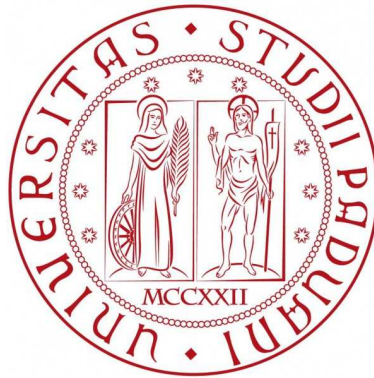


UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI PADOVA

Facoltà di Scienze Statistiche

Corso di Laurea in Statistica, Economia e Finanza



Relazione finale laurea triennale

Gli effetti della grande recessione su consumo e risparmio delle famiglie italiane

The effects of the great recession on household
consumption and saving in Italy

Relatore: Professor Guglielmo Weber

Laureando: Alessandro Moro

Matricola: 600207

Anno Accademico 2010/2011

INDICE

INTRODUZIONE.....	pag. 5
CAPITOLO I: MODELLI DI SCELTE INTERTEMPORALI.....	pag. 7
CAPITOLO II STIMA DI FUNZIONI DI CONSUMO MICROECONOMICHE.....	pag. 22
CAPITOLO III ANALISI DEL RISPARMIO.....	pag. 47
CONCLUSIONE.....	pag. 69
BIBLIOGRAFIA.....	pag. 73

INTRODUZIONE

Il presente lavoro studia gli effetti microeconomici di uno straordinario evento di natura macroeconomica: la grande recessione nata negli Stati Uniti d'America nel 2007 e propagatasi in breve tempo in tutta l'economia mondiale. Gli effetti microeconomici che considereremo saranno quelli sulle scelte di consumo e risparmio delle famiglie italiane.

Per svolgere questo studio abbiamo utilizzato i dati forniti dalla Banca d'Italia nell'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane relativi agli anni 2006 e 2008 che permettono di ottenere rilevanti informazioni sui redditi, sulla ricchezza, sui consumi e su numerose altre variabili di un campione molto vasto di famiglie italiane.

Prima di commentare gli esiti del lavoro empirico, nel capitolo I saranno brevemente presentati i principali modelli di scelte intertemporali, come il modello di Fisher, la teoria del ciclo vitale di Modigliani, la teoria del reddito permanente di Friedman e il modello di risparmio precauzionale di Caballero, che risulteranno utili nell'interpretazione dei successivi risultati. Ciò che accomuna questi modelli è il tentativo di superare l'assenza di dinamica temporale che contraddistingue la funzione di consumo keynesiana, secondo la quale il consumo corrente è una funzione del solo reddito disponibile corrente. I modelli di scelte intertemporali mostrano, invece, come a determinare il livello di consumo corrente concorrano anche altri fattori: la ricchezza accumulata, le aspettative sui redditi futuri e la variabilità e l'incertezza legate ai livelli futuri di reddito.

Nel capitolo II inizierà lo studio statistico dei dati: dopo alcune operazioni preliminari, come il deflazionamento delle variabili monetarie, la trasformazione delle variabili di partenza e l'eliminazione dei valori anomali, verranno stimate delle funzioni

di consumo microeconomiche per cercare di modellare il consumo delle famiglie italiane mettendolo in relazione a determinate caratteristiche socio-economiche. In un primo modello verrà utilizzato come variabile dipendente il logaritmo dei consumi complessivi mentre successivamente sarà impiegato il logaritmo dei soli consumi non durevoli.

Sui parametri della funzione di consumo, stimata prima con i dati del 2006 e poi con quelli del 2008, sarà poi condotto un test di stabilità strutturale di Chow per mettere in luce eventuali modificazioni dei coefficienti possibilmente connesse agli effetti della crisi economico-finanziaria iniziata nel 2007.

Nel capitolo III, invece, verrà in parte ripetuta l'analisi del capitolo precedente utilizzando come variabile dipendente il tasso di risparmio, calcolato come il rapporto tra il risparmio delle famiglie e il loro consumo. Anche in questo contesto distingueremo due casi perché il tasso di risparmio sarà prima calcolato considerando i consumi complessivi e poi solo quelli non durevoli. Inoltre, anche sui parametri di questi nuovi modelli sarà condotto un test di Chow per verificarne la stabilità strutturale.

Infine, le principali conclusioni alle quali si sarà giunti saranno riassunte nel capitolo finale del presente lavoro.

CAPITOLO I

MODELLI DI SCELTE INTERTEMPORALI

§ 1.1 La funzione di consumo keynesiana

Keynes pensava alla funzione di consumo come ad una legge fondamentale psicologica e, sulla base dell'osservazione del mondo reale, elaborò le seguenti congetture su di essa:

1. la propensione marginale al consumo rispetto al reddito disponibile degli individui assume un valore compreso tra zero e uno: questo significa che all'aumentare del reddito disponibile anche il consumo aumenta ma di un ammontare inferiore;
2. la propensione media al consumo degli individui decresce al crescere del reddito: Keynes ipotizzava, quindi, che i ricchi risparmiassero di più delle persone povere;
3. il reddito disponibile corrente determina il livello del consumo mentre il tasso di interesse non gioca alcun ruolo fondamentale;

La funzione di consumo keynesiana, sulla base di queste congetture, viene così formalizzata:

$$c = \alpha + \beta \cdot y, \text{ con } \alpha > 0 \text{ e } 0 < \beta < 1 \quad (1)$$

Dove c rappresenta il consumo corrente mentre y il reddito disponibile corrente. In base alla (1) la propensione marginale al consumo è costante, la propensione media è

decescente rispetto al reddito e l'unica variabile a determinare il consumo è il reddito disponibile corrente. Infatti:

$$\frac{\partial c}{\partial y} = \beta \quad \text{e} \quad \frac{c}{y} = \frac{\alpha}{y} + \beta$$

Così definita, la funzione di consumo keynesiana trascura il ruolo del risparmio nell' incrementare i livelli futuri del consumo e non considera il fatto che il consumo corrente dipende inevitabilmente dalle scelte di consumo e risparmio effettuate nel passato. Questa assenza di dinamica viene invece superata dai modelli di scelte intertemporali che sono stati proposti a partire dagli anni cinquanta del Novecento.

§ 1.2 Il modello di Fisher

Al centro della teoria di Fisher vi è un consumatore razionale che deve decidere come allocare le risorse di cui dispone nell'arco della sua vita sapendo che quanto più consuma nell'istante presente tanto meno potrà consumare negli istanti successivi. Questa idea viene formalizzata nel fatto che il consumatore massimizza la propria funzione di utilità tenendo presente che quest' ultima è soggetta a un vincolo di bilancio intertemporale.

Per semplicità, consideriamo un consumatore che vive solo due periodi, il periodo 0 e il periodo 1. Il consumatore dispone all'inizio del primo periodo di una ricchezza w_0 e percepisce in ogni periodo un reddito certo, indicato con y_0 e y_1 . Si suppone inoltre che i mercati dei capitali siano perfetti: il consumatore può prestare e chiedere a prestito allo stesso tasso di interesse r . Inoltre supponiamo che alla fine del secondo periodo il consumatore né possa lasciare debiti né desideri lasciare eredità. Indichiamo inoltre con c_0 e c_1 i livelli di consumo scelti in ciascun periodo.

Passiamo ora alla determinazione del vincolo di bilancio intertemporale. Nel periodo 0, il consumatore dispone di un ammontare di risorse pari a $y_0 + w_0$ e ne consuma c_0 . Nel periodo successivo dispone del reddito y_1 , ha un consumo c_1 , e in più vi è l'ammontare $(1+r)(y_0 + w_0 - c_0)$ che può essere negativo o positivo a seconda che il consumatore nel periodo precedente abbia consumato più delle risorse di cui disponeva o meno. Inoltre, poiché abbiamo ipotizzato che il consumatore non possa né lasciare debiti né eredità deve valere la condizione:

$$y_1 + (1+r) \cdot (y_0 + w_0 - c_0) - c_1 = 0$$

Che, una volta riordinata, diviene:

$$(w_0 + y_0) \cdot (1+r) + y_1 = c_0 \cdot (1+r) + c_1$$

Da cui, dividendo per $(1+r)$, si ottiene il vincolo di bilancio intertemporale:

$$w_0 + y_0 + \frac{y_1}{1+r} = c_0 + \frac{c_1}{1+r} \quad (2)$$

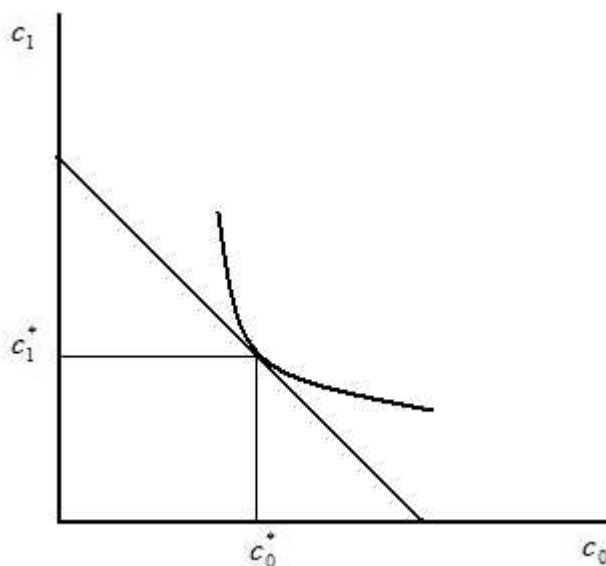
Il vincolo di bilancio intertemporale indica che la somma scontata della ricchezza e dei redditi presenti e futuri è uguale alla somma scontata dei consumi presenti e futuri.

Scritto il vincolo al quale il consumatore deve sottostare, definiamo adesso le preferenze del consumatore riguardo alla scelta di quanto consumare in ciascuno dei due periodi mediante una funzione di utilità $u(c_0, c_1)$. Ipotizziamo che tale funzione sia concava e che l'utilità marginale del consumo sia positiva e decrescente. Inoltre, imponiamo che la funzione di utilità sia additiva e separabile nel tempo. In questo modo, possiamo scrivere

$$u(c_0, c_1) = u(c_0) + \frac{u(c_1)}{1+\delta} \quad \text{con} \quad \frac{\partial u(.)}{\partial c_j} > 0, \quad \frac{\partial^2 u(.)}{\partial c_j^2} < 0 \quad \text{per } j=0,1 \quad (3)$$

Dove δ è definito come il tasso di preferenza intertemporale e misura il grado di impazienza del consumatore. Il problema del consumatore si riduce quindi a massimizzare (3) sul vincolo (2). Graficamente il problema può essere rappresentato nel piano (c_0, c_1) . Il vincolo di bilancio è una retta con inclinazione negativa pari a $-(1+r)$. Quest'ultimo termine rappresenta, in valore assoluto, il prezzo del consumo nel primo periodo espresso nei termini del consumo nel secondo periodo: infatti, se il consumatore consuma una unità di consumo nel primo periodo, rinuncia a consumare $(1+r)$ unità nel secondo periodo.

Invece, le preferenze del consumatore corrispondono ad un fascio di curve di indifferenza: a ognuna è associata un determinato valore dell'utilità e man mano che ci si allontana dall'origine l'utilità cresce. La pendenza di una curva di indifferenza, in valore assoluto, può essere interpretata come la quantità di consumo futuro che si deve dare al consumatore per farlo rinunciare a un'unità di consumo corrente: essa corrisponde quindi al saggio marginale di sostituzione (SMS) tra il consumo nel primo periodo e quello nel secondo. L'equilibrio si trova nel punto di tangenza tra il vincolo di bilancio e la curva di indifferenza tangente al vincolo e, dunque, in equilibrio si ha che $1+r = SMS$.



Per risolvere analiticamente il problema di massimizzazione scriviamo la funzione Lagrangiana da massimizzare:

$$\max_{c_0, c_1} L = u(c_0) + \frac{u(c_1)}{1+\delta} + \lambda(w_0 + y_0 + \frac{y_1}{1+r} - c_0 - \frac{c_1}{1+r})$$

Da cui otteniamo le condizioni di primo ordine:

$$u'(c_0) = \lambda \quad \text{e} \quad u'(c_1) \cdot \frac{1+r}{1+\delta} = \lambda$$

che ci permettono di ottenere l'equazione di Eulero:

$$u'(c_0) = \frac{1+r}{1+\delta} \cdot u'(c_1) \quad (4)$$

L'equazione di Eulero è la relazione che descrive l'andamento del consumo nel tempo, cioè la relazione di equilibrio tra consumo corrente e consumo futuro che massimizza l'utilità. In particolare, a tale riguardo, si distinguono tre casi:

1. $r > \delta$: se il tasso di interesse, ovvero l'incentivo del consumatore a risparmiare e a posticipare il consumo, è superiore al tasso di preferenza intertemporale, che corrisponde all'incentivo ad anticipare il consumo, allora $c_0 < c_1$;
2. $r < \delta$: se il tasso di interesse è inferiore al tasso di preferenza intertemporale, allora il consumatore preferisce anticipare il consumo e $c_0 > c_1$;
3. $r = \delta$: i due incentivi si equivalgono e il consumo sarà costante, ovvero $c_0 = c_1$.

Mettendo a sistema l'equazione di Eulero con il vincolo di bilancio intertemporale si può calcolare la funzione del consumo che è del tipo:

$$c_0^* = f(\delta, r, w_0, y_0, y_1) \quad \text{e} \quad c_1^* = g(\delta, r, w_0, y_0, y_1)$$

A differenza della funzione di consumo keynesiana, in cui l'unica variabile determinante a spiegare il consumo è il reddito disponibile corrente, in questa nuova funzione di consumo concorrono a spiegare il livello del consumo l'insieme della ricchezza e dei redditi percepiti nel corso della vita, il tasso di interesse e il tasso di preferenza intertemporale.

§ 1.3 Il modello del ciclo vitale

Nel modello del ciclo vitale elaborato da Franco Modigliani il consumatore, nel decidere quanto consumare nel presente, tiene conto dell'insieme delle risorse di cui dispone nell'arco della sua vita. In questo modo, viene enfatizzato il ruolo del risparmio nella determinazione dei livelli di consumo: il consumatore, nelle fasi della vita in cui riceve un reddito alto, tende a risparmiare e ad accumulare ricchezza mentre, nelle fasi in cui il suo reddito diminuisce, attinge dalla ricchezza accumulata e, in questo modo, può aumentare i suoi consumi. Attraverso questo trasferimento di risorse attuato mediante il risparmio, il consumatore è in grado di mantenere stabili i consumi. In particolare Modigliani prende in esame la forte riduzione di reddito che un lavoratore subisce quando va in pensione: se questo lavoratore vuole avere un livello stabile di consumo anche durante la vecchiaia, deve risparmiare nella fase in cui riceve un reddito, ovvero nella fase lavorativa.

Prima di giungere al caso esaminato da Modigliani, partiamo da una estensione del modello di Fisher generalizzato a più di due periodi e, infine, deriviamo il risultato che ci interessa come caso particolare di questa estensione.

Consideriamo, quindi, un individuo che vive per T anni, dal periodo 0 al periodo $T-1$. In ogni periodo riceve un reddito certo y_t e dispone di una ricchezza iniziale w_0 . Tutte le risorse di cui dispone vengono consumate entro l'arco della sua vita. Ipotizziamo, infine, una funzione di utilità additiva e separabile e poniamo $r = \delta = 0$ per semplicità. Il problema diviene:

$$\max_{\{c_t\}_{t=0}^{T-1}} \sum_{t=0}^{T-1} u(c_t)$$

soggetta al vincolo di bilancio intertemporale:

$$\sum_{t=0}^{T-1} c_t = w_0 + \sum_{t=0}^{T-1} y_t$$

La funzione Lagrangiana risulta quindi:

$$L = \sum_{t=0}^{T-1} u(c_t) + \lambda(w_0 + \sum_{t=0}^{T-1} y_t - \sum_{t=0}^{T-1} c_t)$$

Le condizioni del primo ordine sono $u'(c_t) = \lambda, \forall t = 0, 1, \dots, T-1$ e di conseguenza si ha che $u'(c_t) = u'(c_s), \forall t, s$ ossia che $c_t = c, \forall t$. Sostituendo quanto ottenuto nel vincolo di bilancio intertemporale, si ottiene la funzione del consumo:

$$c = \frac{w_0 + \sum_{t=0}^{T-1} y_t}{T} \quad (5)$$

L'equazione (5) indica che il consumo è proporzionale alle risorse vitali con un coefficiente di proporzionalità che è l'inverso dell'orizzonte di pianificazione.

Supponiamo ora che la vita del consumatore sia divisa in due periodi: un periodo di attività lavorativa, dal periodo 0 a $N-1$, in cui il consumatore riceve un reddito costante e pari a y e un periodo di pensionamento, da N a $T-1$, durante il quale il consumatore si ritira dal mercato del lavoro e percepisce un reddito pari a zero. Sostituendo questi valori nella (5) si ottiene esattamente la funzione del consumo derivata da Modigliani e Brumberg (1954):

$$c = \frac{N}{T} \cdot y + \frac{1}{T} \cdot w_0 \quad (6)$$

Secondo questa funzione, il consumo dipende sia dal reddito percepito in ogni periodo lavorativo y sia dalla ricchezza iniziale w_0 . Il coefficiente (N/T) rappresenta la propensione marginale al consumo rispetto al reddito mentre $(1/T)$ rappresenta la propensione marginale al consumo rispetto alla ricchezza. Le due propensioni sono inoltre legate ai parametri del modello, ovvero all'orizzonte di vita T e alla lunghezza del periodo lavorativo N .

Una volta ottenuta una soluzione esplicita per il consumo siamo in grado di prevedere anche l'andamento del risparmio e della ricchezza nel corso della vita del consumatore.

Per semplicità ipotizziamo che la ricchezza iniziale sia zero. Allora il risparmio, definito come $s_t = y_t - c_t$, risulta essere pari a:

$$s_t = \begin{cases} (1 - \frac{N}{T}) \cdot y, & t \leq N-1 \\ -\frac{N}{T} \cdot y, & t > N-1 \end{cases}$$

Infine possiamo calcolare la ricchezza in ogni istante temporale t , definita come la somma dei risparmi accumulati fino a t :

$$w_t = \begin{cases} t \cdot (1 - \frac{N}{T}) \cdot y, & t \leq N \\ N \cdot (1 - \frac{t}{T}) \cdot y, & t > N \end{cases}$$

Osserviamo quindi che nella fase lavorativa il risparmio è positivo mentre, una volta uscito dal mercato del lavoro, il consumatore riduce la ricchezza accumulata e il risparmio risulta pertanto negativo. Per questa ragione la ricchezza assume il valore massimo in corrispondenza dell'istante in cui l'individuo va in pensione.

§ 1.4 La teoria del reddito permanente

Secondo la teoria del reddito permanente ipotizzata da Milton Friedman nel 1957 i consumatori scelgono un livello di consumo pari al loro reddito permanente (y^p), definito come la somma attualizzata della loro ricchezza e dei loro redditi presenti e futuri moltiplicata per un fattore di rendita. Inoltre, Friedman sostiene che fluttuazioni temporanee e transitorie del reddito non incidano sul livello dei consumi che, al contrario, sono sensibili a variazioni persistenti del reddito.

Per ricavare la funzione di consumo ipotizziamo, al contrario di quanto fatto sino ad ora, che il reddito percepito in ogni istante temporale sia una variabile casuale e che non sia quindi certo. Inoltre consideriamo un orizzonte di pianificazione infinito: ovviamente nessun consumatore ha una vita infinita ma questa ipotesi può essere giustificata immaginando che il consumatore appartenga ad una dinastia legata da una serie di trasferimenti intergenerazionali.

