

Università degli Studi di Padova



Facoltà di Scienze Statistiche

Corso di Laurea Specialistica in Scienze Statistiche,
Economiche, Finanziarie ed Aziendali

TESI DI LAUREA

**L'aggiustamento degli stock di beni durevoli di consumo
in condizioni d'incertezza. Un'analisi econometrica sulle
indagini campionarie per l'Italia**

**Consumer durables adjustment under uncertainty. An
econometric analysis on Italian survey data**

Relatore: Ch.mo Prof. GUGLIELMO WEBER

Laureando: MATTIA BUZZI

Matricola: 585680 - SEA

ANNO ACCADEMICO 2008-2009

A mia Nonna

Indice

Introduzione	5
1 Beni durevoli	9
1.1 Il ruolo dei beni durevoli all'interno del ciclo economico	9
1.2 La distinzione tra decisione d'acquisto e decisione di quanto spendere	11
1.3 L'utilizzo di dati micro	13
1.4 Acquisto di beni durevoli in presenza di costi di transazione. Spunti dalla letteratura	14
2 Modelli teorici di riferimento	17
2.1 Il modello di ottimizzazione intertemporale senza costi d'aggiustamento e con costi d'aggiustamento quadratici	18
2.1.1 Il modello senza costi d'aggiustamento	18
2.1.2 Funzione di utilità e costi d'aggiustamento quadratici	20
2.1.3 Il problema dei soggetti vincolati dalla liquidità	24
2.2 Il modello di ottimizzazione intertemporale con costi d'aggiustamento non differenziabili per soli beni durevoli	26
2.2.1 Il problema di ottimizzazione del consumatore	27
2.2.2 Portafoglio ottimo	32
2.2.3 Regole di consumo	33

2.2.4	Stock di durevoli e ricchezza: una modellazione della spesa	35
2.3	Il modello di ottimizzazione intertemporale con beni durevoli e non durevoli	40
2.3.1	Il problema di ottimizzazione del consumatore	40
2.3.2	Regola [S,s] con beni durevoli e non durevoli	42
2.3.3	Bande d'azione e livello ottimo per durevoli e non durevoli	43
2.4	Il modello più completo e sue implicazioni	46
2.4.1	Funzione di utilità congiunta per beni durevoli e non durevoli	46
2.4.2	Costi d'aggiustamento	48
2.4.3	Dinamiche d'aggiustamento	50
2.4.4	Aggiustamenti poco frequenti	53
2.4.5	Effetti attesi del <i>drift</i> e dell'incertezza	56
3	I dati	59
3.1	Approccio alle analisi degli stock di beni durevoli. Banche-dati di riferimento	59
3.2	SHIW	61
3.3	Presentazione del campione	63
4	L'analisi empirica	73
4.1	Separazione dei soggetti vincolati dalla liquidità. Stima dell'aggiustamento per le due categorie di consumatori	74
4.1.1	Distinzione esogena dei soggetti con vincoli al credito e coloro che seguono la regola [S,s]	74
4.1.2	<i>Target point – trigger point</i>	78
4.1.3	Stima dell'effetto della liquidità iniziale sull'aggiustamento	83
4.2	Dal modello teorico all'analisi empirica: incertezza sul consumo e <i>drift</i>	89
4.2.1	Tassi di deprezzamento	91
4.3	Strategia empirica	92
4.3.1	Sima dell'equazione di Eulero. Un nuovo strumento: il	

risparmio precauzionale	94
4.3.2 Stima dell'incertezza sul consumo	97
4.3.3 <i>Drift</i>	102
4.4 Analisi del comportamento dei consumatori in relazione all'aggiustamento dei propri stock di durevoli	104
4.4.1 Probabilità d'aggiustamento: un modello probit	105
4.4.2 Analisi in tempo discreto	108
4.4.3 Stima del modello probit	109
4.5 Stima dell'ampiezza delle bande di inattività	116
Conclusioni	123
Appendice A	125
Appendice B	129
Appendice C	133
Bibliografia	145
Ringraziamenti	151

Introduzione

I beni di consumo durevoli si caratterizzano non solo perché una volta acquistati vengono consumati in periodi di tempo lunghi, ma anche perché, empiricamente, si osserva che le decisioni di acquisto e di vendita sono rare, ovvero non frequenti. La spiegazione principale della bassa frequenza degli acquisti è legata alla presenza di costi di transazione.

Tuttavia, gli aggiustamenti degli stock di beni durevoli di consumo sono caratterizzati anche dalle caratteristiche della funzione di utilità propria dei singoli soggetti (preferenze), e dalle caratteristiche dell'ambiente in cui si trovano ad operare (incertezza, vincoli di liquidità).

In un contesto microeconomico, come quello in cui ci stiamo calando, la presenza di un certo tipo di costi di transazione è la prima giustificazione per questi aggiustamenti non frequenti di durevoli. Cercare di modellare il comportamento dei consumatori, in un contesto del genere, significa disegnare dei cosiddetti intervalli di inattività, ovvero dei livelli a cavallo dello stock ottimo, all'interno dei quali i consumatori non eseguono alcuna modifica dei propri stock di durevoli. Piccoli costi di aggiustamento, altresì, possono indurre ampi intervalli di inattività in un contesto di elevata incertezza. Questo comportamento vale nel caso in cui i costi di aggiustamento siano non convessi.

In questa tesi presentiamo dapprima il contesto di riferimento, in seguito mostriamo le differenti tipologie di modelli di ottimizzazione intertemporale senza costi d'aggiustamento, con costi d'aggiustamento quadratici, costi d'aggiustamento non convessi, beni durevoli e non durevoli, e in ultimo presentiamo in maniera approfondita il modello più completo proposto da Guiso, Bertola e Pistaferri (2004), che prendiamo come base per l'analisi econometrica.

Sui dati SHIW¹ deriviamo anzitutto la cosiddetta regola [S,s] di comportamento, grazie alla quale potremo individuare tre livelli fondamentali dello stock per i consumatori: quello ottimo, definito nel seguito come *target point*, e due d'azione, denominati *trigger point*. Nel contesto analizzato è interessante valutare come il comportamento degli individui vari nel caso in cui essi siano vincolati dalla liquidità. In tale situazione determiniamo i livelli di cui sopra, ponendoci in un contesto a tempo discreto, con l'unico handicap di ottenere delle sottostime delle ampiezze in esame.

Nella seconda parte delle analisi empiriche stimiamo, sulla linea perseguita da Guiso, Bertola e Pistaferri (2004), l'equazione di Eulero per il consumo di beni non durevoli, ottenendo, tramite uno strumento innovativo, una nuova stima dell'incertezza sul consumo. Vediamo come lo strumento da noi utilizzato sia molto più valido rispetto a quelli di cui si è fatto uso in passato. Ciò che ci aspettiamo è che un alto livello di incertezza porti ad un aumento degli intervalli di inattività. Condizionandoci alle deviazioni correnti dai punti di ottimo, una più elevata crescita dell'incertezza futura implicherà aggiustamenti meno probabili nell'immediato futuro, ma molto ampi nel caso in cui essi non occorrono subito (in presenza di costi d'aggiustamento non convessi). Inoltre le deviazioni dal rapporto ottimale di durevoli e non durevoli, che sono infrequentemente corrette dai costi d'aggiustamento, sono disegnate nel nostro modello grazie a fluttuazioni del consumo ottimo (in contesto intertemporale) dei consumatori. I risultati che troviamo sono conformi con quelli predetti dal modello teorico.

In seguito valutiamo l'effetto di tale incertezza sulla probabilità d'aggiustamento e sull'ampiezza dello stesso, con un occhio di riguardo alla presenza di forte eterogeneità osservata, e non, all'interno del nostro campione di riferimento. Sviluppiamo dunque un modello di Heckman (*Selectivity Model*) per la stima dell'ampiezza degli aggiustamenti, condizionatamente al fatto che questi abbiano luogo.

L'approccio econometrico che utilizziamo è basato sulla distinzione tra due fonti di variazione all'interno dei nostri dati. Se da un punto di vista l'eterogeneità dei consumatori e l'ambiente dinamico, in cui essi sono calati, modificano sia la frequenza d'aggiustamento, sia l'ampiezza degli stessi, la decisione di aggiustare o meno dipende

¹ Survey of Households Income and Wealth

anche dalla storia che gli individui hanno alle spalle e che li ha portati a trovarsi tra tali margini di inattività. Cerchiamo di cogliere questo effetto considerando, all'interno dei nostri dati cross-section, il rapporto tra stock di beni durevoli prima dell'aggiustamento e il consumo di beni non durevoli. Tale rapporto è in grado di fornirci informazioni rilevanti riguardo la posizione del consumatore all'interno dei livelli di inattività.

Infine vediamo come i risultati da noi ottenuti siano conformi con quelli predetti dal modello teorico, rimanendo tuttavia validi per una sola tipologia di beni durevoli di consumo: le automobili.

Capitolo 1

Beni durevoli

In questo capitolo esaminiamo brevemente il ruolo che i beni di consumo durevoli hanno sul ciclo economico. Vedremo come sia importante la distinzione tra la decisione d'acquisto eseguita dai consumatori e quella inerente a quanto spendere. Forniremo infine una visione generale su come la letteratura ha affrontato la questione delle spese per gli acquisti di durevoli in presenza di costi di transazione.

1.1 Il ruolo dei beni durevoli all'interno del ciclo economico

I beni durevoli sono ampiamente considerati svolgere un ruolo fondamentale per la propagazione e la generazione del ciclo economico. Su questa linea, Mankiw (1985) ha affermato che “Capire le fluttuazioni nella spesa per il consumo di beni durevoli è vitale per comprendere le fluttuazioni economiche in generale”. Una questione fondamentale è dunque riuscire a comprendere se i beni durevoli di consumo sono importanti per l'attività economica aggregata.

In passato si è affrontato il problema relativo al ruolo dei durevoli (Baxter 1996) cercando di comprendere se tali beni di consumo rappresentassero un importante meccanismo di propagazione, attraverso il quale, shock temporanei per l'economia potessero avere effetti di lungo periodo. Si è visto come, relativamente a diverse tipologie di mercati (USA nel caso in questione), metà della elevata volatilità associata al settore dei beni durevoli di consumo fosse dovuta a una maggiore volatilità degli shock che colpiscono questo settore; l'altra metà a reazioni endogene.

Inoltre si è visto come il fatto che i durevoli di consumo si comportino come beni di capitale costituisce una fonte addizionale di eterogeneità aggiuntiva alla propagazione endogena. Dal lato del consumo potremmo affermare che, anche se durevoli e non durevoli non sono perfetti sostituti, esiste un forte collegamento tra le due tipologie, ad esempio dal lato produttivo, dove la produzione di beni non durevoli richiede come input dei beni durevoli.

Beni durevoli e non durevoli non si possono considerare totalmente distaccati gli uni dagli altri. In passato si è visto come, lungo il ciclo di vita del consumatore, le spese di consumo, sia per durevoli che non, avessero un andamento a forma di gobba, concavo. In molti modelli teorici, come nella realtà, i beni durevoli possono giocare un doppio ruolo: essi provvedono innanzitutto a fornire flussi di servizi di consumo, ed inoltre possono essere utilizzati come collaterale. Autori come Fernandez-Villaverde (2005), Krueger et al. (2004) affermano che le interazioni tra consumo di durevoli e i vincoli di indebitamento endogeni inducono a un'accumulazione di durevoli nella prima parte della vita dei consumatori; mentre un più alto consumo di non durevoli e accumulazione di asset finanziari nella seconda parte del loro ciclo di vita. In tal modo concludono che i beni durevoli di consumo sono la chiave per spiegare sia la concavità del profilo per età del consumo di durevoli e non durevoli, sia l'allocazione ottimale degli asset dei consumatori.

Un'ultima parentesi, inerente al periodo di crisi che sta colpendo i mercati di tutto il mondo, è doverosa. Dopo anni in cui i beni durevoli erano risultati il segmento più vivace dei consumi, in questo periodo, il ridimensionamento della domanda di beni, che ha assunto toni particolarmente marcati nella parte finale del 2008, ha colpito in misura accentuata proprio i beni durevoli (-7,3% rispetto al periodo 2002-2007) (dato Centro Studi Confcommercio).

1.2 La distinzione tra decisione d'acquisto e decisione di quanto spendere

Durante il suo ciclo di vita il consumatore è portato a fare scelte condizionatamente al contesto in cui è calato e alle proprie preferenze. La possibilità di modificare i propri stock di beni durevoli di consumo è una di queste. È dunque necessario distinguere la decisione di acquisto e quella relativa al livello di spesa che i soggetti sono disposti a sostenere.

Consideriamo un mercato in cui siano presenti costi di transazione (non convessi). Le possibili origini di tali costi sono molteplici. Alcune volte, come nel caso della compravendita di case, i costi di transazione sono elevati ed espliciti. Alternativamente, dal momento che i beni durevoli sono caratterizzati da una varietà di caratteristiche, i potenziali acquirenti dovranno dedicare molto tempo per trovare la combinazione ottimale di durevoli in linea con le loro richieste e aspettative. Tale ricerca costa, in termini di perdita di tempo, costi d'utilità, costi finanziari, nonché di asimmetria informativa tra venditori e compratori di beni di consumo durevoli.

In tale contesto, un consumatore che è portato a prendere una decisione di acquisto, valuta di quanto vuole aumentare il proprio flusso di servizi derivante dai beni durevoli di consumo. In una situazione come questa, si presume, per esempio nel caso che il durevole in questione sia un'automobile, che egli rimpiazzerà la propria auto piuttosto che eseguire delle "aggiunte" ad essa (riparazioni e migliorie di vario tipo). Questo lo porta ad incorrere in costi di transazione che si suppone siano una frazione della spesa che dovrà sostenere. A questo punto, per comprendere al meglio la distinzione tra la decisione di acquisto e quella su quanto spendere, apriamo una parentesi inerente ai costi d'aggiustamento (si rimanda il lettore al capitolo 3 per un'analisi accurata degli stessi).

Una prima tipologia è quella dei costi d'aggiustamento convessi, i quali danno luogo ad un aggiustamento parziale dello stock attuale verso quello desiderato. Tuttavia non c'è ragione di pensare che dovrebbe essere meno costoso aggiustare lo stock di durevoli in molti piccoli passi piuttosto che tutto in una volta. Se i costi d'aggiustamento sono convessi i consumatori aggiusteranno il proprio stock di durevoli in molti periodi

futuri: aggiustamenti frequenti. Un modello con costi di transazione non convessi, al contrario, indica che il consumatore o aggiusta totalmente e in un solo istante il proprio stock o semplicemente non lo modifica. Inoltre la decisione di acquisto per i beni durevoli di consumo può essere avanzata o posticipata, questo perché la spesa per i durevoli è molto volatile.

In un contesto in cui il consumatore aggiusta il proprio stock di beni durevoli (pensiamo alle auto) in una sola volta, rimane da capire quando sarà ottimale eseguire tale azione. Se le deviazioni dal livello desiderato di stock di durevoli sono contenute, i consumatori non troveranno di sicuro ottimale sopportare costi di transazione per l'acquisto di un nuovo bene. Il guadagno marginale deve al minimo compensare i costi d'aggiustamento sostenuti. In quest'ottica il consumatore aspetterà sino a quando le deviazioni dal livello desiderato saranno talmente elevate da giustificare la sopportazione di tali costi (costi d'aggiustamento quadratici implicano la dinamica opposta: anche se la discrepanza tra il livello ottimale e quello attuale è minima, la vecchia auto sarà rimpiazzata da una leggermente migliore. Inoltre tale azione non verrà fatta in un solo istante ma in più passi). Questo contesto, come vedremo nei capitoli successivi, è denominato di "aggiustamenti poco frequenti".

È alquanto intuitivo attenderci che i consumatori acquistino beni durevoli di consumo poco frequentemente, ma quando questo avviene, la spesa per l'aumento dei loro stock di durevoli sia molto significativa. Inoltre non è del tutto scontato che la decisione di acquisto sia influenzata dagli stessi fattori che influiscono sulla decisione di quanto spendere. È proprio su questa via che verranno eseguite le analisi empiriche di cui al capitolo 4: le variabili, che presumeremo influenzare la probabilità d'aggiustamento, saranno (in parte) differenti da quelle che presumeremo influenzare l'ampiezza dell'aggiustamento dello stock di beni durevoli di consumo.

1.3 L'utilizzo di dati micro

Molte analisi empiriche sulle decisioni inerenti al consumo e al risparmio tralasciano l'esistenza dei beni durevoli. Tuttavia i beni durevoli di consumo costituiscono un'importante parte del settore personale, nonché della ricchezza; le decisioni di comprare e vendere durevoli hanno un impatto maggiore sulle spese per il consumo totale e contribuiscono alla sua marcata natura pro ciclica.

Una motivazione per la scarsa considerazione dei beni durevoli di consumo è la difficoltà di reperire dati soddisfacenti per le analisi. I dati aggregati inerenti alla spesa sono normalmente reperibili per diversi mercati, tuttavia è difficile recuperare informazioni che permettano di distinguere tra cambi nel numero di consumatori che posseggono durevoli e cambi nel valore medio dello stock posseduto. Inoltre, raramente sono disponibili informazioni dirette sul valore dello stock posseduto. La maggior parte dei data set, con informazioni a livello familiare, contengono poche informazioni relative ai beni durevoli di consumo, al di là degli stock posseduti e nel migliore dei casi le spese nette. Questo è il grosso problema per le analisi microeconomiche inerenti ai beni durevoli di consumo.

Ovviamente il data set ideale per questo tipo di analisi sui beni durevoli di consumo è un lungo panel di dati, con informazioni dettagliate e di alta qualità, su tutti i tipi di spese e domande retrospettive, in particolare inerenti agli acquisti e spese di durevoli. Tale tipologia di data set non esiste in quanto domande dettagliate sulle spese comportano la compilazione di diari e questo provoca un enorme dispendio di tempo.

Nel proseguo vedremo come il data set da noi utilizzato contenga molte informazioni necessarie per tali tipi di analisi (nel qual caso cross-section); questo ci permetterà di ottenere buoni risultati e svolgere con maggior accuratezza le nostre indagini microeconomiche.

1.4 Acquisto di beni durevoli in presenza di costi di transazione. Spunti dalla letteratura

La letteratura si occupa ormai da tempo del problema della modellazione della spesa di beni durevoli di consumo nei differenti contesti di riferimento.

Introduciamo le differenti modalità d'agire dei soggetti, in particolare quelle d'aggiustamento dei propri stock di durevoli. Le regole di decisione osservate rispondono principalmente, all'incertezza sul reddito e al tasso di crescita dello stesso come predetto da un modello [S,s]² in presenza di costi di transazione.

Alcuni lavori in campo macroeconomico si sono soffermati sulle dinamiche aggregate di spesa per quanto riguarda i beni durevoli, come risultato di una azione da parte dei consumatori di fronte a questi costi di transazione.

Analisi precedenti (Eberly, Caballero, Grossmann et al.) hanno mostrato come i modelli teorici predicano che le famiglie aggiustino i loro stock di durevoli al fine di portarli ad una quota ottima della loro ricchezza totale (*target point*). Ciò avviene quando il rapporto, definito come sopra, raggiunge una quota critica (*trigger point*).

Calcoleremo nel proseguo tali intervalli di inattività e le determinanti delle regole d'azione. Ricordiamo inoltre che ci stiamo ponendo in un contesto di aggiustamenti poco frequenti: la quota di coloro che aggiustano il proprio stock nel nostro campione di riferimento (come descritto al capitolo 3) è relativamente bassa.

L'aggiustamento viene eseguito dai consumatori a causa di fluttuazioni attorno al valore ottimo dei loro stock e, parallelamente, nella maniera in cui certi costi (disutilità), derivanti da tali azioni, si presentino. In caso di un mancato controllo per quest'ultimi, il valore dell'ampiezza di inattività risulterebbe necessariamente sottostimato.

Molti studi empirici sui beni durevoli sono stati svolti a livello aggregato. In particolare Mankiw (1982) mostra che in un campione rappresentativo gli stock di durevoli dovrebbero seguire un processo random walk, e di conseguenza le spese per tali beni dovrebbero seguire un processo IMA(1,1) del tipo:

$$E_t = E_{t-1} - (1 - \delta)\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

² Si rimanda il lettore al capitolo 2 per una descrizione dettagliata di tale regola decisionale.

dove

E_t spesa al tempo t per durevoli

δ tasso di deprezzamento dei beni durevoli

ε_t shock sul consumo al tempo t

In realtà si è mostrato in seguito (Caballero 1990) che la stima di tale equazione portava a un processo molto simile a un random walk: il termine MA(1) è troppo piccolo e spesso non significativo. Inoltre, in alcuni precedenti lavori, è stato mostrato come gli stock di auto delle famiglie siano coerenti con il modello del reddito permanente. Più di recente autori come Bernanke hanno messo in evidenza come costi di aggiustamento convessi non siano sufficienti a spiegare il grado di persistenza e sensibilità per il reddito transitorio nelle serie storiche. In particolare tali aggiustamenti seguirebbero regole ottimali e sarebbero di dimensioni molto contenute nella maggior parte dei casi.

Non mancano tuttavia evidenze opposte a tali considerazioni (Blinder 1988), le quali sottolineano come le spese per beni durevoli siano molto elevate e gli aggiornamenti vengano fatti solo in maniera poco frequente (questa sarà la linea perseguita e confermata dai nostri risultati empirici).

I lavori precedenti, come parte di quello che seguirà, sono improntati su una logica comune: la modellazione di una regola di aggiustamento che accorre quando il livello di un determinato stock di beni devia da quello ottimale. Cerchiamo dunque delle soglie che contengano tale spazio di inattività e provvediamo a derivare una regola ottima in presenza di costi d'aggiustamento e incertezza. Tale regola ovviamente deve dipendere da parametri che riescano in qualche modo a cogliere i motivi che generano comportamenti differenti tra i vari individui.

I costi di transazione producono una regola ottimale nella quale tali durevoli sono portati a deviare dal loro rapporto ottimo con la ricchezza fino a quando una qualche soglia (superiore o inferiore) venga toccata.

Analisi empiriche precedenti condotte a livello aggregato suggeriscono che molta della persistenza osservata è consistente con tale regola di comportamento [S,s] (Bertola, Caballero 1990).

Uno studio più avanzato è stato svolto di recente da Bertola, Guiso, Pistaferri (2004), i quali hanno introdotto un'analisi inerente agli effetti che l'incertezza sul reddito e sul consumo hanno sull'aggiustamento degli stock di durevoli.

Un ultimo punto riguarda l'effetto sull'aggiustamento del proprio stock condizionatamente all'avere vincoli di liquidità o meno³. Studi precedenti mostrano come capifamiglia con costrizioni al credito, fermo restando una funzione di utilità altamente flessibile, acquistino molte meno auto, anche se tale effetto si capovolge per capifamiglia giovani (Brugiavini, Weber 1994). Il tutto con un occhio di riguardo all'effetto dei costi d'aggiustamento, non sempre facilmente reperibili. Si vedrà nel seguito come la presenza di vincoli di liquidità avrà un effetto discorsivo sul rapporto tra durevoli e non durevoli con riferimento al problema di ottimizzazione intertemporale affrontato dal consumatore (Alessie, Devereux e Weber 1995).

³ Si veda al capitolo successivo .

Capitolo 2

Modelli teorici di riferimento

Ci soffermiamo ora su alcuni modelli inerenti al problema di ottimizzazione intertemporale che i differenti consumatori devono affrontare. Analizzeremo alcune tipologie di questi, concentrandoci principalmente sul ruolo dei costi d'aggiustamento, relativamente al consumo di beni durevoli. Le basi fornite dalla teoria del consumo ci permetteranno una valutazione più accurata di quanto verrà poi rilevato al capitolo 4. Servendoci di modelli sviluppati in passato cercheremo di presentare le differenti situazioni di consumo in cui i consumatori sono immersi, fornendo inoltre un'introduzione al problema dei vincoli di liquidità.

Vedremo dunque le caratteristiche di modelli di ottimizzazione dinamica senza costi d'aggiustamento, con costi d'aggiustamento convessi e non differenziabili. Analizzeremo in seguito un modello in cui la funzione di utilità rimarrà inscindibile per beni di consumo durevoli e non durevoli. Infine esamineremo in dettaglio il modello più completo proposto da Guiso, Bertola e Pistaferri (2004) .

2.1 Il modello di ottimizzazione intertemporale senza costi d'aggiustamento e con costi d'aggiustamento quadratici

La prima tipologia di modelli che andremo a considerare prenderà in esame due casi particolari in cui i consumatori si possono trovare. All'interno di questi essi dovranno scegliere il paniere ottimale di consumo. Il primo caso esclude a priori la presenza di costi di transazione relativamente all'acquisto o vendita di beni durevoli. Il secondo considererà solo una particolare tipologia di tali costi, ovvero quelli quadratici.

2.1.1 Il modello senza costi d'aggiustamento

Poniamoci ora in un'economia in cui i consumatori differiscono solo per la loro dotazione relativa di beni durevoli. L'ipotesi fondamentale di partenza è l'assenza di costi d'aggiustamento. I soggetti hanno le medesime preferenze; esse non sono separabili nel consumo di beni non durevoli C_t , e nel flusso di servizi S_t derivante dai beni durevoli D_t . Per semplicità assumiamo che il flusso di servizi sia proporzionale alla grandezza dello stock di durevoli, i.e. $S_t = \phi D_t$.

Definiamo la funzione di utilità nel seguente modo:

$$U(C_t, D_t) = \frac{u(C_t, D_t)^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (\text{i})$$

Dove per la funzione di utilità intra periodale $u(C_t, D_t)$ assumiamo tale specificazione:

$$u(C_t, D_t) = (C_t^\omega + \alpha(\phi D_t)^\omega)^{\frac{1}{\omega}} \quad (\text{ii})$$

Notiamo che questa formulazione include il caso speciale della Coob-Douglas, per il quale l'elasticità di sostituzione tra i due beni, $\frac{1}{1-\omega}$, è uguale a uno.

Assumiamo che in $t = 0$ ciascun soggetto nell'economia sia dotato di possedimenti positivi iniziali, A_0 , di L asset finanziari rischiosi, con ritorno lordo R_t . Inoltre i consumatori posseggono un ammontare positivo di beni durevoli D_0 .

A_t e R_t sono espressi in termini di unità di consumo di beni non durevoli C_t . Indichiamo con P_t il prezzo relativo dei beni durevoli di consumo. Mentre i consumatori sono identici riguardo alle loro preferenze, essi differiscono tuttavia nella loro dotazione iniziale di beni durevoli in relazione alla loro ricchezza iniziale W_{-1} , dove $W_0 = l' A_0 + P_0 D_0$ con l' vettore di uni. Assumiamo poi che i durevoli in questione si deprezzino in ciascun periodo di $(1 - \delta)D_{t-1}$, e che il consumatore possa aggiustare il proprio stock di durevoli solamente vendendo quello da lui posseduto e acquistandone uno nuovo. Questa transazione è a costo zero.

Ciascun consumatore sceglie la sequenza di non durevoli, la grandezza dello stock di durevoli e i possedimenti negli asset finanziari, in modo da risolvere il seguente problema di massimizzazione:

$$\max_{\{C_t, D_t, A_t\}_{t=1}^{\infty}} E_0 [\sum_{t=1}^{\infty} \beta^t U(C_t, D_t)] \quad (\text{iii})$$

S.v.:

$$C_t + P_t D_t + l' A_t \leq R_t A_{t-1} + P_t \delta D_{t-1} \quad (\text{iv})$$

In equilibrio, i prezzi devono essere tali che l'equazione stocastica standard di Eulero riferita al consumo di non durevoli sia valida per ciascun consumatore:

$$E_t \left[\beta \frac{U_{C_{t+1}}}{U_{C_t}} R_{t+1} \right] = l \quad (\text{v})$$

Similmente, per ciascun consumatore il rapporto delle utilità marginali, $\frac{U_{D_t}}{U_{C_t}}$, eguaglierà gli user cost, del periodo di riferimento, per i beni durevoli, in termini di consumo di non durevoli. Notiamo che stiamo assumendo che gli user cost siano i medesimi attraverso tutti i consumatori, Q_t . Avremo dunque che:

$$\frac{U_{D_t}}{U_{C_t}} = P_t - \delta \beta E_t \left[\frac{U_{C_{t+1}}}{U_{C_t}} P_{t+1} \right] \equiv Q_t \quad (\text{vi})$$

Sotto l'assunzione di una funzione di utilità Coob-Douglas, intuitivamente, quando il mercato si apre, i consumatori annulleranno la loro eterogeneità nei possedimenti iniziali relativi di durevoli, aggiustando la grandezza degli stock di durevoli in modo che valga la (vi). Il consumo di durevoli e non durevoli evolverà poi in maniera perfettamente

sincronizzata attraverso tutti gli individui. Per questo motivo la (v) e la (vi) varranno anche per dati aggregati di consumo.⁴ Nel caso in cui si dovessero presentare costi d'aggiustamento, l'aggregazione attraverso tutti gli agenti non sarebbe più banale.

Abbiamo dunque mostrato come in assenza di costi d'aggiustamento, una politica di aggiustamenti frequenti sia ottimale. Questo preclude dall'utilizzo di una regola [S,s] per la modellazione del comportamento dei consumatori. A causa della natura di tali costi vedremo come, al contrario, solo un comportamento volto ad aggiustamenti poco frequenti sia quello effettivamente ottimale.

2.1.2 Funzione di utilità e costi d'aggiustamento quadratici

Uno dei primi studi inerenti a tale tipologia di costi è stato eseguito da Bernanke (1985), il quale ha esaminato le spese di durevoli e non durevoli, da parte dei consumatori, come risultato di un singolo problema di ottimizzazione. La presenza di un particolare tipo di costi d'aggiustamento per i beni durevoli potrebbe affliggere sostanzialmente le proprietà delle serie storiche di entrambe le componenti del consumo. Mankiw ha mostrato come le spese per i durevoli dovrebbero seguire un processo ARMA(1,1) andando contro la teoria del reddito permanente di Friedman. Cosa che invece Bernanke non riscontrerà.

In questo caso si prenderanno le spese per i durevoli in maniera isolata rispetto al consumo di non durevoli. Presentiamo dunque un modello dinamico, espresso in forma quadratica, per il problema decisionale del consumatore sotto incertezza. Assumiamo anche che la funzione di utilità non sia separabile per il consumo di non durevoli e il flusso di servizi di durevoli; inoltre variazioni nello stock di durevoli comportano costi di aggiustamento. Le regole di comportamento, che emergono dal modello, indicano che tali costi potrebbero avere un effetto sostanziale, non solo sulle spese per i durevoli, ma anche sul pattern ottimo di non durevoli.

⁴ Se indichiamo con i l' i -esimo consumatore avremo che: $C_t = \sum_i C_{i,t}$ e $D_t = \sum_i D_{i,t}$.

Il problema di ottimizzazione del consumatore è ora affrontato nel seguente contesto: i soggetti derivano la propria funzione di utilità sia dal consumo di non durevoli sia dal flusso di servizi dei durevoli. Sono presenti, come già esplicitato, costi di transazione inerenti ai beni durevoli. La funzione di utilità e i costi d'aggiustamento sono quadratici. Il tasso d'interesse reale, il prezzo relativo dei durevoli e il loro tasso di deprezzamento, seguono processi noti e dipendenti dal tempo.

Ovviamente la principale restrizione che caratterizza l'intera analisi riguarda l'imposizione delle forme quadratiche all'utilità e ai costi d'aggiustamento. Bernanke motiva tale restrizione al fine di avere qualche possibilità di reperimento di regole decisionali in forma chiusa.

Egli parte dalla specificazione di tale funzione di utilità, assumendo che il flusso di servizi dei durevoli sia proporzionale allo stock degli stessi⁵:

$$U(C_t, K_t, K_{t+1}) = -\frac{1}{2}(c - C_t)^2 - \frac{a}{2}(k - K_t)^2 - m(c - C_t)(k - K_t) - \frac{d}{2}(K_{t+1} - K_t)^2$$

Dove:

C_t	quantità di beni non durevoli e servizi consumata in t
K_t	stock di durevoli posseduti all'inizio del periodo t
K_{t+1}	stock di durevoli posseduti all'inizio del periodo $t+1$
c, k, m, d	parametri

Come preannunciato, notiamo la forma quadratica della funzione di utilità. Imponendo la positività del termine m , assicuriamo che i beni durevoli e non durevoli siano sostituti. L'ultimo termine rappresenta i costi d'aggiustamento relativi alla spesa netta per i durevoli durante il periodo t . L'inclusione di differenti tipi di costi d'aggiustamento è necessaria per motivare i possibili ritardi nella modifica degli stock di durevoli.⁶

Se l'utilità totale è considerata come la somma dei valori attesi scontati della presente e delle future utilità, allora il problema di ottimizzazione intertemporale del consumatore (a vita infinita) si riduce alla solita formulazione:

⁵ In tal modo assicura che K_t e K_{t+1} entrino direttamente nella funzione di utilità

⁶ La tipologia più probabile di tali costi riguarda la perdita di tempo per la ricerca di un nuovo durevole che ciascun consumatore deve affrontare.

$$\max_{C_t, K_{t+1}} E_0 [\sum_{t=0}^{\infty} b^t U(C_t, K_t, K_{t+1})] \quad (\text{viii})$$

Sotto il vincolo (inerente alle limitazioni di budget):

$$E_t [\sum_{i=t}^{\infty} R_i (C_i + p_i (K_{i+1} - (1 - \delta_i) K_i) - Y_i)] = R_t A_t \quad (\text{ix})$$

Dove:

- b fattore di sconto dell'utilità
- p_t prezzo dei durevoli relativo al prezzo dei non durevoli in t
- δ tasso di deprezzamento dei durevoli
- Y_t reddito reale
- A_t asset finanziari all'inizio del periodo t
- R_t fattore di sconto del mercato

Con R_t definito nel seguente modo:

$$R_0 = 1$$

$$R_t = \prod_{i=1}^t (1 + r_{i-1})^t \quad (\text{x})$$

Con r_t tasso d'interesse reale.

