

Università degli Studi di Siena

DIPARTIMENTO DI ECONOMIA POLITICA

MARIACRISTINA CRISTINI

Incertezza nei redditi da lavoro, istruzione
e professione del capofamiglia

n. 312 - Novembre 2000

Abstract - In this article, I examine the theory of Precautionary Saving and I show that occupations represent a bad proxy for income risk. Occupations are linked to household educations and this makes difficult to evaluate the extent of precautionary accumulation by simply looking at the relationship between saving and occupations.

KEYWORDS: earnings uncertainty, precautionary saving, occupations and educations.

JEL Classification: E21.

Mariacristina Cristini, Dip.to di Scienze Economiche, Università di Brescia. E-mail: Cristini@eco.unibs.it.

Questo articolo costituisce parte della tesi di Dottorato di Ricerca in Economia Politica svolto presso il dipartimento di Economia Politica, Università di Siena. L'autrice desidera ringraziare Giuseppe Marotta e Annamaria Lusardi per gli utili commenti e suggerimenti. Ogni errore è interamente da attribuire allo scrivente.

1. Introduzione

La teoria del risparmio precauzionale rappresenta uno dei principali contributi realizzati nell'ambito dell'analisi del consumo negli ultimi dieci anni.

Nonostante l'incertezza nei redditi da lavoro fosse già stata considerata da Hall (1978), l'ipotesi di una funzione di utilità quadratica esclude la possibilità di comportamenti precauzionali. Come è stato infatti dimostrato da Leland (1968), Sadmo (1970), Dréze e Modigliani (1972) e, più recentemente, da Kimball (1990, 1991) la presenza di un rischio-reddito non assicurabile produce risparmio precauzionale solo se la derivata terza della funzione di utilità è positiva.

Le implicazioni derivanti dall'avere introdotto il risparmio precauzionale nelle scelte di consumo sono rilevanti. In particolare, non risulta più verificata la predizione del modello di Equivalenza di Certezza e cioè il consumo non dipende più solo dal reddito permanente (Caballero, 1990, 1991; Skinner, 1988). Il movente precauzionale permetterebbe quindi di spiegare il rifiuto del random-walk del consumo¹.

Il crescente interesse verso la teoria del Risparmio Precauzionale è da ricercare nella maggiore tendenza delle analisi sul consumo ad utilizzare campioni di dati microeconomici. Le informazioni relative al singolo individuo e/o alla famiglia permettono infatti di quantificare anche la componente idiosincratICA del rischio.

Purtroppo in questo contesto i lavori empirici sono ancora molto pochi e hanno condotto a risultati nettamente contrastanti². Tra le principali difficoltà che si incontrano quando si vuole quantificare il risparmio precauzionale vi è la costruzione di una misura corretta del rischio-reddito, dove per misura corretta si intende la capacità dell'indicatore di rischio di cogliere l'effettivo grado di incertezza percepito dalle famiglie. Un problema che può condurre ad una misura non corretta dell'incertezza è l'esogeneità dell'indicatore del rischio-reddito e cioè la necessità di costruire una misura dell'incertezza non correlata con altri fattori che influenzano il risparmio. L'esempio più frequentemente portato dalla letteratura è rappresentato dalla professione del capofamiglia. Nonostante alcuni lavori empirici (Carroll e Samwick, 1995; Dardanoni, 1991; Kazarosian, 1994; Mercurio, 1995) abbiano dimostrato come la varianza nei redditi da lavoro sia più elevata per alcune categorie occupazionali (tipicamente i lavoratori indipendenti), Skinner (1988) trova che la

¹ Si veda Deaton (1992) per una dettagliata analisi delle indagini sul random-walk del consumo.

propensione a risparmiare di questo gruppo di lavoratori è addirittura inferiore a quella delle altre categorie. Questa incongruenza empirica è stata spiegata ipotizzando un problema di auto-selezione: coloro che scelgono occupazioni soggette ad una elevata variabilità nei redditi potrebbero risparmiare di meno perchè meno avversi al rischio e quindi, se il grado di avversione al rischio è positivamente correlato con quello di prudenza, meno prudenti. E' stata invece trascurata la possibilità che altre variabili, oltre al grado di prudenza, possano essere correlate con le diverse occupazioni.

Nel presente lavoro l'attenzione si è concentrata sul grado di istruzione che può variare con il tipo di professione del capofamiglia. Come è stato mostrato da Carroll e Summer (1991), i profili temporali del reddito e del consumo sono sostanzialmente diversi tra i diversi gruppi di istruzione. Inoltre, le famiglie con bassi livelli di istruzione sembrano risparmiare molto poco durante l'età lavorativa. Se l'ipotesi dei modelli "buffer-stock" (Carroll, 1992; Deaton, 1991) è verificata, allora le famiglie con un basso livello di scolarizzazione dovrebbero essere più impazienti e quindi, a parità di rischio-reddito, risparmiare molto meno. Simili considerazioni possono essere estese anche ad altri fattori come ad esempio la possibilità che alcune professioni siano maggiormente concentrate in alcune zone del paese³. La propensione a risparmiare delle diverse categorie potrebbe dipendere semplicemente dalle differenze socio-culturali delle diverse zone di origine.

Verificare la possibile correlazione tra le professioni e altre variabili che influenzano il risparmio è importante per due motivi: primo, questi fattori potrebbero essere responsabili non solo delle diverse propensioni al risparmio tra i gruppi occupazionali, ma anche della maggiore variabilità dei redditi osservata per alcune professioni. Ad esempio, l'istruzione potrebbe condizionare l'incertezza delle famiglie. Secondo, le occupazioni risulterebbero delle variabili strumentali inadeguate per il rischio-reddito. A causa dell'elevato errore di misura nei dati microeconomici è necessario strumentare l'indicatore del rischio-reddito⁴. Molte sono le indagini empiriche sul risparmio precauzionale che utilizzano le professioni per strumentare la misura dell'incertezza (Borrella, 1993; Carroll, 1994; Carroll e Samwick, 1995; Dynan, 1993; Mercurio, 1995). Ma, se esiste una correlazione tra le occupazioni e altre variabili che influenzano il risparmio, allora la misura del rischio-

²Si veda Browning e Lusardi (1995) per una discussione dei lavori empirici sul risparmio precauzionale.

³Ad esempio, dall'indagine della Banca d'Italia sui bilanci delle famiglie italiane nel 1991 risulta che la percentuale di lavoratori indipendenti sul totale dei lavoratori è di 32.23% al nord, del 28.28% nel centro e solo del 21% nel sud e nelle isole.

⁴Si veda Altonji e Siow (1987) per il problema dell'errore di misura nei dati microeconomici.

reddito utilizzata per quantificare il movente precauzionale potrebbe non riflettere l'effettiva incertezza delle famiglie.

Nel presente lavoro gli aspetti sottolineati precedentemente sono stati oggetto di una verifica empirica realizzata utilizzando l'indagine campionaria sui bilanci delle famiglie italiane per il 1991 condotta dalla Banca d'Italia.

Il lavoro è organizzato come segue: nel paragrafo 2 viene descritto il procedimento seguito per calcolare il reddito permanente. Nel paragrafo 3 viene stimata la relazione tra il tasso di risparmio, la professione e il livello di istruzione del capofamiglia. Nel paragrafo 4 viene esaminata la relazione tra la misura del rischio-reddito, l'istruzione e l'occupazione. Nel paragrafo 5 è invece quantificata l'accumulazione precauzionale dei diversi gruppi di istruzione. Infine, nel paragrafo 6 sono tratte le principali conclusioni.

2. La stima del reddito permanente.

Un procedimento che appare particolarmente idoneo quando si vuole stimare il reddito permanente sulla base dei dati sezionali e' stato proposto da Guiso, Jappelli e Terlizzese (1992).

Il reddito permanente viene definito come il valore annuale della somma attualizzata dei redditi da lavoro attesi nel corso della vita lavorativa, cioè:

$$y_{pt} = E_t \left(\sum_{j=0}^{T-\text{età}} (1+r)^{-j} y_{j+t} \right) / (T+1-\text{età}) \quad 2.1$$

dove r e' il tasso d'interesse, y è il reddito da lavoro e T è l'età di ritiro dal lavoro.

L'ipotesi base e' che il reddito da lavoro osservato in un dato periodo possa essere decomposto in due componenti. Una componente deterministica, funzione di alcune caratteristiche della famiglia, e una componente stocastica che dipende da variazioni impreviste nel reddito e da altre caratteristiche famigliari non osservabili, come ad esempio l'abilità⁵. Ciò' permette di descrivere il processo generatore del reddito da lavoro nel seguente modo :

⁵Questa ipotesi e' comune alla maggiore parte delle indagini econometriche che analizzano il processo generatore dei redditi. Si veda ad esempio Hall e Mishkin (1982) e MaCurdy (1982).

$$y_i = X_i \beta + \phi(\text{età}) + u_i \quad 2.2$$

dove X è il vettore delle caratteristiche della famiglia i -esima, ϕ è una funzione quadratica dell'età del capofamiglia e u è il termine dell'errore.

