

UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI PADOVA

FACOLTÀ DI SCIENZE STATISTICHE

**CORSO DI LAUREA
IN STATISTICA ECONOMIA E FINANZA**

RELAZIONE FINALE

**LA DOMANDA DI VINO DELLE
FAMIGLIE ITALIANE**

RELATORE: CH.MO PROF. GUGLIELMO WEBER

LAUREANDO : ALBERTO FOSSALUZZA

ANNO ACCADEMICO 2003-04

Ai miei genitori.

Indice

1	Introduzione	11
2	I Dati	15
2.1	La rilevazione sui consumi delle famiglie	15
2.2	Il campione	18
3	Il modello	29
3.1	Introduzione	29
3.2	L'errore di misura	30
3.3	Specificazione della domanda	33
3.4	L'equazione di stima	34
4	Stime e risultati	37
4.1	Le variabili	37
4.2	L'analisi empirica	40
4.2.1	OLS della funzione di domanda	41
4.2.2	Stime IV	42
4.2.3	Le stime della specificazione di Lewbel	44
5	Conclusioni	47
A	Dimostrazione del Teorema 1 e del Corollario 1	49

B Le stime complete¹	51
B.1 Anno 1986	51
B.1.1 Minimi Quadrati Ordinari	51
B.1.2 Variabili strumentali, classi di risparmio come strumenti aggiuntivi	53
B.1.3 Variabili strumentali, due strumenti aggiuntivi	55
B.1.4 Minimi Quadrati Ordinari del modello di Lewbel	57
B.1.5 Variabili strumentali del modello di Lewbel, strumenti aggiuntivi dati dalle classi di risparmio	59
B.1.6 Variabili strumentali del modello di Lewbel, tre strumenti aggiuntivi	61
B.2 Anno 1991	63
B.2.1 Minimi Quadrati Ordinari	63
B.2.2 Variabili strumentali, classi di risparmio come strumenti aggiuntivi	65
B.2.3 Variabili strumentali, due strumenti aggiuntivi	67
B.2.4 Minimi Quadrati Ordinari del modello di Lewbel	69
B.2.5 Variabili strumentali del modello di Lewbel, strumenti aggiuntivi dati dalle classi di risparmio	71
B.2.6 Variabili strumentali del modello di Lewbel, tre strumenti aggiuntivi	73
B.3 Anno 1996	75
B.3.1 Minimi Quadrati Ordinari	75
B.3.2 Variabili strumentali, classi di risparmio come strumenti aggiuntivi	77
B.3.3 Variabili strumentali, due strumenti aggiuntivi	79
B.3.4 Minimi Quadrati Ordinari del modello di Lewbel	81
B.3.5 Variabili strumentali del modello di Lewbel, strumenti aggiuntivi dati dalle classi di risparmio	83

¹Tutti gli outputs riportati in seguito sono stati ottenuti utilizzando il software statistico Stata 7.0 Intercooled di Stata Corporation.

B.3.6 Variabili strumentali del modello di Lewbel, tre strumenti aggiuntivi	85
------------------------------------------------------------------------------------------	----

Elenco delle figure

2.1	Numero di componenti delle famiglie	19
2.2	Famiglie con spesa in vino positiva	21
2.3	Sesso ed età del capofamiglia	22
2.4	Posizione geografica della famiglia	23
2.5	Classi di risparmio delle famiglie	24
2.6	Professione del capofamiglia	25
2.7	Istruzione del capofamiglia	26

Capitolo 1

Introduzione

Le motivazioni per intraprendere un'analisi della domanda di vino delle famiglie italiane sono di diversa natura.

Il primo motivo è quello di studiare le abitudini di consumo delle famiglie italiane. Grazie alla formulazione matematica di un modello econometrico si possono vedere quali sono le caratteristiche che maggiormente influenzano il consumo di vino, in che direzione esse si muovono; si possono formulare e testare ipotesi, come ad esempio vedere se l'età influenza la quantità di vino consumata oppure se un operaio acquista la stessa quantità di vino di un dirigente. Insomma, utilizzeremo un approccio razionale per analizzare cosa influenza la decisione di consumare, e in che quantità, vino.

Il secondo è l'importanza che il settore vinicolo (con settore intendo sia il prodotto vino sia tutti i prodotti ad esso correlati) ricopre sia in senso assoluto, sia relativo, nell'economia del nostro Paese e nel mondo. Al 2001, sulla base delle medie pluriennali, l'Italia risulta essere il primo Paese vitivinicolo:

- nel mondo, si producono 268 milioni di ettolitri di vino all'anno (media FAO), di cui 168 milioni provenienti da Paesi dell'Unione Europea (64% del totale). L'Italia e la Francia producono insieme, di media, 120 milioni d'ettolitri di vino; la produzione italiana rappresenta, di media, il 21% della produzione mondiale ed il 34% di quella dell'Unione Europea;

- la produzione media italiana è di 56 milioni d'ettolitri, con un business di settore di più di 8 miliardi di euro;
- le aziende vitivinicole sono poco meno di 1 milione, la superficie vitata italiana è, secondo recenti rilevazioni, di poco superiore agli 830.000 ettari; le imprese imbottigliatrici italiane sono circa 30.000, con una media di 5 etichette cadauna, per un totale di 150.000 etichette diverse;
- l'export è passato dai 700 milioni di euro del 1988 agli oltre 2400 milioni di euro del 2000: le esportazioni vinicole rivestono un ruolo di primaria importanza per la nostra bilancia commerciale, rappresentando una delle poche voci attive del comparto agroalimentare. L'import del vino in Italia si attesta sui 613.000 ettolitri per un valore di 200 milioni di euro;
- il turismo del vino alimenta un business annuo di 1,5 miliardi di euro e 3 milioni sono gli enoturisti (stime del Censis Servizi Spa);
- il comparto degli accessori del vino (macchine per l'enologia e l'imbottigliamento, botti, macchine agricole per la viticoltura, tappi di sughero) produce un business di circa 2,3 miliardi di euro.

I numeri riportati sopra (dati al 2001) non lasciano alcun dubbio sull'importanza del mercato del vino nel nostro paese. Risulta quindi determinante cercare di fotografare il consumo di vino in Italia, ma soprattutto, per poter utilizzare nella maniera il più efficiente possibile gli strumenti di politica economica, di particolare interesse risulta essere l'evoluzione negli ultimi anni delle abitudini di consumo di vino: cercherò di dare una risposta guardando ai valori delle elasticità della spesa in vino delle famiglie al variare del reddito in tre diversi anni (1986, 1991, 1996). Inoltre, si potranno dare dei giudizi su quali siano i fattori che influenzano maggiormente la spesa in vino delle famiglie.

Dal punto di vista statistico, l'interesse di questo mio lavoro sta tutto nel cercare di avere delle stime dei parametri del modello scelto che siano consistenti: la presenza di *infrequency purchasing*, se cerchiamo di stimare il nostro

modello col metodo dei minimi quadrati, genera distorsione. Inoltre, la difficoltà di trovare delle variabili strumentali adeguate a spiegare la spesa rende questo metodo poco utile. Mi accingerò quindi ad usare un metodo proposto da *Arthur Lewbel*, presentato nel 1996 in *Review of Economics and Statistics*, in cui entrambi i membri del modello di domanda vengono premoltiplicati per la spesa totale: secondo Lewbel, dopo appropriate trasformazioni delle stime 2SLS, la distorsione scompare.

Capitolo 2

I Dati

In questo capitolo si cercherà di spiegare da dove vengono i dati su cui si lavorerà in seguito, come sono stati ottenuti, chi e che cosa rappresentano; inoltre, si darà un primo rapido sguardo alle caratteristiche del campione, cercando se possibile di crearsi qualche idea preliminare da andare a verificare poi analiticamente.

2.1 La rilevazione sui consumi delle famiglie

L'indagine sui consumi delle famiglie è un'indagine campionaria permanente eseguita dall'ISTAT sin dal 1968. Essa ha lo scopo di osservare particolari aspetti sociali ed economici delle condizioni di vita delle famiglie italiane, d'interesse sia per le autorità pubbliche locali e nazionali, sia per gli operatori privati. E' primariamente utilizzata per avere delle stime nel quadro della contabilità nazionale, per il calcolo dei coefficienti di ponderazione degli indici dei prezzi al consumo, per lo studio sulla stagionalità dei consumi, per la stima del reddito e risparmio delle famiglie. Risulta quindi un'indagine molto articolata e precisa, che ben si adatta allo scopo del nostro lavoro.

La rilevazione riguarda i consumi delle famiglie residenti nel territorio nazionale con esclusione, quindi, dei consumi di membri delle convivenze (caserme, ospedali, ecc.) e di quelli effettuati in Italia da persone abitualmente residenti all'estero. Oggetto essenziale della rilevazione sono i consumi privati, costituiti

da tutti i beni e servizi acquistati o autoconsumati dalle famiglie per il soddisfacimento dei propri bisogni. Nelle definizioni rientrano anche i beni che provengono dal proprio orto o azienda agricola, i beni e i servizi forniti dal datore di lavoro ai dipendenti, a titolo di salario, i fitti stimati delle abitazioni godute in proprietà o per prestazioni di servizio. Ogni altra spesa effettuata dalle famiglie per scopo diverso dal consumo è escluso dalla rilevazione (ad esempio, acquisto di case o di terreni, pagamento di imposte, spese connesse con l'attività professionale). Di particolare interesse per il nostro studio è il riferimento temporale della rilevazione; le spese dell'indagine si riferiscono a periodi di durata diversa: la decade per le spese correnti, il mese per le spese non alimentari e servizi e il trimestre per i beni di consumo durevoli.

L'unità di rilevazione è la *famiglia* intesa come *un insieme di persone legate da vincoli di matrimonio, parentela, affinità, adozione, tutela o da vincoli affettivi, coabitanti e aventi dimora abituale nello stesso Comune*. Sono considerate facenti parte della famiglia come membri aggregati tutte le persone che, a qualsiasi titolo, convivono abitualmente con la famiglia stessa. Tuttavia in caso di differenze tra la famiglia anagrafica e la famiglia di fatto, il rilevatore dovrà prendere in considerazione quest'ultima.

Il tasso di campionamento della rilevazione è pari a circa il 2 per mille. La rilevazione si basa su un campionamento a due stadi: il campione di primo stadio prevede circa 550 Comuni divisi in autorappresentativi (AR, partecipano alla rilevazione in modo continuativo) e non autorappresentativi (NAR, partecipano alla rilevazione suddivisi in tre sottogruppi, ognuno per ogni mese di ogni trimestre) e, complessivamente, ogni mese partecipano 285 Comuni di cui 150 AR e 135 NAR; il campione di secondo stadio è formato da 3384 famiglie in ciascun mese (le famiglie vengono estratte dalle anagrafi comunali in un modo da garantire la scelta casuale e partecipano all'esame per solo un mese). Le operazioni di raccolta dei dati sono affidate ai Comuni e, per essi, agli Uffici comunali di statistica ove esistono, ovvero ai Segretari comunali.

Per una corretta interpretazione dei risultati è da tener presente che i dati ottenuti possono essere affetti in misura più o meno sensibile da errori che

introducono componenti distorsive di varia natura:

- difficoltà che sorgono nella fase operativa della raccolta delle informazioni per assicurarsi la piena collaborazione delle famiglie;
- difficoltà operative rappresentate da alcuni comuni-campione che non sempre svolgono la rilevazione;
- errori durante l'annotazione e/o trascrizione dei dati da parte dei rilevatori, in fase di controllo da parte del personale ISTAT e in fase di registrazione;
- l'errore dovuto alla natura campionaria della rilevazione.

Infine, il confronto dei dati di anni consecutivi va eseguito con cautela non solo per le inevitabili approssimazioni presenti nei risultati delle indagini campionarie, ma anche perché l'indagine sui consumi delle famiglie ha una dinamica particolare per i continui affinamenti operati per soddisfare nel modo migliore le finalità. Per questo motivo, man mano che si presentano lacune nei risultati, o sorge la necessità di allargare le finalità dei risultati, si introducono modifiche nella rilevazione dei dati, alterando la continuità della serie storica. Le modifiche possono avere varia natura:

- variazioni al campione;
- diversità nel trattamento dei dati;
- variazioni di nomenclatura;
- cambiamento dei modelli di rilevazione.

Tralascio l'elenco delle modifiche apportate negli anni alla struttura della rilevazione (non essendo argomento necessario per il nostro lavoro); basti comunque l'avvertenza che anche piccole modifiche nel processo di acquisizione dei dati possono portare a diverse interpretazioni dei risultati.

2.2 Il campione

Il campione che si userà per le analisi è estratto direttamente dall'indagine ISTAT sui consumi delle famiglie precedentemente descritto, riparametrizzato per poter essere meglio interpretato; tutta l'analisi si concentrerà sulle differenze presenti nei tre anni presi in esame (1986, 1991, 1996). La numerosità dei tre sottocampioni non è costante nel tempo:

Anno	Numerosità
1986	33249
1991	32148
1996	22740

La numerosità del campione per il 1996 è di un terzo inferiore a quelle degli altri due anni presi in esame (tale diminuzione è dovuta al cambiamento del metodo di campionamento da parte dell'ISTAT); tuttavia tale differenza non può influire sui risultati che troveremo.

L'indagine sui consumi delle famiglie eseguita dall'ISTAT mensilmente possiede alcune caratteristiche che devono essere prese in considerazione per le successive analisi.

La prima è che tutte le informazioni raccolte, siano esse caratteristiche personali oppure spese mensili, reddito o risparmi, sono registrate per l'intera famiglia, e non per ciascun individuo. La ragione è abbastanza semplice: per diversi beni non ha senso chiedere quale membro della famiglia li ha consumati. Spese per l'abitazione, il riscaldamento, il cibo o beni durevoli sono consumate dall'intera famiglia, intesa come unità. Inoltre, anche per quelle spese che possono venir registrate a carico di un componente della famiglia, ciò può essere fuorviante perché molte volte una persona può fare la spesa per tutta la famiglia. Ovviamente, più grande è la famiglia, più è probabile (*ceteris paribus*) che ci sia almeno una persona che consuma del vino. E' quindi interessante farsi un'idea sul numero dei componenti delle famiglie prese in esame.

La figura 2.1 mostra le percentuali delle famiglie, suddivise per numero di componenti e per anno. Dal grafico traspare subito una delle caratteristiche

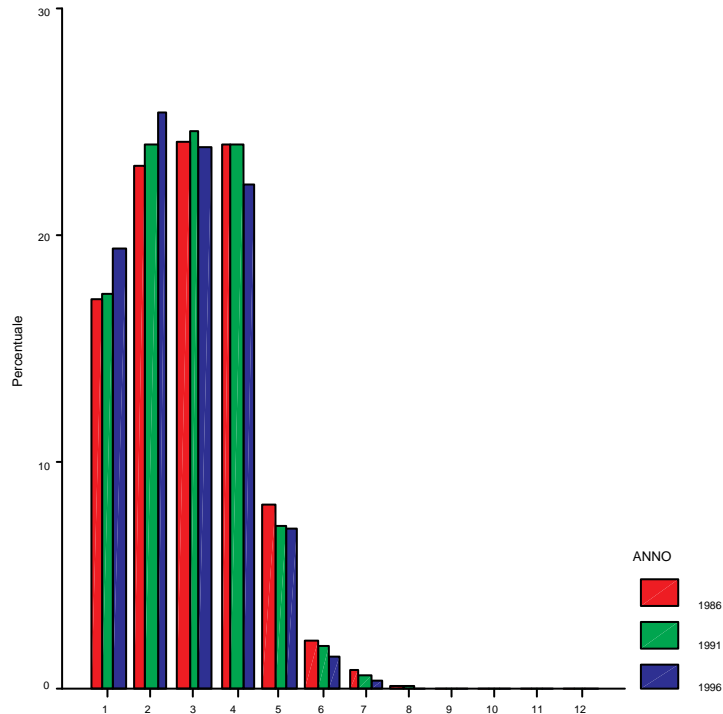


Figura 2.1: Numero di componenti delle famiglie, divise per anni

delle famiglie moderne, ovvero un nucleo familiare molto più piccolo rispetto a qualche generazione fa (le famiglie dei nostri nonni erano ancora di natura patriarcale): infatti, circa il 90% delle famiglie prese in esame ha al più 4 componenti. L'altra faccia della medaglia è la mancanza di famiglie molto numerose, con le famiglie con almeno 8 componenti praticamente assenti.

Guardando invece alle differenze tra i tre anni, si nota come più ci avviciniamo ai giorni nostri e più si estremizza il fenomeno sopra citato: passando dal 1986 al 1996 aumentano le famiglie con uno o due componenti, mentre diminuisce il numero delle famiglie più numerose.

Una seconda proprietà dell'indagine ISTAT è quella di non contenere tutte le informazioni che potrebbero essere utili per l'analisi del comportamento del consumatore al livello familiare; in particolare, essa fornisce dati riguardanti un periodo di spesa limitato (un mese) cosicché nel caso di molti beni, soprat-

tutto di quelli durevoli, spesa e consumo non coincidono. Quindi il livello della spesa totale non riflette accuratamente il livello di benessere della famiglia ed è una variabile esplicativa poco potente nell'analisi empirica della domanda di qualsiasi bene, anche per quelli per i quali spesa e consumo coincidono approssimativamente.

Inoltre, nel caso del vino (come per altri beni quale ad esempio il tabacco) la mancanza di informazioni di più lungo termine, come ad esempio la spesa nel periodo precedente, è un ulteriore fattore che limita la nostra abilità di spiegare il comportamento dei consumatori. Tuttavia, l'indagine sui consumi delle famiglie contiene molti dettagli su caratteristiche personali e della famiglia tali che assieme riescono ad approssimare gli effetti di variabili che non osserviamo, incluse quelle sul comportamento passato.

