

\\86\\

**Le misure degli effetti redistributivi delle
imposte indirette: confronto tra modelli alternativi**

di

Giulio Righi - Massimo Baldini - Alessandra Brambilla

Ottobre 1991

Dipartimento di Economia Politica
Via Giardini 454
41100 Modena (Italia)

INTRODUZIONE

A partire dagli studi pionieristici di King [1983] si e' andata affermando l'idea che gli effetti redistributivi delle imposte debbano essere valutati sulla base delle variazioni di benessere delle famiglie, e non semplicemente delle variazioni di gettito per classi di spesa. L'utilizzo di indicatori basati sulle variazioni di gettito implicherebbe infatti considerare il reddito come equivalente al livello di benessere.

Il reddito costituisce invece un indicatore solo parziale dell'effettivo benessere familiare che e' influenzato anche da un insieme di caratteristiche socio-demografiche che contraddistinguono le varie unita' di spesa e ne condizionano le preferenze. La variazione di gettito inoltre non tiene conto della modificazione che la struttura dei prezzi relativi produce sulla riallocazione delle risorse a cui i consumatori sono stimolati.

La stima di un sistema di domanda che comprenda anche variabili qualitative (come ad esempio la condizione professionale del capofamiglia), e non solo prezzi relativi e spesa totale, permette invece di risalire alla eterogeneita' delle preferenze individuali, cioe' di individuare comportamenti di consumo differenti a seconda delle tipologie familiari. In questo lavoro oltre alla dimensione familiare le famiglie sono state differenziate anche per la condizione professionale del capofamiglia, la zona geografica e il comune di residenza.

Il primo passo e' costituito dalla scelta di una forma funzionale in grado di approssimare l'incognito comportamento dei consumatori; prescindendo dai modelli di piu' datata formulazione come il LES di Stone [1954] ed il Rotterdam di Barten [1964], che impongono una struttura di preferenze altamente restrittiva, abbiamo considerato e confrontato tre fra i modelli piu' diffusi:

1 -----
Questo studio costituisce una rielaborazione della ricerca compiuta per le tesi di laurea. Anche se il disegno complessivo e lo sviluppo del articolo sono frutto di un lavoro comune, la stesura dei paragrafi e' stata cosi' suddivisa: l'introduzione, il primo paragrafo e il punto 4.1 sono da attribuirsi a G. Righi, il secondo e il terzo paragrafo a M. Baldini, il quarto e le conclusioni ad A. Brambilla. Un particolare ringraziamento va al prof. P. Bosti, nostro relatore, al prof. N. Rossi per gli utili suggerimenti, al dottor M. Lalla per l'aiuto prestatoci in fase di stima ed al dottor F. De Nicola dell'ISPE e R. Golinelli di Prometeia per averci fornito parte dei dati su cui le stime sono state effettuate. Per i calcoli sono state utilizzate le strutture del Centro di Calcolo della Facolta' di Economia e Commercio dell'Universita' di Modena.

l' AIDS di Deaton e Muellbauer [1980], il TRANSLOG di Christensen, Jorgenson e Lau [1975], ed il recente GAITL di Lewbel [1989], in grado di comprendere e confrontare i precedenti.

In tutti questi modelli l'eterogeneita' delle preferenze e' stata introdotta seguendo il criterio della traslazione demografica delle quote di bilancio, sulla base dei lavori di Jorgenson, Lau e Stoker [1982] e di Rossi [1988]. Questo criterio non e' certamente l'unico per considerare le variabili demografiche all'interno di sistemi di domanda: tra gli altri si vedano Brugiavini e Weber [1988], Bollino e Rossi [1985] e Bollino e Violi [1990].

La scelta del campione da utilizzare rappresenta un altro punto di cruciale importanza nella stima dei sistemi di domanda, nei quali si pone in primo luogo l'alternativa tra grandezze aggregate, piu' facilmente disponibili, e grandezze microeconomiche, piu' coerenti con la teoria del consumatore. Blundell, Pashardes e Weber [1988] hanno utilizzato per la Gran Bretagna una serie storica di dati individuali; in ambito italiano, a parte i gia' citati Brugiavini e Weber, per mancanza di insiemi informativi cosi' completi si e' sempre ricorsi alle tabelle dell'indagine sui consumi delle famiglie eseguita annualmente dall'ISTAT, come ad esempio Bollino [1983] e Bollino, Ceriani e Violi [1988]. Il metodo sviluppato da Jorgenson, Lau e Stoker [1982] e, per l'Italia Rossi [1988] permette di economizzare sull'insieme informativo incrociando dati aggregati di contabilita' nazionale con dati disaggregati relativi ad un punto nel tempo.

In questo lavoro le stime sono state eseguite su tre campioni: una serie storica di dati cross-section disaggregati per classi di spesa e caratteristiche familiari, un pooling tra una serie storica di valori aggregati e dati pseudo-microeconomici e infine, in modo certamente innovativo rispetto all'esperienza italiana, un pooling tra valori aggregati e valori effettivamente microeconomici. Nostro scopo era infatti verificare la robustezza delle stime ottenute al variare degli insiemi informativi.

Un altro importante aspetto su cui si e' concentrata la nostra attenzione risiede nel livello di disaggregazione dei beni adottato. Questo punto, apparentemente marginale, e' invece di fondamentale rilevanza per la verifica delle condizioni di integrabilita' e, come si vedra' nel seguito, per il calcolo dell'effetto redistributivo delle imposte indirette: scopo principale di questo lavoro e' proprio quello di mostrare come la scelta del grado di disaggregazione sia il principale motivo di divergenza delle ricerche compiute in questo ambito. Si sono quindi considerati e confrontati due livelli di disaggregazione: cinque e dieci categorie di beni.

Il lavoro si sviluppa in quattro paragrafi: nel primo vengono presentati i tre modelli. Nel secondo si da conto delle stime compiute; oltre ad accenni metodologici (con particolare riguardo al metodo del minimo χ -quadrato) e ad una discussione dei

risultati dei test di verifica delle condizioni di integrabilita', si mostrano i diversi modelli di comportamento di consumo delle famiglie differenziate per numero di componenti. Le comparazione interfamiliari, ovvero le scale di equivalenza, con le loro importanti implicazioni per l'ordinamento delle famiglie in termini di benessere, sono oggetto del terzo paragrafo. Si conclude con il paragrafo sugli effetti redistributivi delle imposte indirette calcolate sia per il sistema vigente nel 1989, sia per i progetti di armonizzazione europea ora in discussione.

