutuo a tasso fisso; c) mutuo a tasso variabile e rata costante; d) non so; e) non risponde².
- II. QINT¹: *“Supponga di lasciare 1.000 euro su un conto corrente che le frutta un tasso di interesse dell’1% e che non ha spese di gestione. Immagini inoltre che l’inflazione sia pari al 2%. Lei ritiene che, fra un anno, quando preleverà i soldi, sarà in grado di comprare la stessa quantità di beni che potrebbe comprare spendendo oggi i 1.000 euro?”*
Opzioni: a) sì; b) no, potrò acquistare una quantità minore; c) no, potrò comprare una quantità maggiore; d) non so; e) non risponde².
- III. QRISK1¹: *“Secondo Lei, quali delle seguenti strategie di investimento comporta un maggior rischio di perdere del denaro?”*
Opzioni: a) investire i propri risparmi in titoli di una sola società; b) investire in titoli di più società; c) non so; d) non risponde².

¹ Nomi variabili riferite ai quesiti.

² Opzione inserita solamente nel questionario dell’indagine del 2010.

Le domande sono state formulate al capofamiglia delle famiglie italiane intervistate con lo scopo di rilevare le sue capacità di calcolo, di distinguere le diverse tipologie di mutuo e di saper diversificare. Nella tabella 2.4.5.1 si possono vedere i risultati dei quesiti suddivisi per l'anno dell'indagine: per quanto riguarda la capacità di distinguere le tipologie di mutuo, rispondono correttamente il 66,42% delle famiglie intervistate nel 2008 e il 61,70% di quelle intervistate nel 2010; chi mostra di saper calcolare l'interesse sul capitale e di conoscere l'inflazione è il 72,56% delle famiglie dell'indagine del 2008 e il 71,36% di quelle dell'indagine del 2010; infine chi sa diversificare il rischio è il 43,49% delle famiglie intervistate nel 2008 e il 52,51% di quelle del 2010. Si nota che quest'ultime percentuali sono le più basse, nonostante la domanda a cui si riferiscono offra un'alternativa in meno tra cui scegliere rispetto alle altre.

Quesiti:	2008	2010
QMUTUO		
a) mutuo a tasso variabile	4,12%	5,27%
b) mutuo a tasso fisso (corretta)	66,42%	61,70%
c) mutuo a tasso variabile e rata costante	6,39%	9,07%
d) non so	23,07%	21,31%
e) non risponde	mancante	2,65%
QINT		
a) potrò comprare la stessa quantità	3,52%	5,84%
b) potrò comprare una minore quantità (corretta)	72,56%	71,36%
c) potrò comprare una maggiore quantità	2,98%	2,39%
d) non so	20,94%	18,56%
e) non risponde	mancante	1,85%
QRISK1		
a) investendo in titoli di una sola società (corretta)	43,49%	52,51%
b) investendo in titoli di più società	27,34%	21,39%
c) non so	29,17%	21,17%
d) non risponde	mancante	4,93%

Tabella 2.4.5.1: **Risposte alle domande sull'alfabetizzazione finanziaria, comuni alle indagini del 2008 e del 2010. Fonte: dati da "Indagine sui Bilanci delle Famiglie italiane" per l'anno 2008 e per l'anno 2010.**

Sembra tuttavia che le percentuali che si riferiscono alla risposta "non so" non siano così poco rilevanti da non essere prese in considerazione, anzi risultano un chiaro segnale di diffusa mancanza di alfabetizzazione finanziaria, al pari di una risposta sbagliata.

Interessante è studiarle in base alle caratteristiche socio-demografiche, al titolo di studio e all'impiego. Nella tabella 2.4.5.2 si possono osservare le risposte alle domande suddivise per genere, età e area geografica del capofamiglia:

Categoria	2008			2010		
	Qmutuo	Qint	Qrisk1	Qmutuo	Qint	Qrisk1
GENERE						
Corrette:						
Maschi	70,55%	76,94%	47,77%	65,40%	77,55%	58,25%
Femmine	59,89%	40,37%	36,65%	57,27%	63,94%	45,63%
“Non so” o “Non risponde”:						
Maschi	17,84%	16,52%	24,56%	18,78%	14,90%	19,95%
Femmine	31,64%	28,10%	36,64%	30,17%	27,02%	33,46%
ETA'						
Corrette:						
Fino ai 30 anni	70,29%	72,83%	45,65%	61,45%	66,55%	58,18%
Dai 31 ai 40 anni	74,43%	79,09%	51,25%	63,32%	75,20%	58,79%
Dai 41 ai 50 anni	72,89%	78,32%	49,68%	67,98%	76,19%	59,96%
Dai 51 ai 65 anni	73,48%	78,61%	47,95%	68,70%	78,33%	58,03%
Oltre i 65 anni	54,05%	62,25%	33,68%	51,67%	61,95%	41,07%
“Non so” o “Non risponde”:						
Fino ai 30 anni	18,48%	16,67%	20,65%	22,55%	21,45%	19,64%
Dai 31 ai 40 anni	12,24%	13,00%	19,61%	17,00%	15,83%	18,51%
Dai 41 ai 50 anni	14,51%	14,90%	20,52%	14,72%	14,41%	18,48%
Dai 51 ai 65 anni	15,21%	14,70%	22,79%	15,15%	13,86%	18,64%
Oltre i 65 anni	38,21%	32,39%	43,11%	39,01%	30,37%	39,76%
AREA GEOGRAFICA						
Corrette:						
Nord	66,40%	81,69%	44,08%	57,41%	74,32%	59,48%
Centro	70,63%	66,36%	53,81%	69,92%	78,99%	59,92%
Sud e Isole	63,78%	59,46%	36,11%	62,05%	62,99%	39,24%
“Non so” o “Non risponde”:						
Nord	19,27%	12,24%	21,30%	21,63%	13,72%	17,00%
Centro	22,30%	23,58%	30,35%	21,25%	17,95%	24,96%
Sud e Isole	29,02%	32,18%	39,77%	28,54%	30,31%	38,20%

Tabella 2.4.5.2: **Risposte corrette e “non so” o “non risponde” ai quesiti in relazione a caratteristiche socio-demografiche del capofamiglia. Fonte: dati da “Indagine sui Bilanci delle Famiglie italiane” per l’anno 2008 e per l’anno 2010.**

Data la mancanza dei “non risponde” del 2008, si presume che essi siano stati accorpati ai “non so” della stessa indagine, pertanto i dati relativi all’indagine del 2010 sono stati trattati allo stesso modo. La scelta di considerare le risposte “non so” e “non risponde” (dell’indagine del 2010) piuttosto delle risposte sbagliate è motivata dal fatto che le

prime indicano l'assenza totale di conoscenza finanziaria, tanto che l'intervistato risponde di non sapere di cosa si stia parlando o non dà proprio risposta, non avendo capito la domanda; le seconde seppur errate, indicano la presenza di un certo grado di alfabetizzazione finanziaria, anche se non adeguatamente approfondita. Ovviamente si deve tener conto anche di una eventuale reticenza da parte dell'intervistato nel dichiarare la propria non consapevolezza dell'argomento richiesto e quindi la possibilità che egli dia una risposta casuale, piuttosto di affermare la propria ignoranza.

Osservando le percentuali che si riferiscono all'opzione "non so" o all'opzione "non risponde", si nota un divario rilevante tra i maschi e le femmine (in media 15 punti percentuali di differenza) e valori più pesanti riferiti agli anziani oltre i 65 anni e ai capofamiglia residenti nel Sud o nelle Isole.

Dagli altri risultati emerge che generalmente la percentuale dei maschi che rispondono in modo corretto è più alta rispetto a quella delle femmine, seppur in calo nell'ultima indagine del 2010 contrariamente ad una crescita nella percentuale femminile.

Per quanto riguarda l'età del capofamiglia, si conferma una forma a U rovesciata per le risposte corrette, che quindi attribuiscono percentuali più basse ai giovani fino ai trent'anni e agli anziani dopo i 65 anni e percentuali più alte alle fasce d'età intermedie. Si nota un calo generale nei valori percentuali, tranne in quelli che si riferiscono alla domanda sulla diversificazione del rischio.

Dal punto di vista geografico, prevalgono sempre Nord e Centro rispetto al Sud e alle Isole. Tra Nord e Centro, nelle domande sulle tipologie di mutuo e sulla diversificazione del rischio i secondi dimostrano una maggiore conoscenza e anche in merito alla capacità di calcolo degli interessi sul capitale, nell'indagine del 2010; nell'indagine del 2008, invece, il Nord prevaleva sulla "Qint". Generalmente, la percentuale dei "non so" o "non risponde" è maggiore nel Centro, rispetto al Nord.

La tabella 2.4.5.3 invece, mostra i risultati in base al titolo di studio del capofamiglia:

Categoria	2008			2010		
	Qmutuo	Qint	Qrisk1	Qmutuo	Qint	Qrisk1
TITOLO DI STUDIO						
Corrette:						
Nessuno	31,74%	38,42%	18,62%	29,04%	37,81%	20,55%
Licenza elementare	53,09%	58,39%	29,56%	49,97%	57,10%	36,10%
Licenza media inferiore	69,97%	75,04%	41,83%	65,38%	71,67%	51,40%
Diploma professionale	74,41%	81,62%	47,57%	62,70%	75,49%	61,99%
Diploma media superiore	77,59%	84,25%	56,90%	70,21%	82,10%	64,05%
Dipl. universitario/laurea triennale	72,41%	79,31%	56,90%	77,42%	79,03%	72,58%
Laurea/laurea magistrale	77,34%	86,72%	63,59%	69,20%	86,76%	69,72%
Specializz. post-laurea	80,00%	90,90%	69,09%	71,62%	89,19%	66,22%
“Non so” o “Non risponde”:						
Nessuno	65,15%	57,04%	69,45%	63,56%	55,07%	66,22%
Licenza elementare	40,16%	35,34%	47,06%	41,12%	35,56%	46,03%
Licenza media inferiore	18,92%	18,05%	27,75%	20,36%	19,41%	24,48%
Diploma professionale	13,87%	12,79%	22,52%	18,65%	14,39%	18,65%
Diploma media superiore	8,45%	8,66%	12,76%	9,92%	9,70%	12,08%
Dipl. universitario/laurea triennale	10,34%	12,07%	15,52%	9,68%	12,90%	8,06%
Laurea/laurea magistrale	9,22%	7,03%	7,97%	12,58%	5,37%	8,52%
Specializz. post-laurea	9,09%	5,45%	9,09%	9,46%	5,41%	10,81%

Tabella 2.4.5.3: **Risposte corrette e “non so” o “non risponde” ai quesiti in relazione al titolo di studio del capofamiglia. Fonte: dati da “Indagine sui Bilanci delle Famiglie italiane” per l’anno 2008 e per l’anno 2010.**

Analizzando i risultati per categoria di quesito, si nota che l’alfabetizzazione finanziaria circa il mutuo aumenta con il crescere dell’istruzione, anche se nel 2008 la percentuale di chi possiede un diploma di licenza media superiore, che ha risposto correttamente alla domanda, è superiore rispetto a quella di coloro i quali possiedono una laurea triennale o un diploma universitario. Nel 2010, invece questi ultimi sembrano essere più informati sul tema rispetto a tutti gli altri. Queste rilevazioni scostanti dalla linea generale possono trovare motivo nell’esiguo numero di capofamiglia con laurea triennale o diploma universitario, causa di una minor precisione nei dati che può condurre a risultati approssimativi. Probabilmente si hanno pochi elementi del campione con un simile livello di istruzione poiché il diploma universitario, predecessore della laurea triennale, era poco diffuso al tempo. Infatti, conducendo un test di probabilità binomiale si è constatato che la percentuale delle risposte corrette di chi possiede un diploma universitario o una laurea triennale non è significativamente differente da quella di coloro i quali posseggono un diploma di licenza media superiore. Analogamente si spiegano i valori delle risposte “non so” o “non risponde”, che

seguono quindi la tendenza opposta. Anche le percentuali dei quesiti sul calcolo dell'interesse sul capitale e sulla diversificazione del rischio si comportano allo stesso modo, seppur "Qrisk1" evidenzia valori inferiori a tutti gli altri, in entrambi gli anni, come nella precedente analisi.