Abbiamo già analizzato il trend del numero di componenti delle famiglie, ora cercheremo di estrapolare dal campione ulteriori caratteristiche delle famiglie che possono influire sulla nostra analisi. Il grafico a barre in figura 2.2 rappresenta la proporzione di famiglie che spendono in vino, indipendentemente da quale sia il loro livello di spesa. Si nota subito che le percentuali variano considerevolmente da anno ad anno: nel 1986 la proporzione delle famiglie che hanno registrato una spesa positiva in vino è stata circa il 60%, un valore che ritengo sottostimi il vero valore nella popolazione vista l'importanza che questa bevanda riveste nella tradizione e nella cultura del nostro paese (si noti che dopo la riparametrizzazione del nostro campione resasi necessaria per una maggiore facilità d'impiego, sotto la voce vino rientrano tutti i tipi di vino, dal vino da pasto fino al più pregiato dei vini); tuttavia, a causa della mancanza di ulteriori fonti per poter confrontare e/o correggere tale dato, prenderò per buono tale valore. Passando al 1991, addirittura il rapporto scende al 45% circa, quindi meno della metà delle famiglie italiane in quell'anno ha comperato almeno un litro di vino. Infine, nel 1996 il rapporto si attesta circa attorno al 50%. Verosimilmente, cambiamenti così consistenti non sono da addebitare solo a possibili errori nella registrazione della spesa, ma rappresentano forse cambiamenti nelle abitudini di spesa. Tuttavia, la figura che emerge da questo grafico è quella di

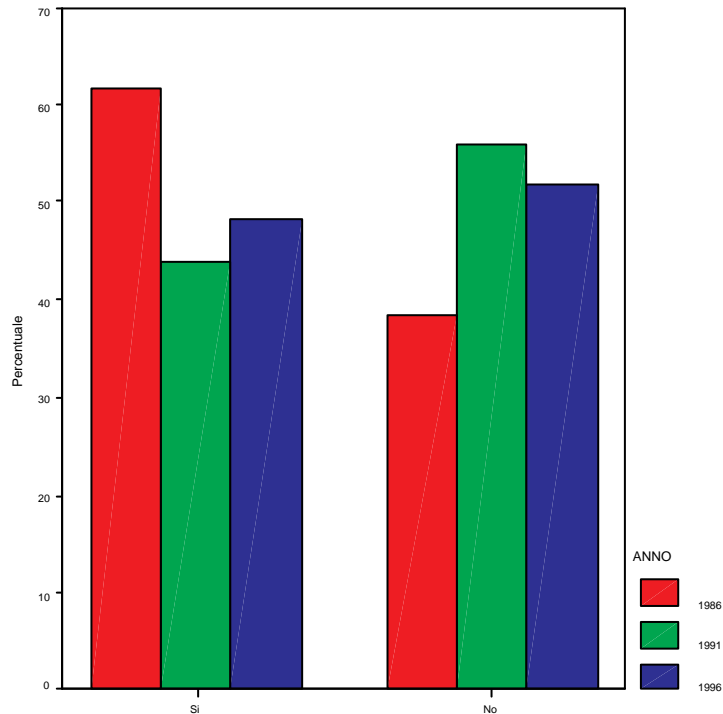


Figura 2.2: Famiglie con spesa in vino positiva, divise per anni

una bevanda si consumata frequentemente, ma non come ci saremmo aspettati; forse le nuove generazioni mostrano più interesse verso altri gusti, ad esempio la birra, che possono essere considerate sostitute del vino e che negli ultimi anni hanno conosciuto un'impennata nelle vendite e nel consumo (questa ultima ipotesi potrebbe essere verificata, ma ciò va oltre lo scopo del mio lavoro).

Dopo aver ipotizzato che i giovani dimostrano scarso interesse nei confronti del vino, cerchiamo di farci un'idea sulla distribuzione del campione per età e sesso. La figura 2.3 è il boxplot dell'età del capofamiglia, divisa per sesso ed anni, e la prima cosa che si nota è la differenza in mediana tra maschi e femmine e la sostanziale stabilità della stessa nei tre diversi anni. Il numero dei capifamiglia maschi è più di quattro volte il numero delle femmine; il 50% circa dei maschi ha un'età che si aggira attorno ai 50 anni con una coda un po' più consistente verso età maggiori, mentre per le femmine capofamiglia il

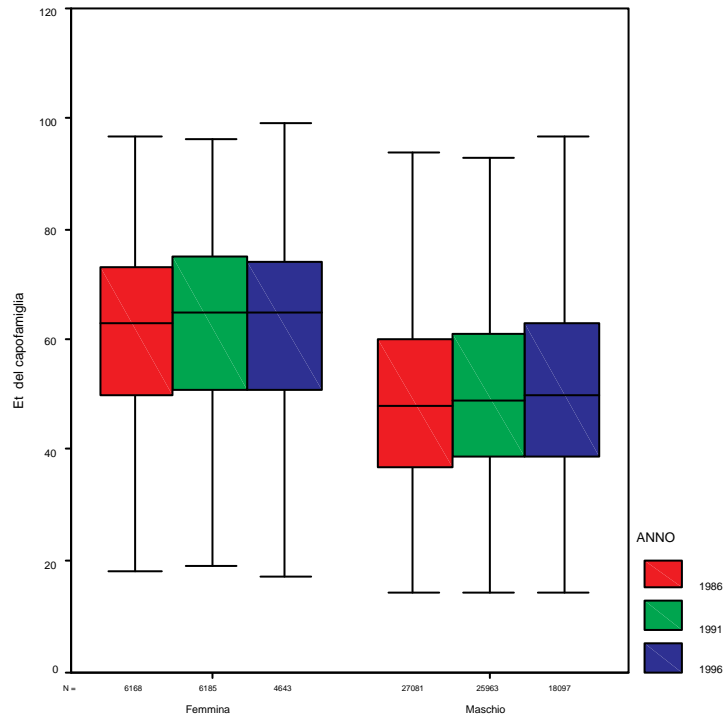


Figura 2.3: Boxplot dell'età del capofamiglia, divisa per sesso ed anni

50% ha un'età di circa 65 anni con la coda di destra un pò più lunga rispetto alla sinistra. Cercando di interpretare, l'età dei capifamiglia femmine risulta mediamente più alta forse a causa di una maggiore mortalità dei maschi in età giovane per cui le femmine si ritrovano vedove (con famiglia a carico); inoltre, la coda di destra più lunga nella distribuzione delle stesse (con il baffo inferiore che arriva a comprendere i 20 anni) ci suggerisce un numero non trascurabile di donne capofamiglia. Come si vede, l'indagine sui consumi delle famiglie italiane riesce ad essere anche una finestra sui fenomeni demografici e sociali del nostro paese.

Un'ulteriore caratteristica del campione rappresentativo della popolazione italiana ci viene fornita dalla figura 2.4: il grafico rappresenta il campione diviso per aree geografiche di appartenenza: in tutti e tra gli anni analizzati, quasi

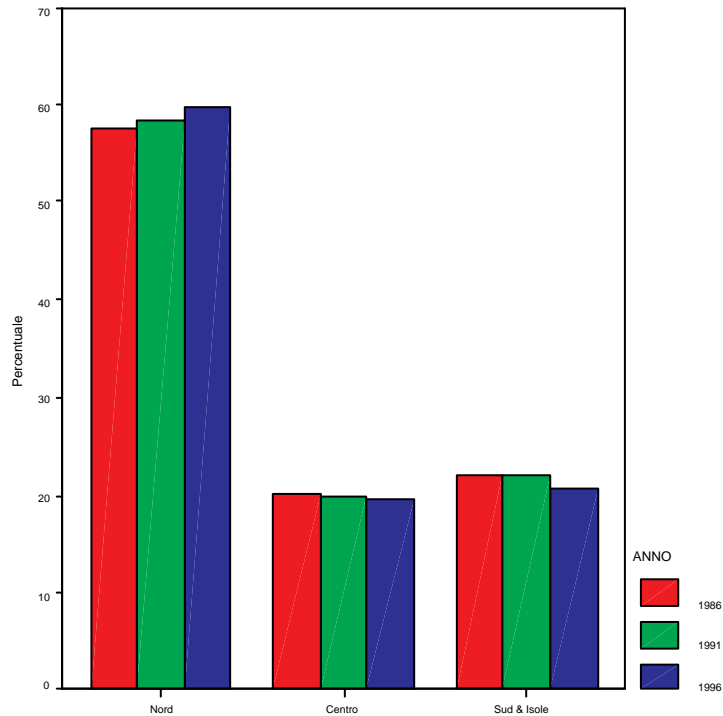


Figura 2.4: Posizione geografica della famiglia, divisa per anni

il 60% risiede al Nord, mentre il restante 40% è quasi equamente diviso tra Centro e Sud (ovviamente tali proporzioni dovrebbero essere confrontate con i dati censuari per essere validate). Questa suddivisione potrebbe influenzare la domanda di consumo di vino, nel senso che le famiglie del Nord, hanno in media un maggiore potere d'acquisto rispetto alle famiglie del Centro e del Sud.

Per farci un'idea sul potere d'acquisto delle famiglie, sarebbe interessante avere i dati sul reddito dei componenti il nucleo familiare; tuttavia, tale informazione presenta una grossa percentuale di valori mancanti ed è facilmente intuibile il motivo. Cerchiamo quindi di ovviare a questo problema sostituendo la variabile *reddito* con quella *classe di risparmio*: questa variabile discreta assegna ad ogni famiglia un numero crescente compreso tra 1 e 16 a seconda di quanto risparmia, senza che la famiglia abbia quindi l'onere di dover svelare l'esatto ammontare del suo risparmio annuo. Il grafico 2.5 rappresenta le per-

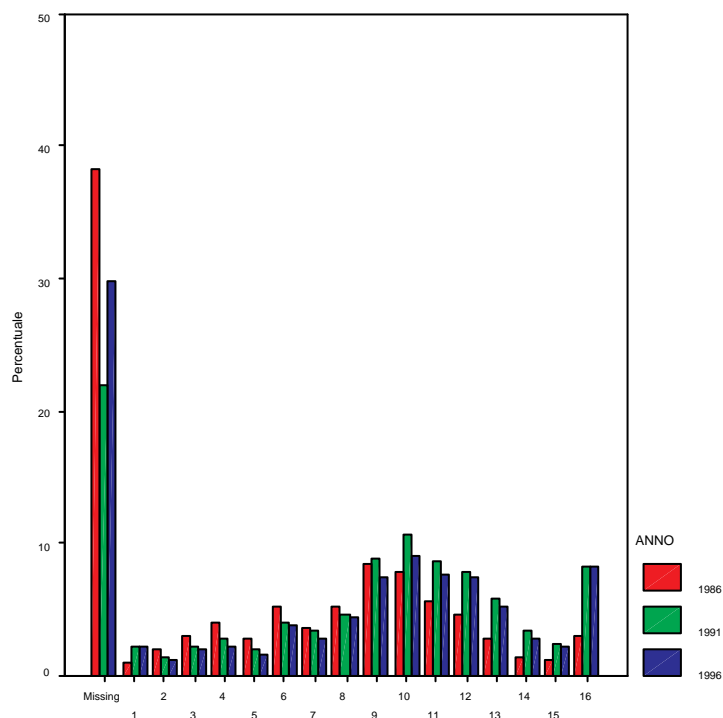


Figura 2.5: Classi di risparmio delle famiglie, divise anno

centuali di famiglie che appartengono alle varie classi di risparmio (con 1 che significa che la famiglia ha avuto un risparmio annuo praticamente nullo e 16 che sta ad indicare un risparmio su base annua oltre i 4000 euro, Missing indica i valori mancanti). L'aspetto più importante è che anche questa variabile è influenzata da una grande percentuale di valori mancanti, che comunque non è stabile nei tre anni presi in considerazione: nel 1986 quasi il 40% dei dati manca di valore, nel 1991 la quota scende a poco più del 20% per attestarsi poi nel 1996 attorno al 30%. Al netto dei valori missing, la distribuzione delle osservazioni tra le classi varia sensibilmente da anno ad anno: nel 1986 la moda è l'ottava classe, con un andamento delle classi campanulare (ma distante dalla distribuzione normale); nel 1991 tutta la distribuzione delle classi si presenta traslata verso destra, la moda si sposta nella nona classe e le classi a destra di essa risultano più numerose sia delle corrispettive classi del 1986 (per alcune l'altezza

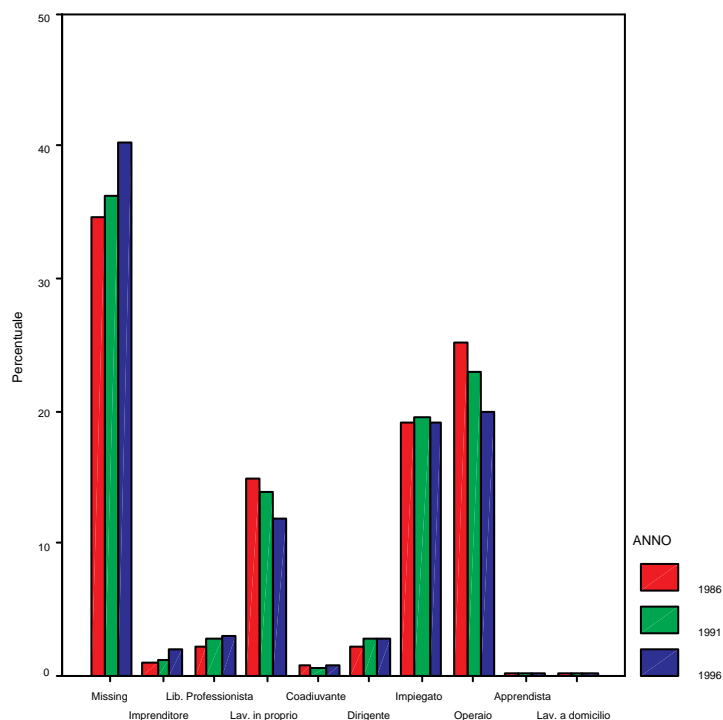


Figura 2.6: Professione del capofamiglia, divisa per anno

è raddoppiata), sia delle classi a sinistra; infine, nel 1996, rispetto al 1991, la forma della distribuzione rimane pressoché invariata ma con valori mediamente più bassi. Di particolare interesse è il fatto che la sedicesima classe negli ultimi due periodi osservazionali cambia ordine di grandezza, quasi triplica, e diventa una delle classi con la frequenza relativa più alta. Tuttavia, tali differenze trovano spiegazione nel fatto che le classi sono state costruite partendo da valori nominali di risparmio.

Certo, se è chiaro che il reddito influenza la classe di risparmio in cui una famiglia va a collocarsi, è altrettanto chiaro che il reddito è influenzato dalla professione dei componenti la famiglia stessa. Andiamo quindi ad analizzare le professioni dei capifamiglia presi in considerazione nel campione (figura 2.6). Anche qui, il numero di valori mancanti è molto alto (si deve tener conto che tra questi molti sono pensionati, e che quindi non hanno alcuna professione);

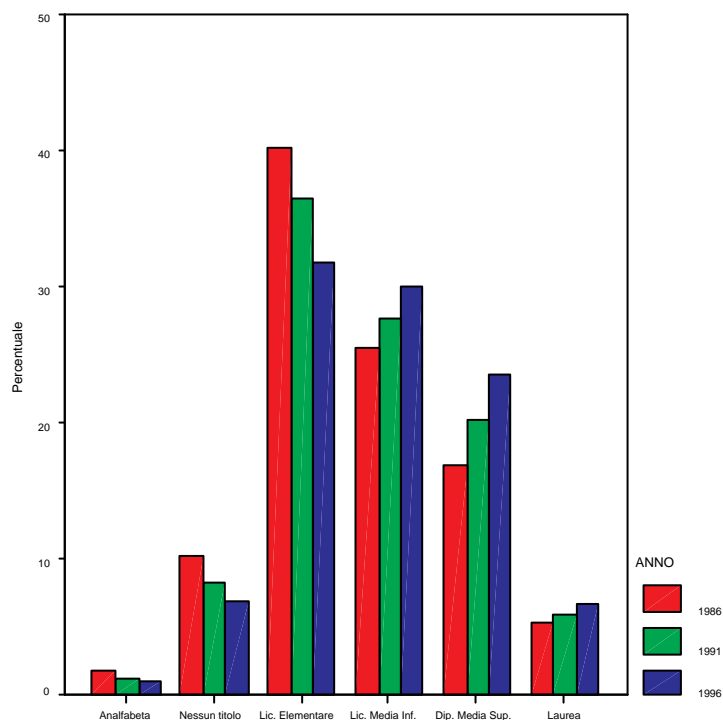


Figura 2.7: Istruzione del capofamiglia, divisa per anno

tra quelli che rivelano la loro professione, la quasi totalità si divide in tre tipi di lavoro (lavoratore in proprio, impiegato e operaio), mentre tutte le altre categorie hanno percentuali molto basse. Comunque si nota come il trend sia in discesa, con le tre professioni appena citate in discesa dal 1986 al 1996 e le classi minori invece in ascesa, seppur in maniera più lieve (nello stesso arco temporale).

Collegato alle professioni è il livello d'istruzione dei capifamiglia. La figura 2.7 è una finestra sul nostro recente passato e sul presente: quasi il 10% dei capifamiglia non possiede alcun titolo di studio, la maggioranza di essi possiede appena la licenza media (tuttavia questi due gruppi sono in discesa negli anni), quasi il 30% possiede una licenza media inferiore, circa il 20% è riuscito a conseguire il diploma e una percentuale minore al 10% è arrivato alla laurea (il trend degli ultimi tre gruppi è tuttavia in ascesa). La fotografia che emerge è

quella di un paese con un livello di istruzione mediamente basso che solo negli ultimi anni sta crescendo nei titoli di studio medi ma che ancora oggi non riesce ad avere una quota di laureati che sia in linea con quella degli altri pesi europei.

Abbiamo visto quindi quali sono le caratteristiche delle famiglie prese in esame dalla rilevazione; inoltre, abbiamo cercato di farci un'idea sul modo con il quale potrebbero influenzare la domanda di consumo di vino. Ora si cercherà di costruire un modello che tenga conto di queste informazioni e che soprattutto riesca a risolvere il problema dell'inconsistenza delle stime.

Capitolo 3

Il modello

3.1 Introduzione

Le domande di consumo sono tipicamente misurate con errore. Oltre al tradizionale errore di misura, la spesa è solitamente usata per rappresentare il consumo e la differenza tra i due è un'altra forma di errore di misura. In particolare, abbiamo visto nel capitolo precedente che nei dati forniti dalla rilevazione ISTAT sui consumi delle famiglie italiane, vi sono percentuali molto grandi di famiglie che registrano spesa nulla in vino; noi ipotizziamo che spesa nulla non sia sinonimo di consumo nullo. Inoltre, un altro tipo di errore si genera quando si cerca di costruire flussi di consumo partendo da dati di tipo stock o da spese per beni durevoli.