Una volta stimata l'equazione 2.2, il reddito permanente può essere derivato come:

$$y_{pi,t} \cong (T+1-\text{età})^{-1} \sum_{\tau=\text{età}}^T (X_{ib} + f(\tau)) \left(\frac{1+n}{1+r} \right)^{\tau-\text{età}} \quad 2.3$$

dove b e f sono i coefficienti stimati di β e ϕ e n è il tasso di crescita dell'economia.

Posto $n \cong r$, l'espressione diventa:

$$y_{pi,t} \cong X_{ib} + (T+1-\text{età})^{-1} \sum_{\tau=\text{età}}^T f(\tau) \quad 2.4$$

Nella tavola 1 sono stati riportati i valori stimati per l'equazione 2.2. La variabile dipendente è il reddito da lavoro familiare ottenuto sommando i redditi da lavoro dei diversi membri della famiglia.

Oltre all'età e all'età al quadrato, le variabili esplicative utilizzate sono:

- gli anni di studio (educ) e gli anni di studio al quadrato (educ^2) del capofamiglia;
- sposato o convivente: assume valore 1 se il capofamiglia è sposato o convivente e zero altrimenti;
- uomo: assume valore 1 se il capofamiglia è uomo e zero altrimenti;
- il numero di componenti la famiglia;
- il numero di figli minorenni;
- il numero di percettori di reddito nella famiglia;
- la professione del capofamiglia distinta in 9 classi;

-il settore di occupazione del capofamiglia distinto in 4 classi: agricoltura, industria, servizi e settore pubblico.

-l'area geografica di residenza della famiglia distinta in tre gruppi: nord, centro, sud e isole.

Una dettagliata descrizione di tutte le variabili utilizzate e' contenuta nell'appendice.

Il campione selezionato per la stima è costituito da 4.749 famiglie ottenute escludendo i casi in cui il capofamiglia ha un'età inferiore ai 20 anni o superiore ai 64 anni; è stato cioè assunto che la massima età lavorativa sia di 64 anni. Inoltre, sono state escluse le famiglie il cui capofamiglia dichiara di non essere stato occupato nel corso del 1991, non ha percepito redditi da lavoro e non dichiara il settore di occupazione (1.382 osservazioni). Infine, sono state eliminate 63 osservazioni anomale. Ciò permette di ottenere stime robuste dei coefficienti quando lo stimatore utilizzato è rappresentato dai minimi quadrati ordinari (OLS).⁶ Infine, la statistica t riportata nella seconda colonna della tavola è stata calcolata con il metodo proposto da White (1980, 1982); questo metodo assicura la consistenza dello stimatore della matrice di varianza e covarianza in presenza di eteroschedasticità dei disturbi.

L'analisi della tavola 1 mostra come le variabili demografiche hanno una sostanziale influenza sul reddito da lavoro familiare: quest'ultimo è significativamente più elevato quando il capofamiglia è un uomo, sposato o convivente, residente al nord. Dato il numero di componenti, la presenza di figli minorenni implica un più elevato reddito familiare⁷. L'elevato livello di significatività dell'istruzione al quadrato evidenzia come il reddito da lavoro cresca in misura più che proporzionale con il grado di scolarizzazione⁸.

Anche l'occupazione del capofamiglia influenza il livello del reddito: relativamente ai lavoratori autonomi, gli operai e le imprese familiari hanno un reddito più basso; non

⁶Si veda Li (1985) per una dettagliata descrizione dei diversi procedimenti proposti per individuare e quindi eliminare dal campione di dati le osservazioni anomale. Nel presente lavoro il metodo adottato è quello proposto da Hamilton (1991).

⁷La correlazione positiva tra il reddito familiare e numero di figli minorenni potrebbe essere spiegata ipotizzando, come in Hausman e Ruud (1984), una maggiore preferenza per l'offerta di lavoro dei capifamiglia con figli.

⁸Nel lavoro di Guiso, Jappelli e Terlizzese (1992) il coefficiente dell'istruzione al quadrato non risulta significativo. Inoltre, il valore del R^2 aggiustato è sostanzialmente più basso (pari a 0.344) rispetto a quello riportato nella tavola 1. E' da escludere che queste differenze dipendano dal criterio di selezione del campione seguito per la stima del reddito permanente, il quale è lo stesso di quello adottato da questi economisti. E' invece più probabile che ciò dipenda proprio dall'aver escluso le osservazioni anomale. Quando infatti viene stimata l'espressione 2.2 includendo nel campione anche queste osservazioni, il valore del R^2 aggiustato è 0.4030.

esiste una sostanziale differenza con il reddito degli impiegati, mentre per tutte le altre categorie il reddito è significativamente più elevato.

Una minore importanza ha invece il settore di occupazione; rispetto a coloro che sono occupati nei servizi, solo i lavoratori agricoli guadagnano significativamente meno.

I coefficienti per l'età e l'età al quadrato suggeriscono un profilo “a gobba” del reddito: quest'ultimo cresce con l'età del capofamiglia raggiungendo un valore massimo intorno ai 55 anni, dopodiché si riduce. Il valore di questi due coefficienti permette di stimare ϕ (età) e, di conseguenza, il reddito permanente. Il suo valore medio nel campione è di 33.271 milioni di lire (prezzi 1991).

3. Il tasso di risparmio, l'istruzione e la professione delle famiglie italiane.

Nella prima colonna della tavola 2 è stato calcolato il valore medio dell'istruzione, in anni di studio del capofamiglia, per ciascun gruppo occupazionale. L'istruzione media varia sostanzialmente tra le diverse categorie passando da 6.95 anni per gli operai a 16.53 anni per i dirigenti. Le differenze nel tasso di risparmio e nella varianza nei redditi tra le diverse occupazioni potrebbero quindi riflettere differenze nel livello di istruzione. Quest'ultima affermazione necessita di essere verificata. Proprio per questo motivo è utile analizzare in maggiore dettaglio la relazione tra istruzione, professione e propensione a risparmiare.

Nella tavola 2, oltre al livello di istruzione, sono stati riportati i valori medi del tasso di risparmio e del reddito disponibile per ciascun gruppo occupazionale. Il tasso di risparmio è stato calcolato rapportando il risparmio familiare al reddito disponibile e al reddito permanente. Questa seconda misura permette di ridurre gli effetti di possibili shocks transitori del reddito sulla propensione a risparmiare⁹.

Come per l'analisi della varianza soggettiva il campione è costituito da 4.040 famiglie¹⁰.

I dati nelle colonne 2 e 3, suggeriscono una sostanziale variabilità del tasso di risparmio tra le occupazioni. Con alcune differenze legate alla misura del tasso di risparmio utilizzata, non esiste alcuna evidenza che i lavoratori indipendenti risparmino di più delle altre categorie. Ad esempio, sono i dirigenti ad avere la maggiore propensione a risparmiare il reddito disponibile mentre il più basso valore si osserva per i

⁹ Alcune categorie occupazionali potrebbero avere sperimentato in misura maggiore variazioni transitorie nel reddito. In questo caso, le differenze nel tasso di risparmio tra le occupazioni rifletterebero tali variazioni transitorie piuttosto che l'effettiva propensione a risparmiare.

¹⁰ Si veda il paragrafo 4 per la descrizione del criterio di selezione del campione necessario per costruire l'indicatore del rischio-reddito.

titolari/coadiuvanti di imprese familiari. I dirigenti hanno una propensione a risparmiare il reddito permanente inferiore a quella dei soci/ gestori di società ma superiore a tutti gli altri gruppi occupazionali.

I dati nella tavola 2 devono comunque essere interpretati con una certa cautela; un fatto comune a tutti i dati sezionali riguarda la correlazione positiva tra propensione a risparmiare e il livello del reddito. Come viene mostrato nella colonna 2, il reddito disponibile differisce sostanzialmente tra le occupazioni. Di conseguenza, il più alto tasso di risparmio osservato per alcuni gruppi potrebbe essere semplicemente causato da un forte effetto reddito.

Questo problema potrebbe avere influenzato i risultati ottenuti da Jappelli e Pagano (1994) i quali non trovano alcuna evidenza che le famiglie italiane dei lavori indipendenti risparmino di più di quelle dei dipendenti. Jappelli e Pagano utilizzano uno pseudo-panel costruito con i dati dell'indagine campionaria della Banca d'Italia per gli anni 1984-1986-1987-1989. Essi quindi regrediscono il rapporto tra il risparmio e il reddito e il rapporto tra il risparmio e il consumo complessivo delle famiglie sulle diverse professioni. Il motivo per cui viene stimato anche s/c è che c , essendo meno soggetto a shocks transitori nel reddito, è un buon indicatore del reddito permanente. Nella funzione del tasso di risparmio sono incluse, oltre alle professioni e ad alcuni indicatori che rappresentano l'effetto specifico di ciascuna coorte di età, alcune variabili demografiche (sesso, stato civile e istruzione del capofamiglia, n° di adulti, n° di figli minori e zona di residenza della famiglia) che possono influenzare il reddito permanente della famiglia e, attraverso esso, la propensione a risparmiare. Ma anche le diverse professioni possono essere, al pari di questi fattori demografici, degli indicatori del reddito permanente. Come viene infatti mostrato nella tavola 1, il reddito da lavoro della famiglia è significativamente correlato al tipo di occupazione del capofamiglia. Proprio per questo motivo è preferibile, quando si vogliono confrontare le propensioni a risparmiare dei diversi gruppi occupazionali, includere esplicitamente il reddito permanente nell'equazione del tasso di risparmio.