La tabella 2.4.5.4 mostra i risultati a seconda del tipo di impiego lavorativo del capofamiglia intervistato:

Categoria	2008			2010		
	Qmutuo	Qint	Qrisk1	Qmutuo	Qint	Qrisk1
IMPIEGO						
Corrette:						
Operaio	69,08%	75,58%	43,74%	63,31%	71,19%	53,22%
Impiegato	80,62%	84,53%	55,41%	69,82%	82,02%	64,56%
Dirigente/Direttivo	78,60%	91,93%	69,47%	69,12%	90,18%	76,14%
Imprenditore/Libero prof.	77,32%	87,22%	60,06%	74,37%	88,73%	72,39%
Altro autonomo	73,59%	79,68%	53,72%	65,27%	82,75%	61,54%
Pensionato	58,58%	66,67%	36,68%	55,97%	66,05%	45,60%
Altri non occupati	66,10%	62,96%	36,52%	62,51%	62,13%	44,91%
"Non so" o "Non risponde":						
Operaio	20,37%	18,75%	28,06%	21,44%	19,75%	25,85%
Impiegato	6,28%	8,46%	11,92%	10,26%	8,86%	10,26%
Dirigente/Direttivo	3,51%	3,16%	5,26%	7,37%	5,26%	5,61%
Imprenditore/Libero prof.	7,35%	4,15%	8,95%	5,35%	4,51%	7,32%
Altro autonomo	11,06%	12,87%	16,03%	12,59%	9,56%	14,45%
Pensionato	32,66%	27,86%	38,46%	33,18%	26,12%	33,89%
Altri non occupati	26,18%	27,36%	35,73%	26,26%	28,54%	34,16%

Tabella 2.4.5.4: **Risposte corrette e "non so" o "non risponde" ai quesiti in relazione all'impiego del capofamiglia. Fonte: dati da "Indagine sui Bilanci delle Famiglie italiane" per l'anno 2008 e per l'anno 2010.**

I più informati riguardo le tipologie di mutuo appaiono, per entrambi gli anni, gli imprenditori o liberi professionisti, i dirigenti e gli impiegati, anche se nel 2008 sono i terzi a prevalere, mentre nel 2010 lo sono i primi. Sugli altri due quesiti sono i dirigenti coloro i quali rispondono meglio di tutti gli altri in entrambe le indagini, sebbene le percentuali che si riferiscono alla domanda sulla diversificazione del rischio rimangano comunque più basse rispetto alle altre due questioni. Questo perché sono le categorie di impiego più portate ad avere a che fare con la gestione di capitali, di strumenti finanziari e di debito e con calcoli matematici. Tra i lavoratori, gli operai risultano meno alfabetizzati finanziariamente e a seguire gli altri autonomi, mentre tra i non occupati, le percentuali più basse sono quelle dei pensionati.

I risultati più rilevanti per lo studio che si andrà a condurre, emergono dalla tabella 2.4.5.5 che considera le risposte corrette ai quesiti in base alle attività finanziarie detenute, riunite in tre grandi categorie (solo depositi, depositi e un'attività finanziaria, depositi e più attività finanziarie):

Categoria	2008			2010		
	Qmutuo	Qint	Qrisk1	Qmutuo	Qint	Qrisk1
Solo depositi	69,67%	76,51%	46,11%	65,42%	75,92%	57,05%
Depositi e un'attività finanziaria	77,65%	90,94%	63,59%	69,11%	88,09%	72,87%
Depositi e più attività finanziarie	77,39%	94,12%	75,18%	70,27%	92,57%	81,76%

Tabella 2.4.5.5: **Risposte corrette suddivise per attività finanziarie possedute. Fonte: dati da “Indagine sui Bilanci delle Famiglie italiane” per l’anno 2008 e per l’anno 2010.**

In tutte le domande, la percentuale di risposte corrette di chi possiede solamente depositi è sempre inferiore rispetto alle altre, per entrambi gli anni. Il divario cresce se consideriamo la domanda sulla diversificazione del rischio, seppur dal 2008 al 2010 vi sia stato un aumento nei valori di tutte e tre le categorie. Per quanto riguarda il quesito sulle tipologie di mutuo si osserva che dal 2008 al 2010 c'è stato un calo nella percentuale di risposte corrette di tutto il campione. La differenza tra chi detiene depositi e un'attività finanziaria e chi ha anche altre attività finanziarie, in questa domanda, è piuttosto ridotta. Aumenta leggermente nella “Qint” e considerevolmente nella “Qrisk1”, anche se chi investe in più attività finanziarie conosce di più la metodologia di calcolo degli interessi, rispetto ai concetti di diversificazione del rischio. Infine, qui di seguito, la tabella 2.4.5.6 studia la relazione fra le diverse risposte dei diversi quesiti:

		2008				2010			
		QMUTUO				QMUTUO			
		corretta		sbagliata /non risposta		corretta		sbagliata/non risposta	
		QINT				QINT			
		corretta	sbagliat a /non risposta	corretta	sbagliata /non risposta	corretta	sbagliat a/non risposta	corretta	sbagliat a/non risposta
QRISK	corretta	32,02%	2,92%	7,20%	1,35%	33,27%	4,88%	11,61%	2,75%
	sbagliata /non risposta	23,33%	8,15%	10,02%	15,01%	16,82%	6,74%	9,67%	14,26%
		100%				100%			

Tabella 2.4.5.6: **Risposte ai quesiti in relazione tra loro. Fonte: dati da “Indagine sui Bilanci delle Famiglie italiane” per l’anno 2008 e per l’anno 2010.**

La percentuale di chi risponde in modo corretto a tutte e tre le domande va dal 32,02% del 2008 al 33,20% del 2010 e quella di chi risponde in modo sbagliato o non dà risposta a tutte e tre le domande è del 15,01% nel 2008 e del 14,26% nel 2010; nei casi in cui l’intervistato risponda esattamente alla domanda sulla diversificazione del rischio, i valori percentuali nel 2010 aumentano, mentre negli altri casi diminuiscono.

La tabella ha lo scopo di mettere in luce come e in che misura le tre variabili catturino informazione: le percentuali differiscono tra loro, quindi si ritiene utile considerarle tutte ai fini delle seguenti analisi, rappresentative della presenza di alfabetizzazione finanziaria.

Queste finora esposte sono analisi di tipo descrittivo che prendono in considerazione una dimensione per volta: con l’analisi del capitolo successivo si provvede a trattare più dimensioni nello stesso tempo, ottenendo così risultati più completi.

CAPITOLO 3

ANALISI ECONOMETRICA SUI DATI

3.1 Obiettivi dell'analisi

Lo scopo principale dell'analisi sui dati è quello di studiare le scelte di portafoglio delle famiglie italiane tra il 2008 e il 2010, periodo di crisi finanziaria. Si conduce lo studio considerando l'alfabetizzazione finanziaria come variabile indipendente, costituita dalle tre domande "Qmutuo" "Qint" e "Qrisk1". A fianco di queste si pongono altre variabili esplicative che si riferiscono alle caratteristiche generiche del capofamiglia, espresse nei questionari.

Si focalizza l'attenzione in particolar modo sul possesso di un'attività finanziaria, sulla tipologia di questa e successivamente sul possesso di più attività finanziarie (variabili dipendenti): ciò permette di comprendere appieno le scelte di portafoglio delle famiglie e da quali fattori, esse siano condizionate. Qui di seguito, viene esposto in dettaglio il modello scelto per l'analisi econometrica sui dati.

3.2 Modello Probit

Come anticipato, le variabili d'interesse riguardano le scelte di portafoglio delle famiglie italiane: come definirle? Se consideriamo la sezione C "Strumenti di pagamento e forme di risparmio" dei questionari, troviamo una tabella che suddivide in categorie le attività finanziarie dove si chiede all'intervistato di specificare quali e in che misura sono in suo possesso. Proprio da queste risposte otteniamo una serie di variabili che descrivono *il possedere o meno* di una determinata attività finanziaria. Per facilitare le analisi, sono state riunite in un'unica variabile, la prima delle dipendenti considerate in questo studio: *poss_* (non sono stati inclusi i buoni fruttiferi postali e le forme di deposito). Essa è dunque una variabile binaria così descritta:

$$\begin{cases} 1 & \text{l'individuo possiede almeno un'attività finanziaria} \\ 0 & \text{l'individuo non possiede attività finanziarie} \end{cases}$$

Se consideriamo un modello di regressione lineare OLS:

$$y_i = x_i' \beta + \varepsilon_i$$

Ci accorgiamo che se ci concentriamo sull'effetto della j -esima variabile esplicativa, il coefficiente ad essa associato β_j , non misura più l'effetto su y di un aumento di un'unità in x_j , tenendo fisse tutte le altre. Il motivo è che stiamo considerando una variabile aleatoria di Bernoulli:

$$\begin{cases} 1 & \text{probabilità } p \\ 0 & \text{probabilità } 1-p \end{cases}$$

Il cui valore atteso è:

$$\begin{aligned} E[y_i] &= 1 \Pr(y_i = 1) + 0 \Pr(y_i = 0) \\ &= 1p + 0(1-p) = p = \Pr(y_i = 1) \end{aligned}$$

mentre la sua varianza è:

$$\begin{aligned} V(y_i) &= E[(y_i - E[y_i])^2] \\ &= (1-p)^2 \Pr(y_i = 1) + (0-p)^2 \Pr(y_i = 0) \\ &= (1-p)^2 p + (0-p)^2 (1-p) = p(1-p) \end{aligned}$$

La probabilità p dipende dalle variabili esplicative, $p(x_i) = x_i' \beta$. Quindi:

$$\begin{aligned} E[y_i | x_i] &= \Pr(y_i = 1 | x_i) = p(x_i) \\ V(y_i | x_i) &= p(x_i) (1 - p(x_i)) \end{aligned}$$

Per questo il modello di regressione lineare è chiamato modello di probabilità lineare (LPM), perché il suo valore atteso è la probabilità che $y_i = 1$. Nel contesto in esame quindi, si necessita di un modello simile per i seguenti motivi:

1. Semplice da stimare ed interpretare;
2. L'inferenza è simile a quella nel modello di regressione lineare OLS.

Altresì, presenta i seguenti svantaggi:

1. Le variabili dipendenti considerate per le analisi sono delle *dummy*, pertanto assumono il valore 0 oppure il valore 1. Il modello di probabilità lineare non garantisce che la probabilità predetta sia un numero compreso tra 0 e 1 e ciò rende difficile l'interpretazione.
2. Le variabili dipendenti considerate per le analisi hanno natura dicotomica e per costruzione gli errori sono eteroschedastici, il che viola l'ipotesi di omoschedasticità necessaria per la correttezza delle stime della varianza del modello di probabilità lineare.

Infatti:

$$\mathcal{E}_i = y_i - x_i' \beta = \begin{cases} 1 - x_i' \beta \\ 0 - x_i' \beta \end{cases}$$

$$Pr(\mathcal{E}_i = 1 - x_i' \beta | x_i) = Pr(y_i = 1 | x_i) = x_i' \beta$$

$$Pr(\mathcal{E}_i = -x_i' \beta | x_i) = Pr(y_i = 0 | x_i) = 1 - x_i' \beta$$

$$\begin{aligned} V(\mathcal{E}_i | x_i) &= (1 - x_i' \beta)^2 Pr(y_i = 1 | x_i) + (0 - x_i' \beta)^2 Pr(y_i = 0 | x_i) \\ &= (1 - x_i' \beta)^2 x_i' \beta + (x_i' \beta)^2 (1 - x_i' \beta) \\ &= (1 - x_i' \beta) x_i' \beta = p(x_i) (1 - p(x_i)) = V(y_i | x_i) \end{aligned}$$

I risultati evidenziano come l'errore non sia omoschedastico perché dipendente dai valori di x_i .

3. Nelle variabili esplicative considerate per le analisi, la probabilità non è necessariamente lineare, come è invece ipotizzato dal modello LPM.