Sia y_i la spesa osservata per un bene o servizio i e sia x la spesa totale osservata. I modelli di domanda (modelli per l'allocazione del budget dei consumatori) descrivono y_i come funzione di x , altre variabili osservabili ed errori non osservabili.

Quando si stimano modelli di domanda in cui la variabile dipendente è la quota di bilancio, gli errori di misura in x sono usualmente ignorati, oppure si risolve il problema usando variabili strumentali o il Metodo Generalizzato dei Momenti (GMM). Tuttavia, una logica inconsistenza si genera dalla definizione $x = \sum_i y_i$: se la somma è misurata con errore allora almeno una delle spese y_i

deve essere influenzata da errore, e gli errori di misura in y_i e x non possono essere indipendenti l'uno dall'altro. Siamo quindi in presenza di un errore non classico, ma non è questo che genera l'inconsistenza: infatti, tale problema potrebbe essere risolto semplicemente passando alle variabili strumentali, con uno strumento incorrelato con l'errore e per questo valido sia per y_i sia per x . Il vero problema piuttosto è la non-linearità dell'equazione stimata (come vedremo in seguito).

Si comincerà quindi facendo delle assunzioni standard che riguardino entrambi gli errori del modello u e gli errori di misura v nelle spese osservate per i singoli beni, i.e., v e u sono assunti essere mutualmente indipendenti ed entrambi sono distribuiti indipendentemente da un set di strumenti z . Date le complicazioni descritte sopra, si può verificare che alcuni parametri del modello di domanda non sono stimati consistentemente usando le tradizionali tecniche con variabili strumentali.

Quindi mostrerò un metodo per ricondursi a stime consistenti. Questa tecnica, proposta da Arthur Lewbel in un articolo pubblicato in *Review of Economics and Statistics*, November 1996; 78(4): 718-25, consiste nel moltiplicare le equazioni originali di domanda per diverse potenze di x e stimare i parametri delle equazioni risultanti: per analizzare le differenze delle stime suggerite da Lewbel stimerò usando sia i minimi quadrati ordinari sia il metodo delle variabili strumentali. Stime consistenti dei parametri del sistema di domanda originale sono poi ottenute trasformando adeguatamente le stime ottenute dalle equazioni trasformate.

3.2 L'errore di misura

Sia y_{ih}^* la vera spesa per un bene o servizio i sostenuta da una famiglia h . Sia y_{ih} la spesa osservata. L'errore di misura è quindi $y_{ih} - y_{ih}^*$. Per un bene non durevole y_{ih} rappresenta spese, mentre per un bene durevole y_{ih} rappresenta la stima del servizio reso nel periodo di rilevazione dal bene.

Per standardizzare la spesa in vino delle famiglie, che nel nostro modello rappre-

sentia y_i , stimeremo l'equazione nella forma di budget share. Per questo analizzo ora il problema dell'errore di misura nella forma di budget share.

Si definiscano la vera spesa totale della famiglia e la rispettiva spesa osservata come

$$x_h^* = \sum_i y_{ih}^* \quad (3.1)$$

$$x_h = \sum_i y_{ih}, \quad (3.2)$$

dove la somma comprende tutti i beni e servizi i . Allo stesso modo, si definiscono il budget share vero e quello osservato rispettivamente come

$$w_{ih}^* = y_{ih}^*/x_h^* \quad (3.3)$$

$$w_{ih} = y_{ih}/x_h, \quad (3.4)$$

Definisco il modello di domanda che mette in relazione w_{ih}^* con x_h^* come

$$w_{ih}^* = y_{ih}^*/x_h^* = \psi(\phi, \ln x_h^*) + u_{ih} \quad (3.5)$$

dove ψ è una forma funzionale nota, ϕ è un vettore di parametri da stimare e u_{ih} è l'errore del modello. La quota di bilancio osservata w_{ih} può contenere errori di misura sia nel suo numeratore y_{ih} sia nel suo denominatore x_h , e gli errori in queste due variabili devono essere collegati dall'equazione (3.2). Gli errori in y_{ih} e x_h verranno di seguito considerati separatamente, e poi combinati assieme in un secondo momento.

Si definisca v_{ih} come

$$y_{ih}/x_h^* = w_{ih}^* + v_{ih} \quad (3.6)$$

cosicché v_{ih} è, per costruzione, l'errore che si commette nel misurare la spesa per il bene i . L'equazione (3.6) può essere riscritta come $y_{ih} = y_{ih}^* + v_{ih}/x_h^*$. Dalle equazioni (3.5) e (3.6),

$$y_{ih}/x_h^* = \psi(\phi, \ln x_h^*) + u_{ih} + v_{ih}. \quad (3.7)$$

Assumiamo u_{ih} e v_{ih} con media zero, indipendenti l'uno dall'altro e indipendenti da x_h^* . L'equazione (3.7) è la forma classica riportata in letteratura dell'errore di misura in una variabile dipendente, dove la variabile dipendente è il budget share y_{ih}/x_h^* (fino a questo punto OLS rimane consistente).

Consideriamo ora l'ulteriore complicanza dovuta all'errore di misura in x_h . La presenza dell'errore comporta $x_h \neq x_h^*$. Per una maggiore convenienza in seguito, definisco l'errore moltiplicativamente come $V_h = x_h/x_h^*$ così

$$\ln V_h = \ln x_h - \ln x_h^* \quad (3.8)$$

Combinando assieme (3.4), (3.6), (3.7) e (3.8) abbiamo

$$w_{ih} = (w_{ih}^* + v_{ih})/V_h \quad (3.9)$$

$$w_{ih} = [\psi(\phi, \ln x_h - \ln V_h) + u_{ih} + v_{ih}]/V_h. \quad (3.10)$$

L'equazione (3.10) mostra come ogni budget share osservato w_{ih} dipenda dalle spese osservate con errore x_h , dall'errore del modello u_{ih} e dai due errori di misura v_{ih} e V_h .

Infine, le equazioni (3.1), (3.2), (3.8), e assumendo la (3.6) su tutti i beni i , mostrano che i due errori di misura v_{ih} e V_h devono essere collegati da

$$V_h = 1 + \sum_i v_{ih} \quad (3.11)$$

cosicché v_{ih} e V_h non sono indipendentemente distribuiti. Inoltre, dall'equazione (3.9) risulta $E(w_{ih}|w_{ih}^*) = w_{ih}^*E(1/V_h) + E(v_{ih}/V_h)$, e né $E(1/V_h) = 1$ né $E(v_{ih}/V_h) = 0$ possiamo aspettarci che valgano. I budget shares osservati sono quindi loro stessi stime distorte del vero budget share.

Sia z_h un vettore di strumenti che verrà utilizzato per la stima con variabili strumentali (o GMM). Assumiamo che tali strumenti z_h siano correlati con x_h^* ,

che v_{ih} , u_{ih} e z_h siano indipendenti l'uno dall'altro, e che $E(u_{ih}) = E(v_{ih}) = 0$. Queste assunzioni sono del tipo standard, nel senso che assumiamo che gli errori abbiano media zero e che gli strumenti correlino con i regressori e non correlino con gli errori. Queste assunzioni, assieme all'equazione (3.11), implicano che $E(V_h) = 1$ e che V_h e z_h sono indipendenti tra di loro.

Assumiamo che ψ sia un polinomio in $\ln x_h^*$. Ci concentreremo ora sul modello con errore di misura su x_h ammettendo che tale errore implica che alcune o tutte le y_{ih} , e quindi w_{ih} , siano affette da errore di misura.

3.3 Specificazione della domanda

Assumiamo che la specificazione ψ del modello per il budget share sia la forma funzionale

$$w_{ih}^* = a_i + b_i \ln x_h^* + u_{ih} \quad (3.12)$$

dove u_{ih} è un errore a media nulla e a_i e b_i sono parametri da stimare. L'equazione (3.12) è una curva di Engel di primo grado (noi ci fermeremo alla specificazione di grado 1, tuttavia alcuni studi mostrano come in alcuni casi sia migliore un'equazione a grado 2). Combinando le equazioni (3.12) e (3.9) si ottiene il modello

$$w_{ih} = a_i \frac{1}{V_h} + b_i \frac{\ln x_h^*}{V_h} + \frac{v_{ih} + u_{ih}}{V_h} \quad (3.13)$$

e, con le equazioni (3.8) e (3.10),

$$w_{ih} = a_i \frac{1}{V_h} + b_i \frac{\ln x_h - \ln V_h}{V_h} + \frac{v_{ih} + u_{ih}}{V_h}. \quad (3.14)$$

Come mostra l'equazione (3.14), la relazione tra i budget shares osservati w_{ih} e le spese totali osservate x_h dipendono non-linearmente dagli errori di misura non osservati v_{ih} e V_h che complicano la stima dei parametri a_i e b_i (è questa non-linearità che rende inconsistente OLS).

3.4 L'equazione di stima

Il nostro intento è quello di stimare i parametri a_i e b_i nelle equazioni (3.12) e (3.14). I dati consistono nelle osservazioni di w_{ih} e x_h per le famiglie prese in esame nell'indagine ISTAT sui consumi delle famiglie.

Moltiplichiamo l'equazione del budget share per x_h^k (per un valore scelto di k) e stimiamo poi l'espressione risultante. Come mostrato sopra, le stime ottenute per a_i e b_i sono entrambe inconsistenti, ma delle stime consistenti si possono ricavare da esse.

Il seguente teorema e i successivi corollari descrivono il risultato della stima 2SLS. La dimostrazione è in appendice A.

Teorema 1 *Date le equazioni e assunzioni dei paragrafi di cui sopra, per qualsiasi costante k per la quale $E(V_h^k \ln V_h)$ e $E(v_{ih} V_h^{k-1})$ sono finiti,*

$$E(z_h x_h^k w_{ih}) = \alpha_{ik} E(z_h x_h^k) + \beta_{ik} E(z_h x_h^k \ln x_h) \quad (3.15)$$

dove α_{ik} e β_{ik} sono definiti da

$$\alpha_{ik} = \left(a_i - b_i \frac{E(V_h^k \ln V_h)}{E(V_h^k)} + \frac{E(v_{ih} V_h^{k-1})}{E(V_h^{k-1})} \right) \frac{E(V_h^{k-1})}{E(V_h^k)} \quad (3.16)$$

$$\beta_{ik} = b_i \frac{E(V_h^{k-1})}{E(V_h^k)}. \quad (3.17)$$

Corollario 1 *Per $k = 1$, le equazioni (3.16) e (3.17) implicano*

$$a_i = \alpha_{i1} + \beta_{i1} E(V_h \ln V_h) \quad (3.18)$$

$$b_i = \beta_{i1}. \quad (3.19)$$

La condizione dei momenti (3.15) nel Teorema 1 implica che

$$x_h^k = \alpha_{ik} x_h^k + \beta_{ik} x_h^k \ln x_h + \epsilon_{ikh} \quad (3.20)$$

dove gli errori ϵ_{ikh} hanno media nulla e sono incorrelati con gli strumenti z_h . L'equazione (3.15) è una condizione dei momenti, quindi sotto condizioni standard α_{i1} e β_{i1} possono essere stimati usando GMM. In particolare, data la linearità della (3.15), α_{i1} e β_{i1} possono essere stimati consistentemente stimando l'equazione (3.20) usando 2SLS con gli strumenti z_h . Gli errori ϵ_{ikh} e gli strumenti z_h sono incorrelati, ma in generale non sono indipendenti tra di loro, e 2SLS produce stime consistenti ma non efficienti. Per $k = 1$, l'equazione (3.20) è

$$y_{ih} = \alpha_{i1} x_h + \beta_{i1} x_h \ln x_h + \epsilon_{i1h}. \quad (3.21)$$

Dividendo entrambi i membri della (3.21) per il prezzo del bene i (o equivalentemente, facendo l'analisi anno per anno con gli indici dei prezzi posti uguali a uno), la parte sinistra della (3.21) rappresenta la quantità del bene i : ci si riferisce quindi all'equazione (3.21) come ad una equazione di quantità domandata.

Il Corollario 1 implica che applicando 2SLS o GMM alla (3.21) genera stime consistenti di α_{i1} e β_{i1} dove

$$\begin{aligned} \beta_{i1} &= b_i \\ \alpha_{i1} &= a_i - b_i E(V_h \ln V_h) \neq a_i. \end{aligned}$$

Per $k = 0$ l'equazione (3.20) diventa

$$w_{ih} = \alpha_{i0} + \beta_{i0} \ln x_h + \epsilon_{i0h}, \quad (3.22)$$

e applicando 2SLS al budget share (3.22) genera stime consistenti di α_{i0} e β_{i0} dove

$$\begin{aligned} \alpha_{i0} &= [a_i - b_i E(\ln V_h)] E(1/V_h) + E(v_{ih}/V_h) \\ \beta_{i0} &= b_i E(1/V_h), \end{aligned}$$

così in generale $\alpha_{i0} \neq a_i$ e $\beta_{i0} \neq b_i$.

Quindi la tecnica standard per cimentarsi con l'errore di misura in x_h è quella di stimare l'equazione della quantità domandata (3.21) oppure l'equazione del budget share (3.22) usando 2SLS. Applicando il Teorema 1, la stima con 2SLS o GMM della quantità domandata produce stime consistenti di b_i ma stime inconsistenti di a_i , e la stima 2SLS o GMM del budget share produce stime inconsistenti sia per a_i sia per b_i .

Poiché il nostro parametro d'interesse è b_i , stimeremo l'equazione (3.21).

Capitolo 4

Stime e risultati

Nel capitolo precedente si è mostrato come può essere ottenuta una stima consistente del parametro d'interesse b_i in presenza di errori sia sulla variabile dipendente, sia sui regressori (errori che abbiamo visto essere correlati per costruzione). Ora cercheremo di stimare il modello finale trovato in precedenza, applicando vari metodi, sia quelli che sappiamo fornire stime distorte del parametro, sia quello analizzato nel terzo capitolo, per vedere se vi sono differenze significative nei valori e nei segni delle stime.

4.1 Le variabili

Dopo aver riparametrizzato e sistemato l'enorme mole di dati fornita dall'indagine svolta dall'ISTAT in modo da ottenere variabili che fossero utili e più facilmente implementabili e interpretabili nella nostra equazione da stimare, il secondo passo è stato quello di scegliere quali variabili utilizzare nelle diverse stime che verranno proposte. Riporterò qui tutte le variabili prese in esame in ogni anno per il quale abbiamo svolto l'analisi, senza distinguere a quali regressioni appartengono (tale distinzione verrà fatta in seguito analizzando ogni singola stima presa in esame).

Come abbiamo visto nel Capitolo 3 il modello di partenza (quello che stimato con OLS fornisce stime inconsistenti dei parametri) prevede nel membro di

sinistra la quota della spesa in vino sulla spesa totale della famiglia: nelle nostre stime si chiama *quota*. Invece, nella specificazione del modello prevista per produrre stime consistenti del parametro b_i , nel membro di sinistra compare la quota di spesa in vino moltiplicata per la spesa totale della famiglia; tale rapporto altro non è se non la spesa in vino e nelle nostre regressioni si chiama *quotax*.

La variabile il cui parametro è quello d'interesse per la nostra analisi è il logaritmo naturale della spesa totale¹ (prendiamo il logaritmo perchè in questo modo possiamo interpretare il parametro come una variazione percentuale); poichè noi usiamo la spesa totale della famiglia come indicatore del reddito, la stima che otterremo è molto importante dal punto di vista economico:

- se $\beta > 1$ allora il bene in questione è un bene di *lusso*;
- se $\beta < 1$ allora il bene è un bene di tipo *necessario*.

Nelle nostre analisi sarà la variabile *lspesa*; nella specificazione proposta da Lewbel invece sarà *lspesax*.

Introdurremo poi delle variabili di controllo per cercare di catturare il maggior numero possibile di differenze nei gusti e nei bisogni delle famiglie. Ci saranno tre variabili dummy per indicare il trimestre di rilevazione dei dati (S_2 , S_3 , S_4); cinque variabili uniformi conterranno le percentuali di figli sul numero dei componenti il nucleo familiare, divisi per classi d'età (da 0 a 3, da 4 a 5, da 6 a 10, da 11 a 13, da 14 a 18, rispettivamente *fig1*, *fig2*, *fig3*, *fig4* e *fig5*); *adugio*,

¹Il modello teorico di riferimento suggerisce che al consumatore interessa la quantità di beni e servizi consumati nel periodo di interesse. Per i beni non durevoli si può ipotizzare che il consumo equivalga alla spesa (magari con qualche correzione per l'*infrequency of purchase*, ma per i durevoli questa ipotesi non vale. Quindi, se io considero la spesa totale commetto un errore potenzialmente grosso. La soluzione ideale sarebbe di stimare i servizi di beni durevoli, che sono una funzione semplice dello stock, ma lo stock non lo osserviamo. Un'altra soluzione è quella di ipotizzare una funzione di utilità additiva e quindi condizionare la domanda di beni non durevoli alla spesa per beni non durevoli, ma l'ISTAT non ci permette di costruire tale spesa.

adumed e *aduanz* sono tre variabili in cui è contenuta la percentuale di adulti in età, rispettivamente, da 18 a 26 anni, da 27 a 59 e maggiori di 59. Tra le caratteristiche demografiche delle famiglie una delle informazioni più importanti per spiegare la quota di spesa in vino è l'età del capofamiglia (introdurremo sia l'età sia il suo quadrato, rispettivamente, *etacf* e *etacf2*). Regrediremo la variabile dipendente anche sulle percentuali di persone che percepiscono un reddito all'interno della famiglia, la percentuale di familiari disoccupati e la percentuale di pensionati in casa (*nperc*, *unemh* e *npens*). Sicuramente importanti nel determinare le scelte di consumo sono la professione ed il titolo di studio acquisito. Per il tipo di professione del capofamiglia abbiamo introdotto otto variabili dummy; ognuna di esse serve per catturare la differenza nella quota di spesa in vino se il capofamiglia fa quel lavoro. La professione presa come riferimento è il lavoro a domicilio (tuttavia in questa classe compaiono anche coloro che non hanno dichiarato alcuna professione, come i pensionati) e le variabili sono *apprend*, *operaio*, *impieg*, *dirig*, *coadiuv*, *lavinpr* (lavoratore in proprio), *libprof* (libero professionista) e *imprend*. Lo stesso concetto è stato utilizzato per codificare l'informazione sul livello d'istruzione del capofamiglia: il livello di riferimento è l'analfabetismo e le cinque variabili sono *notitolo*, *element*, *medie*, *diploma* e *laurea*. Infine, le ultime variabili inserite sono due dummy per la posizione geografica della famiglia (*centr* e *south*), la dummy sul sesso del capofamiglia (*sex*) e una variabile che contiene la percentuale di persone che nella famiglia non praticano alcuno sport.