Più precisamente la funzione che verrà stimata nel presente lavoro sarà¹¹:

¹¹L'espressione 3.1 è simile a quella adottata da Skinner (1988) per stimare la propensione a risparmiare il reddito disponibile. Si noti inoltre come la 3.1 non viene derivata dalla massimizzazione della funzione di utilità del consumatore. L'obiettivo non è infatti quello di spiegare quali sono le cause che influenzano il tasso di risparmio ma, più semplicemente, quello di verificare se, una volta corretto per l'effetto reddito, le diverse professioni implicano una diversa propensione al risparmio.

$$(s/yp)_i = \beta_0 + \beta_1 \text{età}_i + \beta_3 (\text{n}^\circ \text{componenti})_i + \beta_4 y_{pi} + \sum_{j=1} \beta_j (\text{professioni})_i + u_i \quad 3.1$$

Nell'espressione del tasso di risparmio, il reddito permanente è stato preferito al reddito disponibile in quanto meno soggetto ai problemi legati alle possibili variazioni transitorie del reddito. Il reddito permanente è presente anche come variabile indipendente: in questo modo è possibile correggere per l'effetto reddito. Le variabili demografiche, età del capofamiglia e numero di componenti nella famiglia, sono state incluse nella regressione al fine di tenere conto di possibili variazioni nei gusti legate al ciclo di vita della famiglia. Il reddito permanente non può essere considerato debolmente esogeno in quanto è presente anche come variabile indipendente. Per questo motivo è preferibile procedere a una stima con variabili strumentali (2SLS). Gli strumenti utilizzati sono:

- l'età del capofamiglia;
- il numero di componenti;
- il numero di figli minorenni;
- gli anni di studio del capofamiglia;
- l'area geografica di residenza della famiglia distinta in tre gruppi: nord, centro, sud e isole;
- la professione del capofamiglia¹².

Un test di corretta specificazione quando il numero di strumenti è superiore al numero di variabili esplicative è stato proposto da Hausman (1983) e può essere condotto nel seguente modo: i residui ottenuti dalla stima al secondo stadio, sono regrediti sulle variabili del modello (inclusi anche gli strumenti). Se il modello è correttamente specificato allora nessuna delle variabili dovrebbe essere correlata con l'errore. Il prodotto $R^2 n$, dove R^2 è il coefficiente di determinazione della regressione sui residui e n è il numero di osservazioni, equivale al test LR di sovra-identificazione, ed è distribuito come $\chi^2(K)$, dove K è il numero di restrizioni imposte (pari alla differenza tra il numero di strumenti e il numero di regressori).

R^2 aggiustato ottenuto dalla regressione del 1° stadio, il valore del test di Hausman e il corrispondente valore critico al livello del 5% del $\chi^2(K)$ sono stati riportati alla fine della tavola 3. Nella tavola, la statistica t (in parentesi) è stata calcolata con il metodo di White

¹²E' stato cioè ipotizzato che la professione del capofamiglia condizioni il tasso di risparmio sia come indicatore del rischio-reddito e sia come variabile che influenza il reddito permanente.

che permette di ottenere stime consistenti della matrice di varianza e covarianza in caso di eteroschedasticità anche con lo stimatore a variabili strumentali.

Nella 1^a colonna sono state riportati i valori stimati dell'equazione 3.1 sul campione complessivo di 4040 famiglie. La propensione a risparmiare cresce significativamente con l'età, con il livello del reddito permanente e si riduce all'aumentare del numero di componenti della famiglia.

Quando si corregge per l'effetto reddito, il tasso di risparmio delle diverse categorie occupazionali appare diverso rispetto ai valori riportati nella tavola 2. Ad esempio, i dirigenti e i liberi professionisti non risparmiano significativamente di più rispetto ai titolari o coadiuvanti di imprese familiari; al contrario, la tavola 2 evidenzia sostanziali differenze nel tasso di risparmio tra questi tre gruppi occupazionali.

Ritornando alla 1^a colonna della tavola 3 e relativamente ai titolari/coadiuvanti di imprese familiari, tutti gli altri gruppi occupazionali risparmiano significativamente di più; in particolare, è elevato il tasso di risparmio degli operai e dei soci/gestori di società.

Per analizzare l'effetto dell'istruzione sul tasso di risparmio delle diverse professioni, l'equazione 3.1 è stata stimata per alcuni sotto-campioni ottenuti in base al titolo di studio del capofamiglia. Più precisamente, nella 2^a colonna vengono considerati solo i casi in cui il capofamiglia non possiede alcun diploma di scuola secondaria. Nella 3^a colonna sono stati esclusi da questo gruppo coloro che non hanno terminato la scuola dell'obbligo.

Nella 4^a colonna le stime riguardano le famiglie dei diplomati, dei laureati e di coloro che hanno una specializzazione post-laurea. Infine, nella 5^a colonna sono state considerate solo le famiglie dei diplomati¹³.

I risultati che si ottengono quando si considerano gruppi il più possibile omogenei per istruzione sono particolarmente interessanti. In tutti i sotto-campioni le differenze nel tasso di risparmio tra le diverse categorie occupazionali si riducono sostanzialmente. Inoltre, la maggiore parte dei coefficienti stimati non è più statisticamente significativa. Quando si considerano solo le famiglie dei non diplomati, l'unica occupazione che risparmia significativamente di più (anche se il livello di significatività è solo del 10%), rispetto ai titolari/ coadiuvanti di imprese familiari sono gli operai. Nel caso in cui si escludano dal sotto-campione le famiglie di coloro che non hanno terminato la scuola dell'obbligo, anche il coefficiente stimato per gli operai non è più statisticamente significativo. Del

sottogruppo dei diplomati e laureati, le uniche professioni che risparmiano significativamente di più sono i lavoratori autonomi (ma solo con un livello di significatività del 10%) e i soci/gestori di società. Questo risultato non si modifica quando si considerano solo i diplomati.

I valori stimati sembrerebbero quindi mostrare un ruolo determinante dell'istruzione nell'influenzare la propensione a risparmiare delle diverse professioni.

Alle stesse conclusioni si giunge quando viene adottata una diversa misura del risparmio rispetto a quella riportata dall'indagine della Banca d'Italia. Nell'indagine campionaria il risparmio viene infatti ottenuto come saldo tra il reddito disponibile e il consumo complessivo della famiglia. Nella tavola 4 è stata stimata l'espressione 3.1, utilizzando per il reddito permanente le stesse variabili strumentali, nel caso in cui viene adottata una misura del risparmio più vicina alla sua definizione economica. Il risparmio è stato cioè ottenuto come differenza tra il reddito disponibile e il consumo in beni non durevoli. Analogamente alla tavola 3, la tavola 4 mostra come per il campione complessivo la propensione a risparmiare sia più elevata per le famiglie dei soci/gestori di società. Quando vengono considerati gruppi omogenei per istruzione le differenze tra le diverse categorie si riducono e non appaiono più statisticamente significative. Ad esempio, per il gruppo dei diplomati e dei laureati, solo i soci/gestori di società appaiono risparmiare significativamente di più rispetto ai titolari/coadiuvanti di imprese familiari.

4. L'incertezza soggettiva e la professione del capofamiglia.

Per verificare i risultati ottenuti nel paragrafo 3, è utile esaminare la relazione tra il rischio-reddito, le diverse professioni e il grado di istruzione.

Nei questionari delle indagini sui bilanci delle famiglie condotte per il 1989 e per il 1991 viene chiesto a ciascun percettore del reddito da lavoro o da pensione di attribuire dei pesi, la cui somma è pari a 100, in dati intervalli di incremento nel reddito e nell'inflazione attesi per l'anno successivo (il testo delle domande è stato riportato integralmente in appendice). Queste informazioni permettono, seguendo il metodo proposto da Guiso, Jappelli e

¹³A causa del ridotto numero di osservazioni per alcune categorie occupazionali, non è stato possibile stimare l'equazione del tasso di risparmio per i soli casi in cui il capofamiglia non ha terminato la scuola dell'obbligo (analfabeta o con solo la licenza elementare) e per i laureati e con specializzazione post-laurea.

Terlizzese (1992), di calcolare una misura soggettiva del rischio-reddito rappresentata dal coefficiente di variazione dei redditi da lavoro reali attesi per l'anno successivo¹⁴.

Il campione è stato ulteriormente ridotto rispetto a quello utilizzato per la stima del reddito permanente. Delle 4.749 famiglie, 577 non rispondono alle domande relative all'incertezza. Inoltre, sono stati esclusi i casi (132 famiglie) in cui il capofamiglia percepisce anche redditi da pensione¹⁵. Il campione selezionato è composto da 4.040 famiglie.

Nella tavola 5 sono riportate le stime della regressione del coefficiente di variazione dei redditi da lavoro reali attesi per l'anno successivo sulle diverse professioni.