Per ovviare al secondo problema che non permette di ottenere stime efficienti, si contempla l'uso di standard error robusti, mediante l'uso dello stimatore dei minimi quadrati ponderati (FWLS):

$$\hat{V}(\mathcal{E}_i | x_i) = x_i' \hat{\beta} (1 - x_i' \hat{\beta}) = \hat{p}_i (1 - \hat{p}_i) = \hat{h}_i^2$$

$$\frac{y_i}{\hat{h}_i} = \frac{x_i'}{\hat{h}_i} \beta + \frac{\varepsilon_i}{\hat{h}_i}$$

Tuttavia, a causa del primo problema, \hat{p}_i potrebbe non essere compreso tra 0 e 1 e quindi \hat{h}_i^2 risultare negativo.

Per tutti questi svantaggi e problematiche che potrebbero condurci a risultati poco interpretabili, frutto di stime che non rispettano le assunzioni del modello di probabilità lineare, si utilizza un modello alternativo: il modello Probit.

Lo si deriva a partire da questa equazione:

$$y_i^* = x_i' \beta + \varepsilon_i$$

dove y_i^* è una variabile latente (ed inosservabile) che può assumere un valore qualunque nell'insieme dei numeri reali. Quindi:

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{se } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{se } y_i^* \leq 0 \end{cases}$$

dove:

$$\begin{aligned} E[y_i | x_i] &= 1(1 - Pr(x_i' \beta + \varepsilon_i \leq 0 | x_i)) + 0(Pr(x_i' \beta + \varepsilon_i \leq 0 | x_i)) \\ &= 1 - Pr(x_i' \beta + \varepsilon_i \leq 0 | x_i) \\ &= 1 - Pr(\varepsilon_i \leq -x_i' \beta | x_i) = Pr(\varepsilon_i > -x_i' \beta | x_i) \end{aligned}$$

Dunque la media di y_i condizionata all' i -esima variabile esplicativa dipende dalla distribuzione dell'errore del modello latente:

$$\varepsilon_i^* \text{ i.i.d. } \sim \begin{cases} F(.) \text{ funzione di ripartizione} \\ f(.) \text{ funzione di densità} \end{cases}$$

Se la distribuzione $F(.)$ di ε_i è simmetrica, abbiamo che:

$$E[y_i | x_i] = Pr(y_i = 1 | x_i) = Pr(\varepsilon_i \leq -x_i' \beta | x_i) = F(x_i' \beta)$$

Il modello Probit formula l'ipotesi che \mathcal{E}_i segua una distribuzione normale standard, con $E[\mathcal{E}_i | x_i] = 0$ e $V(\mathcal{E}_i | x_i) = 1$. Allora:

$$E[y_i | x_i] = F(x_i' \beta) = \Phi(x_i' \beta) = \int_{-\infty}^{x_i' \beta} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{x^2}{2}\right\} dx$$

Infine si stima il modello seguente:

$$y_i = F(x_i' \beta) + u_i$$

Con il modello Probit ora abbiamo una probabilità predetta che prende valori compresi tra 0 e 1 e gli effetti sono più piccoli per valori estremi delle variabili esplicative. Anche in questo caso, però ci sono dei difetti:

1. I coefficienti non sono direttamente interpretabili come effetti marginali: indicano semplicemente il segno della probabilità.

$$\frac{\partial \Pr(y_i = 1 | x_i)}{\partial x_{i,j}} = \frac{\partial F(x_i' \beta)}{\partial x_{i,j}} \beta_j = \beta_j f(x_i' \beta) = \beta_j \phi(x_i' \beta)$$

Nel caso in cui x_j fosse una variabile binaria l'effetto sarebbe:

$$\begin{aligned} & \Pr(y_i = 1 | x_{i,j} = 1, x_i) - \Pr(y_i = 1 | x_{i,j} = 0, x_i) = \\ & = F(x_i' \beta | x_{i,j} = 1) - F(x_i' \beta | x_{i,j} = 0) \end{aligned}$$

2. La specificazione non è lineare in β : si deve ricorrere alla stima di massima verosimiglianza.

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \Pr(Y_i = 1) = F(x_i' \beta) \\ 0 & \Pr(Y_i = 0) = 1 - F(x_i' \beta) \end{cases}$$

$$\begin{aligned} L(\beta | y, X) &= \prod_{(i, y_i=1)} \Pr(Y_i = y_i) \\ &= \prod_{i=1}^N F(x_i' \beta)^{y_i} (1 - F(x_i' \beta))^{1-y_i} \end{aligned}$$

Il logaritmo della funzione di verosimiglianza è:

$$l(\beta | y, X) = \sum_{i=1}^N y_i \ln F(x_i' \beta) + (1 - y_i) \ln(1 - F(x_i' \beta))$$

Si verificano le condizioni del primo ordine:

$$\frac{\partial l(\beta | y, X)}{\partial \beta} = \sum_{i=1}^N \left(\frac{y_i - F(x_i' \beta)}{F(x_i' \beta)} f(x_i' \beta) \right) x_i = \sum_{i=1}^N \tilde{\varepsilon}_i x_i = 0$$

Infine si chiamano $\tilde{\varepsilon}_i$, residui generalizzati:

$$\tilde{\varepsilon}_i = \begin{cases} \frac{f(x_i' \beta)}{F(x_i' \beta)} & y_i = 1 \\ \frac{f(x_i' \beta)}{1 - F(x_i' \beta)} & y_i = 0 \end{cases}$$

In questo modo, si ottengono condizioni del primo ordine simili a quelle di OLS.

3.3 Econometria sulle scelte di portafoglio delle famiglie italiane

Econo-metria: misurazione dell'economia. In generale è l'applicazione della statistica ai dati economici con lo scopo di trovare relazioni quantitative tra le variabili prese in esame o fare previsioni. E' attraverso questo strumento che si vogliono mostrare le scelte di portafoglio delle famiglie italiane tra il 2008 e il 2010, in tutte le loro sfaccettature, dai caratteri generici dell'intervistato al suo livello di alfabetizzazione finanziaria, nonché al tipo di istruzione ricevuta.

Come accennato in precedenza, si vogliono effettuare tre tipi di studio, focalizzando l'attenzione sul possesso di almeno un'attività finanziaria, sul possesso di una determinata attività finanziaria e sul possesso di più attività finanziarie. A questo proposito si designano qui di seguito le variabili dipendenti che verranno usate:

- *poss_*: indica il possesso di almeno un'attività finanziaria rischiosa (esclusi buoni fruttiferi postali e forme di deposito, i quali sono del tutto privi o quasi di rischio);
- *poss_c*, *poss_d*, *poss_e*: indicano rispettivamente il possesso di titoli di stato, di obbligazioni e di azioni;
- *piuinvest*: indica il possesso di più attività finanziarie.

Sono tutte variabili dicotomiche, come richiesto dai modelli Probit. Per quanto riguarda, invece, le variabili esplicative che rappresentano l'alfabetizzazione finanziaria, si sono impostate in questo modo:

- *noqmutuo*: indica che l'intervistato ha risposto in modo sbagliato o non ha risposto alla domanda sulle tipologie di mutuo;
- *noqint*: indica che l'intervistato ha risposto in modo sbagliato o non ha risposto alla domanda sul calcolo dell'interesse sul capitale;
- *noqrisk1*: indica che l'intervistato ha risposto in modo sbagliato o non ha risposto alla domanda sulla diversificazione del rischio.

Le variabili esplicative socio-demografiche ed economiche scelte sono: *eta* – età del capofamiglia intervistato; *eta2* – età al quadrato del capofamiglia intervistato; *donna* – vale 1 se capofamiglia femmina, vale 0 se capofamiglia maschio; *sposato* – vale 1 se capofamiglia sposato, 0 altrimenti; *anno2010* – vale 1 se si riferisce al 2010, vale 0 se si riferisce al 2008; *discol* – indica l'uso di forme di collegamento a distanza (telefono, computer, tecnologia in generale) per comunicare con intermediari finanziari, vale 1 se se n'è fatto uso, 0 altrimenti; *rischio* – indica la propensione al rischio che proviene da un'autovalutazione dell'intervistato, vale 1 se propenso al rischio, 0 altrimenti; *ly* – logaritmo del reddito percepito; *diploma* – indica il possesso di un diploma professionale o di licenza media superiore, vale 1 se lo si possiede, 0 altrimenti; *laurea* – indica il possesso di una laurea triennale o di un diploma universitario, di una laurea specialistica o di una specializzazione post-laurea, vale 1 se si possiede uno di questi titoli, 0 altrimenti.

Si conduce quindi una prima analisi utilizzando il modello Probit:

Probit regression		Number of obs = 15894				
Log likelihood = -6738.4651		LR chi2(13) = 3899.92	Prob > chi2 = 0.0000			
		Pseudo R2 = 0.2244				
poss_	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
eta	.041877	.0061735	6.78	0.000	.0297772	.0539769
eta2	-.0002163	.0000522	-4.15	0.000	-.0003185	-.000114
donna	-.0129821	.02793	-0.46	0.642	-.0677239	.0417597
sposato	-.2361676	.0306969	-7.69	0.000	-.2963325	-.1760028
noqmutuo	-.0100773	.0281986	-0.36	0.721	-.0653454	.0451908
noqint	-.4686534	.0348043	-13.47	0.000	-.5368685	-.4004382
noqrisk1	-.3321238	.0265878	-12.49	0.000	-.384235	-.2800127
anno2010	.0119498	.0249803	0.48	0.632	-.0370108	.0609103
discol	.3948084	.0340349	11.60	0.000	.3281013	.4615155
rischio	.1241295	.0255733	4.85	0.000	.0740067	.1742523
ly	.9101369	.0280739	32.42	0.000	.855113	.9651608
diploma	.203251	.0296115	6.86	0.000	.1452135	.2612884
laurea	.1915834	.0427022	4.49	0.000	.1078886	.2752782
_cons	-11.62295	.310188	-37.47	0.000	-12.23091	-11.01499

Output 3.3.1: **Regressione Probit della variabile dipendente *poss_*.**

Come specificato nel capitolo precedente, i coefficienti della regressione Probit non sono direttamente interpretabili come effetti: solo i loro segni indicano una precisa tendenza della probabilità associata alla variabile presa in esame. Infatti dall'Output 3.3.1 si può solamente notare che le variabili sono tutte significativamente diverse da zero tranne *donna*, *noqmutuo* e *anno2010*. Pertanto si ottengono ora gli effetti marginali medi dei coefficienti, mostrati dall'Output 3.3.2:

Probit regression, reporting marginal effects		Number of obs = 15894					
Log likelihood = -6738.4651		LR chi2(13) = 3899.92	Prob > chi2 = 0.0000				
		Pseudo R2 = 0.2244					
poss_	dF/dx	Std. Err.	z	P> z	x-bar	[95% C.I.]	
eta	.0106742	.0015726	6.78	0.000	58.3402	.007592	.013756
eta2	-.0000551	.0000133	-4.15	0.000	3652.74	-.000081	-.000029
donna*	-.0033057	.007105	-0.46	0.642	.418019	-.017231	.01062
sposato*	-.0618924	.0082326	-7.69	0.000	.62791	-.078028	-.045757
noqmutuo*	-.0025652	.0071674	-0.36	0.721	.358878	-.016613	.011483
noqint*	-.1078486	.0070476	-13.47	0.000	.279602	-.121662	-.094035
noqrisk1*	-.0851339	.006846	-12.49	0.000	.519693	-.098552	-.071716
anno2010*	.0030459	.0063672	0.48	0.632	.499308	-.009434	.015525
discol*	.1134897	.0108785	11.60	0.000	.146093	.092168	.134811
rischio*	.0316604	.0065258	4.85	0.000	.493897	.01887	.044451
ly	.2319885	.0068369	32.42	0.000	10.1902	.218588	.245389
diploma*	.0535856	.0080624	6.86	0.000	.319555	.037784	.069388
laurea*	.0522996	.012441	4.49	0.000	.103939	.027916	.076683
obs. P	.2361898						
pred. P	.1719368	(at x-bar)					

(*) dF/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1
z and P>|z| correspond to the test of the underlying coefficient being 0

Output 3.3.2: **Effetti marginali della regressione Probit della variabile dipendente *poss_*.**

Considerando le variabili significative, si nota che la probabilità di possedere almeno un'attività finanziaria aumenta con l'età del 1,07%, mentre tendenza opposta segna l'età

al quadrato, seppur in misura minore. Si mostra la probabilità di investire in un'attività finanziaria in funzione dell'età per un soggetto con caratteristiche medie del campione nel grafico 3.3.1. La probabilità prevista cresce con l'età e con pendenza maggiore in corrispondenza alla fascia adulta; poi decresce con l'anzinità.