PRIMO PARAGRAFO I MODELLI

1.1) I modelli di domanda impiegati in questo lavoro sono riconducibili all'approccio delle forme funzionali flessibili (cfr Diewert [1974]) secondo il quale si approssima al secondo ordine qualsiasi vera ma incognita funzione di costo o di utilita' indiretta tramite espressioni che grazie al loro alto numero di parametri possono essere considerate, appunto, sufficientemente flessibili². In particolare tutti e tre i modelli utilizzati nelle stime (AIDS, TRANSLOG e GAITL) sottointendono una curva di Engel lineare in forma logaritmica, mentre i diversi gradi di non linearita' possono riguardare i vettori dei prezzi relativi. Il confronto tra i modelli oggetto di questo lavoro e' stato, quindi, limitato a forme appartenenti ad un'unica particolare famiglia.

In tutti i modelli, inoltre, l'eterogeneita' delle preferenze sara' introdotta attraverso il meccanismo della traslazione demografica delle quote di bilancio, per cui la presenza di regressori socio-demografici (in forma di variabili dummy) determina esclusivamente lo spostamento dell'intercetta della funzione di domanda in quote, senza modificare i parametri delle altre variabili esplicative. Si tratta di una metodologia alquanto semplice, soprattutto se posta a confronto ad esempio con quella sviluppata da Brugiavini e Weber [1988] che prevede la variabilita' di tutti i parametri del sistema, ma di facile applicazione.

Si conclude questa breve premessa osservando che per affrontare il problema della aggregazione si e' ricorsi alla nozione di aggregazione esatta, verificata la quale e' possibile esprimere la domanda aggregata in termini di funzioni indice delle spese individuali e delle caratteristiche familiari; una funzione di domanda individuale in termini di quote soddisfa la condizione di aggregazione esatta se e' lineare nella spesa e nelle

² -----
Si ricordi pero' che tali approssimazioni sono in ogni caso locali e quindi nulla garantisce la loro bonta' su un ampio spettro di valori.

caratteristiche familiari.

I modelli microeconomici

1.2.1) Il modello AIDS

Il primo modello che si presenta e' l'AIDS (Almost Ideal Demand System) in una recente versione di Patrizi e Rossi [1991], al quale si rimanda per una trattazione meno concisa della presente. Le preferenze della h-esima famiglia sono rappresentate dalla seguente funzione di costo:

$$\ln((c, u_h, p, m_h)/k_h) = (1-u_h) \ln a(p, m_h) + u_h \ln b(p, m_h) \quad (1.1)$$

nella quale:

$$\ln a(p, m_h) = a_0 + \ln p' a + \frac{1}{2} \ln p' G \ln p + \ln p' L_{ik} m_h \quad (1.2)$$

$$\ln b(p, m_h) = \ln a(p, m_h) + b_0 e^{\ln p' b} \quad (1.3)$$

p = vettore dei prezzi relativi di dimensione $(n,1)$

m_h = vettore delle variabili demografiche dell'h-esima famiglia di dimensione $(K,1)$

u_h = utilita' goduta dall'h-esima famiglia

G = matrice di parametri, (n,n)

a, b = vettori di parametri, $(n,1)$

a_0, b_0 = parametri scalari

e λ_h e' la scala di equivalenza (si veda per la comprensione di tale concetto il terzo paragrafo) dell'h-esima famiglia.

Si e' posto poi

$$L_k' m_h = \ln \lambda_h \quad (1.4)$$

e

$$T = L_{ik} - b L_k \quad (1.5)$$

cioe' si e' approssimato il logaritmo della scala di equivalenza generale λ_h con una combinazione lineare delle k caratteristiche socio-demografiche secondo un vettore di parametri L_k che sono ricavabili, come vedremo, dai parametri effettivamente stimati T posto che L_{ik} sia una matrice di deviazioni a somma nulla. E' possibile, a questo punto, sulla base del lemma di Shepard ricavare il seguente sistema di domanda in termini di quote (w_{ih} = quota di spesa nel bene i -esimo per la famiglia h -esima):

$$w_h = a + T m_h + G \ln p + b \ln(x_h/P_h) \quad (1.6)$$

nel quale $\ln P_h = a_0 + \ln p'a + \ln p'L_{ik h} + \frac{1}{2} \ln p'G \ln p. x_h$ e' la spesa totale della famiglia h-esima e T e' una matrice di parametri di dimensione (n,K).

Le condizioni di integrabilita' sono applicabili tramite semplici restrizioni sui parametri:

Additivita'

$$i'a=1, i'T=0, i'G=0 \text{ e } i'b=0 \quad (1.8)$$

Omogeneita'

$$Gi=0 \quad (1.9)$$

Simmetria

$$G=G' \quad (1.10)$$

Solo la condizione di negativita' non puo' essere imposta tramite restrizioni di questo tipo; per essa non rimane che una verifica ex-post sulla base degli autovalori della matrice dei parametri dei prezzi G.

1.2.2) Il modello TRANSLOG

Per questo modello il riferimento e' costituito da Jorgenson, Lau e Stoker [1982]; in questo caso la forma funzionale flessibile approssima non la funzione di costo, bensì la funzione di utilita' indiretta:

$$\ln U_h = f(m_h) + \ln \left(\frac{P}{x_h} \right)' a + \frac{1}{2} \ln \left(\frac{P}{x_h} \right)' G \ln \left(\frac{P}{x_h} \right) + \ln \left(\frac{P}{x_h} \right) T m_h \quad (1.11)$$

in cui rispetto al modello precedentemente illustrato solo il termine $f(m_h)$, cioè una generica funzione delle sole caratteristiche sociodemografiche, e' nuovo.