In generale, i coefficienti stimati per le diverse occupazioni confermano i risultati riportati nelle tavole 3 e 4. Per l'intero campione e relativamente ai capifamiglia titolari o coadiuvanti di imprese familiari (1^a colonna), il coefficiente di variazione risulta essere più elevato per tutte le professioni, ed in particolare, per i soci/gestori di società¹⁶. Le differenze tra le occupazioni si riducono sostanzialmente quando si considerano gruppi omogenei per istruzione. Per le famiglie dei non diplomati (2^a colonna) solo gli impiegati direttivi e i soci/gestori di società sono significativamente soggetti ad un più alto rischio-reddito mentre, per il gruppo dei diplomati e laureati non esistono significative differenze tra le categorie occupazionali.

Sembra quindi essere la correlazione tra livello di istruzione e la professione del capofamiglia la principale causa delle differenze nei tassi di risparmio e nel coefficiente di variazione nel reddito osservati per le diverse categorie occupazionali. La maggiore varianza nei redditi da lavoro osservata in alcune indagini empiriche per i lavoratori indipendenti potrebbe perciò non riflettere un più elevato rischio-reddito ma semplicemente un differente livello di istruzione¹⁷. Le analisi effettuate in questo paragrafo mostrano infatti come quando si correggono gli effetti prodotti dall'istruzione, il rischio-reddito e la propensione a risparmiare non variano tra le professioni.

¹⁴ Rispetto all'indagine precedente, in quella per il 1991 molte più famiglie hanno risposto ai quesiti relativi all'incertezza. Ad esempio Borella (1993) trova che nel 1989 solo il 55% dei capifamiglia nel campione selezionato compila l'allegato relativo all'incertezza, mentre nel 1991 questa percentuale sale a 88%.

¹⁵ Nell'allegato B1, la domanda relativa alla possibile distribuzione nei redditi nominali fa riferimento ai redditi da lavoro e ai redditi da pensione. Coloro che percepiscono entrambe queste due fonti di reddito potrebbero quindi avere risposto considerando anche la possibilità di variazione nei redditi da pensione. Escludere questo gruppo di famiglie assicura che la varianza soggettiva si riferisca ai soli redditi da lavoro.

¹⁶ La stima per il campione complessivo riportata nella tavola 5 contrasta con quella realizzata da Lusardi (1996) la quale trova che il coefficiente di variazione nei redditi da lavoro non sia statisticamente differente tra le diverse professioni.

¹⁷ Si veda Dardanoni (1991), Carroll e Samwick (1995) e Mercurio (1995).

5. L'influenza dell'istruzione sull'accumulazione precauzionale.

Nei paragrafi precedenti è stato dimostrato come la propensione a risparmiare e il coefficiente di variazione nei redditi da lavoro reali attesi delle diverse professioni sono pesantemente condizionati dal livello di istruzione del capofamiglia. Può quindi essere rilevante verificare se l'istruzione influenza anche l'accumulazione precauzionale.

Generalmente, l'equazione che viene stimata per quantificare il contributo del movente precauzionale all'accumulazione della ricchezza è¹⁸:

5

$$\ln(w/yp)_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^5 \beta_j v_{ji} + \beta_6 (n^\circ \text{ componenti})_i + \beta_7 \ln yp_i + \beta_8 (\sigma^2/yp)_i + u_i \quad 5.1$$

dove w/yp è il rapporto tra ricchezza e reddito permanente (in logaritmi), σ^2/yp è la varianza soggettiva normalizzata sul reddito permanente e u è il termine di errore.

L'equazione 5.1 è un'estensione, per includere il rischio-reddito, della specificazione originariamente adottata da King e Dicks-Mireaux (1982) per analizzare la relazione tra ricchezza ed età. Come in King e Dicks-Mireaux, la 5.1 non viene derivata dalla massimizzazione di una data funzione di utilità in quanto ciò richiederebbe ipotesi eccessivamente restrittive che porterebbero ad una elevata parametrizzazione della funzione di ricchezza¹⁹. Al contrario, l'unica ipotesi necessaria per giustificare questa espressione è che le famiglie si comportino secondo la teoria del Ciclo di Vita. Se le famiglie si aspettano di sperimentare una caduta dei propri redditi da lavoro dopo il collocamento a riposo e/o cresce il rischio-reddito, allora il rapporto w/yp dovrebbe aumentare durante l'età lavorativa e/o a causa del maggiore risparmio precauzionale.

La relazione tra ricchezza ed età non può essere descritta da una semplice espansione di Taylor (ad esempio una funzione quadratica dell'età) in quanto il profilo della ricchezza non è lineare con l'età. Un conveniente modo per modellare le variazioni di w/yp con l'età consiste nel costruire una funzione che garantisca un'accumulazione costante nell'ambito di ciascun gruppo.

¹⁸ Si veda ad esempio Carroll e Samwick (1995), Guiso et al. (1992) e Lusardi (1996).

¹⁹ Ad esempio, Carroll e Samwick (1995) derivano un'espressione simile alla 5.1 nell'ambito di un modello "Buffer-Stock" quando i redditi da lavoro seguono un processo autoregressivo del 1° ordine con errori i.i.d.

Dati i seguenti gruppi di età: 20-30, 31-40, 41-50, 51-60, 60-64, la funzione risulta ²⁰:

$$\begin{array}{lll}
 v1 = \text{età} & \text{se } \text{età} \leq 30 & v1 = 30 \text{ altrimenti,} \\
 v2 = \text{Min}(\text{età}-30, 10) & \text{se } \text{età} > 30 & v2 = 0 \text{ altrimenti,} \\
 v3 = \text{Min}(\text{età}-40, 10) & \text{se } \text{età} > 40 & v3 = 0 \text{ altrimenti,} \\
 v4 = \text{Min}(\text{età}-50, 10) & \text{se } \text{età} > 50 & v4 = 0 \text{ altrimenti,} \\
 v5 = \text{età}-60 & \text{se } \text{età} > 60 & v5 = 0 \text{ altrimenti.}
 \end{array}$$

Prima di procedere alla stima dell'equazione 5.1 è stato necessario ridurre ulteriormente il campione. Sono state infatti escluse quelle famiglie che non rispondono alle domande sulla ricchezza finanziaria (574 famiglie) e quelle che, a causa di cambiamenti avvenuti nella loro composizione tra la fine del 1989 e la fine del 1991, dichiarano di avere subito incrementi/decrementi del patrimonio (72 famiglie). La ricchezza detenuta da questo gruppo alla fine del 1991 potrebbe infatti riflettere questi cambiamenti più che le scelte ottimali di consumo e di risparmio. Altre 69 famiglie sono state eliminate perchè non forniscono informazioni relative alle caratteristiche dell'offerta di lavoro del capofamiglia utilizzate per la stima con variabili strumentali. Infine l'espressione nei logaritmi, necessaria in quanto riducendo l'eteroschedasticità permette di ottenere stime più efficienti dei parametri, esclude tutte le famiglie con ricchezza non positiva²¹. Il campione così selezionato è composto da 3235 famiglie di cui 2407 con età non superiore ai 50 anni. L'espressione nei logaritmi del rapporto tra ricchezza e reddito permanente è stata quindi stimata per due sotto-campioni di famiglie: quelle in cui il capofamiglia non ha alcun diploma di scuola media superiore e quelle dei diplomati e dei laureati. La regressione è stata effettuata solo per le famiglie con età compresa tra i 20 e i 50 anni. Il valore del R^2 aggiustato ottenuto nella stima al primo stadio per σ^2/y quando sono incluse le famiglie più anziane è infatti eccessivamente basso²².

²⁰Il procedimento seguito per definire la funzione di età è simile a quello adottato da Guiso, Jappelli e Terlizzese (1992) tranne per la scelta dei gruppi di età che è stata effettuata in modo tale da potere troncare il campione in corrispondenza ai 50 anni.

²¹L'esclusione dal campione delle famiglie con ricchezza non positiva potrebbe comportare problemi di selezione non casuale del campione. Se così fosse, il metodo più adatto per stimare l'espressione 5.1 sarebbe quello proposto da Heckman (1979), basato sulla stima del rapporto di Mill. Dato l'esiguo numero di famiglie con ricchezza non positiva rispetto al campione complessivo (90 famiglie di cui 77 con età inferiore ai 51 anni), è comunque molto improbabile che la selezione conduca a stime inefficienti dei parametri del modello.

²²Ad esempio R^2 aggiustato per le famiglie di età compresa tra i 20 e i 64 anni dei non diplomati è solo 0.0033.

Esistono dei problemi quando si utilizza la varianza soggettiva come indicatore del rischio-reddito. Primo, la varianza soggettiva viene calcolata sulla base delle previsioni di un solo anno e di conseguenza potrebbe non essere un buon indicatore dell'incertezza nelle risorse vitali. Secondo, essa potrebbe essere soggetta ad un sostanziale errore di misura. Rispondere alle domande sulla distribuzione dei redditi e dell'inflazione attesi non è semplice e molte famiglie potrebbero non avere ben compreso ciò che gli veniva richiesto. Questa possibilità trova conferma nel fatto che i capifamiglia con un più elevato livello di istruzione presentano in media un maggiore coefficiente di variazione dei redditi da lavoro attesi per l'anno successivo²³.