Il vincolo espresso dalla (ix) garantisce che il consumatore riveda il proprio programma di consumo in ogni istante temporale, in modo da eguagliare le entrate alla spesa totale; questa specificazione è ragionevole per modelli con orizzonti temporali infiniti.

All'inizio di ciascun periodo il consumatore apprende il livello del proprio reddito. Sono inoltre noti gli stock degli asset finanziari e il livello di stock di durevoli derivanti dai periodi precedenti. Il consumatore dovrà dunque determinare il livello ottimo di consumo di non durevoli, C_t , e la spesa netta ottima per i durevoli nel periodo corrente, $K_{t+1} - K_t$.⁷

Risolvendo tale problema di ottimizzazione, possiamo caratterizzare il comportamento ottimo del consumatore nel contesto di riferimento. Supponiamo che al suo stato iniziale, il consumatore venga a conoscenza di un'anticipata crescita della propria

⁷ Per la derivazione analitica della soluzione al problema di ottimizzazione si veda Bernanke (1985)

ricchezza. Questo aumenta il livello di stock di durevoli desiderato e ne stimola la spesa. Tuttavia, a causa dei costi d'aggiustamento, la spesa per i durevoli durante il periodo di riferimento non porterà lo stock al livello desiderato. Un graduale aumento degli stock lungo i periodi futuri sarebbe anticipato. In ogni caso un graduale aggiustamento degli stock di durevoli potrebbe modificare il pattern ottimo di non durevoli. Bernanke afferma che il consumo di non durevoli non segue un processo random walk, cosa che invece accadrebbe se i durevoli e non durevoli fossero separabili nella funzione di utilità. A causa della specificazione delle preferenze del consumatore, accade che l'effetto dei costi d'aggiustamento si riversa dai durevoli ai non durevoli. Per capire al meglio ciò, consideriamo un consumatore che ha ricevuto buone notizie riguardo ai suoi investimenti finanziari; dinnanzi a tale notizia vorrebbe comprarsi una nuova auto. Nell'attesa il consumatore si riversa in ristoranti costosi, ma tale comportamento svanisce nel momento dell'acquisto dell'auto.

È ovvio che quanto appena specificato vale in questo specifico caso di costi di transazione quadratici e non può essere direttamente generalizzato. Rimane tuttavia la notevole rilevanza e posizione che i costi d'aggiustamento assumono all'interno delle scelte decisionali dei consumatori, stante un problema di ottimizzazione intertemporale che essi affrontano. Ricordiamo infine che se i costi d'aggiustamento sono convessi, il costo marginale d'aggiustamento aumenta nel momento in cui il consumatore vuole aumentare il proprio stock di durevoli.⁸ Inoltre ribadiamo che la questione fondamentale in tale contesto è l'ottimalità di aggiustamenti frequenti e di poco valore lungo il ciclo di vita del consumatore

⁸ Questo rende ottimale rispondere solo in maniera lenta e graduale a possibili shock che potrebbero verificarsi. Supponiamo che un consumatore riceva uno shock positivo permanente, e per questo voglia aumentare il proprio stock di durevoli. Se l'aumento dello stock causa un aumento dell'utilità marginale del consumo di non durevoli, in equilibrio è necessaria una crescita meno forte del consumo di non durevoli.

2.1.3 Il problema dei soggetti vincolati dalla liquidità

In un contesto di ottimizzazione intertemporale affrontato dai consumatori, non sono del tutto intuitive le implicazioni stocastiche derivanti dalla presenza di vincoli di liquidità (operativi). La teoria mostra come tali vincoli implicino una relazione intertemporale distintiva tra il consumo di beni durevoli e non durevoli. Alcune analisi empiriche hanno verificato come vincoli di liquidità spieghino meglio l'eccesso di sensitività del consumo a cambi predicibili del reddito.

Molti ricercatori ricorrono ai vincoli di liquidità operativi per spiegare la discrepanza tra la teoria e il reale comportamento dei soggetti. La difficoltà, che si riscontra solitamente nelle implicazioni derivabili, nasce dalla non osservabilità del cosiddetto "prezzo ombra di indebitamento", e dunque la scissione tra soggetti che presentano vincoli da coloro che non ne hanno.

Nel caso in cui gli stock di durevoli possano essere utilizzati come collaterale per gli acquisti, ne consegue che i vincoli di liquidità potrebbero non solo indurre un'allocazione sub-ottimale del consumo di non durevoli lungo il tempo, ma anche generare effetti discorsivi attraverso i beni (non durevoli rispetto ai durevoli) (Alessie, Devereux e Weber 1995).

Consideriamo ora capifamiglia che massimizzano la loro utilità attesa presente e futura, soggetti ovviamente ai loro asset correnti, il loro reddito corrente e quello atteso futuro. È stato mostrato che in tale contesto, le restrizioni di liquidità implicano una differente relazione tra gli stock di durevoli e il consumo di non durevoli (Chah, Ramey, Starr et al.). In particolare se i soggetti affrontano vincoli, allora le deviazioni ritardate dell'utilità marginale dei durevoli posseduti, dalla loro relazione di lungo periodo con l'utilità marginale del consumo di non durevoli, dovrebbe avere una forza predittiva per il cambio corrente nell'utilità marginale del consumo di non durevoli.

I beni durevoli provvedono a flussi di servizi lungo un esteso periodo di tempo, così le imperfezioni del mercato dei capitali affliggono la scelta del momento della spesa per i durevoli, differentemente dalle spese per i non durevoli. Se le spese per i durevoli non possono essere più finanziate tramite indebitamento, allora aumenti prevedibili nel reddito e livelli sostenibili di spesa dei soggetti sono predetti da riduzioni nella spesa per i

durevoli. In caso contrario, di possibile indebitamento, prevedibili aumenti del reddito saranno predetti da un aumento nella spesa per i durevoli, anticipatamente al successivo aumento nella capacità e nel livello di indebitamento. In altri casi, la politica ottima dei consumatori, in presenza di mercati imperfetti, implica che cambi negli acquisti di durevoli e non durevoli precedano cambi nelle spese di consumo di non durevoli.

Specifichiamo i vincoli di indebitamento che proibiscono debiti finanziari di non durevoli e permettiamo a una frazione φ (con $0 \leq \varphi \leq 1$) dei durevoli di essere finanziabile indebitandosi. Quando φ è uguale a zero, i vincoli al credito implicano che gli asset finanziari devono essere non negativi. Quando φ è uguale a uno, gli asset totali (asset finanziari più il valore dei durevoli) devono essere non negativi. Per tutti i rimanenti valori, abbiamo che, quando le restrizioni di liquidità sono vincolanti, il comportamento dell'utilità marginale dei durevoli relativamente ai non durevoli, nel periodo t , contiene informazione riguardo al cambio nell'utilità dei non durevoli dal periodo t a $t+1$. Quando φ è prossima a zero, così che i durevoli non possano essere finanziati tramite indebitamento, un elevato aumento atteso del reddito potrebbe essere preceduto da un aumento nell'utilità marginale dei durevoli relativamente a quella dei non durevoli. Quando φ è vicina a uno, un aumento del reddito potrebbe essere preceduto da una diminuzione nell'utilità marginale dei durevoli relativamente ai non durevoli.

La presenza di vincoli di indebitamento rappresenta una modifica alla teoria del reddito permanente. Inoltre gli individui soggetti a vincoli di liquidità differiscono dunque da coloro che non ne affrontano; essi lisciano il loro consumo all'interno dei periodi della loro vita, dove tali periodi sono definiti dal livello di consumo sostenibile senza debiti.

Se il limite di indebitamento affrontato dai consumatori dipende dal valore del collaterale di cui possono disporre, ovvero dal valore di vendita dei loro stock di durevoli, allora il trade off tra il consumo di beni durevoli e non durevoli è affetto dai vincoli dalla liquidità. In particolare se un credito extra che rende possibile l'acquisto di una unità aggiuntiva di un bene durevole, è inferiore rispetto al valore presente del valore futuro di rivendita, allora i consumatori con vincoli dalla liquidità saranno indotti a comprare meno di quel bene durevole e più di beni non durevoli, e vice versa (Brugiavini, Weber 1994).

Vedremo nel capitolo 4 come scindere i soggetti aventi vincoli di liquidità da coloro che non ne presentano; analizzeremo poi gli effetti che questi avranno sulle decisioni d'aggiustamento.

2.2 Il modello di ottimizzazione intertemporale con costi d'aggiustamento non differenziabili per soli beni durevoli

Il modello che studieremo ora avrà come obiettivo quello di analizzare il consumo ottimo e la scelta di un portafoglio nel quale i servizi del consumo sono generati dal possesso di un solo bene durevole. Il bene durevole in questione deve essere illiquido e comporta costi di transazione nel momento in cui viene venduto. Vedremo che il consumo ottimo non è una funzione regolare (omogenea) della ricchezza. Sarà dunque ottimale per il consumatore aspettare sino a quando si presenti un elevato cambio nel valore della ricchezza, prima di optare per l'aggiustamento del proprio stock di durevoli. Mostreremo che il livello ottimo di durevoli è caratterizzato da tre numeri (non variabili casuali) denominate nel contesto x, y, z con:

$$x < y < z$$

Il consumatore osserva il proprio rapporto tra il consumo e la ricchezza $\frac{c}{w}$. Tale rapporto indica la sua variabile di stato. Se quest'ultimo è compreso tra x e z , allora egli non venderà il proprio durevole. Se, al contrario, questo risulta più piccolo di x o eccede z , allora egli venderà il suo durevole e ne comprerà uno di grandezza S tale che:

$$\frac{s}{w} = y .$$

In questo modo y indica la *target level* della nostra variabile di stato $\frac{c}{w}$. Nel caso in cui il mercato degli stock si muova verso l'alto abbastanza affinché $\frac{c}{w}$ ecceda il margine inferiore x , allora il consumatore venderà il proprio durevole per comprarne un altro di

valore superiore. È ovvio che potrebbero esserci numerosi cambi nel valore della ricchezza per tutti quei $\frac{C}{W}$ stanti tra x e z ; tuttavia il consumo rimane inalterato.⁹

Nei modelli standard senza costi di transazione, e con funzione di utilità separabile additivamente, un consumatore, nel suo punto di ottimo, dovrebbe essere indifferente tra investire un euro e consumare beni per lo stesso valore. Questo implica che la derivata della sua utilità dalla ricchezza, denominata $V'(W)$, sarà uguale alla sua utilità marginale del consumo $u'(C)$.¹⁰

2.2.1 Il problema di ottimizzazione del consumatore

Assumiamo ora che i servizi del consumo possano essere ottenuti solo possedendo un asset fisico di durevole denominato K . Questo comporta un flusso continuo di servizi per il suo possessore e un tasso di deprezzamento α lungo il tempo (con $\alpha \geq 0$). Consideriamo dunque beni durevoli inscindibili e l'assenza di mercati d'affitto o noleggio. Per cambiare il suo livello di consumo, oltre al fatto che è presente il processo di deprezzamento, il consumatore dovrà vendere il proprio asset (la propria casa nel caso in esame) per comprarne una nuova. Inoltre, altra peculiarità, riguarda il fatto che il mercato delle case potrebbe operare in maniera non perfetta, imponendo costi di transazione dovuti, ad esempio, a costi di ricerca di acquirenti o venditori. Modelliamo questa imperfezione imponendo che il prezzo di vendita di un asset fisico sia una frazione di $(1 - \lambda)$ del suo valore, dove $0 \leq \lambda < 1$. Nel caso in cui $\lambda = 0$ siamo in presenza di mercati perfetti.

Oltre al bene durevole in questione, il consumatore può investire la propria ricchezza in un asset a rischio nullo o in n asset rischiosi. Il ritorno istantaneo dell'asset a rischio nullo è costante e dato da r_f . Consideriamo ora il valore, al tempo t , dell' i -esimo

⁹ Per esempio a causa del deprezzamento della ricchezza.

¹⁰ Il CAPM è basato sul fatto che, dati due asset con ritorno r_i e r_j , il consumatore deve essere indifferente dallo scambiare un euro da un asset all'altro. Questo implica che $EV'(W)(r_i - r_j) = 0$. Mentre il CCAPM è derivato da quest'ultima equazione utilizzando la condizione sulle derivare appena descritta.

asset rischioso (dividenti accumulati inclusi), e denominiamolo con \hat{b}_{it} . Assumiamo per quest'ultimo tale processo dinamico:

$$d\hat{b}_{it} = \hat{b}_{it}(\hat{u}_t dt + dw_{it}) \quad (\text{x i})$$

Dove:

$\underline{w}_t = (w_{1t}, w_{2t}, \dots, w_{nt})$ è un moto Browniano n dimensionale senza *drift*, con matrice di varianze e covarianze istantanea definita positiva Σ .

Assumiamo che non ci siano costi di transazione per quanto riguarda le vendite e gli acquisti di questi asset finanziari. Denotiamo con B_t e \underline{X}_t rispettivamente il valore in euro dell'asset a rischio nullo e il vettore del valore degli asset rischiosi, scelti dal consumatore al tempo t .

A questo punto possiamo definire la ricchezza totale Q_t :

$$Q_t = K_t + B_t + \underline{X}_t \cdot \underline{l} \quad (\text{x ii})$$

Dove:

\underline{l} è un vettore composto da 1 e 0

Denominiamo con τ il tempo in cui occorre l'aggiustamento, ovvero il periodo in cui il consumatore vende la sua casa. È d'altro canto intuitivo che, durante il periodo in cui il consumatore non aggiusta il proprio stock, la sua ricchezza totale evolve nel seguente modo:

$$dQ_t = -\alpha K_t dt + r_f B_t dt + \underline{X}_t \cdot (\hat{u}_t dt + d\underline{w}_{it}) \quad (\text{x iii})$$

Riarrangiando la (xiii) e definendo le seguenti quantità:

$$d\underline{b}_t = (\underline{\hat{u}} - \underline{l}r_f)dt + d\underline{w}_t \quad (\text{x iv})$$

$$\underline{u} = \underline{\hat{u}} - \underline{l}r_f$$

Possiamo riscrivere la (xiii) tramite la (xii):

$$dQ_t = -\alpha K_t dt + r_f(Q_t - K_t)dt + \underline{X}_t \cdot d\underline{b}_t \quad \text{per } \tau \notin (t, t + dt) \quad (\text{x v})$$

Se il consumatore vende la propria casa al tempo τ , avremo che:

$$Q_\tau = Q_{\tau-} - \lambda K_{\tau-} \quad (\text{x vi})$$

Dove :

$Q_{\tau-}$ livello di ricchezza subito prima dell'aggiustamento

$\lambda K_{\tau-}$ perdita per la vendita di una casa di valore $K_{\tau-}$ ¹¹

Consideriamo dunque un consumatore con vita infinita, i cui gusti sono rappresentati dalla seguente valore atteso di una funzione di utilità separabile intertemporalmente:

$$E\left[\int_0^{\infty} e^{-\delta t} u(K_t) dt\right] \quad (\text{xv})$$

Dove:

δ tasso di sconto

K_t quantità di beni durevoli detenuta al tempo t

Il flusso di servizio del consumo è considerato proporzionale allo stock K_t . Data la condizione iniziale (Q_{0-}, K_{0-}) , il problema di fondo del consumatore è reperire i valori ottimali (Q_t, K_t) , solo tramite i valori passati $\underline{b}_{t'}$ con $t' \leq t$, e capire il tempo ottimo τ d'aggiustamento. Questo significa che ciascun soggetto dovrà scegliere in ogni istante, in base a tutte le informazioni disponibili sino a quel momento, se vendere o meno la propria casa. Tutto ciò sotto il vincolo:

$$Q_t - \lambda K_t \geq 0 \text{ per } \forall t \quad (\text{xvi})$$

Assumiamo infine che il valore assoluto della frazione di ricchezza investita in ogni asset è limitato. Data la condizione iniziale (Q_{0-}, K_{0-}) , indichiamo con $V(Q, K)$ l'estremo superiore dell'utilità attesa del consumatore. Assumiamo una funzione di utilità del tipo CRRA (Constant Relative Risk Adversion):

$$u(K) = \frac{K^a}{a} \text{ per } \forall a < 1, a \neq 0 \quad (\text{xvii})$$

Questo ci porta a ridurre il nostro problema, passando da due variabili di stato a una sola.¹²

Prendiamo poi le seguenti espressioni:

$$u = \frac{u \Sigma^{-1} u}{1 \cdot \Sigma^{-1} u} \quad (\text{xviii})$$

$$\sigma^2 = \frac{u}{1 \cdot \Sigma^{-1} u}$$

Definiamo inoltre le seguenti quantità:

¹¹ Notiamo come non siano presenti costi di transazione nel comprare una nuova casa.

¹² $a = 0$ rappresenta il caso di Log-Utilità ed è un caso particolare di quanto descritto sopra.

$$\beta = \delta - ar_f - \frac{u^2}{2\sigma^2} \frac{a}{1-a} > 0 \quad (\text{xix})$$

$$v = \frac{1}{a(a+r_f)} \left(\frac{(r_f+a)(1-a)}{\beta} \right)^{1-a}$$

Esse implicano che $V(Q, K)$ è finita ed esiste un numero $v_2 > 0$ tale che:

$$vQ^a \geq V(Q, K) \geq \frac{v_2(Q-\lambda K)^a}{a} \quad (\text{xx})$$

Dove:

v utilità che il consumatore riceve quando la sua ricchezza iniziale è uguale a uno e $\lambda = 0$

Date le suddette espressioni, è stato dimostrato (Grossman e Laroque 1990) che $V(Q, K)$ è omogenea di grado a in (Q, K) e non aumenta all'aumentare di λ . Assumendo $\beta = 0$ (in assenza di costi di transazione, quando $\lambda = 0$ il consumatore può ricevere un'utilità attesa infinita) è immediato notare come vQ^a sia un *upper level* per $V(Q, K)$. Se il consumatore vende la sua casa e investe tutto il ricavato in una nuova abitazione in modo da rimanere sempre al di fuori dei mercati finanziari, questo provvede a fornirci un *lower level* per $V(Q, K)$.

Consideriamo un consumatore al tempo $t = 0$. Se egli scegliesse di cambiare immediatamente casa, riceverebbe $\text{Sup}_C V(Q - \lambda K, C)$. È altrettanto ovvio che se $V(Q, K) > \text{Sup}_C V(Q - \lambda K, C)$ egli non eseguirà alcun aggiustamento. Di conseguenza $V(Q, K)$ soddisfa la seguente equazione di Bellman:

$$V(Q, K) = \text{Sup}_{C, \tau, x_t} E \left[\int_0^\tau e^{-\delta t} \frac{K_t^a}{a} dt + e^{-\delta \tau} V(Q_\tau - \lambda K_\tau, C) \right] \quad (\text{xxi})$$

Dove:

τ istante in cui troviamo il primo arresto partendo da $t = 0$.

Utilizziamo l'omogeneità di $V(Q, K)$ per definire le seguenti quantità, riducendo così il problema a una sola variabile di stato:

$$y = \frac{Q}{K} - \lambda \quad (\text{xxii})$$

$$x = \left(\frac{1}{K} \right) X$$

$$h(y) = K^{-a} V(Q, K) = V(\lambda + y, 1)$$

$$r = \alpha + r_f$$

$$\bar{\delta} = \delta + \alpha$$

Dopo alcune sostituzioni giungiamo al seguente risultato:¹³

$$h(y) = \text{Sup}_{\tau, x} E \left[\int_0^{\tau} \frac{e^{-\bar{\delta}t}}{a} dt + e^{-\bar{\delta}\tau} M y_{\tau-}^a \right] \quad (\text{xxiii})$$

Abbiamo che:

$$dy = x_t db + r(y_t + \lambda - 1) dt \quad (\text{xxiv})$$

E il vincolo della (xvi) diventa:

$$y_t \geq 0 \quad \forall t \quad (\text{xxv})$$

Infine definiamo:

$$M = \text{Sup}_y (y + \lambda)^{-a} h(y) \quad (\text{xxvi})$$

E quindi:

$$\frac{v_2}{a} \leq M \leq v$$

Il payoff del consumatore a livello y è dato da My^a . Se M soddisfa la (xxvi), allora la soluzione al problema per $h(\cdot)$ può essere direttamente derivata utilizzando le espressioni (xxii). Una caratteristica fondamentale di quanto derivato sinora è che non si possono determinare regole nella situazione in cui il consumatore detenga tutta la sua ricchezza nel durevole in esame e in asset privi di rischio, non investendo nulla in quelli rischiosi. In tal caso avremmo che la varianza di dy sarebbe nulla: questo sarebbe molto più complicato dei precedenti e tradizionali problemi (solitamente la si riscontra limitata e lontana da zero).

Grossman e Laroque dimostrano che esistono regioni di valori per y , all'interno delle quali $h(y) > y^a M$ e un non aggiustamento è ottimale. Al contrario, nelle altre regioni dove fermarsi è ottimale, vale che $h(y) = y^a M$. Inoltre, essendo $h(y)$ differenziabile in tutti i punti avremo che: $h'(y) = ay^{a-1}M$. Notiamo tuttavia che $h(\cdot)$ non è tipicamente differenziabile due volte in corrispondenza di tali livelli d'azione. È stato

¹³ Si veda Grossman e Laroque (1990) per la derivazione analitica integrale.

infatti dimostrato (Grossman e Laroque 1990) che esiste una sola regione in cui vale l'espressione $h(y) > y^a M$.

2.2.2 Portafoglio ottimo

Il consumatore è portato a scegliere in ogni istante un portafoglio a media-varianza efficiente. Questo risultato derivato da Grossman e Laroque (1990) non richiede che la funzione di utilità sia del tipo CRRA.

Nello stato y , dove $h(y)$ è differenziabile due volte e $h(y) > y^a M$, il consumatore sceglierà un portafoglio $x(y)$ il quale massimizza la seguente espressione:

$$xu + \frac{h''(y)}{2h'(y)} x \Sigma x \quad (\text{xxvii})$$

Dal momento che tutti i consumatori posseggono asset rischiosi nella stessa proporzione (anche se hanno differenti funzioni di utilità e valori di y), e siccome i mercati finanziari implicano che la somma dei loro possedimenti deve essere uguale al valore del portafoglio di mercato, otteniamo il modello standard (CAPM).

Quello che stiamo cercando è un equilibrio generale in un'economia del seguente tipo: consideriamo aziende che producono beni durevoli utilizzando n ritorni stocastici costanti per le tecnologie di scala. Prendiamo inoltre una tecnologia con una sicura produttività costante r_f . Immaginiamo un'impresa che può, senza costi di transazione, investire ogni quantità del bene durevole in questione in tecnologia i . Questo produrrà $\frac{db_i}{b_i}$ unità aggiuntive del bene durevole, lungo tutto il successivo istante di tempo. Ricordiamo che la tecnologia è libera e accessibile a tutte le imprese ma non ai consumatori. I ritorni costanti per le assunzioni di scala implicano che l'offerta totale di asset finanziari i sarà sempre aggiustata e portata al livello della domanda aggregata del consumatore. La media dei ritorni e la matrice di varianze covarianze sono tecnologicamente fissi.

Risolviendo tale problema di ottimizzazione, l'effetto di diversi livelli di λ sul possesso di asset rischiosi non è del tutto intuitivo; esso dipende dal particolare stato

in cui un consumare si trova. L'esistenza di costi di transazione rendono i soggetti molto più avversi al rischio quando essi si trovano più a ridosso del livello ottimo del rapporto tra durevoli e ricchezza (i.e. $y \cong y^*$). Al contrario sembrerebbero molto meno avversi al rischio in corrispondenza delle soglie d'azione (i.e. $y \cong y_1$ o $y \cong y_2$).¹⁴

In pratica gli autori mostrano che anche modesti costi di transazione associati ad aggiustamenti delle quantità del durevole in esame, prevengono i consumatori dal cercare di eguagliare continuamente l'utilità marginale del consumo con l'utilità marginale della ricchezza. Ciò causa il fallimento del CCAPM. Il consumo¹⁵ e l'utilità marginale sono costanti per significativi periodi di tempo, nonostante la fluttuazione nell'utilità marginale della ricchezza, poiché i costi di transazione precludono continui (o anche frequenti) aggiustamenti di stock di durevoli.

2.2.3 Regole di consumo

Nel modello in questione, è ottimale per il consumatore avere un *target level* y^* per il rapporto tra la ricchezza e lo stock di durevoli, i.e. $y = \frac{Q - \lambda K}{K}$.

Abbiamo visto che esistono due numeri y_1 e y_2 tali che, solo nei casi in cui $y \geq y_1$ o $y \leq y_2$ il consumatore venderà il suo durevole K e ne comprerà uno nuovo $K^*(Q)$ per riportare y al livello ottimale. Ovviamente $K^*(Q)$ deve essere tale da soddisfare $y^* = \frac{Q}{K^*(Q) - \lambda}$. È stato dimostrato che piccoli costi nei cambi dei livelli di consumo inducono il consumo stesso ad essere insensibile alla ricchezza per lunghi periodi di tempo. Inoltre, i costi di transazione non modificano il fatto che è ottimale per il consumatore possedere un portafoglio a media-varianza efficiente, in tutti i periodi. Di conseguenza il classico

¹⁴ Analiticamente è possibile mostrare come la funzione di utilità diretta My^a del consumatore è riallocata tramite la propria funzione di utilità indiretta $h(t)$ per scegliere il nuovo asset.

¹⁵ In questo contesto si parla di consumo del flusso di servizi generato dai beni durevoli.

modello CAPM è valido per i consumatori, a meno che il loro flusso di consumo derivi da stock di durevoli.¹⁶

Simulazioni precedenti mostrano come, in un'economia in cui in tutti i consumatori sono identici, il CAPM vale, mentre un modello CCAPM fallisce. Per esempio, se tutti i consumatori hanno le stesse preferenze, essi sceglieranno le stesse barriere y_1 e y_2 , e la variabile di stato y di ciascun consumatore seguirà il medesimo processo stocastico. Se tutti i consumatori presentano la stessa y al tempo zero, allora essi oltrepasseranno le soglie di cui sopra nel medesimo istante. Questo fornisce un set di distribuzioni stazionarie dove tutti i consumatori sono simili. Da un altro punto di vista, se si presenta una distribuzione continua cross-section di y al tempo $t = 0$, allora ci sarà qualcosa in grado di approssimare il flusso di arrivo alle bande d'azione. Tutto ciò genererà una domanda aggregata per un flusso di produzione di beni durevoli. È stato dimostrato (Grossman e Laroque 1990) che partendo da qualunque distribuzione cross-section delle variabili di stato del consumatore, al tempo $t = 0$, la distribuzione cross-section al tempo t' (e dunque anche la densità delle spese per i durevoli) dipenderà dalla storia del mercato degli stock tra 0 e t' . Se il mercato in questione cresce, il consumatore toccherà la barriera destra y_2 . Questo porterà ad una nuova spesa per i durevoli. Al contrario, se il mercato degli stock cala, non ci saranno né nuove vendite né nuovi acquisti. È stato dimostrato che in queste situazioni con molti consumatori, il CCAPM non risulta più valido.

Altro questione fondamentale riguarda il fatto che, in tali modelli, la grandezza del nuovo durevole acquistato (nel caso in cui pervengano aggiustamenti) dipende solo dalla ricchezza e, dal momento che i cambi nella ricchezza sono imprevedibili, i cambi nella grandezza dei nuovi durevoli acquistati saranno anch'essi non predicibili. Questo rende difficoltoso predire le variazioni sulla grandezza media delle nuove spese. Distinguendo il numero di soggetti che eseguono aggiustamenti, ovvero coloro che affrontano una nuova spesa, dalla grandezza media di ciascun acquisto, è possibile testare quanto appena affermato, oltre che le previsioni teoriche di un modello con costi d'aggiustamento non differenziabili (distaccandosi totalmente da modelli più semplificati come quelli con costi d'aggiustamento quadratici).

¹⁶ Questo è il motivo per cui Grossman e Laroque affermano che il CCAPM (Consumption based Capital Asset Price Model) non risulta più valido.

Grossman e Laroque in conclusione mostrano che, in una semplice struttura in cui gli unici beni di consumo sono i durevoli, i consumatori adotteranno una regola di comportamento del tipo [S,s] ¹⁷, nella quale gli aggiustamenti di durevoli accorrono solo quando la grandezza attuale degli stock devia dalla grandezza target ottimale, abbastanza da far sì che il costo per l'aggiustamento sia compensato da un sufficiente aumento dell'utilità, dovuto a un migliore allineamento tra la ricchezza totale e i beni durevoli.

2.2.4 Stock di durevoli e ricchezza: una modellazione della spesa

L'obiettivo è quello di presentare empiricamente un modello per i costi di transazione e la capacità d'aggiustamento degli stock da parte dei consumatori. In seguito si andranno a verificare empiricamente e quantitativamente i vari effetti e cause ad esso implicati.

La specificazione di tale modello parte da un'ipotesi molto forte: la separabilità della funzione di utilità per beni durevoli e non durevoli.¹⁸ Il problema del consumatore è massimizzare il valore scontato presente dell'utilità attesa dei consumi di beni durevoli. Il flusso di consumo è assunto proporzionale allo stock del bene in questione. Il consumatore può investire il suo reddito in un portafoglio privo di rischio. Consideriamo dunque il seguente problema di massimizzazione:

$$\max_{k_t} E \left[\int_0^{\infty} U(K_t) e^{-\gamma t} dt \right] \quad (\text{xxviii})$$

$$\text{s.v.} \quad dW_t = rW_t dt + (u - r)A_t dt + \sigma A_t dZ_t - (r + \delta)K_t dt$$

dove

K stock di durevoli

γ tasso di sconto soggettivo

u tasso di ritorno atteso degli asset rischiosi

¹⁷ Si veda paragrafo successivo per una descrizione dettagliata di tale regola.

¹⁸ È stato dimostrato che tale scissione non è sostenibile (Attanasio, Weber et al.), tuttavia si è deciso di perseguire tale via per una più graduale comprensione del lavoro svolto. Si rimanda al Paragrafo successivo per lo studio della funzione di utilità non scindibile per durevoli e Non durevoli.

σ	deviazione standard degli asset rischiosi
r	tasso di ritorno per investimenti privi di rischio
δ	tasso di deprezzamento dei beni durevoli
dZ_t	incremento di un moto Browniano geometrico standard
A_t	ricchezza detenuta negli asset rischiosi

Notiamo come il vincolo si riferisca a un problema dinamico di budget. Assumiamo ora che la funzione di utilità $U(K_t)$ sia del tipo CRRA (Constant Relative Risk Aversion) definita da:

$$\frac{K_t^\alpha}{\alpha} \text{ con } \alpha < 1, \alpha \neq 0$$

Il che porta alla soluzione del problema come una regola di portafoglio lineare, i.e.:

$$\frac{A_t}{W_t} = \frac{u-r}{\sigma^2(1-\alpha)} \quad (\text{xxix})$$

$$\frac{K_t}{W_t} = \frac{1}{(r-\delta)(1-\alpha)} \left[\gamma - \alpha r - \frac{(u-r)^2 \alpha}{2\sigma^2(1-\alpha)} \right]$$

Ciò implica che una proporzione costante di ricchezza è detenuta negli asset rischiosi e nei beni durevoli.¹⁹ Notiamo che se $\alpha < 1$, più ricchezza è detenuta nei beni durevoli.

Supponiamo ora che il consumatore sia sottoposto al medesimo problema di massimizzazione ma soggetto a costi di transazione i quali si presentano al momento della spesa. Per facilità di comprensione assumiamo che tali costi siano proporzionali all'ammontare di durevoli venduto dal consumatore. Avremo dunque la seguente formulazione:

$$W_{t+} = W_{t-} - \lambda K_{t-}$$

Dove $t+$ è il momento immediatamente successivo alla spesa per l'acquisto di durevoli, mentre $t-$ è il momento antecedente tale spesa; λ è la quota dei costi di transazione.

A tal punto è bene sottolineare che, grazie a tale specificazione, dal momento che i costi di transazione sono proporzionali allo stock di durevoli venduti, essi aumentano con la ricchezza. Questo fa sì che tali costi non diminuiscano in importanza tanto più i soggetti sono ricchi, come accadrebbe in un modello con costi fissi. Inoltre i costi non dipendono dall'ammontare della nuova spesa sostenuta.

¹⁹ Si veda Grossman e Laroque (1990) per la derivazione analitica di tale risultato.

Si mostra dunque che, sotto tali condizioni, il comportamento ottimo di un soggetto segue la regola $[S,s]$, la quale governa la variabile di stato $\frac{W}{K} - \lambda \equiv y$ (direttamente derivabile dall'equazione precedente) e la variabile di controllo K .