Tramite l'identita' di Roy in forma logaritmica si ottiene:

$$w_h = \frac{a + G \ln p - G i \ln x_h + T m_h}{i'a + i'G \ln p - i'G i x_h + i'T m_h} \quad (1.12)$$

Imponendo le restrizioni di esatta aggregazione:

$$i'Gi=0 \text{ e } i'T=0 \quad (1.13)$$

e scegliendo la normalizzazione dei parametri suggerita dagli autori, cioè $i'a=-1$, cosicché un comportamento di spesa sia individuato da un solo insieme di parametri la (1.13) diventa:

$$w_h = \frac{a + G \ln p - G i \ln x_h + T m_h}{-1 + i'G \ln p} \quad (1.14)$$

Le condizioni di additivita' e di omogeneita' sono intrinseche in questa versione del TRANSLOG e si sostanziano nel fatto che i

parametri dei prezzi a denominatore e della spesa siano rispettivamente $i'G$ e G_i : per avere simmetria, infine, si deve imporre la simmetria della matrice G cioè, ancora,

$$G=G'$$

1.2.3) Il modello GAITL

Come già accennato, in questo lavoro le caratteristiche familiari sono introdotte nel modello seguendo l'indicazione fornita da Lewbel [1989]: per questo il modello presentato si differenzia in modo piuttosto significativo rispetto a quello di Bollino e Violi [1990] che ricorrono al metodo delle quantità imposte. Con il modello dei due autori italiani si condividono, però, oltre al nome, alcuni elementi circa la presentazione del modello per cui il lettore interessato all'argomento può fare riferimento ad entrambi gli articoli.

Il punto di partenza è dunque la seguente funzione di utilità indiretta:

$$\ln V_h = \frac{(i'a + i'Tm_h + \frac{1}{2}i'Gi \ln x_h + \ln p'Gi) \ln x_h - a_0 - \ln p'a - \ln p'Tm_h - \frac{1}{2} \ln p'G \ln p}{b_0 e^{\ln p'b}} \quad (1.15)$$

Imponendo le condizioni di esatta aggregazione e di integrabilità in modo perfettamente analogo a quanto veduto per AIDS e TRANSLOG (con normalizzazione $i'a=1$), si ottiene un simile sistema di domanda:

$$w_h = \frac{a + Tm_h + G \ln p + (b(1 + i'G \ln p) - G_i) \ln x_h - b \ln p_h}{1 + i'G \ln p} \quad (1.16)$$

dove

$$\ln p_h = a_0 + \ln p'a + \ln p'Tm_h + \frac{1}{2} \ln p'G \ln p$$

Dalla (1.16) è immediato osservare la stretta relazione esistente tra questo modello ed i due precedenti: con semplici restrizioni sui parametri il GAITL si riduce in AIDS e TRANSLOG. Il GAITL è infatti stato costruito appositamente per godere di una simile proprietà e per consentire quindi un confronto ed una valutazione della relativa capacità di adattamento dei due modelli più diffusi nella stima dei sistemi di domanda; se poniamo:

$G_i=0$ allora il GAITL si riduce nell'AIDS

$b=0$ allora il GAITL si riduce nel TRANSLOG

I modelli aggregati

1.3) I sistemi di domanda illustrati nel precedente paragrafo sono microeconomici in quanto si riferiscono ad una singola unita' decisionale di consumo: la famiglia. Questo puo' costituire un grave ostacolo operativo perche' molto difficilmente sono disponibili agli studiosi, soprattutto nel caso italiano, dati di questo tipo: una delle possibilita' a cui si e' ampiamente ricorsi e' di considerare dati parzialmente aggregati come quelli delle tabelle dell'ISTAT per classi di spesa e caratteristiche familiari. Anche in questo lavoro si percorrera' tale strada congiuntamente, pero', a quella aperta da Jorgenson, Lau e Stoker [1982] che consente di stimare tutti i parametri di tali modelli attraverso dati aggregati sui consumi con l'ausilio di dati microeconomici relativi ad un solo momento nel tempo.

Al fine di poter utilizzare dati aggregati nella fase di stima e' necessario passare dalla relazione microeconomica a quella aggregata. Soddisfatte le condizioni di esatta aggregazione, e' possibile compiere tale trasformazione attraverso una media ponderata delle quote di spesa familiare di ciascuno degli i beni in questo modo:

$$w_i = (\sum_h x_{ih} w_h) / \sum_h x_{ih}$$

Si ottengono cosi' i tre sistemi di domanda aggregati:

$$\text{AIDS:} \quad w = a + Td + G \ln p + b \ln(x_{ag}/P) \quad (1.17)$$

$$\text{TRANSLOG:} \quad w = \frac{a + G \ln p - G_i \ln x_{ag} + Td}{-1 + 1'G \ln p} \quad (1.18)$$

$$\text{GAILT:} \quad w = \frac{a + Td + G \ln p + (b(1 + iG \ln p) - G_i) \ln x_{ag} - b \ln P}{1 + 1'G \ln p} \quad (1.19)$$

nei quali d e' un vettore di dimensione $(K,1)$, in cui ogni suo elemento rappresenta la percentuale di spesa delle famiglie che presentano la caratteristica k sulla spesa di tutto l'universo di famiglie. Tale vettore e' il risultato del processo di aggregazione sul termine relativo alle variabili demografiche:

$$\sum_k t_{ik} (\sum_h x_{hk} m_{kh} / \sum_h x_h) = \sum_k t_{ik} d_k$$

Discorso piu' complesso e' necessario per la statistica della spesa x_{ag} . La aggregazione infatti condurrebbe ad una statistica,

$\sum_h x_h \ln x_h / \sum_h x_h$, difficilmente disponibile. Al fine di renderla empiricamente misurabile utilizzando informazioni quali la spesa media e la distribuzione per classi o decili di spesa si sono compiute le seguenti trasformazioni:

$$\begin{aligned} \ln x_{ag} &= \sum_h x_h \ln x_h / \sum_h x_h = \ln(\sum_h x_h) - \ln Z = \ln X - \ln Z + \ln H - \ln H \\ &= \ln x - \ln(H/Z) \end{aligned}$$

dove $Z = \exp(-\sum_h (x_h/X) \ln(x_h/X))$ e' quindi una trasformazione monotona dell'indice di dispersione di Theil [1972] che raggiunge il suo valore massimo H, cioe' la numerosita' della popolazione, nel caso di perfetta equidistribuzione. La statistica utilizzata e' dunque la spesa media corretta con un indice in grado di riassumere la varianza della distribuzione della stessa.