Per quanto riguarda la funzione di utilità supponiamo che, oltre ad essere additiva e separabile, abbia anche una forma quadratica, cioè che l'utilità istantanea sia del tipo:

$$u(c_t) = a \cdot c_t - \frac{b}{2} \cdot c_t^2$$

Come fatto sin qui, consideriamo il caso in cui si possa prendere a prestito e prestare il denaro allo stesso tasso di interesse r . Infine, per semplicità, poniamo $r = \delta$. In questo contesto, la funzione obiettivo del consumatore risulta essere il valore atteso dell'utilità all'istante t , ovvero:

$$E_t \left[\sum_{\tau=0}^{\infty} \frac{u(c_{t+\tau})}{(1+\delta)^\tau} \right]$$

Questa funzione di utilità indica che il consumatore, nell'effettuare le proprie scelte di consumo, tiene in considerazione anche il benessere dei propri discendenti: per questa ragione il modello con orizzonte di pianificazione infinito viene anche definito modello con altruismo.

La funzione obiettivo è soggetta al vincolo di bilancio intertemporale che, considerato in valore atteso, diviene:

$$\sum_{\tau=0}^{\infty} \frac{E_t(c_{t+\tau})}{(1+r)^\tau} = w_t + \sum_{\tau=0}^{\infty} \frac{E_t(y_{t+\tau})}{(1+r)^\tau}$$

Inoltre, nel contesto di incertezza che stiamo considerando, l'equazione di Eulero può essere riscritta come:

$$\frac{1+\delta}{1+r} u'(c_t) = E_t u'(c_{t+1})$$

Ma, data l'ipotesi di utilità quadratica, da cui si ricava $E_t[u'(c_{t+1})] = u'[E_t(c_{t+1})]$ visto che $u'(c_{t+1}) = a - bc_{t+1}$, e l'ipotesi $r = \delta$, l'equazione di Eulero può essere semplificata in

$$E_t(c_{t+1}) = c_t \quad (7)$$

Se definiamo l'errore di previsione $\varepsilon_{t+1} \equiv c_{t+1} - E_t(c_{t+1})$, abbiamo che $c_{t+1} = c_t + \varepsilon_{t+1}$, ovvero, se la varianza del termine di errore è costante, il consumo segue un processo stocastico *random walk*. Da queste espressioni si vede che, *ex-ante*, il miglior previsore del consumo è il livello di consumo del periodo precedente mentre, *ex-post*, il consumo varia solo a causa dell'errore di previsione.

Se sostituiamo la (7) nel vincolo di bilancio intertemporale, si ottiene:

$$c_t \cdot \sum_{\tau=0}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^\tau} = w_t + \sum_{\tau=0}^{\infty} \frac{E_t(y_{t+\tau})}{(1+r)^\tau}$$

Che, per la proprietà della serie geometrica, può essere riscritta come:

$$c_t = \frac{r}{1+r} \cdot \left[w_t + \sum_{\tau=0}^{\infty} \frac{E_t(y_{t+\tau})}{(1+r)^\tau} \right] \equiv y_t^p \quad (8)$$

Il termine entro le parentesi quadre rappresenta la ricchezza complessiva del consumatore, ovvero la ricchezza corrente più la somma dei redditi attesi, presenti e futuri, attualizzati al tempo t . Il termine $r/(1+r)$ viene detto fattore di rendita perpetua:

la divisione per $1+r$ è dovuta al fatto che abbiamo ipotizzato che gli interessi vengano percepiti all'inizio del periodo successivo e quindi devono essere scontati di un fattore pari a $1+r$. Il prodotto della ricchezza complessiva per il fattore di rendita perpetua viene definito reddito permanente: questa funzione di consumo ipotizza che l'individuo consuma solo quel flusso di risorse che non modifica l'ammontare della ricchezza nel tempo. L'equazione (8) indica anche che il consumo non è sensibile a shock temporanei del reddito mentre varia, di un fattore pari a $r/(1+r)$, in risposta a shock permanenti.

Questa funzione di consumo permette anche di dare una interpretazione al termine d'errore dell'equazione di Eulero. Infatti riscrivendo la (8) con $w_t = (1+r) \cdot (w_{t-1} + y_{t-1} - c_{t-1})$, si ha che

$$c_t = r \cdot (w_{t-1} + y_{t-1} - c_{t-1}) + \frac{r}{1+r} \cdot \sum_{\tau=0}^{\infty} \frac{E_t(y_{t+\tau})}{(1+r)^\tau} \quad (9)$$

Ritardando la funzione di consumo di un periodo e moltiplicando per $(1+r)$, si ottiene:

$$(1+r) \cdot c_{t-1} = r \cdot w_{t-1} + r \cdot \sum_{\tau=0}^{\infty} \frac{E_{t-1}(y_{t-1+\tau})}{(1+r)^\tau} \quad (10)$$

Sottraendo la (10) alla (9) si ha che

$$c_t - c_{t-1} = \varepsilon_t = \frac{r}{1+r} \cdot \sum_{\tau=0}^{\infty} \frac{(E_t(y_{t+\tau}) - E_{t-1}(y_{t+\tau}))}{(1+r)^\tau} \quad (11)$$

La (11) stabilisce quindi che le variazioni nei livelli del consumo sono dovute solamente alle variazioni delle aspettative sul reddito: se le aspettative non cambiano il consumo si mantiene costante mentre se nel periodo t vi sono nuove informazioni che conducono a rivedere le proprie aspettative sui redditi futuri il consumo varia nel tempo.

Questo modello permette di ottenere una soluzione in forma chiusa per il livello del risparmio. Definiamo il risparmio come:

$$s_t = \frac{r}{1+r} \cdot w_t + y_t - c_t \quad (12)$$

in cui il primo termine rappresenta il reddito da capitale nell' ipotesi che gli interessi vengano percepiti all' inizio del periodo successivo e vadano quindi opportunamente scontati. Sostituendo la (8) nella (12) si ottiene, dopo qualche semplificazione:

$$-s_t = -\frac{1}{1+r} \cdot y_t + \frac{r}{1+r} \cdot \sum_{\tau=1}^{\infty} (1+r)^{-\tau} \cdot E_t(y_{t+\tau})$$

Da cui

$$\begin{aligned}
-s_t &= -\frac{1}{1+r} \cdot y_t + \frac{r}{1+r} \cdot \frac{E_t(y_{t+1})}{1+r} + \frac{r}{1+r} \cdot \sum_{\tau=2}^{\infty} (1+r)^{-\tau} \cdot E_t(y_{t+\tau}) = \\
&= -\frac{1}{1+r} \cdot y_t + \frac{E_t(y_{t+1})}{1+r} - \frac{E_t(y_{t+1})}{(1+r)^2} + \frac{r}{1+r} \cdot \sum_{\tau=2}^{\infty} (1+r)^{-\tau} \cdot E_t(y_{t+\tau}) = \\
&= \frac{E_t(y_{t+1} - y_t)}{1+r} - \frac{E_t(y_{t+1})}{(1+r)^2} + \frac{r}{1+r} \cdot \sum_{\tau=2}^{\infty} (1+r)^{-\tau} \cdot E_t(y_{t+\tau}) = \\
&= \frac{E_t(\Delta y_{t+1})}{1+r} - \frac{E_t(y_{t+1})}{(1+r)^2} + \frac{r}{1+r} \cdot \sum_{\tau=2}^{\infty} (1+r)^{-\tau} \cdot E_t(y_{t+\tau})
\end{aligned}$$

Ripetendo all'infinito questi passaggi si ottiene la soluzione:

$$s_t = -\sum_{\tau=1}^{\infty} (1+r)^{-\tau} \cdot E_t(\Delta y_{t+\tau}) \quad (13)$$

Il risultato ottenuto indica che il risparmio è pari all'opposto della somma delle variazioni attese del reddito. Questo significa che se il consumatore si aspetta un aumento dei redditi futuri allora il risparmio corrente tenderà a diminuire. Viceversa, se il consumatore si aspetta una riduzione del reddito, allora tenderà ad accumulare risorse nel presente per far fronte alle evenienze del futuro e il risparmio corrente tenderà ad aumentare.

§ 1.5 Il risparmio precauzionale

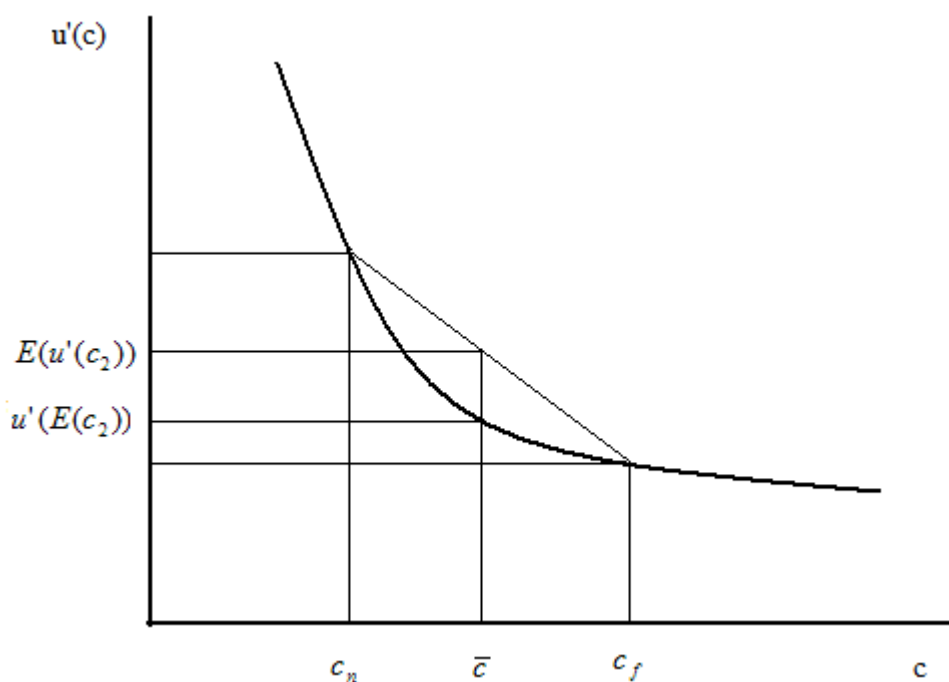
Se un consumatore percepisse in ogni periodo un reddito incerto ma ammettessimo l'ipotesi che i mercati siano completi, cioè che tutti i rischi a cui sono soggetti gli individui possano essere neutralizzati attraverso contratti di assicurazione o attraverso regole di redistribuzione del reddito previste dal *welfare state* o attraverso accordi privati, il consumatore sarebbe sempre in grado di stabilizzare il proprio consumo tra diversi periodi e tra diversi stati di natura. Tuttavia, questa ipotesi è molto forte ed è spesso violata nella realtà.

In uno scenario di incertezza sui redditi futuri in cui però non valga l'ipotesi di mercati completi, un consumatore prudente, ovvero avverso all'incertezza e alla variabilità dei redditi futuri, può tutelarsi in maniera imperfetta dai rischi solo attraverso il risparmio: questo è quello che viene definito il movente precauzionale. In questo contesto, all'incentivo a redistribuire risorse tra periodi, come avviene nel modello del ciclo vitale, si aggiunge l'incentivo ad attenuare gli effetti negativi del rischio attraverso il risparmio.

La condizione matematica perché ci sia prudenza, e dunque risparmio precauzionale, è $u'''(c) > 0$, ovvero che l'utilità marginale sia convessa. Per capire perché immaginiamo un consumatore che vive due periodi, 1 e 2. Poniamo che $r = \delta$, per semplicità. Supponiamo inoltre che ci siano due scenari: nel primo scenario, il consumatore ha un livello di consumo certo nel secondo periodo pari a $\bar{c}$; nel secondo scenario, il consumatore può consumare, sempre nel secondo periodo, un ammontare $c_f > \bar{c}$ con probabilità $\frac{1}{2}$ oppure $c_n < \bar{c}$ con probabilità complementare. Sia inoltre $\bar{c} = \frac{c_f + c_n}{2}$. L'ipotesi fatta sulla derivata terza implica che

$$u'(\bar{c}) = u'(E(c_2)) < E(u'(c_2)) = \frac{u'(c_f) + u'(c_n)}{2}$$

come si può vedere anche dal seguente grafico.



Ma, data l'equazione di Eulero $E[u'(c_2)] = u'(c_1)$, si ha che nel secondo scenario, quello caratterizzato da variabilità del consumo futuro, il consumatore sceglierà un livello di consumo nel primo periodo inferiore a quello che sceglierebbe se si trovasse nel primo contesto, quello caratterizzato da un consumo futuro certo. Invece, nel modello del reddito permanente, in cui abbiamo ipotizzato una funzione di utilità quadratica e, quindi, caratterizzata da una derivata terza nulla, il movente precauzionale è assente, pur essendo il consumatore avverso al rischio (derivata seconda negativa): infatti, è risultato

che il consumo dipende solo dal valore atteso dei redditi presenti e futuri e non dalla loro variabilità.

In analogia a quanto fatto da Arrow e Pratt per l'avversione al rischio, Kimball (1990) ha proposto una misura della prudenza assoluta, definita grado assoluto di prudenza, e una misura della prudenza relativa, rispettivamente pari a:

$$P(c) = -\frac{u'''(c)}{u''(c)} \text{ e } p(c) = -\frac{u'''(c)}{u''(c)} \cdot c = P(c) \cdot c$$

Ora, attraverso il modello di Caballero (1990), cerchiamo di trovare una soluzione esplicita per il consumo. In particolare ipotizziamo che la funzione di utilità sia additiva e separabile nel tempo, che $u(c_t) = -\frac{e^{-\alpha \cdot c_t}}{\alpha}$, che $r = \delta = 0$, e che il consumatore viva fino al periodo T e percepisca in ogni periodo un reddito. Inoltre il reddito segue un processo stocastico *random walk*: $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ con $\varepsilon_t \sim i.i.d N(0, \sigma^2)$. Il fatto che il consumatore non esca mai dal mercato del lavoro serve ad evidenziare che l'unico movente al risparmio è quello precauzionale. A differenza di quanto fatto sino ad ora, stabiliamo di misurare la ricchezza alla fine del periodo invece che all'inizio. Il problema diviene allora:

$$\max_{c_t, \dots, c_T} E_t \left[\sum_{\tau=0}^{T-t} -\frac{e^{-\alpha \cdot c_{t+\tau}}}{\alpha} \right]$$

soggetta al vincolo di bilancio intertemporale atteso:

$$\sum_{\tau=0}^{T-t} E_t c_{t+\tau} = w_{t-1} + \sum_{\tau=0}^{T-t} E_t y_{t+\tau}$$

L'equazione di Eulero in questo caso è:

$$e^{-\alpha \cdot c_t} = E_t e^{-\alpha \cdot c_{t+1}} \quad (14)$$

La soluzione del problema di massimo intertemporale è data da

$$c_{t+1} = c_t + \frac{\alpha \cdot \sigma^2}{2} + \varepsilon_{t+1} \quad (15)$$

infatti, $E_t(e^{-\alpha \cdot \varepsilon_{t+1}}) = e^{\frac{\alpha^2 \sigma^2}{2}}$ e, dunque, tale soluzione soddisfa l'equazione di Eulero (14).

Per ottenere questo risultato abbiamo utilizzato la seguente proprietà: Se $X \sim N(\mu, \sigma^2)$

allora $E(e^X) = e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}}$.

Dalla (15) si ha che $E_t(c_{t+\tau}) = c_t + \tau \cdot \frac{\alpha \cdot \sigma^2}{2}$. Inoltre, dall'ipotesi di passeggiata casuale abbiamo che $E_t(y_{t+\tau}) = y_t$. Sostituendo queste espressioni nel vincolo di bilancio dinamico, otteniamo:

$$(T-t+1) \cdot c_t + \frac{\alpha \cdot \sigma^2}{2} \cdot \sum_{\tau=0}^{T-t} \tau = w_{t-1} + (T-t+1) \cdot y_t$$

ed essendo $\sum_{\tau=0}^{T-t} \tau = \frac{(T-t) \cdot (T-t+1)}{2}$, otteniamo la funzione di consumo:

$$c_t = \frac{w_{t-1}}{T-t+1} + y_t - \frac{(T-t) \cdot \alpha \cdot \sigma^2}{4} \quad (16)$$

I primi due termini rappresentano il consumo che si avrebbe se il reddito fosse certo. Il terzo termine, di segno negativo, rappresenta l'effetto dell'incertezza del reddito sui consumi: maggiore è la variabilità del reddito minore è il livello del consumo corrente. Per queste ragioni, l'ultimo termine cattura l'effetto del risparmio precauzionale.

Cerchiamo ora di trovare una soluzione esplicita per il risparmio. Definiamo il risparmio al tempo t come:

$$s_t = y_t - c_t = \frac{T-t}{2} \cdot \frac{\alpha \cdot \sigma^2}{2} - \frac{w_{t-1}}{T-t+1} \quad (17)$$

Poiché abbiamo stabilito di misurare la ricchezza alla fine del periodo e poiché il tasso di interesse è supposto nullo, vale la seguente relazione: $w_t = w_{t-1} + s_t$.

Ritardando la (17) di un periodo e sostituendola nella relazione appena trovata, otteniamo per la ricchezza in $t-1$:

$$w_{t-1} = \frac{T-t+1}{2} \cdot \frac{\alpha \cdot \sigma^2}{2} + \frac{T-t+1}{T-t+2} \cdot w_{t-2}$$

Quest' ultima espressione ha natura ricorsiva e, una volta effettuate le sostituzioni all'indietro, consente di ottenere:

$$w_{t-1} = (t-1) \cdot \frac{T-t+1}{2} \cdot \frac{\alpha \cdot \sigma^2}{2}$$

Infine, sostituendo questa espressione nella (17), possiamo scrivere:

$$s_t = \left(\frac{T-t}{2} - \frac{t-1}{2} \right) \cdot \frac{\alpha \cdot \sigma^2}{2} = \frac{(T-2t+1) \cdot \alpha \cdot \sigma^2}{4} \quad (18)$$

La (18) ci dice che il risparmio è una funzione deterministica dell'età. In particolare, il risparmio dipende da due termini di segno opposto: il primo, di segno positivo, rappresenta l'effetto dell'incertezza mentre il secondo, di segno negativo, rappresenta

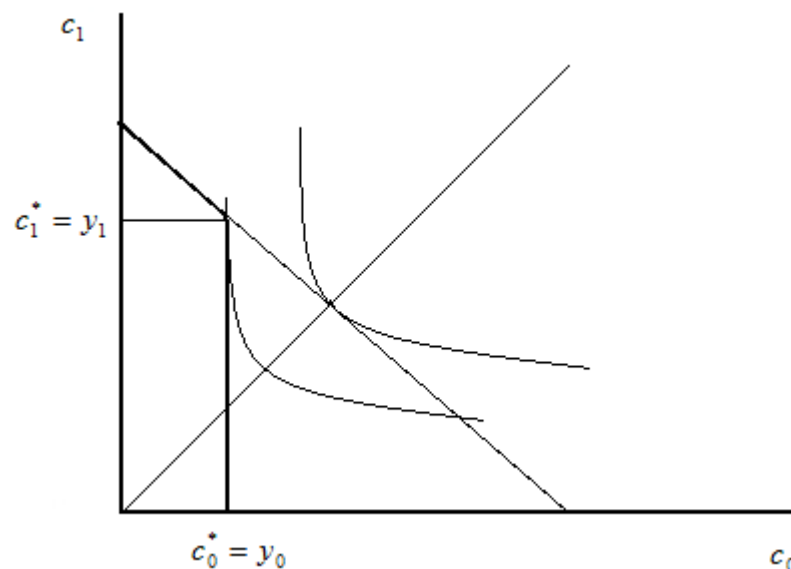
l'effetto dell'orizzonte di pianificazione che abbiamo supposto finito. Fino al periodo $(T+1)/2$ l'effetto incertezza domina e il risparmio è positivo. Oltre tale valore, prevale invece l'effetto dell'orizzonte di pianificazione e il consumatore riduce la ricchezza accumulata mantenendo un livello di risparmio negativo.