Le variabili corrispondenti per la specificazione di Lewbel hanno lo stesso nome, concluso però da una *x*.

Gli strumenti per le stime 2SLS devono essere incorrelati con l'errore e correlati con le variabili da strumentare. Nel modello di base la variabile da strumentare è *lspesa*, mentre nella specificazione di Lewbel tutte le variabili (ottenute dalla moltiplicazione delle variabili originali per la spesa totale x_h) sono da strumentare perchè tutte contengono l'informazione distorta data dalla spesa x_h : le strumenteremo con le corrispondenti variabili non moltiplicate.

Inoltre per entrambe le equazioni stimeremo due volte con 2SLS, cambian-

do gli strumenti: in una utilizzeremo come strumenti quindici variabili dummy che indicano a quale classe di risparmio appartiene la famiglia (non sono sedici perchè altrimenti ci si scontrerebbe col problema della multicollinearità); nella seconda invece si useranno solo due strumenti aggiuntivi, costruiti in modo tale da soddisfare le condizioni di validità degli strumenti: la variabile dummy *zerorisp* che prende valore 1 se la famiglia non ha alcun risparmio e la variabile *newrisp* che invece indica la percentuale di reddito risparmiato. Nella specificazione di Lewbel saranno tre gli strumenti aggiuntivi, perché al posto della costante ci sarà da strumentare x_h : le due di cui sopra e *lnewrisp* che rappresenta il logaritmo naturale di *newrisp*. Queste stime con meno strumenti ci permettono di avere pochi gradi di libertà nella distribuzione del χ^2 e quindi di rifiutare H_0 con minor probabilità.

4.2 L'analisi empirica

Lo scopo della nostra analisi è quello di trovare delle stime dell'elasticità della domanda di vino al variare del reddito che siano consistenti: infatti, l'inconsistenza se stimiamo il nostro modello con OLS c'è per costruzione, data la non-linearità della domanda da stimare, non-linearità dovuta dagli errori causati dal fenomeno dell'*infrequency purchasing* (spesa non frequente), ovvero dalla constatazione che la mancata registrazione di una voce di spesa delle famiglie non comporta il mancato consumo dello stesso bene (infatti noi ci aspetteremo $E(\text{spesa}) = E(\text{consumo})$). Nel caso del vino, una plausibile causa per il consumo senza la spesa potrebbe essere l'acquisto sporadico, ma in grosse quantità (usanza questa molto diffusa), cosicché nel periodo di rilevazione potrebbe esserci spesa nulla a fronte ugualmente di un consumo familiare o spesa eccessiva rispetto al consumo. Inoltre, stimeremo l'elasticità per tre diversi anni, il 1986, 1991 e 1996, così da vedere qual'è il trend, e in particolare cercare di capire se il vino si sta trasformando (molto lentamente) da un bene necessario a un bene di lusso, cioè un bene per il quale la spesa aumenta più che proporzionalmente quando aumenta il reddito.

Tutti gli output completi delle regressioni sono inserite in Appendice B.

4.2.1 OLS della funzione di domanda

Cominciamo con lo stimare il modello per il budget share osservato con i minimi quadrati ordinari: come abbiamo già visto nel capitolo 3 queste stime non sono stime consistenti del vero budget share (equazione (3.12)); tuttavia hanno proprietà ottimali in termini di minimo standard error. Tra i regressori compaiono tutte le variabili di controllo a cui abbiamo accennato prima. Per il 1986, il parametro b_i del logaritmo naturale della spesa ha un valore di $-.223$ (approssimato alla terza cifra decimale) con uno standard error (di seguito SE) di $.017$. E' un valore statisticamente diverso da zero (come si vede dal rapporto tra stima puntuale e SE), con una varianza accettabile e soprattutto di segno negativo. L' R^2 di questo modello è $.0495$.

La stessa regressione effettuata sui dati raccolti nel 1991 (il numero delle osservazioni è pressoché lo stesso) produce una stima dello stesso parametro di grandezza comparabile: il b_i vale $-.242$ con un SE pari a $.02$. Lo standard error è aumentato di poco e per questo la statistica t diminuisce leggermente, comunque la stima rimane significativa. Anche l' R^2 è simile a quello del 1986: vale $.0462$.

La stima sul campione del 1996 (di numerosità di circa un terzo inferiore) produce un dato un pò diverso: il parametro resta negativo, ma sale a $-.131$ e l'SE sale a $.026$; la statistica t rimane superiore al percentile del 95% e quindi il parametro è ancora statisticamente significativo. L' R^2 qui scende a $.0384$.

Quindi, con l'avvicinarsi degli anni ai giorni nostri l'elasticità della domanda di vino sembra convergere verso zero; tuttavia, sappiamo che queste stime non sono consistenti, quindi non possiamo fidarci di loro. Inoltre, la varianza spiegata dal modello non ha mai superato il 5% e la maggior parte dei parametri stimati risultano essere statisticamente non diversi da zero.

4.2.2 Stime IV

Un primo modo per cercare di risolvere la distorsione è quello di stimare con le variabili strumentali. La variabile indipendente che sappiamo essere misurata con errore è *lspesa*. Ci servono quindi degli strumenti che siano correlati con *lspesa*, ma incorrelati con l'errore dell'equazione. Tra le variabili osservate dall'indagine effettuata dall'ISTAT scegliamo la variabile *clrisp* in cui le famiglie hanno registrato il loro livello di risparmio, espresso in classi che vanno da 1 a 16. Effettivamente risulta plausibile che il livello di risparmio di una famiglia sia correlato con la spesa totale mensile (che a sua volta è usata come indicatore del reddito): approssimando, spesa e risparmio sono una il complemento dell'altro. Ed ipotizziamo che sia altrettanto plausibile che il risparmio sia incorrelato con l'errore: in questo modo le classi di risparmio risultano uno strumento valido.

Tuttavia, ho deciso di non utilizzare la variabile *clrisp*, ma di riparametrizzarla attraverso l'uso di variabili dummy. In particolare, userò come strumenti quindici variabili dummy, ognuna indicatore dell'appartenenza o meno della famiglia h a quella stessa classe di risparmio; utilizzo quindici e non sedici dummy perché l'informazione è trattata come deviazione dalla prima classe, quella con risparmio annuo praticamente nullo, per ovviare a possibili problemi di multicollinearità.

La stima per il 1986 vale $-.118$ con SE $.091$; questa volta la statistica t di Student del parametro vale -1.3 , quindi il parametro non è significativo: questo è un primo risultato diverso da quelli ottenuti in precedenza. Il valore dell'elasticità risulta molto più alta, anche se rimane negativa, e la varianza è aumentata considerevolmente (anche per effetto del metodo IV); la statistica test di Sargan vale 33.9 e si distribuisce come un χ^2_{14} , il p -value risulta 0.002 quindi si rifiuta l'ipotesi nulla di validità degli strumenti. Il risultato della stima puntuale per i dati del 1991 è $-.04$, molto più vicino a zero rispetto a tutte le altre stime ottenute fino a qui, e grazie allo SE pari a $.099$ accetto abbondantemente l'ipotesi nulla di uguaglianza a zero del parametro. Anche qui il test di validità degli strumenti rifiuta l'ipotesi nulla. Infine, il valore stimato per l'elasticità della domanda di vino al variare del reddito diventa addirittura positivo, con

una varianza ancora più alta rispetto al 1991 che rende anche questo parametro significativamente non diverso da zero; anche in questo caso gli strumenti non sono validi.

Si vede come col passare degli anni le stime del parametro diventino positive, anche se non statisticamente diverse da zero; inoltre viene rifiutata in due anni su tre l'ipotesi di validità degli strumenti. Probabilmente devo cercare di ridurre gli strumenti aggiuntivi (e quindi i gradi di libertà). Al posto delle classi di risparmio utilizzo questa volta solo due strumenti aggiuntivi, così da garantirmi comunque un grado di libertà per testare la validità degli strumenti. I due strumenti sono *zerorisp* e *newrisp*: la prima è una variabile di tipo dummy che prende valore 1 quando la famiglia ha risparmio nullo e 0 altrimenti; la seconda invece contiene la percentuale di reddito risparmiata, dato che il reddito sia positivo. La regressione con questi nuovi strumenti mi fornisce per il 1986 una stima dell'elasticità pari a -0.174 con SE $.099$; posso accettare l'ipotesi di significatività del parametro solo se accetto un errore del primo tipo del 10%. La stima si avvicina a quella OLS, ma la varianza rimane alta; la statistica di Sargan questa volta accetta ampiamente l'ipotesi di validità degli strumenti. Per il 1991 la stima per *lspesa* è positiva ($.016$) ma non significativa, il test di validità rifiuta ampiamente ($p - value \approx 0$). Anche il parametro dell'equazione del 1996 risulta positivo (più alto rispetto al 1991), ma sempre non significativo; gli strumenti non risultano validi.

Dando uno sguardo d'insieme, sembra esserci una sorta di trend positivo per l'elasticità del vino², trend che sembra avvalorare l'ipotesi che il vino nel tempo stia diventando un bene di lusso. E' vero che le stime puntuali passando dal 1986 al 1996 sono diventate positive, e con un incremento consistente; tuttavia l'elevata varianza delle stime non ci permette di affermare l'effettivo aumento delle elasticità (soprattutto per gli ultimi due anni). Inoltre, solo una volta su

²Si ricorda che la formula per calcolare l'elasticità è:

$$\epsilon_{ih} = 1 + \frac{b_i}{w_{ih}}$$

dove b_i è il parametro per il logaritmo della spesa totale stimato e w_{ih} è la quota di spesa in vino.

sei è stato possibile ritenere gli strumenti validi, troppo poco per fidarsi delle stime.

4.2.3 Le stime della specificazione di Lewbel

Il modello che abbiamo analizzato nel Capitolo 3 suggerito da Lewbel proponeva di moltiplicare tutta l'equazione del budget share per la spesa totale x_h .

Partiamo dalle stime OLS. Per il 1986 i minimi quadrati ordinari ci danno una stima molto bassa di b_i , pari a $-.344$, e con un SE piccolo (.01). Nel 1991 il valore scende ancora fino a $-.36$ e lo standard error rimane piccolo, .014. Infine, le stime dei dati relativi al 1996 sono pari rispettivamente a $-.398$ e .019. Si nota come le stime risultino altamente significative; tuttavia l'inconsistenza è molto alta perchè in questa specificazione non solo il logaritmo della spesa è influenzato dall'errore di misura, ma anche tutte le altre variabili lo sono (costante compresa visto che diventa di fatto la spesa) perchè sono state moltiplicate tutte per la spesa x_h .

Passando alla stima mediante variabili strumentali, dobbiamo ora strumentare tutti i regressori e non solo il logaritmo della spesa: lo faremo utilizzando le variabili originali di tutte le variabili indipendenti, quelle non moltiplicate per la spesa totale. Inoltre, come strumenti aggiuntivi proveremo di nuovo ad utilizzare le variabili indicatrici delle classi di risparmio. Per i tre anni le stime valgono:

Anno	Stime
1986	-.343 (.093)
1991	.058 (.116)
1996	-.268 (.108)

I risultati sono di difficile interpretazione. Per il 1986 la stima è praticamente identica a quella OLS (che sappiamo essere molto distorta), ma con varianza

molto maggiore: evidentemente c'è qualcosa nella specificazione che non va. Nel 1991 addirittura la stima diventa positiva ma sempre con uno standard error elevato. Infine nel 1996 il parametro torna negativo, il valore è basso, e l'SE rimane alto. E' evidente che i problemi permangono: non solo i risultati differiscono tra loro, ma addirittura la stima puntuale ci dice che nel 1991 il vino era un bene di lusso.

Il test di validità degli strumenti rifiuta abbondantemente per i dati del 1986, accetta con un $p - value$ pari a 0.37 per il 1991 e accetta al limite del 5% per il 1996.

Proviamo infine a ristimare il modello proposto da Lewbel, questa volta limitando il numero degli strumenti aggiuntivi (come abbiamo fatto sopra per l'equazione del budget share classica). Teniamo tutte le variabili originali come strumenti delle rispettive versioni moltiplicate per x_h e inseriamo questa volta tre strumenti aggiuntivi: uno per $lspesax$, uno per la costante, che è diventata la spesa, e uno per avere un grado di libertà per effettuare il test. I risultati per i tre anni sono i seguenti:

Anno	Stime
1986	-.294 (.072)
1991	-.06 (.111)
1996	-.246 (.109)

Anche in questo caso le stime differiscono tra di loro, anche se in maniera meno estrema. Il valore della stima puntuale per l'anno 1986 è in qualche modo paragonabile a quello della stessa stima effettuata nel 1996 (se si pensa che tra i due periodi intercorrono dieci anni, le differenze nelle elasticità stimate sono plausibili); per gli standard error invece, la stima del 1986 è inferiore non di poco rispetto a quella del 1996. Il valore del parametro stimato dalla regressione con i dati del 1991 è molto diverso: pur rimanendo negativo, si avvicina molto a

zero, tanto da accettare ampiamente l'ipotesi nulla di non significatività del parametro (nonostante lo scarto quadratico medio sia quasi uguale a quello per le stime degli altri anni).

Nuovamente, affidiamoci al test sulla validità degli strumenti. Per i primi due anni accetto ampiamente l'ipotesi di validità, mentre per il 1996 accetto al limite dell'1%.

Capitolo 5

Conclusioni

Il problema dell'*infrequency purchasing* è un problema con il quale ci si scontra molto spesso quando si cerca di studiare il consumo di alcuni beni partendo dalle spese; non solo compare quando si ha a che fare con beni durevoli, per i quali la spesa viene effettuata sporadicamente (si pensi ogni quanti anni si cambia auto oppure lavatrice), ma anche quando certi tipi di beni non durevoli vengono acquistati per esempio in grosse quantità, per cui le spese registrate sono poche, ma di valore molto grande. Il vino è uno di questi ultimi beni.

Inoltre, quando si stima la domanda di consumo del bene i , lo si fa cercando di spiegare anche come varia la quantità domandata al variare del reddito. Tuttavia, anche questa variabile risulta molto distorta, in particolare soffre di *selection bias*: la maggior parte delle persone è avversa nel rivelare qual'è il suo reddito e risulta plausibile pensare che chi non lo rivela abbia delle caratteristiche particolari (ad esempio, chi ha un reddito molto alto o molto basso), per cui il campione risulta spontaneamente selezionato. La maggior parte delle volte si usa quindi come indicatore del reddito la spesa totale, che per costruzione è misurata con errore (perché somma di variabili tra le quali almeno una è misurata con errore), e tale errore è evidentemente correlato con quello della spesa per il bene in questione.

Per la non-linearità che deriva da questi errori di misura le stime OLS che otteniamo regredendo la spesa per il bene i (o il suo budget share) sulla spesa

totale e altre variabili di controllo risultano inconsistenti. Il passaggio alla stima con le variabili strumentali non risolve il problema.

Arthur Lewbel propone una specificazione diversa del modello lineare, nel quale tutte le variabili dell'equazione vengono moltiplicate per la spesa totale: in questo modo egli dimostra che si possono ottenere stime consistenti per il parametro che misura la correlazione tra variabile dipendente e spesa totale (usata come indicatore del reddito). La proposta risulta molto affascinante per diverse ragioni: il modello è molto semplice in cui l'unica diversità è rappresentata dalla diversa natura delle variabili utilizzate e che non richiede informazioni aggiuntive; risulta facilmente implementabile e dà la possibilità di introdurre estensioni al modello base (per esempio con l'uso di un'equazione di secondo grado per spiegare la domanda oppure con l'assunzione di diverse distribuzioni delle variabili).

Come si è visto però i risultati ottenuti non sono stati confortanti. Mentre le stime effettuate sull'equazione standard, benché distorte o non significative, mostrano un trend crescente per l'elasticità del consumo di vino al variare del reddito, le stime effettuate sull'equazione proposta da Lewbel non sembrano seguire un'evoluzione in particolare: tra i tre anni, le stime per i valori ottenuti per il 1991 sono molto vicini a zero o addirittura positivi, per poi ritornare negativi nel 1996. Le varianze elevate ottenute con le stime IV non ci permettono di accettare con sicurezza la significatività dei parametri; inoltre, gli strumenti non risultano sempre validi.

Concludendo, la specificazione suggerita da Lewbel risulta molto semplice e di facile costruzione; tuttavia, non dà una risposta certa e affidabile al problema della distorsione da errore di misura. Forse, l'utilizzo di un modello non-lineare, a due stadi, anche se un pò più complicato, potrebbe fornire una soluzione al fenomeno dell'*infrequency purchasing*.

Appendice A

Dimostrazione del Teorema 1 e del Corollario 1

Per semplicità ometteremo i pedici i e h . Usando le equazioni (3.8) e (3.14), l'indipendenza di v e V da z e x^* , ed essendo la media condizionata di u nulla, possiamo scrivere:

$$\begin{aligned} E(z x^k w) &= E[z (x^* V)^k (a + b \ln x^* + v + u)/V] \\ &= E[a z x^{*k} V^{k-1} + b z x^{*k} \ln x^* V^{k-1} + z x^{*k} V^{k-1} (v + u)] \\ &= a E(z x^{*k}) E(V^{k-1}) + b E(z x^{*k} \ln x^*) E(V^{k-1}) + \\ &\quad + E(z x^{*k}) E(V^{k-1} v) \end{aligned} \tag{A.1}$$

per ogni k . Allo stesso modo, per ogni k :

$$E(z x^k) = E(z x^{*k}) E(V^k) \tag{A.2}$$

$$\begin{aligned} E(z x^k \ln x) &= E[z x^{*k} V^k (\ln x^* + \ln V)] \\ &= E(z x^{*k} \ln x^*) E(V^k) + E(z x^{*k}) E(V^k \ln V). \end{aligned} \tag{A.3}$$

Risolvendo le equazioni (A.2) e (A.3) per $E(z x^{*k} \ln x^*)$ e $E(z x^{*k})$ otteniamo:

$$E(z x^{*k}) = E(z x^k) / E(V^k) \quad (\text{A.4})$$

$$E(z x^{*k} \ln x^*) = \frac{E(z x^k \ln x)}{E(V^k)} - \frac{E(z x^k) E(V^k \ln V)}{E(V^k)^2}. \quad (\text{A.5})$$

Sostituendo le equazioni (A.4) e (A.5) nella (A.1) si ottiene il Teorema 1.