Due ulteriori osservazioni sono necessarie per giungere alla specificazione finale dei modelli. In primo luogo si noti che una notevole semplificazione potrebbe essere ottenuta sostituendo l'indice dei prezzi $\ln P$ con l'indice di Stone che e':

$$\ln P = a_0 + \ln p'w$$

Questa semplificazione proposta da Deaton e Muellbauer per l'AIDS, tale da rendere quest'ultimo lineare e che qui si applica anche al GAITL, dovrebbe essere ritenuta accettabile solo nel caso di prezzi collineari ma di fatto in tutti gli studi tesi a confrontare i risultati ottenuti con $\ln P$ e con $\ln P'$ si sono avute discrepanze irriskorie. Alla luce di questo comportamento in questo lavoro verra' senz'altro adottata l'approssimazione di Stone.

In secondo luogo e' da sottolineare come la stima del parametro a_0 possa rivelarsi problematica per cui sia preferibile attribuire ad esso un valore a priori ragionevole. Potra' essere o semplicemente zero o il logaritmo di quella che si ritiene la spesa di sussistenza.

Le (1.17), (1.18) e (1.19) sarebbero dunque, avendo a disposizione dati sul vettore d e sulla statistica $\ln x_{ag}$, stimabili con dati esclusivamente aggregati; purtroppo la variabilita' del vettore d nel tempo e' cosi' ridotta da impedire una stima dei parametri ad esso relativi e quel poco di essa che e' presente non e' distinguibile da un semplice trend temporale.

Per la stima di T e' stato allora suggerito il ricorso un insieme informativo diverso quale una cross-section relativa ad un solo punto nel tempo. Un campione di questo tipo infatti pur non consentendo la stima di un sistema completo di domanda per la

manca di variabilità dei prezzi, permette di ben stimare preliminarmente i parametri socio-demografici; questi poi potranno essere utilizzati successivamente come dati nella stima del sistema completo e quindi consentiranno di non considerare più d come un regressore. Il processo di stima si svilupperà, quindi, in due fasi distinte, ponendo dunque problemi di compatibilità di cui si parlerà al momento della presentazione dei risultati stessi.

SECONDO PARAGRAFO LA STIMA

2.1) La stima dei sistemi di domanda su una serie storica di dati cross-section.

La prima via seguita, per la stima di sistemi di domanda che inglobino l'eterogeneità delle preferenze attraverso il metodo della traslazione demografica delle quote, consiste nella stima simultanea di tutti i parametri delle espressioni microeconomiche delle quote (cioè la (1.6), (1.14) e (1.16)) su una serie storica (necessaria per poter stimare i coefficienti di prezzo e le relative elasticità) di dati disaggregati. Come già accennato si sono impiegati i dati delle tabelle di spesa per consumo per classi di spesa e caratteristiche familiari disponibili per il periodo 1973-87; le dieci categorie di beni in esse riportate sono le seguenti:

- 1) CA - consumi alimentari
- 2) TA - tabacchi
- 3) VE - vestiario e calzature
- 4) AB - spese per l'abitazione
- 5) CO - combustibili
- 6) MO - mobili e articoli per la casa
- 7) TR - trasporti
- 8) SS - spese sanitarie
- 9) SP - spettacoli
- 10) AL - altri beni e servizi

L'aggregazione in cinque categorie di beni è stata realizzata tenendo conto dell'omogeneità dal punto di vista merceologico:

- 1) CAT (CA+TA) - alimentari e tabacchi
- 2) VE - vestiario e calzature
- 3) ABMO (AB+CO+MO) - abitazioni, mobili e combustibili
- 4) TR - trasporti
- 5) ALT (SS+SP+AL) - spese sanitarie, spettacoli ed altre

La natura di questi dati, che nel seguito verranno sinteticamente indicati come primo campione, non è effettivamente microeconomica

trattandosi, semplicemente, di valori medi per classi di spesa. Questo campione è stato di recente utilizzato da vari autori italiani tra i quali Bollino e Rossi [1985], Bollino [1985], Bollino e Violi [1990]: giova ricordare però che in tutti i lavori l'eterogeneità delle preferenze è stata introdotta attraverso il metodo delle quantità imposte³.

Rispetto alla metodologia che verrà successivamente descritta, questa procedura ad un'unica fase determina un notevole appesantimento della fase computazionale, che di fatto ci ha impedito la stima del sistema a 10 categorie.

Il sistema a 5 equazioni ha potuto essere stimato a condizione però di considerare, fra i parametri demografici, esclusivamente la sola dimensione del nucleo familiare, che peraltro costituisce sicuramente la caratteristica più rilevante nell'influenzare il comportamento di acquisto delle famiglie. Si è scelta come famiglia di riferimento, o tipo, (per la quale la dummy demografica è nulla) quella composta da tre persone.

³ Oltre agli articoli citati un utile riferimento per una piena comprensione di questo metodo è costituito da Levbel (1985): in questa sede, senza entrare nel dettaglio della problematica, si ricordi che le quantità imposte vengono determinate dalle caratteristiche familiari (in primo luogo la numerosità familiare) e debbono essere considerate come spese necessarie e indipendenti dal livello di spesa e dal sistema dei prezzi. Formalmente si avrebbe dunque:

$$w_h = \frac{x_{imp}}{x} + \frac{x^{-1} x_{imp}}{x} \frac{a + T m_h + G \ln p + (b(1 + i' G \ln p) - G_i) \ln x_h - b \ln P_h}{1 + i' G \ln p}$$

in cui $x_{imp} = [x_{i, imp}] = [p_i (f_{oi} + f_{fi} n_h)]$ cioè è il vettore delle quantità imposte per ciascuno degli i beni, f_{oi} e f_{fi} sono parametri da stimare e n_h è il numero di componenti familiari.

Ricorrendo al metodo di stima del minimo χ -quadrato⁴ (Rothenberg [1973]) che consente di spezzare la stima di un sistema in due passi (prima si stimano le funzioni di domanda di ciascun bene e, solo successivamente, si impongono le condizioni di integrabilita' proprie di un sistema di domanda) si sono ottenute interessanti stime anche ad un livello di disaggregazione in dieci categorie. Esse riguardano esclusivamente l'AIDS nella sua versione lineare cioe' con l'indice di Stone.