Il comportamento del consumatore è dunque caratterizzato da tre punti critici, corrispondenti a tre valori della variabile di stato:

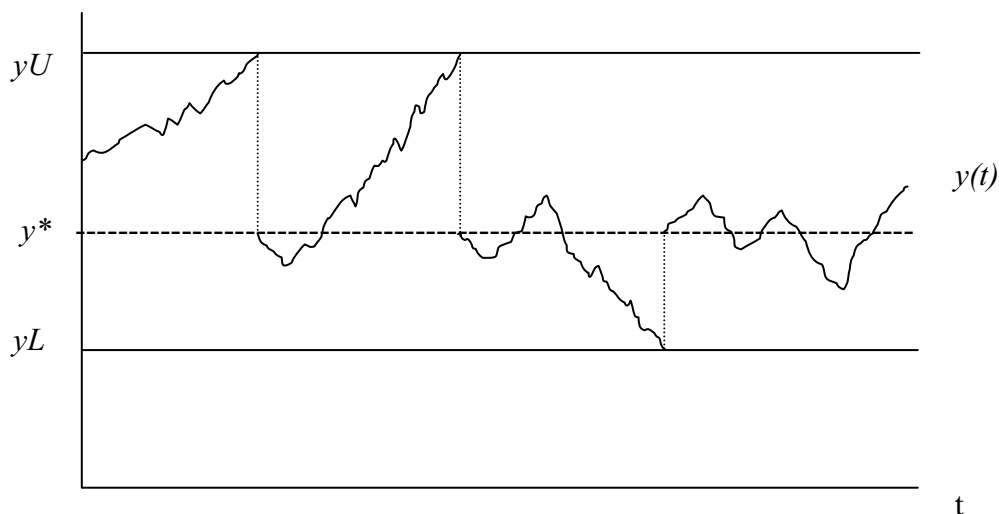
lower point }
upper point } *TRIGGER POINT*

punto di ritorno interno } *TARGET POINT*

I *trigger point* inducono l'aggiustamento nel momento in cui vengono toccati; il *target point* è il livello di y scelto al momento dell'aggiustamento. Solitamente W cresce mentre K segue un processo di deprezzamento; in tal modo y cresce lungo il tempo.

Quando y raggiunge il limite superiore, il consumatore riaggiusta il suo portafoglio per aumentare K , abbassando y e riportandola in tal modo al livello ottimale. In seguito accade che W potrebbe continuare ad aumentare e contemporaneamente K a deprezzarsi, fino a che non venga raggiunto nuovamente l'*upper point*. E così via il processo si ripete. Se W decresce più velocemente rispetto al deprezzamento di K , allora y decresce e il consumatore potrebbe raggiungere il *lower point*, in cui possiede troppi beni durevoli. A questo punto si esegue un processo d'aggiustamento in modo da poter tornare al *target point* collocato ad un livello superiore. Tale comportamento è mostrato nel grafico seguente.

FIGURA 1



yU , yL indicano rispettivamente i *trigger point* superiore e inferiore. y^* indica il livello ottimo al quale si pone il consumatore dopo l'aggiustamento. Le fluttuazioni attorno a tale valore sono causate dal tasso di deprezzamento dei durevoli dalla crescita della ricchezza.

Dal momento che il *target point* della variabile di stato y è costante, all'aggiustamento di $\frac{W}{K} - \lambda$ equivale sempre una costante y^* , in tal modo K risulta essere una frazione di W fissata. In altri termini possiamo scrivere:

$$\log\left(\frac{K_t}{K_\tau}\right) = \log\left(\frac{W_t}{W_\tau}\right) = \xi_{t,\tau} \quad (\text{xxx})$$

Dove t e τ sono i tempi in cui accorrono gli aggiustamenti; $\xi_{t,\tau}$ è il tasso di ritorno che si realizza sulla ricchezza nei periodi tra t e τ . Tale realizzazione dipende solo dal processo stocastico sottostante, dal tasso privo di rischio e dagli altri tassi di ritorno rischiosi nonché dalla regola di portafoglio.²⁰ Nessuna di tali componenti dipende dal passato.

Grossman e Laroque (1990) mostrano un'intuizione relativa a quest'ultimo punto, facendo notare come la spesa per i durevoli non sia predicibile, dal momento che la ricchezza è imprevedibile.

È possibile una generalizzazione di quanto è stato appena esposto. Per molti processi stocastici generici, si può mostrare come le aspettative del valore attuale dell'utilità marginale derivata dalle spese future per i durevoli (eseguite durante il periodo

²⁰ Questo assume che il prezzo relativo dei durevoli sia fissato.

di riferimento, tra t e τ) debbano eguagliare quella derivata dalla spesa corrente di durevoli durante il proprio periodo d'aggiustamento. Questo può essere pensato come una generalizzazione di quanto espresso da Hall (1978): un'ipotesi di random walk per il consumo di durevoli sotto particolari restrizioni in un generico intervallo di tempo nel continuo. In pratica tutto ciò può essere mappato in una famiglia di consumo random walk, assumendo una funzione di utilità CRRA. Sotto tali considerazioni possiamo modificare l'equazione precedente, sottraendo la costante di proporzionalità di ricchezza e stock di durevoli al tempo della spesa:

$$\log\left(\frac{K_t}{K_\tau}\right) = \Gamma + \eta_{t,\tau} \quad (\text{xxxii})$$

Dove Γ rappresenta una costante che dipende dai parametri che governano le preferenze e il processo stocastico sottostante; mentre η rappresenta l'errore classico.

Il vantaggio dell'utilizzo di tale scrittura, ferme restando le ipotesi di cui sopra, ci permette di utilizzare molte meno strutture e vincoli rispetto a quelli necessari all'equazione (xxx). Questi tipi di modelli mostrano come la probabilità che un individuo aggiusti il proprio stock di capitale sia una funzione crescente del valore assoluto della differenza tra lo stock attuale e quello desiderato.

Il problema di fondo è che tali analisi considerano una funzione di utilità nella quale i beni durevoli sono l'unico argomento; in tal modo si scostano totalmente dal consumo di non durevoli. Queste analisi non possono tuttavia rispondere sia a potenziali effetti dei costi d'aggiustamento dei beni durevoli sulle dinamiche del consumo di non durevoli, sia a alle implicazioni inerenti all'allocazione ottima del portafoglio in presenza di rischio derivante dalle variazioni relative del prezzo degli stessi durevoli. Nei modelli in cui i consumatori affrontano costi d'aggiustamento non convessi al fine di aggiustare i propri stock di durevoli, una politica di continui aggiustamenti non è ottimale e infinitamente costosa. Il risultato sono aggiustamenti poco frequenti degli stock di durevoli, e, in questa situazione, le utilità marginali relative ai due beni non sono più equiparate agli user cost relativi in ciascun istante.

2.3 Il modello di ottimizzazione intertemporale con beni durevoli e non durevoli

Le analisi svolte sinora riguardano un solo aspetto della regola $[S,s]$, ovvero un reperimento deterministico delle cosiddette bande d'azione nel caso in cui il consumatore affronti un problema di ottimizzazione intertemporale con soli beni durevoli. In ciò che segue tenteremo di analizzare il medesimo problema di ottimizzazione affrontato dai consumatori, e dunque la regola $[S,s]$, ma con una maggior accuratezza, rilasciando l'ipotesi che la funzione di utilità intertemporale dei consumatori sia scindibile per durevoli e non durevoli. Definiremo dunque una nuova variabile di stato che tenga conto proprio di tale relazione e vedremo il modo in cui i consumatori si porranno di fronte ad essa.

2.3.1 Il problema di ottimizzazione del consumatore

Consideriamo ora consumatori che affrontano costi d'aggiustamento non convessi nel momento in cui vanno ad alterare il loro stock di durevoli (o case), e contemporaneamente assumiamo che si possano comprare e vendere asset finanziari a costo zero. Inoltre il consumo di non durevoli può anch'esso essere aggiustato a costo zero. Seguendo il modello proposto da Flavin e Nakagawa (2008), d'ora in avanti parleremo di beni durevoli riferendoci alle case.

Nel momento in cui compra una nuova casa, il consumatore tiene conto che il consumo dei servizi di quest'ultima sarà costante, ad un nuovo livello fissato, sino a quando non accorrerà un successivo arresto (compravendita di una nuova abitazione). È logico pensare che tale fatto si verificherà nella maniera in cui valga la pena affrontare costi di aggiustamento. In quest'ottica possiamo affermare che la decisione di comprare una nuova casa è endogena e totalmente razionale, ma, al contempo, poco frequente, a causa dei costi d'aggiustamento.

In un contesto a tempi continui, il processo decisionale del consumatore ha una struttura ricorsiva. Ad ogni istante i capifamiglia decidono se è ottimale vendere la propria casa subito. In queste rare situazioni, in cui è ottimale incorrere in costi d'aggiustamento, i soggetti vendono la loro casa e immediatamente ne acquistano una nuova. Se, al contrario, i consumatori decidono che non è ottimale vendere la casa immediatamente, allora si determinerà il livello ottimo di possedimenti di asset finanziari e di consumo di non durevoli in relazione allo stock corrente di durevoli (case). A causa dei costi d'aggiustamento associati agli stock di durevoli, lo stock corrente di case diventa una variabile di stato che affligge sia la scelta del consumo di non durevoli, sia l'allocazione ottimale del portafoglio.

Andiamo dunque ad esaminare la nuova funzione di utilità attesa che il consumatore dovrà massimizzare:

$$U = E_0 \left[\int_0^{\infty} e^{-\delta t} u(K_t, C_t) dt \right] \quad (I)$$

Dove:

- K_t stock di case al tempo t
- C_t consumo di non durevoli al tempo t
- δ tasso relativo alle preferenze temporali soggettive

Possiamo notare come in questo caso sia presente, in aggiunta ai precedenti, anche la quantità di beni non durevoli consumata.

Le successive caratterizzazione²¹ del modello seguono pari passo quelle presentate nel paragrafo precedente, giungendo ad una specificazione della ricchezza del tipo:

$$W_t = W_{t-} - \lambda P_t K_{t-} \quad (II)$$

Dove:

- λ costi di transazione proporzionali
- P_t prezzo unitario della casa (per metro quadrato)

Da tale espressione è facilmente derivabile la nostra variabile di stato, come visto in precedenza, utilizzata poi negli sviluppi empiriche. Tuttavia la questione altamente

²¹ Per una descrizione dettagliata dei passaggi analitici si veda Flavin e Nacagawa (2008).

fondamentale e innovativa riguarda il fatto che la variabile di stato cardine non sarà più il rapporto tra stock di durevoli e ricchezza, ma il rapporto tra lo stock di durevoli e il consumo di non durevoli.

Un problema di ottimizzazione intertemporale di questo tipo si distingue dal precedente (Grossman e Laroque) anche per la tipologia di arresti (per comprare/vendere il proprio durevole), operati dai diversi soggetti, che si possono presentare. Nel modello di ottimizzazione con soli beni durevoli avevamo solo arresti endogeni, nel senso che i consumatori aggiustavano i propri stock di beni durevoli quando l'evoluzione stocastica della ricchezza creava una troppo elevata disparità tra gli stock di durevoli posseduti e il livello ottimo degli stessi. Nell'attuale contesto permettiamo anche la presenza di arresti esogeni, ovvero l'aggiustamento di K potrebbe essere causato da qualche evento esogeno riguardante l'evoluzione della ricchezza. Esempi di questa tipologia possono essere la morte: nel tal caso la casa è venduta e i proventi trasferiti agli eredi. Oppure cambi di luogo di lavoro, pensionamento, cambi nello stato civile, adozione o emancipazione di figli.

Questo tipo di analisi specificano le condizioni sotto le quali il modello rimane trattabile in maniera generale, sottolineando che, se le preferenze dei consumatori non sono separabili (per durevoli e non), i costi d'aggiustamento per i beni durevoli hanno un impatto diretto sull'utilità marginale per quanto riguarda sia il consumo di durevoli che di non durevoli.

2.3.2 Regola [S,s] con beni durevoli e non durevoli

Come nei modelli precedenti, il fine ultimo è il reperimento dello stock ottimo di durevoli in ogni istante di tempo. La strategia di modellazione tratta la presenza di costi di transazione che non introducono convessità all'interno del problema di ottimizzazione affrontato dal consumatore. In tale situazione è sempre necessaria una descrizione dettagliata del comportamento dei soggetti in esame, sempre sotto alcune assunzioni fondamentali.

Definiamo ora la regola in esame in termini di rapporto tra valore dello stock di durevoli e consumo di non durevoli. La condizione di primo ordine per l'allocazione intertemporale di risorse tra i due tipi di beni è da considerarsi implicita nella strategia che verrà esposta. Inoltre l'utilizzo del consumo di non durevoli (una variabile per la quale si verificano aggiustamenti senza probabilmente costi di transazione) come denominatore del rapporto di cui sopra, controlla implicitamente le differenze nel reddito permanente.

Al fine di scegliere la variabile che specifichi la regola [S,s], è utile pensare al problema di allocazione ottima della spesa per durevoli e non durevoli in assenza di costi di transazione. In quest'ottica si potrebbe derivare una condizione intertemporale di primo ordine, la quale relaziona l'utilità marginale dei durevoli e consumo dei non durevoli ai loro user cost. Esprimendo la regola [S,s] in termini di rapporto tra stock di durevoli e consumo di non durevoli, possiamo pensare al livello ottimo di tale variabile (*target point*) determinato dalla condizione di primo ordine del problema di allocazione intertemporale tra durevoli e non, e dunque interpretare tale regola [S,s] in termini di deviazioni dalla condizione di prim'ordine (Attanasio 1995).

2.3.3 Bande d'azione e livello ottimo per durevoli e non durevoli

Seguendo quanto appena detto, definiamo la variabile di stato governata dalla regola [S,s]:

$$Z_t \equiv \frac{K_t}{C_t} \tag{III}$$

Come ben noto assumiamo che lo stock di durevoli venga aggiustato al fine di essere riportato al livello ottimale, solo nel caso in cui Z_t si discosti da tale livello ottimo a tal punto da eccedere i limiti definiti da tale regola. Sia il livello ottimo che i *trigger point* dipendono da caratteristiche osservabili e non degli individui, nonché da altre variabili quali l'incertezza sul consumo e il tasso di crescita dello stesso. Inoltre non è detto che le bande d'azione si collochino in modo simmetrico attorno al *target level* (come mostrato dalle analisi empiriche precedenti). Presumibilmente possiamo affermare che il livello

ottimo dipenderà dai prezzi relativi di durevoli e non durevoli, effetti stagionali e fattori socio-demografici; mentre l'ampiezza delle bande di inattività dipenderà, oltre che dalle variabili di cui sopra, dalla grandezza dei costi di transazione e dai fattori che affliggono il costo opportunità di deviare dal *target level*.

Definiamo le seguenti tre variabili cardine:

$$Z_t^* \quad \textit{target level}$$

$$Z_t^U \quad \textit{upper level}$$

$$Z_t^L \quad \textit{lower level}$$

Dove Z indica il rapporto definito in (III).

Come già più volte accennato, il consumatore non aggiusta il proprio stock di durevoli (possiamo pensare alle auto) sino a quando il proprio valore Z_t rimane all'interno delle bande d'azione. Il consumatore eseguirà un *upgrading* del proprio stock quando esso toccherà il valore critico Z_t^L ; un *downgrading* nel caso opposto.

Notiamo che il *target level* non coincide necessariamente col livello ottimo nel caso di assenza dei costi di transazione. Il consumatore potrebbe tenere conto della natura di tali costi e dei fattori che affliggono lo stock futuro e desiderato quando sceglie Z_t^* . Per esempio, se il consumatore si aspetta che lo stock attuale di durevoli si deprezzi molto, è probabile che Z_t^* sia più alto del livello ottimo in assenza di costi di transazione.

Esplicitiamo meglio i tre livelli che definiscono la regola [S,s]:

$$Z_t^* = X_t^{*'} \beta + \varepsilon_t \tag{IV}$$

$$\varepsilon_t \geq -X_t^{*'} \beta$$

$$Z_t^U = Z_t^* + \exp(X_t^{b'} \varpi^U + u_t) \tag{V}$$

$$Z_t^L = Z_t^* - \exp(X_t^{b'} \varpi^L + u_t) \tag{VI}$$

Dove X è il vettore di caratteristiche osservabili degli individui e variabili riguardanti l'incertezza sul consumo; tali variabili possono essere differenti nel caso in cui si parli di influenza sui *trigger point* o sul *target point*. Questo è il motivo per cui abbiamo inserito

una diversa specificazione di tale vettore per il caso in cui esso sia relativo ai limiti di inattività o al livello ottimo. Mentre:

β, ω vettori di coefficienti associati alle variabili appena descritte.

u, ε errori Gaussiani.²²

Utilizzando tale specificazione per i *trigger point* assicuriamo che il *target point* sia compreso tra quest'ultimi. Abbiamo dunque che dalla (V) e dalla (VI):

$$Pr\left(Z_t^L < Z_t^* < Z_t^U | X_t^*, X_t^b\right) = 1$$

Possiamo considerare l'errore u costituito da due componenti: una che riflette l'eterogeneità non osservata nell'ampiezza delle bande di inattività, l'altra che cattura gli effetti del processo di deprezzamento.

Ricordiamo inoltre che, a causa del deprezzamento, Z varia nel tempo anche se non vengono effettuati aggiustamenti.

Sviluppando tale argomentazione mediante la determinazione di funzione di verosimiglianza, relative ai livelli cardine in esame, ed eseguendo simulazioni numeriche, è stato dimostrato (Attanasio 2000) che le dinamiche delle serie storiche delle spese per durevoli possono essere spiegate meglio da modelli nei quali gli individui affrontano costi d'aggiustamento non convessi. Inoltre il ritrovamento di elevate bande d'azione supporta le considerazioni teoriche sviluppate nei paragrafi precedenti, inerenti agli effetti dei costi d'aggiustamento, sia diretti (relativamente alla spesa per i durevoli), sia indiretti (relativamente al consumo di non durevoli).

²² Notiamo dalla (II) che ε deve essere troncato al fine di garantire la non negatività del valore *target*. È stato mostrato che è anche possibile utilizzare una Log Normale piuttosto che una Normale trunca per la specificazione dell'errore nell'equazione *target*. O in alternativa, una Normale trunca rispetto a una Log Normale per le equazioni *trigger*. Questo non modifica sostanzialmente le analisi e conclusioni del modello; tuttavia l'imposizione di tale distribuzione degli errori comporta numerose modifiche alla struttura del problema (Craig 1972, Attanasio 1995).

2.4 Il modello più completo e le sue implicazioni empiriche

Andiamo ora ad analizzare un modello teorico, per il consumo di beni durevoli e non durevoli, in cui la funzione di utilità rimarrà inscindibile tra gli stessi. Vedremo che in essa saranno presenti congiuntamente diverse categorie di durevoli, con la possibilità di effetti incrociati sulla stessa. Se il consumo di non durevoli e durevoli produce utilità, e sia il reddito che il guadagno dai vari asset sono casuali, un programma di ottimizzazione dinamica del consumatore è analiticamente intrattabile e anche analisi numeriche richiedono drastiche semplificazioni. Inoltre cercheremo un modo per modellare in maniera realistica l'incertezza sul consumo e il *drift* (la volatilità del rapporto tra durevoli e non durevoli).

2.4.1 Funzione di utilità congiunta per beni durevoli e non durevoli

Gli studi classici (Grossman, Laroque 1990) del consumo ottimo di durevoli precludono un effetto congiunto dei non durevoli e del reddito da lavoro sugli stessi. Questo permetteva di ottenere risultati analitici e numerici nel caso in cui il ritorno sugli asset fosse descritto da un incremento Browniano e la funzione di utilità avesse elasticità costante.²³

La difficoltà di una modellazione del consumo ottimo di durevoli e non, condizionatamente a tutte le caratteristiche realistiche dei differenti consumatori e loro preferenze, è facilmente intuibile. Tramite alcune semplificazioni tentiamo ora di sviluppare un modello teorico che tenga conto di quanto più possibile è osservabile empiricamente. Poniamo un occhio di riguardo alle caratteristiche dei vari stock di durevoli, alle tipologie di aggiustamento che possono presentarsi e alla forte eterogeneità degli individui. Seguendo quanto sviluppato da Bertola, Guiso, Pistaferri (2004), analizzeremo il nuovo problema di ottimizzazione intertemporale.

²³ Per altri esempi e differenti specificazioni si vedano anche Attanasio (2000) , Padula (2000)

Iniziamo con l'analizzare ciò che il consumatore va a massimizzare:

$$E_t \left[\int_t^\infty e^{-\varsigma(\tau-t)} u(C(\tau), K(\tau), X(\tau)) dt \right] \quad (1)$$

ovvero il valore atteso della propria utilità, dove:

ς tasso di sconto del consumatore

$C(\tau)$ consumo di non durevoli in τ

$K(\tau)$ valore dello stock di durevoli in τ

$X(\tau)$ vettore di caratteristiche socio demografiche specifiche di ogni individuo

$u(\cdot)$ funzione di utilità crescente e strettamente concava

Il problema di costrizioni al credito caratterizza il flusso stocastico della liquidità, del reddito da lavoro Y e i crediti/debiti finanziari W , al tempo t .

Una delle prime assunzioni che facciamo riguarda i prezzi relativi e i tassi di ritorno. D'ora in avanti considereremo questi costanti lungo il tempo. Tale via ci permetterà di modellare una politica di consumo ottimale, propria dei singoli consumatori, utilizzando anche la generosa disponibilità di dati e caratteristiche cross-sezionali dei diversi soggetti. Considereremo i ritorni finanziari indipendenti dalle dinamiche del reddito e del consumo. Infine, imponiamo l'impossibilità di utilizzo da parte dei consumatori di assicurazioni.

Definiamo la seguente identità contabile:

$$C(t)dt + dW(t)(dK(t) + \delta K(t)dt)p = Y(t)dt + rW(t)dt \quad (2)$$

Dove

p prezzo relativo per i beni durevoli

δ tasso di deprezzamento dei durevoli

Queste due grandezze potrebbero differire in principio tra i vari soggetti in esame. La (2) può anche essere scritta nella seguente maniera:

$$C(t)dt + (r + \delta)pK(t) = Y(t)dt + r(W(t) + pK(t)) - \frac{d(W(t) + pK(t))}{dt} \quad (3)$$

La componente $(r + \delta)p$ indica gli user cost, ovvero i costi dei durevoli per i proprietari per unità di tempo. La componente finanziaria $W(t)$ e quella relativa agli stock

di durevoli, della ricchezza totale $W^*(t)$,²⁴ possono essere discontinue quando i costi d'aggiustamento implicano che le spese siano discrete. Tuttavia $W^*(t)$ rimane continua in quanto un suo incremento è dato dalla differenza tra la forza d'acquisto derivante dai ritorni sulla ricchezza $W(t)$ e il reddito da lavoro.

2.4.2 Costi d'aggiustamento

Denotiamo anzitutto gli user cost con v . Caratterizziamo prima il comportamento ottimo degli individui in assenza di costi d'aggiustamento. In seguito inseriremo tale complicazione. Definiamo poi la forza totale d'acquisto dei differenti soggetti con $M(t) = C(t) + vK(t)$ costituita dal consumo di non durevoli e servizi di durevoli al tempo t . Massimizziamo dunque la seguente funzione di utilità rispetto al valore dello stock di durevoli al tempo t :

$$\max_{K(t)} u(C(t), K(t)) = \max_{K(t)} u(M(t) - vK(t), K(t)) = U(M(t)) \quad (4)$$

Inoltre, se le preferenze dei consumatori sono omotetiche, la (3) può anche essere scritta come:

$$u(C(t), K(t)) = f(h(C(t), K(t))) \quad (5)$$

Dove:

$f(\cdot)$ funzione strettamente crescente e concava

$h(\cdot, \cdot)$ funzione omogenea di primo grado

Il tasso marginale di sostituzione dipende solo dal rapporto tra le quantità consumate. Se consideriamo come costanti, all'interno di un paniere ottimo di consumo, il tasso d'interesse, il tasso di deprezzamento dei durevoli e il prezzo relativo degli stessi, possiamo scrivere:

$$vK(t) = x(v)M(t) \quad (6)$$

e

²⁴ $W^*(t) = W(t) + pK(t)$

$$C(t) = (1 - x(v))M(t) \quad (7)$$

Dove:

$x(\cdot)$ funzione degli user cost v , la cui forma dipende dalla struttura di $h(\cdot, \cdot)$

In realtà $x(\cdot)$ può essere semplicemente interpretato come la quota di durevoli (ferma restante la presenza degli user cost) e non durevoli all'interno della forza totale d'acquisto dei consumatori.²⁵

Ora, prendendo la (6) e la (7), possiamo riscrivere la (5) nella seguente forma:

$$u(C(t), K(t)) = f\left(h(C(t), K(t))\right) \rightarrow vK(t) = x(v)M(t) \rightarrow C(t) = (1 - x(v))M(t) \rightarrow$$

$$K(t) = \frac{x(v)M(t)}{v} \rightarrow U(M(t)) = f\left(M(t)h\left(1 - x(v), \frac{x(v)}{v}\right)\right) \quad (8)$$

Ovvero il flusso di utilità al periodo t . Esso dipende solo dalla forza d'acquisto dei consumatori, ed è scalato per una costante che dipende solo dalle preferenze intertemporali del consumatore e da v .

Nel caso in cui i soggetti possano prendere e dare a prestito ad un tasso r , l'allocazione intertemporale della forza d'acquisto dei consumatori obbedisce alla condizione standard di Eulero:

$$U'(M(t)) = e^{(r-s)\tau} E_t[U'(M(t + \tau))] \quad \forall t, \tau \geq 0 \quad (9)$$

Dove:

$E[.]$ aspettative prese al tempo t utilizzando la probabilità condizionata, indotta sulle variabili future dalle osservazioni inerenti alle dinamiche del reddito e alle scelte ottime dei consumatori.

In assenza di costi d'aggiustamento (o vincoli al prestito), sia il consumo di non durevoli, sia l'utilità marginale del flusso di servizi di durevoli, seguono la (9) ma cambiano in maniera imprevedibile. Questo accade in quanto l'allocazione ottimale di $M(t)$, che risolve la (4), implica che le utilità marginali derivanti dalle due tipologie di beni in questione, siano proporzionali a $u'(M(t))$.

²⁵ Si veda in appendice per un esempio di funzione $h(\cdot, \cdot)$ inerente al caso speciale della Coob-Douglas

La variabilità degli user cost dovrebbe sopportare tutti gli aspetti relativi ai problemi del consumatore, i quali dovrebbero riguardare le aspettative future dei tassi di interesse e dei prezzi. Non avendo a disposizione, come vedremo nel capitolo 3, informazioni inerenti ai tassi di deprezzamento, ai tassi di ritorno e ai prezzi relativi, nelle analisi empiriche di cui al capitolo 4, tralascieremo questa complicazione.

In presenza di tipologie di rischio non misurabili, le espressioni analitiche dell'equazione di cui sopra sono disponibili solo per particolari tipi di funzioni di utilità. Anche soluzioni numeriche sono raggiungibili solo attraverso drastiche semplificazioni del comportamento e dell'ambiente in cui sono calati i consumatori. Per questo motivo, una soluzione ottima per il problema di allocazione intertemporale di $M(t)$, esiste sotto deboli condizioni di regolarità ed è immediatamente applicabile a semplici preferenze omotetiche. Tuttavia rimane l'elevata difficoltà di reperire una soluzione esplicita in presenza di costi di transazione (si veda la condizione di primordine). Infatti, se la funzione di utilità è differenziabile, tali costi implicano che piccole deviazioni dal rapporto ottimale tra durevoli e non durevoli potrebbero non essere corrette.

Nelle analisi empiriche caratterizzeremo l'equazione di Eulero, per l'allocazione intertemporale ottima, tramite variabili endogene che colleghino i flussi di consumo di durevoli e non durevoli, piuttosto che utilizzare i flussi correnti e futuri di non durevoli.

2.4.3 Dinamiche d'aggiustamento

Una tipologia di costi d'aggiustamento è quella che si presenta nel momento in cui un soggetto si deve recare da un concessionario per l'acquisto di un'auto, o deve cercare un determinato gioiello. Sotto quest'ottica, è palese la difficoltà di una traslazione quantitativa di tali costi. Dinnanzi a tale problema, d'ora in avanti, esprimeremo questi in termini di perdita di utilità.

Altre tipologie, definiamole "quantitative", degli stessi possono essere, per esempio, spese notarili, tasse aggiuntive, spese per l'iscrizione al PRA. Anche in questo

caso introduciamo una semplificazione, imponendo che i costi unitari sui beni venduti e acquistati siano i medesimi.²⁶

Considerando costi di transazione fissi, abbiamo che per piccole spese di durevoli, il costo da pagare per questi sarebbe molto elevato, e una politica di frequenti aggiustamenti (che dovrebbe permettere al rapporto tra stock di durevoli e consumo di non durevoli, di rimanere allineato con quello *target*) non sarebbe ottimale.

Se la funzione di utilità non è omotetica solo intertemporalmente, ma mostra anche elasticità di sostituzione intertemporale ottima, allora la condizione ottimale per l'allocazione intertemporale non dipende dagli stock di durevoli implicati dagli aggiustamenti poco frequenti.

Mostriamo analiticamente quanto appena esposto. Riscriviamo la (5) considerando $f(\cdot)$ una funzione logaritmica:

$$u(C(t), K(t)) = \ln M(t) + \ln \left(h \left(1 - x \frac{K(t)}{K^*(t)}, \frac{x}{v} \frac{K(t)}{K^*(t)} \right) \right)$$

Dove, dalla (6):

$$K^*(t) = \frac{x(v)}{v} M(t)$$

Una volta denominato il rapporto ottimale di durevoli come:

$$Z(t) = \frac{K(t)}{K^*(t)}$$

Otteniamo la seguente espressione finale:

$$u(C(t), K(t)) = \ln M(t) + \ln \left(h \left(1 - xZ(t), \frac{x}{v} Z(t) \right) \right) \quad (10)$$

In questo modo, l'utilità marginale fornita da un alto potere d'acquisto, non dipende dall'allocazione di durevoli e non durevoli all'interno del periodo di riferimento. Una caratteristica estremamente importante, che verrà poi verificata dalle analisi empiriche, è il fatto di utilizzare una funzione di utilità separabile additivamente per più categorie di durevoli. Questo ci permette di andare ad esaminare effetti incrociati che potrebbero

²⁶ In realtà questo non è del tutto esatto poiché il mercato di seconda mano offre sconti sui costi di transazione unitari. Ciò che sta alla base della nostra semplificazione è il fatto che non abbiamo a disposizione dati inerenti ai costi di transazione e alle loro dinamiche all'interno del nostro campione di riferimento.

presentarsi riguardo una determinata tipologia di durevoli, causa la variazione del valore di un'altra.

Inoltre, durante i periodi in cui i costi d'aggiustamento troppo elevati implicano, come soluzione al problema di ottimo, una non azione da parte dei soggetti, la composizione attuale del pattern di consumo non coincide con quella preferita, che risulta costante sotto preferenze omotetiche e prezzi costanti. La non azione causa fluttuazioni dell'utilità marginale delle due tipologie di beni ma, grazie alla separazione additiva della (10), non intacca l'utilità marginale del flusso di spesa.

Le preferenze logaritmiche implicano che aggiustamenti poco frequenti lasciano inalterata l'equazione di Eulero, caratterizzando l'allocazione intertemporale ottima della forza d'acquisto $M(t)$. Come già accennato, se i costi d'aggiustamento sono visti in termini di utilità, essi non appaiono in maniera quantitativa nelle costrizioni del budget dei consumatori. Il processo sottostante $M(t)$ è lo stesso per qualunque tipologia di costi d'aggiustamento.

Sotto preferenze logaritmiche o del tipo CRRA, l'utilità marginale cresce ad un tasso pari a quello con cui il consumo tende a zero, rendendo ottimale un comportamento di risparmio precauzionale da parte degli individui.²⁷

Le nostre considerazioni inerenti ai problemi del consumatore ci portano ad eseguire uno studio su dati cross-section che ci permettono di trattare informazioni dettagliate inerenti a diverse tipologie di durevoli e consumo di non durevoli, testando l'effetto dell'incertezza e di un comportamento di risparmio precauzionale esplicito pocanzi.

L'elasticità intertemporale unitaria potrebbe modificare lievemente le preferenze del consumatore. Tuttavia, in assenza di informazioni generate dalle fluttuazioni dei tassi intertemporali di trasformazione lungo la dimensione delle serie storiche, i dati non possono offrirci molto a riguardo della curvatura della funzione d'utilità. Vedremo come, nel capitolo 4, le stime reperite riguardo l'equazione di Eulero supportino la nostra specificazione logaritmica.

²⁷ Per un'analisi teorica approfondita delle influenze sulla volatilità dell'utilità marginale e relazioni tra il consumo e dinamiche del reddito si veda Bank, Blundell, Brugiavini (2001).