L'elevato errore di misura a cui sembra essere soggetto l'indicatore di rischio e il fatto che nella relazione 5.1 il reddito permanente non possa essere considerato debolmente esogeno, rendono necessario utilizzare lo stimatore a variabili strumentali. Le variabili strumentali utilizzate per la varianza soggettiva e il reddito permanente sono:

- l'età del capofamiglia;
- Il numero di componenti la famiglia;
- il numero di figli minorenni;
- capofamiglia sposato o convivente;
- capofamiglia sposato o convivente residente nel nord;
- capofamiglia sposato o convivente residente nel sud e nelle isole;
- capofamiglia residente nel nord;
- capofamiglia residente nel sud e nelle isole;
- gli anni di studio del capofamiglia;
- il numero di anni di lavoro del capofamiglia (esperienza);
- il numero di percettori di reddito nella famiglia;
- sesso del capofamiglia;

I risultati delle stime sono riportati nella tavola 6. Il test di Hausman non rifiuta la specificazione del modello e la scelta degli strumenti.

Solo per le famiglie dei diplomati e dei laureati la varianza soggettiva risulta essere statisticamente significativa. I risultati della stima per i non diplomati devono comunque essere interpretati con una particolare cautela. Come si è visto precedentemente,

²³ Si veda Lusardi (1996) per una dettagliata descrizione dei problemi a cui è soggetta la varianza soggettiva.

l'incertezza soggettiva per questo gruppo d'istruzione è infatti soggetta ad un elevato errore di misura, che potrebbe condurre a sottostimare, anche quando si strumentala la varianza soggettiva, il rischio-reddito effettivamente percepito dalle famiglie e l'accumulazione precauzionale. Ciò sembrerebbe essere confermato dal segno di alcuni dei coefficienti stimati della regressione al primo stadio sulla varianza soggettiva, riportati nella parte superiore della tavola. Sebbene il valore del R^2 aggiustato per σ^2 / y sia simile a quello ottenuto per il gruppo dei diplomati e laureati, appare diverso il segno di alcune variabili e, più precisamente, quelle relative ai capifamiglia sposati/conviventi e alla zona d'origine. Contrariamente a quanto atteso, sembrano essere le famiglie dei non diplomati a nord ad essere soggette ad un maggiore rischio-reddito. Se si tiene conto che ciò è esattamente l'opposto di quello che si osserva per il gruppo dei diplomati e laureati, che probabilmente hanno saputo meglio rispondere alle domande sull'incertezza soggettiva, si è indotti a pensare che sia proprio l'elevato errore di misura dell'indicatore di rischio per i non diplomati a non permettere di cogliere l'effettiva relazione tra la varianza soggettiva e la zona di residenza²⁴.

Esistono alcune rilevanti differenze tra i due gruppi di istruzione anche con riferimento all'impatto che alcune variabili strumentali hanno sull'incertezza. Tra le variabili che appaiono essere maggiormente significative per i non diplomati, vi sono l'età e, data la dimensione della famiglia, il numero di figli minori. Questi fattori non appaiono invece statisticamente correlati all'incertezza delle famiglie dei diplomati e laureati. Anche l'esperienza, pur non essendo statisticamente significativa per entrambi i due gruppi di istruzione, risulta avere un maggiore ruolo nel spiegare il rischio-reddito delle famiglie dei non diplomati. L'istruzione invece è importante e statisticamente significativa solo per i diplomati e laureati. Ciò potrebbe essere dovuto all'errore di misura ovvero al fatto che i laureati hanno saputo meglio rispondere, rispetto ai diplomati, alle domande sull'incertezza. L'elevato valore di questo coefficiente suggerisce comunque un'ipotesi alternativa è cioè che al crescere del grado di istruzione aumenti la capacità di percepire l'incertezza. La maggiore capacità delle famiglie più istruite di sapere prevedere l'evoluzione nei propri redditi futuri, appare essere supportata dal valore del coefficiente stimato per il reddito permanente. Per i diplomati e laureati questo coefficiente è

²⁴ Il segno delle variabili relative alla zona di origine osservato nelle stime al 1° stadio sull'incertezza soggettiva per i non diplomati potrebbe avere condizionato il valore del coefficiente stimato della variabile nord nella stima al 2° stadio. Contrariamente a quanto atteso, questo coefficiente implica che sono le famiglie residenti a nord ad essere caratterizzate da un più basso rapporto tra ricchezza-reddito permanente.

maggiormente significativo ed è pari a circa il doppio di quello del gruppo meno istruito, segno che l'istruzione aumenta il grado di percezione delle proprie risorse di lungo periodo, permettendo di pianificare meglio la spesa nel tempo.

I risultati riportati nella tavola 6 sono rilevanti. Il coefficiente stimato della varianza soggettiva per i laureati e i diplomati, ovvero per il gruppo che appare meno soggetto all'errore di misura, implica che la quota di ricchezza spiegata dal rischio-reddito è pari a circa il 17.32%, suggerendo la presenza di un'importante accumulazione precauzionale in Italia. Inoltre, con le cautele dovute proprio all'elevato errore di misura che caratterizza le famiglie dei non diplomati, il confronto tra le stime relative all'incertezza soggettiva ottenute per due gruppi di istruzione evidenzia come la scolarizzazione condizioni il modo con cui viene percepita l'incertezza e la risposta delle famiglie, in termini di risparmio precauzionale, al rischio-reddito. Questo è conforme all'analisi realizzata nei paragrafi 3 e 4 la quale ha mostrato il ruolo determinante dell'istruzione nell'influenzare la propensione a risparmiare dei diversi gruppi occupazionali. Le differenze nel tasso di risparmio tra le professioni, dipendono cioè principalmente da differenze nel livello d'istruzione, differenze che condizionano l'accumulazione precauzionale.

6. Conclusioni.

Le analisi empiriche realizzate in questo lavoro hanno mostrato come l'occupazione del capofamiglia non sia un corretto indicatore del rischio-reddito. In questo ambito, non esiste solo un problema di auto-selezione; la correlazione tra professione ed istruzione e, quella tra istruzione, reddito e risparmio, impediscono di potere misurare il movente precauzionale semplicemente confrontando il comportamento di risparmio delle famiglie con diverse occupazioni. Inoltre, quando si correggono per gli effetti prodotti dall'istruzione, il tasso di risparmio e l'incertezza soggettiva non variano significativamente tra le professioni.

L'istruzione del capofamiglia sembra condizionare anche l'accumulazione precauzionale. La varianza soggettiva nei redditi da lavoro risulta infatti significativamente correlata al logaritmo naturale del rapporto ricchezza-reddito permanente solo per il sotto-campione di famiglie dei diplomati e dei laureati. Con alcune cautele dovute all'elevato errore di

misura che potrebbe condurre, anche quando si strumentala varianza soggettiva, a sottostimare l'effettivo comportamento precauzionale delle famiglie dei non diplomati, questo risultato sembra suggerire una maggiore capacità delle famiglie più istruite a percepire l'incertezza e, di conseguenza, a meglio rispondere, in termini di un più elevato risparmio precauzionale, al rischio-reddito.

Appendice : Descrizione delle principali variabili utilizzate nell'analisi empirica.

Il presente lavoro utilizza i dati sezionali contenuti nell'indagine campionaria sui bilanci delle famiglie italiane per il 1991. L'indagine, condotta dalla Banca d'Italia, fornisce informazioni sulla composizione demografica e sulla situazione patrimoniale di 8.188 famiglie, estratte dalle liste anagrafiche di 283 comuni e composte da 24.830 individui di cui 13.882 percettori di reddito.

L'unità di osservazione è la famiglia definita come l'insieme di individui con legami di parentela o amicizia che convivono nella medesima abitazione.

Le famiglie sono state intervistate tra maggio e ottobre del 1992, con esclusione del mese di agosto; tutte le informazioni si riferiscono all'anno precedente.

L'estrazione del campione viene effettuata seguendo uno schema a due stadi (comuni e famiglie), con stratificazione delle unità di primo stadio (comuni) secondo la regione e la classe di ampiezza demografica del comune. All'interno di ogni strato, vengono dapprima individuati i comuni nel quale effettuare le interviste, includendo tutti quelli con popolazione superiore ai 40.000 abitanti ed estraendo casualmente quelli di dimensione inferiore. Successivamente, vengono estratte casualmente le famiglie da intervistare²⁵.

INCERTEZZA SOGGETTIVA: tratto dall'allegato B1 del questionario dell'indagine sui bilanci delle famiglie italiane-anno 1991:

1-Parliamo delle Sue prospettive di reddito per i prossimi 5 anni. Quale ritiene sia la sua previsione?

-sostanzialmente stabile

-piuttosto variabile

-non so

2-Siamo interessati a conoscere la sua opinione sull'inflazione da qui ad un anno. Quali possibili tassi di inflazione esclude del tutto? Supponga di avere a disposizione 100 punti da distribuire tra le classi restanti, quanti ne darebbe a ciascuna?

-superiore al 25%

-fra il 20 e il 25%

²⁵Informazioni più dettagliate sull'indagine sono contenute in "I bilanci delle famiglie italiane nell'anno 1991" Supplemento al Bollettino Statistico n° 44, Banca d'Italia, Luglio 1993. Si veda inoltre Cannari e D'Alessio (1990) e Cannari, D'Alessio, Raimondi e Rinaldi (1990).