I risultati di queste stime sono riportati nell'appendice statistica mentre, in questo stesso paragrafo e nei successivi, essi verranno impiegati per il calcolo dei principali valori che caratterizzano il comportamento del consumatore, le scale di equivalenza e le variazioni equivalenti.

⁴ -----
 Il grande pregio di questo metodo consiste nella possibilita' di ottenere stime asintoticamente efficienti di parametri soggetti a restrizioni che coinvolgono tutte le equazioni del sistema senza dover stimare piu' di una equazione per volta, presentando dunque notevoli vantaggi da un punto di vista computazionale.

Se indichiamo con θ il vettore dei parametri non ristretti, il vettore dei parametri che incorporano le restrizioni della teoria (omogeneita', simmetria, ecc.) puo'essere cosi' espresso: $\theta = S\theta^*$, dove S e' una matrice di selezione opportunamente costruita. La prima fase di applicazione di questa procedura consiste nella stima separata di ogni equazione non ristretta, al fine di ottenere il vettore $\hat{\theta}$ delle stime dei parametri non vincolati. E' ora possibile calcolare la matrice varianze-covarianze di quest'ultimo vettore, denotata con $\hat{\Sigma}$; contenendo le varianze e le covarianze di stimatori ottenuti non con un sistema ma con stime separate equazione per equazione, questa matrice e' stata interpretata come una diagonale a blocchi, in cui ogni blocco e' rappresentato dalla matrice varianze-covarianze degli stimatori relativi a ciascuna delle stime.

La forma quadratica $(\hat{\theta} - \theta)' \hat{\Sigma}^{-1} (\hat{\theta} - \theta)$ tende a distribuirsi, al crescere della dimensione campionaria, secondo una distribuzione chi quadrato; * obiettivo del metodo e' quello di scegliere quei valori di $\hat{\theta}^*$ che minimizzano questa forma quadratica; il vettore di questi stimatori e' dato da:

$$\hat{\theta}^* = (S' \hat{\Sigma}^{-1} S)^{-1} S' \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\theta} ;$$

Dapprima quindi si effettuano stime non ristrette equazione per equazione, poi si impongono mediante calcolo le restrizioni.

Tale metodo e' stato impiegato, nell'ambito della stima dei sistemi di domanda, da Blundell, Pashardes e Weber [1988] e, in Italia, da Brugiavini e Weber [1988].

2.2) La stima dei sistemi di domanda sulla base di un pooling di una serie storica di dati aggregati ed una cross-section di dati microeconomici

La seconda delle due alternative indicate prevede, per la stima di tutti i parametri della formulazione macroeconomica delle quote, un procedimento a due fasi: dapprima si stimano i parametri t_{ik} su un insieme di dati costituito da una cross section relativa ad un particolare anno, e quindi, sulla base di questa informazione a priori, i coefficienti del reddito e dei prezzi vengono stimati su dati aggregati di contabilità nazionale. Oltre al già citato Jorgenson, Lau e Stoker [1982] si ricordino anche i contributi di Rossi [1988] e Patrizi, Rossi [1991], nei quali questo metodo viene applicato anche al modello AIDS.

Tale metodo pone il problema della compatibilità dei due insiemi informativi: la contabilità nazionale e le rilevazioni campionarie. Inoltre il problema della compatibilità è ancora più discutibile se, come in questa sede, si affiancano dati nazionali a dati regionali.

Le disaggregazioni delle categorie di beni in questi campioni sono le medesime elencate precedentemente.

2.2.1) La stima della cross section.

La stima preliminare è stata condotta sui due tipi di dati in nostro possesso: la cross section dei consumi delle famiglie italiane (cioè le tabelle ISTAT per classi di spesa e caratteristiche familiari relative ad un unico anno), e i dati individuali desunti dai nastri ISTAT relativi alle rilevazioni campionarie sui consumi in Emilia Romagna⁵. L'impiego di dati di quest'ultimo tipo⁶ costituisce uno degli elementi di maggiore novità del presente lavoro: per l'Italia solo Brugiavini e Weber [1988] hanno utilizzato dati microeconomici per le loro stime.

Ponendo pari ad uno i prezzi dell'anno a cui questi valori si riferiscono (il 1987), si ottengono per i tre sistemi le seguenti espressioni per le funzioni di domanda a livello disaggregato:

$$\text{AIDS} \quad w_h = a + Tm_h + b \ln(x_h/P_h) \quad (2.1)$$

⁵ Sulla base di questi dati effettivamente microeconomici, relativi a tutte le regioni italiane, l'Istituto Centrale di Statistica compila le tabelle riassuntive più volte citate.

⁶ Il pooling tra la serie storica e la cross-section di dati nazionali verrà indicata come secondo campione, mentre quella con i dati microeconomici della Emilia e Romagna come terzo campione.

$$\text{TRANSLOG} \quad w_h = \frac{a + Tm_h - G_i \ln x_h}{-1} \quad (2.2)$$

$$\text{GAITL} \quad w_h = \frac{a + Tm_h + (b - G_i) \ln x_h - b \ln P_h}{1} \quad (2.3)$$

Mentre per la stima sui dati dei Consumi delle Famiglie si e' utilizzato il metodo dei minimi quadrati, per i dati individuali si e' fatto ricorso, come e' d'uso in questi casi, al metodo delle variabili strumentali (Keen [1986]) poiche' tale metodo permette di affrontare il problema delle spese nulle usualmente presenti nei campioni microeconomici per infrequenza dell'acquisto rispetto al periodo di rilevazione: lo strumento utilizzato e' il reddito.

Le caratteristiche socio-demografiche prese in considerazione sono la dimensione del nucleo familiare e, per quanto riguarda la sola cross-section dell' ISTAT, la zona geografica, il comune di residenza e la condizione professionale del capofamiglia. In questo caso la famiglia tipo e' quella residente nell'Italia Nord-orientale, in un comune capoluogo, il cui capofamiglia sia dipendente nell'industria e composta da tre persone.

2.2.2) La stima sulla base di serie storiche di dati aggregati.