2.4.4 Aggiustamenti poco frequenti

Il problema di fondo riguarda la non azione da parte dei consumatori: solo in determinate situazioni tale comportamento provoca delle perdite. Ricordiamo che per azione intendiamo una modifica dei propri stock, sia essa verso l'alto che verso il basso. Prima di analizzare gli effetti che l'incertezza ha sulla frequenza d'aggiustamento e sull'ampiezza di quest'ultimo, cerchiamo di caratterizzare il contesto di riferimento. Prendiamo come unica fonte di incertezza il reddito, consideriamo le preferenze omotetiche con elasticità intertemporale unitaria e dei costi d'aggiustamento che implicano fluttuazioni del rapporto tra stock di durevoli e flusso di consumo di non durevoli attorno al livello ottimo (costante).

Intuitivamente ci aspettiamo che i consumatori aggiustino i propri stock, o meglio, la composizione del loro paniere di consumo, quando i costi d'aggiustamento sono al minimo compensati dai benefici prodotti da piccole deviazioni future del flusso di utilità. Queste derivano da ciò che dovrebbe essere suggerito da un'allocazione non soggetta a vincoli al credito, per il flusso ottimo di spesa per durevoli e non durevoli.

Nel periodo in cui è ottimale aggiustare i propri stock, i consumatori utilizzano fondi finanziari per comprare beni durevoli (o nel caso opposto, la vendita di questi accresce i fondi finanziari) e la composizione della ricchezza totale del consumatore cambia in maniera discreta.²⁸

D'altro canto, durante i periodi di non azione, il consumo di beni non durevoli è dato da $C(t) \equiv M(t) - vK(t)$ ovvero la forza totale d'acquisto dei consumatori meno le spese per i durevoli. Inoltre, le perdite di utilità dovute a tale comportamento sono una funzione esclusivamente di $Z(t)$, il rapporto tra lo stock corrente di durevoli e il livello ottimale.

Se il valore atteso scontato di queste perdite può essere scritto come funzione di $Z(t)$, una politica ottima di aggiustamento deve seguire la regola [S,s].

²⁸ La ricchezza totale del consumatore è definita come $W^*(t) \equiv W(t) + pK(t)$

Prendendo l'espansione di Taylor in logaritmi intorno al punto di ottimo, la (10) può essere riscritta nella seguente forma²⁹:

$$\ln(h(M - vK, K)) - \ln\left(h\left(M(1 - x(v)), \frac{x(v)}{v}M\right)\right) \approx \frac{1}{2}b(v) \underbrace{(\ln K - \ln K^*)}_{Z(t)} \quad (11)$$

Dove

$$b(v) \equiv \frac{d^2}{dx^2} \ln(h(M - ve^x, e^x)) |_{(x = \ln(K^*))} < 0 \quad (12)$$

Tale quantità dipende dagli user cost v , ed è più grande in valore assoluto quando i beni durevoli e non durevoli sono poveri sostituti.

Per chiarire la questione prendiamo il caso della Coob-Douglas. Se l'elasticità di sostituzione tra durevoli e non durevoli è unitaria, otteniamo la seguente specificazione per la funzione dell'utilità intertemporale:

$$\ln(h(C, K)) = (1 - \beta) \ln(C) + \beta \ln(K) \quad (13)$$

Sotto tale specificazione abbiamo che:

$$b(v) = \frac{\beta}{1-\beta} \quad (14)$$

La quantità di cui sopra dipende solo ed esclusivamente dal peso degli stock di durevoli all'interno della funzione di utilità. È ovvio che nel caso in cui il peso dei durevoli sia minimo, ovvero il loro apporto all'utilità del consumatore è ridotto, le deviazioni dal livello ottimo rimangono minime.

Per poter comprendere al meglio in che modo diverse tipologie di durevoli possano influire in maniera diretta e incrociata sulla funzione di utilità, riportiamo ora una nuova formulazione per la nostra variabile di stato, nonché *target level*, $Z(t)$:

$$\ln(Z(t)) \equiv \ln(K(t)) - \ln(K^*(t)) \equiv z(t) \equiv k(t) - j - m(t) \quad (15)$$

dove

$$k(t) \equiv \ln(K(t))$$

$$j \equiv \ln \frac{x}{v}$$

$$m(t) \equiv \ln(M(t)) \equiv \ln(C(t) + vK(t))$$

Se il consumatore non vende né compra durevoli durante il periodo t , le dinamiche di $z(t)$ possono essere espresse da un moto Browniano del tipo:

²⁹ Per la derivazione analitica di tale risultato si veda Bertola, Guiso, Pistaferri (2004)

$$dz(t) \equiv \vartheta_z dt + \sigma_z d\omega(t) \quad (16)$$

Dove ϑ_z è il *drift* istantaneo, σ_z è la volatilità istantanea, mentre ω è un processo di Wiener.

Tale processo è approssimativamente realistico per $z(t)$ se il logaritmo degli stock di durevoli si deprezza linearmente e un random walk con *drift* è una buona approssimazione per i pattern delle spese intertemporali dei consumatori.

In presenza di rischio non misurabile, la crescita della spesa ottima non è necessario che sia i.i.d.. La non separabilità tra durevoli e consumo di non durevoli potrebbe anche influenzare il processo durante i periodi di non azione (Martin 2003). Qualitativamente potremmo affermare che il parametro relativo alla volatilità dovrebbe riflettere gli shock non misurabili, mentre il *drift* dovrebbe riflettere il deprezzamento degli stock di durevoli come predetto dalla crescita del consumo.

Formalmente, l'approssimazione dell'equazione di Eulero per la forza d'acquisto dei consumatori può essere espressa anch'essa da un moto Browniano geometrico:

$$dm(t) \equiv \vartheta_m dt + \sigma_m d\omega(t) \quad (17)$$

Dove σ_m^2 è la varianza degli incrementi di $m(t)$, mentre ϑ_m è il *drift*, o anche il tasso di crescita atteso, il quale dipende da σ_m^2 attraverso il risparmio precauzionale.

In assenza di aggiustamenti, è anche possibile utilizzare la (17) per descrivere le dinamiche di $z(t)$:

$$dz(t) \equiv \vartheta_z dt + \sigma_z d\omega(t) \equiv -(\vartheta_m + \delta)dt - \sigma_m d\omega(t) \quad (18)$$

Ora il nuovo *drift* è determinato dal tasso di deprezzamento dei durevoli e dalla crescita attesa della spesa. La nuova formulazione della volatilità di $z(t)$ coincide con la volatilità della crescita della spesa nel caso in cui gli user cost dei durevoli siano costanti.

Per quanto riguarda le analisi che verranno svolte nel capitolo 4, opereremo una semplificazione inerente alle dinamiche di z : tralascieremo la possibilità che cambi nei prezzi relativi dei durevoli e deprezzamenti stocastici possano influire in maniera determinante sull'andamento di questa nostra variabile d'interesse.

A questo punto è possibile ottenere una soluzione analitica al problema di ottimizzazione³⁰:

$$V(z(t)) \equiv -\min_{z(\tau)} E_t \int_t^{\infty} e^{-\rho(t-\tau)} \left(\left(\frac{b(v)}{2} z^2(\tau) \right) + [G(\tau)] \right) d\tau \quad (19)$$

Dove $G(\tau)$ indica eventuali costi d'aggiustamento, mentre $b(v)$, in questa specificazione, è interpretabile come pendenza delle perdite marginali della funzione di utilità, dovute a deviazioni dal punto di ottimo all'interno del periodo. In realtà, dal momento che le preferenze sono logaritmiche, il prezzo dell'utilità della ricchezza è inversamente proporzionale al flusso intertemporale di spesa ottimo. Questo ci permette di considerare $b(v)$ come un'approssimazione dei costi d'aggiustamento in termini di beni che sono proporzionali agli stock di durevoli dei consumatori, o alla ricchezza totale.³¹

Le nostre analisi empiriche, su differenti tipologie di durevoli e consumatori eterogenei, ci porteranno ad esaminare le dinamiche, di cui sopra, attraverso i differenti capifamiglia in esame.

2.4.5 Effetti attesi del *drift* e dell'incertezza

In passato sono state eseguite numerose simulazioni teoriche per cercare di comprendere al meglio gli effetti di differenti livelli di incertezza, ovvero gli effetti di σ_z . Se i consumatori sanno che le loro deviazioni dal livello ottimo di z , definito come rapporto tra durevoli e non durevoli, saranno molto volatili, sarà ottimale per loro non sopportare costi d'aggiustamento per correggere tali discrepanze. L'elevata volatilità fa sì che il comportamento ottimale sia quello di aspettare e vedere se eventi casuali possano correggere questi scostamenti senza costi aggiuntivi.

La teoria della regola [S,s] ci dice che un aggiustamento occorre quando z oltrepassa i limiti di inattività. Empiricamente, gli stock di durevoli sono misurati (con errori) al tempo dell'aggiustamento, mentre il consumo di non durevoli (anch'esso

³⁰ Si veda Bertola, Caballero (1990) e Eberly (1994) per la derivazione di tale risultato.

³¹ Per la derivazione delle condizioni di ottimo che devono essere soddisfatte dai *trigger level* e dal *target point* si veda Bertola, Guiso, Pistaferri (2004)

misurato con errori) si riferisce al flusso medio, lungo un intervallo di tempo discreto. Intuitivamente ci aspetteremo che, stante tali rilevazioni, alti livelli di incertezza, riguardo agli sviluppi futuri, siano associati a basse probabilità di aggiustamento.

Gli aggiustamenti poco frequenti operati dai soggetti considerano il rapporto tra durevoli e non durevoli fluttuante attorno a una variabile di stato, il *target point*. Il valor medio di questo rimane inalterato anche per differenti livelli di incertezza che si possono presentare. La relazione tra il *drift* e la probabilità di eseguire aggiustamenti potrebbe non essere monotona se quest'ultimo differisce da zero. In assenza di *drift*, gli aggiustamenti potrebbero essere, in maniera ambigua, più frequenti per più alti valori di σ_z .

In generale possiamo affermare che, un valore negativo molto elevato di \mathcal{A}_z , un più veloce deprezzamento o una maggiore differenza tra i tassi di ritorno e di sconto del consumatore, rappresenta un più ampio *drift* (in valore assoluto) della variabile di stato z . Nel caso di aggiustamenti verso l'alto, il consumatore affronta perdite di utilità tanto più elevate quanto maggiori sono i costi d'aggiustamento, causati da una ridondanza più veloce e frequente attorno al livello ottimo di z , ma sempre all'interno delle bande di inattività. In tale contesto, un *drift* più elevato rende i intervalli di inattività più ampi e accresce la grandezza d'aggiustamento.

Un'ultima considerazione riguarda i costi d'aggiustamento. In particolare, valori elevati di quest'ultimi implicano intervalli di inattività più ampi, una più bassa frequenza d'aggiustamento e aggiustamenti molto più marcati. Vedremo, nel capitolo 4, in che modo controllare tali costi e gli effetti empirici riscontrati. In particolare esamineremo se tali effetti si modificano al variare di differenti categorie di durevoli, distinguendo la loro influenza sia sulla probabilità d'aggiustamento sia sull'ampiezza dello stesso.

Capitolo 3

I dati

Il reperimento di informazioni dettagliate sul comportamento dei soggetti è di vitale importanza per il contesto microeconomico di riferimento. Vedremo come, in passato, sono state utilizzate diverse tipologie di banche-dati e descriveremo i dati da noi utilizzati. All'interno del sottocampione di riferimento rappresentativo della popolazione, cercheremo di capire che tipologie di soggetti stiamo esaminando, in modo da poterne comprendere appieno le scelte dinamiche d'azione in relazione ai loro stock di durevoli.

3.1 Approccio alle analisi degli stock di beni durevoli. Banche-dati di riferimento

Il contesto economico in cui ci stiamo calando richiede una quantità informativa qualitativamente elevata. Studi precedenti hanno fatto uso di dati panel e cross-section per stimare i parametri relativi alle soglie d'aggiustamento in modelli in cui sottostavano ipotesi riguardanti la teoria del reddito permanente, trovando forti evidenze di vincoli al

credito e imperfezioni nel mercato (Lam 1991). In questo caso si era utilizzata come banca dati il PSID³².

Altri studi sono partiti dall'analisi di soggetti che presentavano vincoli al credito andando a derivare, tramite proxy dell'incertezza, le reazioni dei livelli di inattività rispetto a variabili osservabili specifiche di ogni individuo, senza tuttavia condizionarsi alla frequenza con cui gli aggiustamenti si presentavano o meno (Eberly 1994). In quest'ultimo caso l'analisi era stata svolta considerando il mercato Americano delle auto, utilizzando come banca dati il "Survey of Consumer Finances".

Più di recente, autori come Alessie, Devereux e Weber (1995), hanno utilizzato lo "UK Family Expenditure Survey" e lo "UK National Travel Survey" per analisi inerenti ai durevoli in presenza di costi di transazione (problemi di ottimizzazione intertemporale e relativa equazione di Eulero).

Di recente si è provato ad analizzare il comportamento di consumo di beni non durevoli durante il periodo in cui gli stock di durevoli non erano aggiustati. Si considerava il mercato delle case con sottostante un periodo di riferimento molto lungo, previa la non separabilità del consumo di non durevoli da quello di durevoli (Martin 2003). Le stime dell'Equazione di Eulero derivanti da tali specificazioni non concordavano molto con la teoria, causa la debolezza degli strumenti utilizzati. In seguito si è provato a stimare modelli strutturali di acquisto delle auto su campioni di capifamiglia Americani disegnati dal CEX³³, soffermandosi sulla specificazione dei livelli *trigger* e di quello *target* (Attanasio 2000).

Sulla stessa linea si sono posti Guiso, Bertola, Pistaferrì (2004), i quali hanno introdotto, nell'analisi per la stima dell'incertezza sul consumo, una stima dell'incertezza su reddito³⁴, costruita grazie a informazioni di carattere soggettivo derivanti dalle interviste presenti nel SHIW.³⁵

³² Panel Study of Income Dynamics

³³ Consumer Expenditure Survey

³⁴ Si veda al capitolo 4

³⁵ Survey of Households Income and Wealth

3.2 Shiw

“Survey of Households Income and Wealth” è una banca dati fornita dalla Banca d’Italia che raccoglie informazioni dettagliate riguardanti caratteristiche demografiche, consumi, redditi, valore dei possedimenti e bilanci delle famiglie Italiane, a partire da metà anni sessanta. Durante il corso degli anni, la struttura interna ha subito numerose modifiche nella grandezza del campione e nel disegno dello stesso, nella metodologia e nella formulazione del questionario. Fortunatamente, la metodologia di campionamento, la grandezza del campione e i contenuti principali delle informazioni raccolte sono rimasti invariati dal 1989. Le più recenti raccolte del SHIW fanno riferimento agli anni 2000, 2002, 2004 e 2006. Ciascun questionario viene somministrato a un campione rappresentativo della popolazione Italiana residente, coprendo circa 8000 famiglie. Purtroppo alcune porzioni del questionario vengono somministrate in maniera casuale solo ad alcuni sottocampioni.

Il campionamento avviene in due fasi: prima a livello geografico, poi a livello familiare. Il territorio viene stratificato in 51 aree, definite da 17 regioni e 3 tre livelli di grandezza di popolazione (più di 40.000, tra 20.000 e 40.000, meno di 20.000 abitanti). Le famiglie sono selezionate casualmente dall’ufficio dei registri e sono definite come gruppi di individui relazionati tra loro da legami di sangue, coniugali, adottivi e/o per la divisione della medesima dimora. Il capofamiglia viene convenzionalmente indicato come il marito, se presente. Se la persona che è usualmente considerata il capofamiglia non è presente al momento dell’intervista, viene considerato come tale il soggetto che è responsabile della gestione familiare e delle risorse della famiglia.

Noi ci interesseremo ai dati riguardanti i capifamiglia reperiti dal questionario somministrato nel 2004, recuperando informazioni relative al reddito, spese per il consumo di beni durevoli e non, ricchezze finanziarie/reali e variabili socio demografiche, per un campione iniziale rappresentativo di 8012 capifamiglia.

I dati a nostra disposizione ci forniscono informazioni riguardanti tre categorie di beni durevoli:

- Oggetti preziosi: gioielli, monete d’oro, antiquari (JEW)

- Veicoli: auto, moto (CAR)
- Mobili: oggetti d'arredo (FUR)

I capifamiglia riportano il valore del proprio stock di durevoli alla fine del periodo di riferimento, il valore di qualunque acquisto o vendita effettuata durante l'anno in esame,³⁶ e la spesa sostenuta per i beni non durevoli. Sottraendo la spesa sostenuta per i durevoli e aggiungendo il valore di quelli venduti, aggiustando ovviamente per il tasso di deprezzamento del periodo corrente, otteniamo una misura del valore dello stock *ex ante* l'aggiustamento. Per i soggetti che non eseguono aggiustamenti utilizzeremo lo stock alla fine del periodo.

A questo punto si pone un problema: non è del tutto immediato e ovvio, come e in che misura variazioni idiosincroniche nei tassi di deprezzamento possano influenzare e distorcere le stime empiriche che troveremo. Tuttavia le osservazioni a tempi discreti a nostra disposizione sono una buona approssimazione per le variabili continue rilevanti. La disponibilità di informazioni su differenti categorie di beni rende possibile uno studio approfondito degli aggiustamenti infrequenti di altre tipologie di durevoli oltre alle auto, comunemente usate per questo tipo di analisi. I risultati che troveremo mostrano una non perfetta modellazione del comportamento dei capifamiglia a riguardo delle categorie mobili e gioielli; mentre per quanto riguarda le auto si otterranno ottimi riscontri con i modelli teorici. Alcuni risultati saranno consistenti per tutte e tre le categorie: si veda l'effetto dell'incertezza sul consumo sull'aggiustamento.

Come già specificato, una parte del SHIW varia di biennio in biennio fornendo sempre indicazioni differenti e talvolta molto utili per le analisi sui generis. In particolare, in una speciale sezione del questionario somministrato nell'anno di riferimento, è presente una variabile che verrà utilizzata in tutto il proseguo del lavoro: il risparmio precauzionale. A ciascuna unità statistica viene chiesto di indicare (in €) quanto dovrebbe risparmiare la propria famiglia per far fronte a eventi futuri imprevisti. L'utilizzo di tale variabile e sue trasformazioni saranno i punti cruciali e innovativi che presenteremo in ciò che seguirà.

³⁶ Il valore delle vendite per la categoria mobili non è disponibile in quanto in Italia il mercato dei mobili di seconda mano virtualmente non esiste. Per tale motivo non viene richiesto nel questionario.

Eliminando dal campione iniziale le osservazioni con dati mancanti relativi al consumo di non durevoli e stock di durevoli, e considerando solo gli individui per i quali abbiamo informazioni relative al consumo di non durevoli anche nel 2006, otteniamo un campione di 3957 individui. Nelle analisi successive necessiteremo del reddito netto da lavoro relativo alla rilevazione antecedente quella del 2004. Dalla nostra prima fase di pulitura terremo solo coloro per i quali sono disponibili anche tali informazioni. Giungiamo dunque ad un campione finale di 2422 individui.³⁷

Processo di pulitura del campione

	Numerosità	
	Relativa	Finale
Campione iniziale		8012
Sogg. 2004-2006		3957
Sogg. 2002-2004-2006		2555
Sogg. con informazioni mancanti	91	2464
Outliers risparmio precauzionale	15	2449
Cons. Alimentare/Cons. Tot > 0.9	27	2422
<hr/>		
Campione Finale		2422

3.3 Presentazione del campione

Analizziamo ora il campione ottenuto. In tabella 1 sono riportate alcune statistiche descrittive inerenti alle variabili che andremo ad utilizzare nel proseguo.

Nel nostro campione di riferimento abbiamo un valore medio dello stock a fine periodo di gioielli pari a circa 4.400 €, 8.400 € per le auto e 10.500 € per i mobili. I rapporti tra stock iniziale di durevoli e flusso di consumo di non durevoli sono pari al 20%, 33%, 53%, rispettivamente per gioielli, auto e mobili. Di primo impatto potrebbero

³⁷ Nella pulitura del campione sono state eliminate alcune osservazioni per le quali risultava un rapporto tra consumo di alimentari e consumo totale (entrambi a livello mensile), superiore a 0.9; sono stati inoltre esclusi i ritirati.

sembrare molto contenuti i valori relativi alle vendite³⁸ e agli acquisti dei durevoli; rammentiamo tuttavia che si sta prendendo in considerazione l'intero campione di riferimento. Per risultati più facilmente interpretabili si veda in tabella 2. Valori così bassi sono dovuti al fatto che, essendo in un contesto di aggiustamenti poco frequenti, le quote di coloro che modificano i propri stock non sono elevate. Si noti come solo il 5,7 % del campione in esame esegue un aggiustamento del proprio stock di gioielli; tale valore sale al 12% per quanto riguarda quello delle auto e al 29,5% per i mobili. I valori più elevati si riscontrano per la categoria auto, sia per quanto riguarda le vendite, sia per quanto riguarda gli acquisti (da notare gli standard error molto elevati). Il risparmio precauzionale presenta un valore medio pari a circa 44.500 €, superiore a quello del reddito familiare (29.400 €). Questo dato non deve sorprenderci in quanto tale variabile non si riferisce all'immediato futuro, ma possiamo ipotizzare che faccia riferimento (al minimo) ai successivi 2 anni.

Altro dato rilevante è il fatto che nella maggior parte delle famiglie ci sia più di un soggetto che percepisce un reddito da lavoro. Inoltre, la media dei componenti familiari è pari a 2,7 con uno standard error di 1,24. I capifamiglia hanno in media un'istruzione pari a 10 anni circa di studio e un'età di 58 anni, anche se lo scostamento medio da tale valore è pari a 14 anni. Il 22,3% dei capifamiglia del nostro campione risiede nel centro Italia, il 33,2% al sud, e il rimanente 44,5% al nord. Il 30% dei capifamiglia ha un lavoro da reddito dipendente, mentre solo il 9,6 % ha un lavoro autonomo; il rimanente 60 % circa è disoccupato/in pensione (dato plausibile vista l'età media degli stessi). Per quanto riguarda la derivazione e la specificazione delle variabili *drift* e *incertezza* sul consumo rimandiamo il lettore al capitolo 4.

³⁸ Per la categoria mobili non è disponibile tale variabile.

TABELLA 1**Statistiche descrittive del nostro intero campione di riferimento**

N = 2422

Variabile		Mean	Std. Dev.
Valore dello stock	gioielli	4433.336	16519.67
	auto	8379.033	11040.32
	mobili	10695.92	13641.71
Valore stock/consumo	gioielli	.1986181	.4916126
Non durevoli	auto	.3353481	.489475
	mobili	.5348347	.6107895
Spese per l'acquisto	gioielli	70.67271	887.0889
	auto	1352.718	4941.391
	mobili	490.3643	1846.049
Vendite	gioielli	3.452904	408.176
	auto	71.19337	856.8163
Frequenza d'aggiustamento	gioielli	.0568603	.2316233
	auto	.1211372	.3263539
	mobili	.2946024	.4559578
Risparmio precauzionale		44474.88	47754.61
Reddito familiare		29401.9	20399.45
Numero percettori		1.763906	.7872956
Numero Componenti		2.676967	1.240752
Anni di studio		3.429337	1.61335
Età		58.65183	14.2007
Employed		.3026424	.4594966
Self Employed		.0966144	.2954929
Centro		.223321	.4165576
Sud		.3320972	.4710627
Drift		.0447366	.3423482
Incertezza sul consumo		.1272924	.0377212

I valori per le variabili continue sono in Euro e pesati secondo i pesi campionari. Le variabili *drift* e incertezza sul consumo sono quelle derivate nel capitolo 4. Centro, Sud, Frequenza d'aggiustamento, Employed, Self Employed sono dummy. Per una descrizione dettagliata delle rimanenti variabili si veda in appendice.

Confrontiamo ora quanto appena rilevato con i valori espressi nelle tabelle 2-3-4, in cui vengono riportate le statistiche descrittive per le medesime variabili, ma esclusivamente in riferimento a coloro che eseguono aggiustamenti.

Per prima cosa è notevole la discrepanza tra il valore degli stock per coloro che modificano e quello relativo all'intero campione di riferimento. Questo per quanto riguarda tutte e tre le categorie in esame relativamente ai soggetti presenti in tabella 2. Sempre costoro presentano di conseguenza valori molto superiori in relazione al rapporto tra stock di durevoli e consumo di non durevoli, rispettivamente pari al 24%, 48% e 74%, per le tre categorie in esame. Notiamo come il valore medio per le spese di gioielli si aggiri intorno a 1.100 €, a discapito dei 70 € precedenti, causa una percentuale bassissima di soggetti che aggiustano. Per le vendite, la variazione rimane più contenuta. Il risparmio precauzionale cala leggermente, seppur riducendo notevolmente la sua variabilità, segno di individui più omogenei tra loro. Come era plausibile aspettarci, anche il reddito familiare aumenta (36.000 € in media): indicazione che coloro che aggiustano i propri stock godono di una maggiore sicurezza economica. A conferma di ciò, abbiamo anche la diminuzione della percentuale di coloro che non possiedono un lavoro: da 50% a 40% circa.

Il numero medio di percettori di reddito rimane pressoché invariato, come pure il numero di componenti familiari; al contrario cala molto l'età media e crescono gli anni di studio del capofamiglia. Oltre il 40% dei soggetti che eseguono tali aggiustamenti risiede al nord, mentre solo un 25% nel centro Italia.

TABELLA 2**Statistiche descrittive per coloro che aggiustano stock di gioielli**

N = 138

Variabile		Mean	Std. Dev.
Valore dello stock	gioielli	6931.233	793.1293
	auto	12974.36	1241.864
	mobili	16670.31	1205.696
Valore stock/consumo Non durevoli	gioielli	.241675	.0267187
	auto	.4829534	.0404454
	mobili	.7361156	.060584
Spese per l'acquisto	gioielli	1141.252	175.1467
	auto	1996.225	582.1123
	mobili	830.5468	203.2079
Vendite	gioielli	55.758	43.13749
	auto	117.467	85.43173
Risparmio precauzionale		39270.55	4527.055
Reddito familiare		36014.78	2366.467
Numero percettori		1.855072	.7204087
Numero Componenti		2.949275	1.245854
Anni di studio		4.166667	1.619152
Età		51.81884	13.40837
Employed		.442029	.4984372
Self Employed		.1521739	.3604979
Centro		.2536232	.4366694
Sud		.2898551	.4553478
Drift		.0064555	.0171891
Incertezza sul consumo		.113037	.0039461

I valori per le variabili continue sono in Euro e pesati secondo i pesi campionari. Le variabili *drift* e *incertezza sul consumo* sono quelle derivate nel capitolo 4. *Centro*, *sud*, *Employed*, *Self Employed* sono dummy. Per una descrizione dettagliata delle rimanenti variabili si veda in appendice.

Osservando i valori riportati in tabella 3 possiamo notare come il valore dello stock di auto sia il più elevato di tutto il campione, superando i 15.000 € . Stessa questione vale per gli acquisti; le spese medie per quest'ultimi relativamente alle auto sfiorano gli 11.000 €, un valore molto elevato a dispetto di quello dell'intero campione. Spostandoci sulle vendite troviamo un valore medio contenuto. Una possibile spiegazione, come vedremo in seguito, è che la percentuale di coloro che eseguono un *downgrading* (aggiustamento del proprio stock verso il basso) è di circa 0,016%. Nel seguente sottocampione si registra tuttavia un aumento del risparmio precauzionale medio. La grande ampiezza e la relativamente bassa frequenza degli aggiustamenti di auto è consistente col fatto che sono presenti costi d'aggiustamento, non solo a causa dell'asimmetria informativa che caratterizza il mercato dell'usato, ma anche perché acquisti e vendite richiedono onerosi costi amministrativi (notarili, iscrizione al PRA ecc). Non avendo a disposizione variabili che ci permettano di cogliere e controllare tale effetto, l'ipotesi che faremo in seguito sarà quella di considerare costanti tali costi nelle differenti aree.³⁹

In linea con gli altri sottocampioni, il 50% dei soggetti risiede al nord, mentre il dato interessante è che si registra il più alto tasso di lavoratori autonomi (17%) e il più basso di disoccupati/pensionati (35%). L'età media del capofamiglia rimane in linea con quanto affermato pocanzi.

TABELLA 3

Statistiche descrittive per coloro che aggiustano stock di auto

N = 294

Variabile		Mean	Std. Dev.
Valore dello stock	gioielli	7253.478	1387.524
	auto	15307.82	846.2125
	mobili	12818.1	762.4895
Valore stock/consumo Non durevoli	gioielli	.239502	.0312065
	auto	.194511	.0263367

³⁹ Si veda al capitolo 2

	mobili	.507401	.0322099
Spese per l'acquisto	gioielli	216.213	71.35123
	auto	10865.2	691.4638
	mobili	809.317	189.4065
Vendite	gioielli	5.428654	4.23205
	auto	571.8341	135.9549
Risparmio precauzionale		52680.88	3749.303
Reddito familiare		37825.18	1184.032
Numero percettori		2.00680	.792426
Numero Componenti		3.13605	1.10623
Anni di studio		4.08503	1.59871
Età		51.5034	12.1221
Employed		.47959	.50043
Self Employed		.170068	.37633
Centro		.2789116	.449228
Sud		.2312925	.422377
Drift		.0535487	.0226721
Incertezza sul consumo		.1149677	.0026307

I valori per le variabili continue sono in Euro e pesati secondo i pesi campionari. Le variabili *drift* e incertezza sul consumo sono quelle derivate nel capitolo 4. Centro, sud, Employed, Self Employed sono dummy. Per una descrizione dettagliata delle rimanenti variabili si veda in appendice.

In ultima analisi consideriamo i soggetti che aggiustano i propri stock di mobili. Similmente a quanto affermato in precedenza, si riscontrano valori medi per le variabili risparmio precauzionale e reddito familiare superiori rispetto all'intero campione. Il valore dello stock di mobili è il più elevato tra i tre in esame, così pure il rapporto tra durevoli e flusso di consumo dei non durevoli. Rispetto al caso precedente si evidenzia, come era giusto aspettarsi, un forte calo del valore degli acquisti di automobili e un forte aumento per quello di mobili.

Nel seguente sottocampione tuttavia si registra il maggior numero di non lavoratori: quasi il 50%. La dislocazione sul territorio Italiano rimane in linea con le precedenti: 0.55, 0.20 e 0.25 sono le quote dei residenti, rispettivamente al nord, al centro e al sud.

TABELLA 4

Statistiche descrittive per coloro che aggiustano stock di mobili

N = 715

Variabile		Mean	Std. Dev.
Valore dello stock	gioielli	4499.668	364.8711
	auto	9745.825	414.5874
	mobili	13011.24	513.0921
Valore stock/consumo Non durevoli	gioielli	.1842128	.0137324
	auto	.3636205	.0180352
	mobili	.5460	.0266993
Spese per l'acquisto	gioielli	106.7167	25.8311
	auto	1587.14	225.469
	mobili	1496.8	117.308
Vendite	gioielli	.55723	.55741
	auto	119.2666	44.124
Risparmio precauzionale		49211.69	2635.03
Reddito familiare		33211.33	881.915
Numero percettori		1.911888	.82286
Numero Componenti		2.927273	1.1941
Anni di studio		3.738462	1.5385
Età		54.356	12.847
Employed		.4125	.4926
Self Employed		.1272	.3335
Centro		.2083	.4064
Sud		.2517	.4343
Drift		.0299	.0110

Incertezza sul consumo | .11237 .00191

I valori per le variabili continue sono in Euro e pesati secondo i pesi campionari. Le variabili *drift* e incertezza sul consumo sono quelle derivate nel capitolo 4. Centro, sud, Employed, Self Employed sono dummy. Per una descrizione dettagliata delle rimanenti variabili si veda in appendice.

È interessante andare a valutare se, soggetti che eseguono aggiustamenti in alcuni stock, li eseguano anche per altri: ovvero aggiustamenti congiunti su più tipologie di durevoli. Nel capitolo 4 vedremo come trattare empiricamente una funzione di utilità non scindibile per le tre categorie di durevoli in esame.

La tabella 5 riporta le frequenze assolute dei vari aggiustamenti. Solo 10 soggetti, una percentuale bassissima del nostro campione, eseguono aggiustamenti in tutte e tre le categorie di durevoli; mentre 1483 (circa il 61% del campione) sono quelli che non eseguono alcun tipo di modifica ai propri stock. La quota di chi aggiusta stock di auto e mobili è molto superiore rispetto a coloro che aggiustano sia auto che gioielli: 107 individui (4% del campione totale, pari al 9,3% del campione di coloro che aggiustano) contro i 18 (lo 0,16% del sottocampione relativo a coloro che aggiustano). La quota più alta si registra in coloro che eseguono solo un aggiustamento del proprio stock di mobili, 535 individui, il 46,6% di coloro che effettuano aggiustamenti.

TABELLA 5

Frequenze assolute, relativamente a coloro che aggiustano

		Dfur		
Dcar	Djew	0	1	Total
0	0	1,483	535	2,018
	1	47	63	110
	Total	1,530	598	2,128
1	0	159	107	266
	1	18	10	28
	Total	177	117	294

Dcar, Djew, Dfur sono variabili dummy che assumono valore pari a uno nel caso in cui accorra l'aggiustamento, zero altrove (rispettivamente per le categorie auto, gioielli, mobili).

Capitolo 4

L'analisi empirica

In questo capitolo presentiamo i risultati dell'analisi econometrica del modello teorico illustrato al paragrafo 2.4. Rispetto a quanto già presente in letteratura, ed in particolare nel lavoro di Bertola, Guiso e Pistaferri (2004), la nostra analisi differisce per l'uso di indagini campionarie più recenti e per la costruzione di una nuova misura di incertezza sul consumo.