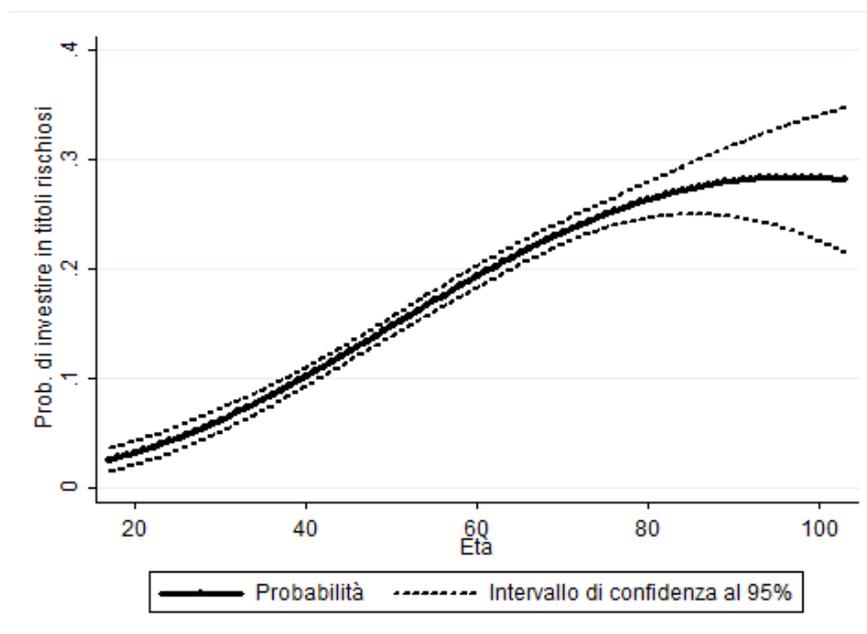


Grafico 3.3.1: **Probabilità prevista di investire in almeno un'attività finanziaria in funzione dell'età per un soggetto con caratteristiche medie del campione.**

Proseguendo nell'analisi degli effetti marginali, l'essere sposati riduce la probabilità di possedere uno strumento finanziario del 6,19%, l'aver a che fare con intermediari finanziari tramite mezzi tecnologici l'aumenta dell'11,35%, mentre per chi è propenso al rischio aumenta del 3,17%. Per chi possiede un 100% in più del reddito e ha un diploma o una laurea, la probabilità di possedere uno strumento finanziario aumenta rispettivamente del 23,20%, del 5,36% e del 5,23%. Per quanto riguarda le variabili che rappresentano l'alfabetizzazione finanziaria emerge che la probabilità di avere in portafoglio un'attività finanziaria diminuisce se l'intervistato sbaglia o non risponde alle domande (qint: -10,78%, qrisk1: -8,51%); solo la variabile *noqmutuo* tra le tre risulta non significativa. Nell'analisi seguente (Output 3.3.3) si procede ad inserire altre variabili esplicative: *autonomo* – indica se il capofamiglia intervistato lavora in proprio, nel qual caso la variabile vale 1 e 0 altrimenti; *pensionato* – indica che il capofamiglia intervistato è un pensionato, nel qual caso la variabile vale 1 e 0 altrimenti; *yw* – indica il rapporto tra il reddito e la ricchezza detenuta dall'intervistato; *anord* – indica se il capofamiglia intervistato risiede in una regione del nord, nel qual caso la variabile vale

1 e 0 altrimenti; *asud* – indica se il capofamiglia intervistato risiede in una regione del sud, nel qual caso la variabile vale 1 e 0 altrimenti.

Probit regression, reporting marginal effects					Number of obs = 15560			
Log likelihood = -6331.8847					LR chi2(18) = 4530.89			
					Prob > chi2 = 0.0000			
					Pseudo R2 = 0.2635			
poss_	dF/dx	Std. Err.	z	P> z	x-bar	[95% C.I.]
eta	.009932	.0014905	6.69	0.000	58.4276	.007011	.012853	
eta2	-.0000652	.0000125	-5.23	0.000	3661.44	-.00009	-.000041	
donna*	.0004542	.0067556	0.07	0.946	.416581	-.012787	.013695	
sposato*	-.0373724	.0076911	-4.96	0.000	.632905	-.052447	-.022298	
noqmutuo*	-.0164724	.0066043	-2.46	0.014	.353085	-.029417	-.003528	
noqint*	-.087572	.0067627	-11.54	0.000	.274357	-.100827	-.074317	
noqrisk1*	-.0722477	.0064848	-11.30	0.000	.515874	-.084958	-.059538	
anno2010*	.011526	.0059839	1.93	0.054	.497751	-.000202	.023254	
disco1*	.081966	.0099735	9.15	0.000	.148715	.062418	.101514	
rischio*	.035834	.0061837	5.80	0.000	.497879	.023714	.047954	
ly	.186023	.0069694	26.99	0.000	10.2095	.172363	.199683	
diploma*	.0536885	.0076754	7.29	0.000	.322365	.038645	.068732	
laurea*	.0775355	.0126793	6.80	0.000	.105591	.052685	.102387	
autonomo*	-.0048413	.0099435	-0.48	0.629	.098715	-.02433	.014648	
pensio~0*	.0537853	.0100476	5.42	0.000	.455077	.034092	.073478	
yw	-.003693	.0005734	-6.10	0.000	4.11648	-.004817	-.002569	
anord*	.0633677	.0073972	8.72	0.000	.454949	.048869	.077866	
asud*	-.1248114	.0074459	-14.81	0.000	.332969	-.139405	-.110218	
obs. P	.2412596							
pred. P	.1477325	(at x-bar)						

(*) dF/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1
z and P>|z| correspond to the test of the underlying coefficient being 0

Output 3.3.3: **Effetti marginali della regressione Probit della variabile dipendente *poss_* (aggiunte aree geografiche, rapporto reddito/ricchezza e condizione lavorativa).**

L'età e l'età al quadrato confermano all'incirca gli effetti marginali rilevati in precedenza (rispettivamente +1% e -0,007%), mentre *donna* e *anno2010* rimangono non significativi. La variabile *noqmutuo* diventa significativa al livello 0.05 e indica che la probabilità di possedere un'attività finanziaria diminuisce del 1,65% se l'intervistato risponde in modo errato o non risponde alla domanda. Se il capofamiglia è sposato la probabilità, ora, diminuisce del 3,74%; se risponde in modo sbagliato o non risponde alla domanda sull'interesse e a quella sulla diversificazione del rischio, diminuisce rispettivamente dell' 8,76% e del 7,22%, segnando effetti marginali decisamente più alti rispetto a quello della domanda sulle tipologie di mutuo; se utilizza tecnologie per comunicare con gli intermediari finanziari aumenta dell'8,20%; se è propenso al rischio aumenta del 3,58%; con l'aumentare del 100% del reddito, la probabilità aumenta del 18,6%; se possiede un diploma, aumenta del 5,37% e se possiede una laurea del 7,75%. Se si tratta di un pensionato, la probabilità di possedere uno strumento finanziario aumenta del 5,38%, mentre l'essere lavoratore autonomo è indifferente, con l'aumentare del rapporto reddito/ricchezza diminuisce dello 0,37%, se risiede al nord aumenta del 6,34%, se risiede al sud diminuisce del 12,48%. Questa è la regressione principale dello studio, quella da cui si approfondirà per categoria di attività finanziaria e per più possedimenti. Per questo motivo

è bene analizzarla in dettaglio: i) l'effetto età è positivo, ma come mostrato nel grafico 3.3.1 decresce in riferimento ad età più elevate; ii) a quanto sembra, l'effetto genere non è presente, cioè la differenza tra uomo e donna nel possedere almeno un'attività finanziaria non è significativamente diversa da zero. Questo suggerisce che studi precedenti trovavano un effetto spurio del genere, in quanto non consideravano le altre caratteristiche introdotte in questa analisi, che cambiano molto in base al sesso dell'intervistato; iii) l'essere sposati potrebbe portare ad una maggior attenzione per i propri risparmi e quindi ad una più prudente collocazione degli stessi; iv) l'assenza di alfabetizzazione finanziaria implica un minor utilizzo degli strumenti finanziari; v) l'utilizzo di tecnologie nella comunicazione con gli intermediari finanziari indica una ricerca degli stessi e quindi una propensione all'investimento; vi) chi si autovaluta propenso al rischio, sarà quindi portato a possedere strumenti finanziari; vii) con un reddito maggiore, c'è la possibilità di investire di più; viii) con titoli di studio sempre più alti, probabilmente si conosce di più la finanza e si vuole gestire un proprio portafoglio; ix) il pensionato invece, arrivato all'ultima fase del ciclo vitale, cercherà di ampliare i suoi risparmi per accrescere il proprio benessere e quello dei figli nel loro futuro; x) un rapporto reddito/ricchezza alto potrebbe essere comune ad un lavoratore autonomo, mentre se basso ad un pensionato; xi) ed infine, come evidenziato in alcune statistiche descrittive, i residenti al nord, più conoscitori degli strumenti finanziari rispetto ai residenti al sud, investiranno di più e di conseguenza i meridionali saranno meno inclini al possedere un'attività finanziaria.

Le successive analisi, prenderanno in considerazione separatamente il possesso di titoli di stato, obbligazioni e azioni (Output 3.3.4, 3.3.5, 3.3.6).

Probit regression, reporting marginal effects						Number of obs = 15560	
Log likelihood = -4443.4645						LR chi2(18) = 1610.92	
						Prob > chi2 = 0.0000	
						Pseudo R2 = 0.1535	
poss_c	dF/dx	Std. Err.	z	P> z	x-bar	[95% C.I.]
eta	.0051656	.0009682	5.32	0.000	58.4276	.003268	.007063
eta2	-.0000308	7.84e-06	-3.92	0.000	3661.44	-.000046	-.000015
donna*	.0118383	.0042013	2.86	0.004	.416581	.003604	.020073
sposato*	-.012352	.0046616	-2.70	0.007	.632905	-.021489	-.003215
noqmutuo*	-.0211845	.003799	-5.40	0.000	.353085	-.02863	-.013739
noqint*	-.0292855	.0041724	-6.42	0.000	.274357	-.037463	-.021108
noqrisk1*	-.0034537	.0038285	-0.90	0.366	.515874	-.010957	.00405
anno2010*	-.002388	.0035764	-0.67	0.504	.497751	-.009398	.004622
discol*	.0148156	.0055095	2.87	0.004	.148715	.004017	.025614
rischio*	.0023503	.003704	0.63	0.526	.497879	-.004909	.00961
ly	.0664103	.004183	16.42	0.000	10.2095	.058212	.074609
diploma*	.0055978	.0043955	1.29	0.197	.322365	-.003017	.014213
laurea*	.0086987	.0066525	1.37	0.172	.105591	-.00434	.021737
autonomo*	-.0063658	.005917	-1.04	0.299	.098715	-.017963	.005231
pensio~o*	.0228442	.0060445	3.87	0.000	.455077	.010997	.034691
yw	-.002218	.0003815	-5.27	0.000	4.11648	-.002966	-.00147
anord*	.0473611	.0049221	10.31	0.000	.454949	.037714	.057008
asud*	-.0370947	.0050169	-6.75	0.000	.332969	-.046928	-.027262

Output 3.3.4: Effetti marginali della regressione Probit della variabile dipendente *poss_c* (Titoli di Stato).

Per quanto riguarda i titoli di stato l'effetto età rimane simile a risultati precedenti, l'essere donna ora diventa significativo ed attesta un aumento dell'1,18% nella probabilità di possedere titoli di stato, probabilmente perché sono fra le attività finanziarie meno rischiose e ciò sottolinea una maggior prudenza delle donne rispetto agli uomini. L'essere spostati permane un fattore che scoraggia l'investimento, ma in misura minore per quanto riguarda i titoli di stato (-1,24%). Ci sono però più variabili non significative che rimangono tali anche con l'utilizzo di standard error robusti: *noqrisk1*, *anno2010*, *rischio*, *diploma*, *laurea* e *autonomo*. Per quanto riguarda le altre variabili, si confermano le tendenze antecedenti, seppur meno marcate.