Sulla base delle stime sui dati longitudinali e dell'informazione circa le quote di spesa sul totale nazionale delle famiglie che presentano ciascuna caratteristica familiare, cioe' conoscendo il termine T_d , e' possibile passare alla stima aggregata sui dati di contabilita' nazionale.

Poiche' dalla stima di sistemi statici emergono problemi di autocorrelazione dei residui, abbiamo introdotto specificazioni dinamiche⁷.

Si e' postulata l'esistenza di un processo autoregressivo del primo ordine del vettore dei residui del tipo:

$$u_t = R u_{t-1} + e_t$$

dove t indica il tempo, R e' una matrice (n,n) di parametri incogniti ed e_t e' l'errore white noise.

Considerando le restrizioni di additivita', nel modello lineare classico $y_t = Mx_t + u_t$, dove y_t e' il vettore delle quote a somma 1, M

⁷ -----
La stima statica presentava inoltre un valore per la elasticita' compensata al proprio prezzo dei generi alimentari positivo e statisticamente diverso da zero.

e' la matrice dei coefficienti ed X_t e' il vettore dei valori che i regressori assumono al periodo t, avremo che (Berndt e Savin [1975]) $y_t = 1 + i'u_t$, da cui $i'u_t = 0$, ma $i'u_t = i'Ru_{t-1} + i'e_t$, e poiche' $i'e_t = 0$, $i'Ru_t = k$. Quindi ogni colonna di R deve sommare alla stessa costante incognita k. Nel nostro caso la scelta sulla forma di R e' caduta su una matrice diagonale a termini tutti uguali. Una forma dinamica di questo tipo e' molto parsimoniosa in termini di parametri da stimare, ma si basa su restrizioni non verificate. Per l'impiego di specificazioni dinamiche piu' generali si vedano Anderson e Blundell [1982][1983].

I coefficienti di queste stime e gli errori standard sono riportati nell'appendice statistica. Quisono invece presentati (tav.1 e tav.2) i test del rapporto di verosimiglianza circa la verifica delle condizioni di integrabilita' per i due livelli di disaggregazione. Essi sono stati condotti per il solo modello AIDS che, meglio degli altri, si presta a tale prova.

tav.1 - Verifica delle condizioni di integrabilita' per il sistema a cinque categorie di beni

	LR-TEST	n.rest.	Valore critico	
			al 5%	al 0.1%
<u>Secondo campione</u>				
- Modello statico				
rest.omogeneita'	10.826	4	9.48	18.46
rest.simmetria	25.63	6	12.59	22.45
rest.omog e sim.	49.786	10	18.30	29.58
- Modello dinamico				
rest.omogeneita'	15.716	4	9.48	18.46
rest.simmetria	10.378	6	12.59	22.45
rest.omog e sim.	27.014	10	18.30	29.58
<u>Terzo campione</u>				
- Modello statico				
rest.omogeneita'	13.508	4	9.48	18.46
rest.simmetria	36.562	6	12.59	22.45
rest.omog e sim.	67.28	10	18.30	29.58
- Modello dinamico				
rest.omogeneita'	17.63	4	9.48	18.46
rest.simmetria	10.57	6	12.59	22.45
rest.omog e sim.	29.27	10	18.30	29.58

Dalla prima tabella si osservi che il passaggio da un sistema statico ad uno 'dinamico' permette di accettare le restrizioni di omogeneita' e simmetria, separatamente e congiuntamente considerate, purché si adotti un valore critico molto basso. Un risultato simile è ottenuto da Patrizi e Rossi [1991].

Viceversa questo non si verifica al livello di disaggregazione maggiore per il quale tutte le restrizioni di integrabilità, in modelli sia statici sia dinamici, risultano nettamente rifiutate. Il rigore scientifico imporrebbe quindi l'esclusione di successive analisi per questi sistemi di domanda: nel nostro lavoro invece, pur consci del forte limite imposto ai risultati successivi dalla mancata accettazione delle restrizioni di integrabilità, si è preferito continuare l'analisi per avere una indicazione, per quanto distorta, delle implicazioni di livelli di disaggregazione più ampi.

La forte discrepanza nei risultati dei test al variare del livello di disaggregazione può essere fatta risalire a due ragioni. Anzitutto al crescere del numero di categorie di beni aumenta il numero delle restrizioni imposte dalla teoria, rendendo quindi più difficile da soddisfare il test di verifica. La seconda ragione consiste nel tipo di disaggregazione scelta, ovvero nel tipo di beni che si sono isolati seguendo un criterio esclusivamente merceologico e non facendo anche riferimento, come sarebbe più opportuno, alla soddisfazione di categorie di bisogni del consumatore.

Nella tav.3 sono riportati i risultati dei test condotti sulle restrizioni che riducono il GAITL rispettivamente in AIDS e TRANSLOG: se si impiegano specificazioni dinamiche a cinque categorie di beni i modelli non mostrano differenze statisticamente significative, come evidenziato anche da Lewbel [1989]. Al maggior livello di disaggregazione, invece, il GAITL ha mostrato una maggiore capacità di adattamento. Questo confronto è stato effettuato solamente sul terzo campione (cioè il pooling con i dati cross section dell'Emilia Romagna) per non appesantire eccessivamente l'esposizione.

tav.2 - Verifica delle condizioni di integrabilita'
per il sistema a dieci categorie di beni