§1.6 Vincoli di liquidità

Consideriamo ora il problema di un consumatore soggetto ad un vincolo all'indebitamento o vincolo di liquidità.

Supponiamo che questo consumatore viva due soli periodi, il periodo 0 e il periodo 1, che riceva in ogni periodo un reddito certo e che $y_0 < y_1$. La sua ricchezza iniziale è zero e imponiamo, per semplicità, che $r = \delta = 0$. Inoltre, il consumatore massimizza una funzione di utilità additiva e separabile nel tempo.

In assenza di vincoli, tale consumatore tenderà a scegliere in ciascuno dei due periodi lo stesso livello di consumo: per mantenere stabile il livello del consumo, egli deve indebitarsi nel primo periodo avendo nel periodo 0 un reddito più basso. Questo equilibrio è rappresentato nella figura seguente dal punto di intersezione tra la retta a 45° e il vincolo di bilancio.



Supponiamo ora che lo stesso consumatore abbia un vincolo di liquidità che non gli permette di indebitarsi nel primo periodo: questo implica che $c_0 \leq y_0$. Il nuovo vincolo di bilancio non è più una retta ma una spezzata: alcune coppie di consumo presente e futuro sono infatti precluse a causa del vincolo all'indebitamento. In questo

secondo scenario, la massimizzazione della funzione di utilità sul nuovo vincolo conduce ad una soluzione d'angolo in cui $c_0^* = y_0$ e $c_1^* = y_1$: da questo equilibrio il consumatore trae un' utilità inferiore rispetto a prima come si vede dal fatto che egli si colloca ora su una curva di indifferenza più vicina all'origine. Pertanto, in presenza di vincoli di liquidità e di un consumatore che vorrebbe indebitarsi nel primo periodo, non c'è spazio per l'intertemporalità e il livello di consumo dipende solo dal reddito corrente.

CAPITOLO II

STIMA DI FUNZIONI DI CONSUMO MICROECONOMICHE

§ 2.1 I dati e il disegno di campionamento

I dati campionari utilizzati in questo lavoro sono quelli forniti dalla Banca d'Italia nell'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane (in inglese *SHIW – Survey on Household Income and Wealth*) relativa al 2006 e al 2008.

Il disegno di campionamento dell'indagine prevede una procedura di selezione a due stadi: le unità di primo stadio sono i comuni mentre quelle di secondo stadio sono le famiglie.

Le unità del primo stadio, prima di procedere all'estrazione, vengono suddivise in base alla regione e all'ampiezza demografica. Una volta conclusa questa stratificazione, all'interno di ogni strato vengono selezionati tutti i comuni con una popolazione superiore ai 40000 abitanti, tutti i comuni in cui nella precedente rilevazione risiedevano le famiglie *panel*, mentre i rimanenti vengono estratti con una procedura che assegna ai comuni di maggiori dimensioni una probabilità più elevata di essere inclusi nel campione.

Nella seconda fase, per ciascun comune selezionato, le famiglie da intervistare sono selezionate in modo casuale dalle liste anagrafiche.

A partire dall'indagine del 1989 è stato introdotto uno schema che prevede la presenza nel campione di una quota di famiglie già intervistate in precedenti rilevazioni: tali famiglie vengono definite *panel*.

In particolare, nell'indagine relativa al 2006 sono state intervistate 7768 famiglie mentre nell'indagine relativa al 2008 sono state intervistate 7977 famiglie, di queste 4345 sono famiglie *panel* intervistate anche nella precedente rilevazione.

§ 2.2 Analisi preliminare

Prima di specificare un'opportuna funzione di consumo per poter analizzare il comportamento delle famiglie italiane nel biennio 2006-2008 in termini di scelte di consumo e di risparmio, conduciamo alcune analisi preliminari sulle principali variabili che saranno utilizzate.

Al fine di operare un confronto in termini reali, le variabili monetarie sono state deflazionate utilizzando l'Indice dei prezzi al consumo armonizzato per i Paesi dell'Unione Europea (IPCA) relativo all'Italia¹, i cui valori sono riportati nella seguente tabella relativamente al periodo che va dal 2005 al 2008.

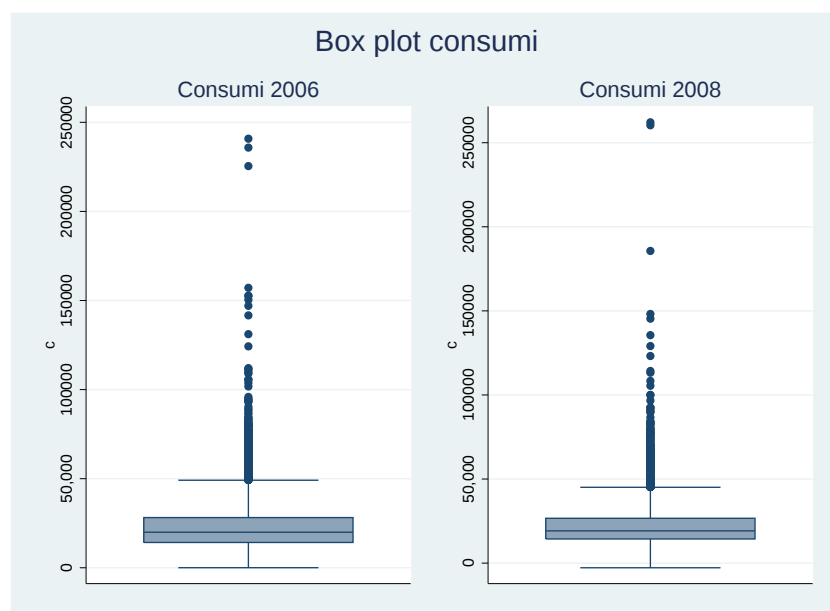
Tab 2.1

IPCA			
2005	2006	2007	2008
100	102.2	104.3	108

Utilizzando questo indice abbiamo eliminato l'effetto dell'inflazione dal consumo, dal reddito e dalla ricchezza mantenendo come riferimento i prezzi del 2005.

Per quanto riguarda il consumo, comprensivo sia dei consumi di beni durevoli sia di beni non durevoli, la sua distribuzione appare fortemente asimmetrica sia nel 2006 sia nel 2008, come rilevato dai seguenti *box plot*. Dai grafici appare evidente anche la presenza di alcuni valori anomali.

¹ I dati sull'Indice dei prezzi al consumo armonizzato per i Paesi dell'UE relativi all'Italia e riportati nella seguente tabella sono tratti dal sito dell'Istat alla pagina <http://www.istat.it/prezzi/precon>.



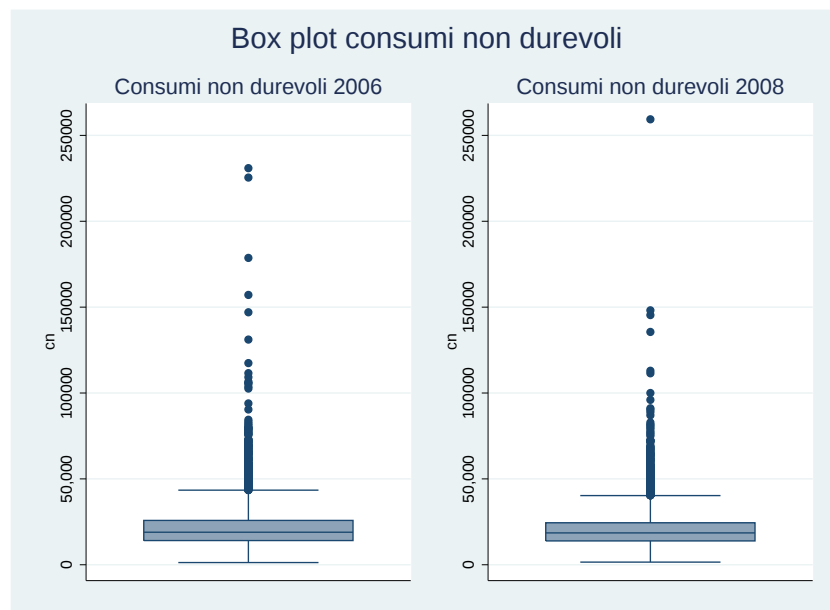
Sempre relativamente ai consumi abbiamo calcolato alcuni indici di sintesi che vengono raccolti nella seguente tabella.

Tab 2.2

Consumi			Consumi non durevoli		
	2006	2008		2006	2008
Media	23165.15	22050.06	Media	21490.22	20557.30
Mediana	19960.86	19166.67	Mediana	18948.14	18555.55
Dev. Std.	14025.32	12778.89	Dev. Std.	11907.55	10796.01
Asimmetria	3.369304	3.755490	Asimmetria	3.611122	3.424807
Curtosi	31.685330	44.576720	Curtosi	39.569150	43.879740

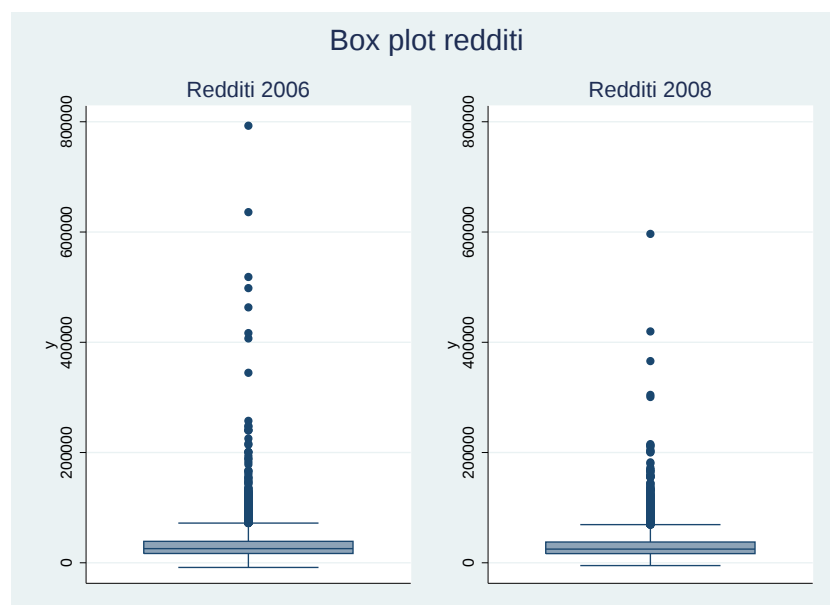
Come si può vedere dai valori della media, nel biennio considerato vi è stato un calo dei consumi di circa il 4.8% in termini reali. Un risultato equivalente lo si ottiene osservando i valori mediani, che sono meno affetti dalla presenza di valori anomali.

Analoghe conclusioni possono essere tratte per quanto riguarda la riduzione dei valori medi e mediani se si considerano solo i consumi di beni non durevoli, per i quali la riduzione media in termini reali è stata di circa quattro punti percentuali. Anche la distribuzione dei consumi di beni non durevoli appare asimmetrica e presenta alcuni *outliers*.



Questa riduzione dei consumi e dei consumi non durevoli avvenuta nel corso del biennio 2006-2008 sembra essere collegata al significativo calo del reddito disponibile delle famiglie italiane avvenuto nello stesso periodo e causato dalla crisi economico-finanziaria iniziata nel 2007 negli Stati Uniti d'America.

Anche il reddito disponibile familiare presenta una distribuzione fortemente asimmetrica e presenta alcuni valori anomali, come rilevano i seguenti *box plot*.



Anche per il reddito abbiamo calcolato alcune statistiche di sintesi che riassumiamo nella seguente tabella.

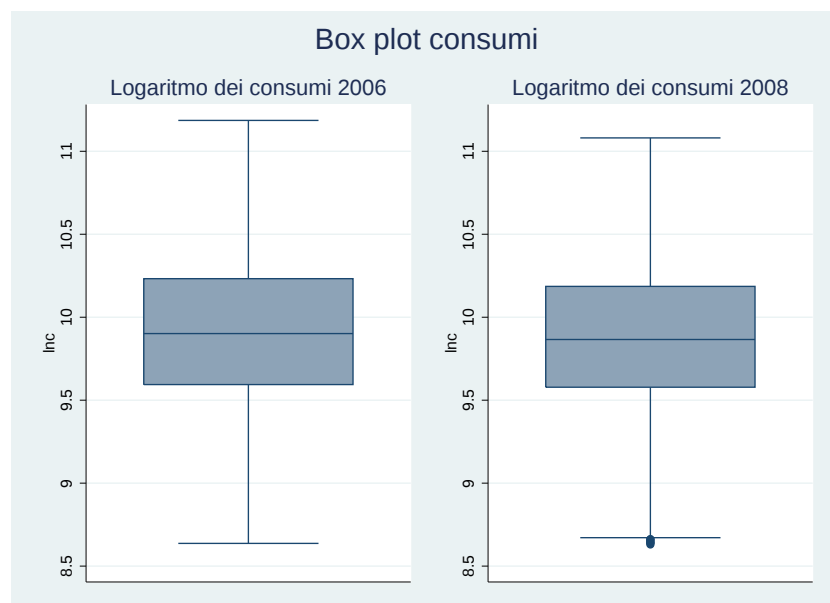
Tab 2.3

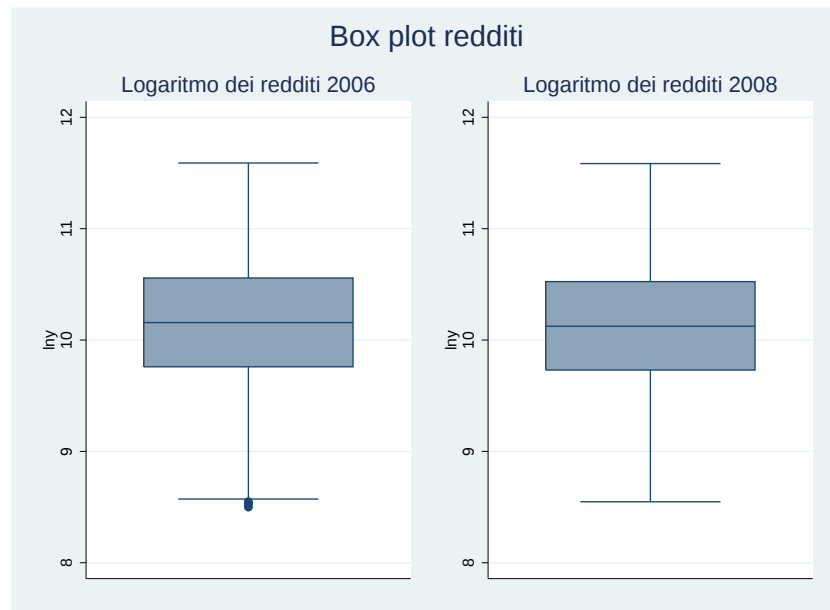
Reddito disponibile		
	2006	2008
Media	31230.75	30106.69
Mediana	25675.83	24849.15
Dev. Std.	26553.85	22652.99
Asimmetria	9.005153	5.297826
Curtosi	179.086	81.249250

Se si osservano i valori della media nei due anni di osservazione si nota una riduzione del reddito familiare intorno al 3.6% in termini reali. Anche in questo caso, si ha un'analogia riduzione se si confrontano i valori della mediana.

L'asimmetria delle variabili considerate rende necessaria una loro trasformazione con una opportuna funzione: nel nostro caso si è scelto il logaritmo naturale che ha portato ad una riduzione dell' asimmetria dei consumi e del reddito e ha contribuito a rendere maggiormente lineare la relazione tra tali variabili.

Per quanto riguarda il problema legato alla presenza di valori anomali, una volta applicata la trasformazione logaritmica alle variabili di partenza, sono state eliminate quelle osservazioni che presentavano valori inferiori al primo percentile o superiori al novantanovesimo percentile per il logaritmo dei consumi o per il logaritmo del reddito. I risultati di queste operazioni relativamente ai consumi e al reddito sono visibili nei seguenti *box plot*.





§ 2.3 Specificazione e stima del modello

Come variabile dipendente del modello abbiamo inizialmente utilizzato il logaritmo dei consumi totali, comprensivo sia dei consumi durevoli sia della spesa per beni non durevoli. La differenza principale tra beni durevoli e non durevoli è che questi ultimi vengono consumati nello stesso periodo in cui sono acquistati mentre i beni durevoli forniscono servizi che non si esauriscono nel periodo dell'acquisto. Le variabili esplicative che abbiamo utilizzato nella regressione sono invece:

- i. il logaritmo del reddito familiare disponibile netto, definito per ogni famiglia come la somma dei redditi da lavoro dipendente, redditi da lavoro autonomo e impresa, redditi da pensioni e altri trasferimenti e redditi da capitale. Tale variabile è stata indicata come “lny”;
- ii. il logaritmo della ricchezza familiare netta accumulata alla fine dell'anno precedente². La ricchezza netta è definita come la somma delle attività reali (immobili, abitazioni di residenza, aziende, oggetti di valore) più le attività finanziarie (depositi e titoli) meno le passività finanziarie. Tale variabile è indicata con “lnw”;

² Nell'indagine la ricchezza viene misurata alla fine dell'anno e, quindi, per risalire alla ricchezza dell'anno precedente, abbiamo utilizzato la relazione $w_t = (1 + r) \cdot w_{t-1} + y_t - c_t$ ipotizzando un tasso di interesse del 2.2% per il 2006 e del 3.5% per il 2008.

- iii. l'età del capofamiglia e il suo quadrato. Il capofamiglia viene definito dall'indagine come "la persona responsabile dell'economia familiare o la persona più informata". Tali variabili sono indicate con "eta" ed "eta2";
- iv. l'area di residenza, codificata con tre variabili dicotomiche: "Nord", "Centro", "Sud", che corrispondono alla tripartizione del territorio nazionale in Nord Italia, Centro Italia e Sud Italia e Isole.
- v. il titolo di studio del capofamiglia, codificato con l'utilizzo di cinque variabili dicotomiche: "nessun_titolo" per nessun titolo di studio, "elementare" per licenza elementare, "medie_inf" per licenza media inferiore, "medie_sup" per licenza media superiore, "laurea" per laurea e "post_laurea" per specializzazione post-laurea;
- vi. l'occupazione principale del capofamiglia, codificata mediante l'utilizzo di quattro variabili dicotomiche: "dipendente_pubblico" se il capofamiglia è un lavoratore dipendente nel settore pubblico (pubblica amministrazione, difesa, istruzione, sanità e altri servizi pubblici); "dipendente_privato" se il capofamiglia è un lavoratore dipendente nel settore privato (agricoltura, industria, costruzioni, trasporti, comunicazioni, commercio, intermediazione finanziaria, assicurazioni, altri servizi privati); "autonomo" se il capofamiglia è un lavoratore autonomo (libero professionista, imprenditore, altre tipologie di lavoratori autonomi); "non professionale" se il capofamiglia si trova in una condizione non professionale (in cerca di prima occupazione, casalinga, benestante, pensionato, disoccupato, studente, altre condizioni non professionali);
- vii. il numero di componenti della famiglia e il suo quadrato. Tali variabili sono indicate rispettivamente con "ncomp" e "ncomp2";
- viii. il numero di percettori di reddito della famiglia, indicato con "nperc";
- ix. il numero di figli maggiorenni ancora residenti nell'abitazione dei genitori diviso il numero di componenti della famiglia. Tale variabile è indicata con "figli_maggiorenni";
- x. il sesso del capofamiglia, indicato da una variabile *dummy* chiamata "sesso_femminile" che assume valore unitario se il capofamiglia è una donna;
- xi. una variabile *dummy* chiamata "sposato" che assume il valore 1 se il capofamiglia è sposato o convive;

- xii. una variabile *dummy* denominata “proprietario_casa” che indica se la famiglia è proprietaria dell’abitazione in cui risiede;
- xiii. l’età e il suo quadrato del coniuge/convivente se il capofamiglia è sposato o convive. Tali variabili sono indicate con “eta_coniuge” ed “eta_coniuge2”;
- xiv. il titolo di studio del coniuge/convivente se il capofamiglia è sposato o convive, codificato con l’utilizzo di cinque variabili dicotomiche: “nessun_titolo_coniuge” per nessun titolo di studio, “elementare_coniuge” per licenza elementare, “medie_inf_coniuge” per licenza media inferiore, “medie_sup_coniuge” per licenza media superiore, “laurea_coniuge” per laurea e “post_laurea_coniuge” per specializzazione post-laurea;
- xv. l’occupazione principale del coniuge/convivente se il capofamiglia è sposato o convive, codificata mediante l’utilizzo di quattro variabili dicotomiche: “dipendente_pubblico_coniuge” se il partner è un lavoratore dipendente nel settore pubblico; “dipendente_privato_coniuge” se il partner è un lavoratore dipendente nel settore privato; “autonomo_coniuge” se il partner è un lavoratore autonomo; “non_professionale_coniuge” se il partner si trova in una condizione non professionale.