Probit regression, reporting marginal effects		Number of obs = 15560						
Log likelihood = -4497.0813		LR chi2(18) = 2812.39	Prob > chi2 = 0.0000					
		Pseudo R2 = 0.2382						
poss_d	dF/dx	Std. Err.	z	P> z	x-bar	[95% C.I.]
eta	.0036288	.0008833	4.14	0.000	58.4276	.001897	.00536	
eta2	-.0000273	7.53e-06	-3.64	0.000	3661.44	-.000042	-.000013	
donna*	-.0072075	.0038658	-1.85	0.064	.416581	-.014784	.000369	
sposato*	-.0192188	.0045783	-4.36	0.000	.632905	-.028192	-.010246	
noqmutuo*	-.0017359	.0039068	-0.44	0.658	.353085	-.009393	.005921	
noqint*	-.043825	.0040417	-9.35	0.000	.274357	-.051747	-.035903	
noqrisk1*	-.0525348	.0042323	-13.55	0.000	.515874	-.06083	-.04424	
anno2010*	.0094796	.003448	2.75	0.006	.497751	.002722	.016238	
discol*	.0270092	.0054704	5.62	0.000	.148715	.016287	.037731	
rischio*	.0196857	.0036129	5.51	0.000	.497879	.012604	.026767	
ly	.0829071	.0043059	21.31	0.000	10.2095	.074468	.091346	
diploma*	.0282037	.004675	6.50	0.000	.322365	.019041	.037367	
laurea*	.0506735	.008359	7.46	0.000	.105591	.03429	.067057	
autonomo*	-.0015907	.0054428	-0.29	0.772	.098715	-.012258	.009077	
pensio~o*	.0260117	.0058757	4.54	0.000	.455077	.014496	.037528	
yw	-.0020332	.0003722	-4.97	0.000	4.11648	-.002763	-.001304	
anord*	.0102068	.0041306	2.50	0.013	.454949	.002111	.018303	
asud*	-.0463524	.0044523	-9.49	0.000	.332969	-.055079	-.037626	
obs. P	.1263496							
pred. P	.0565392	(at x-bar)						

(*) dF/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1
z and P>|z| correspond to the test of the underlying coefficient being 0

Output 3.3.5: **Effetti marginali della regressione Probit della variabile dipendente *poss_d* (Obbligazioni).**

Sul possesso di obbligazioni il coefficiente *donna* torna non significativo e anche *autonomo* e *qmutuo* rimangono tali. Elemento di novità in questa regressione è l'anno dell'indagine, che in questo caso segna un aumento del 0,95% nella probabilità di investire in obbligazioni dal 2008 al 2010; aumenta del 1,97% per chi è propenso al rischio; aumenta dell'8,29% per chi possiede un maggior reddito; aumenta del 2,82% e del 5,07% per chi detiene rispettivamente un diploma e una laurea ed infine aumenta del 2,60% per chi è pensionato. Seppur i capofamiglia del nord abbiano più probabilità di

investire in obbligazioni rispetto a quelli del sud, in questo caso il valore è minore a quanto registrato nella regressione sui titoli di stato (+1,02% contro il +4,73%).

Probit regression, reporting marginal effects					Number of obs = 15560			
Log likelihood = -2622.6036					LR chi2(18) = 1825.72			
					Prob > chi2 = 0.0000			
					Pseudo R2 = 0.2582			
poss_e	dF/dx	Std. Err.	z	P> z	x-bar	[95% C.I.]
eta	.0023205	.000486	4.92	0.000	58.4276	.001368	.003273	
eta2	-.0000171	4.11e-06	-4.24	0.000	3661.44	-.000025	-9.1e-06	
donna*	-.0090139	.001951	-4.65	0.000	.416581	-.012838	-.00519	
sposato*	-.0048546	.0022911	-2.20	0.028	.632905	-.009345	-.000364	
noqmutuo*	.0041963	.0020401	2.15	0.032	.353085	.000198	.008195	
noqint*	-.0110204	.0021423	-4.58	0.000	.274357	-.015219	-.006822	
noqrisk1*	-.0151212	.0021887	-7.77	0.000	.515874	-.019411	-.010831	
anno2010*	-.002738	.0017062	-1.62	0.106	.497751	-.006082	.000606	
discol*	.0169192	.0032742	6.86	0.000	.148715	.010502	.023337	
rischio*	.0224836	.0023382	11.63	0.000	.497879	.017901	.027066	
ly	.0298467	.0024761	15.65	0.000	10.2095	.024994	.0347	
diploma*	.0157525	.0027248	6.84	0.000	.322365	.010412	.021093	
laurea*	.018668	.0045481	5.37	0.000	.105591	.009754	.027582	
autonomo*	-.0065043	.0020457	-2.78	0.005	.098715	-.010514	-.002495	
pensio~0*	.0030648	.0027807	1.11	0.267	.455077	-.002385	.008515	
yw	-.0004759	.0002069	-2.13	0.033	4.11648	-.000882	-.00007	
anord*	.0095944	.0022661	4.52	0.000	.454949	.005153	.014036	
asud*	-.0132399	.0024035	-5.08	0.000	.332969	-.017951	-.008529	
obs. P	.06009							
pred. P	.0177448	(at x-bar)						

(*) dF/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1
z and P>|z| correspond to the test of the underlying coefficient being 0

Output 3.3.6: Effetti marginali della regressione Probit della variabile dipendente *poss_e* (Azioni).

L'effetto genere nella regressione sul possesso di azioni risulta significativo: essere donna diminuisce la probabilità di possedere azioni dello 0,90%. Essere sposati, aver risposto correttamente alla domanda "Qmutuo" e *yw* sono debolmente significativi, ma confermano tendenze passate già osservate in precedenza. I coefficienti non significativi sono quelli associati alle variabili *anno2010* e *pensionato*. Per quanto riguarda i restanti effetti marginali, si nota che in generale diminuiscono, seppur non si discostino dalle consuete direzioni. Questo probabilmente può trovare motivo e conferma nei grafici delle statistiche descrittive sugli strumenti finanziari detenuti dalle famiglie italiane (vedi grafico 2.4.4.1): il numero di capofamiglia che investono in azioni è molto ridotta e minore rispetto a quella che si riferisce ai titoli di stato e alle obbligazioni, quindi si ha poca evidenza empirica per ottenere effetti marginali più elevati.

Si considera ora, nell'Output 3.3.7, *piuinvest* come variabile indipendente, ossia il possesso di più attività finanziarie rischiose nello stesso portafoglio:

Probit regression, reporting marginal effects		Number of obs = 15560						
Log likelihood = -3059.8784		LR chi2(18) = 2023.63	Prob > chi2 = 0.0000					
		Pseudo R2 = 0.2485						
piuinv~t	dF/dx	Std. Err.	z	P> z	x-bar	[95% C.I.]
eta	.0021752	.0005524	4.00	0.000	58.4276	.001093	.003258	
eta2	-.0000143	4.58e-06	-3.15	0.002	3661.44	-.000023	-5.4e-06	
donna*	-.0060279	.0022614	-2.65	0.008	.416581	-.01046	-.001596	
sposato*	-.0084866	.002734	-3.26	0.001	.632905	-.013845	-.003128	
noqmutuo*	.0019147	.002306	0.84	0.401	.353085	-.002605	.006434	
noqint*	-.0193718	.0024479	-6.88	0.000	.274357	-.02417	-.014574	
noqrisk1*	-.023705	.0026646	-10.25	0.000	.515874	-.028927	-.018483	
anno2010*	.0003805	.0019878	0.19	0.848	.497751	-.003516	.004277	
discol*	.0160193	.0034786	5.64	0.000	.148715	.009201	.022837	
rischio*	.0172803	.0023109	8.10	0.000	.497879	.012751	.02181	
ly	.0427092	.0029664	18.73	0.000	10.2095	.036895	.048523	
diploma*	.0102904	.0027259	4.08	0.000	.322365	.004948	.015633	
laurea*	.0174082	.0046799	4.58	0.000	.105591	.008236	.026581	
autonomo*	-.0074807	.0025931	-2.57	0.010	.098715	-.012563	-.002398	
pensio~o*	.0105609	.0034208	3.19	0.001	.455077	.038856	.017265	
yw	-.0009083	.0002236	-3.65	0.000	4.11648	-.001346	-.00047	
anord*	.0105535	.0025456	4.36	0.000	.454949	.005564	.015543	
asud*	-.0188282	.0027506	-6.26	0.000	.332969	-.024219	-.013437	
obs. P	.0731362							
pred. P	.0233389	(at x-bar)						

(*) dF/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1
z and P>|z| correspond to the test of the underlying coefficient being 0

Output 3.3.7: Effetti marginali della regressione Probit della variabile dipendente *piuinvest*.

L'essere donna porta a far diminuire dello 0,60% la probabilità di avere più di un'attività finanziaria, allo stesso modo l'essere sposati ma dello 0,85%. Questa probabilità aumenta con l'aumentare del reddito percepito del 4,27%, se l'intervistato fa uso di tecnologie per comunicare con intermediari finanziari dell'1,6%, se il capofamiglia si dichiara propensi al rischio dell'1,73%, se ha un diploma dell' 1,03%, se ha una laurea dell' 1,74%, se è pensionato dell' 1,06% e se abita al nord dell' 1,06%. Diminuisce invece se non risponde in modo corretto o non risponde alla "Qint" e alla "Qrisk1" rispettivamente dell'1,93% e del 2,37%, se è un lavoratore autonomo dello 0,75%, se abita al sud dell'1,88% e con l'aumentare del rapporto reddito/ricchezza dello 0,09%. I risultati, visti nel dettaglio, mostrano che si conferma la propensione del capofamiglia donna e sposato ad essere meno incline al rischio e si confermano anche tutte le altre tendenze che descrivono un capofamiglia più istruito, pensionato, con alto reddito, abile nell'uso di mezzi di comunicazione innovativi e abitante del nord più portato ad investire e in questo caso a diversificare il rischio. Infatti chi non risponde in modo corretto alla domanda "Qrisk1" o non dà risposta registra un calo maggiore nella probabilità di avere più strumenti finanziari, rispetto agli effetti marginali delle altre due domande.