-fra il 15 e il 20%
-fra il 13 e il 15%
-fra il 10 e il 13%
-fra 8 e il 10%
-fra il 7 e 8%
-fra il 6 e il 7%
-fra il 5 e il 6%
-fra il 3 e il 5%
fra 0 e il 3%
-minore di 0
quanto?

3-Pensi ora al Suo reddito complessivo da lavoro o da pensione e alla Sua evoluzione da qui ad un anno. Quali possibili classi di aumento esclude del tutto? Supponga di avere a disposizione 100 punti da distribuire fra le classi restanti, quanti ne darebbe a ciascuna? (le classi sono uguali a quelle per il tasso d'inflazione).

COMPONENTI DELLA FAMIGLIA: numero complessivo di persone della famiglia; include il capofamiglia, il coniuge/convivente, i figli, altri parenti e altri componenti non legati da rapporto di parentela che vivono nella famiglia.

STATO CIVILE DEL CAPOFAMIGLIA: coniugato/convivente, celibe/nubile, separato/divorziato, vedovo/vedova.

ISTRUZIONE DEL CAPOFAMIGLIA: nel questionario della Banca d'Italia il livello di istruzione viene rilevato per classi (titolo di studio). Molto spesso, nel presente lavoro, la variabile è stata espressa in anni di istruzione. Per effettuare la trasformazione si è proceduto nel seguente modo: nessun titolo (0 anni), licenza elementare (5 anni), licenza media (8 anni), diploma (13 anni), laurea (18 anni), specializzazione post-laurea (20 anni). All'ultima classe sono stati attribuiti dei valori indicativi. In questo caso l'imprecisione è comunque contenuta poichè del campione complessivo di famiglie (4749) solo 12 capifamiglia hanno una specializzazione post-laurea.

OCCUPAZIONE DEL CAPOFAMIGLIA:

Dipendente

- operaio e posizioni assimilate (inclusi salariati e apprendisti, lavoratori a domicilio)
- impiegato, insegnante di qualunque tipo di scuola (inclusi incaricati, contrattisti e simili)
- impiegato direttivo/quadro
- dirigente, preside, direttore didattico, docente universitario, magistrato.

Indipendente

- libero professionista
- imprenditore individuale
- lavoratore autonomo
- titolare/coadiuvante di impresa familiare
- socio/gestore di società

SETTORE DI OCCUPAZIONE:

- agricoltura
- industria (incluse costruzioni ed edilizia)
- servizi (commercio, riparazione di autoveicoli e motocicli, alberghi e ristoranti, trasporti, magazzinaggio, comunicazioni, intermediazione monetaria e finanziaria, assicurazioni, attività immobiliari, noleggio informatica, ricerca, altra attività professionali e imprenditoriali)
- pubblico (pubblica amministrazione, difesa, istruzione, sanità, altri servizi pubblici sociali e personali, servizi domestici presso famiglie e convivenze, organizzazioni ed organismi extraterritoriali)

REDDITI DELLA FAMIGLIA:

-redditi da lavoro: somma dei redditi da lavoro netti percepiti dai membri della famiglia. Per i lavoratori dipendenti il reddito da lavoro è pari ai guadagni complessivamente percepiti nel 1991, comprese le mensilità aggiuntive, le gratifiche o le indennità speciali e altre voci di compenso (ticket mensa, viaggi premio, auto della società, etc.) al netto delle eventuali liquidazioni, delle trattenute fiscali e dei contributi previdenziali/assistenziali. Per i lavoratori indipendenti, il reddito da lavoro è stato calcolato come differenza tra i proventi dell'attività e gli ammortamenti (incluse le imposte e altri oneri fiscali) nel 1991.

-reddito disponibile: somma dei redditi netti da lavoro, delle pensioni e di altri trasferimenti netti (sussidi da enti statali o privati, borse di studio, assegni per alimenti e altre entrate di tipo continuativo), dei redditi da capitale reale e finanziario (inclusi gli affitti imputati) complessivamente percepiti nel 1991 dai membri della famiglia.

RISPARMIO DELLA FAMIGLIA: differenza tra il reddito disponibile e i consumi non durevoli (consumi in alimenti, intrattenimento, educazione, vestiario, spese mediche, spese di manutenzione ordinaria dell'abitazione, affitti effettivi e imputati) e durevoli (spese per mezzi di trasporto, per mobili elettrodomestici e apparecchi) della famiglia nel 1991.

Questa definizione di risparmio è quella riportata dalla Banca d'Italia ed è stata utilizzata nelle stime sulla propensione a risparmiare delle diverse professioni riportate nella tavola 3. Nella tavola 4 è stata invece adottata una definizione più vicina a quella economica di risparmio. Il risparmio è stato cioè ottenuto dalla differenza tra il reddito disponibile e il consumo dei soli beni non durevoli.

RICCHEZZA DELLA FAMIGLIA: somma delle attività liquide (depositi bancari in conto corrente o a risparmio, certificati di deposito, depositi postali e buoni fruttiferi postali), delle attività finanziarie (titoli di stato, obbligazioni e quote di fondi comuni, azioni e quote di società, gestioni patrimoniali) e della ricchezza reale (immobili, aziende, oggetti di valore) al netto di tutte le passività familiari (debiti per l'acquisto o la ristrutturazione di beni immobili, debiti a medio o lungo termine per fabbricati, terreni o investimenti destinati all'azienda, debiti per l'acquisto di beni reali, crediti al consumo).

Nella misura della ricchezza sono stati anche inclusi i debiti e i crediti della famiglia nei confronti di parenti o amici non conviventi. La variabile è stata misurata alla fine del 1991.

Bibliografia

Altonji J. G. e Siow A. (1987), "Testing the Response of Consumption to Income Changes with (Noisy) Panel Data", *Quarterly Journal of Economics* 102 (2).

Banca d'Italia (1993), "I Bilanci delle Famiglie Italiane nell'anno 1991", *Supplemento al Bollettino Statistico* n° 44.

Borella M. (1993), "Il Risparmio Precauzionale delle Famiglie Italiane: Una Valutazione Empirica", *Tesi di Laurea, Università degli Studi di Venezia Ca' Foscari, Facoltà di Economia*.

Browning M. e Lusardi A. (1995), "Household Saving: Micro Theories and Micro Fact", *Journal of economic Literature*.

Cannari L. e D'Alessio G. (1994), "Composizione e Distribuzione della Ricchezza delle Famiglie", in Rossi N., *La Transizione Equa : 1992-1993. Secondo Rapporto sulla Distribuzione e Redistribuzione del Reddito in Italia*, il Mulino, Bologna.

Cannari L. , D'Alessio G., Raimondi G. e Rinaldi A. (1990), "Le Attività Finanziarie delle Famiglie Italiane", *Banca d'Italia, Temi e Discussioni* n° 136.

Caballero R. (1990), "Consumption Puzzles and Precautionary Savings", *Journal of Monetary Economics* 25.

Caballero R. (1991), "Earnings Uncertainty and Aggregate Wealth Accumulation", *American Economic Review* 81.

Carroll C. D. (1992), "The Buffer-Stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence", *Brooking Paper on Economic Activity* 2.

Carroll C. D. (1994), "How does future income affect current consumption?", *Quarterly Journal of Economics*, 109 (1).

Carroll C. D. e Samwick A. A. (1995 a), "The Nature of Precautionary Wealth", *NBER, working paper* n°. 5193.

Carroll C. D. e Samwick A. A. (1995 b), "How Important Is Precautionary Saving", *NBER, working papers* n°. 5194.

Carroll C. D e Summer L. H. (1991), "Consumption Growth Parallels Income Growth: Some New Evidence", in Bernheim D. e S. Jonh B. (ed.), *National Saving and Economics Performance*, Chicago University Press for NBER, Chicago.

Dardanoni V. (1991), "Precautionary Saving Under Income Uncertainty: A cross-Sectional Analysis", *Applied Economics* vol. 23.

Deaton A. S. (1991), "Saving e Liquidity Constraints", *Econometrica* 59 (5).

- Deaton A. S (1992), "Understanding Consumption", Oxford University Press, Oxford.
- Dynan K. E. (1993), "How prudent are consumers?", *Journal of Political Economy*, 101 (6).
- Dréze J. e Modigliani F. (1972), "Consumption under Uncertainty", *Journal of Economic Theory*, 5.
- Guiso L., Jappelli T. e Terlizzese D. (1992), "Earnings Uncertainty and Precautionary Saving", *Banca d'Italia, Temi e Discussioni* n° 160.
- Hall R. E. (1978), "Stochastic Implications of the Life-Cycle Permanent-Income Hypothesis: Theory and Evidence", *Journal of Political Economy* 86 (6).
- Hall R. E. e Mishkin F. (1982), "The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimate from Panel Data on Households", *Econometrica* 50.
- Hamilton L. C. (1991), "How Robust Is Robust Regression?", in *Stata Technical Bulletin* 2.
- Hausman J. e Ruud J. (1984), "Family Labor Supply with Taxes", *American Economic Review*.
- Hausman J. (1983), "Specification and Estimation of Simultaneous Equations Models", Griliches Z. e Intriligator M. (ed.), *Handbook of Econometrics*, North Holland, Amsterdam.
- Heckman J. J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica* 47.
- Jappelli T. e Pagano M. (1994), "Personal Saving in Italy", in Poterba J. M. (ed.), *International Comparison of Household Saving*, University of Chicago Press, Chicago.
- Kazarosian M. (1995), "Precautionary Saving. A panel Study", *Review of Economics and Statistics*.
- Kimball M. (1990), "Precautionary Saving in the Small and in the Large", *Econometrica* 58.
- Kimball M. (1991), "Precautionary Motives for Holding Assets", *National Bureau of Economic Research, working paper* n°. 3586.
- King M. A. e Dicks-Mireaux L. L. (1982), "Asset Holdings and the Life-Cycle", *Economic Journal* 92.
- Leland H. (1968), "Saving and Uncertainty: the Precautionary Demand for Saving", *Quarterly Journal of Economics*, 82.
- Li G. (1985), "Robust Regression", in Hoaglin D. C. , Mosteller F. e Tukey J. W. (ed.), *Exploring Data Tables, Trends, and Shapes*, John Wiley & Sons, Inc.