Regredendo il logaritmo del consumo su queste variabili esplicative separatamente per il 2006 e il 2008 si ottengono le seguenti stime *OLS*:

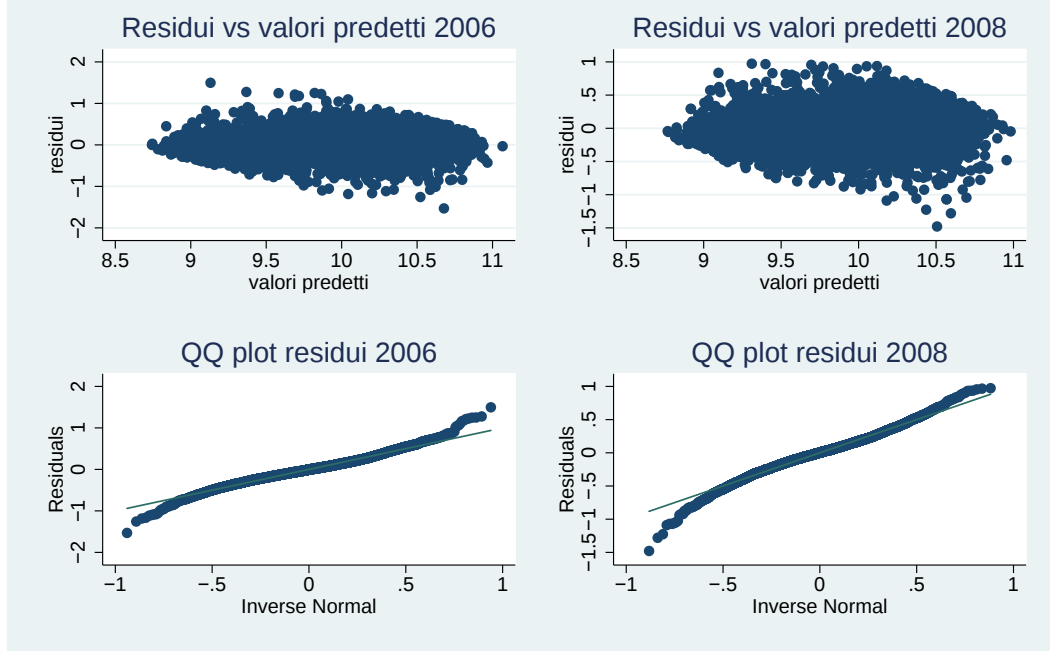
	(1)	(2)
	lnc	lnc
	(2006)	(2008)
lny	0.567 (0.010)**	0.546 (0.009)**
lnw	0.046 (0.003)**	0.045 (0.003)**
eta	0.001 (0.002)	-0.003 (0.002)*
eta2	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
Nord	0.058 (0.008)**	0.074 (0.007)**
Centro	0.086 (0.009)**	0.100 (0.009)**
elementare	0.035 (0.016)*	0.028 (0.015)
medie_inf	0.057 (0.018)**	0.064 (0.016)**
medie_sup	0.090 (0.018)**	0.087 (0.017)**
laurea	0.103 (0.021)**	0.099 (0.020)**

post_laurea	0.134 (0.064)*	0.038 (0.042)
dipendente_privato	0.006 (0.012)	-0.006 (0.011)
autonomo	-0.019 (0.014)	-0.048 (0.013)**
non_professionale	0.015 (0.013)	-0.002 (0.012)
ncomp	0.065 (0.015)**	0.062 (0.014)**
ncomp2	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)
nperc	-0.050 (0.006)**	-0.050 (0.006)**
figli_maggiorenni	-0.003 (0.023)	0.000 (0.022)
sesso_femminile	-0.015 (0.008)	-0.004 (0.007)
sposato	-0.169 (0.075)*	-0.097 (0.067)
proprietario_casa	-0.183 (0.012)**	-0.180 (0.012)**
eta_coniuge	0.005 (0.003)	0.003 (0.002)
eta_coniuge2	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
elementare_coniuge	0.027 (0.023)	0.021 (0.022)
medie_inf_coniuge	0.047 (0.024)	0.049 (0.023)*
medie_sup_coniuge	0.057 (0.025)*	0.057 (0.024)*
laurea_coniuge	0.077 (0.029)**	0.048 (0.027)
post_laurea_coniuge	0.046 (0.092)	0.114 (0.064)
dipendente_privato_coniuge	-0.002 (0.015)	0.006 (0.014)
autonomo_coniuge	-0.037 (0.019)	-0.016 (0.018)
non_professionale_coniuge	-0.010 (0.014)	-0.008 (0.013)
Constant	3.629 (0.100)**	3.928 (0.090)**
Observations	6927	7106
R-squared	0.69	0.71
Standard errors in parentheses		
* significant at 5%; ** significant at 1%		

§ 2.4 Diagnostica

Al fine di verificare la validità delle usuali ipotesi del modello di regressione lineare sono stati utilizzati dei grafici diagnostici come il diagramma di dispersione dei residui rispetto ai valori previsti dal modello e il *qq plot* dei residui.

Grafici diagnostici funzione di consumo consumi durevoli e non durevoli



Dai diagrammi di dispersione sembra emergere una chiara forma di eteroschedasticità: la variabilità dei residui sembra crescere all'aumentare del valore predetto per poi tornare a ridursi lievemente.

Per verificare l'ipotesi nulla di omoschedasticità contro l'alternativa di eteroschedasticità di forma ignota si è condotto il test di White nella sua formulazione alternativa: si è regredito il quadrato dei residui *OLS* del modello sui valori predetti e il loro quadrato; moltiplicando l' R^2 di questa regressione ausiliaria per il numero di osservazioni si ottiene la statistica-test per verificare l'ipotesi nulla che si distribuisce come un χ^2 con due gradi di libertà. I risultati per il 2006 e il 2008 sono riportati nella seguente tabella.

Tab 2.4

Test di White		
	2006	2008
R^2	0.00975587	0.01746729
N	6927	7106
W-test	67.5789	124.1226
p-value	$2.12 \cdot 10^{-15}$	$1.12 \cdot 10^{-27}$

Il test di White rifiuta chiaramente l'ipotesi nulla di omoschedasticità sia nel modello stimato con i dati del 2006 sia in quello stimato con i dati del 2008.

Per quanto riguarda la normalità dei residui, i *qq plot* rilevano una forte vicinanza alla normale per valori centrali della distribuzione ma degli scostamenti dalla normalità in corrispondenza delle code: nel complesso, tuttavia, l'ipotesi di normalità sembra tenere.

§ 2.5 Stima OLS del modello con *standard error* robusti di White

Poiché l'ipotesi di omoschedasticità non può essere accettata stimiamo nuovamente i parametri del modello con lo stimatore dei minimi quadrati ordinari ma stimiamo in maniera consistente la matrice di varianze e covarianze dello stimatore OLS nell'ipotesi di eteroschedasticità con la procedura ideata da White. In questo modo otteniamo le seguenti stime con gli *standard error* robusti in parentesi.

	(1)	(2)
	lnc	lnc
	(2006)	(2008)
lny	0.567 (0.012)**	0.546 (0.012)**
lnw	0.046 (0.004)**	0.045 (0.004)**
eta	0.001 (0.002)	-0.003 (0.002)
eta2	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
Nord	0.058 (0.008)**	0.074 (0.008)**
Centro	0.086 (0.010)**	0.100 (0.009)**
elementare	0.035 (0.014)*	0.028 (0.013)*
medie_inf	0.057 (0.016)**	0.064 (0.015)**
medie_sup	0.090 (0.017)**	0.087 (0.016)**
laurea	0.103 (0.021)**	0.099 (0.020)**
post_laurea	0.134 (0.080)	0.038 (0.050)
dipendente_privato	0.006 (0.012)	-0.006 (0.012)
autonomo	-0.019 (0.016)	-0.048 (0.015)**
non_professionale	0.015 (0.013)	-0.002 (0.013)
ncomp	0.065 (0.015)**	0.062 (0.017)**
ncomp2	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)
nperc	-0.050 (0.007)**	-0.050 (0.006)**
figli_maggioresni	-0.003 (0.023)	0.000 (0.022)

sesso_femminile	-0.015 (0.008)	-0.004 (0.007)
sposato	-0.169 (0.079)*	-0.097 (0.071)
proprietario_casa	-0.183 (0.014)**	-0.180 (0.014)**
eta_coniuge	0.005 (0.003)	0.003 (0.002)
eta_coniuge2	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
elementare_coniuge	0.027 (0.020)	0.021 (0.017)
medie_inf_coniuge	0.047 (0.022)*	0.049 (0.018)**
medie_sup_coniuge	0.057 (0.023)*	0.057 (0.020)**
laurea_coniuge	0.077 (0.028)**	0.048 (0.025)
post_laurea_coniuge	0.046 (0.104)	0.114 (0.077)
dipendente_privato_coniuge	-0.002 (0.016)	0.006 (0.015)
autonomo_coniuge	-0.037 (0.021)	-0.016 (0.022)
non_professionale_coniuge	-0.010 (0.016)	-0.008 (0.014)
Constant	3.629 (0.115)**	3.928 (0.107)**
Observations	6927	7106
R-squared	0.69	0.71
Robust standard errors in parentheses		
* significant at 5%; ** significant at 1%		

Il coefficiente del logaritmo del reddito disponibile può essere interpretato come la variazione percentuale del consumo che si avrebbe se il reddito crescesse dell' 1%, *ceteris paribus*. Infatti:

$$\frac{\partial \ln c}{\partial \ln y} = \frac{\partial c}{c} \cdot \frac{y}{\partial y} \equiv \frac{\Delta c}{c} / \frac{\Delta y}{y}$$

Il coefficiente può quindi essere interpretato come l'elasticità del consumo al reddito. In accordo con la teoria economica keynesiana e la conseguente funzione di consumo, tale coefficiente è positivo e, dunque, al crescere del reddito disponibile corrente cresce il consumo corrente. Ma, a differenza di tale teoria, vi sono altre variabili che concorrono a spiegare in maniera significativa il livello del consumo familiare.

Tra queste vi è la ricchezza accumulata alla fine dell'anno precedente. Per analogia al coefficiente del logaritmo del reddito, il coefficiente del logaritmo della ricchezza netta può essere interpretato come l'elasticità del consumo alla ricchezza, ovvero quanto varia in percentuale il consumo in risposta ad un aumento della ricchezza dell'1% a parità di altre condizioni. La positività del coefficiente indica che all'aumentare della ricchezza dell'anno precedente aumenta il consumo corrente, sempre a parità di altre condizioni.

Ad avere un effetto significativo sul livello del consumo familiare vi è anche il titolo di studio del capofamiglia, ad eccezione della specializzazione post laurea, e alcuni titoli di studio del coniuge/convivente. Il coefficiente di ciascuna variabile *dummy* relativa al titolo di studio del capofamiglia rappresenta di quanto varia in termini percentuali il consumo di una famiglia con quel determinato livello di istruzione rispetto ad una in cui il capofamiglia non ha nessun titolo di studio, a parità di altre condizioni. Il segno e il valore dei coefficienti delle variabili dicotomiche che rappresentano i livelli di istruzione sembrano indicare che più alto è il titolo di studio conseguito maggiore è il consumo familiare a parità di altre condizioni. Questo risultato è conforme sia alla teoria del ciclo vitale sia alla teoria del reddito permanente. Infatti, una famiglia con più alti livelli di istruzione può aspettarsi di avere redditi più elevati nei periodi successivi rispetto ad una con livelli di istruzione più bassi, a parità di reddito corrente e di altre condizioni. Poiché le famiglie nel decidere quanto consumare nel presente tengono conto di un orizzonte di pianificazione più ampio, considerando non solo il loro reddito corrente ma anche i redditi futuri, è prevedibile che le famiglie con più alti livelli di istruzione consumino di più, esattamente come previsto dal modello che abbiamo stimato. Analogamente, si può affermare che le famiglie maggiormente istruite abbiano un reddito permanente più elevato delle famiglie poco istruite e, pertanto, abbiano anche un livello di consumo maggiore. Infatti, se noi ci condizioniamo ad un certo livello di reddito corrente, è verosimile che una famiglia poco istruita abbia una componente transitoria del reddito maggiore di una famiglia con più elevati livelli di istruzione ma con lo stesso reddito corrente e di conseguenza, in conformità a quanto sostenuto da Friedman, è prevedibile che una parte consistente di questa componente transitoria venga risparmiata.

Dal modello stimato appare anche evidente che le famiglie residenti nel Nord e nel Centro consumino più delle famiglie che risiedono nel Sud e nelle Isole, *ceteris paribus*. Questo può forse essere spiegato con le maggiori opportunità di lavoro e con le conseguenti migliori opportunità di carriera che si hanno nella parte centro-settentrionale dell'Italia rispetto alla parte meridionale: ciò rende le famiglie del Centro e del Nord dotate di un numero di risorse complessive maggiore rispetto alle famiglie del Sud nel corso del ciclo vitale. Un altro fattore rilevante potrebbe essere il maggior sviluppo dei mercati finanziari e assicurativi nella parte centro-settentrionale dell'Italia. La maggiore completezza dei mercati, infatti, rende possibile una migliore tutela dai rischi futuri attraverso contratti assicurativi e rende meno stringenti eventuali vincoli di

liquidità consentendo in questo modo alle famiglie di evitare di dover risparmiare una quota significativa del proprio reddito per fronteggiare tali rischi.

Le famiglie che sono proprietarie dell'abitazione di residenza consumano invece significativamente meno delle altre famiglie, a parità di altre condizioni. Questo risultato riflette il carattere poco liquido dell'investimento immobiliare: a parità di ricchezza totale, una maggiore componente in immobili riduce il consumo complessivo (che pur comprende i fitti imputati per i proprietari di casa). In effetti, la ricchezza in abitazioni è difficilmente utilizzabile per sostenere consumi correnti, a meno di ricorrere alla rinegoziazione di mutui ipotecari in essere o all'accensione di altre forme di prestito (ad esempio, prestiti vitalizi ipotecari) che non prevedono il rimborso del capitale e degli interessi.

Infine, anche il numero di componenti del nucleo familiare e il numero di percettori di reddito hanno un effetto significativo sul livello dei consumi.

Confrontando i coefficienti del 2006 con quelli del 2008 non si vedono grandi variazioni nelle stime e nella significatività dei parametri. Fa eccezione la variabile "autonomo" che diviene significativa nel 2008 e il cui coefficiente diventa maggiormente negativo: questo significa che gli autonomi, a parità di altre condizioni, nel 2008 consumano di meno rispetto ai lavoratori dipendenti nel settore pubblico mentre, due anni prima, non si evidenziavano significative differenze nei livelli di consumo tra le diverse tipologie di lavoro, sempre a parità di altre condizioni.

§ 2.6 Test di stabilità strutturale di Chow

Si cerca ora di stabilire, attraverso un test statistico, se i valori dei coefficienti del modello stimato con i dati del 2006 siano significativamente diversi dai quelli dei coefficienti del modello stimato nel 2008 al fine di verificare se la crisi economico-finanziaria iniziata nel 2007 abbia modificato o meno i parametri della funzione di consumo. A tale scopo si conduce un test di stabilità strutturale di Chow: consideriamo il campione delle famiglie del 2006 e quello delle famiglie del 2008 come se fossero due sottocampioni di un medesimo campione; definiamo una variabile *dummy* "d" che assume valore 0 se la famiglia appartiene al sottocampione del 2006 oppure 1 se appartiene a quello del 2008 e creiamo poi le interazioni tra questa variabile e le altre esplicative del modello; infine stimiamo prima la funzione di consumo nell'ipotesi

alternativa che la stessa relazione non valga per ciascuno dei sottocampioni (colonna 1) e poi nell'ipotesi nulla che la stessa relazione valga per tutto il campione (colonna 2). In colonna 3 abbiamo stimato il modello sotto un'altra formulazione dell'ipotesi nulla: cioè che la stessa relazione valga in ciascuno dei due sottocampioni a meno dell'intercetta. Infine, in colonna 4, abbiamo stimato il modello che prevede che anche i coefficienti associati alle variabili legate ai lavoratori autonomi siano variati nel biennio considerato, oltre all'intercetta.

Nell'effettuare il test di Chow dobbiamo tenere in considerazione due problematiche: (i) il termine di errore del modello presenta una variabilità non costante, come è emerso dai test di White; (ii) nel campione sono presenti delle famiglie *panel*, cioè delle famiglie che sono presenti sia nel campione del 2006 sia in quello del 2008: questa complicazione fa cadere l'assunto di indipendenza delle osservazioni. Per tenere conto di entrambe queste criticità, stimiamo i coefficienti con lo stimatore *OLS* e stimiamo in maniera consistente la matrice di varianze e covarianze dello stimatore nell'ipotesi che la variabilità del termine d'errore non sia costante e che vi siano delle covarianze non nulle in corrispondenza delle osservazioni che si riferiscono alla medesima famiglia. Tali osservazioni costituiscono un *cluster* e, in questo caso, vi sono 10352 *cluster*. Anche le statistiche-test utilizzate per saggiare le varie ipotesi sono corrette opportunamente e si distribuiscono come delle *F* di Snedecor con un numero di gradi di libertà al numeratore e denominatore che è pari rispettivamente al numero di restrizioni e al numero di *cluster* meno uno.