Infine, si conducono due ulteriori analisi che prendono in considerazione un campione più ristretto: gli intervistati *panel*, ossia i capofamiglia che hanno partecipato ad entrambe le indagini del 2008 e del 2010. Nell'Output 3.3.14 si studiano gli effetti marginali della relazione delle variabili esplicative con *poss_* per questo campione:

Probit regression, reporting marginal effects					Number of obs = 9071		
Log likelihood = -3800.0802					LR chi2(18) = 2811.98		
					Prob > chi2 = 0.0000		
					Pseudo R2 = 0.2701		
poss_	dF/dx	Std. Err.	z	P> z	x-bar	[95% C.I.]
eta	.007988	.002108	3.81	0.000	59.563	.003856	.01212
eta2	-.0000517	.0000174	-2.98	0.003	3773.5	-.000086	-.000018
donna*	.0024714	.009024	0.27	0.784	.419689	-.015215	.020158
sposato*	-.034132	.0104053	-3.34	0.001	.641605	-.054526	-.013738
noqmutuo*	-.016045	.0087999	-1.80	0.072	.341969	-.033292	.001202
noqint*	-.0863932	.0090402	-8.57	0.000	.265131	-.104112	-.068675
noqrisk1*	-.0803371	.0086036	-9.53	0.000	.511741	-.0972	-.063474
anno2010*	.0068855	.0079427	0.87	0.386	.499394	-.008682	.022453
discol*	.0911236	.0133458	7.63	0.000	.153677	.064966	.117281
rischio*	.0288416	.0082439	3.50	0.000	.516702	.012684	.044999
ly	.1913222	.0098098	20.29	0.000	10.2297	.172095	.210549
laurea*	.0736236	.0169801	4.78	0.000	.100981	.040343	.106904
autonomo*	-.0160974	.0132058	-1.18	0.237	.093705	-.04198	.009786
pensio~o*	.0715721	.013253	5.45	0.000	.478779	.045597	.097547
yw	-.0065596	.0009496	-6.24	0.000	4.1714	-.008421	-.004698
anord*	.0603317	.0100138	6.13	0.000	.459707	.040705	.079958
asud*	-.1501734	.0100327	-13.34	0.000	.349024	-.169837	-.13051
diploma*	.0503211	.0101567	5.16	0.000	.315952	.030414	.070228
obs. P	.2608312						
pred. P	.1539744	(at x-bar)					

(*) dF/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1
z and P>|z| correspond to the test of the underlying coefficient being 0

Output 3.3.14: **Effetti marginali della regressione Probit della variabile dipendente *poss_* (dati panel).**

Gli effetti marginali delle variabili significative sono i seguenti: *eta* segna un aumento dello 0,78% nella probabilità di possedere un'attiva finanziaria ed *eta2* una diminuzione dello 0,005%; *sposato* una diminuzione del 3,4%; *noqint* una diminuzione del 8,64%; *noqrisk1* una diminuzione del 8,03%; *discol* un aumento del 9,11%; *rischio* un aumento del 2,88%; *ly* un aumento dell'19,13%; *diploma* un aumento del 5,03%; *laurea* un aumento del 7,36%; *pensionato* un aumento del 7,16%; *autonomo* una diminuzione dell' 1,06%; *yw* una diminuzione del 0,66%; *anord* un aumento del 6,03% e *asud* una diminuzione del 15,01%. Le tendenze precedenti sono confermate anche in questo campione ridotto. Curioso è l'effetto *qint* paragonato a quello di *qrisk1*: sembra che i capofamiglia *panel* sbagliano di più la domanda sul calcolo dell'interesse che prevede una preparazione matematica di base, piuttosto della domanda sulla diversificazione del rischio, che probabilmente, ricordano dalla precedente indagine. Ultima analisi la si conduce sulla variabile dipendente *piuinvest*, esposta dall'Output 3.3.15:

Probit regression, reporting marginal effects					Number of obs = 9071		
Log likelihood = -1889.1745					LR chi2(18) = 1256.19		
					Prob > chi2 = 0.0000		
					Pseudo R2 = 0.2495		
piuinv~t	dF/dx	Std. Err.	z	P> z	x-bar	[95% C.I.]	
eta	.0020792	.0008036	2.63	0.008	59.563	.000504	.003654
eta2	-.0000122	6.51e-06	-1.89	0.059	3773.5	-.000025	5.8e-07
donna*	-.0079647	.0030759	-2.59	0.010	.419689	-.013993	-.001936
sposato*	-.007541	.0037284	-2.11	0.035	.641605	-.014849	-.000233
noqmutuo*	.0014778	.0030901	0.48	0.629	.341969	-.004579	.007534
noqint*	-.0198233	.0032708	-5.30	0.000	.265131	-.026234	-.013413
noqrisk1*	-.0274541	.0037119	-8.85	0.000	.511741	-.034729	-.020179
anno2010*	-.0020218	.0026736	-0.76	0.448	.499394	-.007262	.003218
discol*	.0186291	.004813	4.81	0.000	.153677	.009196	.028062
rischio*	.0171424	.0030957	6.01	0.000	.516702	.011075	.02321
ly	.0446407	.0042072	14.11	0.000	10.2297	.036395	.052887
laurea*	.0164408	.0061377	3.24	0.001	.100981	.004411	.028471
autonomo*	-.0115983	.0032993	-2.96	0.003	.093705	-.018065	-.005132
pensio~o*	.0120503	.004551	2.73	0.006	.478779	.00313	.02097
yw	-.0011792	.0003288	-3.12	0.002	4.1714	-.001824	-.000535
anord*	.0129863	.003575	3.88	0.000	.459707	.005979	.019993
asud*	-.0235226	.0038411	-5.66	0.000	.349024	-.031051	-.015994
diploma*	.0069634	.0034762	2.11	0.035	.315952	.00015	.013777
obs. P	.0794841						
pred. P	.0247886	(at x-bar)					

(*) dF/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1
z and P>|z| correspond to the test of the underlying coefficient being 0

Output 3.3.15: **Effetti marginali della regressione Probit della variabile dipendente piuinvest (dati panel).**

In questo caso la variabile *donna* è significativa e segna una diminuzione del 0,80% nella probabilità di possedere più di un'attività finanziaria. La variabile *diploma* diventa significativa al livello 0.05, ma segue l'andamento registrato in regressioni passate, come anche le altre variabili. Qui, la diminuzione nella probabilità di avere un portafoglio con più strumenti finanziari è maggiore nella "Qrisk1" (-2,75%) rispetto alla "Qint" (-1,98%).

3.4 Tipo di istruzione e scelte di portafoglio

Risulta interessante introdurre delle variabili esplicative che differiscano nella tipologia di diploma e di laurea e studiarle in modo separato sulla regressione principale. Si sono generati quattro tipi di diploma: *dipprof* – vale 1 se in possesso di un diploma professionale, 0 altrimenti; *liceo* – vale 1 se in possesso di un diploma da un liceo classico, linguistico o scientifico, 0 altrimenti; *liceoarte* – vale 1 se in possesso di un diploma da un liceo artistico o istituto d'arte, vale 0 altrimenti; *magistrale* – vale 1 se in possesso di un diploma da magistrali, 0 altrimenti. Il parametro di riferimento per l'interpretazione degli effetti marginali di queste variabili è il possesso di un diploma da

istituto tecnico (variabile *tecnico*: vale 1 se il capofamiglia possiede un diploma da istituto tecnico, 0 altrimenti). Il seguente Output 3.3.8, mostra la regressione condotta su *poss_* a cui si sono aggiunti i diversi diplomi. L'analisi riguarda il solo campione di capofamiglia con diploma di maturità come titolo di studio più alto.

Probit regression, reporting marginal effects						Number of obs = 5016	
Log likelihood = -2430.2081						LR chi2(20) = 1408.40	
						Prob > chi2 = 0.0000	
						Pseudo R2 = 0.2247	
poss_	dF/dx	Std. Err.	z	P> z	x-bar	[95% C.I.]	
eta	.0136441	.0032847	4.14	0.000	52.068	.007206	.020082
eta2	-.0000848	.000003	-2.82	0.005	2910.13	-.000144	-.000026
donna*	-.0219227	.0156832	-1.39	0.165	.373405	-.052661	.008816
sposato*	-.0660657	.0173014	-3.89	0.000	.686404	-.099976	-.032156
noqmutuo*	-.0193504	.0152866	-1.25	0.210	.269936	-.049312	.010611
noqint*	-.1359601	.0158706	-7.36	0.000	.176236	-.167066	-.104854
noqrisk1*	-.0968782	.0138091	-6.84	0.000	.405303	-.123944	-.069813
anno2010*	.0043036	.013466	0.32	0.749	.515351	-.022089	.030697
disco1*	.1304516	.0173962	7.88	0.000	.230861	.096356	.164548
rischio*	.0683305	.0134033	5.02	0.000	.589912	.04206	.094601
ly	.2405158	.0153543	15.37	0.000	10.4073	.210422	.27061
autonomo*	-.0433885	.0187213	-2.23	0.026	.139155	-.080082	-.006695
pensio~o*	.0406663	.0238563	1.73	0.083	.280303	-.006091	.087424
yw	-.0089955	.0019673	-4.50	0.000	1.40243	-.012851	-.00514
anord*	.0992379	.0161415	6.12	0.000	.504187	.067601	.130875
asud*	-.1564762	.0171516	-8.08	0.000	.275917	-.190093	-.12286
dipprof*	-.0493003	.0223031	-2.10	0.036	.089912	-.093014	-.005587
liceo*	-.0214155	.0208416	-1.01	0.313	.116826	-.062264	.019433
liceoa~e*	-.1043319	.0422599	-2.08	0.038	.017544	-.18716	-.021504
magist~e*	-.0001869	.0252276	-0.01	0.994	.090112	-.049632	.049258
obs. P	.3173844						
pred. P	.2499878	(at x-bar)					

(*) dF/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1
z and P>|z| correspond to the test of the underlying coefficient being 0

Output 3.4.1: **Effetti marginali della regressione Probit della variabile dipendente *poss_* (sono stati aggiunti i diversi tipi di diploma).**

Le variabili significative al livello 0.05 sono *dipprof* e *liceoarte* le quali rispettivamente, nei loro effetti marginali, indicano una diminuzione del 4,93% e del 10,43% rispetto a *tecnico*, nella probabilità di possedere un'attività finanziaria. Questi tipi di diploma prevedono un'istruzione che non coinvolge materie scientifiche, matematiche e inerenti l'economia, pertanto è plausibile la presenza di minor educazione finanziaria nei capofamiglia che hanno conseguito questi titoli e di conseguenza una loro più bassa propensione all'investire in attività finanziarie rispetto a quelli che hanno conseguito un diploma da istituto tecnico. Infatti, i coefficienti che si riferiscono agli altri tipi di diploma (*magistrale* e *liceo*) appaiono non significativamente diversi da quello di *tecnico* perché riguardano scuole che prevedono insegnamenti scientifici ed economici.

Per quanto riguarda lo studio su una determinata attività finanziaria, si sceglie la quota investita in azioni, dato che sono più rischiose rispetto alle obbligazioni e ai titoli di Stato: l'Output 3.3.9 ne mostra i risultati.

Probit regression, reporting marginal effects						Number of obs = 5016	
Log likelihood = -1222.9535						LR chi2(20) = 660.57	
						Prob > chi2 = 0.0000	
						Pseudo R2 = 0.2126	
poss_e	dF/dx	Std. Err.	z	P> z	x-bar	[95% C.I.]
eta	.005345	.0014775	3.59	0.000	52.068	.002449	.008241
eta2	-.0000381	.0000132	-2.88	0.004	2910.13	-.000064	-.000012
donna*	-.0264721	.0061665	-4.10	0.000	.373405	-.038558	-.014386
sposato*	-.0124545	.0075619	-1.72	0.086	.686404	-.027276	.002367
noqmutuo*	.0083103	.0065994	1.30	0.192	.269936	-.004624	.021245
noqint*	-.0266901	.006331	-3.44	0.001	.176236	-.039099	-.014282
noqrisk1*	-.0248575	.0057247	-4.24	0.000	.405303	-.036078	-.013637
anno2010*	-.0024151	.0053992	-0.45	0.654	.515351	-.012997	.008167
disco1*	.0430763	.0083592	6.21	0.000	.230861	.026693	.05946
rischio*	.0459643	.0056765	8.05	0.000	.589912	.034838	.05709
ly	.0633198	.0065282	10.00	0.000	10.4073	.050525	.076115
autonomo*	-.0232399	.0057727	-3.36	0.001	.139155	-.034554	-.011926
pensio~o*	.0034832	.0092148	0.38	0.701	.280303	-.014577	.021544
yw	-.0015613	.0008883	-1.72	0.085	1.40243	-.003302	.00018
anord*	.0244016	.0067911	3.66	0.000	.504187	.011091	.037712
asud*	-.0249867	.007476	-2.96	0.003	.275917	-.039639	-.010334
dipprof*	-.0265446	.0070485	-2.87	0.004	.089912	-.040359	-.01273
liceo*	-.0042757	.0080774	-0.51	0.608	.116826	-.020107	.011556
liceoa~e*	.0045327	.0244872	0.19	0.848	.017544	-.043461	.052527
magist~e*	-.0125461	.0093126	-1.21	0.226	.090112	-.030798	.005706
obs. P	.0931021						
pred. P	.0443394	(at x-bar)					

(*) dF/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1
z and P>|z| correspond to the test of the underlying coefficient being 0

Output 3.4.2: Effetti marginali della regressione Probit della variabile dipendente *poss_e* (sono stati aggiunti i diversi tipi di diploma).