Nella prima parte del capitolo distingueremo e analizzeremo le due categorie di soggetti presentate nel modello teorico: coloro che risentono di vincoli della liquidità e coloro che non ne risentono. Calcoleremo delle misure dei punti di ottimo e di quelli d'azione, ed esamineremo l'effetto che la liquidità iniziale ha sull'ampiezza dell'aggiustamento di stock di durevoli, relativamente ai due gruppi in esame.

Nella seconda parte stimeremo l'equazione di Eulero tramite l'utilizzo di variabili strumentali, al fine di reperire una misura di incertezza sul consumo e del *drift*. Esamineremo inoltre in maniera dettagliata lo strumento innovativo da noi utilizzato, confrontandolo con altri scelti in passato.

Nella terza e ultima parte, utilizzando le stime ottenute tramite l'equazione di Eulero, svilupperemo un modello di Heckman per la stima dell'ampiezza dell'aggiustamento degli stock di durevoli e gli effetti che le variabili d'interesse hanno su di essa. Ci condizioneremo dunque alla probabilità che venga effettuato un aggiustamento, analizzando le determinanti che portano i consumatori ad eseguire tale tipo di scelta.

4.1 Separazione dei soggetti vincolati dalla liquidità. Stima dell'aggiustamento per le due categorie di consumatori

Le restrizioni di liquidità e i costi di transazione non sono mutualmente esclusivi. Ciò significa che sia i soggetti che risentono di vincoli al credito, sia coloro che non ne risentono, potrebbero essere soggetti a tali costi di transazione.

Notiamo che le decisioni dei consumatori potrebbero deviare dal loro pattern ottimale quando essi stessi devono affrontare vincoli di liquidità. Includendo direttamente coloro che presentano tale caratteristica, in un modello di puri costi di transazione, potrebbe portare a stime inconsistenti.

4.1.1 Distinzione esogena dei soggetti con vincoli al credito e coloro che seguono la regola [S,s]

Analizzando un generico modello per costi di transazione, si può affermare che le proprietà di un processo martingala dovrebbero sussistere sino a che nessuna informazione nota al tempo antecedente la spesa (t) modifica la pendenza della curva della spesa stessa (Eberly 1994).

Nel caso in cui i soggetti siano vincolati dalla liquidità, le proprietà del processo martingala vengono meno, e le variabili che influenzano al tempo precedente la liquidità influenzano in seguito la pendenza della curva della spesa. Fortunatamente, l'indagine SHIW da noi utilizzata contiene informazioni dirette sui vincoli di liquidità.⁴⁰

Ciò consente di identificare i soggetti vincolati dalla liquidità, e separarli dal resto del campione tramite informazioni reperite direttamente dal questionario analizzato. A ciascun soggetto veniva infatti chiesto se nell'anno in questione avesse chiesto un prestito a istituti di credito e in caso affermativo se tale richiesta fosse stata rifiutata, parzialmente accolta, interamente accolta. Una volta definiti i due gruppi andremo a testare le diversità di comportamento tra essi.

⁴⁰ Si veda al capitolo 3.

Separati i due gruppi si passa alla stima della seguente equazione tramite OLS⁴¹:

$$\Delta \log K_i(t, \tau) = \beta_0 + \beta_1 Y_i(t) + \beta_2 Dem_i + \varepsilon_i \quad i = 1 \dots N$$

Le variabili presenti sono definite come segue:

$\log\left(\frac{K_t}{K_\tau}\right)$ logaritmo del rapporto tra il valore dello stock di automobili dopo l'ultimo periodo riportato e il valore dello stock antecedente la spesa, ovvero una trasformazione lineare dell'ampiezza dell'aggiustamento.

$Y_{i,t}$ misura della liquidità nota a priori, prima della spesa.

Dem_i vettore di variabili socio-demografiche che permettano di catturare al meglio l'eterogeneità del campione

Per quanto riguarda il gruppo di coloro che non presentano vincoli della liquidità, sotto le assunzioni fatte in precedenza, β_1 dovrebbe essere uguale a zero.

Per coloro che presentano vincoli della liquidità, il segno atteso per il coefficiente β_1 è ambiguo. Se le restrizioni di liquidità deprimono il consumo, per un dato reddito futuro, una più alta liquidità corrente tende a far decrescere la pendenza della curva del consumo. Tuttavia la liquidità corrente potrebbe essere correlata con la crescita della liquidità come sopra. Se la correlazione è abbastanza elevata, questo potrebbe aumentare immediatamente la pendenza della curva del consumo. Ad ogni modo l'evidenza di un coefficiente, di qualunque segno, positivo o negativo che sia, purché significativo, sarebbe sintomo di vincoli al credito, e tale segno dovrebbe suggerire la correlazione tra i livelli e i tassi di crescita.

Ovviamente la stima dell'equazione soprastante richiede l'osservazione del valore dello stock delle automobili (gioielli, mobili) in due istanti di tempo differenti, prima e dopo la spesa, e una misura della liquidità nota al tempo della prima spesa. Utilizzeremo come tale misura W_{2003} .⁴² Analizziamo i due campioni in esame.

⁴¹ Per tutte le analisi empiriche svolte abbiamo utilizzato il software Stata 9.2

⁴² $W_{2003} = W_{2004} - (Y_{2004} - C_{2004})$

Dove W_{2004} indica la ricchezza finanziaria relativa all'anno 2004 mentre Y_{2004} , C_{2004} indicano rispettivamente il reddito e il consumo totale relativi all'anno 2004. Sono state eliminate dal campione alcune osservazioni per le quali si era reperito un valore inferiore a zero, relativamente alla ricchezza del 2003.

TABELLA 6**Statistiche descrittive distinte per i due gruppi di riferimento**

	LiquidC	W2003	Kjew	Kcar	Kfur
N	0	2175	2175	2175	2175
	1	52	52	52	52
MEAN	0	239409.1	4993.163	8203.367	11644.07
	1	188390.9	6307.692	10350	16586.54
SD	0	322757.1	13557.48	11353.67	13719.03
	1	197015.5	9049.577	9688.714	22723.99
MIN	0	7.505615	0	0	100
	1	685.5273	0	0	1000
MAX	0	5833945	400000	250000	300000
	1	769220.9	50000	40000	150000
MEDIAN	0	151993.8	2000	5000	9000
	1	149115.6	4000	8000	10000

I valori corrispondenti a LiquidC=0 si riferiscono ai soggetti senza vincoli di liquidità, mentre quelli corrispondenti a valore 1 si riferiscono ai soggetti con vincoli al credito. Kjew, Kcar, Kfur indicano rispettivamente il valore degli stock di durevoli quali gioielli, auto, mobili. Tutti i valori sono pesati secondo i pesi campionari.

Come specificato in precedenza, è presente una notevole discrepanza tra il numero di soggetti appartenenti ai due gruppi di riferimento.⁴³ Sia per coloro che presentano vincoli al credito che per coloro che non ne hanno, gli stock di maggior valore sono quelli di mobili, anche se nel gruppo di coloro che presentano vincoli della liquidità si ha una discrepanza maggiore tra tale valore e quello degli altri stock. In realtà se osserviamo

⁴³ Vengono registrate numerosità inferiori per alcune variabili, inerenti al rapporto tra ricchezza e stock, causa la presenza di alcuni valori nulli per quanto riguarda il valore gli stock di durevoli.

accuratamente la distribuzione della variabile in questione, vediamo la presenza di code molto pesanti, in particolare quelle di destra.

Il dato più rilevante che emerge da questi dati è che coloro che presentano vincoli di liquidità operativi sono meno ricchi rispetto a coloro che non ne presentano, tuttavia essi posseggono più durevoli. Questo può essere dovuto a maggior impazienza di consumo dei soggetti vincolati (e anche più giovani).

Come era plausibile aspettarci, i capifamiglia che non presentano vincoli al credito, posseggono in media una liquidità iniziale superiore. Inoltre, standard error molto elevati per tutte le tipologie di durevoli, ci indicano la presenza di una forte eterogeneità nel campione. Osservando meglio la distribuzione del valore dello stock di automobili (tabelle 7-8) emerge che tale variabile sembra più indirizzata verso una distribuzione Normale per quanto riguarda i soggetti vincolati dalla liquidità, rispetto al gruppo di coloro che seguono la regola [S,s] (skewness 1.16, kurtosis 3.84).⁴⁴ La presenza di alcuni elevati valori per i vincolati dalla liquidità va ovviamente a influire su tutte le statistiche appena esaminate.

TABELLA 7

Distribuzione della variabile Kcar per i soggetti che seguono la regola [S,s]

	Percentiles	Smallest		
1%	0	0		
5%	0	0		
10%	0	0	Obs	2175
25%	1300	0		
50%	5000		Mean	8203.367
		Largest	Std. Dev.	11353.67
75%	11000	100000		
90%	20000	110000	Variance	1.29e+08
95%	25000	150000	Skewness	7.252284

⁴⁴ Affinché la distribuzione sia Normale occorre ottenere valori della Skewness prossimi a 0 e valori della Kurtosis prossimi a 3. Questo ci fornisce solo indicazioni di carattere generale e non assicura con esattezza che la distribuzione sia Normale.

99%	45000	250000	Kurtosis	117.1989
-----	-------	--------	----------	----------

TABELLA 8

Distribuzione della variabile Kcar per i soggetti con vincoli al credito

	Percentiles	Smallest		
1%	0	0		
5%	0	0		
10%	500	0	Obs	52
25%	2750	0		
50%	8000		Mean	10350
		Largest	Std. Dev.	9688.714
75%	15000	30000		
90%	24000	30000	Variance	9.39e+07
95%	30000	35000	Skewness	1.166732
99%	40000	40000	Kurtosis	3.841666

4.1.2 Target point – trigger point

Andiamo ora a determinare i valori dei punti ottimali e quelli d'azione. Ci poniamo dunque in un'ottica a tempi discreti. Seguendo quanto detto sopra, al fine di poter reperire un'ampiezza dell'aggiustamento o, equivalentemente, l'ampiezza delle bande di inattività, definiamo le seguenti variabili:

$\frac{W}{K_{t-}}$ rapporto tra la ricchezza finale e il valore dello stock di durevoli (per tutte e tre le categorie) prima dell'aggiustamento. Tale variabile verrà dunque utilizzata per calcolare i *trigger point*, che d'ora in avanti chiameremo y_U (*upper*) e y_L (*lower*).

Essi verranno determinati in base alle conseguenze dell'aggiustamento, ovvero se quest'ultimo porta a un valore inferiore/superiore rispetto a $\frac{W}{K_{t+}}$.

$\frac{W}{K_{t+}}$ rapporto tra la ricchezza finale e il valore dello stock di durevoli posseduti da ciascuna famiglia dopo l'aggiustamento: esso sarà dunque il nostro *y target*.

Dal momento che *y*, la variabile di stato, è misurata in un intervallo prefissato e non al momento dell'aggiustamento, la larghezza delle bande di variazione è sottostimata. Ovviamente la grandezza di tale distorsione varierà con la velocità di movimento all'interno delle bande.

Altra considerazione riguarda l'influenza del tasso di deprezzamento della ricchezza tra inizio e fine periodo: essa è da considerarsi trascurabile per i fini preposti, in quanto non va a modificare sostanzialmente i risultati che seguiranno.

Avremo dunque che, se $\frac{W}{K_{t-}}$ è inferiore rispetto a $\frac{W}{K_{t+}}$ post aggiustamento, allora questo sarà un *lower*. Al contrario, se $\frac{W}{K_{t-}}$ è superiore rispetto a $\frac{W}{K_{t+}}$ post aggiustamento, allora questo sarà un *upper*. Mostriamo le statistiche descrittive per i *target point*.

Nel seguente caso teniamo tutte le osservazioni (ovvero non prendiamo in esame solo coloro che aggiustano) in quanto, ragionando a tempi discreti, a fine periodo i soggetti in questione si devono trovare esattamente nel punto ottimale, il *target point*, anche se non hanno eseguito aggiustamenti. Questo significa che a inizio periodo le famiglie si trovavano già al livello ottimale; in seguito, durante il periodo di riferimento, è plausibile ritenere che il valore di $\frac{W}{K}$ si sia mosso attorno al valore ottimale, ma non in maniera tale da toccare un *trigger point* (a noi ignoto per quanto riguarda i soggetti che non eseguono aggiustamenti).⁴⁵

⁴⁵ Le diverse numerosità presenti in tabella 9 sono da attribuirsi alla presenza di alcune osservazioni a cui corrispondono valori degli stock, dei diversi durevoli in esame, pari a zero.

TABELLA 9

Target point relativi alle tre categorie di durevoli in esame.

	Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Y*	WKjew	2128	508.3958	6616.254	0	161342.8
	WKcar	1966	104.745	545.9876	0	15181.82
	WKfur	2331	42.46838	149.3603	0	5665.121

Le variabili WKjew, WKcar, WKfur, indicano il rapporto tra ricchezza e stock di durevoli *ex post*, rispettivamente per gioielli, auto e mobili.

Per quanto riguarda i gioielli, abbiamo un valore medio del *target point* molto elevato a causa dell'enorme standard error dello stesso all'interno del campione. I valori minimi sono ovviamente nulli per tutte e tre le categorie, in quanto non sono presenti valori negativi della ricchezza all'interno del campione.

Analizziamo ora i *trigger point* per le tre categorie in esame ($\frac{W}{K_{jew}}, \frac{W}{K_{car}}, \frac{W}{K_{fur}}$). Essi non sono disponibili per la variabile mobili in quanto avremmo solo *upper point*.⁴⁶ Analizzando i dati a nostra disposizione possiamo notare come la maggior parte degli aggiustamenti siano degli *upgrading*. Ciò indica che il valore dello stock di durevoli, nella maggior parte dei casi, cresce passando da t a $t+1$. Nelle analisi in questione la regola [S,s] è stata definita sulla base di $\frac{W}{K}$, ovvero una quota inversamente proporzionale a K . Per tale motivo $\frac{W}{K}$ tenderà a diminuire nella maggior parte dei casi. Questo ci porta ad avere numerosi yU .

⁴⁶ Avendo a disposizione solo i dati per la spesa di mobili e non quelli relativi alle vendite, avremo che gli aggiustamenti relativi a tale categoria porterebbero a un K più elevato, ergo un $\frac{W}{K}$ inferiore. Ciò significa che

$\frac{W}{K_{t-}} > \frac{W}{K_{t+}}$ per ogni aggiustamento: ovvero una banda d'azione superiore.

TABELLA 10

Trigger point relativi alla categoria gioielli

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Normalized Value
Y upper	125	96.53237	169.0245	1.0387
Y lower	22	72.27273	59.78267	0.7777

Y upper, Y lower indicano i *trigger point* computati per il campione di riferimento. Nell'ultima colonna sono presenti valori normalizzati dei *trigger point* rispetto ai valori ottimi computati per i soli soggetti che eseguono aggiustamenti

TABELLA 11

Trigger point relativi alla categoria auto

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Normalized Value
Y upper	171	69.7778	160.0058	1.6845
Y lower	29	18.03915	16.18697	0.4355

Y upper, Y lower indicano i *trigger point* computati per il campione di riferimento. Nell'ultima colonna sono presenti valori normalizzati dei *trigger point* rispetto ai valori ottimi computati per i soli soggetti che eseguono aggiustamenti

Notiamo come, per entrambe le categorie, il numero di osservazioni relative ai *lower* sia molto bassa. Questo ci porterà ad esaminare solo gli *upgrading* nelle analisi successive. Inoltre, se confrontati con i livelli ottimi, si comprende come tali livelli non siano simmetrici a cavallo del *target point*. Le due categorie si comportano in maniera differente: per gli stock di gioielli si hanno aggiustamenti verso l'alto pari a 1.04 il valore ottimo, mentre per le auto tale valore sale a 1.68. Discrepanza inferiore la si riscontra invece sui *lower point*.

Passiamo ora ad analizzare gli intervalli di inattività per quanto riguarda il campione in esame. Creiamo una variabile *ampiezza* che ci indichi quanto distano le bande d'azione dai *target point* (in valore assoluto). Le statistiche riportate riguardano l'intero campione di riferimento, tenendo quindi in considerazione anche coloro la cui distanza tra i *trigger point* e il *target point* è nulla (causa il non aggiustamento), sotto l'ipotesi che tali soggetti non scostino mai il valore di $\frac{W}{K}$ da quello ottimale.⁴⁷

TABELLA 12

Intervalli di inattività per le tre categorie in esame

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
ampiezzaJEW	2127	1.765097	20.83741	0	529.5
ampiezzaCAR	1910	6.272136	97.64576	0	3726.202
ampiezzaFUR	2325	4.266009	48.20618	0	2018.52

Per completezza delle analisi e semplice comparazione, vengono riportati di seguito anche le statistiche descrittive delle variabili di cui sopra, relative al solo sottocampione costituito da coloro che aggiustano i propri stock.⁴⁸

TABELLA 12b

Intervalli di inattività per le tre categorie in esame (sottocampione di coloro che aggiustano)

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
ampiezzaJEW	147	29.5619	80.61004	0	529.5
ampiezzaCAR	200	66.55433	312.4919	0	3726.202
ampiezzaFUR	234	4.800828	20.92955	0	267.4667

⁴⁷ Ricordiamo che il tasso di deprezzamento della ricchezza è trascurabile nelle analisi in questione.

⁴⁸ I valori zero corrispondenti al minimo valore delle variabili Ampiezza, costituiscono una parte irrisoria del campione. Può succedere che in rarissimi casi le vendite di durevoli siano uguali agli acquisti.

Possiamo notare come nella categoria auto persistano intervalli di inattività molto alti rispetto alle altre categorie di riferimento. Nei paragrafi successivi vedremo come giustificare tale fatto in corrispondenza di incertezza sui consumi futuri. Procederemo poi con l'analisi delle determinanti di tali ampiezze, condizionatamente al fatto che venga eseguito o meno un aggiustamento da parte dei capifamiglia.

4.1.3 Stima dell'effetto della liquidità iniziale sull'aggiustamento

Disponendo ora di una misura dell'ampiezza degli aggiustamenti eseguiti dai soggetti, valutiamo l'impatto della liquidità, a disposizione *ex ante* per i capifamiglia, su tale variabile. Ricordando quanto affermato in precedenza, ci aspettiamo di reperire una stima significativa del coefficiente relativo alla proxy della liquidità iniziale per i soggetti vincolati dalla liquidità; l'opposto per i soggetti che seguono la regola [S,s]. Le analisi successive sono effettuate per tutte e tre le categorie di durevoli anche se, come è plausibile aspettarci, le considerazioni teoriche valgono solo per la categoria automobili.⁴⁹

TABELLA 13

Regressione OLS per la categoria auto. Soggetti non vincolati dalla liquidità.

N=1787

DeltaKcar	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
W2003	-.0006449	.0063724	-0.10	0.919	-.0131432 .0118533
celibe	-.0933892	.0392152	-2.38	0.017	-.1703021 -.0164763
divorz	.0117869	.0421116	0.28	0.780	-.0708067 .0943805
vedovo	-.0166418	.0306675	-0.54	0.587	-.0767901 .0435064
Empl	.044223	.0243757	1.81	0.070	-.0035851 .0920312
selfEmpl	.0727502	.0319066	2.28	0.023	.0101717 .1353288

⁴⁹ Tale risultato sarà ancor più visibile nei paragrafi successivi in cui mostreremo come modelli teorici ed empirici faticino a modellare la regola [S,s] per le categorie di gioielli e mobili.

centro		.0427678	.0223576	1.91	0.056	-.0010822	.0866177
sud		-.0168459	.02147	-0.78	0.433	-.058955	.0252633
ncomp		-.0210222	.0107214	-1.96	0.050	-.0420502	5.84e-06
nperc		.045722	.0130305	3.51	0.000	.0201651	.0712788
dclleta2		.0362268	.0779899	0.46	0.642	-.116735	.1891886
dclleta3		.0459051	.0763465	0.60	0.548	-.1038335	.1956437
dclleta4		-.0063272	.0756043	-0.08	0.933	-.1546102	.1419558
dclleta5		-.0536614	.0781449	-0.69	0.492	-.2069274	.0996046
_cons		.0462277	.1087976	0.42	0.671	-.1671574	.2596128

La variabile dipendente è una trasformazione lineare della variabile ampiezzaCAR reperita in precedenza: il logaritmo del rapporto tra il valore dello stock di automobili dopo l'ultimo periodo riportato e il valore dello stock antecedente la spesa. La variabile W2003 indica la misura della liquidità iniziale computata come logaritmo della ricchezza a fine 2003. Per quanto riguarda le rimanenti variabili socio-demografiche si veda in appendice per una descrizione dettagliata.

Come ci aspettavamo dalle premesse teoriche, la misura della liquidità disponibile a inizio periodo non ha alcun effetto sull'ampiezza dell'aggiustamento per i soggetti che non hanno vincoli al credito. Rimane ovviamente qualche dubbio sulla forza esplicativa del modello (R^2 pari a 0.033). Tuttavia il test F per la verifica della non significatività congiunta dei parametri rifiuta ampiamente l'ipotesi nulla. E' stato inoltre eseguito un test di White per il controllo dell'eteroschedasticità dei residui: con un valore della statistica test pari a 63.402 (da confrontarsi con un Chi-sq(96)) e un p-value di 0.9958 accettiamo ampiamente l'ipotesi nulla di omoschedasticità degli stessi.⁵⁰

Osservando le variabili di controllo per l'eterogeneità presente nel campione, possiamo notare come i soggetti celibi aggiustino in maniera meno marcata il proprio stock di auto rispetto a coloro che sono sposati. Inoltre, il fatto di svolgere un lavoro autonomo ha un forte effetto positivo sull'ampiezza dell'aggiustamento, a dispetto di coloro che sono disoccupati (è presente anche un effetto marginalmente significativo relativo all'essere un

⁵⁰ Ricordiamo che tale test valuta l'eteroschedasticità nella distribuzione degli errori (rilassando l'assunzione di normalità, a differenza del noto test di Breush-Pagan, asintoticamente equivalente) regredendo il quadrato dei residui su tutti i repressori del modello, i prodotti incrociati e i loro quadrati. La statistica test si distribuisce sotto l'ipotesi nulla di omoschedasticità come un Chi-quadrato(p), dove p indica il numero totale di repressori. Inoltre dal test Shapiro-Wilk si riscontra che i residui non si distribuiscono come una Normale (W=0.97403, Z= 8.940, p-value= 0.000)

lavoratore dipendente piuttosto che disoccupato/pensionato). Coloro che vivono al centro eseguono aggiustamenti più ampi rispetto ai residenti nel nord Italia (coefficiente pari a 0.043 e p-value 0.056). Una situazione intuitiva la si riscontra anche per quanto riguarda il numero di componenti familiari: per ogni soggetto che si aggiunge alla famiglia si ha una diminuzione del 2.1% (standard error 0.01) dell'ampiezza dell'aggiustamento. Altamente significativo e con uno standard error pari a 0.01, abbiamo che più aumenta il numero di percettori di reddito all'interno della famiglia, più aumenta l'ampiezza dell'aggiustamento; in particolare per ogni percettore aggiuntivo si ha un aumento del 4.5% di tale ampiezza. Le dummy riguardanti l'età non sono significativamente diverse dalla baseline.⁵¹

Infine per una corretta diagnostica è stato eseguito un Test Reset⁵² per verificare l'omissione dal modello di variabili esplicative rilevanti: con un valore della statistica $F(3, 1769) = 4.18$ e un p-value di 0.0059, rigettiamo l'ipotesi nulla di non omissione di variabili rilevanti (come purtroppo emergeva anche da considerazioni qualitative precedenti).

Valutiamo ora cosa accade per quanto riguarda il gruppo di coloro che presentano vincoli di liquidità.⁵³

TABELLA 14

Regressione OLS per la categoria auto. Soggetti vincolati dalla liquidità.

N=47

DeltaKcar	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
w2003	.0824819	.0356936	2.31	0.027	.0097763 .1551874
celibe	-.2423939	.2760489	-0.88	0.386	-.8046871 .3198992
divorz	-.1570008	.2991444	-0.52	0.603	-.7663381 .4523364

⁵¹ Per completezza è stato eseguito un test di Wald (asintoticamente equivalente a un test rapporto di verosimiglianza) per verificare la non significatività congiunta delle dummy inerenti all'età. Il test ha fornito un valore della statistica $F(4,1772) = 2.24$ con $\text{Prob} > F = 0.0627$: considerando un intervallo di confidenza al 10% possiamo rifiutare l'ipotesi nulla. Per completezza si è provato ad eseguire la regressione escludendo tali dummy ma i risultati sulle altre variabili rimangono significativamente invariati.

⁵² Tale test è calcolato utilizzando i valori fittati del modello iniziale e le loro potenze p-esime, regredendo poi la variabile dipendente originaria su di esse assieme ai regressori originari.

⁵³ Teniamo presente che una numerosità così ridotta del sottocampione di riferimento rende i risultati molto precari, in quanto vengono meno le proprietà asintotiche degli stimatori. Tuttavia abbiamo optato per tale via al fine di visionare esplicitamente l'effetto della liquidità iniziale sulla nostra variabile d'interesse.

vedovo		-.0098616	.2078529	-0.05	0.962	-.4332441	.4135209
Empl		.4894681	.1576274	3.11	0.004	.1683917	.8105446
selfEmpl		.4484904	.1872695	2.39	0.023	.0670349	.829946
centro		-.2046977	.145006	-1.41	0.168	-.5000652	.0906697
sud		.1731562	.1568152	1.10	0.278	-.146266	.4925784
ncomp		-.0541638	.0632393	-0.86	0.398	-.182978	.0746504
nperc		-.0482047	.0825625	-0.58	0.563	-.2163791	.1199697
dclleta2		.0869626	.3891938	0.22	0.825	-.7057993	.8797245
dclleta3		.1803149	.3718607	0.48	0.631	-.5771406	.9377705
dclleta4		.5078855	.3759786	1.35	0.186	-.2579578	1.273729
dclleta5		.3433345	.3941511	0.87	0.390	-.459525	1.146194
_cons		-1.026614	.5749701	-1.79	0.084	-2.197789	.1445621

La variabile dipendente è una trasformazione lineare della variabile ampiezzaCAR reperita in precedenza: il logaritmo del rapporto tra il valore dello stock di automobili dopo l'ultimo periodo riportato e il valore dello stock antecedente la spesa. La variabile W003 è la misura della liquidità iniziale computata come logaritmo della ricchezza a fine 2003. Per le rimanenti variabili socio-demografiche si veda in appendice per una descrizione dettagliata.

Come ci aspettavamo abbiamo una forte significatività della liquidità iniziale, la quale ha un effetto positivo sull'ampiezza dell'aggiustamento (a parità di tutte le altre variabili). Le rimanenti variabili risultano tutte non significative (complice anche la scarsa numerosità del sottocampione che porta ad avere una statistica F (14,32) per la verifica della non significatività congiunta di tutti i parametri pari a 1.74, per la quale si rifiuta l'ipotesi nulla solo ad un livello di significatività del 10%)

A conferma di quanto esplicito in teoria, è stato eseguito un test di Chow per verificare la separabilità dei due modelli (per i vincolati dalla liquidità e non). E' stato dunque creato un modello unico con tutte le interazioni tra il gruppo di coloro che hanno vincoli di liquidità e tutte le esplicative soprastanti (si veda in appendice).

Si è poi sottoposto a verifica la nullità congiunta dell'interazione di tutte le variabili con il gruppo dei consumatori soggetti a vincoli di liquidità. Con una statistica F(15, 1804) = 1.36 e un p-value pari a 0.16 siamo portati ad accettare l'ipotesi nulla. Tale fatto porterebbe al mantenimento di un modello unico, anche se questo renderebbe di più difficile interpretazione l'effetto della liquidità ex ante per i diversi soggetti in esame.

Vengono riportate in seguito le medesime analisi per gli altri due tipi di durevoli a nostra disposizione. Come era prevedibile, non si ha un riscontro positivo sulla capacità esplicativa del modello sia per i gioielli che per i mobili, per la quale categoria ricordiamo avere solamente i dati relativi alle spese per l'acquisto, ma non per le vendite.

TABELLA 15

Regressione OLS per la categoria gioielli

	LIQUIDITY CONSTRAINED=0		LIQUIDITY CONSTRAINED=1	
deltaKjew	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
W2003	.001164	.0014472	.008277	.0121901
celibe	.0045982	.0088379	.1858558	.0947422
divorz	-.0036246	.0105779	-.049836	.083753
vedovo	-.0083088	.0066854	-.0195899	.0755825
Empl	.0134566	.006119	-.0329042	.0526482
selfEmpl	.0045809	.0080349	.0805314	.0638456
centro	.0037505	.0053625	.0174133	.048506
sud	-.0025593	.0050615	-.012742	.0547057
ncomp	.0000666	.0026824	-.0022809	.021704
nperc	-.0030512	.0032437	.0355567	.0278837
dcleta2	-.0173977	.0200618	.1348203	.1321424
dcleta3	-.017834	.019636	.0401072	.1270798
dcleta4	-.0208532	.019403	-.029449	.1289848
dcleta5	-.0180163	.0199016	-.0094591	.1350835
_cons	.0203208	.0263818	-.1492042	.1975447
F(14, 1981) =		1.26	F(14, 34) = 2.32	
Prob > F =		0.2237	Prob > F = 0.0226	
R-squared =		0.0088	R-squared = 0.4886	

Le prime due colonne si riferiscono al sottocampione dei soggetti senza vincoli al credito; le seconde due a coloro che sono vincolati dalla liquidità. La variabile dipendente è una trasformazione lineare della variabile ampiezzaJEW: il logaritmo del rapporto tra il valore dello stock di gioielli dopo

l'ultimo periodo riportato e il valore dello stock antecedente la spesa. La variabile W2003 è la misura della liquidità iniziale computata come logaritmo della ricchezza a fine 2003. Per le rimanenti variabili socio-demografiche si veda in appendice per una descrizione dettagliata.

TABELLA 16

Regressione OLS per la categoria mobili

	LIQUIDITY CONSTRAINED=0		LIQUIDITY CONSTRAINED=1	
deltaKfur	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
LOGw2003	.0006808	.0026832	.0078026	.0123389
celibe	-.0025153	.0164235	.0839695	.085836
divorz	.0253612	.019222	.0284816	.0824493
vedovo	.00249	.0125188	-.0055698	.0664166
Empl	.027738	.0115477	.1144124	.0507232
selfEmpl	.006489	.0152286	.0648341	.063439
centro	-.0089468	.0101089	-.0592642	.0492359
sud	-.0225591	.0095038	-.0455642	.0540367
ncomp	.0090222	.0050756	.0027673	.0208676
nperc	.0011586	.0061516	-.0196136	.0282502
dcleta2	.059564	.0372165	-.058561	.0953388
dcleta3	.0658672	.0363207	.0068863	.1002758
dcleta4	.0545653	.0359108	.0599595	.1002934
dcleta5	.0451043	.0368783	.0456882	.1077177
_cons	-.0309952	.0490462	-.0532782	.1768228
F(14, 2154) =		3.66	F(14, 37) = 0.84	
Prob > F		= 0.0000	Prob > F = 0.6243	
R-squared		= 0.0233	R-squared = 0.2411	

Le prime due colonne si riferiscono al sottocampione dei soggetti senza vincoli al credito; le seconde due a coloro che sono vincolati dalla liquidità. La variabile dipendente è una trasformazione lineare della variabile ampiezzaFUR: il logaritmo del rapporto tra il valore dello stock di mobili dopo l'ultimo periodo riportato e il valore dello stock antecedente la spesa. La variabile W2003 è la misura della

liquidità iniziale computata come logaritmo della ricchezza a fine 2003. Per le rimanenti variabili socio-demografiche si veda in appendice per una descrizione dettagliata.

4.2 Dal modello teorico all'analisi empirica: incertezza sul consumo e *drift*

Prima di passare all'analisi quantitativa riguardo l'aggiustamento eseguito dai soggetti in esame, occorre soffermarsi sulla ricerca, la specificazione e il significato di due variabili fondamentali:

- 1) incertezza sul consumo
- 2) *drift*

Tali suddette variabili dovrebbero determinare, come visto nel capitolo 2, la differenza, z , tra il punto ottimale (*target point*) e quello d'azione (*trigger point*) dei logaritmi dei rapporti tra durevoli e non durevoli durante i diversi periodi d'azione $[S,s]$.⁵⁴

La logica di fondo sott'intende un'accurata analisi del livello ottimo di durevoli, il quale ricordiamo essere caratterizzato da livelli⁵⁵, denominati ora con x z y (dove $x < z < y$). Il consumatore osserva il rapporto tra il consumo e la sua ricchezza, come variabile di stato. Se tale rapporto è compreso tra x e y , allora egli non venderà/comprerà beni durevoli. Al contrario se il rapporto è inferiore a x o superiore rispetto a y , allora egli venderà i suoi durevoli e comprerà un nuovo durevole di grandezza K tale che: $Z = \frac{K}{W}$. Questo è il cosiddetto *target point*. Teniamo presente che se il mercato degli stock si muove verso il basso abbastanza da far scendere $\frac{K}{W}$ al di sotto di x , allora è logico aspettarsi che il

⁵⁴ La relazione di base è la seguente: $Z(t) = \frac{K(t)}{K^*(t)}$ con $K^*(t)$ punto di ottimo non osservabile. Data la forza totale d'acquisto dei consumatori $M(t) = C(t) + vK(t)$ si ha che $K^*(t) = \frac{x}{v}M(t) = vK(t)$.