	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnc	lnc	lnc	lnc
lny	0.567 (0.012)**	0.557 (0.009)**	0.556 (0.009)**	0.556 (0.009)**
lnw	0.046 (0.004)**	0.046 (0.003)**	0.046 (0.003)**	0.046 (0.003)**
eta	0.001 (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
eta2	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
Nord	0.058 (0.008)**	0.067 (0.006)**	0.067 (0.006)**	0.067 (0.006)**
Centro	0.086 (0.010)**	0.094 (0.007)**	0.094 (0.007)**	0.094 (0.007)**
elementare	0.035 (0.014)*	0.031 (0.010)**	0.031 (0.010)**	0.031 (0.010)**
medie_inf	0.057 (0.016)**	0.059 (0.011)**	0.061 (0.011)**	0.061 (0.011)**
medie_sup	0.090 (0.017)**	0.088 (0.012)**	0.088 (0.012)**	0.088 (0.012)**
laurea	0.103	0.100	0.101	0.101

post_laurea	(0.021)** 0.134	(0.015)** 0.062	(0.015)** 0.067	(0.015)** 0.067
dipendente_privato	(0.080) 0.006	(0.043) -0.001	(0.043) -0.001	(0.043) -0.000
autonomo	(0.012) -0.019	(0.009) -0.034	(0.009) -0.034	(0.009) -0.025
non_professionale	(0.016) 0.015	(0.012)** 0.006	(0.012)** 0.006	(0.015) 0.006
ncomp	(0.013) 0.065	(0.009) 0.063	(0.009) 0.064	(0.009) 0.063
ncomp2	(0.015)** -0.003	(0.012)** -0.003	(0.012)** -0.003	(0.012)** -0.003
nperc	(0.002) -0.050	(0.002) -0.050	(0.002) -0.050	(0.002) -0.050
figli_maggiorenni	(0.007)** -0.003	(0.005)** -0.001	(0.005)** -0.002	(0.005)** -0.001
sesso_femminile	(0.023) -0.015	(0.017) -0.010	(0.017) -0.009	(0.017) -0.010
sposato	(0.008) -0.169	(0.006) -0.134	(0.006) -0.137	(0.006) -0.136
proprietario_casa	(0.079)* -0.183	(0.055)* -0.182	(0.055)* -0.181	(0.055)* -0.181
eta_coniuge	(0.014)** 0.005	(0.011)** 0.004	(0.011)** 0.004	(0.011)** 0.004
eta_coniuge2	(0.003) -0.000	(0.002)* -0.000	(0.002)* -0.000	(0.002)* -0.000
elementare_coniuge	(0.000) 0.027	(0.000) 0.023	(0.000) 0.023	(0.000) 0.023
medie_inf_coniuge	(0.020) 0.047	(0.014) 0.045	(0.014) 0.047	(0.014) 0.047
medie_sup_coniuge	(0.022)* 0.057	(0.015)** 0.055	(0.015)** 0.055	(0.015)** 0.056
laurea_coniuge	(0.023)* 0.077	(0.016)** 0.058	(0.016)** 0.060	(0.016)** 0.060
post_laurea_coniuge	(0.028)** 0.046	(0.020)** 0.086	(0.020)** 0.089	(0.020)** 0.088
dipendente_privato_coniuge	(0.104) -0.002	(0.067) 0.002	(0.067) 0.002	(0.067) 0.002
autonomo_coniuge	(0.016) -0.037	(0.012) -0.026	(0.012) -0.026	(0.012) -0.038
non_professionale_coniuge	(0.021) -0.010	(0.016) -0.009	(0.016) -0.009	(0.019)* -0.009
d	(0.016) 0.300	(0.011) -0.019	(0.011) -0.019	(0.011) -0.018
dlny	(0.149)* -0.021		(0.004)**	(0.004)**
dlnw	(0.016) -0.001			
deta	(0.005) -0.004			
deta2	(0.003) 0.000			
dNord	(0.000) 0.016			
dCentro	(0.010) 0.014			
delementare	(0.012) -0.006			
dmedie_inf	(0.018) 0.007			
dmedie_sup	(0.020) -0.003			
dlaurea	(0.022) -0.004			
dpost_laurea	(0.027) -0.095			
ddipendente_privato	(0.095) -0.011			
dautonomo	(0.016) -0.028			-0.018
dnon_professionale	(0.021) -0.017			(0.017)

	(0.017)			
dncomp	-0.002			
	(0.022)			
dncomp2	0.001			
	(0.003)			
dnperc	-0.000			
	(0.009)			
dfigli_maggiorenni	0.004			
	(0.031)			
dsesso_femminile	0.011			
	(0.010)			
dsposato	0.071			
	(0.103)			
dproprietario_casa	0.003			
	(0.019)			
deta_coniuge	-0.002			
	(0.003)			
deta_coniuge2	0.000			
	(0.000)			
delementare_coniuge	-0.005			
	(0.024)			
dmedie_inf_coniuge	0.002			
	(0.026)			
dmedie_sup_coniuge	-0.000			
	(0.029)			
dlaurea_coniuge	-0.029			
	(0.035)			
dpost_laurea_coniuge	0.069			
	(0.125)			
ddipendente_privato_coniuge	0.008			
	(0.021)			
dautonomo_coniuge	0.021			0.024
	(0.028)			(0.023)
dnon_professionale_coniuge	0.002			
	(0.020)			
Constant	3.629	3.785	3.798	3.798
	(0.115)**	(0.082)**	(0.083)**	(0.083)**
Observations	14033	14033	14033	14033
R-squared	0.70	0.70	0.70	0.70
Robust standard errors in parentheses				
* significant at 5%; ** significant at 1%				

Se il modello in colonna 2 è vero, ossia la stessa relazione vale sia nel campione delle famiglie del 2006 sia in quello delle famiglie del 2008, allora il coefficiente della variabile *dummy* “d” e quelli delle interazioni tra questa variabile e le altre esplicative del modello dovrebbero risultare congiuntamente nulli. La validità di queste restrizioni può essere verificata con un test statistico: la statistica-test si distribuisce come una *F* di Snedecor con 32 e 10351 gradi di libertà, il suo valore risulta pari a 1.67 con un *p-value* di 0.0105. Dunque, ad un livello di significatività prefissato dell’ 1% l’ipotesi nulla non viene rifiutata mentre ad un livello del 5% o del 10% l’ipotesi nulla viene rifiutata.

Se invece si vuole verificare l’ipotesi che solo i coefficienti delle interazioni siano nulli, ovvero che la stessa relazione valga sia per le famiglie del 2006 sia per quelle del 2008 a meno dell’intercetta, la statistica-test, che si distribuisce come una *F* di Snedecor con 31 e 10351 gradi di libertà, assume un valore di 1.00 con un *p-value* di 0.4689: quindi, ad un qualsiasi livello di significatività convenzionale, la nuova ipotesi nulla non viene rifiutata.

Infine, se si conduce un test per verificare che tutti i coefficienti delle interazioni siano nulli a meno di quelli delle variabili “d”, “dautonomo” e “dautonomo_coniuge”, la statistica-test si distribuisce come una F con 29 e 10351 gradi di libertà e assume un valore di 1.00 con un p -value di 0.4666. Anche in questo caso, ad un qualsiasi livello di significatività convenzionale l’ipotesi nulla non viene rifiutata.

§ 2.7 Una nuova variabile dipendente

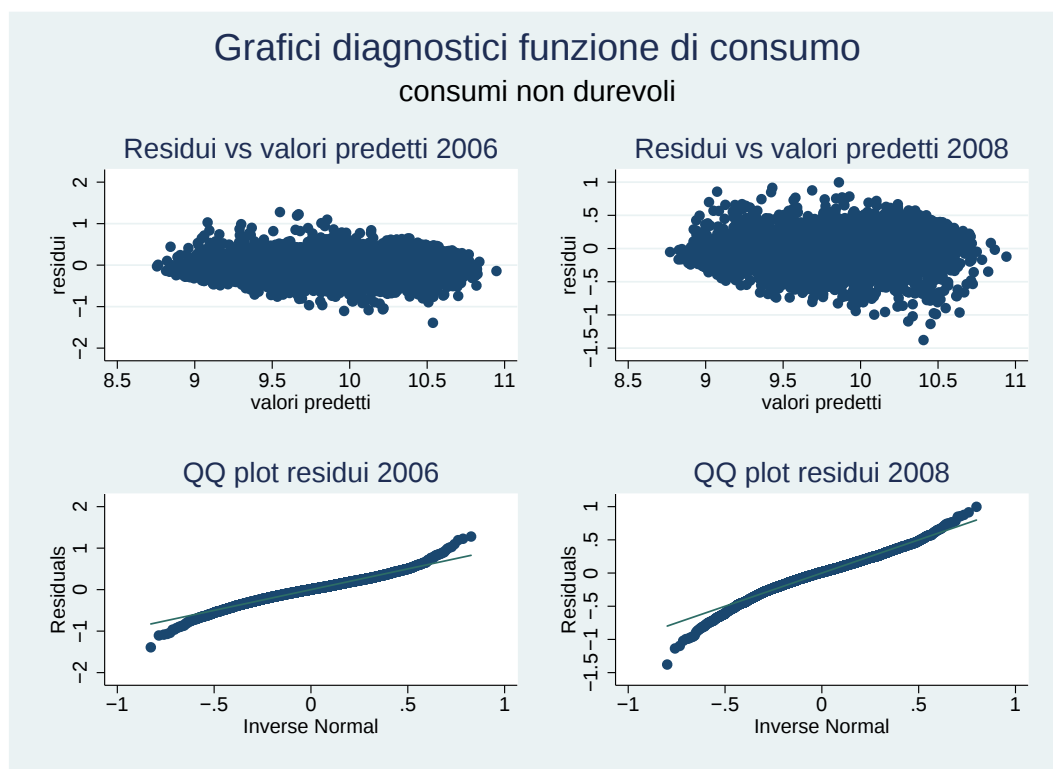
Ora proviamo a vedere se e come cambiano i risultati ottenuti se utilizziamo come variabile dipendente il logaritmo dei consumi non durevoli al posto del logaritmo dei consumi complessivi. Regredendo questa variabile sulle stesse variabili esplicative già utilizzate si ottengono le seguenti stime OLS :

	(1)	(2)
	ln _{cn}	ln _{cn}
ln _y	0.545 (0.009)**	0.516 (0.008)**
ln _w	0.040 (0.003)**	0.042 (0.003)**
eta	0.003 (0.002)	-0.000 (0.001)
eta2	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
Nord	0.046 (0.007)**	0.068 (0.007)**
Centro	0.079 (0.008)**	0.108 (0.008)**
elementare	0.039 (0.014)**	0.041 (0.014)**
medie_inf	0.062 (0.015)**	0.077 (0.015)**
medie_sup	0.100 (0.016)**	0.107 (0.016)**
laurea	0.121 (0.019)**	0.112 (0.018)**
post_laurea	0.133 (0.056)*	0.120 (0.037)**
dipendente_privato	0.013 (0.011)	0.011 (0.010)
autonomo	-0.025 (0.012)*	-0.024 (0.012)*
non_professionale	0.019 (0.011)	0.004 (0.011)
ncomp	0.087 (0.013)**	0.090 (0.013)**
ncomp2	-0.005 (0.002)**	-0.005 (0.002)**
nperc	-0.057 (0.006)**	-0.057 (0.005)**
figli_maggiorenni	-0.051 (0.021)*	-0.032 (0.020)
sezzo_femminile	-0.013 (0.007)	0.006 (0.007)

sposato	-0.203 (0.066)**	-0.142 (0.061)*
proprietario_casa	-0.159 (0.011)**	-0.156 (0.011)**
eta_coniuge	0.005 (0.002)*	0.005 (0.002)*
eta_coniuge2	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
elementare_coniuge	0.023 (0.020)	0.012 (0.020)
medie_inf_coniuge	0.042 (0.021)*	0.032 (0.021)
medie_sup_coniuge	0.049 (0.022)*	0.041 (0.022)
laurea_coniuge	0.062 (0.025)*	0.036 (0.025)
post_laurea_coniuge	0.030 (0.085)	0.091 (0.057)
dipendente_privato_coniuge	0.011 (0.013)	-0.001 (0.013)
autonomo_coniuge	-0.016 (0.017)	-0.028 (0.016)
non_professionale_coniuge	-0.003 (0.013)	-0.019 (0.012)
Constant	3.734 (0.088)**	4.016 (0.082)**
Observations	6926	7110
R-squared	0.72	0.73
Standard errors in parentheses		
* significant at 5%; ** significant at 1%		

§ 2.8 Diagnostica

Anche per questo modello riportiamo alcuni grafici diagnostici al fine di verificare se le usuali ipotesi del modello di regressione lineare siano soddisfatte.



Dai diagrammi di dispersione sembra che anche in questo modello l'ipotesi di omoschedasticità non valga. Conduciamo ugualmente il test di White separatamente per i due anni di osservazione e riportiamo nella seguente tabella i principali risultati della regressione ausiliaria.

Tab 2.5

Test di White		
	2006	2008
R²	0.00567878	0.0134726
N	6926	7110
W-test	39.3313	95.7902
p-value	$2.88 \cdot 10^{-09}$	$1.58 \cdot 10^{-21}$

Anche in questo caso il test di White rifiuta chiaramente l'ipotesi nulla di omoschedasticità. Per quanto riguarda la normalità dei residui, invece, sembra che questa ipotesi possa essere accettata nonostante gli scostamenti nelle code della distribuzione.

§ 2.9 Stima OLS con *standard error* robusti di White

Poiché anche in questo caso l'ipotesi di omoschedasticità sembra non reggere, stimiamo nuovamente il modello ma con *standard error* robusti di White:

	(1)	(2)
	ln _{cn}	ln _{cn}
ln _y	0.545 (0.011)**	0.516 (0.011)**
ln _w	0.040 (0.004)**	0.042 (0.003)**
eta	0.003 (0.002)	-0.000 (0.002)
eta2	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
Nord	0.046 (0.007)**	0.068 (0.007)**
Centro	0.079 (0.009)**	0.108 (0.008)**
elementare	0.039 (0.012)**	0.041 (0.012)**
medie_inf	0.062 (0.014)**	0.077 (0.013)**
medie_sup	0.100 (0.015)**	0.107 (0.015)**
laurea	0.121	0.112

	(0.019)**	(0.018)**
post_laurea	0.133	0.120
	(0.074)	(0.048)*
dipendente_privato	0.013	0.011
	(0.011)	(0.011)
autonomo	-0.025	-0.024
	(0.014)	(0.014)
non_professionale	0.019	0.004
	(0.011)	(0.011)
ncomp	0.087	0.090
	(0.013)**	(0.015)**
ncomp2	-0.005	-0.005
	(0.002)**	(0.002)*
nperc	-0.057	-0.057
	(0.006)**	(0.006)**
figli_maggiorenni	-0.051	-0.032
	(0.021)*	(0.021)
sesso_femminile	-0.013	0.006
	(0.007)	(0.007)
sposato	-0.203	-0.142
	(0.068)**	(0.064)*
proprietario_casa	-0.159	-0.156
	(0.013)**	(0.013)**
eta_coniuge	0.005	0.005
	(0.002)*	(0.002)*
eta_coniuge2	-0.000	-0.000
	(0.000)	(0.000)
elementare_coniuge	0.023	0.012
	(0.017)	(0.016)
medie_inf_coniuge	0.042	0.032
	(0.019)*	(0.018)
medie_sup_coniuge	0.049	0.041
	(0.020)*	(0.019)*
laurea_coniuge	0.062	0.036
	(0.025)*	(0.023)
post_laurea_coniuge	0.030	0.091
	(0.080)	(0.074)
dipendente_privato_coniuge	0.011	-0.001
	(0.014)	(0.013)
autonomo_coniuge	-0.016	-0.028
	(0.019)	(0.019)
non_professionale_coniuge	-0.003	-0.019
	(0.013)	(0.013)
Constant	3.734	4.016
	(0.102)**	(0.101)**
Observations	6926	7110
R-squared	0.72	0.73
Robust standard errors in parentheses		
* significant at 5%; ** significant at 1%		

Rispetto al precedente modello non vi sono sostanziali cambiamenti: a spiegare il livello dei consumi non durevoli contribuiscono ancora una volta significativamente il reddito disponibile, la ricchezza accumulata, l'area di residenza, l'istruzione del capofamiglia, l'essere o meno proprietari dell'abitazione, il numero di componenti e il numero di percettori. Inoltre, a differenza del modello che ha come variabile dipendente il logaritmo dei consumi, la variabile dicotomica per i lavoratori autonomi permane non significativa anche nel 2008.

§ 2.10 Test di stabilità strutturale di Chow

Anche su questo modello conduciamo un test di Chow al fine di verificarne la stabilità strutturale: stimiamo prima la funzione di consumo nell'ipotesi alternativa che la stessa relazione non valga per ciascuno dei sottocampioni (colonna 1), poi nell'ipotesi nulla che la stessa relazione valga per tutto il campione (colonna 2) e, infine, in colonna 3 stimiamo il modello sotto l'altra formulazione dell'ipotesi nulla ovvero che la stessa relazione valga in ciascuno dei due sottocampioni a meno dell'intercetta. In questo caso ci sono 10348 *cluster*.

	(1)	(2)	(3)
	lncn	lncn	lncn
lny	0.545 (0.011)**	0.531 (0.008)**	0.531 (0.008)**
lnw	0.040 (0.004)**	0.041 (0.003)**	0.041 (0.003)**
eta	0.003 (0.002)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
eta2	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
Nord	0.046 (0.007)**	0.058 (0.005)**	0.057 (0.005)**
Centro	0.079 (0.009)**	0.094 (0.006)**	0.094 (0.006)**
elementare	0.039 (0.012)**	0.039 (0.009)**	0.040 (0.009)**
medie_inf	0.062 (0.014)**	0.068 (0.010)**	0.070 (0.010)**
medie_sup	0.100 (0.015)**	0.104 (0.011)**	0.103 (0.011)**
laurea	0.121 (0.019)**	0.115 (0.014)**	0.116 (0.014)**
post_laurea	0.133 (0.074)	0.116 (0.039)**	0.121 (0.038)**
dipendente_privato	0.013 (0.011)	0.011 (0.008)	0.011 (0.008)
autonomo	-0.025 (0.014)	-0.025 (0.011)*	-0.025 (0.011)*
non_professionale	0.019 (0.011)	0.012 (0.008)	0.012 (0.008)
ncomp	0.087 (0.013)**	0.088 (0.010)**	0.088 (0.010)**
ncomp2	-0.005 (0.002)**	-0.005 (0.001)**	-0.005 (0.001)**
nperc	-0.057 (0.006)**	-0.057 (0.004)**	-0.057 (0.004)**
figli_maggiorenni	-0.051 (0.021)*	-0.041 (0.015)**	-0.042 (0.015)**
sesso_femminile	-0.013 (0.007)	-0.004 (0.005)	-0.003 (0.005)
sposato	-0.203 (0.068)**	-0.169 (0.049)**	-0.172 (0.049)**
proprietario_casa	-0.159 (0.013)**	-0.158 (0.010)**	-0.158 (0.010)**
eta_coniuge	0.005 (0.002)*	0.005 (0.002)**	0.005 (0.002)**
eta_coniuge2	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)*	-0.000 (0.000)*

elementare_coniuge	0.023 (0.017)	0.016 (0.013)	0.017 (0.013)
medie_inf_coniuge	0.042 (0.019)*	0.035 (0.014)*	0.037 (0.014)**
medie_sup_coniuge	0.049 (0.020)*	0.043 (0.015)**	0.044 (0.015)**
laurea_coniuge	0.062 (0.025)*	0.046 (0.018)*	0.048 (0.018)**
post_laurea_coniuge	0.030 (0.080)	0.071 (0.060)	0.075 (0.060)
dipendente_privato_coniuge	0.011 (0.014)	0.005 (0.010)	0.005 (0.010)
autonomo_coniuge	-0.016 (0.019)	-0.022 (0.015)	-0.022 (0.015)
non_professionale_coniuge	-0.003 (0.013)	-0.010 (0.010)	-0.011 (0.010)
d	0.282 (0.134)*		-0.019 (0.004)**
dlny	-0.029 (0.015)		
dlnw	0.002 (0.005)		
deta	-0.003 (0.002)		
deta2	0.000 (0.000)		
dNord	0.022 (0.009)*		
dCentro	0.029 (0.011)**		
delementare	0.002 (0.016)		
dmedie_inf	0.015 (0.018)		
dmedie_sup	0.007 (0.020)		
dlaurea	-0.009 (0.025)		
dpost_laurea	-0.013 (0.092)		
ddipendente_privato	-0.002 (0.014)		
dautonomo	0.000 (0.018)		
dnon_professionale	-0.015 (0.015)		
dncomp	0.004 (0.019)		
dncomp2	0.000 (0.003)		
dnperc	-0.000 (0.008)		
dfigli_maggiorenni	0.019 (0.028)		
dsesso_femminile	0.018 (0.009)*		
dsposato	0.061 (0.087)		
dproprietario_casa	0.002 (0.017)		
deta_coniuge	-0.000 (0.003)		
deta_coniuge2	0.000 (0.000)		
delementare_coniuge	-0.011 (0.022)		
dmedie_inf_coniuge	-0.011 (0.024)		
dmedie_sup_coniuge	-0.008 (0.025)		
dlaurea_coniuge	-0.026 (0.031)		

dpost_laurea_coniuge	0.061 (0.103)		
ddipendente_privato_coniuge	-0.012 (0.018)		
dautonomo_coniuge	-0.012 (0.024)		
dnon_professionale_coniuge	-0.015 (0.017)		
Constant	3.734 (0.102)**	3.874 (0.077)**	3.888 (0.077)**
Observations	14036	14036	14036
R-squared	0.72	0.72	0.72
Robust standard errors in parentheses			
* significant at 5%; ** significant at 1%			

La statistica-test per verificare l'ipotesi che i coefficienti della variabile “d” e di tutte le interazioni siano congiuntamente nulli ha una distribuzione F di Snedecor con 32 e 10347 gradi di libertà, assume un valore di 1.91 e ha un p -value pari a 0.0015.