Si nota che solamente la variabile *dipprof* è significativa e il suo effetto marginale segna una diminuzione del 2,65% nella probabilità di investire in azioni, rispetto a *tecnico*. Ciò conferma quanto ipotizzato: specialmente l'istituto tecnico commerciale istruisce su questi aspetti inoltre chi lo frequenta già mostra di per sé un interesse verso la materia che potrebbe portarlo in futuro a gestire un portafoglio, a differenza di chi frequenta un istituto professionale dove ci si concentra sulla mansione oggetto del titolo di studio.

Si osserva poi il comportamento delle variabili dei diplomi in relazione alla probabilità di possedere più attività finanziarie nell'Output 3.3.10:

Probit regression, reporting marginal effects					Number of obs = 5016		
Log likelihood = -1290.0784					LR chi2(20) = 687.22		
					Prob > chi2 = 0.0000		
					Pseudo R2 = 0.2103		
piuinv~t	dF/dx	Std. Err.	z	P> z	x-bar	[95% C.I.]	
eta	.0038577	.0014878	2.58	0.010	52.068	.000942	.006774
eta2	-.0000222	.0000131	-1.68	0.093	2910.13	-.000048	3.6e-06
donna*	-.0120065	.0066217	-1.78	0.076	.373405	-.024985	.000972
sposato*	-.0211603	.0081079	-2.78	0.005	.686404	-.037052	-.005269
noqmutuo*	.0054079	.0067681	0.82	0.415	.269936	-.007857	.018673
noqint*	-.0368767	.0061973	-4.56	0.000	.176236	-.049023	-.02473
noqrisk1*	-.0300156	.0059997	-4.89	0.000	.405303	-.041775	-.018257
anno2010*	.0012249	.0056405	0.22	0.828	.515351	-.00983	.01228
discol*	.0500037	.0088837	6.80	0.000	.230861	.032592	.067415
rischio*	.0347225	.005731	5.96	0.000	.589912	.02349	.045955
ly	.0770087	.0069042	11.48	0.000	10.4073	.063477	.090541
autonomo*	-.0254445	.0061451	-3.46	0.001	.139155	-.037489	-.0134
pensio~o*	.0108355	.010086	1.12	0.264	.280303	-.008933	.030604
yw	-.0024809	.0009067	-2.65	0.008	1.40243	-.004258	-.000704
anord*	.0198954	.0068593	2.94	0.003	.504187	.006451	.033339
asud*	-.0295584	.0075928	-3.41	0.001	.275917	-.04444	-.014677
dipprof*	-.0130275	.0091807	-1.28	0.199	.089912	-.031021	.004966
liceo*	-.0010555	.008757	-0.12	0.905	.116826	-.018219	.016108
liceoa~e*	-.0223617	.017063	-1.02	0.310	.017544	-.055805	.011081
magist~e*	-.0182472	.008683	-1.81	0.070	.090112	-.035265	-.001229
obs. P	.1002791						
pred. P	.0483053	(at x-bar)					

(*) dF/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1
z and P>|z| correspond to the test of the underlying coefficient being 0

Output 3.4.3: Effetti marginali della regressione Probit della variabile dipendente *piuinvest* (sono stati aggiunti i diversi tipi di diploma).

In questo caso solo *magistrale* è significativa al livello 0.1 e registra una diminuzione del 1,82% nella probabilità di possedere più attività finanziarie, rispetto a *tecnico*.

Si suddividono ora i tipi di laurea conducendo le analoghe regressioni, sul campione di laureati. Dapprima si sono considerate nove categorie, che hanno prodotto risultati non erano abbastanza convincenti, probabilmente per la bassa frequenza con cui alcuni tipi di laurea sono presenti nel campione. Quindi si è preferito accorpate alcune di esse, in base a caratteristiche simili. L'analisi riportata in seguito comprende dunque cinque categorie: *medicina2* – vale 1 se in possesso di una laurea in medicina, odontoiatria, scienze agrarie o veterinaria, 0 altrimenti; *scienze2* – vale 1 se in possesso di una laurea in matematica, fisica, chimica, biologia, scienze, farmacia o ingegneria, 0 altrimenti; *scipol* – vale 1 se in possesso di una laurea in giurisprudenza, scienze politiche o sociologia, 0 altrimenti; *archurb* – vale 1 se in possesso di una laurea in architettura o urbanistica, 0 altrimenti; *ecostat* – vale 1 se in possesso di una laurea in economia o statistica, 0 altrimenti. Il parametro di riferimento per l'interpretazione degli effetti marginali di queste variabili è il possesso di una laurea nell'ambito umanistico (variabile *umanist* – vale 1 se in possesso di una laurea in lettere, filosofia, lingue, pedagogia o psicologia, 0 altrimenti). L'Output 3.3.11 mostra i risultati ottenuti:

Probit regression, reporting marginal effects					Number of obs = 1643		
Log likelihood = -890.85809					LR chi2(21) = 476.86		
					Prob > chi2 = 0.0000		
					Pseudo R2 = 0.2111		
poss_	dF/dx	Std. Err.	z	P> z	x-bar	[95% C.I.]	
eta	.0182758	.006625	2.76	0.006	52.7632	.005291	.031261
eta2	-.0001314	.0000609	-2.16	0.031	2998.31	-.000251	-.000012
donna*	.0797435	.0324178	2.46	0.014	.383445	.016206	.143281
sposato*	-.0749775	.03231	-2.32	0.020	.637858	-.138304	-.011651
noqmutuo*	-.0106891	.0310447	-0.34	0.731	.265977	-.071536	.050157
noqint*	-.1723729	.0385286	-4.12	0.000	.13451	-.247888	-.096858
noqrisk1*	-.1163413	.0292177	-3.91	0.000	.331102	-.173607	-.059076
anno2010*	.0119647	.0275229	0.43	0.664	.544127	-.041979	.065909
discol*	.0669062	.0296401	2.26	0.024	.40353	.008813	.125
rischio*	.0511471	.028858	1.76	0.078	.667681	-.005414	.107708
ly	.298551	.0298088	10.02	0.000	10.7311	.240127	.356975
autonomo*	.0660355	.0392545	1.69	0.091	.173463	-.010902	.142973
pensio~*	.0654798	.0495935	1.33	0.185	.264151	-.031722	.162681
yw	-.0005393	.0012911	-0.42	0.677	9.60194	-.00307	.001991
anord*	.1363781	.0324755	4.17	0.000	.489349	.072727	.200029
asud*	-.2083165	.0352887	-5.50	0.000	.266586	-.277481	-.139152
medici~2*	.0379423	.0480757	0.79	0.428	.124163	-.056284	.132169
scienze2*	.0744611	.039443	1.90	0.058	.236762	-.002846	.151768
scipol*	-.0075268	.0417745	-0.18	0.857	.176506	-.089403	.07435
archurb*	-.1662352	.0667713	-2.24	0.025	.032258	-.297105	-.035366
ecostat*	.0942528	.0495689	1.91	0.056	.118685	-.002901	.191406
obs. P	.4461351						
pred. P	.4198343	(at x-bar)					

(*) dF/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1
z and P>|z| correspond to the test of the underlying coefficient being 0

Output 3.4.4: **Effetti marginali della regressione Probit della variabile dipendente *poss_* (sono stati aggiunti i diversi tipi di laurea).**

Nessuna delle variabili aggiunte è significativa al livello 0.01, mentre solo *archurb* lo è al livello 0.05 e segna una diminuzione del 16,62% nella probabilità di possedere almeno un'attività finanziaria, rispetto ad *umanist*. Le variabili *ecostat* e *scienze2* sono significative al livello 0.1 e rispettivamente registrano un aumento del 9,42% e del 7,44% nella probabilità di investire in uno strumento finanziario, rispetto a chi detiene una laurea nell'ambito umanistico. Si conferma l'andamento scaturito da analisi precedenti: chi ha avuto un'istruzione prettamente scientifica od economica, sembra più propenso all'investire in attività finanziarie, rispetto a chi ha frequentato corsi che non affrontano in nessun modo queste tematiche. Nell'Output 3.3.12 si focalizza l'attenzione sul possesso di azioni:

Probit regression, reporting marginal effects					Number of obs = 1643		
Log likelihood = -563.76843					LR chi2(21) = 266.85		
					Prob > chi2 = 0.0000		
					Pseudo R2 = 0.1914		
poss_e	dF/dx	Std. Err.	z	P> z	x-bar	[95% C.I.]	
eta	.0045173	.003628	1.26	0.209	52.7632	-.002593	.011628
eta2	-.0000295	.0000322	-0.92	0.357	2998.31	-.000093	.000034
donna*	.0029248	.0169524	0.17	0.863	.383445	-.030301	.036151
sposato*	-.0043353	.0170744	-0.26	0.799	.637858	-.0378	.02913
noqmutuo*	.0321405	.0178778	1.95	0.051	.265977	-.002899	.06718
noqint*	-.0667518	.0185826	-3.11	0.002	.13451	-.103173	-.030331
noqrisk1*	-.0485692	.0160426	-3.14	0.002	.331102	-.080012	-.017126
anno2010*	.001114	.0139716	0.08	0.936	.544127	-.02627	.028498
discol*	.0381049	.0167132	2.49	0.013	.40353	.005348	.070862
rischio*	.0759146	.016786	5.09	0.000	.667681	.043015	.108815
ly	.1016437	.0206236	6.69	0.000	10.7311	.061222	.142065
autonomo*	.0006627	.0193632	0.03	0.973	.173463	-.037288	.038614
pensio~0*	.0070574	.0248033	0.29	0.773	.264151	-.041556	.055671
yw	-.0009761	.0016327	-0.55	0.580	9.60194	-.004176	.002224
anord*	.0387709	.0179152	2.27	0.023	.489349	.003658	.073884
asud*	-.034569	.0196675	-1.69	0.091	.266586	-.073117	.003979
medici~2*	.009182	.0262675	0.36	0.720	.124163	-.042301	.060665
scienze2*	.0414043	.0245013	1.87	0.062	.236762	-.006617	.089426
scipol*	.0290643	.0258852	1.21	0.227	.176506	-.02167	.079798
archurb*	-.0559728	.0275448	-1.48	0.138	.032258	-.10996	-.001986
ecostat*	.0786942	.0352566	2.73	0.006	.118685	.009592	.147796
obs. P	.1509434						
pred. P	.0896235	(at x-bar)					

(*) dF/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1
z and P>|z| correspond to the test of the underlying coefficient being 0

Output 3.4.5: **Effetti marginali della regressione Probit della variabile dipendente *poss_e* (sono stati aggiunti i diversi tipi di laurea).**

L' unica variabile significativa al livello 0.01 è *ecostat* e indica un aumento del 7,87% nella probabilità di possedere azioni, rispetto ad *umanist*. La variabile *scienze2* invece, è significativa al livello 0.1 e anch'essa indica un aumento del 4,14% nella probabilità di investire in azioni, rispetto a chi possiede un titolo nell'ambito letterario. Anche in questo caso si conferma la tendenza precedentemente descritta: i capofamiglia laureati nell'ambito scientifico od economico, probabilmente essendo più conoscitori dei meccanismi della finanza, sono anche più propensi al rischio e dunque ad investire negli strumenti finanziari più rischiosi. L'Output 3.3.13, invece, mostra i risultati per il possesso di più attività finanziarie rischiose:

Probit regression, reporting marginal effects					Number of obs = 1643		
Log likelihood = -630.69508					LR chi2(21) = 285.36		
					Prob > chi2 = 0.0000		
					Pseudo R2 = 0.1845		
-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
piuinv~t	dF/dx	Std. Err.	z	P> z	x-bar	[95% C.I.]
-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
eta	.0083195	.0040181	2.10	0.036	52.7632	.000444	.016195
eta2	-.0000589	.0000353	-1.68	0.093	2998.31	-.000128	.00001
donna*	.0291917	.019564	1.55	0.122	.383445	-.009153	.067536
sposato*	-.025946	.0194841	-1.38	0.169	.637858	-.064134	.012242
noqmutuo*	.0107574	.0178339	0.61	0.540	.265977	-.024196	.045711
noqint*	-.0519202	.0212017	-2.18	0.029	.13451	-.093475	-.010366
noqrisk1*	-.0618654	.0176567	-3.68	0.000	.331102	-.096472	-.027259
anno2010*	-.0079739	.0154236	-0.52	0.603	.544127	-.038204	.022256
discol*	.0105556	.0166395	0.64	0.521	.40353	-.022057	.043168
rischio*	.0591506	.016467	3.68	0.000	.667681	.026876	.091425
ly	.1395107	.0235889	8.32	0.000	10.7311	.093277	.185744
autonomo*	-.0160342	.0201517	-0.77	0.442	.173463	-.055531	.023462
pensio~0*	.0174576	.0275947	0.65	0.515	.264151	-.036627	.071542
yw	-.0018648	.0017131	-0.96	0.335	9.60194	-.005222	.001493
anord*	.0228347	.0181884	1.27	0.203	.489349	-.012814	.058483
asud*	-.07352	.0206074	-3.50	0.000	.266586	-.11391	-.03313
medici~2*	.0484651	.0323897	1.66	0.096	.124163	-.015018	.111948
scienze2*	.0408543	.0256355	1.72	0.085	.236762	-.00939	.091099
scipol*	-.0032304	.0245795	-0.13	0.896	.176506	-.051405	.044945
archurb*	-.0134841	.0421366	-0.31	0.759	.032258	-.09607	.069102
ecostat*	.0807845	.0366322	2.60	0.009	.118685	.008987	.152582
-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
obs. P	.1795496						
pred. P	.1082214	(at x-bar)					
-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----

(*) dF/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1
z and P>|z| correspond to the test of the underlying coefficient being 0

Output 3.4.6: Effetti marginali della regressione Probit della variabile dipendente *piuinvest* (sono stati aggiunti i diversi tipi di laurea).