Per il Corollario 1, lo si ottiene risolvendo le equazioni (3.16) e (3.17) per $k = 1$, usando $E(V^0) = E(V^1) = 1$.

Appendice B

Le stime complete¹

B.1 Anno 1986

B.1.1 Minimi Quadrati Ordinari

Source	SS	df	MS	Number of obs =	33249
Model	5176.40808	34	152.247296	F(34, 33214) =	50.91
Residual	99330.5888	33214	2.9906241	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.0495
				Adj R-squared =	0.0486
Total	104506.997	33248	3.14325664	Root MSE =	1.7293

quota	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lspesa	-.2298489	.0169858	-13.53	0.000	-.2631416	-.1965563
S2	-.0572972	.0269364	-2.13	0.033	-.1100935	-.004501
S3	.0034748	.0267183	0.13	0.897	-.0488941	.0558437
S4	.0428134	.0267191	1.60	0.109	-.0095571	.0951838
fig1	-.221861	.2191845	-1.01	0.311	-.6514703	.2077483
fig2	.0008101	.2297395	0.00	0.997	-.4494874	.4511077
fig3	-.2159289	.2084952	-1.04	0.300	-.624587	.1927292
fig4	-.2140581	.2161774	-0.99	0.322	-.6377735	.2096574

¹Tutti gli outputs riportati in seguito sono stati ottenuti utilizzando il software statistico Stata 7.0 Intercooled di Stata Corporation.

fig5		-.3962168	.2089105	-1.90	0.058	-.8056887	.0132552
adugio		-.1932939	.1955098	-0.99	0.323	-.5765	.1899122
adumed		-.1598498	.1968429	-0.81	0.417	-.5456688	.2259692
aduanz		-.2239392	.198769	-1.13	0.260	-.6135334	.1656551
etacf		.0444772	.0047153	9.43	0.000	.0352352	.0537193
etacf2		-.0003593	.0000445	-8.07	0.000	-.0004466	-.000272
nperc		.1174676	.0483479	2.43	0.015	.0227039	.2122312
unemh		.1841973	.0716432	2.57	0.010	.043774	.3246206
npens		.2254423	.0429736	5.25	0.000	.1412125	.309672
apprend		.2023231	.2259951	0.90	0.371	-.2406352	.6452814
operaio		.1465881	.0379586	3.86	0.000	.072188	.2209883
impieg		.0184082	.0418872	0.44	0.660	-.0636922	.1005085
dirig		-.0887177	.0770087	-1.15	0.249	-.2396575	.0622222
coadiuv		.4053842	.118535	3.42	0.001	.1730513	.6377171
lavinpr		.1704615	.0394682	4.32	0.000	.0931025	.2478205
libprof		.0138242	.078611	0.18	0.860	-.1402561	.1679044
imprend		.039065	.0978905	0.40	0.690	-.1528038	.2309338
centr		-.0589926	.0249934	-2.36	0.018	-.1079806	-.0100047
south		-.0975393	.0239497	-4.07	0.000	-.1444815	-.050597
laurea		-.4539886	.0904182	-5.02	0.000	-.6312114	-.2767658
diploma		-.3250576	.0808491	-4.02	0.000	-.4835248	-.1665905
medie		-.2803021	.0774917	-3.62	0.000	-.4321885	-.1284156
element		-.070316	.0750538	-0.94	0.349	-.2174241	.0767921
notitolo		.0952409	.0779398	1.22	0.222	-.057524	.2480057
sex		.6685152	.0282499	23.66	0.000	.6131445	.723886
nosport		.15723	.0423831	3.71	0.000	.0741577	.2403023
_cons		1.625154	.2745726	5.92	0.000	1.086982	2.163326

B.1.2 Variabili strumentali, classi di risparmio come strumenti aggiuntivi

Instrumental variables (2SLS) regression

```

-----
Total (centered) SS      = 104506.9969
Total (uncentered) SS  = 144469.6601
Residual SS            = 99459.42537

Number of obs = 33249
F( 34, 33200) = 45.51
Prob > F      = 0.0000
Centered R2   = 0.0483
Uncentered R2 = 0.3116
Root MSE     = 1.72955

```

```

-----
      quota |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
      lspesa |  -0.1183621   0.0911449    -1.30   0.194   -0.2970029   0.0602787
           S2 |  -0.0551143   0.0269966    -2.04   0.041   -0.1080268  -0.0022019
           S3 |   0.0012131   0.0267833     0.05   0.964   -0.0512811   0.0537074
           S4 |   0.0336213   0.0277236     1.21   0.225   -0.020716   0.0879585
      fig1 |  -0.1926733   0.2204612    -0.87   0.382   -0.6247693   0.2394226
      fig2 |   0.02427     0.2305388     0.11   0.916   -0.4275777   0.4761177
      fig3 |  -0.1823998   0.2102525    -0.87   0.386   -0.5944871   0.2296875
      fig4 |  -0.1715048   0.2188887    -0.78   0.433   -0.6005188   0.2575092
      fig5 |  -0.3615535   0.2107828    -1.72   0.086   -0.7746801   0.0515732
     adugio |  -0.1577826   0.197603     -0.80   0.425   -0.5450774   0.2295121
     adumed |  -0.0786756   0.2073828    -0.38   0.704   -0.4851383   0.3277872
     aduanz |  -0.1022423   0.2215254    -0.46   0.644   -0.5364241   0.3319395
      etacf |   0.0393098   0.0062822     6.26   0.000   0.0269968   0.0516227
     etacf2 |  -0.0003183   0.0000554    -5.74   0.000  -0.0004269  -0.0002097
      nperc |   0.1136328   0.0484518     2.35   0.019   0.0186691   0.2085966
      unemh |   0.2093748   0.0744511     2.81   0.005   0.0634533   0.3552963
      npens |   0.2349756   0.0436556     5.38   0.000   0.1494122   0.3205391
     apprend |  0.2019277   0.2260227     0.89   0.372  -0.2410688   0.6449241
     operaio |  0.1481176   0.0379831     3.90   0.000   0.0736722   0.222563
      impieg |  0.0181131   0.0418929     0.43   0.665  -0.0639955   0.1002217
      dirig |  -0.1012455   0.0776727    -1.30   0.192  -0.2534811   0.0509901
     coadiuv |  0.3978187   0.1187051     3.35   0.001   0.165161   0.6304764

```

lavinpr		.160765	.040234	4.00	0.000	.0819078	.2396222
libprof		.0019706	.0791949	0.02	0.980	-.1532486	.1571897
imprend		.0093734	.1007653	0.09	0.926	-.1881229	.2068697
centr		-.0696185	.0264134	-2.64	0.008	-.1213877	-.0178492
south		-.1070507	.0251414	-4.26	0.000	-.156327	-.0577744
laurea		-.5441845	.1158704	-4.70	0.000	-.7712862	-.3170827
diploma		-.3990868	.1003684	-3.98	0.000	-.5958052	-.2023684
medie		-.3388311	.0906449	-3.74	0.000	-.5164918	-.1611705
element		-.1158617	.083503	-1.39	0.165	-.2795246	.0478012
notitolo		.0722297	.0801106	0.90	0.367	-.0847843	.2292437
sex		.6322673	.04057	15.58	0.000	.5527516	.711783
nosport		.1946038	.0519414	3.75	0.000	.0928005	.2964071
_cons		.6623337	.8206584	0.81	0.420	-.9461273	2.270795

Sargan statistic (overidentification test of all instruments): 33.896
 Chi-sq(14) P-val = 0.00214

Instrumented: lspesa

Instruments: S2 S3 S4 fig1 fig2 fig3 fig4 fig5 adugio adumed aduanz etacf
 etacf2 nperc unemh npens apprend operaio impieg dirig coadiuv
 lavinpr libprof imprend centr south laurea diploma medie element
 notitolo sex nosport seconda terza quarta quinta sesta settima
 ottava nona decima undices dodices tredices quattord quindice
 sedices

B.1.3 Variabili strumentali, due strumenti aggiuntivi

Instrumental variables (2SLS) regression

```

-----
Number of obs = 33249
F( 34, 33213) = 45.60
Prob > F      = 0.0000
Centered R2   = 0.0492
Uncentered R2 = 0.3122
Root MSE     = 1.72871

Total (centered) SS = 104506.9969
Total (uncentered) SS = 144469.6601
Residual SS       = 99362.81482

```

```

-----

```

quota	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lspesa	-.1740909	.0986495	-1.76	0.078	-.3674404	.0192586
S2	-.0562055	.0269937	-2.08	0.037	-.1091122	-.0032988
S3	.0023437	.0267813	0.09	0.930	-.0501466	.054834
S4	.0382161	.0278853	1.37	0.171	-.016438	.0928702
fig1	-.2072634	.2205767	-0.94	0.347	-.6395858	.2250591
fig2	.0125431	.2305644	0.05	0.957	-.4393548	.464441
fig3	-.19916	.2104584	-0.95	0.344	-.6116508	.2133309
fig4	-.1927759	.2192588	-0.88	0.379	-.6225152	.2369635
fig5	-.3788806	.2110088	-1.80	0.073	-.7924501	.034689
adugio	-.1755336	.1978746	-0.89	0.375	-.5633606	.2122934
adumed	-.1192521	.2091057	-0.57	0.568	-.5290918	.2905876
aduanz	-.1630748	.225239	-0.72	0.469	-.6045351	.2783856
etacf	.0418928	.0065196	6.43	0.000	.0291146	.054671
etacf2	-.0003388	.0000571	-5.93	0.000	-.0004507	-.0002268
nperc	.1155497	.0484458	2.39	0.017	.0205978	.2105016
unemh	.1967894	.0749042	2.63	0.009	.0499798	.3435989
npens	.2302102	.0437543	5.26	0.000	.1444535	.315967
apprend	.2021253	.225913	0.89	0.371	-.240656	.6449067
operaio	.1473531	.0379682	3.88	0.000	.0729368	.2217693
impieg	.0182606	.0418727	0.44	0.663	-.0638084	.1003296
dirig	-.0949832	.0777513	-1.22	0.222	-.247373	.0574066
coadiuv	.4016005	.1186752	3.38	0.001	.1690013	.6341996
lavinpr	.165612	.0403489	4.10	0.000	.0865295	.2446945

libprof		.0078958	.0792587	0.10	0.921	-.1474483	.1632399
imprend		.0242153	.1012194	0.24	0.811	-.1741711	.2226017
centr		-.064307	.0266458	-2.41	0.016	-.1165318	-.0120821
south		-.1022962	.0253358	-4.04	0.000	-.1519535	-.0526389
laurea		-.4990984	.1197933	-4.17	0.000	-.7338889	-.2643078
diploma		-.3620819	.1034195	-3.50	0.000	-.5647805	-.1593834
medie		-.3095743	.0927539	-3.34	0.001	-.4913686	-.1277799
element		-.0930948	.0848825	-1.10	0.273	-.2594615	.0732719
notitolo		.0837323	.0804519	1.04	0.298	-.0739505	.241415
sex		.6503865	.0423762	15.35	0.000	.5673306	.7334424
nosport		.1759218	.053444	3.29	0.001	.0711734	.2806702
_cons		1.143618	.8829834	1.30	0.195	-.5869977	2.874233

Sargan statistic (overidentification test of all instruments): 0.153

Chi-sq(1) P-val = 0.69525

Instrumented: lspesa

Instruments: S2 S3 S4 fig1 fig2 fig3 fig4 fig5 adugio adumed aduanz etacf
 etacf2 nperc unemh npens apprend operaio impieg dirig coadiuv
 lavinpr libprof imprend centr south laurea diploma medie element
 notitolo sex nosport zerorisp newrisp

B.1.4 Minimi Quadrati Ordinari del modello di Lewbel

Source	SS	df	MS	Number of obs = 33249		
Model	1.9582e+13	35	5.5949e+11	F(35, 33214) = 380.45		
Residual	4.8844e+13	33214	1.4706e+09	Prob > F = 0.0000		
				R-squared = 0.2862		
				Adj R-squared = 0.2854		
Total	6.8426e+13	33249	2.0580e+09	Root MSE = 38348		

quotax	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
spesa	3.610805	.2289409	15.77	0.000	3.162073	4.059538
lspesax	-.344139	.0103225	-33.34	0.000	-.3643714	-.3239066
S2x	-4.469872	1.7357	-2.58	0.010	-7.871905	-1.067839
S3x	-5.11057	1.687683	-3.03	0.002	-8.418488	-1.802651
S4x	3.139305	1.624178	1.93	0.053	-.0441422	6.322751
fig1x	-13.69	13.25986	-1.03	0.302	-39.6798	12.29979
fig2x	-5.10747	13.62613	-0.37	0.708	-31.81516	21.60022
fig3x	-20.19697	12.51366	-1.61	0.107	-44.72418	4.330239
fig4x	-18.69553	12.86322	-1.45	0.146	-43.90791	6.516842
fig5x	-17.7365	12.33403	-1.44	0.150	-41.91163	6.438623
adugiox	-19.89796	11.74355	-1.69	0.090	-42.91573	3.119814
adumedx	-10.74184	11.93377	-0.90	0.368	-34.13244	12.64877
aduanzx	-8.278963	12.10085	-0.68	0.494	-31.99707	15.43914
etacfx	1.992849	.3632352	5.49	0.000	1.280896	2.704803
etacf2x	-.0156129	.0037082	-4.21	0.000	-.0228811	-.0083446
npercx	-1.018774	3.038463	-0.34	0.737	-6.974269	4.936721
unemhx	10.34715	6.034315	1.71	0.086	-1.480321	22.17462
npensx	4.499535	4.301368	1.05	0.296	-3.931298	12.93037
apprendx	-3.987088	11.1663	-0.36	0.721	-25.87342	17.89925
operaiox	.6938679	2.653019	0.26	0.794	-4.506144	5.89388
impiegx	-5.09071	2.74553	-1.85	0.064	-10.47205	.2906254
dirigx	-13.13935	3.688719	-3.56	0.000	-20.36937	-5.909326
coadiuvx	10.66787	6.952966	1.53	0.125	-2.960186	24.29593
lavinprx	-.4981041	2.620285	-0.19	0.849	-5.633956	4.637748
libprofx	-3.354638	3.860164	-0.87	0.385	-10.9207	4.21142
imprendx	7.524195	4.468193	1.68	0.092	-1.233621	16.28201

centrx	-3.520981	1.486937	-2.37	0.018	-6.435431	-.6065311
southx	-5.365065	1.516047	-3.54	0.000	-8.336571	-2.393558
laureax	-8.854418	9.614609	-0.92	0.357	-27.69939	9.990555
diplomax	-5.203184	9.465642	-0.55	0.583	-23.75618	13.34981
mediex	-1.519386	9.392962	-0.16	0.871	-19.92992	16.89115
elementx	5.872215	9.343672	0.63	0.530	-12.44171	24.18614
notitolx	17.57315	9.679464	1.82	0.069	-1.398937	36.54525
sexx	29.30978	2.334569	12.55	0.000	24.73394	33.88562
nospportx	5.931211	2.208727	2.69	0.007	1.602027	10.26039

B.1.5 Variabili strumentali del modello di Lewbel, strumenti aggiuntivi dati dalle classi di risparmio

Instrumental variables (2SLS) regression

```

-----
                                         Number of obs =   33249
                                         F( 35, 33201) =         .
                                         Prob > F       =         .
Total (centered) SS      =  5.29417e+13      Centered R2   =   0.0442
Total (uncentered) SS  =  6.84263e+13      Uncentered R2 =   0.2605
Residual SS             =  5.06006e+13      Root MSE     =  39011.1

```

```

-----
      quotax |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
    lspedesax |  -0.3436159   0.0933565   -3.68  0.000   -0.5265912   -0.1606406
      spesa |  -2.776341    5.144408    -0.54  0.589   -12.8592     7.306514
        S2x |  -2.882766    3.445956    -0.84  0.403   -9.636716    3.871183
        S3x |  -1.332528    3.423457    -0.39  0.697   -8.04238     5.377323
        S4x |   5.737375    3.947289     1.45  0.146   -1.999169    13.47392
    fig1x |  277.8383    274.9511     1.01  0.312   -261.0559    816.7325
    fig2x |  280.4194    263.775     1.06  0.288    -236.57     797.4089
    fig3x |  253.2181    253.9362     1.00  0.319   -244.4878     750.924
    fig4x |  238.2619    241.5704     0.99  0.324   -235.2074    711.7312
    fig5x |  221.6826    231.9851     0.96  0.339   -232.9998    676.3649
   adugiox |  238.0717    241.0715     0.99  0.323   -234.4198    710.5631
   adumedx |  234.7396    230.9824     1.02  0.310   -217.9775    687.4567
   aduanzx |  229.6819    229.8291     1.00  0.318   -220.7748    680.1387
    etacfx |   7.318076    4.379544     1.67  0.095   -1.265673    15.90183
   etacf2x |  -0.0604397   0.0369802    -1.63  0.102   -0.1329196    0.0120402
    npercx |  18.74934    15.89299     1.18  0.238   -12.40035    49.89903
    unemhx |  17.73102     9.823415     1.80  0.071   -1.52252     36.98456
    npensx |   9.969868    6.872319     1.45  0.147   -3.499629    23.43937
   apprendx |   6.345921    17.32453     0.37  0.714   -27.60954    40.30138
   operaiox |  10.00557     5.819811     1.72  0.086   -1.401045    21.41219
   impiegx |   0.0563911    4.579854     0.01  0.990   -8.919958     9.03274
   dirigx |  -10.45577    4.759159    -2.20  0.028   -19.78355   -1.127986
   coadiuvx |  27.31957    10.8567     2.52  0.012    6.040837    48.59831