Se invece verifichiamo l'ipotesi che solo i coefficienti delle interazioni siano nulli la statistica test, che si distribuisce come una F di Snedecor con 31 e 10347 gradi di libertà, assume un valore di 1.04 con un p -value di 0.3994.

In conclusione, quindi, si ripresenta sostanzialmente la stessa situazione del modello che ha come variabile dipendente il logaritmo dei consumi: viene rifiutata ad un livello di significatività prefissato del 5% l'ipotesi che tutti i coefficienti associati alla variabile *dummy* “d” e alle interazioni siano congiuntamente nulli mentre, ad un qualsiasi livello di significatività convenzionale, non si rifiuta l'ipotesi che solo i coefficienti delle interazioni siano nulli.

§ 2.11 Ultime considerazioni sulla funzione di consumo

Abbiamo visto che per entrambi i modelli, sia quello che ha come variabile dipendente il logaritmo dei consumi sia quello che ha come variabile dipendente il logaritmo dei consumi non durevoli, il test di Chow non rifiuta l'ipotesi che tutti i coefficienti siano rimasti invariati ad eccezione della costante. Considerando quest'ultima specificazione, stimata in colonna 3 nei paragrafi relativi al test di Chow, si osserva che l'intercetta nel 2008 è significativamente più piccola di quella del 2006 di un valore pari a 0.019 in entrambi i casi: ciò significa che una famiglia nel 2008 ha un consumo inferiore dell' 1.9% in termini reali rispetto a quello di una famiglia che nel 2006 ha le medesime caratteristiche in termini di reddito reale, ricchezza accumulata fino all'anno precedente, titolo di studio e altre condizioni. Questo risultato può essere considerato un segno della crisi economico-finanziaria iniziata nel 2007.

Le motivazioni che hanno spinto le famiglie italiane nel 2008 a ridurre in termini reali i propri consumi non durevoli e complessivi potrebbero essere di diversa natura, non necessariamente in contrasto tra loro: (i) a causa della recessione le famiglie potrebbero aver rivisto al ribasso le proprie aspettative sui redditi futuri modificando di conseguenza le scelte di consumo corrente; (ii) potrebbe essere aumentata significativamente l'incertezza e la variabilità dei redditi futuri a causa dei rischi connessi alla disoccupazione e alla perdita del lavoro e, dunque, la riduzione dei consumi e l'aumento del risparmio sarebbero riconducibili ad un movente precauzionale.

Inoltre, il primo modello stimato sembra suggerire che il calo dei consumi abbia riguardato soprattutto le famiglie di lavoratori indipendenti, che costituiscono la categoria maggiormente colpita dalla crisi e maggiormente esposta alla variabilità del reddito.

CAPITOLO III

ANALISI DEL RISPARMIO

§ 3.1 Specificazione e stima del modello

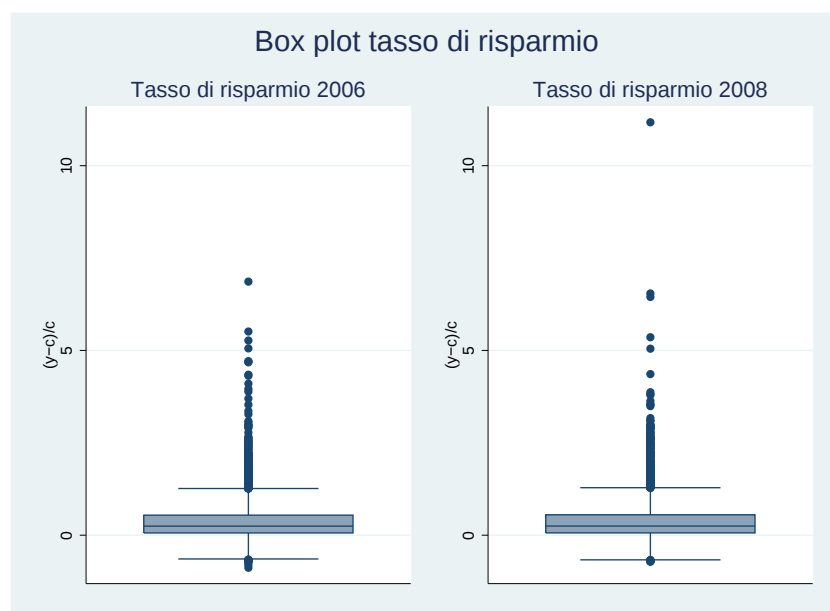
Per analizzare il risparmio delle famiglie italiane nel biennio 2006-2008 abbiamo definito una nuova variabile che rappresenta una formulazione del tasso di risparmio in cui si rapporta il risparmio familiare, definito come la differenza tra il reddito disponibile e il consumo, ai consumi e non al reddito disponibile. Ovvero:

$$s_tasso_c = \frac{y - c}{c}$$

La scelta di rapportare il risparmio ai consumi e non al reddito disponibile deriva essenzialmente da due motivi³: (i) i consumi sono meno soggetti alle variazioni transitorie del reddito e quindi rappresentano un buon indicatore del reddito permanente, preferibile al reddito disponibile corrente; (ii) il consumo, a differenza del reddito, è sempre strettamente positivo.

I seguenti grafici mostrano il *box plot* di questa variabile per l'anno 2006 e l'anno 2008: da questi grafici si può notare che la distribuzione del tasso di risparmio è fortemente asimmetrica e, inoltre, presenta alcuni *outliers* nella coda positiva della distribuzione.

³ L'idea di definire il tasso di risparmio come il rapporto tra il risparmio, calcolato come la differenza tra il reddito disponibile e i consumi non durevoli, e i consumi non durevoli si trova in ATTANASIO, O. P. (1993). *A cohort analysis of saving behavior by U.S. households*, NBER, Working Paper No. 4454.

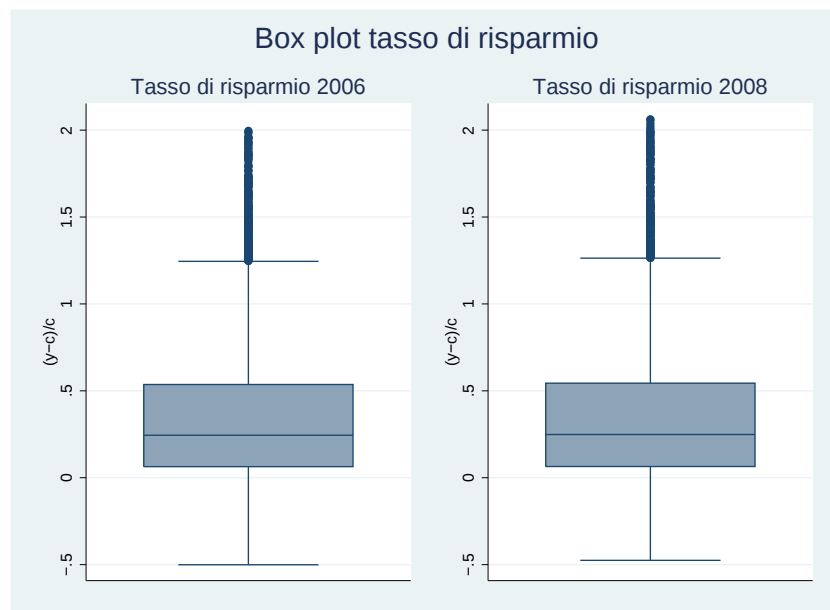


Di seguito vengono anche riportati i principali indici sintetici per questa nuova variabile: da questi valori emerge che il tasso di risparmio è aumentato tra il 2006 e il 2008 in misura pari all' 0.86% se si guardano i valori medi e all' 0.41% se si guardano quelli mediani. Le famiglie italiane, dunque, in risposta alla caduta del reddito, hanno ridotto i propri consumi e aumentato il risparmio.

Tab 3.1

s_tasso_c		
	2006	2008
Media	0.3457795	0.3544157
Mediana	0.2445593	0.2486513
Dev. Std.	0.4934695	0.5058454
Asimmetria	2.408427	3.396981
Curtosi	18.202130	42.299590

Per eliminare l'effetto dei valori anomali sono state cancellate le osservazioni che presentavano un valore del tasso di risparmio inferiore al primo percentile della distribuzione o superiore al novantanovesimo percentile. Il risultato di questa operazione è visibile nei seguenti *box plot*.



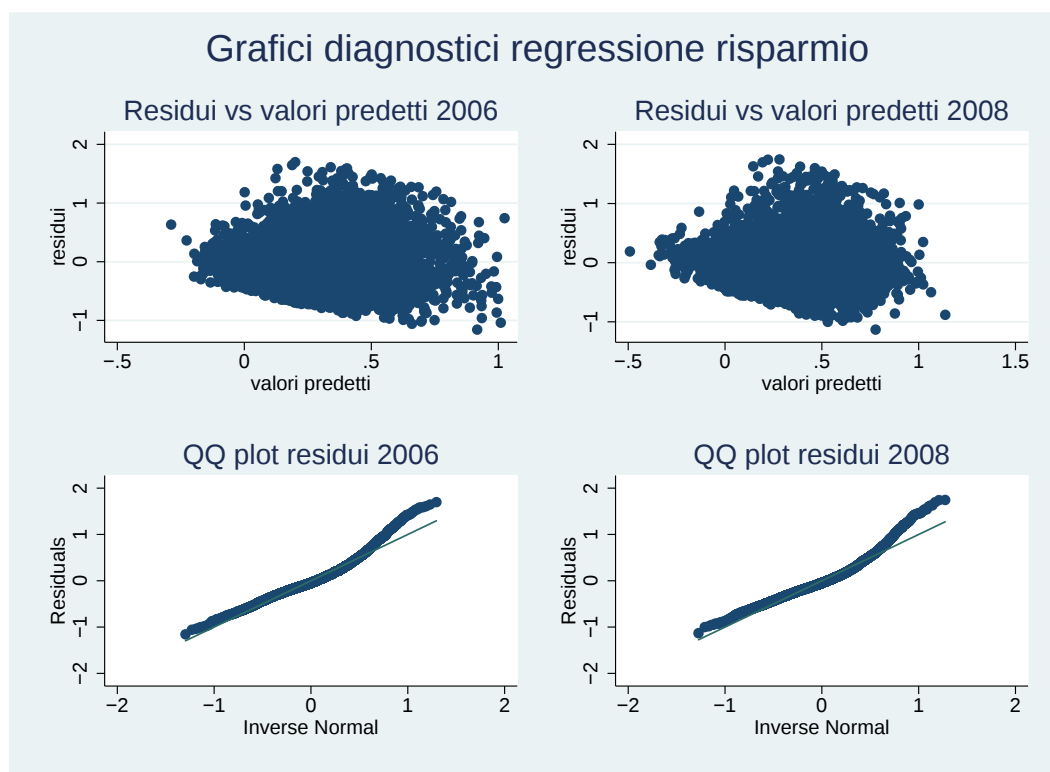
Regredendo la variabile del risparmio sul logaritmo della ricchezza complessiva accumulata fino all'anno precedente, sull'età e il suo quadrato, sull'area di residenza, sull'istruzione, sul tipo di lavoro, sul numero di componenti e sul suo quadrato, sul numero di percettori, sul numero di figli maggiorenni diviso il numero di componenti, sul sesso del capofamiglia, su un indicatore della presenza o meno di un coniuge o convivente, su un indicatore della proprietà dell'abitazione, sull'età del coniuge/convivente e il suo quadrato, sull'istruzione del coniuge/convivente, sul tipo di lavoro del coniuge/convivente, otteniamo separatamente per il 2006 e il 2008 le seguenti stime *OLS*:

	(1)	(2)
	s_tasso_c	s_tasso_c
	(2006)	(2008)
lnw	0.017 (0.004)**	0.025 (0.004)**
eta	-0.001 (0.003)	0.005 (0.002)*
eta2	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
Nord	0.029 (0.011)**	0.026 (0.011)*
Centro	-0.030 (0.013)*	-0.027 (0.012)*
elementare	0.002 (0.022)	0.019 (0.022)
medie_inf	0.035 (0.024)	0.042 (0.023)
medie_sup	0.061 (0.025)*	0.092 (0.025)**

laurea	0.151 (0.029)**	0.152 (0.028)**
post_laurea	0.106 (0.091)	0.309 (0.062)**
dipendente_privato	-0.001 (0.017)	0.010 (0.017)
autonomo	0.034 (0.020)	0.075 (0.020)**
non_professionale	-0.052 (0.017)**	-0.031 (0.017)
ncomp	-0.020 (0.021)	-0.007 (0.021)
ncomp2	-0.004 (0.003)	-0.007 (0.003)*
nperc	0.199 (0.008)**	0.204 (0.008)**
figli_maggiorenni	0.121 (0.033)**	0.111 (0.032)**
sesso_femminile	-0.005 (0.011)	-0.025 (0.011)*
sposato	-0.025 (0.105)	-0.053 (0.098)
proprietario_casa	0.150 (0.017)**	0.127 (0.017)**
eta_coniuge	0.002 (0.004)	0.002 (0.003)
eta_coniuge2	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
elementare_coniuge	0.023 (0.031)	0.004 (0.032)
medie_inf_coniuge	0.037 (0.034)	0.012 (0.034)
medie_sup_coniuge	0.043 (0.034)	0.046 (0.035)
laurea_coniuge	0.070 (0.040)	0.090 (0.040)*
post_laurea_coniuge	0.156 (0.128)	-0.085 (0.094)
dipendente_privato_coniuge	0.003 (0.021)	-0.020 (0.020)
autonomo_coniuge	0.031 (0.026)	0.012 (0.027)
non_professionale_coniuge	-0.015 (0.020)	-0.041 (0.020)*
Constant	-0.320 (0.091)**	-0.583 (0.085)**
Observations	6791	6966
R-squared	0.23	0.26
Standard errors in parentheses		
* significant at 5%; ** significant at 1%		

§ 3.2 Diagnostica

Per valutare la bontà del modello riportiamo il diagramma di dispersione dei residui rispetto ai valori predetti e il *qq plot* dei residui.



Dai diagrammi di dispersione emerge una chiara forma di eteroschedasticità sia nei residui del 2006 sia in quelli del 2008. Conduciamo comunque il test di White per saggiare l'ipotesi nulla di omoschedasticità contro l'alternativa di eteroschedasticità di forma ignota. I valori della regressione ausiliaria e i risultati del test sono riassunti nella seguente tabella separatamente per i due anni di osservazione.

Tab 3.2

Test di White		
	2006	2008
R^2	0.04151212	0.03330411
N	6791	6966
W-test	281.9088	231.9964
p-value	$6.09 \cdot 10^{-62}$	$4.19 \cdot 10^{-51}$

Il test di White rifiuta chiaramente l'ipotesi nulla sia nel 2006 sia nel 2008: viene così confermata la presenza di eteroschedasticità.

I *qq plot* segnalano la scarsa aderenza dei dati alla normalità dovuta al fatto che l'asimmetria della variabile dipendente si riflette nei residui del modello.

§ 3.3 Stima OLS con *standard error* robusti di White

Vista la presenza di eteroschedasticità stimiamo nuovamente i due modelli con *standard error* robusti di White:

	(1)	(2)
	s_tasso_c	s_tasso_c
	(2006)	(2008)
lnw	0.017 (0.005)**	0.025 (0.005)**
eta	-0.001 (0.003)	0.005 (0.002)*
eta2	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
Nord	0.029 (0.011)**	0.026 (0.011)*
Centro	-0.030 (0.013)*	-0.027 (0.012)*
elementare	0.002 (0.019)	0.019 (0.017)
medie_inf	0.035 (0.022)	0.042 (0.019)*
medie_sup	0.061 (0.023)**	0.092 (0.021)**
laurea	0.151 (0.029)**	0.152 (0.027)**
post_laurea	0.106 (0.095)	0.309 (0.072)**
dipendente_privato	-0.001 (0.018)	0.010 (0.017)
autonomo	0.034 (0.024)	0.075 (0.023)**
non_professionale	-0.052 (0.018)**	-0.031 (0.018)
ncomp	-0.020 (0.020)	-0.007 (0.021)
ncomp2	-0.004 (0.003)	-0.007 (0.003)*
nperc	0.199 (0.009)**	0.204 (0.009)**
figli_maggiorenni	0.121 (0.034)**	0.111 (0.033)**
sesso_femminile	-0.005 (0.011)	-0.025 (0.011)*
sposato	-0.025 (0.110)	-0.053 (0.100)
proprietario_casa	0.150 (0.019)**	0.127 (0.020)**
eta_coniuge	0.002 (0.004)	0.002 (0.003)
eta_coniuge2	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
elementare_coniuge	0.023 (0.028)	0.004 (0.027)
medie_inf_coniuge	0.037 (0.031)	0.012 (0.029)
medie_sup_coniuge	0.043 (0.032)	0.046 (0.032)
laurea_coniuge	0.070 (0.040)	0.090 (0.039)*
post_laurea_coniuge	0.156 (0.161)	-0.085 (0.104)

dipendente_privato_coniuge	0.003 (0.024)	-0.020 (0.023)
autonomo_coniuge	0.031 (0.033)	0.012 (0.033)
non_professionale_coniuge	-0.015 (0.023)	-0.041 (0.021)
Constant	-0.320 (0.092)**	-0.583 (0.084)**
Observations	6791	6966
R-squared	0.23	0.26
Robust standard errors in parentheses		
* significant at 5%; ** significant at 1%		

Come emerge da queste stime, la ricchezza accumulate alla fine dell' anno precedente ha un effetto significativo e positivo sul tasso di risparmio, a parità di altre condizioni.

Anche il livello di istruzione ha un effetto significativo e positivo sul tasso di risparmio, *ceteris paribus*, poiché le famiglie più istruite hanno un ammontare maggiore di risorse nel corso del loro ciclo vitale e quindi possono mantenere livelli di risparmio più elevati. Inoltre, i coefficienti associati alle *dummy* che rappresentano i diversi livelli dell'istruzione hanno un valore maggiore nel 2008 rispetto al 2006 e la variabili dicotomiche per la licenza media inferiore e per la specializzazione post-laurea, che nel 2006 non erano significative, diventano tali nel 2008: questo è un altro segno del fatto che le famiglie italiane hanno incrementato il proprio livello di risparmio.

Nel 2006 i lavoratori autonomi avevano un tasso di risparmio sostanzialmente uguale a quello dei dipendenti pubblici, *ceteris paribus*. Nel 2008 questo non è più vero: la *dummy* relativa al lavoro autonomo diventa significativa ed ha segno positivo. Ciò significa che i lavoratori autonomi nel 2008 hanno un tasso di risparmio superiore ai lavoratori dipendenti, a parità di altre condizioni. Al contrario, nel 2006 le famiglie il cui capofamiglia era in condizione non professionale risparmiavano significativamente meno di quelle i cui capofamiglia erano dei lavoratori dipendenti nel settore pubblico mentre, nel 2008, la variabile dicotomica per le famiglie in condizione non professionale è non significativa e quindi il loro risparmio è in linea con quello dei dipendenti pubblici, a parità di altre condizioni.