Lusardi A. (1996), “Precautionary Saving and Subjective Earnings Variance“, Dartmouth College e ICER.

MaCurdy T. (1982), “The Use of Time Series Processes to Model the Error Structure of Earnings in a Longitudinal Data Analysis“, Journal of Econometrics 18.

Mercurio M. (1995), “Saving with Liquidity Constraints Using SIPP Panel Data“, Princeton University.

Sadmo A. (1972), “The Effect of Uncertainty of Saving Decision“, Review of Economics Studies, 37.

Skinner J. (1988), “Risky Income, Life-Cycle Consumption and Precautionary Saving“, Journal of Monetary Economics 22.

White H. (1980), “A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity“, Econometrica 48.

White H. (1982), “Instrumental Variables Regression with Independent Observations“, Econometrica 50.

Tavola 1: La stima del reddito da lavoro familiare.

Variabile	Coef.	t	Medie Campionarie
età	0,6177	4,25	43,66
età2	-0,0057	-3,34	1998,48
educ	0,099	0,56	9,67
educ2	0,0265	3,15	112,21
sposato / convivente	5,2635	6,06	0,85
uomo	3,459	5,15	0,91
n° componenti	-0,5573	-2,5	3,5
n° figli minori	0,5564	2,18	0,96
n° percettori	10,214	37,31	1,67
<i>Occupazione:</i>			
operaio	-3,3901	-6,5	0,35
impiegato	0,4852	0,83	0,27
impiegato direttivo	5,1521	7,13	0,09
dirigente	17,2311	11,02	0,02
libero professionista	7,4944	5,84	0,04
imprenditore	6,2565	4,63	0,02
impresa familiare	-1,6282	-1,43	0,05
socio / gestore di soc.	9,4105	4,78	0,02
<i>Settore:</i>			
agricoltura	-3,6645	-4,6	0,05
industria	-0,504	-1,18	0,33
settore pubblico	-0,7285	-1,7	0,33
nord	2,6251	6,06	0,42
sud	-1,41	-3,22	0,39
costante	-10,5344	-3,4	1
R ² aggiustato	0,5293		
variabile dipendente			32,55
reddito permanente			33,27
n° osservazioni			4.749

Note: Il campione è stato ottenuto escludendo i casi in cui il capofamiglia ha meno di 20 anni o più' di 64 anni, dichiara di non essere occupato, non percepisce redditi da lavoro e non dichiara il settore di occupazione. Sono state inoltre eliminate 63 osservazioni anomale. La variabile dipendente è il reddito da lavoro della famiglia, espresso in milioni di lire (prezzi 1991). Dalla regressione sono stati esclusi i seguenti attributi: capofamiglia di sesso femminile, non sposato né convivente, lavoratore autonomo, occupato nel settore dei servizi, residente nel centro Italia.

La regressione è stata effettuata con lo stimatore OLS; i valori della statistica t sono stati derivati seguendo il procedimento proposto da White.

Tavola 2: Istruzione, tasso di risparmio e reddito disponibile medi per categorie occupazionali.

Variabile	Istruzione	S/Yd	S/Yp	Yd	Osservazioni
operaio	6,95	0,138	0,192	32,458	1383
impiegato	11,85	0,165	0,218	39,970	1132
impiegato direttivo	13,11	0,216	0,288	48,972	396
dirigente	16,53	0,285	0,381	72,413	125
libero professionista	14,58	0,191	0,291	58,324	161
imprenditore	9,08	0,182	0,280	49,069	98
lavoratore autonomo	7,92	0,142	0,216	38,285	515
impresa familiare	7,78	0,111	0,190	50,081	172
socio/gestore di società	9,76	0,230	0,393	65,420	58
totale campione	9,78	0,162	0,223	40,418	4040

Note: L'istruzione viene misurata in anni di studio; S/Yd=rapporto tra il risparmio e il reddito disponibile; S/Yp=rapporto tra risparmio e reddito permanente; Yd=reddito disponibile, espresso in milioni di lire (prezzi 1991).

Tavola 3: L'influenza della professione sul tasso di risparmio.

	Totale campione		Non diplomati		Solo con licenza media		Diplomati e laureati		Solo diplomati	
Variabile	Coef.	Medie	Coef.	Medie	Coef.	Medie	Coef.	Medie	Coef.	Medie
età	0,004177 (6,369)	43,33	0,003917 (4,385)	44,37	0,003635 (3,090)	41,35	0,004781 (4,569)	41,88	0,004825 (4,477)	41,44
n° componenti	-0,020494 (-4,499)	3,48	-0,014732 (-2,401)	3,68	-1,010405 (-1,138)	3,56	-0,031968 (-3,584)	3,21	-0,039684 (-4,362)	3,21
Yp	0,00873 (7,775)	33,248	0,008057 (5,567)	29,567	0,007714 (3,329)	30,014	0,010302 (4,442)	38,451	0,011292 (3,825)	36,108
operaio	0,107941 (2,515)	0,3423	0,00771 (1,802)	0,5321	0,028206 (0,446)	0,4683	0,194274 (1,540)	0,0741	0,116813 (1,495)	0,0976
impiegato	0,079834 (1,908)	0,2802	0,05607 (1,233)	0,1657	0,028324 (0,434)	0,2434	0,176488 (1,481)	0,4421	0,097125 (1,433)	0,4626
impiegato diret.	0,09172 (2,147)	0,098	0,004487 (0,918)	0,0321	0,01615 (0,245)	0,0501	0,188504 (1,594)	0,1912	0,107161 (1,595)	0,1862
dirigente	0,026728 (0,520)	0,0309	nessuna osservazione		nessuna osservazione		0,138009 (0,784)	0,0747	0,072053 (0,812)	0,0309
libero prof.	0,058687 (1,081)	0,0398	0,076153 (0,640)	0,0085	0,094887 (0,603)	0,0111	0,138009 (1,129)	0,0842	-0,06077 (-0,676)	0,0537
imprenditore	0,110671 (1,866)	0,0243	0,10499 (1,596)	0,0262	0,153462 (1,697)	0,0251	0,150983 (1,137)	0,0215	0,031367 (0,345)	0,0268
lavoratore aut.	0,102347 (2,309)	0,1275	0,066156 (1,438)	0,1652	0,023705 (0,353)	0,01386	0,222084 (1,809)	0,074	0,151463 (2,057)	0,0951
socio	0,163732 (2,163)	0,0144	0,007578 (0,118)	0,0131	0,025757 (0,274)	0,0111	0,393502 (2,349)	0,0161	0,264581 (1,819)	0,0187
costante	-0,263732 (-4,105)		-0,221129 (-3,175)		-0,181177 (-1,781)		0,393502 (-2,567)		-0,333505 (-2,480)	
media di S/Yp	0,2263		0,2028		0,1930		0,2593		0,2424	
R ² aggiustato	0,0448		0,0333		0,031		0,0506		0,0500	
n° osservazioni	4040		2366		1356		1674		1230	
Risultati della stima al 1° stadio										
R ² aggiustato	0,5935		0,4765		0,4703		0,6051		0,4899	
Hausman test	1,616		2,1294		0,00		0,837		1,107	
$\chi^2(K)$ al 5%	7,8147		7,8147		5,9917		7,8147		5,9917	

Note: Rispetto alla tavola 1, il campione complessivo è stato ottenuto escludendo i casi in cui i capifamiglia non rispondono alle domande relative all'incertezza e/o percepiscono anche redditi da pensione. Il sotto-campione dei non diplomati (colonna 2) include solo i capifamiglia analfabeti, con licenza elementare o con licenza media mentre quello dei diplomati e dei laureati (colonna 4) riguarda solo capifamiglia con diploma di scuola secondaria, con laurea o con specializzazione post-laurea. La variabile dipendente è il rapporto tra il risparmio e il reddito permanente (S/Yp), espresso in milioni di lire (prezzi 1991). Dalla regressione sono state escluse le imprese famigliari. Le stime sono state effettuate con il metodo delle variabili strumentali (2SLS). In parentesi sono stati calcolati i valori della statistica t ottenuti con il procedimento proposto da White.

Tavola 4: L'influenza delle professioni sul tasso di risparmio.