```

lavinprx	6.646623	4.398916	1.51	0.131	-1.975093	15.26834
libprofx	-3.952592	5.479853	-0.72	0.471	-14.69291	6.787723
imprendx	4.864515	6.478882	0.75	0.453	-7.833859	17.56289
centrx	-2.658451	2.095975	-1.27	0.205	-6.766487	1.449584
southx	-4.361042	1.958323	-2.23	0.026	-8.199284	-.5228002
laureax	66.03977	91.70437	0.72	0.471	-113.6975	245.777
diplomax	75.93865	93.2985	0.81	0.416	-106.9231	258.8004
mediex	77.26229	90.90173	0.85	0.395	-100.9018	255.4264
elementx	84.74284	85.90432	0.99	0.324	-83.62653	253.1122
notitolx	101.597	88.94418	1.14	0.253	-72.73037	275.9244
sexx	45.96692	6.595612	6.97	0.000	33.03976	58.89408
nosportx	16.88973	7.515939	2.25	0.025	2.15876	31.6207

Sargan statistic (overidentification test of all instruments): 30.373

Chi-sq(13) P-val = 0.00416

Instrumented: lspecax spesa S2x S3x S4x fig1x fig2x fig3x fig4x fig5x adugiox
adumedx aduanzx etacfx etacf2x npercx unemhx npensx apprendx
operaiox impiegx dirigx coadiuvx lavinprx libprofx imprendx
centrx southx laureax diplomax mediex elementx notitolx sexx
nosportx

Instruments: S2 S3 S4 fig1 fig2 fig3 fig4 fig5 adugio adumed aduanz etacf
etacf2 nperc unemh npens apprend operaio impieg dirig coadiuv
lavinpr libprof imprend centr south laurea diploma medie element
notitolo sex nosport seconda terza quarta quinta sesta settima
ottava nona decima undices dodices tredices quattord quindice
sedices

B.1.6 Variabili strumentali del modello di Lewbel, tre strumenti aggiuntivi

Instrumental variables (2SLS) regression

```

-----
                                         Number of obs =   33249
                                         F( 35, 33213) =      .
                                         Prob > F      =      .
Total (centered) SS      =  5.29417e+13      Centered R2      =  0.0731
Total (uncentered) SS   =  6.84263e+13      Uncentered R2   =  0.2829
Residual SS             =  4.90700e+13      Root MSE       =  38416.6

```

```

-----
      quotax |      Coef.   Std. Err.    z   P>|z|   [95% Conf. Interval]
-----+-----
      lspecax |  -0.2943206   0.0729406   -4.04  0.000   -0.4372815   -0.1513597
      spesa  |   3.809733    2.222442    1.71  0.086   -0.5461731    8.165638
      S2x    |  -6.095034    2.485578   -2.45  0.014  -10.96668   -1.223391
      S3x    |  -4.516999    2.433041   -1.86  0.063   -9.285672    .2516744
      S4x    |   1.994802    2.536561    0.79  0.432   -2.976767    6.966371
      fig1x  |  -63.68699   112.4368   -0.57  0.571  -284.0591   156.6851
      fig2x  |  -47.30556   107.9953   -0.44  0.661  -258.9724   164.3613
      fig3x  |  -62.52609   103.8429   -0.60  0.547  -266.0545   141.0023
      fig4x  |  -62.42899    99.04793   -0.63  0.529  -256.5594   131.7014
      fig5x  |  -66.3611    95.08326   -0.70  0.485  -252.7209   119.9987
      adugiox |  -61.71747   98.57389   -0.63  0.531  -254.9187   131.4838
      adumedx |  -52.85014   94.80117   -0.56  0.577  -238.657    132.9567
      aduanzx |  -57.63151   94.64316   -0.61  0.543  -243.1287   127.8657
      etacfx  |   2.011506    1.816976    1.11  0.268   -1.549701    5.572713
      etacf2x |  -0.015693    0.0155768  -1.01  0.314   -0.0462229    .014837
      npercx  |   0.0583113    7.384204    0.01  0.994  -14.41446   14.53109
      unemhx  |   9.515362    7.906131    1.20  0.229   -5.980371   25.01109
      npensx  |  14.09019    6.027735    2.34  0.019    2.27605    25.90434
      appendx |   0.2212692   16.34874    0.01  0.989  -31.82167   32.26421
      operaiox |  4.125357    3.941444    1.05  0.295   -3.599732   11.85045
      impiegx |  -3.476677    3.723621   -0.93  0.350  -10.77484    3.821487
      dirigx  | -10.57269    4.679964   -2.26  0.024  -19.74525   -1.40013

```

coadiuvx		19.22448	8.891964	2.16	0.031	1.796552	36.65241
lavinprx		3.495823	3.587705	0.97	0.330	-3.535949	10.52759
libprofx		-6.362534	4.998557	-1.27	0.203	-16.15953	3.434457
imprendx		1.849904	5.831718	0.32	0.751	-9.580054	13.27986
centrx		-3.408965	1.957156	-1.74	0.082	-7.24492	.4269895
southx		-4.914094	1.890471	-2.60	0.009	-8.619349	-1.208839
laureax		-44.59682	38.55096	-1.16	0.247	-120.1553	30.96169
diplomax		-37.01147	39.1251	-0.95	0.344	-113.6953	39.67232
mediex		-33.08654	38.17044	-0.87	0.386	-107.8992	41.72614
elementx		-19.47674	36.27433	-0.54	0.591	-90.57312	51.61964
notitolx		-6.967883	37.65837	-0.19	0.853	-80.77693	66.84116
sexx		39.77573	4.105306	9.69	0.000	31.72948	47.82198
nospportx		7.877331	4.281856	1.84	0.066	-.5149526	16.26962

Sargan statistic (overidentification test of all instruments): 0.429
 Chi-sq(1) P-val = 0.51267

Instrumented: lspecax spesa S2x S3x S4x fig1x fig2x fig3x fig4x fig5x adugiox
 adumedx aduanzx etacfx etacf2x npercx unemhx npensx apprendx
 operaiox impiegx dirigx coadiuvx lavinprx libprofx imprendx
 centrx southx laureax diplomax mediex elementx notitolx sexx
 nospportx

Instruments: S2 S3 S4 fig1 fig2 fig3 fig4 fig5 adugio adumed aduanz etacf
 etacf2 nperc unemh npens apprend operaio impieg dirig coadiuv
 lavinpr libprof imprend centr south laurea diploma medie element
 notitolo sex nospport zerorisp newrisp lnewrisp

B.2 Anno 1991

B.2.1 Minimi Quadrati Ordinari

Source	SS	df	MS	Number of obs =	32148
Model	5799.48681	34	170.573142	F(34, 32113) =	45.70
Residual	119849.274	32113	3.7321108	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.0462
				Adj R-squared =	0.0451
Total	125648.761	32147	3.9085688	Root MSE =	1.9319

quota	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lspesa	-.2416609	.0203656	-11.87	0.000	-.2815784	-.2017435
S2	-.0841953	.0303932	-2.77	0.006	-.143767	-.0246235
S3	-.09301	.0303387	-3.07	0.002	-.152475	-.0335449
S4	.0314564	.0304691	1.03	0.302	-.0282641	.0911769
fig1	-.2573409	.261458	-0.98	0.325	-.7698084	.2551266
fig2	-.2198525	.2748624	-0.80	0.424	-.7585932	.3188882
fig3	-.1495396	.2535176	-0.59	0.555	-.6464437	.3473645
fig4	-.1936879	.2629825	-0.74	0.461	-.7091435	.3217677
fig5	-.2987755	.2503725	-1.19	0.233	-.7895151	.1919642
adugio	-.2533252	.2346041	-1.08	0.280	-.7131581	.2065077
adumed	-.1359178	.2359618	-0.58	0.565	-.5984119	.3265762
aduanz	-.0967824	.2384515	-0.41	0.685	-.5641563	.3705916
etacf	.0454801	.0053109	8.56	0.000	.0350706	.0558897
etacf2	-.0003747	.0000493	-7.60	0.000	-.0004714	-.000278
nperc	.135212	.054527	2.48	0.013	.028337	.2420871
unemh	.0925336	.0964681	0.96	0.337	-.0965475	.2816148
npens	.1277949	.0481818	2.65	0.008	.0333568	.222233
apprend	.2448153	.3490107	0.70	0.483	-.4392587	.9288894
operaio	.0180885	.0435503	0.42	0.678	-.0672717	.1034488
impieg	-.0332508	.0467666	-0.71	0.477	-.124915	.0584135
dirig	-.11146	.0820613	-1.36	0.174	-.2723032	.0493831
coadiuv	.1302443	.135648	0.96	0.337	-.1356308	.3961194
lavinpr	-.0258775	.0453104	-0.57	0.568	-.1146875	.0629326
libprof	-.0281731	.0809512	-0.35	0.728	-.1868406	.1304944

imprend		-.1285938	.1073056	-1.20	0.231	-.338917	.0817293
centr		-.1269044	.0287516	-4.41	0.000	-.1832586	-.0705503
south		.0005578	.0272886	0.02	0.984	-.0529289	.0540445
laurea		-.5981023	.1138582	-5.25	0.000	-.8212687	-.374936
diploma		-.5262943	.1051127	-5.01	0.000	-.7323192	-.3202695
medie		-.4025872	.1024867	-3.93	0.000	-.6034651	-.2017094
element		-.221271	.1001824	-2.21	0.027	-.4176323	-.0249096
notitolo		-.130681	.1043629	-1.25	0.211	-.3352361	.0738742
sex		.8303144	.0317658	26.14	0.000	.7680521	.8925766
nosport		.1510525	.0443185	3.41	0.001	.0641866	.2379184
_cons		1.894215	.3362364	5.63	0.000	1.235179	2.553251

B.2.2 Variabili strumentali, classi di risparmio come strumenti aggiuntivi

Instrumental variables (2SLS) regression

```

-----
                                         Number of obs =   32148
                                         F( 34, 32099) =   41.44
                                         Prob > F       =   0.0000
Total (centered) SS      = 125648.7611      Centered R2    =   0.0433
Total (uncentered) SS  = 163871.4146      Uncentered R2 =   0.2664
Residual SS             = 120213.5635      Root MSE      =   1.93375

```

```

-----
      quota |      Coef.   Std. Err.    z   P>|z|   [95% Conf. Interval]
-----+-----
      lspesa |  -.0404534   .0999101   -0.40  0.686   - .2362736   .1553667
           S2 |  -.0789027   .0305313   -2.58  0.010   - .138743   -.0190624
           S3 |  -.0981065   .0304692   -3.22  0.001   - .1578249   -.0383881
           S4 |   .0122935   .0318896    0.39  0.700   - .0502089   .0747959
      fig1 |  -.1855816   .2640269   -0.70  0.482   - .7030648   .3319016
      fig2 |  -.1541039   .2769801   -0.56  0.578   - .6969749   .3887671
      fig3 |   -.06049    .2574299   -0.23  0.814   - .5650434   .4440634
      fig4 |  -.104099    .2668165   -0.39  0.696   - .6270498   .4188517
      fig5 |  -.2163066   .2538023   -0.85  0.394   - .7137499   .2811368
     adugio |  -.1744171   .2379445   -0.73  0.464   - .6407798   .2919456
     adumed |   .0256392   .2489056    0.10  0.918   - .4622068   .5134851
     aduanz |   .1386016   .2646926    0.52  0.601   - .3801864   .6573896
      etacf |   .0364578   .0068917    5.29  0.000    .0229502   .0499653
     etacf2 |  -.000304    .0000602   -5.05  0.000   - .0004219   -.0001861
      nperc |   .1245316   .0548265    2.27  0.023    .0170737   .2319895
      unemh |   .1337942   .0986231    1.36  0.175   - .0595034   .3270919
      npens |   .1372279   .0484462    2.83  0.005    .0422752   .2321806
     apprend |   .2562823   .3493948    0.73  0.463   - .4285189   .9410836
     operaio |   .0237728   .0436802    0.54  0.586   - .0618388   .1093844
      impieg |  -.0360396   .0468317   -0.77  0.442   - .1278281   .055749
      dirig |  -.129862    .0826268   -1.57  0.116   - .2918075   .0320835
     coadiuv |   .132586    .1357847    0.98  0.329   - .1335473   .3987192

```

lavinpr		-.0398367	.0458593	-0.87	0.385	-.1297193	.0500458
libprof		-.05253	.0818905	-0.64	0.521	-.2130324	.1079724
imprend		-.1776263	.1100229	-1.61	0.106	-.3932672	.0380146
centr		-.1479145	.030538	-4.84	0.000	-.207768	-.0880611
south		-.019497	.0290027	-0.67	0.501	-.0763413	.0373473
laurea		-.7396482	.1331287	-5.56	0.000	-1.000576	-.4787207
diploma		-.6396828	.1187783	-5.39	0.000	-.872484	-.4068815
medie		-.4904767	.1111274	-4.41	0.000	-.7082824	-.2726711
element		-.2849134	.1049436	-2.71	0.007	-.4905992	-.0792277
notitolo		-.1564994	.1052157	-1.49	0.137	-.3627183	.0497195
sex		.7655229	.0447549	17.10	0.000	.6778049	.8532409
nosport		.2169396	.0547152	3.96	0.000	.1096997	.3241794
_cons		.0846068	.9418498	0.09	0.928	-1.761385	1.930598

Sargan statistic (overidentification test of all instruments): 33.631
 Chi-sq(14) P-val = 0.00233

Instrumented: lspesa

Instruments: S2 S3 S4 fig1 fig2 fig3 fig4 fig5 adugio adumed aduanz etacf
 etacf2 nperc unemh npens apprend operaio impieg dirig coadiuv
 lavinpr libprof imprend centr south laurea diploma medie element
 notitolo sex nosport seconda terza quarta quinta sesta settima
 ottava nona decima undices dodices tredices quattord quindice
 sedices

B.2.3 Variabili strumentali, due strumenti aggiuntivi

Instrumental variables (2SLS) regression

```

-----
Number of obs = 32148
F( 34, 32112) = 41.36
Prob > F      = 0.0000
Centered R2   = 0.0414
Uncentered R2 = 0.2650
Root MSE     = 1.93564

Total (centered) SS   = 125648.7611
Total (uncentered) SS = 163871.4146
Residual SS          = 120449.1447

```

```

-----
      quota |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
    lspesa |   .0165352   .1060566     0.16   0.876   - .1913319   .2244022
         S2 |  -.0774037   .0305753    -2.53   0.011   - .1373302  -.0174772
         S3 |  -.09955    .0305121    -3.26   0.001   - .1593526  -.0397474
         S4 |   .0068659   .0320974     0.21   0.831   - .0560438   .0697757
     fig1 |  -.165257    .2645852    -0.62   0.532   - .6838346   .3533205
     fig2 |  -.1354817   .2774913    -0.49   0.625   - .6793546   .4083912
     fig3 |  -.0352682   .2581553    -0.14   0.891   - .5412434   .4707069
     fig4 |  -.0787245    .26754     -0.29   0.769   - .6030933   .4456443
     fig5 |  -.1929486   .2544626    -0.76   0.448   - .6916862   .3057889
    adugio |  -.1520677   .2385796    -0.64   0.524   - .6196752   .3155398
    adumed |   .0713975   .2507568     0.28   0.776   - .4200768   .5628717
    aduanz |   .2052702   .2681516     0.77   0.444   - .3202973   .7308376
     etacf |   .0339023   .0070778     4.79   0.000    .0200301   .0477746
     etacf2 | -.000284    .0000615    -4.62   0.000   - .0004045  -.0001635
     nperc |   .1215065   .0549122     2.21   0.027    .0138807   .2291324
     unemh |   .1454806   .0989847     1.47   0.142   - .0485259   .3394871
     npens |   .1398997   .0485218     2.88   0.004    .0447986   .2350007
    apprend |   .2595302   .3497428     0.74   0.458   - .4259531   .9450135
    operaio |   .0253828   .0437343     0.58   0.562   - .0603349   .1111005
     impieg |  -.0368294   .0468802    -0.79   0.432   - .1287129   .055054
     dirig |  -.135074    .0827707    -1.63   0.103   - .2973016   .0271535
    coadiuv |   .1332492   .1359184     0.98   0.327   - .1331459   .3996443
    lavinpr |  -.0437905   .0459695    -0.95   0.341   - .1338891   .0463081

```

libprof		-.0594287	.082082	-0.72	0.469	-.2203065	.1014491
imprend		-.1915139	.1104662	-1.73	0.083	-.4080236	.0249958
centr		-.1538653	.0307894	-5.00	0.000	-.2142115	-.0935192
south		-.0251772	.0292436	-0.86	0.389	-.0824936	.0321392
laurea		-.7797386	.1355537	-5.75	0.000	-1.045419	-.5140582
diploma		-.6717981	.1205478	-5.57	0.000	-.9080674	-.4355288
medie		-.51537	.1123001	-4.59	0.000	-.7354741	-.2952658
element		-.3029391	.1056383	-2.87	0.004	-.5099863	-.0958919
notitolo		-.1638121	.1054161	-1.55	0.120	-.3704238	.0427997
sex		.7471718	.0462187	16.17	0.000	.6565848	.8377589
nosport		.235601	.0559757	4.21	0.000	.1258907	.3453112
_cons		-.4279342	.9948054	-0.43	0.667	-2.377717	1.521849

Sargan statistic (overidentification test of all instruments): 23.274

Chi-sq(1) P-val = 0.00000

Instrumented: lspesa

Instruments: S2 S3 S4 fig1 fig2 fig3 fig4 fig5 adugio adumed aduanz etacf
 etacf2 nperc unemh npens apprend operaio impieg dirig coadiuv
 lavinpr libprof imprend centr south laurea diploma medie element
 notitolo sex nosport zerorisp newrisp