	LR-TEST	n.rest.	Valore critico	
			al 5%	al 0.1%
<u>Secondo campione</u>				
Modello statico				
rest.omogeneita'	48.94	9	16.9	27.87
rest.simmetria	219.00	36	43-45	59-73
rest.omog e sim.	264.76	45	55-67	73-86
Modello dinamico				
rest.omogeneita'	65.68	9	16.9	27.87
rest.simmetria	224.08	36	43-45	59-73
rest.omog e sim.	262.18	45	55-67	73-86
<u>Terzo campione</u>				
Modello statico				
rest.omogeneita'	51.7	9	16.9	27.87
rest.simmetria	205.52	36	43-45	59-73
rest.omog e sim.	269.9	45	55-67	73-86
Modello dinamico				
rest.omogeneita'	68.33	9	16.9	27.87
rest.simmetria	218.02	36	43-45	59-73
rest.omog e sim.	254.04	45	55-67	73-86

tav.3 - Verifica delle restrizioni che riducono il GAITL
in AIDS e TRANSLOG

	LR-TEST	n.restr.	valore critico	
			al 5%	al 0.1%
<u>5 categorie di beni</u>				
GAITL statico				
Gi = 0 (AIDS)	58.154	4	9.48	18.46
b = 0 (TRANSLOG)	56.164	4	"	"
GAITL dinamico				
Gi = 0 (AIDS)	12.16	4	"	"
b = 0 (TRANSLOG)	12.40	4	"	"
<u>10 categorie di beni</u>				
GAITL statico				
Gi = 0 (AIDS)	61.98	9	16.9	27.87
b = 0 (TRANSLOG)	56.68	9	"	"
GAITL dinamico				
Gi = 0 (AIDS)	64.9	9	"	"
b = 0 (TRANSLOG)	58.62	9	"	"

2.3) Comportamento individuale di consumo.

Le stime descritte nei precedenti paragrafi consentono di determinare il comportamento di consumo di tipologie familiari differenziate per livello di spesa mensile e/o per caratteristiche socio-demografiche. Le diversità di questi comportamenti sono rappresentate dai valori delle quote di spesa e delle elasticità alla spesa ed ai prezzi, grandezze riportate nelle tabelle seguenti. Anche in questo caso verranno sottolineate le diversità di risultati a cui campioni e modelli diversi portano.

Per quanto riguarda le caratteristiche familiari di seguito sono riportati per brevità solo i risultati relativi alla dimensione familiare in quanto caratteristica maggiormente significativa nel modificare la struttura delle preferenze. Le altre determinanti socio-demografiche considerate nel secondo campione saranno oggetto solo di alcuni grafici.

La tavola 4 riporta l'andamento delle quote e delle elasticità al variare della spesa mensile della famiglia tipo; i valori estremi di spesa mensile sono stati considerati soddisfacendo le condizioni di non-negatività delle quote. Essi sembrano comunque escludere solo una parte limitata delle famiglie italiane.

Tutte le categorie di beni risultano di lusso tranne, come atteso, quella degli alimentari la cui quota è la sola a diminuire all'aumentare della spesa mensile. I consumatori mostrano una accentuata sensibilità a variazioni dei prezzi dei beni che compongono la categoria trasporti.

Le elasticità alla spesa dei beni di lusso mostrano un andamento decrescente rispetto alla spesa mensile, testimoniando una maggiore rigidità delle quote di spesa nelle famiglie più agiate.

Ad un livello di disaggregazione di cinque categorie le differenze più profonde emergono al variare dei campioni di riferimento, mentre l'applicazione di modelli diversi allo stesso insieme di dati conduce a disomogeneità meno rilevanti.

Nella tav.5 gli stessi valori sono riportati al variare della numerosità familiare a parità di spesa mensile: come atteso, l'aumento della dimensione familiare spinge a comportamenti analoghi a quelli riscontrati nel caso della diminuzione del tenore di vita. Particolarmente rilevanti appaiono, ancora: l'aumento della quota dei consumi alimentari e la diminuzione della categoria residuale.

Si passi ora ad osservare le successive tabelle riguardanti i modelli stimati su dieci categorie di beni tenendo sempre a mente quanto già sottolineato precedentemente circa la non soddisfazione delle condizioni di integrabilità e quindi la relativa distorsione di tali stime.

Come appare dalla tavola 6 l'aumento del livello di disaggregazione produce differenziazioni molto più marcate, al

TA.V.4 - QUOTE ED ELASTICITA' AL VARIARE DELLA SPESA MENSILE
CINQUE CATEGORIE DI BENI

SPESA MENSILE DI £ 1.250.000											
	CAT	VE	ABMO	TR	ALT		CAT	VE	ABMO	TR	ALT
modello AIDS											
Secondo campione						Terzo campione					
wi	0.3129	0.0990	0.1999	0.1276	0.2603	0.3393	0.0891	0.2114	0.1208	0.2392	
ei	0.5514	1.2631	1.0099	1.3270	1.2712	0.5830	1.2968	1.0286	1.3027	1.3027	
sii	-0.3245	-0.2940	-0.3295	-1.0981	-0.4860	-0.2775	-0.2512	-0.3148	-1.1444	-0.4327	

modello TRANSLOG											
Secondo campione						Terzo campione					
wi	0.3255	0.0948	0.2010	0.1298	0.2487	0.3447	0.0885	0.2100	0.1198	0.2368	
ei	0.5261	1.3155	1.0279	1.3444	1.2974	0.5666	1.3054	1.0373	1.3197	1.3216	
sii	-0.4706	-0.3938	-0.2971	-1.0707	-0.5136	-0.3679	-0.2124	-0.2772	-1.1355	-0.4517	

modello GAITL											
Secondo campione						Terzo campione					
wi						0.3336	0.0856	0.2056	0.1182	0.2571	
ei						0.6000	1.3697	1.0765	1.3199	1.1877	
sii						-0.3251	-0.0216	-0.3327	-1.1236	-0.7617	

SPESA MENSILE DI £ 1.932.000											
	CAT	VE	ABMO	TR	ALT		CAT	VE	ABMO	TR	ALT
modello AIDS											
Secondo campione						Terzo campione					
wi	0.2518	0.1104	0.2008	0.1458	0.2911	0.2777	0.1006	0.2140	0.1368	0.2708	
ei	0.4425	1.2360	1.0099	1.2862	1.2426	0.4905	1.2629	1.0283	1.2674	1.2674	
sii	-0.2635	-0.3424	-0.3307	-1.0466	-0.4746	-0.2227	-0.3121	-0.3180	-1.0933	-0.4309	

modello TRANSLOG											
Secondo campione						Terzo campione					
wi	0.2584	0.1079	0.2035	0.1493	0.2810	0.2797	0.1003	0.2134	0.1366	0.2700	
ei	0.4030	1.2775	1.0276	1.2995	1.2633	0.4659	1.2695	1.0367	1.2806	1.2821	
sii	-0.4046	-0.4353	-0.3006	-1.0135	-0.4917	-0.2966	-0.2763	-0.2817	-1.0782	-0.4381	

modello GAITL											
Secondo campione						Terzo campione					
wi						0.2755	0.0993	0.2125	0.1346	0.2781	
ei						0.5156	1.3184	1.0740	1.2808	1.1735	
sii						-0.2831	-0.1259	-0.3297	-1.0653	-0.7038	