Anche il numero di percettori di reddito, il numero di figli maggiorenni ancora in casa e l'essere proprietari dell'abitazione di residenza hanno un effetto significativo e positivo sul risparmio. Vi è inoltre un effetto significativo dell'area di residenza: le famiglie del Nord risparmiano mediamente di più rispetto a quelle del Sud e delle Isole, mentre le famiglie del Centro risparmiano mediamente di meno, a parità di altre condizioni.

§ 3.4 Test di stabilità strutturale di Chow

Conduciamo ora un test di Chow per valutare se i coefficienti del modello sono cambiati significativamente nel biennio 2006-2008. Per far questo, in colonna 1 abbiamo stimato il modello sotto l'ipotesi alternativa che tutti i coefficienti siano diversi; in colonna 2 abbiamo stimato il modello sotto l'ipotesi nulla che nessun coefficiente sia variato nel corso del tempo; in colonna 3 abbiamo stimato il modello sotto un' altra formulazione dell'ipotesi nulla, ovvero che la sola intercetta si sia modificata mentre tutti gli altri coefficienti siano rimasti uguali; infine, in colonna 4 abbiamo stimato il modello che prevede che a variare nel biennio considerato siano stati i coefficienti delle variabili relative alla tipologia di lavoro.

	(1)	(2)	(3)	(4)
	s_tasso_c	s_tasso_c	s_tasso_c	s_tasso_c
lnw	0.017 (0.005)**	0.021 (0.004)**	0.021 (0.004)**	0.021 (0.004)**
eta	-0.001 (0.003)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)
eta2	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
Nord	0.029 (0.011)**	0.027 (0.008)**	0.027 (0.008)**	0.027 (0.008)**
Centro	-0.030 (0.013)*	-0.029 (0.009)**	-0.029 (0.009)**	-0.029 (0.009)**
elementare	0.002 (0.019)	0.011 (0.014)	0.011 (0.014)	0.010 (0.014)
medie_inf	0.035 (0.022)	0.040 (0.016)**	0.039 (0.016)*	0.038 (0.016)*
medie_sup	0.061 (0.023)**	0.076 (0.017)**	0.076 (0.017)**	0.075 (0.017)**
laurea	0.151 (0.029)**	0.153 (0.021)**	0.152 (0.021)**	0.152 (0.021)**
post_laurea	0.106 (0.095)	0.246 (0.059)**	0.243 (0.059)**	0.245 (0.059)**
dipendente_privato	-0.001 (0.018)	0.005 (0.013)	0.005 (0.013)	0.002 (0.015)
autonomo	0.034 (0.024)	0.055 (0.018)**	0.055 (0.018)**	0.029 (0.022)
non_professionale	-0.052 (0.018)**	-0.042 (0.013)**	-0.041 (0.013)**	-0.057 (0.014)**
ncomp	-0.020 (0.020)	-0.014 (0.015)	-0.014 (0.015)	-0.014 (0.015)
ncomp2	-0.004 (0.003)	-0.005 (0.002)*	-0.005 (0.002)*	-0.005 (0.002)**
nperc	0.199 (0.009)**	0.201 (0.006)**	0.202 (0.006)**	0.201 (0.006)**
figli_maggioresni	0.121 (0.034)**	0.115 (0.025)**	0.116 (0.025)**	0.115 (0.025)**
sesso_femminile	-0.005 (0.011)	-0.014 (0.008)	-0.015 (0.008)	-0.014 (0.008)
sposato	-0.025 (0.110)	-0.034 (0.077)	-0.032 (0.077)	-0.035 (0.078)
proprietario_casa	0.150 (0.019)**	0.140 (0.015)**	0.139 (0.015)**	0.139 (0.015)**
eta_coniuge	0.002 (0.004)	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)
eta_coniuge2	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000

	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
elementare_coniuge	0.023	0.016	0.015	0.015
	(0.028)	(0.021)	(0.021)	(0.021)
medie_inf_coniuge	0.037	0.026	0.025	0.025
	(0.031)	(0.023)	(0.023)	(0.023)
medie_sup_coniuge	0.043	0.046	0.046	0.045
	(0.032)	(0.024)	(0.024)	(0.024)
laurea_coniuge	0.070	0.085	0.083	0.083
	(0.040)	(0.030)**	(0.030)**	(0.030)**
post_laurea_coniuge	0.156	0.008	0.005	0.006
	(0.161)	(0.093)	(0.093)	(0.093)
dipendente_privato_coniuge	0.003	-0.008	-0.008	0.008
	(0.024)	(0.017)	(0.017)	(0.020)
autonomo_coniuge	0.031	0.020	0.021	0.032
	(0.033)	(0.024)	(0.024)	(0.031)
non_professionale_coniuge	-0.015	-0.028	-0.028	-0.020
	(0.023)	(0.017)	(0.017)	(0.018)
d	-0.263		0.015	
	(0.119)*		(0.006)**	
dlnw	0.008			
	(0.007)			
deta	0.006			
	(0.003)			
deta2	-0.000			
	(0.000)			
dNord	-0.003			
	(0.014)			
dCentro	0.003			
	(0.017)			
delementare	0.017			
	(0.025)			
dmedie_inf	0.007			
	(0.028)			
dmedie_sup	0.031			
	(0.030)			
dlaurea	0.001			
	(0.037)			
dpost_laurea	0.203			
	(0.121)			
ddipendente_privato	0.011			0.007
	(0.024)			(0.014)
dautonomo	0.041			0.052
	(0.031)			(0.025)*
dnon_professionale	0.021			0.032
	(0.024)			(0.009)**
dncomp	0.013			
	(0.028)			
dncomp2	-0.003			
	(0.004)			
dnperc	0.006			
	(0.012)			
dfigli_maggiorenni	-0.010			
	(0.045)			
dsesso_femminile	-0.020			
	(0.015)			
dsposato	-0.027			
	(0.142)			
dproprietario_casa	-0.022			
	(0.027)			
deta_coniuge	0.000			
	(0.005)			
deta_coniuge2	0.000			
	(0.000)			
delementare_coniuge	-0.020			
	(0.035)			
dmedie_inf_coniuge	-0.025			
	(0.039)			
dmedie_sup_coniuge	0.003			
	(0.042)			
dlaurea_coniuge	0.020			
	(0.052)			
dpost_laurea_coniuge	-0.240			

	(0.190)			
ddipendente_privato_coniuge	-0.023			-0.031
	(0.031)			(0.020)
dautonomo_coniuge	-0.018			-0.021
	(0.044)			(0.038)
dnon_professionale_coniuge	-0.026			-0.015
	(0.029)			(0.012)
Constant	-0.320	-0.457	-0.465	-0.460
	(0.092)**	(0.065)**	(0.065)**	(0.065)**
Observations	13757	13757	13757	13757
R-squared	0.24	0.24	0.24	0.24
Robust standard errors in parentheses				
* significant at 5%; ** significant at 1%				

In questo caso i *cluster* sono 10179. La statistica-test per verificare l'ipotesi nulla che tutti i coefficienti siano rimasti uguali ha una distribuzione F di Snedecor con 31 e 10178 gradi di libertà e assume un valore di 1.56 con un p -value di 0.0240. Se invece vogliamo verificare l'ipotesi che la sola intercetta sia cambiata la statistica-test, che si distribuisce come una F di Snedecor con 30 e 10178 gradi di libertà, assume un valore di 1.45 con un p -value di 0.0549. Infine, l'ipotesi espressa dal modello in colonna 4 può essere saggiata con una statistica-test che si distribuisce come una F di Snedecor con 25 e 10178 gradi di libertà e che assume un valore di 1,26 con un p -value di 0.1701. Dunque, l'ipotesi che nel biennio 2006-2008 siano variati i parametri associati alle tipologie del lavoro non viene rifiutata ad un qualsiasi livello di significatività convenzionale.

§ 3.5 Regressioni quantiliche

Una strategia alternativa alla eliminazione delle osservazioni anomale consiste nell'impiegare regressioni quantiliche. Tali regressioni modellano i quantili della variabile dipendente condizionatamente ad un vettore di variabili esplicative. Nel nostro caso scegliamo come quantile la mediana.

Lo stimatore impiegato in queste regressioni, denominato *least absolute deviations (LAD) estimator*, minimizza la somma degli scarti in valore assoluto tra il valore della variabile dipendente e il predittore lineare. Questo stimatore produce quindi delle stime che hanno il pregio di essere meno affette dalla presenza di valori anomali.

Regredendo il tasso di risparmio sulle medesime variabili esplicative, si ottengono i seguenti valori:

	(1)	(2)
	s_tasso_c	s_tasso_c
	(2006)	(2008)
lnw	0.010 (0.005)*	0.009 (0.005)*
eta	-0.002 (0.003)	0.005 (0.002)*
eta2	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
Nord	0.055 (0.011)**	0.046 (0.011)**
Centro	-0.020 (0.013)	-0.008 (0.013)
elementare	0.035 (0.023)	0.012 (0.022)
medie_inf	0.065 (0.025)**	0.043 (0.024)
medie_sup	0.089 (0.025)**	0.107 (0.025)**
laurea	0.175 (0.030)**	0.155 (0.029)**
post_laurea	0.048 (0.090)	0.395 (0.061)**
dipendente_privato	-0.018 (0.017)	0.001 (0.017)
autonomo	-0.003 (0.020)	0.070 (0.020)**
non_professionale	-0.055 (0.018)**	-0.051 (0.017)**
ncomp	-0.024 (0.021)	0.003 (0.020)
ncomp2	-0.002 (0.003)	-0.007 (0.003)**
nperc	0.209 (0.008)**	0.210 (0.008)**
figli_maggiorenni	0.074 (0.033)*	0.066 (0.032)*
sesso_femminile	-0.011 (0.011)	-0.007 (0.011)
sposato	-0.067 (0.106)	-0.183 (0.099)
proprietario_casa	0.152 (0.017)**	0.150 (0.017)**
eta_coniuge	0.003 (0.004)	0.007 (0.003)*
eta_coniuge2	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)*
elementare_coniuge	0.021 (0.032)	0.001 (0.033)
medie_inf_coniuge	0.039 (0.034)	0.020 (0.034)
medie_sup_coniuge	0.052 (0.035)	0.042 (0.036)
laurea_coniuge	0.070 (0.041)	0.098 (0.040)*
post_laurea_coniuge	0.164 (0.119)	-0.129 (0.092)
dipendente_privato_coniuge	-0.005 (0.021)	-0.012 (0.021)
autonomo_coniuge	0.008 (0.027)	0.014 (0.027)
non_professionale_coniuge	-0.011 (0.020)	-0.012 (0.020)
Constant	-0.319	-0.521

	(0.093)**	(0.085)**
Observations	6927	7106
Standard errors in parentheses		
* significant at 5%; ** significant at 1%		

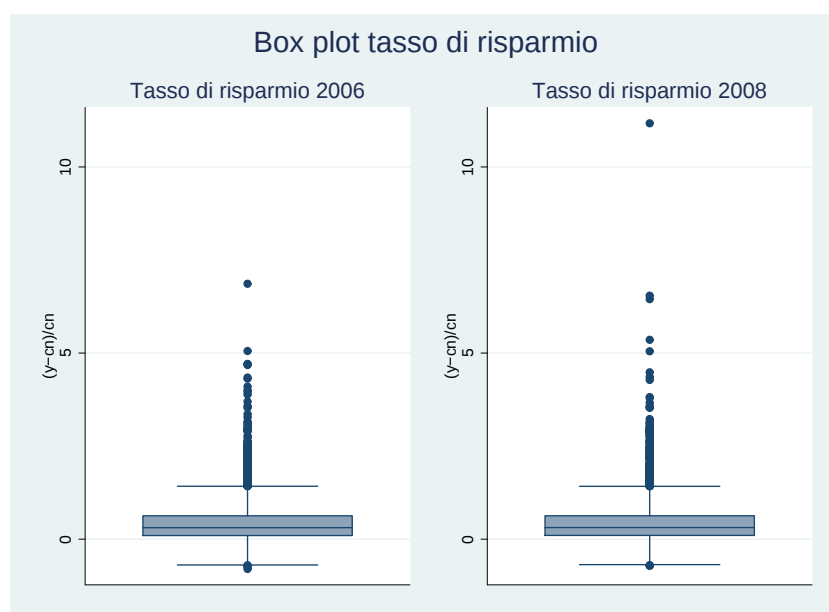
Non vi sono grandi differenze rispetto alle stime *OLS* e le variabili che nelle precedenti regressioni risultavano significative permangono sostanzialmente tali anche in queste. In particolare, la variabile per i lavoratori autonomi, che nel 2006 era non significativa e aveva un coefficiente negativo, nel 2008 presenta un coefficiente positivo e risulta significativa: pertanto anche queste regressioni mettono in luce un cambiamento nelle scelte di risparmio dei lavoratori indipendenti che nel 2008 risparmiano significativamente di più rispetto ai lavoratori dipendenti nel settore pubblico *ceteris paribus*, mentre, due anni prima, il loro risparmio era in linea con quello dei dipendenti pubblici.

§ 3.6 Una nuova variabile dipendente

Ridefiniamo la variabile dipendente sostituendo il consumo di beni non durevoli al consumo complessivo, vale a dire:

$$s_tasso_{cn} = \frac{y - cn}{cn}$$

Come si vede dai seguenti *box plot* anche questa variabile ha una distribuzione asimmetrica e presenta alcuni valori anomali.



Come prima, presentiamo di seguito alcune statistiche descrittive per il tasso di risparmio. Osservando i valori della media e della mediana si può notare che il tasso di risparmio è cresciuto nel 2008 rispetto al 2006: dell' 0.77% se si considera la media campionaria e dell' 0.33% se si considera la mediana.

Tab 3.3

s_tasso_cn		
	2006	2008
Media	0.414394	0.4220931
Mediana	0.3084532	0.3118018
Dev. Std.	0.4992344	0.5201561
Asimmetria	2.174248	3.251457
Curtosi	14.950340	37.939600

Anche in questo caso eliminiamo le osservazioni con un valore del tasso di risparmio superiore al novantanovesimo percentile o inferiore al primo percentile. I risultati sono visibili nei seguenti *box plot*.



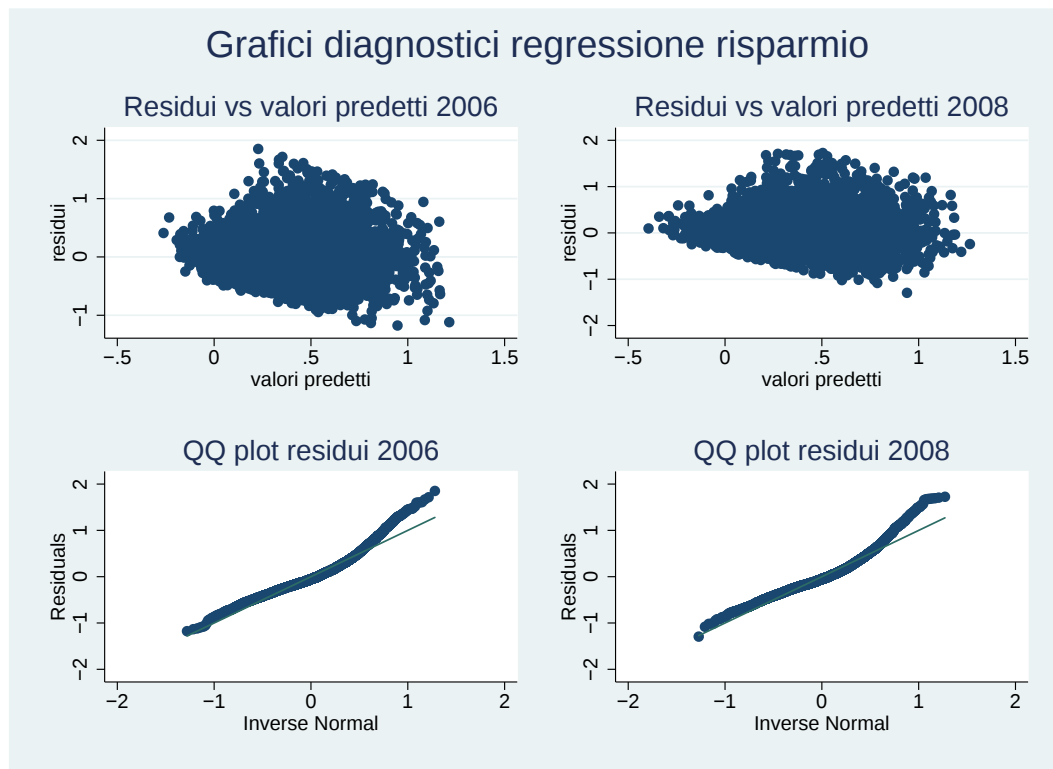
Una volta eliminate le osservazioni anomale, stimiamo la stessa relazione con questa nuova variabile dipendente ottenendo, separatamente per il 2006 e il 2008, le seguenti stime *OLS*.

	(1)	(2)
	s_tasso_cn	s_tasso_cn
	(2006)	(2008)
lnw	0.029 (0.004)**	0.030 (0.004)**
eta	-0.003 (0.003)	0.003 (0.002)
eta2	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
Nord	0.050 (0.011)**	0.044 (0.010)**
Centro	-0.017 (0.013)	-0.031 (0.012)*
elementare	-0.006 (0.022)	0.003 (0.022)
medie_inf	0.037 (0.024)	0.030 (0.024)
medie_sup	0.056 (0.025)*	0.086 (0.025)**
laurea	0.136 (0.029)**	0.180 (0.028)**
post_laurea	0.127 (0.088)	0.257 (0.061)**
dipendente_privato	-0.009 (0.017)	-0.006 (0.017)
autonomo	0.055 (0.019)**	0.062 (0.020)**
non_professionale	-0.059 (0.017)**	-0.038 (0.017)*
ncomp	-0.037 (0.020)	-0.036 (0.021)
ncomp2	-0.002 (0.003)	-0.003 (0.003)
nperc	0.222 (0.008)**	0.233 (0.008)**
figli_maggiorenni	0.184 (0.032)**	0.161 (0.032)**
sesso_femminile	-0.010 (0.011)	-0.037 (0.011)**
sposato	-0.034 (0.103)	-0.041 (0.098)
proprietario_casa	0.119 (0.017)**	0.119 (0.017)**
eta_coniuge	0.002 (0.004)	0.000 (0.003)
eta_coniuge2	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
elementare_coniuge	0.037 (0.031)	0.016 (0.032)
medie_inf_coniuge	0.053 (0.033)	0.045 (0.034)
medie_sup_coniuge	0.068 (0.034)*	0.074 (0.035)*
laurea_coniuge	0.127 (0.039)**	0.118 (0.040)**
post_laurea_coniuge	0.200 (0.131)	-0.024 (0.092)
dipendente_privato_coniuge	-0.018 (0.020)	-0.006 (0.020)
autonomo_coniuge	-0.007 (0.026)	0.040 (0.027)
non_professionale_coniuge	-0.032 (0.020)	-0.032 (0.020)
Constant	-0.308	-0.463

	(0.090)**	(0.085)**
Observations	6789	6965
R-squared	0.29	0.30
Standard errors in parentheses		
* significant at 5%; ** significant at 1%		

§ 3.7 Diagnostica

Presentiamo nuovamente il diagramma di dispersione dei residui rispetto ai valori predetti e il *qq plot* dei residui per il nuovo modello.



Anche in questo caso i diagrammi di dispersione mostrano un aumento della variabilità dei residui all'aumentare del valore predetto. I test di White assumono i seguenti valori per ciascun anno di osservazione.