B.2.4 Minimi Quadrati Ordinari del modello di Lewbel

Source	SS	df	MS	Number of obs =	32148
Model	2.8561e+13	35	8.1603e+11	F(35, 32113) =	214.66
Residual	1.2208e+14	32113	3.8015e+09	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.1896
				Adj R-squared =	0.1887
Total	1.5064e+14	32148	4.6858e+09	Root MSE =	61656

quotax	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
spesa	3.280591	.3226693	10.17	0.000	2.648147	3.913035
lspesax	-.3609175	.0146924	-24.56	0.000	-.3897153	-.3321198
S2x	-10.1615	3.104876	-3.27	0.001	-16.24717	-4.075825
S3x	-13.8533	3.01117	-4.60	0.000	-19.7553	-7.951288
S4x	17.88326	2.965094	6.03	0.000	12.07156	23.69496
fig1x	59.38134	24.36671	2.44	0.015	11.62167	107.141
fig2x	47.99662	25.41475	1.89	0.059	-1.817257	97.8105
fig3x	60.7904	23.21669	2.62	0.009	15.28481	106.296
fig4x	40.66195	23.96721	1.70	0.090	-6.31468	87.63858
fig5x	28.68686	22.71246	1.26	0.207	-15.83042	73.20415
adugiox	44.07812	21.34057	2.07	0.039	2.249792	85.90645
adumedx	54.39861	21.64935	2.51	0.012	11.96507	96.83214
aduanzx	50.94989	21.93352	2.32	0.020	7.959368	93.94041
etacfx	4.952811	.623064	7.95	0.000	3.731582	6.17404
etacf2x	-.0393841	.0062407	-6.31	0.000	-.051616	-.0271521
npercx	10.04044	5.427575	1.85	0.064	-.5978154	20.67869
unemhx	3.37818	12.62796	0.27	0.789	-21.3731	28.12946
npensx	6.844083	7.31089	0.94	0.349	-7.485538	21.1737
apprendx	52.69172	39.95382	1.32	0.187	-25.61928	131.0027
operaiox	6.260881	4.718913	1.33	0.185	-2.988368	15.51013
impiegx	-5.401484	4.715918	-1.15	0.252	-14.64486	3.841893
dirigx	-3.709829	6.295032	-0.59	0.556	-16.04833	8.628671
coadiuvx	7.757662	15.47175	0.50	0.616	-22.56755	38.08287
lavinprx	-5.367153	4.66039	-1.15	0.249	-14.50169	3.767387
libprofx	1.971409	6.245462	0.32	0.752	-10.26993	14.21275
impren dx	-8.649596	7.421072	-1.17	0.244	-23.19518	5.895986

centrx	-12.09974	2.627688	-4.60	0.000	-17.2501	-6.949368
southx	11.78413	2.711179	4.35	0.000	6.470114	17.09814
laureax	-88.52835	17.57603	-5.04	0.000	-122.978	-54.07867
diplomax	-82.5203	17.33231	-4.76	0.000	-116.4923	-48.54833
mediex	-76.23435	17.27273	-4.41	0.000	-110.0896	-42.37915
elementx	-56.91168	17.19394	-3.31	0.001	-90.61246	-23.2109
notitolx	-63.65129	18.0688	-3.52	0.000	-99.06681	-28.23576
sexx	43.56322	3.961371	11.00	0.000	35.79878	51.32765
nospportx	-11.8591	3.704326	-3.20	0.001	-19.11972	-4.598483

B.2.5 Variabili strumentali del modello di Lewbel, strumenti aggiuntivi dati dalle classi di risparmio

Instrumental variables (2SLS) regression

```

-----
                                         Number of obs =   32148
                                         F( 35, 32100) =         .
                                         Prob > F       =         .
Total (centered) SS      =  1.28930e+14      Centered R2   =  -0.0094
Total (uncentered) SS  =  1.50638e+14      Uncentered R2 =   0.1360
Residual SS            =  1.30147e+14      Root MSE     =  63626.7

```

```

-----
      quotax |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
    lspedesax |   .0586526   .116974     0.50   0.616   - .1706123   .2879175
      spesa |   7.505114   5.718035     1.31   0.189   -3.702028   18.71226
        S2x |  -13.68364   5.216311    -2.62   0.009   -23.90743  -3.459862
        S3x |  -18.74476   5.512529    -3.40   0.001   -29.54911  -7.940397
        S4x |   .4787276   5.565237     0.09   0.931   -10.42894   11.38639
      fig1x |  -489.5104   377.3883    -1.30   0.195   -1229.178   250.1571
      fig2x |  -466.8514   359.1388    -1.30   0.194   -1170.75    237.0477
      fig3x |  -436.2925   348.7174    -1.25   0.211   -1119.766    247.181
      fig4x |  -435.0868   338.0465    -1.29   0.198   -1097.646   227.4721
      fig5x |  -426.3289   323.6401    -1.32   0.188   -1060.652   207.9941
    adugiox |  -429.9251   329.7909    -1.30   0.192   -1076.303   216.4533
    adumedx |  -394.2743   323.1093    -1.22   0.222   -1027.557   239.0083
    aduanzx |  -376.3225   321.4605    -1.17   0.242   -1006.373   253.7284
      etacfx |   -4.227746   5.708524    -0.74   0.459   -15.41625   6.960756
    etacf2x |   .0348856   .0478838     0.73   0.466   - .0589649   .1287361
      npercx |  -24.87307   20.10818    -1.24   0.216   -64.28438   14.53824
      unemhx |   -.0527202   18.23226    -0.00   0.998   -35.78729   35.68185
      npensx |   19.28917   11.18059     1.73   0.084   -2.624387   41.20273
    apprendx |   47.71415   48.07487     0.99   0.321   -46.51087   141.9392
    operaiox |   -5.21987   8.562991    -0.61   0.542   -22.00302   11.56328
    impiegx |  -10.28324   7.314206    -1.41   0.160   -24.61882   4.052342
      dirigx |  -11.1022    8.133149    -1.37   0.172   -27.04288   4.838477
    coadiuvx |   3.870733   20.08511     0.19   0.847   -35.49536   43.23683

```

lavinprx		-12.44871	7.224311	-1.72	0.085	-26.6081	1.710677
libprofx		-12.21366	9.162583	-1.33	0.183	-30.172	5.744671
imprendx		-32.51498	11.19403	-2.90	0.004	-54.45486	-10.57509
centrx		-19.28296	3.959407	-4.87	0.000	-27.04325	-11.52266
southx		.5760911	3.929309	0.15	0.883	-7.125213	8.277395
laureax		-283.5818	146.5538	-1.94	0.053	-570.822	3.658347
diplomax		-276.7923	148.4545	-1.86	0.062	-567.7578	14.17323
mediex		-259.9507	147.0771	-1.77	0.077	-548.2166	28.31508
elementx		-230.4633	141.0116	-1.63	0.102	-506.8409	45.91432
notitolx		-226.903	146.306	-1.55	0.121	-513.6575	59.8515
sexx		45.81137	8.040602	5.70	0.000	30.05208	61.57066
nosportx		4.218907	9.332666	0.45	0.651	-14.07278	22.5106

Sargan statistic (overidentification test of all instruments): 13.995

Chi-sq(13) P-val = 0.37416

Instrumented: lspecax spesa S2x S3x S4x fig1x fig2x fig3x fig4x fig5x adugiox
adumedx aduanzx etacfx etacf2x npercx unemhx npensx apprendx
operaiox impiegx dirigx coadiuvx lavinprx libprofx imprendx
centrx southx laureax diplomax mediex elementx notitolx sexx
nosportx

Instruments: S2 S3 S4 fig1 fig2 fig3 fig4 fig5 adugio adumed aduanz etacf
etacf2 nperc unemh npens apprend operaio impieg dirig coadiuv
lavinpr libprof imprend centr south laurea diploma medie element
notitolo sex nosport seconda terza quarta quinta sesta settima
ottava nona decima undices dodices tredices quattord quindice
sedices

B.2.6 Variabili strumentali del modello di Lewbel, tre strumenti aggiuntivi

Instrumental variables (2SLS) regression

```

-----
Number of obs =      32148
F( 35, 32112) =          .
Prob > F       =          .
Total (centered) SS   = 1.28930e+14   Centered R2   = 0.0037
Total (uncentered) SS = 1.50638e+14   Uncentered R2 = 0.1473
Residual SS         = 1.28451e+14   Root MSE     = 63211.0

```

```

-----
      quotax |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
    lspedesax |  -.0600154   .1110285   -0.54   0.589   - .2776273   .1575965
      spesa |  -8.781766   3.092852   -2.84   0.005   -14.84364  -2.719887
        S2x |  -4.348777    4.3699    -1.00   0.320   -12.91362    4.21607
        S3x |  -7.887321   4.415903   -1.79   0.074   -16.54233   .7676903
        S4x |  11.30074    4.433274    2.55   0.011    2.611686   19.9898
    fig1x |  592.2237    196.187    3.02   0.003   207.7043   976.7431
    fig2x |  562.0933    186.9587    3.01   0.003   195.6609   928.5256
    fig3x |  562.9272    181.4012    3.10   0.002   207.3875   918.467
    fig4x |  533.5192    176.1597    3.03   0.002   188.2526   878.7858
    fig5x |  501.0869    168.5654    2.97   0.003   170.7049   831.4689
    adugiox |  515.1366    171.4075    3.01   0.003   179.1841   851.0892
    adumedx |  532.1224    168.1973    3.16   0.002   202.4616   861.7831
    aduanzx |  545.7956    167.6977    3.25   0.001   217.1141   874.4772
    etacfx |  11.90763    3.061648    3.89   0.000    5.906911   17.90835
    etacf2x |  -.0999843   .0260244   -3.84   0.000   - .1509911  -.0489775
    npercx |  29.17742    12.13896    2.40   0.016    5.385502   52.96935
    unemhx |  23.8237     16.60305    1.43   0.151   -8.717687   56.36509
    npensx |  5.910716    10.36444    0.57   0.568   -14.40321   26.22464
    apprendx |  46.79615    47.75898    0.98   0.327   -46.80973   140.402
    operaiox |  11.85446     6.896979    1.72   0.086   -1.663372   25.37229
    impiegx |  .8630493     6.47485    0.13   0.894   -11.82742   13.55352
    dirigx | -11.85537    8.079566   -1.47   0.142   -27.69103   3.980286

```

coadiuvx	26.9319	18.79496	1.43	0.152	-9.905541	63.76934
lavinprx	-1.72543	6.423717	-0.27	0.788	-14.31568	10.86482
libprofx	-1.309159	8.48206	-0.15	0.877	-17.93369	15.31537
imprendx	-20.16747	10.4545	-1.93	0.054	-40.65791	.3229808
centrx	-15.76401	3.788142	-4.16	0.000	-23.18863	-8.339385
southx	5.235924	3.622307	1.45	0.148	-1.863667	12.33551
laureax	129.1319	78.46596	1.65	0.100	-24.65854	282.9224
diplomax	141.961	79.26782	1.79	0.073	-13.40103	297.3231
mediex	155.3888	78.53105	1.98	0.048	1.470745	309.3068
elementx	167.3677	75.45151	2.22	0.027	19.48541	315.2499
notitolx	186.3884	78.42095	2.38	0.017	32.68619	340.0907
sexx	59.73972	6.786351	8.80	0.000	46.43872	73.04073
nospportx	25.35639	7.043469	3.60	0.000	11.55144	39.16133

Sargan statistic (overidentification test of all instruments): 0.485
 Chi-sq(1) P-val = 0.48597

Instrumented: lspecax spesa S2x S3x S4x fig1x fig2x fig3x fig4x fig5x adugiox
 adumedx aduanzx etacfx etacf2x npercx unemhx npensx apprendx
 operaiox impiegx dirigx coadiuvx lavinprx libprofx imprendx
 centrx southx laureax diplomax mediex elementx notitolx sexx
 nospportx

Instruments: S2 S3 S4 fig1 fig2 fig3 fig4 fig5 adugio adumed aduanz etacf
 etacf2 nperc unemh npens apprend operaio impieg dirig coadiuv
 lavinpr libprof imprend centr south laurea diploma medie element
 notitolo sex nospport zerorisp newrisp lnewrisp

B.3 Anno 1996

B.3.1 Minimi Quadrati Ordinari

Source	SS	df	MS	Number of obs =	22740
Model	3565.41352	34	104.865103	F(34, 22705) =	26.68
Residual	89225.3023	22705	3.92976447	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.0384
				Adj R-squared =	0.0370
Total	92790.7158	22739	4.08068586	Root MSE =	1.9824

quota	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lspesa	-.1310559	.0259132	-5.06	0.000	-.1818475	-.0802642
S2	-.0562782	.0371314	-1.52	0.130	-.1290583	.0165018
S3	-.04465	.0372618	-1.20	0.231	-.1176858	.0283857
S4	.0338998	.0371836	0.91	0.362	-.0389827	.1067823
fig1	-.4958241	.2893369	-1.71	0.087	-1.062944	.0712961
fig2	-.3250952	.3089281	-1.05	0.293	-.9306155	.2804251
fig3	-.3104708	.2776309	-1.12	0.263	-.8546463	.2337047
fig4	-.4197394	.2963766	-1.42	0.157	-1.000658	.1611791
fig5	-.3865075	.2770369	-1.40	0.163	-.9295189	.1565038
adugio	-.2553317	.2476767	-1.03	0.303	-.740795	.2301315
adumed	-.1760386	.247979	-0.71	0.478	-.6620945	.3100173
aduanz	-.1842678	.2512552	-0.73	0.463	-.6767453	.3082097
etacf	.0444861	.0062178	7.15	0.000	.0322988	.0566734
etacf2	-.0003564	.000057	-6.25	0.000	-.0004681	-.0002447
nperc	.0794854	.0644424	1.23	0.217	-.0468261	.2057969
unemh	.0338138	.0874435	0.39	0.699	-.1375814	.2052091
npens	.2513443	.0566763	4.43	0.000	.1402549	.3624338
apprend	-.3692314	.4697644	-0.79	0.432	-1.290002	.551539
operaio	.1174572	.052362	2.24	0.025	.0148242	.2200902
impieg	-.0542112	.0549773	-0.99	0.324	-.1619705	.053548
dirig	-.1330507	.0964116	-1.38	0.168	-.322024	.0559226
coadiuv	-.0879872	.1508842	-0.58	0.560	-.3837307	.2077562
lavinpr	.0701759	.0552077	1.27	0.204	-.0380349	.1783868
libprof	-.0266264	.0934046	-0.29	0.776	-.2097059	.1564531

imprend		-.0580651	.1046447	-0.55	0.579	-.2631758	.1470456
centr		-.0193849	.0354341	-0.55	0.584	-.0888381	.0500684
south		.0365922	.0338942	1.08	0.280	-.0298427	.1030271
laurea		-.5189568	.1443933	-3.59	0.000	-.8019776	-.2359361
diploma		-.4082773	.1349134	-3.03	0.002	-.6727168	-.1438377
medie		-.3292559	.1325323	-2.48	0.013	-.5890284	-.0694835
element		-.1114438	.1304471	-0.85	0.393	-.367129	.1442414
notitolo		-.059522	.1370262	-0.43	0.664	-.3281027	.2090587
sex		.7252325	.0373622	19.41	0.000	.6520001	.798465
nosport		.0245745	.0517428	0.47	0.635	-.076845	.125994
_cons		.8199647	.382684	2.14	0.032	.0698779	1.570052

B.3.2 Variabili strumentali, classi di risparmio come strumenti aggiuntivi

Instrumental variables (2SLS) regression

```

-----
Number of obs = 22740
F( 34, 22691) = 25.87
Prob > F      = 0.0000
Centered R2   = 0.0352
Uncentered R2 = 0.2305
Root MSE     = 1.98418

Total (centered) SS = 92790.7158
Total (uncentered) SS = 116346.8825
Residual SS        = 89526.81042

```

```

-----
      quota |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      lspesa |   .095924   .1105847    0.87   0.386   - .1208179   .3126659
           S2 |  -.057694   .0371715   -1.55   0.121   - .1305488   .0151607
           S3 |  -.0420153  .0373169   -1.13   0.260   - .115155    .0311244
           S4 |   .0242445  .0374976    0.65   0.518   - .0492495   .0977385
      fig1 |  -.4433853  .2906652   -1.53   0.127   -1.013079    .126308
      fig2 |  -.2623042  .3106382   -0.84   0.398   - .8711439   .3465354
      fig3 |  -.2261493  .2807404   -0.81   0.421   - .7763904   .3240918
      fig4 |  -.3301522  .2996674   -1.10   0.271   - .9174894   .2571851
      fig5 |  -.2942795  .2807102   -1.05   0.294   - .8444614   .2559025
     adugio |  -.1866858  .2500266   -0.75   0.455   - .6767289   .3033573
     adumed |  -.0312258  .2575079   -0.12   0.903   - .535932    .4734803
     aduanz |   .0362401  .272308    0.13   0.894   - .4974737   .569954
      etacf |   .0342259  .0078959    4.33   0.000    .0187504    .0497015
     etacf2 |  -.000274   .0000691   -3.96   0.000   - .0004095  -.0001385
      nperc |   .0674898  .0647512    1.04   0.297   - .0594202   .1943998
      unemh |   .0908408  .0915962    0.99   0.321   - .0886844   .270366
      npens |   .2568824  .0567889    4.52   0.000    .1455783   .3681866
     apprend |  -.3365728  .4704495   -0.72   0.474   -1.258637    .5854912
     operaio |   .1329704  .0529225    2.51   0.012    .0292442   .2366965
      impieg |  -.0498669  .0550662   -0.91   0.365   - .1577946   .0580607
      dirig |  -.1637491  .0975891   -1.68   0.093   - .3550203   .027522
     coadiuv |  -.087118   .1510232   -0.58   0.564   - .383118    .2088819

```

lavinpr	.062298	.0553841	1.12	0.261	-.0462529	.1708489
libprof	-.0423573	.0937867	-0.45	0.652	-.2261758	.1414612
imprend	-.1024145	.1068259	-0.96	0.338	-.3117895	.1069604
centr	-.0592312	.0401748	-1.47	0.140	-.1379724	.0195101
south	.0069829	.0367093	0.19	0.849	-.0649661	.0789319
laurea	-.6829138	.1640654	-4.16	0.000	-1.004476	-.3613515
diploma	-.5457241	.1499085	-3.64	0.000	-.8395392	-.2519089
medie	-.442462	.1430793	-3.09	0.002	-.7228922	-.1620318
element	-.1969756	.1367063	-1.44	0.150	-.4649151	.0709639
notitolo	-.0957056	.1382183	-0.69	0.489	-.3666085	.1751973
sex	.6561826	.0496786	13.21	0.000	.5588144	.7535509
nosport	.1003247	.0630026	1.59	0.111	-.0231581	.2238074
_cons	-1.171447	1.017965	-1.15	0.250	-3.166622	.8237273