⁵⁵ Si veda al capitolo 2.

consumatore venda i suoi durevoli di basso valore per comprarne altri di valore superiore. Ricordiamo che essendo nella classe di aggiustamenti poco frequenti, ci saranno numerose variazioni nel valore di tale ricchezza per tutti quei rapporti, stanti tra x e y : per tale motivo il consumo non cambia, ovvero non vengono effettuati aggiustamenti da parte del consumatore.

Torniamo ad analizzare le nostre variabili d'interesse. Il *drift* di z (anche inteso come volatilità della differenza tra *target point* e *trigger point*) dovrebbe essere più elevato, in valore assoluto, per quei beni caratterizzati da un tasso di deprezzamento più veloce (affetto da maggior volatilità); o parallelamente per quei consumatori che presentano un profilo di consumo di non durevoli più volatile (Bertola, Guiso, Pistaferri 2004). Questo ci suggerisce a priori una relazione positiva tra il *drift* in esame e l'incertezza sul consumo.

Un primo approccio deve essere indirizzato all'analisi del *drift* per i tre diversi tipi di durevoli a nostra disposizione, tenendo comunque conto della presenza di un problema reale: i tassi di deprezzamento eterogenei. Tuttavia quest'ultimi affliggono il rapporto ottimo tra durevoli e non durevoli tramite gli *user cost*; in realtà basterebbe controllare questi affinché venga colto l'effetto dei tassi di cui sopra.⁵⁶

Ricordiamo che il punto di partenza delle analisi è sempre la massimizzazione della funzione di utilità, non scindibile tra durevoli e non durevoli:

$$\max_{K(t)} U(C(t), K(t)) = \max_{M(t)} U(M(t))$$

Dove

$$U(C(t), K(t)) = f(h(C(t), K(t)))$$

Con:

$C(t)$ consumo di beni non durevoli al tempo t

$K(t)$ stock di beni durevoli al tempo t

⁵⁶ Avremo per i durevoli $vK(t) = x(v)M(t)$, mentre per i non durevoli $C(t) \equiv (1 - x(v))M(t)$. Dove $x(v)$ è interpretabile come la quota di durevoli detenuta dai soggetti in esame.

User cost: $v = (r + \delta)\rho$

La mancanza di informazioni reperibili sulle diverse categorie di durevoli, in particolare quelle riguardanti i tassi di deprezzamento e gli *user cost*, potrebbero creare distorsioni nella struttura interna delle analisi che seguiranno.⁵⁷ Quest'ultime saranno raggruppate per le tre categorie di durevoli specificate in precedenza.

4.2.1 Tassi di deprezzamento

Come già accennato, la mancanza di informazioni relative ai tassi di deprezzamento dei durevoli e le loro relative dinamiche, non è un fatto trascurabile. Per ovviare a tale problema, le analisi che seguiranno verranno svolte sotto l'ipotesi che tali tassi, e dunque gli *user cost*, siano costanti per i diversi individui in esame. In particolare, da questo punto di vista, possiamo aspettarci che tutto il loro effetto venga catturato da caratteristiche socio-demografiche osservabili (come l'area di residenza), specifiche di ogni famiglia. In tale modo cercheremo di controllare al meglio l'eterogeneità presente all'interno del campione.

Sotto le assunzioni di omoteticità e non separabilità della funzione di utilità, è stato mostrato (Bertola, Guiso, Pistaferri (2004)) che il *drift* del rapporto tra durevoli e non durevoli, in assenza di aggiustamento, ovvero per coloro che né vendono (*downgrading*) né comprano (*upgrading*) durevoli nel periodo in esame, è più elevato in valore assoluto per coloro che hanno un profilo di consumo più ripido. In tal modo il *drift* riflette le variazioni nei tassi di ritorno e di sconto come differente intensità di fluttuazione non misurabile del consumo (fermo restando il vincolo che la derivata terza della funzione di utilità sia diversa da zero).

Ricordiamo che la volatilità della forza d'acquisto dei consumatori, $M(t)$, non è direttamente legata a quella del reddito non misurabile (si veda al capitolo 2). Inoltre, sino a quando le preferenze dei consumatori mostrano assoluta avversione al rischio e la

⁵⁷ In passato si è tentato di costruire delle misure per tali valori utilizzando medie a livello provinciale del numero di incidenti, che dovrebbero avere effetto sulla volatilità dello stock attuale del durevole in esame (Bertola Guiso Pistaferri 2004).

funzione del consumo rimane lineare nel valore atteso del reddito (Carrol 2001), i consumatori con reddito più volatile tenderanno ad accumulare più ricchezza come assicurazione per l'incertezza futura.

Sulla base di tale relazione positiva, andremo a reperire in seguito una misura di incertezza sul consumo grazie all'utilizzo di un'altra variabile direttamente osservabile: risparmio precauzionale.

4.3 Strategia empirica

Consideriamo l'equazione di Eulero nella seguente forma:

$$U'(M(t)) \equiv e^{(r-\delta)} E_t[U'(M(t+\tau))]$$

dove

r tasso a cui i vari soggetti prendono e danno a prestito

δ tasso di deprezzamento dei durevoli

Prendiamo ora l'espansione di Taylor al secondo ordine della componente $E_t[U'(M(t+\tau))]$, attorno a $U'(M(t+\tau))$ lungo il paniere ottimo di consumo dei differenti soggetti che possono prendere/dare a prestito.

Consideriamo l'espressione nel continuo della funzione di utilità di cui sopra; da essa possiamo ricavare la relazione tra il momento primo e il momento secondo della crescita del consumo:

$$E_t[\Delta m_i] \cong X'_i \beta + \lambda E_t[(\Delta m_i)^2] \quad (i)$$

dove X'_i indica il vettore di caratteristiche osservabili relative ai vari individui, e β indica il vettore dei coefficienti che caratterizzano appunto i differenti profili di consumo dei soggetti. Ciò permette di catturare l'eterogeneità osservabile all'interno del campione di riferimento, come le differenze in $(r - \delta)$ tra le diverse unità statistiche.

$E_t[(\Delta m_t)^2]$ va intesa come proxy dell'incertezza sul consumo⁵⁸.

L'intervallo di tempo tra le differenti osservazioni disponibili è denominato con Δt ; si può dunque facilmente dedurre la seguente specificazione per il tasso di crescita del consumo totale:

$$\Delta m \equiv \frac{E_t[M(t + \Delta t) - M(t)]}{M(t)}$$

Un'ultima considerazione riguarda λ . Essa è pari a $-\frac{1}{2} \frac{M(\cdot)U''(\cdot)}{U'(\cdot)}$ (Kimball 1990) e risulta costante per qualsiasi funzione di utilità del tipo CRRA (*Constant Relative Risk Aversion*).⁵⁹

Prenderemo poi in considerazione la forma logaritmica della suddetta equazione di Eulero, la quale è soddisfatta dalla forza totale d'acquisto, $M(t)$, allocata nei diversi profili di consumo. Dal momento che tale specificazione include i flussi di consumo dei non durevoli e gli *user cost* degli stock correnti di durevoli, essa non è direttamente osservabile in assenza di complete informazioni riguardanti i beni in questione.

Approssimeremo dunque Δm con la crescita del consumo dei non durevoli osservata per i diversi soggetti:

$$\Delta m \cong \log\left(\frac{C_t}{C_{t-2}}\right)$$

Ovviamente tale specificazione è molto forte e comporta alcuni problemi. In primis non è del tutto esatta in un contesto a tempi continui, in quanto $M(t)$ e $C(t) \equiv M(t) - vK(t)$ ⁶⁰ non sono proporzionali tra loro durante i periodi in cui si verificano aggiustamenti. Inoltre $\frac{M(t)}{C(t)}$ varia continuamente attorno ai diversi aggiustamenti. Ad ogni modo sappiamo che

⁵⁸ I momenti primi e secondi che compariranno d'ora in avanti vanno intesi condizionatamente al vettore X' . Al fine di non appesantire la notazione, si è optato per la non inclusione grafica di tale condizionamento.

⁵⁹ $U(C_t) \equiv \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad \forall \gamma > 0, \gamma \neq 1$
 $U(C_t) \equiv \ln C_t$

dove C_t indica il livello di consumo al tempo t , U indica il livello di utilità istantanea e γ è un parametro reale positivo.

⁶⁰ $v = (r + \delta)\rho$ indica gli *user cost*; dove r è il tasso di rendimento degli asset rischiosi, δ è il tasso di deprezzamento dei durevoli, ρ è il prezzo relativo dei durevoli.

$\frac{M(t)}{C(t)}$ dovrebbe fluttuare attorno a una costante nel lungo periodo; dal momento che

l'aggiustamento di durevoli è probabile che si verifichi nell'intervallo di tempo analizzato in cui ovviamente si hanno a totale disposizione informazioni riguardanti il consumo di non durevoli, si può sperare che il *drift* e l'incertezza sul consumo di quest'ultimo siano simili a quelli espliciti in teoria riguardanti $M(t)$.

4.3.1 Stima dell'equazione di Eulero. Un nuovo strumento: il risparmio precauzionale

L'equazione di Eulero definita in precedenza non è direttamente stimabile in quanto alcuni parametri non sono noti a priori. Analizziamo la funzione del consumo al fine di poter renderla consistentemente stimabile.

Ricordiamo che l'equazione di partenza è del tipo

$$E_t[\Delta m_i] \cong X'_i \beta + \lambda E_t[(\Delta m_i)^2] \quad (\text{ii})$$

Noi osserviamo solo Δm non $E_t[\Delta m_i]$.

Definiamo dunque un errore per la nostra regressione, del tipo:

$$\varepsilon_i = \Delta m - E_t[\Delta m_i] \quad (\text{iii})$$

ovvero l'errore del primo momento condizionale della crescita del consumo.

Dopo alcuni passaggi:

$$E_t[\Delta m_i] = \Delta m - \varepsilon_i$$

con una semplice sostituzione otteniamo

$$\Delta m_i - \varepsilon \cong X'_i \beta + \lambda E_t[(\Delta m_i)^2]$$

$$\Delta m_i \cong X'_i \beta + \lambda E_t[(\Delta m_i)^2] + \varepsilon_i \quad (\text{iv})$$

A questo punto si nota che anche $E_t[(\Delta m_i)^2]$ non è direttamente osservabile. Tuttavia ciò che possiamo reperire è $(\Delta m_i)^2$. Il nostro obiettivo sarà quello di trovare $\hat{E}_t[(\Delta m_i)^2]$.

Definiamo il nuovo errore del momento secondo condizionale della crescita del consumo:

$$\xi_i \equiv (\Delta m_i)^2 - E_t[(\Delta m_i)^2] \Rightarrow E_t[(\Delta m_i)^2] = (\Delta m_i)^2 - \xi_i$$

Ora l'equazione di cui sopra è facilmente riscrivibile nella seguente forma stimabile:

$$\Delta m_i \cong X'_i \beta + \lambda (\Delta m_i)^2 + v_i \quad (v)$$

dove v_i rappresenta il nuovo errore, correlato ovviamente per costruzione con l'esplicativa $(\Delta m_i)^2$. Notiamo che $v_i = \varepsilon_i - \lambda \xi_i$: l'OLS fornirebbe stime distorte e inconsistenti.

Un metodo naturale per ovviare a tale problema è utilizzare modelli a variabili strumentali, in modo da reperire risultati consistenti per gli obiettivi preposti. I dati disponibili offrono la possibilità di utilizzare uno strumento del tutto nuovo per tale tipologia di analisi: il risparmio precauzionale. Tale variabile verrà dunque usata per reperire una stima dell'incertezza sul consumo (si veda in appendice per dettagli).⁶¹

Nelle analisi seguenti si è optato per l'inserimento del risparmio precauzionale rapportato al quadrato del reddito in $t-2$, i.e., $\frac{precaut_t}{Y_{t-2}^2}$. Abbiamo scelto tale specificazione

in quanto, se rapportassimo il risparmio precauzionale al reddito corrente, questo sarebbe troppo soggetto a shock sullo stesso, andando ad alterare in maniera imprevedibile i risultati ottenuti. Inoltre l'inserimento del quadrato del reddito in $t-2$ è giustificabile se consideriamo che la variabile d'interesse comprende nella sua espressione la varianza (Caballero 1990):

$$C_{t+1} = C_t + \frac{\alpha \sigma^2}{2} + \varepsilon$$

$$C_t = \frac{1}{T-t+1} A_t + Y_t - \frac{\alpha(T-t)\sigma^2}{4} \quad (\text{sotto utilità CARA})$$

⁶¹ I dati a nostra disposizione forniscono i valori di tale variabile per il solo anno 2004. Ipotizzando che il valore del risparmio precauzionale fornito, sia riferito (al minimo) ai due anni successivi, ciò che andremo a stimare sarà il tasso di crescita del consumo 2004-2006.

Dove la componente $\frac{\alpha(T-t)\sigma^2}{4}$ indica il risparmio precauzionale.

Una volta denominata L la componente di risparmio precauzionale (a noi nota a priori) possiamo calcolare direttamente:

$$\frac{\alpha\sigma^2}{2} = L \frac{2}{T-t}$$

Per esaustività vengono riportati in appendice alcune stime ottenute utilizzando diverse specificazioni del risparmio precauzionale; ad ogni modo i risultati derivanti da esse forniscono strumenti non validi e risultano di difficile interpretazione.

In passato si è provato ad utilizzare come strumenti solamente un set di variabili socio demografiche (Dyran 1993) ma con scarsi risultati, in quanto la forza esplicativa di queste era molto ridotta. In seguito (Bertola, Guiso, Pistaferri 2004), grazie alla disponibilità di informazioni soggettive sull'insicurezza futura del proprio stato occupazionale e del proprio livello di reddito, è stata utilizzata l'incertezza sul reddito (stimata mediante la creazione di una variabile triangolare) come strumento essenziale per le stime di cui sopra⁶².

Da questo punto di vista potremmo dire che la variabile da noi utilizzata si presenta in maniera più solida rispetto a quelle appena descritte; essa infatti non è una stima ottenuta approssimando una qualche distribuzione (come invece lo è l'incertezza sul reddito stimata da Bertola, Guiso, Pistaferri), bensì una variabile nota a priori, reperibile direttamente dal data set di riferimento.

Il risparmio precauzionale è logicamente incorrelato con gli errori definiti sopra. Bisogna tener presente anche il fatto che l'analisi cross-section che stiamo svolgendo ci suggerisce che il tasso di crescita del consumo osservato vari da individuo a individuo. Al fine di controllare la forte eterogeneità presente nel campione di riferimento si utilizzeranno, nelle diverse regressioni, variabili socio demografiche, che si presuppone possano spiegare al meglio le diversità tra i vari soggetti in esame.⁶³

⁶² In principio abbiamo replicato il lavoro svolto Bertola, Guiso, Pistaferri utilizzando i dati del SHIW inerenti agli anni 1993, 1995, 1998. Abbiamo riprodotto la variabile con distribuzione triangolare utilizzata dagli stessi autori e in seguito abbiamo stimato l'equazione di Eulero e il modello di Heckman. A parte una irrisoria discrepanza sulla numerosità campionaria, i risultati trovati sono gli stessi degli autori.

⁶³ L'utilizzo di un modello ad Effetti Fissi per la stima dell'equazione di cui sopra non è plausibile vista la non reperibilità della nostra variabile d'interesse, risparmio precauzionale, per quanto riguarda l'anno 2006.

In via risolutiva, oltre al condizionamento dell'ampiezza d'aggiustamento (o delle bande di non azione) alla probabilità che lo stesso si verifichi, abbiamo che le deviazioni dal rapporto ottimale $\frac{K}{C}$ (definito in precedenza con y^* , *target point*), corrette poco frequentemente dai costi d'aggiustamento, sono disegnate tramite fluttuazioni dei livelli ottimi di consumo intertemporale del consumatore. Notiamo come in questo caso, vista la non scindibilità della nostra funzione di utilità per durevoli e non durevoli, la variabile di stato non sia più lo stock di durevoli rapportato alla ricchezza, ma rapportato al consumo di non durevoli.

4.3.2 Stima dell'incertezza sul consumo

Fermo restando il nostro obiettivo di una stima del momento secondo condizionale della crescita del consumo (i.e. $E_t[(\Delta m_i)^2]$), utilizziamo i valori predetti dall'equazione seguente:

$$(\Delta m_i)^2 = X_i' \beta + \phi_1 S_{t,i} + \phi_2 S_{t,i}^2 + \zeta_i \quad (\text{vi})$$

ovvero l'equazione di primo stadio della nostra stima 2SLS. La variabile $S_{t,i}$ è calcolata come il logaritmo del risparmio precauzionale rapportato al reddito in $t-2$, al quadrato⁶⁴:

$$S_{t,i} = \log \left[\frac{\text{precaut}_{t,i}}{Y_{t-2,i}^2} \right]$$

Una volta ottenute le stime per il vettore dei parametri β relativo alle variabili socio-demografiche e per i parametri ϕ_1 , ϕ_2 relativi agli strumenti aggiuntivi da noi utilizzati, possiamo calcolare direttamente l'incertezza sul consumo $\hat{E}_t[(\Delta m_i)^2]$:

$$\hat{E}_t[(\Delta m_i)^2] = \hat{\sigma}^2 = X_i' \hat{\beta} + \hat{\phi}_1 S_{t,i} + \hat{\phi}_2 S_{t,i}^2$$

⁶⁴ I risultati derivanti dall'inserimento di polinomi di grado superiore (e l'interazione di questo con altre variabili socio-demografiche) relativi alla variabile $S_{t,i}$ differiscono di poco da quelli qui riportati. Rimangono tuttavia disponibili su richiesta.

Il vettore X' contiene variabili quali: numero di percettori di reddito, età del capofamiglia, anni di studio del capofamiglia, numerosità della famiglia, dummy geografiche riguardanti l'ubicazione della famiglia, dummy riguardanti la grandezza della città, sesso, situazione lavorativa e stato civile dello stesso. Inseriamo nella regressione anche il rapporto tra ricchezza e reddito corrente a inizio periodo. Infine utilizziamo come regressore aggiuntivo una variabile che ci indichi se la famiglia presenta vincoli di liquidità o meno, meglio esplicabili come vincoli di accesso al credito esterno (LiquidConst).

Vengono riportati di seguito i risultati ottenuti dall'equazione di primo stadio. Le stime 2SLS sono state implementate con l'opzione robusta⁶⁵ in quanto i test per la verifica dell'ipotesi nulla di omoschedasticità dei residui hanno portato al rifiuto della stessa:⁶⁶

White/Koenker nR2 test statistic: 42.355 Chi-sq(22) P-value = 0.0057

⁶⁵ Utilizzare l'opzione robusta significa stimare consistentemente la matrice di varianze e covarianze di $\hat{\beta}_{IV}$

⁶⁶ Il test di White/Koenker è costruito prendendo l' R^2 centrato della regressione ausiliaria dei quadrati dei residui derivanti dalla regressione originale, sulle variabili indicatrici. Tale test coincide con quello classico di White nel caso in cui le variabili indicatrici siano tutti i regressori, i loro quadrati e i loro prodotti incrociati. E' possibile in ogni caso verificare la presenza di eteroschedasticità mediante l'utilizzo altri test asintoticamente equivalenti (si vedano Breush-Pagan/Godfrey/Cook-Weisberg, Pagan-Hall test con correzione di White).

TABELLA 17**REGRESSIONE DI PRIMO STADIO**

		Robust		
LOG2	Coef.	Std. Err.	t	P> t
LiquidConst	.00069	.0227846	0.03	0.976
studio	-.0010535	.0045038	-0.23	0.815
dcleta2	.0085975	.0260062	0.33	0.741
dcleta3	.0311603	.0272514	1.14	0.253
dcleta4	.013788	.0283364	0.49	0.627
dcleta5	-.0123429	.0283643	-0.44	0.663
nperc	.0253605	.0082819	3.06	0.002
ncomp	-.0108854	.0062721	-1.74	0.083
centro	.0195632	.0155199	1.26	0.208
sud	.0251564	.0141708	1.78	0.076
medium	-.0015064	.0134126	-0.11	0.911
big	.0142621	.0138924	1.03	0.305
bigger	.0021972	.0178505	0.12	0.902
Empl	-.0373709	.015763	-2.37	0.018
selfEmpl	-.0088379	.0215044	-0.41	0.681
celibe	.0316092	.0317929	0.99	0.320
divorz	-.0040997	.0194091	-0.21	0.833
vedovo	.0313688	.0207739	1.51	0.131
wy	.0002238	.0002367	0.95	0.345
sexF	-.002975	.0142156	-0.21	0.834
S	.0492253	.0184532	2.67	0.008
S2	.0027836	.0009114	3.05	0.002
_cons	.2989875	.1789773	1.67	0.095

La variabile dipendente è definita come quadrato del tasso di crescita del consumo di non durevoli, ovvero il logaritmo al quadrato del rapporto tra il consumo al tempo t e al tempo t-2. S e S2 sono gli strumenti aggiuntivi definiti in precedenza. Wy indica il rapporto tra la ricchezza e il reddito corrente. Le rimanenti variabili sono di carattere socio-demografico come descritte al punto precedente.

Numero di osservazioni N	=	2422
Numero di strumenti L	=	23
Numero di strumenti aggiuntivi L2	=	2

Ricordiamo che tutte le esplicative presenti nella regressione soprastante sono gli strumenti utilizzati per la stima della nostra variabile endogena (ovvero la variabile dipendente dell'equazione iniziale di Eulero, elevata al quadrato).

L'equazione di primo stadio ci fornisce un R-quadro di Shea pari a 0.15. Questo potrebbe portare a qualche dubbio riguardante la debolezza degli strumenti aggiuntivi da noi utilizzati (ricordiamo che stiamo valutando il livello di correlazione tra i nostri strumenti e la variabile endogena implicata nel modello)⁶⁷; tuttavia la statistica test $F(2, 2399) = 6.14$ per la verifica della non significatività congiunta di tali strumenti rifiuta l'ipotesi nulla (p-value 0.0022).⁶⁸

Per esaustività delle analisi vengono eseguiti dei test di Wald per verificare la nullità congiunta delle dummy presenti nella regressione⁶⁹:

H0: celibe = 0
 divorz = 0
 vedovo = 0

$F(3, 2399) = 1.29$
 Prob > F = 0.2754

Accettando l'ipotesi nulla possiamo escludere dalle analisi la variabile riguardante lo stato civile del capofamiglia.

Anche la grandezza della città non ha un effetto significativo sul tasso di crescita del consumo:

⁶⁷ È possibile implementare tale specificazione mediante alcuni test presenti in letteratura (vista la non applicabilità di un test Cragg-Donald), i quali valutano la presenza di scarsa correlazione tra regressori endogeni e strumenti aggiuntivi in caso di presenza di eteroschedasticità (si veda Kleibergen-Paap 2006).

⁶⁸ Ricordiamo che R^2 di Shea tiene in considerazione l'intercorrelazione tra gli strumenti ed è computato nel seguente modo: $R_p^2 = \frac{\text{Var}(\hat{\beta}_{k,MQO}) \hat{\sigma}_{MQ2S}^2}{\text{Var}(\hat{\beta}_{k,MQ2S}) \hat{\sigma}_{MQO}^2}$ La sua distribuzione non è stata derivata, ma lo si può interpretare come un normale R^2 .

⁶⁹ I risultati delle regressioni, ottenuti escludendo le dummy non significative, sono reperibili in appendice. Le stime degli altri parametri d'interesse rimangono comunque sostanzialmente invariate.

H0: medium = 0
big = 0
bigger = 0

F(3, 2399) = 0.49
Prob > F = 0.6899

Per testare la significatività del regressore endogeno che si utilizzerà nell'equazione strutturale viene calcolato un test Anderson-Rubin (robusto rispetto a strumenti deboli), il quale va a verificare l'ipotesi nulla che il coefficiente dell'incertezza sul consumo sia uguale a zero; in realtà tale test non fa altro che stimare la forma ridotta dell'equazione (includendo il set completo di regressori e strumenti), andando poi a testare la significatività congiunta dei nostri strumenti aggiuntivi. In pratica esso è semplicemente un test di Wald: con una statistica $F(2,2399)=3.77$ e un $P\text{-val}=0.0233$, rifiutiamo l'ipotesi nulla.

Notiamo come ci sia un effetto positivo e significativo (borderline) della dummy sud, ad indicare che rispetto al nord, al sud si ha una volatilità del consumo più elevata (a parità di tutte le altre variabili). Il numero dei percettori di reddito all'interno della famiglia ha un effetto positivo e statisticamente significativo (p-value 0.002) sulla volatilità del consumo. Al contrario, presenta un effetto inverso la variabile riguardante il numero di componenti familiari (coefficienti significativo al 10%). Infine il fatto di avere un lavoro dipendente, piuttosto che essere disoccupato/pensionato, riduce la volatilità del consumo.

I nostri strumenti aggiuntivi S e S2 hanno rispettivamente coefficienti pari a 0.049 e 0.0028, con standard error 0.018 e 0.0009; essi risultano dunque fortemente significativi. I segni positivi dei coefficienti associati sia alla variabile S, sia a S2, (concavità della parabola rivolta verso l'alto), ci mostrano come, a partire da un valore di S pari a -8.75, ci sia una relazione crescente tra il risparmio precauzionale e l'incertezza sul consumo. Affinché sussista tale relazione positiva, riportiamo ora un esempio chiarificatore: un soggetto che guadagna 10.000 € in $t-2$, dovrebbe avere un valore minimo del risparmio precauzionale pari a 16.000 €, relativamente agli anni $t+1$ e $t+2$. In linea con i dati riportati nel campione di riferimento. Tale risultato sembrerebbe confermare quanto rilevato dalla teoria. I soggetti che risparmiano di più hanno una visione più incerta del futuro, dei loro

consumi e delle loro entrate; un risparmio precauzionale più elevato può essere sintomo di una maggiore incertezza sul futuro.

4.3.3 Drift

Avendo reperito una stima dell'incertezza sul consumo e seguendo le specificazioni soprastanti siamo dunque in grado di stimare la seguente equazione

$$\Delta m_i \cong X'_i \beta + \lambda(\Delta m_i)^2 + v_i$$

Utilizziamo i valori predetti dall'equazione di primo stadio $\hat{E}_i[(\Delta m_i)^2]$ e in seguito, grazie alle stime trovate, costruiamo i valori attesi della crescita del consumo dei non durevoli per tutti i soggetti presenti nel campione.

Riportiamo di seguito le stime dell'equazione di secondo stadio.

TABELLA 18
IV (2SLS) - SECONDO STADIO

			Robust		
DELTAm	Coef.	Std. Err.	z	P> z	
CU	1.313332	.510149	2.57	0.010	
LiquiqC	-.0754056	.0522312	-1.44	0.149	
studio	.00142	.0071999	0.20	0.844	
dcleta2	-.0146203	.0480923	-0.30	0.761	
dcleta3	-.087107	.0512037	-1.70	0.089	
dcleta4	-.0965374	.0480347	-2.01	0.044	
dcleta5	-.0381594	.0530913	-0.72	0.472	
nperc	-.0810258	.0212157	-3.82	0.000	
ncomp	.0006407	.0126138	0.05	0.959	
centro	-.039831	.0307027	-1.30	0.195	
sud	-.0471073	.0265489	-1.77	0.076	

medium		.0489015	.0258276	1.89	0.058
big		.0130328	.0240263	0.54	0.588
bigger		-.0066954	.0378971	-0.18	0.860
Empl		.0650024	.0350764	1.85	0.064
selfEmpl		-.0444636	.0457091	-0.97	0.331
celibe		-.0414918	.0448783	-0.92	0.355
divorz		.0033891	.0356261	0.10	0.924
vedovo		-.0729224	.0395857	-1.84	0.065
wy		-.0010284	.0005146	-2.00	0.046
sexF		-.0203318	.0247815	-0.82	0.412
_cons		.1052178	.0856822	1.23	0.219

La variabile dipendente è il tasso di crescita del consumo. CU indica l'incertezza sul consumo, ovvero i valori predetti dall'equazione di primo stadio. Wy indica il rapporto tra la ricchezza e il reddito corrente. Le rimanenti variabili sono di carattere socio-demografico come descritte al punto precedente.

Verifichiamo anzitutto la validità dei nostri strumenti; essendo sotto eteroschedasticità eseguiamo un test di Hansen per verificare l'ipotesi nulla di incorrelazione tra l'errore e i nostri strumenti⁷⁰:

Hansen J statistic: 0.041

Chi-sq(1) P-val = 0.8397

Si accetta ampiamente l'ipotesi nulla; dunque gli strumenti da noi utilizzati sono validi. A supporto della nostra specificazione abbiamo che il coefficiente dell'incertezza sul consumo è fortemente significativo e pari a 1.31 con uno standard error di 0.51. Il valore di tale coefficiente è dunque molto prossimo a 1, come predetto dalla teoria (sotto specificazioni logaritmiche).⁷¹

Notiamo anzitutto come ci sia una relazione negativa e fortemente significativa tra il numero di percettori di reddito e il tasso di crescita del consumo. La variabile Empl è

⁷⁰ Ricordiamo che la statistica test di Hansen si distribuisce sotto la nulla come un chi quadro con (L-K) gradi di libertà.

⁷¹ Tale variabile è per costruzione correlata con l'errore dell'equazione strutturale; per completezza è stato eseguito un test di Wu-Hausman per testare l'ipotesi nulla che il suddetto regressore sia esogeno. Con una statistica Wu-Hausman F test = 9.54692 F(1,2399) e un P-value = 0.00203 rifiutiamo H0 come da previsione.

significativa (ad un livello del 10%) e di segno positivo: questo indica che avere un lavoro dipendente, rispetto all'essere disoccupato, porta ad un aumento del tasso di crescita del consumo di circa 0.06. Altra questione riguarda l'ubicazione geografica: il fatto di vivere al sud (rispetto al nord) porta, a parità di tutto il resto, ad un tasso di crescita del consumo inferiore (coefficiente significativo borderline). Risultano (borderline) significative anche le dummy vedovo e medium. In particolare abbiamo che il trovarsi in una città tra i 20.000 e i 40.000 abitanti comporta un aumento del tasso di crescita del consumo. Le restanti variabili socio-demografiche non sono significative.

A questo punto possiamo generare la nostra nuova variabile indispensabile per l'analisi della grandezza dei vari aggiustamenti: *drift*. Quest'ultimo va inteso come crescita attesa del consumo di non durevoli da parte dei capifamiglia ed è generato dai valori predetti dall'equazione di secondo stadio.

4.4 Analisi empirica del comportamento dei consumatori in relazione all'aggiustamento dei propri stock di durevoli

Per comprendere le dinamiche dei vari aggiustamenti, passiamo ora all'analisi del comportamento dei consumatori, condizionatamente al fatto che essi vadano a modificare i loro stock di durevoli o meno. Il punto cruciale è l'utilizzo dei risultati fondamentali rinvenuti nei paragrafi precedenti. Inoltre si cercherà di comprendere come, una componente relativa al comportamento dei vari soggetti, incida sulle decisioni ottime di aggiustamento. Tale variabile verrà indicata come rapporto tra gli stock di durevoli prima dell'aggiustamento e il flusso di non durevoli.

Si valuterà dunque la probabilità che un soggetto modifichi il proprio stock e, condizionatamente a tale fatto, si andrà a vedere in quale misura viene eseguita la modifica dello stesso. Vedremo come l'utilizzo di una particolare modellazione di tale

comportamento funzioni in maniera ottimale per quanto riguarda una sola tipologia di durevoli, le automobili.

4.4.1 Probabilità d'aggiustamento: un modello probit

Prima di analizzare le determinanti dell'intensità degli aggiustamenti di durevoli, o altresì l'ampiezza delle bande di inattività, è necessario considerare il condizionamento al fatto di eseguire o meno lo stesso. Per perseguire tale strategia iniziamo con l'analizzare la probabilità di eseguire un aggiustamento del proprio stock di durevoli.

Definiamo dunque

$$D_i = X_i' \gamma + u_i$$

$$Pr(D_i > 0) = \Phi(X_i' \gamma) = 1 - Pr(D_i \leq 0) = 1 - \phi(X_i' \gamma) \quad (\text{vii})$$

dove

D_i dummy definita nel seguente modo

$$D_i \begin{cases} 1 & \text{upgrading} \\ 0 & \text{altrove} \end{cases}$$

$\phi(\cdot)$ funzione di ripartizione di una normale standard

X_i' vettore di variabili esplicative

$\Phi(\cdot)$ funzione cumulativa

u_i termine d'errore classico in grado di catturare gli errori di misura sul consumo dei non durevoli, deprezzamenti di stock di durevoli, oltre al problema che alcuni regressori sono stati stimati in precedenza (incertezza sul consumo, *drift*)

Essendo D_i una variabile dummy che può dunque assumere solo due valori, la specificazione precedente può anche essere espressa nella seguente maniera:

$$Pr(D_i = 1|X_i') = \Phi(X_i'\gamma)$$

Definiamo ora le due differenti tipologie di comportamento dei consumatori.