	Totale campione		Non diplomati		Solo con I licenza media		Diplomati e laureati		Solo diplomati	
Variabile	Coef.	Medie	Coef.	Medie	Coef.	Medie	Coef.	Medie	Coef.	Medie
età	0,002455 (3,718)	43,33	0,001594 (1,881)	44,37	0,002047 (1,827)	41,35	0,003745 (3,522)	41,88	0,00391 (3,362)	41,44
n° componenti	-0,009637 (-1,364)	3,48	-0,007654 (-0,796)	3,68	-0,015996 (-1,054)	3,56	-0,023342 (-1,687)	3,21	-0,047155 (-2,797)	3,21
n° di figli minori	-0,02610 (-2,688)	0,968	-0,02610 (-2,385)	1,027	-0,01000 (-0,632)	1,094	-0,01209 (-0,799)	0,884	-0,01122 (-0,634)	0,866
Yp	0,008593 (7,206)	33,248	0,008418 (5,215)	29,567	0,008983 (3,513)	30,014	0,010776 (4,372)	38,451	0,014271 (4,192)	36,108
operaio	0,084024 (2,063)	0,3423	0,059675 (1,547)	0,5321	0,027513 (0,498)	0,4683	0,171977 (1,326)	0,0741	0,134795 (1,751)	0,0976
impiegato	0,06761 (1,680)	0,2802	0,05179 (1,253)	0,1657	0,034937 (0,603)	0,2434	0,149284 (1,197)	0,4421	0,099948 (1,481)	0,4626
impiegato diret.	0,077193 (1,854)	0,098	0,039496 (0,857)	0,0321	0,011163 (0,186)	0,0501	0,154894 (1,245)	0,1912	0,098584 (1,483)	0,1862
dirigente	0,006235 (0,120)	0,0309	nessuna osservazione		nessuna osservazione		0,04400 (0,335)	0,0747	-0,008434 (-0,094)	0,0309
libero prof.	0,069074 (1,276)	0,0398	0,146201 (1,329)	0,0085	0,136682 (0,955)	0,0111	0,121609 (0,940)	0,0842	-0,061063 (-0,675)	0,0537
imprenditore	0,075225 (1,394)	0,0243	0,095334 (1,597)	0,0262	0,155994 (1,799)	0,0251	0,07804 (0,574)	0,0215	-0,028991 (-0,348)	0,0268
lavoratore aut.	0,090749 (2,147)	0,1275	0,071436 (1,702)	0,1652	0,048476 (0,808)	0,01386	0,168221 (1,315)	0,074	0,120215 (1,632)	0,0951
socio	0,184006 (2,355)	0,0144	-0,000359 (-0,006)	0,0131	0,044244 (0,450)	0,0111	0,431044 (2,469)	0,0161	0,315484 (2,187)	0,0187
costante	-0,103864 (-1,690)	1,0000	-0,040042 (-0,610)	1,0000	-0,044208 (-0,472)	1,0000	-0,286861 (-1,771)	1,0000	-0,305103 (-2,067)	1,0000
media di S/Yp	0,30656		0,28173		0,27677		0,34169		0,32156	
R ² aggiustato	0,0535		0,0459		0,0389		0,0572		0,0556	
n° osservazioni	4040		2366		1356		1674		1230	

Tavola 4 (continua):

	Totale campione	Risultati della stima al 1° stadio			
		Non diplomati	Solo con la licenza media	Diplomati e laureati	Solo diplomati
R ² aggiustato	0,5935	0,4765	0,4703	0,6051	0,4899
Hausman test	1,616	1,183	0,0000	0,0000	0,0000
X ² (K) al 5%	5,9917	5,9917	3,8418	5,9917	3,8418

Note: per la composizione del campione si veda la tavola 3. Dalla regressione sono state escluse le imprese familiari. La variabile dipendente è il rapporto tra il risparmio e il reddito permanente (s/yp). A differenza della tavola 3, il risparmio è pari alla differenza tra il reddito disponibile e il consumo dei soli beni non durevoli. Le stime sono state effettuate con il metodo delle variabili strumentali (2SLS). In parentesi sono stati calcolati i valori della statistica t ottenuti con il procedimento proposto da White.

Tavola 5: L'influenza delle professioni sul coefficiente di variazione dei redditi da lavoro.

	Totale campione		non diplomati		diplomati e laureati	
Variabile	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t
operaio	0,093301	0,719	0,123756	0,899	0,079071	0,246
impiegato	0,265631	2,023	0,195231	1,287	0,161480	0,559
impiegato direttivo	0,331000	2,259	0,614271	2,819	0,109026	0,366
dirigente	0,261734	1,388	nessuna osservazione		0,096266	0,300
libero professionista	0,571341	3,247	0,203575	0,559	0,464471	1,466
imprenditore	0,132196	0,651	0,026300	0,113	0,227209	0,566
lavoratore autonomo	0,230153	1,629	0,220360	1,453	0,238565	0,742
socio/gestore di soc.	0,647693	2,659	0,791357	2,615	0,369347	0,851
costante	0,867208		0,821857	6,284	1,032676	3,661
media della variabile dipendente (σ/y)		1,079		0,989		1,206
R ² aggiustato		0,0046		0,0036		-0,0011
n° osservazioni		4040		2366		1674

Note: Per la descrizione del campione complessivo e dei sotto-campioni (colonne 2 e 3) si veda la tavola 3. Nella tavola 5 sono state riportati anche i valori medi delle variabili esplicative. La variabile dipendente è il coefficiente di variazione nei redditi da lavoro attesi per l'anno successivo (σ/y). Le stime sono state effettuate con lo stimatore OLS.

Tavola 6: L'effetto dell'incertezza soggettiva sulla ricchezza dei diversi gruppi di istruzione del capofamiglia.

Risultati della regressione al primo stadio						
	Non diplomati			Diplomati e laureati		
	variabile dipendente: σ^2/yp					
Variabile	Coef.	t	medie	Coef.	t	medie
età	0,3459	1,943	39,5986	0,0951	0,272	38,6586
n° componenti	1,4352	1,548	3,6680	1,3446	0,690	3,1213
n° figli minori	-2,0569	-2,116	1,2801	-1,7034	-0,830	1,0191
sposato/ convivente	0,8934	0,194	0,8939	-9,1268	-1,381	0,7903
sposato/conv. nord	-3,5630	-0,756	0,3847	5,5814	0,816	0,3492
sposato/conv. sud	-0,1924	-0,032	0,3312	-5,9936	-0,733	0,2903
nord	3,0731	0,692	0,4549	-8,1874	-1,369	0,4740
sud	-1,2073	-0,207	0,3472	6,7605	0,908	0,3310
anni di istruzione	-0,3096	-0,085	7,0247	1,0384	1,912	14,3527
esperienza	-0,2333	-1,481	22,6409	-0,1179	-0,373	16,8293
n° di percettori	-4,0038	-4,583	1,6233	-5,5476	-2,682	1,5910
uomo	3,6021	1,336	0,9354	4,0409	0,944	0,8787
costante	-2,6996	-0,42	1,0000	4,9415	0,409	1,0000
R ² aggiustato	0,0139			0,0137		
	variabile dipendente: lnyp					
R ² aggiustato	0,8503			0,8067		

Tavola 6 (continua):**Risultati della regressione del secondo stadio**

Variabile	Non diplomati			diplomati e laureati		
	Coef.	t	Medie	Coef.	t	Medie
v1	0,0268	0,651	29,6496	-0,0362	-0,641	29,6880
v2	0,0618	3,823	7,1820	0,0660	4,149	6,7437
v3	0,0336	2,066	2,7670	0,0359	2,358	2,2262
n° componenti	-0,0706	-1,722	3,6680	-0,0376	-0,848	3,1213
nord	-0,5474	-5,707	0,4549	0,0878	0,884	0,4740
lnyp	0,5799	2,250	10,2570	1,1661	5,324	10,5107
σ^2 / yp	0,0151	0,712	5,3415	0,0198	2,235	9,6266
costante	-6,0622	-2,211	1,0000	-10,8177	-3,926	1,0000
media di lnw/yp			0,7899			1,0051
R ² aggiustato	0,0760			0,0802		
Hausman test	4,1349			7,7318		
$\chi^2(7)$ al 5%	14,0666			14,0666		
n° di osservazioni	1253			1154		
n° osservazioni	3325			2484		

Note: Rispetto alle tavole precedenti, il campione è stato ottenuto eliminando le famiglie che non hanno risposto alle domande sulla ricchezza finanziaria, che hanno dichiarato di avere avuto incrementi/decrementi nel proprio patrimonio a seguito di variazioni nella composizione della famiglia avvenute tra la fine del 1989 e la fine del 1991, e che non hanno fornito indicazioni relative all'offerta di lavoro del capofamiglia. I due sottocampioni di famiglie dei non diplomati e dei diplomati e laureati riguardano solo le famiglie più giovani con età compresa tra i 20 e i 50 anni e con ricchezza complessiva positiva. La variabile dipendente è il logaritmo naturale del rapporto ricchezza-reddito permanente (lnw/yp). Le stime sono state realizzate con il metodo delle variabili strumentale. La statica t è stata calcolata seguendo la procedura di White.