Tab 3.4

Test di White		
	2006	2008
R^2	0.03745174	0.03529168
N	6789	6965
W-test	254.2599	245.8066
p-value	$6.14 \cdot 10^{-56}$	$4.21 \cdot 10^{-54}$

Dunque, l'ipotesi nulla di omoschedasticità viene rifiutata nettamente.

Inoltre, anche in questo modello l'asimmetria della variabile dipendente si riflette nei residui che mostrano, nei diagrammi quantile-quantile, una scarsa aderenza alla normalità.

§ 3.8 Stima OLS con *standard error* robusti di White

Visto il netto rifiuto dell'ipotesi di omoschedasticità, stimiamo nuovamente il modello con *standard error* robusti di White:

	(1)	(2)
	s_tasso_cn	s_tasso_cn
	(2006)	(2008)
lnw	0.029 (0.005)**	0.030 (0.005)**
eta	-0.003 (0.003)	0.003 (0.002)
eta2	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
Nord	0.050 (0.011)**	0.044 (0.011)**
Centro	-0.017 (0.013)	-0.031 (0.012)**
elementare	-0.006 (0.019)	0.003 (0.018)
medie_inf	0.037 (0.022)	0.030 (0.020)
medie_sup	0.056 (0.023)*	0.086 (0.022)**
laurea	0.136 (0.029)**	0.180 (0.028)**
post_laurea	0.127 (0.102)	0.257 (0.070)**
dipendente_privato	-0.009 (0.017)	-0.006 (0.017)
autonomo	0.055 (0.023)*	0.062 (0.023)**
non_professionale	-0.059 (0.018)**	-0.038 (0.018)*
ncomp	-0.037 (0.020)	-0.036 (0.025)
ncomp2	-0.002 (0.003)	-0.003 (0.003)
nperc	0.222 (0.009)**	0.233 (0.009)**
figli_maggiorenni	0.184 (0.035)**	0.161 (0.033)**
sesso_femminile	-0.010 (0.011)	-0.037 (0.011)**
sposato	-0.034 (0.108)	-0.041 (0.102)
proprietario_casa	0.119 (0.020)**	0.119 (0.021)**
eta_coniuge	0.002 (0.004)	0.000 (0.003)
eta_coniuge2	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
elementare_coniuge	0.037 (0.027)	0.016 (0.027)

medie_inf_coniuge	0.053 (0.030)	0.045 (0.030)
medie_sup_coniuge	0.068 (0.031)*	0.074 (0.032)*
laurea_coniuge	0.127 (0.040)**	0.118 (0.040)**
post_laurea_coniuge	0.200 (0.146)	-0.024 (0.107)
dipendente_privato_coniuge	-0.018 (0.023)	-0.006 (0.022)
autonomo_coniuge	-0.007 (0.033)	0.040 (0.033)
non_professionale_coniuge	-0.032 (0.022)	-0.032 (0.021)
Constant	-0.308 (0.094)**	-0.463 (0.086)**
Observations	6789	6965
R-squared	0.29	0.30
Robust standard errors in parentheses		
* significant at 5%; ** significant at 1%		

Adottando questa nuova definizione del tasso di risparmio, si può notare che le differenze tra le due regressioni si attenuano: le stime dei coefficienti sono molto vicine nei due anni considerati e anche le variabili che contribuiscono a spiegare significativamente il tasso di risparmio sono sostanzialmente le stesse nei due anni di osservazione.

§ 3.9 Test di stabilità strutturale di Chow

Anche su questo modello conduciamo un test di Chow per verificarne la stabilità strutturale: vista la vicinanza delle stime dei coefficienti ci aspettiamo che il test non rifiuti nettamente l'ipotesi nulla.

	(1)	(2)	(3)
	s_tasso_cn	s_tasso_cn	s_tasso_cn
lnw	0.029 (0.005)**	0.029 (0.004)**	0.029 (0.004)**
eta	-0.003 (0.003)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)
eta2	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
Nord	0.050 (0.011)**	0.046 (0.008)**	0.046 (0.008)**
Centro	-0.017 (0.013)	-0.025 (0.009)**	-0.025 (0.009)**
elementare	-0.006 (0.019)	-0.000 (0.014)	-0.001 (0.014)
medie_inf	0.037 (0.022)	0.035 (0.016)*	0.033 (0.016)*
medie_sup	0.056 (0.023)*	0.071 (0.017)**	0.071 (0.017)**
laurea	0.136 (0.029)**	0.161 (0.021)**	0.160 (0.021)**
post_laurea	0.127 (0.102)	0.216 (0.058)**	0.212 (0.058)**

dipendente_privato	-0.009 (0.017)	-0.008 (0.013)	-0.008 (0.013)
autonomo	0.055 (0.023)*	0.059 (0.018)**	0.059 (0.018)**
non_professionale	-0.059 (0.018)**	-0.049 (0.013)**	-0.048 (0.013)**
ncomp	-0.037 (0.020)	-0.037 (0.016)*	-0.038 (0.016)*
ncomp2	-0.002 (0.003)	-0.003 (0.002)	-0.003 (0.002)
nperc	0.222 (0.009)**	0.228 (0.007)**	0.228 (0.007)**
figli_maggiorenni	0.184 (0.035)**	0.172 (0.025)**	0.173 (0.025)**
sesso_femminile	-0.010 (0.011)	-0.023 (0.008)**	-0.023 (0.008)**
sposato	-0.034 (0.108)	-0.038 (0.078)	-0.035 (0.078)
proprietario_casa	0.119 (0.020)**	0.120 (0.015)**	0.120 (0.015)**
eta_coniuge	0.002 (0.004)	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)
eta_coniuge2	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
elementare_coniuge	0.037 (0.027)	0.028 (0.021)	0.027 (0.021)
medie_inf_coniuge	0.053 (0.030)	0.052 (0.023)*	0.050 (0.023)*
medie_sup_coniuge	0.068 (0.031)*	0.073 (0.024)**	0.073 (0.024)**
laurea_coniuge	0.127 (0.040)**	0.126 (0.030)**	0.124 (0.030)**
post_laurea_coniuge	0.200 (0.146)	0.055 (0.089)	0.052 (0.089)
dipendente_privato_coniuge	-0.018 (0.023)	-0.012 (0.017)	-0.012 (0.017)
autonomo_coniuge	-0.007 (0.033)	0.015 (0.024)	0.016 (0.024)
non_professionale_coniuge	-0.032 (0.022)	-0.032 (0.016)*	-0.032 (0.016)*
d	-0.155 (0.122)		0.015 (0.006)**
dlnw	0.000 (0.007)		
deta	0.006 (0.003)		
deta2	-0.000 (0.000)		
dNord	-0.005 (0.014)		
dCentro	-0.015 (0.016)		
delementare	0.010 (0.025)		
dmedie_inf	-0.007 (0.028)		
dmedie_sup	0.031 (0.030)		
dlaurea	0.044 (0.037)		
dpost_laurea	0.130 (0.126)		
ddipendente_privato	0.003 (0.023)		
dautonomo	0.006 (0.031)		
dnon_professionale	0.021 (0.024)		
dncomp	0.001 (0.031)		
dncomp2	-0.001 (0.004)		

dnperc	0.011		
	(0.012)		
dfigli_maggiorenni	-0.023		
	(0.045)		
dsesso_femminile	-0.027		
	(0.014)		
dsposato	-0.007		
	(0.141)		
dproprietario_casa	-0.000		
	(0.028)		
deta_coniuge	-0.002		
	(0.005)		
deta_coniuge2	0.000		
	(0.000)		
delementare_coniuge	-0.021		
	(0.034)		
dmedie_inf_coniuge	-0.008		
	(0.038)		
dmedie_sup_coniuge	0.006		
	(0.040)		
dlaurea_coniuge	-0.009		
	(0.052)		
dpost_laurea_coniuge	-0.225		
	(0.176)		
ddipendente_privato_coniuge	0.012		
	(0.030)		
dautonomo_coniuge	0.047		
	(0.044)		
dnon_professionale_coniuge	0.000		
	(0.028)		
Constant	-0.308	-0.385	-0.393
	(0.094)**	(0.066)**	(0.066)**
Observations	13754	13754	13754
R-squared	0.30	0.30	0.30
Robust standard errors in parentheses			
* significant at 5%; ** significant at 1%			

In questo caso i *cluster* sono 10171. La statistica-test per verificare l'ipotesi nulla che tutti i coefficienti siano rimasti uguali nel biennio 2006-2008 si distribuisce come una *F* di Snedecor con 31 e 10170 gradi di libertà e assume un valore di 1.34 con un *p-value* di 0.0968. Invece, la statistica-test per verificare l'ipotesi che tutti i coefficienti siano rimasti immutati ad eccezione della costante, che si distribuisce come una *F* di Snedecor con 30 e 10170 gradi di libertà, assume un valore di 1.16 con un *p-value* di 0.2527. In effetti, l'ipotesi che tutti i coefficienti siano rimasti immutati viene rifiutata solo ad un livello di significatività del 10% mentre l'ipotesi che sia variata solo l'intercetta non viene rifiutata ad un qualsiasi livello di significatività convenzionale.

§ 3.10 Regressioni quantiliche

Come nel precedente modello effettuiamo delle regressioni quantiliche senza eliminare le osservazioni estreme e scegliendo come quantile la mediana. I risultati delle stime vengono riportati di seguito.

	(1)	(2)
	s_tasso_cn	s_tasso_cn
	(2006)	(2008)
lnw	0.017 (0.005)**	0.015 (0.005)**
eta	0.002 (0.003)	0.003 (0.002)
eta2	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
Nord	0.073 (0.012)**	0.055 (0.011)**
Centro	-0.008 (0.014)	-0.007 (0.013)
elementare	0.029 (0.024)	0.013 (0.023)
medie_inf	0.062 (0.026)*	0.049 (0.025)*
medie_sup	0.087 (0.027)**	0.104 (0.026)**
laurea	0.216 (0.032)**	0.193 (0.030)**
post_laurea	0.211 (0.093)*	0.350 (0.062)**
dipendente_privato	-0.027 (0.018)	-0.035 (0.017)*
autonomo	0.037 (0.021)	0.041 (0.020)*
non_professionale	-0.080 (0.019)**	-0.072 (0.018)**
ncomp	-0.039 (0.022)	-0.027 (0.021)
ncomp2	-0.001 (0.003)	-0.004 (0.003)
nperc	0.243 (0.009)**	0.240 (0.008)**
figli_maggiorenni	0.138 (0.035)**	0.114 (0.033)**
sesso_femminile	-0.013 (0.012)	-0.027 (0.011)*
sposato	0.055 (0.113)	-0.096 (0.102)
proprietario_casa	0.133 (0.018)**	0.133 (0.018)**
eta_coniuge	-0.001 (0.004)	0.004 (0.003)
eta_coniuge2	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
elementare_coniuge	0.041 (0.034)	0.007 (0.034)
medie_inf_coniuge	0.064 (0.037)	0.044 (0.035)
medie_sup_coniuge	0.065 (0.038)	0.072 (0.037)
laurea_coniuge	0.096 (0.043)*	0.117 (0.041)**
post_laurea_coniuge	0.090 (0.137)	0.086 (0.094)
dipendente_privato_coniuge	-0.027 (0.023)	-0.032 (0.021)
autonomo_coniuge	-0.020 (0.029)	0.019 (0.028)
non_professionale_coniuge	-0.036 (0.022)	-0.043 (0.020)*

Constant	-0.439 (0.099)**	-0.393 (0.088)**
Observations	6926	7110
Standard errors in parentheses		
* significant at 5%; ** significant at 1%		

Esattamente come nelle regressioni stimate con i minimi quadrati ordinari, non si notano sostanziali differenze nelle stime tra il 2006 e il 2008 e le variabili che nel 2006 risultavano significative continuano ad esserlo nel 2008. Risultano quindi confermate le osservazioni fatte in precedenza.

§ 3.11 Ultime considerazioni

I risultati ottenuti sono diversi a seconda di quale definizione di tasso di risparmio venga adottata. Se noi definiamo il tasso di risparmio a partire dai consumi complessivi, comprensivi sia dei consumi di beni durevoli sia dei consumi di beni non durevoli, notiamo dei cambiamenti significativi nei parametri del modello. In particolare, si evince un mutamento nelle scelte di risparmio dei lavoratori autonomi che nel 2006 avevano un tasso di risparmio analogo a quello dei dipendenti pubblici, a parità di altre condizioni, mentre nel 2008 presentano un tasso di risparmio che risulta essere significativamente maggiore rispetto a quello dei dipendenti nel settore pubblico, sempre a parità di altre condizioni. Questo cambiamento nelle scelte di risparmio dei lavoratori autonomi può essere spiegato con il fatto che essi hanno sofferto maggiormente gli effetti della crisi economica iniziata nel 2007. La seguente tabella mostra infatti che i lavoratori autonomi hanno sperimentato una caduta maggiore del reddito disponibile rispetto agli altri lavoratori.

Tab 3.5

Media campionaria del reddito per tipologia di lavoro			
	2006	2008	Variazione %
Dipendente pubblico	39498.99	38869.59	-1.59
Dipendente privato	32082.61	30108.99	-6.15
Autonomo	48974.42	43919.33	-10.32
In condizione non professionale	25867.57	2615405	1.11

Oltre alla diminuzione del reddito disponibile, che può aver indotto i lavoratori autonomi a rivedere al ribasso le proprie aspettative sui redditi futuri e a ridurre i propri consumi, un'altra motivazione importante potrebbe essere di natura precauzionale:

secondo questa ipotesi, la recessione potrebbe aver aumentato l'incertezza dei redditi futuri e questo maggior rischio connesso alla variabilità del reddito potrebbe aver indotto i lavoratori autonomi, più esposti sotto questo profilo, a risparmiare precauzionalmente una parte delle proprie risorse.

Se invece definiamo il tasso di risparmio a partire dai soli consumi non durevoli, il modello risulta sostanzialmente stabile nel biennio considerato: se permettiamo all'intercetta di variare, essa risulta significativamente più grande nel 2008, segno di un aumento del risparmio, ma non si osservano altre variazioni significative nei parametri del modello.

CONCLUSIONE

La grande recessione è iniziata negli Stati Uniti d'America nel 2007 e in breve tempo ha contagiato l'intera economia mondiale. In questo lavoro si è cercato di indagare sugli effetti di questo straordinario evento macroeconomico sulle scelte di consumo e di risparmio delle famiglie italiane. Per fare ciò, abbiamo utilizzato dati di natura microeconomica ovvero quelli forniti dalla Banca d'Italia nell' Indagine sui bilanci delle famiglie italiane relativi agli anni 2006 e 2008.

Abbiamo stimato su questi campioni, separatamente per il 2006 e il 2008, delle funzioni di consumo con le quali si è cercato di modellare i consumi complessivi e poi i consumi non durevoli mettendoli in relazione a diverse caratteristiche delle famiglie: il reddito disponibile, la ricchezza accumulata, l'età, l'area di residenza, l'istruzione, il numero di componenti, il numero di percettori di reddito e altre caratteristiche socio-demografiche.

Su queste funzioni di consumo si sono poi condotti test di stabilità strutturale di Chow per saggiare l'ipotesi che tutti i coefficienti della relazione siano rimasti immutati nel corso del biennio considerato. Quest'ultima ipotesi è sempre stata rifiutata ad un livello di significatività del 5%, segno di un avvenuto mutamento nei parametri del modello.

Al contrario, l'ipotesi che tutti i coefficienti siano rimasti invariati ad eccezione dell'intercetta non è mai stata rifiutata ad un qualsiasi livello di significatività convenzionale. Considerando quindi il modello secondo quest'ultima specificazione, abbiamo notato che l'intercetta nel 2008 è significativamente più bassa di quella del 2006: ciò porta a concludere che una famiglia nel 2008 con delle determinate caratteristiche economiche e socio-demografiche ha un consumo che è

significativamente inferiore, in termini reali, rispetto a quello di un' analoga famiglia che nel 2006 ha le medesime caratteristiche.

Questo risultato può essere spiegato facendo ricorso alla teoria economica delle scelte intertemporali di consumo e risparmio. Infatti, questa teoria sostiene che a determinare le scelte di consumo e di risparmio presenti non sia solo il reddito corrente, come ipotizzato da Keynes, ma anche le aspettative sui redditi futuri e l'incertezza ad essi legata. In questo senso, la crisi finanziaria ed economica avrebbe costretto le famiglie italiane a rivedere al ribasso le proprie aspettative sui redditi futuri e potrebbe aver aumentato il grado di incertezza con il rischio della disoccupazione e della perdita di lavoro. Per far fronte a questi rischi, le famiglie italiane avrebbero aumentato il proprio risparmio nel 2008 riducendo i consumi.

Il test di Chow condotto sulla funzione di consumo che ha il logaritmo dei consumi complessivi come variabile dipendente non esclude la possibilità che, oltre l'intercetta, sia variato anche il coefficiente associato alla variabile per i lavoratori autonomi: nello specifico, tale coefficiente sarebbe diminuito nel 2008 evidenziando una diminuzione nel livello dei consumi dei lavoratori indipendenti.

Si è poi ripetuta l'analisi precedente regredendo il tasso di risparmio, definito come il rapporto tra il risparmio e i consumi, su alcune variabili economiche e socio-demografiche. In un primo modello il tasso di risparmio è stato calcolato considerando i consumi complessivi mentre successivamente è stato calcolato considerando solo i consumi non durevoli.

Il test di Chow sul primo modello ha messo in luce qualcosa di interessante: non viene rifiutata ad un qualsiasi livello di significatività convenzionale l'ipotesi che nel biennio 2006-2008 siano variati i coefficienti legati alle tipologie di lavoro. In particolare, è emerso che i lavoratori autonomi, che nel 2006 avevano un tasso di risparmio uguale a quello dei dipendenti nel settore pubblico a parità di altre condizioni, nel 2008 presentano un tasso di risparmio che è significativamente superiore a questi ultimi, sempre *ceteris paribus*. Infatti, i lavoratori autonomi sono stati maggiormente colpiti dalla recessione ed evidentemente sono coloro che più sono esposti alla variabilità del reddito: dunque, l'aumento del risparmio dei lavoratori indipendenti potrebbe avere una natura di tipo precauzionale.

Il secondo modello che ha come variabile dipendente il tasso di risparmio definito a partire dai soli consumi non durevoli risulta invece sostanzialmente stabile: il *p-value* associato alla statistica-test per verificare l'ipotesi nulla che tutti i coefficienti

siano rimasti invariati è molto alto. Inoltre, non viene rifiutata ad un qualsiasi livello di significatività convenzionale l'ipotesi che la sola intercetta sia variata nel biennio 2006-2008. In maniera del tutto simmetrica alla funzione di consumo, l'intercetta nel 2008 è significativamente più grande, segno di un aumento del risparmio delle famiglie italiane in quell'anno, a parità di altre condizioni.

BIBLIOGRAFIA

BANCA D'ITALIA. (2008). *Supplementi al Bollettino Statistico. Indagini campionarie. I bilanci delle famiglie italiane nell'anno 2006*, Anno XVIII, Numero 7, Roma.

BANCA D'ITALIA. (2010). *Supplementi al Bollettino Statistico. Indagini campionarie. I bilanci delle famiglie italiane nell'anno 2008*, Anno XX, Numero 8, Roma.

JAPPELLI, T. e PISTAFERRI, L. (2000). *Risparmio e scelte intertemporali*, il Mulino, Bologna.

KATZ, M. L., ROSEN, H. S. e BOLLINO, C. A. (2007). *Microeconomia*, McGraw-Hill, Milano.

MANKIW, N. G. e TAYLOR, M. P. (2009). *Macroeconomia*, Zanichelli, Bologna.

VERBEEK, M. (2010). *Econometria*, Zanichelli, Bologna.

WOOLDRIDGE, J. M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*, The Mit Press, Cambridge.