- ✓ *Upgrading*: si riferisce ad una modifica del proprio stock di durevoli verso l'alto, ovvero una discrepanza positiva tra stock iniziale e stock finale del bene durevole in esame (acquisto netto di durevoli).
- ✓ *Downgrading*: si riferisce ad una modifica del proprio stock di durevoli verso il basso, ovvero una discrepanza negativa tra stock iniziale e stock finale del bene durevole in esame (vendita netta di durevoli).

Al fine di ottenere risultati maggiormente interpretabili, abbiamo optato per considerare solo i soggetti che eseguono *upgrading* nella classe degli aggiustamenti poco frequenti. Dalle tabelle sottostanti si può notare come la scelta di considerare solo gli *upgrading* sia sensata.

TABELLA 19

stats	Djew	Dcar	Dfur
mean	.0568603	.1211372	.2946024
N	2422	2422	2422

Le variabili Djew, Dcar, Dfur, sono dummy che assumono valore 1 nel caso venga effettuato l'aggiustamento, 0 altrove, rispettivamente per le categorie gioielli, auto e mobili.

La tabella 19 ci riporta alcune statistiche descrittive per ciascuna dummy relativa all'aggiustamento delle tre tipologie di durevoli in esame. I dati interessanti da osservare riguardano le medie: esse ci forniscono le quote, nel campione in esame, di coloro che eseguono un aggiustamento dei propri stock. Possiamo notare come solo il 5,69% della

popolazione di riferimento modifichi il proprio stock di gioielli, a dispetto di un 12,11% riguardante la quota di coloro che aggiustano il proprio stock di auto. La percentuale più elevata la si riscontra in coloro che eseguono una modifica dei propri stock di mobili: 29,46%. Dalle suddette quote si può capire come il collocamento nella classe di aggiustamenti poco frequenti non sia fuori luogo.⁷²

Prendiamo in considerazione le sole modifiche verso l'alto dei propri stock di durevoli (*upgrading*).

TABELLA 20

stats	DUjew	DUcar	DUfur
mean	.0548002	.1174289	.2946024
N	2422	2422	2422

Le variabili DUjew, DUcar, DUfur, sono dummy che assumono valore 1 nel caso venga effettuato un *upgrading*, 0 altrove, rispettivamente per le categorie gioielli, auto e mobili.

Dalla tabella 20 si evince che il solo 5,48% dei capifamiglia esegue un *upgrading* dei propri stock di gioielli, mentre la percentuale sale a un 11,7% se si parla di un *upgrading* dello stock di automobili. Tali quote sono leggermente inferiori a quelle precedenti; la quota di coloro che eseguono un *downgrading* è del tutto trascurabile. Questo a giustificare il fatto del solo utilizzo delle modifiche degli stock verso l'alto. Ravvisiamo infine come la quota di coloro che eseguono un *upgrading* del proprio stock di mobili sia invariata rispetto a quella riportata in tabella 19. Per questa tipologia di bene durevole infatti non abbiamo a disposizione i dati relativi alle vendite e dunque le modifiche degli stock apportate da ciascun soggetto in esame risultano di tipo *upgrading*.

⁷² Percentuali così basse non sono da attribuirsi alla peculiarità del campione o dal tipo di "pulizia" eseguita sullo stesso. Valori molto simili si riscontrano anche nei campioni relativi agli anni pre e post (2002 2006) quello di nostro riferimento.

4.4.2 Analisi in tempo discreto

La teoria ci fornisce indicazioni riguardo a cosa dovremmo aspettarci da un'analisi di questo tipo; in particolare un modello sui generis dice che è meno probabile osservare un aggiustamento per un dato stock di durevoli, nel qual caso per un dato $\frac{X_{ij}}{C_i}$ (dove i è l'indice relativo all'individuo di riferimento, mentre $j=1,2,3$ è l'indice relativo al tipo di durevole in questione), quando una prospettiva di incertezza maggiore implica delle bande d'azione più ampie (nel qual caso non osservabili). Ricordiamo che nel continuo non è necessario che gli aggiustamenti prendano luogo all'inizio o alla fine del periodo, inoltre essi accorrono con certezza quando la deviazione dall' $\frac{X_{ij}}{C_i}$ ottimale (*target point*) tocca le bande d'azione (*trigger point*).

I dati a nostra disposizione ci offrono informazioni relative agli stock sia all'inizio del periodo sia dopo l'aggiustamento. Ovviamente ricordiamo che le osservazioni utilizzate sono a tempi discreti, mentre la teoria analizza tale comportamento a tempi continui. Ci sarà dunque una sottostima di tali bande d'azione.⁷³

Dobbiamo tenere presente che i *trigger point* e i *target point* variano attraverso tutti gli individui in esame e dunque verranno considerati non direttamente osservabili, a dispetto di quanto eseguito in precedenza. Si andrà dunque ad analizzare il modo in cui le variabili osservabili catturino le dinamiche d'azione, ponendo particolare rilevanza al condizionamento rispetto al valore di $\frac{X_{ij}}{C_i}$ prima dell'aggiustamento.

Anche in questa situazione dobbiamo far fronte alla forte eterogeneità del campione in esame; inoltre si pone sempre il problema dei costi d'aggiustamento (non osservabili) che potrebbero influire in maniera sostanziale sulle scelte ottimali dei consumatori. Come già accennato, si tenterà di ovviare a tale problema considerando l'ipotesi che essi siano costanti nelle differenti aree di residenza dei soggetti, in modo da poter cogliere il loro effetto grazie all'inserimento di mirate dummy nelle analisi.

⁷³ Si rimanda il lettore al capitolo 2 per una più accurata descrizione di tale aspetto.

4.4.3 Stima del modello probit

Andiamo ora a stimare un modello per la probabilità che i capifamiglia eseguano un *upgrading* dei loro stock condizionatamente a caratteristiche osservabili degli stessi. Il *drift* e la misura dell'incertezza sul consumo che useremo provengono direttamente dall'equazione di Eulero stimata in precedenza (capitolo 4.3).

A tal riguardo possiamo affermare che, disponendo di una misura adeguata del *drift* e dei costi d'aggiustamento, si potrebbero testare alcune implicazioni aggiuntive, quali il fatto che uno stesso *drift* più marcato, derivante da un più elevato tasso di deprezzamento o da una crescita più ripida del consumo di non durevoli, possa portare a un aumento della probabilità d'aggiustamento.

Analizziamo ora le variabili incluse nel modello probit e quali effetti dovremmo attenderci da esse. Per quanto riguarda l'incertezza sul consumo, ci aspettiamo che essa abbia un impatto negativo sulla probabilità di modificare i propri stock di durevoli, in quanto una maggiore incertezza sul consumo futuro potrebbe portare ad avere bande d'azione molto più ampie; sotto la regola [S,s], questo porta ad avere aggiustamenti poco frequenti.

La teoria ci suggerisce che la relazione tra le dinamiche del consumo di durevoli e non durevoli, rimane valida sino a quando l'utilità risulta log-lineare tra i differenti beni (Guiso, Bertola, Pistaferri 2004). In particolare, se l'utilità del consumatore non è separabile tra i diversi tipi di durevoli, un aggiustamento su uno stock di un determinato bene durevole potrebbe portare alla modifica della desiderabilità di eseguire un aggiustamento degli stock degli altri durevoli. Per questo motivo verranno inserite in tutte e tre le equazioni riguardanti la probabilità d'aggiustamento per gioielli, auto, mobili, i rapporti tra i tre stock iniziali di durevoli e il consumo di non durevoli.

Al fine di controllare l'eterogeneità del campione, inseriamo anche un set di variabili socio-demografiche tra cui: il numero di percettori di reddito (*nperc*), anni di studio del capofamiglia (*studio*), dummy geografiche (*centro*, *sud*), grandezza della città di residenza (*medium*, *big*, *bigger*), stato occupazionale (*Empl*, *selfEpl*), stato civile del capofamiglia (*celibe*, *divorziato*, *vedovo*).

Ricordiamoci che stiamo utilizzando una strategia di stima a più passi (*Multiple Stage Estimation*) e che, nelle fasi successive alla prima, utilizziamo dei regressori stimati. La derivazione di standard error e i test statistici devono tenere in conto dunque di tale fatto. Si è optato per l'utilizzo di una procedura *bootstrap* a blocchi per la stima dei p-value (e quindi degli standard error) per verificare la significatività dei coefficienti, per far fronte all'eteroschedasticità di diversa natura e per il fatto che vengono utilizzati regressori generati (altrimenti avremmo "un'esplosione" della matrice di varianze e covarianze dei coefficienti stimati). I risultati delle stime vengono riportati nella seguenti tabelle.

TABELLA 21

MODELLO PROBIT - AUTO

N = 2422

		Bootstrap			
DUcar	Coef.	Std. Err.	z	P> z	
K1beforeC	.1629136	.0760759	2.14	0.032	
K2beforeC	-1.040447	.1239432	-8.39	0.000	
K3beforeC	-.0376348	.0707964	-0.53	0.595	
Drift	.0406518	.1136604	0.36	0.721	
ConsUncert	-.1000228	.0139211	-7.18	0.000	
nperc	.1670649	.0623209	2.68	0.007	
studio	.0349569	.0238807	1.46	0.143	
centro	.1012491	.0920868	1.10	0.272	
sud	-.1677994	.0961105	-1.75	0.081	
medium	-.4418641	.1006007	-4.39	0.000	
big	-.0964733	.0856994	-1.13	0.260	
bigger	-.5354292	.1805371	-2.97	0.003	
Empl	.2118505	.0932576	2.27	0.023	
selfEmpl	.6908037	.11559	5.98	0.000	
celibe	-.1735392	.1631385	-1.06	0.287	
divorz	-.2722593	.1517275	-1.79	0.073	
vedovo	-.32753	.1351091	-2.42	0.015	

La variabile dipendente è una dummy indicante l'*upgrading*. Le variabili *drift* e *ConsUncert* (incertezza sul consumo) sono quelle derivate dall'equazione di Eulero. *K1beforeC*, *K2beforeC*, *K3beforeC* indicano rispettivamente il rapporto tra stock iniziale di durevoli (gioielli, auto, mobili) e consumo di non durevoli. Per le stime degli standard error si è utilizzato il metodo *bootstrap* con 500 replicazioni. Inoltre per una più semplice interpretazione, la variabile incertezza sul consumo è stata moltiplicata per 100.

I risultati riportati in tabella 21 ci mostrano quali siano gli effetti marginali delle variabili d'interesse sulla probabilità di eseguire un *upgrading* del proprio stock di auto.

Possiamo notare come, in accordo con la teoria, ci sia un effetto negativo dello stock di auto (rapportato al consumo di non durevoli) antecedente l'aggiustamento. Questo significa che più un soggetto presenta uno stock elevato a inizio periodo, più bassa sarà la probabilità con la quale andrà a modificare tale stock. La questione è molto intuitiva se si tiene presente che nell'analisi in questione stiamo considerando solo gli *upgrading*. In particolare, una diminuzione di una unità del rapporto tra stock iniziale e consumo di non durevoli (relativamente allo stock di riferimento, auto) comporta un aumento della probabilità d'aggiustamento del 15%.

Un interessante risultato riguarda la possibilità di un effetto incrociato sulla probabilità d'aggiustamento, dovuto ad una modifica del proprio stock di gioielli. Il coefficiente associato a tale rapporto è pari a 0.163 con un p-value di 0.032 dunque fortemente significativo. Ciò significa che ad un aumento di una unità del suddetto rapporto, corrisponde un aumento del 9% della probabilità di *upgrading* del proprio stock di auto. Questo risultato rimane plausibile dal momento che, come esplicito in precedenza, la funzione di utilità potrebbe non essere scindibile per i diversi tipi di durevoli.

Si evince inoltre che un percettore di reddito in più all'interno della famiglia, comporta, a parità di tutto il resto, un aumento di poco più di 9 punti percentuali della probabilità di *upgrading*: la variabile *nperc* presenta infatti un coefficiente pari a 0.167 con standar error 0.062.

Le dummy *medium* e *bigger* sono altamente significative: in particolare ci indicano che rispetto alle piccole città, i soggetti che vivono in città di medie dimensioni, 20.000-

40.000 abitanti, o sopra i 500.000 abitanti, hanno una probabilità di *upgrading* inferiore. Sempre riguardo alle indicazioni sul luogo di residenza, coloro che abitano al sud hanno una probabilità di aggiustamento del 7% inferiore rispetto a coloro che risiedono al nord.

Lo stato occupazionale dei soggetti in esame, come facilmente intuibile, ha un effetto significativo sulla probabilità in questione. In particolare il fatto di avere un lavoro autonomo o dipendente (variabili *selfEmpl* e *Empl*) comporta un aumento della probabilità di aggiustamento rispettivamente del 52% e del 12% a discapito di coloro che sono disoccupati/pensionati. L'aumento di probabilità corrispondente all'aver un lavoro autonomo risulta ovviamente molto marcato: chi è disoccupato aggiusta molto meno frequentemente rispetto a chi invece possiede tali caratteristiche, in quanto si presume che gli individui senza un lavoro abbiano molta meno disponibilità finanziaria.

Veniamo ora alle nostre variabili d'interesse generate dalle stime dell'equazione di Eulero. L'incertezza sul consumo si presenta con un coefficiente pari a -0.10 altamente significativo (standard error 0.01). Questo ci indica che un livello dell'incertezza sul consumo più elevato porta a una diminuzione della probabilità d'aggiustamento; analiticamente è possibile vedere come, nel caso in cui la variabile *ConsUncert* aumenti di una unità, questo comporti una riduzione della probabilità di *upgrading* del 4.6%. nel caso in cui aumenti di 0.1, avremo una riduzione di tale probabilità, del 4.9%.

Per quanto riguarda il *drift*, il segno positivo concorda con le previsioni teoriche, ma rimane di difficile interpretabilità vista la non significatività del coefficiente ad esso associato. Tuttavia possiamo confermare che i soggetti che presentano una più rapida crescita di consumo di non durevoli aggiustano più frequentemente il proprio stock rispetto a coloro che presentano una crescita più lenta. Bisogna tener presente che la mancanza di proxy adeguate per i costi d'aggiustamento potrebbe influire in maniera anche sostanziale su tale effetto del *drift*.

Ricordiamo inoltre che l'aggiustamento dovrebbe risultare molto più marcato per coloro le cui preferenze presentano un peso maggiore associato al consumo di durevoli, cosa che si evince da quanto appena descritto. Ad esempio potremmo pensare che le auto risultino molto più importanti per i capifamiglia giovani, rispetto a quelli anziani e non pensionati, i quali non necessitano quotidianamente di un mezzo di trasporto autonomo.

Valutiamo l'accuratezza del modello. Andiamo dunque a vedere come vengono collocati i valori predetti dal modello all'interno di una semplice tabella. Per riga abbiamo la nostra dummy DUcar (valori 0-1) originaria, mentre per colonna i rispettivi valori predetti dal modello. Vengono classificati come "+" quei valori predetti maggiori/uguali a 0.5, come "-" i restanti.

TABELLA 22
VALUTAZIONE MODELLO PROBIT PER DUcar

Classified	True		Total
	D	~D	
+	272	9	281
-	13	2128	2141
Total	285	2137	2422

Classified + se predicted $\Pr(D) \geq 0.5$

True D definito come DUcar \neq 0

Sensitivity	$\Pr(+ D)$	95.44%
Specificity	$\Pr(- \sim D)$	99.58%
Positive predictive value	$\Pr(D +)$	96.79%
Negative predictive value	$\Pr(\sim D -)$	99.39%
False + rate for true ~D	$\Pr(+ \sim D)$	0.42%
False - rate for true D	$\Pr(- D)$	4.56%
False + rate for classified +	$\Pr(\sim D +)$	0.03%
False - rate for classified -	$\Pr(D -)$	0.006%
Correctly classified		99.09%

Tra i vari risultati d'interesse, il modello classifica correttamente il 99% delle osservazioni, con una quota di falsi positivi molto contenuta: 0.42%. Per quanto riguarda i falsi negativi, ovvero le unità statistiche classificate come -, ma che in realtà presentavano $DU_{car}=1$, la percentuale si aggira intorno al 4.56%.

In conclusione possiamo affermare che il modello è in grado di offrire una più che buona capacità previsiva di collocamento delle unità statistiche.

Per quanto riguarda i rimanenti due beni durevoli, difficilmente riusciamo a modellare sia la probabilità che l'ampiezza dell'aggiustamento. In tabella 23 sono riportate le stime del modello probit per gioielli e mobili. Per quanto riguarda i gioielli, abbiamo un coefficiente significativo e di segno concorde con la teoria in riferimento all'incertezza sul consumo (p-value 0.000). Tuttavia non si riscontra un effetto dello stock iniziale del suddetto bene, né il *drift* (nonostante la significatività del coefficiente ad esso associato) segue la modellazione teorica di cui al capitolo 2. Inoltre, con un tasso di falsi negativi pari quasi al 100%⁷⁴, la bontà di adattamento del modello è molto limitata. Il modello probit in questione non è adatto alla categoria gioielli.

⁷⁴ Vengono riportati in appendice le tabelle riguardanti i falsi positivi e altre tipologie d'errori dei modelli probit, sia per i gioielli che per i mobili

TABELLA 23**MODELLO PROBIT - GIOIELLI, MOBILI**

N = 2422

	DUjew		DUfur	
	Coef.	P> z	Coef.	P> z
K1beforeC	.04576	0.582	-.0222878	0.709
K2beforeC	.0794503	0.294	.048304	0.415
K3beforeC	.0693157	0.305	-.0376209	0.445
Drift	-.4910933	0.026	-.0731224	0.392
ConsUncert	-.0959468	0.000	-.0457199	0.000
nperc	-.1429613	0.069	.1133957	0.016
studio	-.017191	0.549	.0296692	0.114
centro	.0058528	0.959	-.2088481	0.006
sud	-.1897226	0.090	-.2708935	0.000
medium	-.1153068	0.324	-.1895892	0.012
big	.0827775	0.424	-.36954	0.000
bigger	-.6058827	0.022	-.3716314	0.004
Empl	-.0596599	0.596	.2571969	0.000
selfEmpl	.1830635	0.198	.3124067	0.001
celibe	.1205469	0.495	.0521559	0.659
divorz	-.4684684	0.020	-.1982535	0.111
vedovo	-.3713983	0.021	-.1030743	0.268

La variabile dipendente è una dummy indicante l'*upgrading*. Le variabili *drift* e *ConsUncert* (incertezza sul consumo) sono quelle derivate dall'equazione di Eulero. *K1beforeC*, *K2beforeC*, *K3beforeC* indicano rispettivamente il rapporto tra stock iniziale di durevoli (gioielli, auto, mobili) e consumo di non durevoli. Per le stime degli standard error si è utilizzato il metodo *Bootstrap* con 500 replicazioni. Inoltre per una più semplice interpretazione, la variabile incertezza sul consumo è stata moltiplicata per 100.

Anche per quanto riguarda la stima della probabilità di aggiustamento degli stock di mobili abbiamo una scarsa modellazione. Unica variabile, tra quelle d'interesse, ad essere coerente coi modelli teorici presentati è la volatilità del consumo. Quest'ultima si presenta

con un coefficiente fortemente significativo (p-value 0.000) pari a -0.0457: una diminuzione di una unità in suddetta variabile, porta ad un aumento della probabilità di aggiustamento pari al 2.2%. E' facilmente visibile come, anche in questo caso, il livello dello stock iniziale di beni non abbia alcuna influenza. Si riscontrano poi tassi di falsi positivi e falsi negativi molto elevati (rispettivamente pari a 6.09% e 83.36%), segno di una non buona specificazione del modello per la stima di tali probabilità.

La significatività di alcune dummy in entrambi i modelli non è di marcata rilevanza vista la non adattabilità degli stessi alle variabili d'interesse economico.

Questi risultati ci indicano che l'approccio teorico ed empirico utilizzato non è in grado di catturare e modellare le caratteristiche del consumo di gioielli e mobili, probabilmente a causa di una forte componente di eterogeneità non osservata che le nostre variabili socio-demografiche non riescono a catturare.

4.5 Stima dell'ampiezza delle bande di inattività

Avendo ottenuto una stima della probabilità con cui i differenti capifamiglia eseguono i vari aggiustamenti, possiamo ad esaminare l'ampiezza degli stessi o come definito in precedenza, l'ampiezza dei *trigger level*.

Definiamo nel seguente modo quanto appena detto:

$$E(\log A_i^* | Q_i, D_i > 0) = Q_i' \eta + E(\varepsilon_i | Q_i, D_i > 0) \quad (\text{viii})$$

Dove

A_i^* ampiezza ottima dell'aggiustamento per l'i-esimo individuo

Q_i' vettore di caratteristiche osservabili relative all'i-esimo individuo

ε_i errore Gaussiano classico in grado di catturare gli errori di misura e l'eterogeneità non osservata.⁷⁵

⁷⁵ Rammentiamo che $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$

È ovvio che la componente $E(\varepsilon_i|Q_i, D_i > 0)$ sia in generale diversa da zero. Eseguendo una semplice regressione OLS troveremmo stime inconsistenti dei parametri di interesse, visto il condizionamento al fatto che venga eseguito o meno un *upgrading* del proprio stock. Per ovviare a tale problema si è scelto di adottare la strategia proposta da Heckman (1979): *Selectivity Model*. Tratteremo la regressione dell'ampiezza dell'aggiustamento tramite la cosiddetta *Selectivity Correction*.

Dal momento che l'eterogeneità non osservata per i due *trigger level* può presentarsi in diversi modi e dimensioni, tramite i costi di transazione o attraverso le preferenze soggettive per un particolare durevole (le quali affliggono la verosimiglianza dell'osservazione sia nei *trigger point*, sia nell'ampiezza delle bande d'aggiustamento), il meccanismo di auto selezione implica che essa, relativa all'ampiezza dell'aggiustamento, è correlata con quella relativa alla probabilità che si verifichi tale aggiustamento:

$$\text{Cov}(u_i, \varepsilon_i) = E[u_i \varepsilon_i] = \rho \neq 0 \quad (\text{ix})$$

Dove u_i è l'errore dell'equazione (vii), relativa al modello probit.

Altra caratteristica fondamentale è che le variabili che influenzano la probabilità d'aggiustamento, non sono necessariamente le stesse che affliggono l'ampiezza delle bande. La teoria predice che una più elevata incertezza, elevati costi d'aggiustamento, e il *drift* dovrebbero aumentare l'ampiezza degli aggiustamenti. Inoltre seguendo il modello teorico imponiamo una forte restrizione di esclusione: assumiamo che il rapporto tra stock iniziale di durevoli e consumo di non durevoli (i.e. $\frac{X_{ij}}{C_i}$) influenzi solo ed esclusivamente la probabilità di *upgrading* e non l'ampiezza delle bande di inattività.

TABELLA 24**MODELLO DI HECKMAN - AUTO**

Ampiezza CAR		Bootstrap			
		Coef.	Std. Err.	z	P> z
ConsUncert		.1138769	.0599187	1.90	0.057
DRIFT		.780964	.3672824	2.13	0.033
studio		.4354973	.0760046	5.73	0.000
nperc		.8428517	.183608	4.59	0.000
centro		.7762137	.2884879	2.69	0.007
sud		.3018135	.3201286	0.94	0.346
medium		-.183401	.3522928	-0.52	0.603
big		-.3128385	.2860361	-1.09	0.274
bigger		-.4666352	.6314419	-0.74	0.460
Empl		.8447061	.1932966	4.37	0.000
selfEmpl		.8933041	.223326	4.00	0.000
celibe		-.8693625	.3951648	-2.20	0.028
divorz		-.501503	.4749252	-1.06	0.291
vedovo		-.8832982	.3477554	-2.54	0.011

La variabile dipendente è il logaritmo del valore della spesa al netto delle vendite. Le variabili *drift* e ConsUncert (incertezza sul consumo) sono quelle derivate dall'equazione di Eulero. Per le stime degli standard error si è utilizzato il metodo *Bootstrap* con 500 replicazioni. Inoltre per una più semplice interpretazione, la variabile incertezza sul consumo è stata moltiplicata per 100

In tabella 24 troviamo le stime del nostro modello di Heckman. Soffermiamoci in primis sull'incertezza sul consumo: come ci aspettavamo abbiamo un coefficiente, ad essa associato, positivo e fortemente significativo. In particolare, all'aumentare di una unità della variabile ConsUncert, si ha un aumento dell'11 % dell'ampiezza dell'aggiustamento. Anche il *drift* presenta segno coerente con la teoria economica, con un coefficiente significativo e di impatto superiore rispetto a quello dell'incertezza sul consumo. C'è una forte evidenza di autoselezione in quanto abbiamo un ρ pari a -0.825 statisticamente

significativo (standard error di 0.0062). Questo a supporto dell'utilizzo del modello di Heckman per la nostra analisi.

Significativi risultano inoltre gli anni di studio del capofamiglia, con effetto positivo sulla nostra variabile dipendente, e il numero di percettori di reddito all'interno della famiglia. Per ogni soggetto in più che percepisce un reddito si ha un aumento dell'84% dell'ampiezza dell'aggiustamento. Inoltre, in linea con quanto rilevato al Paragrafo precedente, se il capofamiglia ha un lavoro dipendente o autonomo, questo comporta una maggior ampiezza dell'*upgrading*, rispetto a chi si trova in uno stato di disoccupazione/pensione. Infine chi vive nel centro Italia opera aggiustamenti di intensità maggiore rispetto a chi vive al nord. Le evidenze riguardanti gli altri due beni in esame sono di carattere misto e non ben definito.

Per i gioielli abbiamo un coefficiente di segno positivo concorde con la teoria economica per quanto riguarda l'incertezza sul consumo, mentre il segno negativo del coefficiente associato alla variabile *drift* fa sorgere alcuni dubbi sulla corretta modellazione del comportamento d'acquisto di durevoli appartenenti alla categoria in esame. Entrambi i coefficienti tuttavia non risultano significativi. Anche le variabili per il controllo dell'eterogeneità sono poco informative.

Per quanto concerne i mobili, i risultati sono meno in linea con le previsioni teoriche in quanto, per tale bene abbiamo a disposizione solo le spese per gli acquisti. Anche in tale caso, una maggior volatilità del consumo riduce l'ampiezza degli aggiustamenti (coefficiente significativo al 10%).

In entrambi i modelli troviamo un ρ negativo pari rispettivamente a -0.969 e -0.825, statisticamente significativi.

TABELLA 25

MODELLO DI HECKMAN - GIOIELLI - MOBILI

	Ampiezza JEW		Ampiezza FUR	
	Coef.	P> z	Coef.	P> z
ConsumUncert	-.298529	0.268	-.181261	0.069
DRIFT	-.2733146	0.142	-.5198259	0.383
studio	.127555	0.567	.2889762	0.029
nperc	-.9806267	0.115	.6210889	0.062
centro	-.2010942	0.801	-1.095792	0.044
sud	-1.632078	0.059	-1.448003	0.007
medium	-.275141	0.760	-.7569998	0.184
big	.351073	0.683	-1.670465	0.002
bigger	-2.650888	0.258	-2.102922	0.029
Empl	.1810028	0.826	1.471816	0.004
selfEmpl	1.095473	0.339	1.860236	0.008
celibe	-.4690381	0.709	-.5023366	0.554
divorz	-1.623837	0.353	-.9518906	0.289
vedovo	-2.216068	0.097	-1.150738	0.092

La variabile dipendente è il logaritmo del valore della spesa al netto delle vendite (categoria gioielli, mobili). Le variabili *drift* e *ConsUncert* (incertezza sul consumo) sono quelle derivate dall'equazione di Eulero. Per le stime degli standard error si è utilizzato il metodo *Bootstrap* con 500 replicazioni. Inoltre per una più semplice interpretazione, la variabile incertezza sul consumo è stata moltiplicata per 100

L'aver trovato dei coefficienti di correlazione lineare negativi e statisticamente significativi ci porta ad alcune considerazioni di tutta rilevanza a riguardo del comportamento dei soggetti in esami. Prendiamo in considerazione individui con *target level* molto simili ma differenti gusti (non osservabili) per quanto riguarda i veicoli: coloro nella cui funzione di utilità le automobili hanno un peso maggiore, affronteranno perdite di flussi di utilità maggiori nel momento in cui deviano dal proprio livello ottimale di stock.

Costoro avranno bande di inattività meno ampie, aggiusteranno più spesso ma in maniera meno marcata rispetto a coloro che attribuiscono un peso minore a tale categoria di durevoli. In questo modo possiamo spiegare la correlazione negativa tra l'eterogeneità non osservabile nell'equazione di stima della probabilità d'aggiustamento e quella presente nell'equazione di stima di tale ampiezza.⁷⁶

⁷⁶ Le medesime considerazioni valgono anche per gli altri durevoli in esame: gioielli e mobili

Conclusioni

In questa tesi abbiamo analizzato il modo in cui i consumatori aggiustano gli stock di beni durevoli, passando dapprima in rassegna una serie di modelli teorici inerenti al problema di ottimizzazione intertemporale del consumatore. Partendo dal modello proposto da Guiso, Bertola, Pistaferri (2004), abbiamo quindi svolto un'analisi microeconomica sugli aggiustamenti degli stock di durevoli, introducendo particolari novità rispetto a quella svolta dagli autori in questione.

Calcolando delle misure dei punti d'azione e di quello ottimo di stock di durevoli, abbiamo determinato le ampiezze degli intervalli di non azione, mostrando come, per la categoria delle automobili, gli aggiustamenti fossero di valore più elevato a dispetto delle categorie di gioielli e mobili. Inoltre, esaminando due gruppi distinti di consumatori, coloro che presentano vincoli operativi dalla liquidità e coloro che non ne presentano, abbiamo visto come la liquidità iniziale abbia un impatto significativo, per la grandezza dell'aggiustamento, solo per coloro che sono vincolati. Dai dati emerge che i consumatori che presentano vincoli al credito, pur essendo meno ricchi, posseggono più durevoli; questo potrebbe essere dovuto al fatto che tali soggetti siano impazienti di consumare.

Nella seconda parte abbiamo stimato tramite variabili strumentali l'equazione di Eulero per i beni di consumo non durevoli, calcolando una stima dell'incertezza sul consumo. In particolare abbiamo visto che il nuovo strumento da noi utilizzato, il risparmio precauzionale, è molto valido per tali stime. Questo ci ha permesso di ottenere una nuova stima dell'incertezza sul consumo e del *drift*.

Queste sono state poi utilizzate per la stima della probabilità d'aggiustamento e, condizionatamente a tale probabilità, dell'ampiezza di quest'ultimo per le tre categorie di durevoli in esame. I risultati rinvenuti mostrano anzitutto un forte adattamento della categoria delle automobili ai modelli teorici, cosa che non si riscontra per la categoria mobili e gioielli. Dalle analisi è emerso un forte impatto negativo, significativo, dell'incertezza sul consumo sulla probabilità d'aggiustamento degli stock di automobili; mentre il coefficiente associato al *drift* non è risultato significativo. Altro dato rilevante è l'effetto negativo, significativo, dello stock iniziale di auto, rapportato al consumo di non durevoli, sul tale probabilità. Una particolarità che abbiamo riscontrato è stata un possibile effetto incrociato dello stock iniziale di gioielli sulla probabilità d'aggiustamento degli stock di automobili.

Abbiamo infine visto come l'incertezza sul consumo incida notevolmente sull'ampiezza degli aggiustamenti. In particolare tale effetto è emerso positivo, al contrario di quello del *drift*. Questo a confermare quanto evidenziato a inizio lavoro: nell'ambito degli aggiustamenti non frequenti, in un contesto d'incertezza in cui sono presenti costi di transazione non convessi, i consumatori aggiustano raramente i propri stock di beni di consumo durevoli, ma quando ciò accade, l'ampiezza di tali aggiustamenti è molto elevata. Abbiamo dunque mostrato anche empiricamente in che modo e con quale intensità l'incertezza e i costi di transazione giochino un ruolo all'interno della classe degli aggiustamenti degli stock di beni durevoli di consumo.

Appendice A

Definizioni delle variabili

Anni di studio: anni di studio del capofamiglia codificati nel seguente modo, da 1 a 5: nessuna educazione (0 anni di studio), licenza elementare (5 anni di studi), licenza media (8 anni di studi), licenza media superiore (13 anni di studi), laurea magistrale (18 anni di studi), dottorati di ricerca o master di secondo livello (20 anni o più anni di studi).

Automobili (CAR): categoria di durevoli che include auto, moto, camper, barche, moto d'acqua, biciclette.

Beni durevoli di consumo: beni che non si logorano velocemente, o più precisamente, beni che possono soddisfare più volte un bisogno, fornendo servizi e utilità lungo il tempo. Esempi di beni di consumo durevoli comprendono automobili, elettrodomestici, attrezzature commerciali, attrezzature elettroniche, arredamento, casalinghi e accessori, apparecchiature fotografiche, beni ricreativi, sportivi, giocattoli e giochi.

Centro: variabile dummy che vale 1 se la famiglia risiede nel centro Italia, 0 altrimenti.

Città: la grandezza della città di residenza della famiglia è codificata nel seguente modo: *small* 0-20.000 abitanti; *medium* 20.000-40.000 abitanti; *big* 40.000-500.000 abitanti; *bigger* più di 500.000 abitanti.

Consumo di non durevoli: la somma delle spese per cibo, educazione, abiti, servizi medici, noleggi, ristrutturazioni, intrattenimento, tempo libero.