Sargan statistic (overidentification test of all instruments): 35.545
 Chi-sq(14) P-val = 0.00122

Instrumented: lspesa

Instruments: S2 S3 S4 fig1 fig2 fig3 fig4 fig5 adugio adumed aduanz etacf
 etacf2 nperc unemh npens apprend operaio impieg dirig coadiuv
 lavinpr libprof imprend centr south laurea diploma medie element
 notitolo sex nosport seconda terza quarta quinta sesta settima
 ottava nona decima undices dodices tredices quattord quindice
 sedices

B.3.3 Variabili strumentali, due strumenti aggiuntivi

Instrumental variables (2SLS) regression

```

-----
Number of obs = 22740
F( 34, 22704) = 25.87
Prob > F      = 0.0000
Centered R2   = 0.0357
Uncentered R2 = 0.2309
Root MSE     = 1.98364

Total (centered) SS = 92790.7158
Total (uncentered) SS = 116346.8825
Residual SS       = 89477.98487

```

quota	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lspesa	.0767345	.1127332	0.68	0.496	-.1442185	.2976875
S2	-.0575743	.0371616	-1.55	0.121	-.1304097	.0152611
S3	-.042238	.0373076	-1.13	0.258	-.1153595	.0308834
S4	.0250608	.0374991	0.67	0.504	-.0484361	.0985577
fig1	-.4478186	.2906306	-1.54	0.123	-1.017444	.1218069
fig2	-.2676127	.3106134	-0.86	0.389	-.8764038	.3411783
fig3	-.2332781	.2807834	-0.83	0.406	-.7836035	.3170473
fig4	-.3377261	.2997121	-1.13	0.260	-.925151	.2496988
fig5	-.3020767	.2807768	-1.08	0.282	-.852389	.2482357
adugio	-.1924893	.2500474	-0.77	0.441	-.6825732	.2975945
adumed	-.0434687	.2578219	-0.17	0.866	-.5487904	.4618531
aduanz	.0175978	.2730757	0.06	0.949	-.5176207	.5528164
etacf	.0350934	.0079564	4.41	0.000	.0194991	.0506877
etacf2	-.000281	.0000696	-4.04	0.000	-.0004173	-.0001446
nperc	.068504	.064744	1.06	0.290	-.058392	.1953999
unemh	.0860196	.0917387	0.94	0.348	-.093785	.2658242
npens	.2564142	.0567759	4.52	0.000	.1451354	.367693
apprend	-.3393339	.4703319	-0.72	0.471	-1.261167	.5824997
operaio	.1316589	.0529295	2.49	0.013	.0279189	.2353988
impieg	-.0502342	.0550528	-0.91	0.362	-.1581356	.0576672
dirig	-.1611538	.0976081	-1.65	0.099	-.3524621	.0301545
coadiuv	-.0871915	.150982	-0.58	0.564	-.3831108	.2087278
lavinpr	.062964	.0553743	1.14	0.256	-.0455677	.1714957

libprof		-.0410274	.0937736	-0.44	0.662	-.2248202	.1427654
imprend		-.0986651	.1068837	-0.92	0.356	-.3081534	.1108231
centr		-.0558625	.0403501	-1.38	0.166	-.1349472	.0232223
south		.0094862	.036812	0.26	0.797	-.0626639	.0816362
laurea		-.6690525	.1647926	-4.06	0.000	-.9920401	-.3460648
diploma		-.534104	.1504615	-3.55	0.000	-.8290031	-.2392048
medie		-.4328913	.1434626	-3.02	0.003	-.7140728	-.1517097
element		-.1897445	.1369215	-1.39	0.166	-.4581058	.0786167
notitolo		-.0926466	.1382254	-0.67	0.503	-.3635633	.1782702
sex		.6620203	.0501162	13.21	0.000	.5637943	.7602463
nosport		.0939205	.063414	1.48	0.139	-.0303687	.2182098
_cons		-1.003088	1.035922	-0.97	0.333	-3.033457	1.027281

Sargan statistic (overidentification test of all instruments): 8.179
 Chi-sq(1) P-val = 0.00424

Instrumented: lspesa

Instruments: S2 S3 S4 fig1 fig2 fig3 fig4 fig5 adugio adumed aduanz etacf
 etacf2 nperc unemh npens apprend operaio impieg dirig coadiuv
 lavinpr libprof imprend centr south laurea diploma medie element
 notitolo sex nosport zerorisp newrisp

B.3.4 Minimi Quadrati Ordinari del modello di Lewbel

Source	SS	df	MS	Number of obs =	22740
Model	1.6031e+13	35	4.5802e+11	F(35, 22705) =	152.77
Residual	6.8070e+13	22705	2.9980e+09	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.1906
				Adj R-squared =	0.1894
Total	8.4101e+13	22740	3.6984e+09	Root MSE =	54754

quotax	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
spesa	3.661072	.3958861	9.25	0.000	2.885108	4.437035
lspesax	-.3981799	.0187698	-21.21	0.000	-.4349699	-.3613899
S2x	-10.15283	4.491907	-2.26	0.024	-18.95727	-1.348382
S3x	-15.22617	4.487465	-3.39	0.001	-24.02191	-6.430431
S4x	5.394439	4.438669	1.22	0.224	-3.305656	14.09453
fig1x	-55.65328	34.94499	-1.59	0.111	-124.1478	12.84128
fig2x	-39.86327	37.34022	-1.07	0.286	-113.0527	33.32612
fig3x	-42.571	33.39221	-1.27	0.202	-108.022	22.88002
fig4x	-27.43328	35.09438	-0.78	0.434	-96.22067	41.35412
fig5x	-37.58849	33.00678	-1.14	0.255	-102.284	27.10706
adugiox	-34.66972	30.24072	-1.15	0.252	-93.94361	24.60416
adumedx	-21.27039	30.61991	-0.69	0.487	-81.28751	38.74672
aduanzx	-47.31677	31.03019	-1.52	0.127	-108.1381	13.50452
etacfx	4.474427	.9000132	4.97	0.000	2.710339	6.238514
etacf2x	-.0331538	.0088915	-3.73	0.000	-.0505816	-.0157259
npercx	18.5949	7.924575	2.35	0.019	3.062194	34.12761
unemhx	-9.555714	14.12786	-0.68	0.499	-37.24729	18.13586
npensx	39.47536	9.581892	4.12	0.000	20.69419	58.25652
apprendx	-52.95661	63.19494	-0.84	0.402	-176.823	70.90979
operaiox	7.860768	6.636705	1.18	0.236	-5.147629	20.86916
impiegx	-11.97325	6.526466	-1.83	0.067	-24.76557	.8190674
dirigx	-7.994546	8.768392	-0.91	0.362	-25.18119	9.192102
coadiuvx	-31.17704	18.61731	-1.67	0.094	-67.66824	5.314163
lavinprx	-6.883557	6.56567	-1.05	0.294	-19.75272	5.985606
libprofx	-7.058523	8.934867	-0.79	0.430	-24.57147	10.45443
imprendx	-12.1076	9.601357	-1.26	0.207	-30.92692	6.711717

centrx	.664061	3.856222	0.17	0.863	-6.894398	8.22252
southx	7.098884	4.068165	1.74	0.081	-.8749981	15.07277
laureax	3.550324	31.56519	0.11	0.910	-58.31961	65.42026
diplomax	10.48651	31.28711	0.34	0.737	-50.83837	71.8114
mediex	22.57746	31.21584	0.72	0.470	-38.60773	83.76265
elementx	31.71675	31.17503	1.02	0.309	-29.38844	92.82194
notitolx	22.82641	32.56606	0.70	0.483	-41.00529	86.65811
sexx	61.80074	5.634507	10.97	0.000	50.75672	72.84476
nospportx	-3.458654	5.247975	-0.66	0.510	-13.74504	6.827737

B.3.5 Variabili strumentali del modello di Lewbel, strumenti aggiuntivi dati dalle classi di risparmio

Instrumental variables (2SLS) regression

```

-----
                                         Number of obs =   22740
                                         F( 35, 22692) =      .
                                         Prob > F       =      .
Total (centered) SS      =  7.17936e+13      Centered R2   =   0.0471
Total (uncentered) SS  =  8.41009e+13      Uncentered R2 =   0.1866
Residual SS             =  6.84109e+13      Root MSE     =  54848.8

```

```

-----
      quotax |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
    lspesax |   -0.2688018   .1083347    -2.48   0.013    -0.4811339   -0.0564696
      spesa |    4.167904    7.538253     0.55   0.580    -10.6068    18.94261
        S2x |  -11.34798    8.775432    -1.29   0.196    -28.54751     5.85155
        S3x |  -10.68219    7.639881    -1.40   0.162    -25.65608     4.291705
        S4x |    4.467445     7.62273     0.59   0.558    -10.47283    19.40772
    fig1x |  -185.2332    510.0434    -0.36   0.716     -1184.9     814.4336
    fig2x |  -157.5922    483.2939    -0.33   0.744    -1104.831    789.6464
    fig3x |  -159.4896    472.1421    -0.34   0.736    -1084.871    765.8919
    fig4x |  -153.2473    450.2775    -0.34   0.734    -1035.775    729.2804
    fig5x |  -152.1837    434.0653    -0.35   0.726    -1002.936    698.5687
   adugiox |  -147.6917    437.9142    -0.34   0.736    -1005.988    710.6043
   adumedx |  -133.7793    434.5922    -0.31   0.758    -985.5644    718.0059
   aduanzx |  -145.1659    433.0308    -0.34   0.737    -993.8907    703.5589
    etacfx |    3.297071    8.638401     0.38   0.703    -13.63388    20.22803
   etacf2x |   -0.0248373   .0713126    -0.35   0.728     -0.1646075     0.1149328
    npercx |    6.185188    29.66151     0.21   0.835    -51.95031    64.32069
    unemhx |   -5.960095    26.03754    -0.23   0.819    -56.99274    45.07255
    npensx |   38.64695    15.81126     2.44   0.015     7.657445    69.63645
   apprendx |  -61.16025     76.1916    -0.80   0.422    -210.493    88.17255
   operaiox |    4.447076    14.73269     0.30   0.763    -24.42846    33.32261
   impiegx |  -14.60689    11.11093    -1.31   0.189    -36.38391     7.170132
   dirigx |  -15.34343    10.64715    -1.44   0.150    -36.21145    5.524597
   coadiuvx |  -25.55909    24.27256    -1.05   0.292    -73.13243    22.01426

```

lavinprx		-5.457628	9.998923	-0.55	0.585	-25.05516	14.1399
libprofx		-10.16904	12.50465	-0.81	0.416	-34.6777	14.33961
imprendx		-20.29186	13.72333	-1.48	0.139	-47.18909	6.605364
centrx		-1.704256	6.011185	-0.28	0.777	-13.48596	10.07745
southx		4.168755	5.665071	0.74	0.462	-6.93458	15.27209
laureax		-106.993	295.4185	-0.36	0.717	-686.0026	472.0167
diplomax		-96.31303	298.5296	-0.32	0.747	-681.4202	488.7941
mediex		-84.21571	295.763	-0.28	0.776	-663.9006	495.4692
elementx		-62.62243	287.7377	-0.22	0.828	-626.5779	501.333
notitolx		-65.71876	298.3555	-0.22	0.826	-650.4848	519.0472
sexx		77.28032	9.58194	8.07	0.000	58.50006	96.06058
nosportx		-5.111635	16.48519	-0.31	0.757	-37.42201	27.19874

Sargan statistic (overidentification test of all instruments): 21.527

Chi-sq(13) P-val = 0.06314

Instrumented: lspecax spesa S2x S3x S4x fig1x fig2x fig3x fig4x fig5x adugiox
adumedx aduanzx etacfx etacf2x npercx unemhx npensx apprendx
operaiox impiegx dirigx coadiuvx lavinprx libprofx imprendx
centrx southx laureax diplomax mediex elementx notitolx sexx
nosportx

Instruments: S2 S3 S4 fig1 fig2 fig3 fig4 fig5 adugio adumed aduanz etacf
etacf2 nperc unemh npens apprend operaio impieg dirig coadiuv
lavinpr libprof imprend centr south laurea diploma medie element
notitolo sex nosport seconda terza quarta quinta sesta settima
ottava nona decima undices dodices tredices quattord quindice
sedices

B.3.6 Variabili strumentali del modello di Lewbel, tre strumenti aggiuntivi

Instrumental variables (2SLS) regression

```

-----
                                                    Number of obs =   22740
                                                    F( 35, 22704) =      .
                                                    Prob > F      =      .
Total (centered) SS      =  7.17936e+13          Centered R2      =  0.0455
Total (uncentered) SS  =  8.41009e+13          Uncentered R2   =  0.1852
Residual SS             =  6.85285e+13          Root MSE       =  54896.0

```

quotax	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lspesax	-.2466185	.1099169	-2.24	0.025	-.4620515	-.0311854
spesa	4.49056	3.162499	1.42	0.156	-1.707824	10.68894
S2x	-11.82717	6.191185	-1.91	0.056	-23.96167	.3073299
S3x	-11.0161	5.947029	-1.85	0.064	-22.67206	.6398601
S4x	3.981054	5.887267	0.68	0.499	-7.557777	15.51989
fig1x	-219.239	210.6659	-1.04	0.298	-632.1366	193.6587
fig2x	-189.1079	200.486	-0.94	0.346	-582.0533	203.8374
fig3x	-189.5514	194.9332	-0.97	0.331	-571.6134	192.5106
fig4x	-181.2115	186.6022	-0.97	0.331	-546.9451	184.5222
fig5x	-180.3802	179.7028	-1.00	0.315	-532.5912	171.8308
adugiox	-176.2725	180.8086	-0.97	0.330	-530.6508	178.1058
adumedx	-160.9184	179.3659	-0.90	0.370	-512.4692	190.6323
aduanzx	-171.501	178.7818	-0.96	0.337	-521.9068	178.9049
etacfx	2.587688	3.740815	0.69	0.489	-4.744176	9.919551
etacf2x	-.0189862	.0314264	-0.60	0.546	-.0805809	.0426084
npercx	3.808447	15.3629	0.25	0.804	-26.30228	33.91917
unemhx	-7.195249	18.85755	-0.38	0.703	-44.15537	29.76487
npensx	39.2924	13.09559	3.00	0.003	13.62551	64.95929
appendx	-60.82798	74.65414	-0.81	0.415	-207.1474	85.49145
operaiox	3.906466	9.694995	0.40	0.687	-15.09538	22.90831
impiegx	-15.03682	8.709649	-1.73	0.084	-32.10742	2.033778
dirigx	-15.8302	10.65645	-1.49	0.137	-36.71646	5.05606

coadiuvx	-26.2138	22.0936	-1.19	0.235	-69.51646	17.08885
lavinprx	-6.003705	8.585404	-0.70	0.484	-22.83079	10.82338
libprofx	-10.75889	11.35414	-0.95	0.343	-33.0126	11.49482
imprendx	-21.14376	12.32525	-1.72	0.086	-45.3008	3.013275
centrx	-2.50676	5.522091	-0.45	0.650	-13.32986	8.31634
southx	3.60395	5.215874	0.69	0.490	-6.618975	13.82687
laureax	-130.2527	126.3555	-1.03	0.303	-377.905	117.3996
diplomax	-119.4667	127.3073	-0.94	0.348	-368.9845	130.0511
mediex	-107.0437	126.0725	-0.85	0.396	-354.1413	140.0539
elementx	-84.36654	122.8275	-0.69	0.492	-325.104	156.3709
notitolx	-87.72387	127.165	-0.69	0.490	-336.9626	161.5149
sexx	76.11944	8.562776	8.89	0.000	59.33671	92.90217
nospportx	-5.250512	9.57579	-0.55	0.583	-24.01872	13.51769

Sargan statistic (overidentification test of all instruments): 6.013
 Chi-sq(1) P-val = 0.01420

Instrumented: lspecax spesa S2x S3x S4x fig1x fig2x fig3x fig4x fig5x adugiox
 adumedx aduanzx etacfx etacf2x npercx unemhx npensx apprendx
 operaiox impiegx dirigx coadiuvx lavinprx libprofx imprendx
 centrx southx laureax diplomax mediex elementx notitolx sexx
 nospportx

Instruments: S2 S3 S4 fig1 fig2 fig3 fig4 fig5 adugio adumed aduanz etacf
 etacf2 nperc unemh npens apprend operaio impieg dirig coadiuv
 lavinpr libprof imprend centr south laurea diploma medie element
 notitolo sex nospport zerorisp newrisp lnewrisp

Bibliografia

- [1] A. Lewbel: *Demand Estimation with Expenditure Measurement Errors on the Left and Right Hand Side*, Review of Economics and Statistics, November 1996; 78(4): 718-25
- [2] ISTAT: *Indagine Campionaria sui Consumi delle Famiglie*, Archivio Storico, Anni: 1986, 1991, 1996
- [3] V. Fry, P. Pashardes: *Changing Pattern of Smoking: are there Economic Causes?*, The Institute for Fiscal Studies, 1988
- [4] M. Keen: *Zero Expenditures and the Estimation of Engel Curves*, Journal of Applied Econometrics, 1986; 1(3): 277-86
- [5] J.A. Kay, M. Keen, C.N. Morris: *Estimating Consumption from Expenditures Data*, Journal of Public Economics 23, 1984; 169-81
- [6] M. Verbeek: *A Guide to Modern Econometrics*, Wiley, 2000
- [7] W.H. Green: *Econometric Analysis*, Prentice Hall, 1999
- [8] M. Kats, H. Rosen: *Microeconomia*, Mc Graw - Hill Libri Italia, 1996
- [9] A.I. Pini: *Il Vino nella Civiltà Italiana*, Il Vino nell'Economia e nella Società Italiana Medioevale e Moderna, Quaderni della Rivista di Storia 1, Accademia Economico-Agraria dei Georgofili, 1988
- [10] *Www.winenews.it*, 02 Maggio 2000, 13 Giugno 2001, 01 Agosto 2001

Nunc est bibendum.