In questo caso solamente *ecostat* è significativa al livello 0.01 e segna un aumento dell' 8,08% nella probabilità di possedere più attività finanziarie, rispetto a *umanist*. Le variabili *medicina2* e *scienze2*, invece sono significative al livello 0.1 e segnano, rispettivamente, un aumento nella probabilità del 4,85% e del 4,09%, rispetto a chi è laureato nelle materie letterarie. Sembra quindi che chi sia laureato in Economia o Statistica abbia con più probabilità più di un'attività finanziaria nel proprio portafoglio e accanto a questo risultato si posizionano comunque altri corsi che hanno affrontato le tematiche, seppur in minor misura.

CONCLUSIONI

La tesi ha affrontato la tematica delle scelte di portafoglio delle famiglie italiane, dando un peso piuttosto rilevante all'alfabetizzazione finanziaria delle stesse, considerando anche le problematiche derivanti dal periodo di crisi che va dal 2008 al 2010. Dapprima si è presentata una rassegna di studi riconosciuti a livello internazionale che si occupano di descrivere il grado di educazione finanziaria in tutto il mondo. Ciò che ne è emerso è preoccupante: pochissime nazioni vantano una conoscenza discreta dei principi base della finanza e sono quelle in cui il sistema scolastico è più funzionante, le aziende accolgono iniziative di diffusione delle nozioni economiche e il sistema pensionistico è più semplice ed efficace. L'alfabetizzazione finanziaria è un qualcosa che, come mostrano i dati, divide anche all'interno delle nazioni stesse: tra uomini e donne, aree geografiche, anziani e giovani, razze, culture e tipi di lavoro. Lo fa seguendo i luoghi comuni, definendo privo di educazione finanziaria chi è femmina, chi è anziano o giovanissimo, chi ha la pelle scura, chi vive in zone periferiche, chi ha un lavoro di bassa qualifica come l'operaio e l'agricoltore e chi proviene da culture notoriamente rigide. Il tutto sembrerebbe quasi banale, se non fosse che non solo questo tipo di individui attestano una carenza disarmante: anche chi ha a che fare spesso con gli strumenti finanziari è poco conoscitore dei meccanismi regolatori di questi e solitamente vive in un paese sviluppato. Come si è visto, l'alfabetizzazione finanziaria lega a sé moltissimi elementi interdipendenti ed è proprio questo legame che ha facilitato l'estendersi della crisi di questi ultimi anni e chi ne paga le conseguenze non sono quasi mai coloro i quali hanno commesso gli errori. Le idee per evitare tutto ciò esistono e in alcuni casi sono anche applicate alla realtà, perché è necessario partire da situazioni concrete, di tutti i giorni, che vedono coinvolto l'individuo comune nel momento in cui compie scelte nel campo economico, volente o nolente.

Per questo motivo è stato utile studiare le indagini della Banca d'Italia sulle scelte di portafoglio delle famiglie italiane per l'anno 2008 e per l'anno 2010. Si è focalizzata l'attenzione sulla struttura della famiglia, sul reddito e sulla ricchezza di questa, sull'occupazione del capofamiglia e dei vari componenti, sulla diffusione delle attività finanziarie ed infine sulla conoscenza di queste attraverso tre domande specifiche: sul calcolo dell'interesse sul capitale, sulle tipologie di mutuo e sulla diversificazione del rischio. In tutte queste statistiche si è provveduto a compiere un confronto tra il 2008 e

il 2010 da cui, sommariamente, emerge che non vi è stato un grande cambiamento nella situazione del paese, segnale di pochissimo interesse per il problema e altrettanto per trovarvi soluzione. In sintesi l'Italia investe poco e buona parte di chi possiede uno strumento finanziario rischioso, non ne conosce abbastanza le caratteristiche. Infatti, solamente il 32,02% nel 2008 e il 33,27% nel 2010 delle famiglie intervistate ha risposto correttamente a tutti e tre i quesiti. I risultati evidenziati dall'organismo istituzionale sono stati poi confermati dalle regressioni statistiche sui dati che hanno voluto studiare la relazione tra il possesso di attività finanziarie e caratteristiche generiche e di conoscenza nell'ambito del capofamiglia. Gli studi condotti sono essenzialmente tre: sul possesso di almeno un'attività finanziaria rischiosa, sul possesso di una specifica attività finanziaria rischiosa e sul possesso di più attività finanziarie rischiose. Si è visto come la donna, se investe, si rivolge a strumenti finanziari meno rischiosi a differenza dell'uomo; per quanto riguarda l'età, la propensione all'investimento cresce con essa e decresce verso l'anzianità; chi è sposato è più reticente all'investimento; chi non risponde in modo corretto alle domande sull'alfabetizzazione finanziaria in moltissimi casi non possiede alcuna attività; chi ha confidenza con le tecnologie moderne è più portato ad interessarsi a quest'ambito; chi si ritiene propenso al rischio, investe in modo maggiore; chi percepisce un alto reddito o detiene una maggior ricchezza ha più familiarità con gli strumenti finanziari del portafoglio; chi è un lavoratore autonomo, prevalentemente preferisce evitare di investire per non incorrere in ulteriori rischi a quello d'impresa; chi è pensionato cerca di far fruttare i suoi risparmi di una vita ed infine chi risiede al nord è più portato ad investire rispetto a chi risiede al sud. Si è cercato anche di capire che tipo di istruzione avesse ricevuto il capofamiglia più incline al mondo della finanza: solitamente studi scientifici od economici, sia per quanto riguarda i tipi di diploma, sia per quanto riguarda i tipi di laurea. Ciò significa che l'istruzione serve e può essere uno strumento di partenza per guidare le scelte di portafoglio delle famiglie, altresì c'è bisogno di diffonderla non solo a scuola, ma anche al lavoro e attraverso iniziative locali e globali. L'alfabetizzazione finanziaria, quindi, risulta importante per tutelare i risparmi degli individui e di conseguenza la ricchezza di un intero paese, nonché quella mondiale. Quello che si prospetta è non commettere gli stessi errori del passato, evitando di cadere in una catena distruttiva per ciascuno di noi. Come riuscirci? Iniziare a comprendere di più il mondo che ci circonda potrebbe essere il primo passo e non solo dal punto di vista finanziario.

BIBLIOGRAFIA

Atkinson Adele, Messy Flore-Anne (2007), *“Assessing financial literacy in 12 countries an OECD Pilot Exercise”*, OECD Financial Affairs Division, Paris;

Balduzzi Paolo, Rinaldi Emanuela (2011), *“Giovani, Carini e Disinformati”*, La Voce;

Banca d’Italia (2010) *“I bilanci delle famiglie italiane nell’anno 2008”*, Supplementi al Bollettino Statistico;

Banca d’Italia (2012), *“I bilanci delle famiglie italiane nell’anno 2010”*, Supplementi al Bollettino Statistico;

Buccioli Alessandro, Miniaci Raffaele (2011), *“Households Portfolios and Implicit Risk Preference”*, Harvard College e Massachusetts Institute of Technology;

Franceschini Alessandro (2009), *“Finanza, siamo tutti troppo ignoranti”*, L’Adige;

Jappelli Tullio (2010), *“Istruzione, Previdenza e ABC della Finanza”*, La Voce;

Lusardi Annamaria, Mitchell Olivia (2007), *“Baby Boomer retirement security: The roles of planning, financial literacy, and housing wealth”*, Dartmouth College, NBER;

Lusardi Annamaria, Tufano Peter (2008), *“Costo dell’Ignoranza”*, Dartmouth College & NBER;

Lusardi Annamaria (2008), *“Educazione Finanziaria”*, Presentazione al Corso di Alta Formazione, Università di Bologna;

Lusardi Annamaria, NBER, CeRP (2008), *“L’importanza dell’Educazione Finanziaria- La Sicurezza Economica nell’Età Anziana: Strumenti, Attori, Rischi e Possibili Garanzie”*, Courmayeur;

Lusardi Annamaria (2009), *“Wealth, money, knowledge: how much do people know? Where are the gaps? What’s working? What’s next?”*, Presentation to Financial Literacy 09, Retirement Commission, New Zealand;

Lusardi Annamaria (2009), *“La crisi dei mutui subprime: una panoramica”*, Dartmouth College, USA;

Lusardi Annamaria (2009), *“Consigli per il Risparmio”*, La Voce;

Lusardi Annamaria (2009), *“Quell’Ignoranza che costa cara”*, La Voce;

Lusardi Annamaria, Z. Joel, Hyatt Susan (2010), *“Designing and Evaluating a National Strategy for Financial Literacy”*, Professor of Economics Director, Financial Literacy Center, Cartagena Colombia;

Lusardi Annamaria (2010), *“Insegnare la Finanza a tutti”*, I Mercati;

Lusardi Annamaria, Mitchell Olivia (2011), *“Financial Literacy around the World: An Overview”*, Dartmouth College.

Link principali:

Supplementi delle indagini della Banca d'Italia disponibili su:
<http://www.bancaditalia.it/statistiche/indcamp/bilfait>

Lavori di Lusardi Annamaria disponibili su:
<http://www.dartmouth.edu/~alusardi/flii.html>

Articoli de “La Voce”: <http://www.lavoce.info/>

Articoli de “L’Adige”: <http://www.ladige.it/>

Articoli de “I Mercati”: <http://www.finanzainchiaro.it/dblog/storico.asp?s=I+Mercati>

RINGRAZIAMENTI

Il primo grazie è ovviamente per il relatore di questa tesi, il professore Alessandro Buccioli, che mi ha seguito in tutta la stesura del documento, ma allo stesso tempo mi ha lasciato moltissima libertà nell'improntare ogni parte, secondo le mie idee e la mia fantasia.

Il secondo grazie è per la mia famiglia che ha cercato di non disturbarmi mentre scrivevo la tesi, lasciandomi concentrare adeguatamente e, tanto per rimanere in tema, li ringrazio per il loro supporto economico di questi tre anni: senza il loro appoggio non sarei qui, alla fine di questo percorso.

Il terzo grazie va a Massimiliano, il quale mi ha sempre incoraggiato ad andare avanti e ad affrontare con lucidità e risolutezza tutti gli ostacoli che mi si sono parati davanti in questi ultimi mesi.

Infine l'ultimo grazie è per gli amici vicini e lontani che a loro modo mi hanno aiutato, cercando di farmi sorridere e trascorrere dei momenti di svago dal lavoro che la tesi richiedeva.

Insomma tutte queste persone hanno contribuito non solo a sostenermi durante quest'ultimo e grande passo, ma anche nell'arco dei tre anni di università e dunque, nuovamente, li ringrazio per avermi accompagnato sino al traguardo.