Costi di transazione: costi aggiuntivi a carico dei soggetti che eseguono aggiustamenti (tasse sulle vendite, spese notarili, costi di ricerca ecc.).

Employed: variabile dummy che vale 1 se il capofamiglia ha un lavoro dipendente, 0 altrimenti.

Età: in anni compiuti, è l'età del capofamiglia. Nelle analisi sono state usate codifiche di questa variabile raggruppando gli anni in gruppi di 10 e creando apposite dummy.

Flusso di Durevoli: spese e ritorni derivanti da acquisti e vendite su tre differenti categorie (Auto, Gioielli, Mobili).

Gioielli (JEW): categoria di durevoli che include gioielli, antiche monete d'oro, opere d'arte, oggetti d'antiquariato.

LiqConst - Vincolati dalla liquidità: in un'apposita sezione del questionario viene domandato se qualunque membro della famiglia abbia richiesto un prestito, un finanziamento, un leasing a una banca, a un istituto di credito o a un intermediario finanziario nell'anno di riferimento. A coloro che rispondono Sì, viene chiesto di indicare se la loro richiesta è stata accolta interamente, parzialmente o rigettata. A coloro che rispondono No, viene chiesto se qualche membro della famiglia ha mai preso in considerazione la possibilità di chiedere un mutuo o un prestito a una banca o a una società finanziaria, cambiando però idea in seguito, pensando che la sua richiesta non sarebbe stata accolta.

Mobili (FUR): categoria di durevoli che include mobili, arredamento di diversa natura, tappeti, lampade, lavatrici, lavastoviglie, televisioni, PC, oggetti tecnologici ecc. Per questa categoria, essendo poco sviluppato in Italia il mercato di seconda mano, non vengono riportati i dati relativi alle vendite.

Numero componenti – ncomp: numero di soggetti che costituiscono il nucleo familiare.

Numero percettori – nperc: numero di percettori di reddito (sia da lavoro dipendente che autonomo) all'interno del nucleo familiare.

Reddito familiare: somma di redditi da lavoro autonomo, dipendente, salari, entrate da asset finanziari e reali, pensioni e trasferimenti netti, al netto delle tasse sui redditi e assicurazioni sociali. I salari includono bonus aziendali e benefici di differenti tipi. I redditi da lavoro autonomo sono al netto delle tasse e includono entrate derivanti da *unicorporate business*, al netto del deprezzamento degli asset reali.

Ricchezza finanziaria: flusso del reddito finanziario derivante da interessi su conti bancari, certificati di depositi, azioni, obbligazioni, dividendi, meno gli interessi passivi.

Risparmio precauzionale: in un'apposita sezione del questionario viene richiesto agli intervistati di fornire un valore in euro necessario a sostenere spese future inerenti ad eventi programmati (l'acquisto di una casa, lo studio dei figli, ecc.); eventi imprevisti, quali una maggiore incertezza circa i propri guadagni futuri o spese inattese (per far fronte a problemi di salute o altre emergenze).

Self Employed: variabile dummy che vale 1 se il capofamiglia ha un lavoro autonomo, 0 altrimenti.

Stato civile: relativamente al capofamiglia, indica se questo è celibe/nubile, sposato, divorziato o vedovo.

Stock di durevoli: per ciascuna delle tre categorie, il questionario riporta alla fine del periodo il valore dello stock posseduto dalle famiglie. Il valore di tale stock ad inizio periodo è computato aggiungendo allo stock di fine periodo le vendite e sottraendo le spese per durevoli.

Sud: variabile dummy che vale 1 se la famiglia risiede nel sud Italia, 0 altrimenti.

Appendice B

1) Modello unico per i soggetti vincolati dalla liquidità e non

G1 è una dummy che vale 1 se il soggetto ha vincoli al credito, 0 altrimenti.

Source	SS	df	MS	Number of obs =	1834
Model	10.7214841	29	.369706349	F(29, 1804) =	2.79
Residual	239.208518	1804	.132598957	Prob > F =	0.0000
Total	249.930002	1833	.136350247	R-squared =	0.0429
				Adj R-squared =	0.0275
				Root MSE =	.36414

deltaKcar	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
w2003	-.0006449	.006363	-0.10	0.919	-.0131246 .011834
celibe	-.0933892	.0391574	-2.38	0.017	-.1701878 -.0165906
divorz	.0117869	.0420495	0.28	0.779	-.070684 .0942578
vedovo	-.0166418	.0306223	-0.54	0.587	-.0767007 .043417
Empl	.044223	.0243398	1.82	0.069	-.003514 .0919601
selfEmpl	.0727502	.0318596	2.28	0.023	.0102647 .1352358
centro	.0427678	.0223246	1.92	0.056	-.0010171 .0865526
sud	-.0168459	.0214383	-0.79	0.432	-.0588925 .0252007
ncomp	-.0210222	.0107056	-1.96	0.050	-.0420189 -.0000254
nperc	.045722	.0130113	3.51	0.000	.0202031 .0712409
dcleta2	.0362268	.0778749	0.47	0.642	-.1165078 .1889613
dcleta3	.0459051	.076234	0.60	0.547	-.1036111 .1954213

dcleta4		-.0063272	.0754929	-0.08	0.933	-.1543899	.1417355
dcleta5		-.0536614	.0780298	-0.69	0.492	-.2066997	.0993769
g1		-1.072841	.6379945	-1.68	0.093	-2.324127	.1784444
glw2003		.0831268	.039543	2.10	0.036	.0055719	.1606818
glcelibe		-.1490047	.3043635	-0.49	0.625	-.7459467	.4479374
gldivorz		-.1687877	.3297788	-0.51	0.609	-.8155763	.4780008
glvedovo		.0067802	.2293219	0.03	0.976	-.4429841	.4565446
glempl		.4452451	.1740613	2.56	0.011	.1038623	.7866279
glself		.3757402	.2072258	1.81	0.070	-.0306876	.782168
glcentro		-.2474655	.1601147	-1.55	0.122	-.5614953	.0665643
glsud		.1900021	.1727981	1.10	0.272	-.1489035	.5289076
glncomp		-.0331416	.0699702	-0.47	0.636	-.1703728	.1040895
glcleta2		.0507358	.4326146	0.12	0.907	-.7977425	.8992142
glcleta3		.1344098	.4136806	0.32	0.745	-.6769336	.9457532
glcleta4		.5142127	.4179723	1.23	0.219	-.305548	1.333973
glcleta5		.3969959	.437975	0.91	0.365	-.4619958	1.255988
glnperc		-.0939267	.0912074	-1.03	0.303	-.27281	.0849566
_cons		.0462277	.1086373	0.43	0.671	-.1668404	.2592958

(1) g1 = 0
(2) glw2003 = 0
(3) glcelibe = 0
(4) gldivorz = 0
(5) glvedovo = 0
(6) glempl = 0
(7) glself = 0
(8) glcentro = 0
(9) glsud = 0
(10) glncomp = 0
(11) glnperc = 0
(12) glcleta2 = 0
(13) glcleta3 = 0
(14) glcleta4 = 0
(15) glcleta5 = 0

F(15, 1804) = 1.36
Prob > F = 0.1600

2) Statistiche descrittive relative ai *target point* per i soli soggetti che aggiustano i propri stock

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
WKjew	128	92.92686	310.394	0	3391
WKcar	236	40.55001	246.4657	0	3779.433
WKfur	684	28.90176	47.80727	0	471.52

3) Un esempio di funzione $h(.,.)$

Consideriamo la seguente funzione $h(.,.)$:

$$h(C, K) = \left((1 - \beta)C^\mu + \beta K^\mu \right)^{\frac{1}{\mu}}$$

Da essa possiamo ricavare le seguenti quantità:

$$\frac{K}{C} = \left(\frac{\beta}{(1 - \beta)v} \right)^{\frac{1}{1 - \mu}} \quad \text{e} \quad x(v) = \frac{\left(\frac{\beta}{(1 - \beta)} \right)^{\frac{1}{1 - \mu}}}{v^{\frac{\mu}{1 - \mu}} + \left(\frac{\beta}{(1 - \beta)} \right)^{\frac{1}{1 - \mu}}}$$

Date le suddette espressioni, facendo tendere μ a 0 (i.e. $\mu \rightarrow 0$), otteniamo il caso particolare della Coob-Douglas.

Appendice C

Incertezza sul consumo

1) Il campione *bootstrap*

Consideriamo un campione con $n = 1 \dots N$ osservazioni indipendenti relative a una variabile dipendente y e $K+1$ variabili esplicative x . Un *campione bootstrap* è ottenuto disegnando indipendentemente N coppie (x_i, y_i) dal campione osservato con reinserimento. Il *campione bootstrap* ha lo stesso numero di osservazioni del campione originario, anche se alcune di esse possono comparire più volte e altre nessuna.

La procedura *bootstrap* si sviluppa disegnando un elevato numero B di *campioni bootstrap*. Un singolo *campione bootstrap* viene indicato con (x_b^*, y_b^*) , dove x_b^* è una matrice $N \times (K+1)$, mentre y_b^* è un vettore colonna, di dimensione N , dei dati nel b -esimo *campione bootstrap*.

Le deviazioni standard empiriche di una serie di replicazioni Bootstrap di \hat{g} possono esse usate per approssimare gli standard error di uno stimatore \hat{g} . La procedura utilizzata è la seguente:

1. Si disegnano B *campioni bootstrap* indipendenti (x_b^*, y_b^*) ciascuno di grandezza N , direttamente da (x, y) . L'ampiezza di B varia in base al contesto di riferimento. Per

le nostra analisi abbiamo optato per 500 replicazioni (un numero maggiore ha portato a risultati del tutto simili)

2. Si stima il parametro di interesse ϑ per ciascun *campione bootstrap*:

$$\hat{\vartheta}_b^* \text{ per } b=1, \dots, B$$

3. Si stima lo standard error di teta $se(\hat{\vartheta})$ tramite:

$$se = \sqrt{\frac{1}{B-1} \sum_{b=1}^B (\hat{\vartheta}_b^* - \hat{\vartheta}^*)^2}$$

Dove $\hat{\vartheta}^* = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \hat{\vartheta}_b^*$

L'intera matrice di varianze e covarianze $V(\hat{\vartheta})$ del vettore $\hat{\vartheta}$ è stimata analogamente.

2) Differenti specificazioni per la stima dell'incertezza sul consumo

Stima dell'equazione di Eulero utilizzando come strumento aggiuntivo il risparmio precauzionale rapportato alla ricchezza ex ante (il tutto in forma logaritmica).

First-stage regression of LOG2:

OLS regression with robust standard errors

```
-----
Total (centered) SS      =    149.510918          Centered R2    =    0.0178
Total (uncentered) SS  =    186.6048623        Uncentered R2  =    0.2130
Residual SS            =    146.8542805        Root MSE      =    .2509
```

```
-----
|                               Robust
LOG2 |   Coef.   Std. Err.   t   P>|t|   [95% Conf. Interval]
-----+-----
```

LiquiqC		.0050425	.0225395	0.22	0.823	-.0391569	.049242
studio		.0013712	.0044868	0.31	0.760	-.0074273	.0101697
dcleta2		-.013324	.0277074	-0.48	0.631	-.0676578	.0410098
dcleta3		.0059046	.0280517	0.21	0.833	-.0491042	.0609135
dcleta4		-.0103782	.0278739	-0.37	0.710	-.0650384	.0442821
dcleta5		-.0209993	.0306697	-0.68	0.494	-.0811421	.0391435
nperc		.03048	.0082194	3.71	0.000	.014362	.046598
ncomp		-.0089768	.0064615	-1.39	0.165	-.0216477	.0036942
centro		.0217994	.0147847	1.47	0.140	-.0071932	.0507921
sud		.028455	.0125386	2.27	0.023	.003867	.0530431
medium		-.0044962	.0137041	-0.33	0.743	-.0313698	.0223773
big		.0031039	.0128122	0.24	0.809	-.0220206	.0282284
bigger		-.0030295	.0169204	-0.18	0.858	-.03621	.030151
Empl		-.0277724	.015349	-1.81	0.071	-.0578715	.0023267
selfEmpl		-.0025113	.0210287	-0.12	0.905	-.0437482	.0387257
celibe		.0112063	.0205988	0.54	0.586	-.0291877	.0516002
divorz		.0020988	.0205569	0.10	0.919	-.0382128	.0424105
vedovo		.0261716	.0197491	1.33	0.185	-.0125561	.0648992
wy		.0001516	.0002579	0.59	0.557	-.000354	.0006573
sexF		.0024569	.0126289	0.19	0.846	-.0223081	.027222
LOGprecW		-3.20e-06	.0034581	-0.00	0.999	-.0067845	.0067781
LOGprecW2		.0024001	.0011145	2.15	0.031	.0002146	.0045857
_cons		.0741076	.0453042	1.64	0.102	-.0147331	.1629482

Partial R-squared of excluded instruments: 0.0049

Test of excluded instruments:

F(2, 2333) = 2.93

Prob > F = 0.0534

Summary results for first-stage regressions

Shea						
Variable		Partial R2		Partial R2	F(2, 2333)	P-value
LOG2		0.0049		0.0049	2.93	0.0534

Total (centered) SS	=	291.4992884	Centered R2	=	-0.1615
Total (uncentered) SS	=	295.6236336	Uncentered R2	=	-0.1453
Residual SS	=	338.5673062	Root MSE	=	.3791

		Robust				[95% Conf. Interval]	
DELTA _m	Coef.	Std. Err.	z	P> z			
LOG2	.7425205	.4201478	1.77	0.077	-.0809541	1.565995	
LiquiqC	-.0832031	.0492845	-1.69	0.091	-.1797989	.0133927	
studio	.0016561	.0058118	0.28	0.776	-.0097349	.0130472	
dclleta2	-.0242607	.052704	-0.46	0.645	-.1275586	.0790372	
dclleta3	-.0837869	.0527163	-1.59	0.112	-.187109	.0195351	
dclleta4	-.1002719	.0512876	-1.96	0.051	-.2007938	.00025	
dclleta5	-.060567	.0551679	-1.10	0.272	-.1686941	.0475601	
nperc	-.0657252	.0190655	-3.45	0.001	-.1030929	-.0283575	
ncomp	-.0062134	.0110602	-0.56	0.574	-.0278909	.0154641	
centro	-.030525	.0255209	-1.20	0.232	-.080545	.0194949	
sud	-.0361081	.0234259	-1.54	0.123	-.082022	.0098057	
medium	.0510395	.0221333	2.31	0.021	.007659	.09442	
big	.025368	.0191125	1.33	0.184	-.0120918	.0628279	
bigger	-.0049653	.0338071	-0.15	0.883	-.0712259	.0612954	
Empl	.0416718	.027254	1.53	0.126	-.011745	.0950887	
selfEmpl	-.0536764	.0373252	-1.44	0.150	-.1268324	.0194795	
celibe	-.0184668	.0321057	-0.58	0.565	-.0813929	.0444593	
divorz	-.0073656	.0331387	-0.22	0.824	-.0723163	.0575851	
vedovo	-.0582057	.0326674	-1.78	0.075	-.1222325	.0058212	
wy	-.0008095	.0004669	-1.73	0.083	-.0017246	.0001056	
sexF	-.0256195	.0207954	-1.23	0.218	-.0663778	.0151388	
_cons	.1702384	.0772481	2.20	0.028	.0188349	.3216419	

Anderson canon. corr. LR statistic (identification/IVrelevance test): 11.467
Chi-sq(2) P-val = 0.0032

Hansen Jstatistic (overidentification test of all instruments): 0.020
Chi-sq(1) P-val = 0.8867

Stima dell'equazione di Eulero utilizzando come strumento aggiuntivo il risparmio precauzionale rapportato al reddito attuale (il tutto in forma logaritmica).

First-stage regression of LOG2:

OLS regression with robust standard errors

Total (centered) SS = 181.4473433 Centered R2 = 0.0283
Total (uncentered) SS = 220.828876 Uncentered R2 = 0.2016
Residual SS = 176.317184 Root MSE = .2708

		Robust				[95% Conf. Interval]	
	LOG2	Coef.	Std. Err.	t	P> t		
LiquiqC		-.0034517	.0220445	-0.16	0.876	-.0466799	.0397765
studio		-.0003245	.0044667	-0.07	0.942	-.0090835	.0084345
dcleta2		.0188274	.0267114	0.70	0.481	-.0335523	.0712071
dcleta3		.0405354	.0283189	1.43	0.152	-.0149965	.0960674
dcleta4		.0244354	.0301317	0.81	0.417	-.0346514	.0835223
dcleta5		-.0006047	.0297301	-0.02	0.984	-.0589041	.0576947
nperc		.0228239	.0084792	2.69	0.007	.0061965	.0394512
ncomp		-.0102435	.0062803	-1.63	0.103	-.0225588	.0020718
centro		.0189881	.0151899	1.25	0.211	-.0107986	.0487747
sud		.0228549	.0144619	1.58	0.114	-.0055042	.0512139
medium		-.0044605	.0134338	-0.33	0.740	-.0308036	.0218825
big		.0109757	.0134245	0.82	0.414	-.0153491	.0373004
bigger		-.0070067	.0182337	-0.38	0.701	-.0427621	.0287487
Empl		-.0380495	.015538	-2.45	0.014	-.0685187	-.0075802
selfEmpl		-.0124899	.0214285	-0.58	0.560	-.05451	.0295303
celibe		.0292315	.0291205	1.00	0.316	-.0278723	.0863354
divorz		-.0078924	.0197509	-0.40	0.689	-.0466229	.0308381
vedovo		.0292477	.020751	1.41	0.159	-.0114439	.0699394
wy		-.0003626	.0004878	-0.74	0.457	-.0013191	.000594
sexF		-.0034452	.0137456	-0.25	0.802	-.0303996	.0235093
LOGprecY2		.170419	.0859966	1.98	0.048	.0017839	.3390541
LOGprecY22		.0085738	.0040043	2.14	0.032	.0007214	.0164261
_cons		.9176894	.4521372	2.03	0.042	.0310705	1.804308

Partial R-squared of excluded instruments: 0.0161

Test of excluded instruments:

F(2, 2404) = 5.22

Prob > F = 0.0055

Summary results for first-stage regressions

Shea				
Variable	Partial R2	Partial R2	F(2, 2404)	P-value
LOG2	0.0161	0.0161	5.22	0.0055

NB: first-stage F-stat heteroskedasticity-robust

Anderson-Rubin test of joint significance of endogenous regressors B1 in main equation, Ho:B1=0

F(2,2404)=	3.52	P-val=0.0296
Chi-sq(2)=	7.12	P-val=0.0285

Number of observations N	=	2422
Number of regressors K	=	22
Number of instruments L	=	23
Number of excluded instruments L2	=	2

IV (2SLS) regression with robust standard errors

		F(21, 2405) =	2.82
		Prob > F	= 0.0000
Total (centered) SS	=	304.2458887	Centered R2 = 0.0201
Total (uncentered) SS	=	309.1585026	Uncentered R2 = 0.0357
Residual SS	=	298.1276306	Root MSE = .3505

		Robust				
DELTA	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
LOG2	.4047618	.2653645	1.53	0.127	-.115343	.9248667
LiquiqC	-.0775947	.0460911	-1.68	0.092	-.1679316	.0127422
studio	.0016177	.005416	0.30	0.765	-.0089974	.0122328
dclleta2	-.0120317	.0494368	-0.24	0.808	-.108926	.0848627
dclleta3	-.0632194	.0494977	-1.28	0.202	-.160233	.0337943
dclleta4	-.0883578	.0479643	-1.84	0.065	-.182366	.0056505

dcleta5		-.0548363	.0509011	-1.08	0.281	-.1546006	.044928
nperc		-.0562474	.013699	-4.11	0.000	-.0830969	-.0293978
ncomp		-.0075131	.0096514	-0.78	0.436	-.0264294	.0114032
centro		-.0211655	.0206753	-1.02	0.306	-.0616883	.0193574
sud		-.0211158	.0183694	-1.15	0.250	-.0571191	.0148875
medium		.0470862	.0202266	2.33	0.020	.0074427	.0867297
big		.0273565	.0176572	1.55	0.121	-.007251	.0619639
bigger		.0020477	.0316983	0.06	0.948	-.0600799	.0641753
Empl		.0282807	.0246023	1.15	0.250	-.019939	.0765004
selfEmpl		-.0567541	.0333029	-1.70	0.088	-.1220266	.0085184
celibe		-.0112059	.0310826	-0.36	0.718	-.0721267	.049715
divorz		-.0006111	.0311005	-0.02	0.984	-.0615671	.0603448
vedovo		-.042769	.0288314	-1.48	0.138	-.0992774	.0137395
wy		-.0007526	.0004359	-1.73	0.084	-.0016069	.0001018
sexF		-.0253053	.0188188	-1.34	0.179	-.0621895	.0115789
_cons		.1825259	.0658778	2.77	0.006	.0534078	.3116439

Anderson canon. corr. LR statistic (identification/IVrelevance test): 39.414
Chi-sq(2) P-val = 0.0000

Hansen Jstatistic (overidentification test of all instruments): 8.693
Chi-sq(1) P-val = 0.0032

Regressione di primo stadio senza le Dummy non significative.

		Number of obs =	2422
		F(16, 2405) =	2.13
		Prob > F =	0.0054
Total (centered) SS	=	181.0777633	Centered R2 = 0.0151
Total (uncentered) SS	=	220.3223121	Uncentered R2 = 0.1905
Residual SS	=	178.3457564	Root MSE = .2723

		Robust			
LOG2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]

LiquiqC		.0010882	.0230515	0.05	0.962	-.0441146	.0462911
studio		-.0007516	.0043361	-0.17	0.862	-.0092544	.0077512
dcleta2		.0041044	.0248178	0.17	0.869	-.044562	.0527708
dcleta3		.026639	.0255522	1.04	0.297	-.0234676	.0767457
dcleta4		.0095399	.0258161	0.37	0.712	-.0410842	.060164
dcleta5		-.0117836	.0274702	-0.43	0.668	-.0656513	.0420841
nperc		.0238696	.0080823	2.95	0.003	.0080206	.0397186
ncomp		-.0148963	.0058521	-2.55	0.011	-.0263719	-.0034206
centro		.0219989	.01503	1.46	0.143	-.0074741	.0514719
sud		.0289419	.0129954	2.23	0.026	.0034586	.0544252
Empl		-.0361447	.0157029	-2.30	0.021	-.0669373	-.0053522
selfEmpl		-.0067745	.0217343	-0.31	0.755	-.0493944	.0358453
wy		.0001779	.0002474	0.72	0.472	-.0003072	.000663
sexF		.0057366	.0142741	0.40	0.688	-.0222541	.0337274
S		.0499942	.0188902	2.66	0.007	-.0160425	.1179108
S2		.0028757	.0009581	3.00	0.001	-.0003037	.006055
_cons		.3300066	.189586	1.74	0.082	-.0417622	.7017754

Forma ridotta della stima dell'equazione di Eulero

Reduced-form regression: DELTAm

 OLS regression with robust standard errors

		Number of obs =	2422
		F(22, 2399) =	3.31
		Prob > F =	0.0000
Total (centered) SS	=	Centered R2 =	0.0332
Total (uncentered) SS	=	Uncentered R2 =	0.0483
Residual SS	=	Root MSE =	.3497

		Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
DELTAm						

LiquiqC		-.0747411	.0461377	-1.62	0.105	-.165215	.0157327
studio		.0002475	.0056182	0.04	0.965	-.0107696	.0112646
dcleta2		-.0031506	.054809	-0.06	0.954	-.1106285	.1043273
dcleta3		-.0456775	.0540524	-0.85	0.398	-.1516718	.0603168
dcleta4		-.0776637	.0533859	-1.45	0.146	-.182351	.0270235
dcleta5		-.0533003	.0556037	-0.96	0.338	-.1623366	.055736
nperc		-.0472338	.0118997	-3.97	0.000	-.0705686	-.0238991
ncomp		-.0136208	.0092899	-1.47	0.143	-.0318378	.0045962
centro		-.014043	.0188107	-0.75	0.455	-.0509298	.0228439
sud		-.0141594	.0180183	-0.79	0.432	-.0494925	.0211737
medium		.0468557	.0198287	2.36	0.018	.0079725	.0857389
big		.0318269	.0173918	1.83	0.067	-.0022776	.0659313
bigger		-.0042451	.0319435	-0.13	0.894	-.0668848	.0583946
Empl		.0163488	.0224734	0.73	0.467	-.0277204	.060418
selfEmpl		-.0558953	.0303932	-1.84	0.066	-.115495	.0037043
celibe		-.0005761	.0327958	-0.02	0.986	-.0648872	.063735
divorz		-.002393	.0322336	-0.07	0.941	-.0656017	.0608157
vedovo		-.0317687	.0270206	-1.18	0.240	-.0847549	.0212174
wy		-.0007314	.0003587	-2.04	0.042	-.0014348	-.000028
sexF		-.0243861	.0185884	-1.31	0.190	-.0608371	.0120648
LOGprecY022		.0686445	.0297264	2.31	0.021	.0103525	.1269366
LOGprecY0222		.0038021	.0014968	2.54	0.011	.0008668	.0067373
_cons		.5205365	.1608964	3.24	0.001	.2050262	.8360467

3) Valutazione dei modelli probit per le categorie di gioielli e mobili

GIOIELLI

Classified	----- True -----		Total
	D	~D	
+	0	1	1
-	133	2288	2421
Total	133	2289	2422

Classified + if predicted $\Pr(D) \geq .5$

True D defined as DUjew != 0

Sensitivity	$\Pr(+ D)$	0.00%
Specificity	$\Pr(- \sim D)$	99.96%
Positive predictive value	$\Pr(D +)$	0.00%
Negative predictive value	$\Pr(\sim D -)$	94.51%
False + rate for true ~D	$\Pr(+ \sim D)$	0.04%
False - rate for true D	$\Pr(- D)$	100.00%
False + rate for classified +	$\Pr(\sim D +)$	100.00%
False - rate for classified -	$\Pr(D -)$	5.49%
Correctly classified		94.47%

MOBILI

Classified	True		Total
	D	~D	
+	119	104	223
-	596	1603	2199
Total	715	1707	2422

Classified + if predicted $\Pr(D) \geq .5$

True D defined as DUFUR != 0

Sensitivity	$\Pr(+ D)$	16.64%
Specificity	$\Pr(- \sim D)$	93.91%
Positive predictive value	$\Pr(D +)$	53.36%
Negative predictive value	$\Pr(\sim D -)$	72.90%
False + rate for true ~D	$\Pr(+ \sim D)$	6.09%
False - rate for true D	$\Pr(- D)$	83.36%
False + rate for classified +	$\Pr(\sim D +)$	46.64%
False - rate for classified -	$\Pr(D -)$	27.10%
Correctly classified		71.10%

Bibliografia

- [1] ALESSIE, DEVEREUX and WEBER (1997), “Intertemporal Consumption, Durables and Liquidity Constraints: a cohort analysis ”, *European Economics Reviews* 41 (1997), 37-59.
- [2] ATTANASIO, O. (2000), “Consumer Durables and Inertial Behaviour: Estimation and Aggregation of (S , s) Rules for Automobile Purchases”, *Review of Economic Studies*, **67**, 667–696.
- [3] ATTANASIO, O. and LOW, H. (2004), “Estimating Euler Equations”, *Review of Economic Dynamics* (forthcoming).
- [4] ATTANASIO, O. and WEBER, G. (1995), "Is Consumption Growth Consistent with Intertemporal Optimization? Evidence from the Consumer Expenditure Survey", *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 103(6), pag. 1121-57, December.
- [5] BANCHITALIA, Indagine sulle famiglie Italiane, SHIW, URLL: <http://www.bancaditalia.it/statistiche/indcamp/bilfait>
- [6] BANKS, J., BLUNDELL, R. and BRUGIAVINI, A. (2001), “Risk Pooling, Precautionary Saving and Consumption Growth”, *Review of Economic Studies*, **68**, 757–779.

- [7] BAUM, F and SCHAFFER, M. (2007), "Enhanced routines for instrumental variables/GMM estimation and testing", Boston College Economics, Working Paper No. 667.
- [8] BAXTER, M. (1996), "Are Consumer Durables Important for Business Cycles? ", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, No. 1 (Feb., 1996), pp. 147-155.
- [9] BERNANKE, B. (1982), "Adjustment Costs, Durables, and Aggregate Consumption" *Journal of Monetary Economics*, 15 (January 1985): 41-68.
- [10] BERTOLA, G. and CABALLERO, R. (1990), "Kinked Adjustment Costs and Aggregate Dynamics", *NBER Macroeconomics Annual*, 237–288.
- [11] BERTOLA, G., GUIISO, L. and PISTAFERRI, L. (2004), "Uncertainty and Consumer Durables Adjustment", *Review of Economic Studies* (2005) **72**, 973–1007.
- [12] BIERENS, H. (2007), "Maximum likelihood estimation of Heckman's sample selection model", mimeo.
- [13] BRUGIAVINI, A. and WEBER, G. (1992), "Durables and non durables consumption: evidence from Italian Household data", in: Ando, Guiso, Visco, *Saving and accumulation of wealth*, 305-329, (Cambridge University Press, Cambridge)
- [14] CAPLIN, A. and LEAHY, J. (1999), "Durables Goods Cycles", NBER working paper No. 6987.
- [15] CAPPUCCIO, N., and ORSI, R. (2005), "Econometria", edizioni Il mulino, Bologna.

- [16] CARROLL, C. D. (2001), “Death to the Log-Linearized Consumption Euler Equation (And Very Poor Health to the Second-Order Approximation)”, *Advances in Macroeconomics*.
- [17] CHAH, E., RAMEY, V., and STAR, R. (2001), “Liquidity constraint and intertemporal optimization: theory and evidence from durables goods”, NBER, Working paper No. 3907.
- [18] EBERLY, J. (1994), “Adjustment of Consumers’ Durables Stocks: Evidence from Automobile Purchases”, *Journal of Political Economy*, **102**, 403–436.
- [19] FERNANDEZ, V. (2000), “Decision to replace consumer durables goods: an econometric application of wiener and renewal processes”, *The Review of Economics and Statistics*, August 2000, 82(3): 452–461.
- [20] FERNANDEZ–VILLAVERDE, J. and KRUEGER, D. (2005), “Consumption and Saving over the Life Cycle: How Important are Consumer Durables?”, CEPR and NBER, mimeo.
- [21] FERNANDEZ –VILLAVERDE, J., and KRUEGER, D. (2004), “Consumption over the Life Cycle: facts from consumer expenditure survey data”, *The review of Economics and Statistics*, Agosto 2007, 89 (3), 552-565.
- [22] FLAVIN, M. and NAKAGAWA (2008), “A model of housing in the presence of adjustment costs: a structural interpretation of habit persistence”, *American Economic Review* 2008, 98:1, 474-495.
- [23] GROSSMAN, S. and LAROQUE, G. (1990), “Asset Pricing and Optimal Portfolio Choice in the Presence of Illiquid Durable Consumption Goods”, *Econometrica*, **58**, 25–51.

- [24] GUIISO, L., JAPPELLI, T. and PISTAFERRI, L. (2002), “An Empirical Analysis of Earnings and Employment Risk”, *Journal of Business and Economic Statistics*, **20**, 241–253.
- [25] HANSEN, B. (2009), “Econometrics”, University of Wisconsin, www.ssc.wisc.edu/~bhansen.
- [26] HARDIN, J. and SCHMIDHEINY, K. (2003), “Instrumental variables, bootstrapping, and generalized linear models”, *The Stata Journal* (2003) 3, Number 4, pp. 351–360.
- [27] HECKMAN, J. (1979), “Sample Selection Bias as a Specification Error”, *Econometrica*, **47**, 153–162.
- [28] LEAHY, J. and ZEIRA, J. (2005), “The Timing of Purchases and Aggregate Fluctuations”, *Review of Economic Studies* (2005) **72**, 1127–1151.
- [29] LEE, L.-F. and MADDALA, G. S. (1985), “The Common Structure of Tests for Selectivity Bias, Serial Correlation, Heteroscedasticity and Non-normality in the Tobit Model”, *International Economic Review*, **26**, 1–20.
- [30] MARTIN, R. (2003), “Consumption, Durable Goods, and Transaction Costs” (FRBG International Finance Discussion Paper n. 756).
- [31] MEGHIR, C. and WEBER, G. (1996), “Intertemporal Non-separability or Borrowing Restrictions? A Disaggregate Analysis Using a U.S. Consumption Panel”, *Econometrica*, **64**, 1151–1182.

- [32] MISHKIN, F., HALL, R., SHOVEN, J., JUSTER, T. and LOVELL, M., “Consumer Sentiment and Spending on Durable Goods”, *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1978, No. 1 (1978), pp. 217-232.
- [33] PADULA, M. (2000), “Durable Goods and Intertemporal Choices: A Survey”, *Giornale degli Economisti ed Annali di Economia*, **60**, 245–269.
- [34] PADULA, M. (2000), “Excess Smoothness and Durable Goods: Evidence from Subjective Expectations Data”, CSEF, working paper n. 38.
- [35] SCHMIDHEINY, K (2008), “The Bootstrap”, *Unversitat Pompeu Fabra, Short Guides to Microeconometrics*.
- [36] SIEGEL, S (2005), “Consumption based asset pricing: durables goods, adjustment costs, and aggregation”, *University of Washington, Seattle, mimeo*.