SPESA MENSILE DI £ 3.000.000											
	CAT	VE	ABMO	TR	ALT		CAT	VE	ABMO	TR	ALT
modello AIDS											
Secondo campione						Terzo campione					
wi	0.1900	0.1219	0.2017	0.1642	0.3222	0.2154	0.1123	0.2167	0.1529	0.3026	
ei	0.2612	1.2138	1.0098	1.2542	1.2192	0.3432	1.2356	1.0279	1.2393	1.2393	
sii	-0.1221	-0.3799	-0.3318	-1.0021	-0.4593	-0.0997	-0.3587	-0.3210	-1.0491	-0.4228	

modello TRANSLOG											
Secondo campione						Terzo campione					
wi	0.19050	0.12106	0.20594	0.16894	0.31355	0.2139	0.1122	0.2169	0.1534	0.3035	
ei	0.19034	1.24727	1.02724	1.26463	1.23597	0.3017	1.2409	1.0361	1.2498	1.2510	
sii	-0.24250	-0.46537	0.30392	-0.96444	-0.46736	-0.1404	-0.3248	-0.2860	-1.0293	-0.4200	

modello GAITL											
Secondo campione						Terzo campione					
wi						0.2168	0.1133	0.2194	0.1513	0.2993	
ei						0.3844	1.2793	1.0717	1.2499	1.1612	
sii						-0.1860	-0.2022	-0.3263	-1.0157	-0.6506	

TAV.5 - QUOTE ED ELASTICITA' AL VARIARE DELLA DIMENSIONE FAMILIARE
CINQUE CATEGORIE DI BENI

UN COMPONENTE										
	CAT	VE	ABMO	TR	ALT	CAT	VE	ABMO	TR	ALT
modello AIDS						Terzo campione				
Secondo campione						Terzo campione				
wi	0.1586	0.1185	0.2407	0.1322	0.3499	0.1939	0.1062	0.2987	0.1122	0.2889
ei	0.1150	1.2199	1.0082	1.3158	1.2018	0.2703	1.2492	1.0203	1.3260	1.2506
sii	-0.0720	-0.3716	-0.3684	-1.0802	-0.4552	-0.1884	-0.3435	-0.3661	-1.1796	-0.4487

modello TRANSLOG						Terzo campione				
Secondo campione						Terzo campione				
wi	0.1645	0.1161	0.2433	0.1349	0.3411	0.1959	0.1058	0.2981	0.1120	0.2882
ei	0.0626	1.2578	1.0231	1.3314	1.2169	0.2374	1.2555	1.0263	1.3422	1.2643
sii	-0.1303	-0.4553	-0.3401	-1.0547	-0.4455	-0.0714	-0.3005	-0.3360	-1.1668	-0.4287

modello GAITL						Terzo campione				
Secondo campione						Terzo campione				
wi						0.1917	0.1049	0.2971	0.1101	0.2962
ei						0.3040	1.3017	1.0529	1.3435	1.1629
sii						-0.2515	-0.1845	-0.4410	-1.1770	-0.6976

TRE COMPONENTI										
	CAT	VE	ABMO	TR	ALT	CAT	VE	ABMO	TR	ALT
modello AIDS						Terzo campione				
Secondo campione						Terzo campione				
wi	0.2518	0.1104	0.2008	0.1458	0.2911	0.2777	0.1006	0.2140	0.1368	0.2708
ei	0.4425	1.2360	1.0099	1.2862	1.2426	0.4905	1.2629	1.0283	1.2674	1.2674
sii	-0.2635	-0.3424	-0.3307	-1.0466	-0.4746	-0.2227	-0.3121	-0.3180	-1.0933	-0.4309

modello TRANSLOG						Terzo campione				
Secondo campione						Terzo campione				
wi	0.2584	0.1079	0.2035	0.1493	0.2810	0.2797	0.1003	0.2134	0.1366	0.2700
ei	0.4030	1.2775	1.0276	1.2995	1.2633	0.4659	1.2695	1.0367	1.2806	1.2821
sii	-0.4046	-0.4353	-0.3006	-1.0135	-0.4917	-0.2966	-0.2763	-0.2817	-1.0782	-0.4381

modello GAITL						Terzo campione				
Secondo campione						Terzo campione				
wi						0.2755	0.0993	0.2125	0.1346	0.2781
ei						0.5156	1.3184	1.0740	1.2808	1.1735
sii						-0.2831	-0.1259	-0.3297	-1.0653	-0.7038

SEI O PIU' COMPONENTI										
	CAT	VE	ABMO	TR	ALT	CAT	VE	ABMO	TR	ALT
modello AIDS						Terzo campione				
Secondo campione						Terzo campione				
wi	0.3800	0.0980	0.1502	0.1263	0.2452	0.3608	0.1094	0.2056	0.0860	0.2382
ei	0.6306	1.2658	1.0132	1.3305	1.2877	0.6078	1.2419	1.0294	1.4255	1.3040
sii	-0.2988	-0.2857	-0.2234	-1.0960	-0.4767	-0.2618	-0.3512	-0.3072	-1.2821	-0.4255

modello TRANSLOG						Terzo campione				
Secondo campione						Terzo campione				
wi	0.3859	0.0957	0.1528	0.1290	0.2366	0.3628	0.1091	0.2050	0.0857	0.2374
ei	0.6003	1.3129	1.0367	1.3465	1.3127	0.5882	1.2479	1.0382	1.4469	1.3209
sii	-0.4904	-0.3969	-0.1903	-1.0732	-0.5212	-0.3790	-0.3132	-0.2700	-1.3018	-0.4516

modello GAITL						Terzo campione				
Secondo campione						Terzo campione				
wi						0.3586	0.1081	0.2040	0.0838	0.2455
ei						0.6279	1.2927	1.0771	1.4510	1.1966
sii						-0.3104	-0.1854	-0.3180	-1.1899	-0.7765

TAV.6 - QUOTE ED ELASTICITA' AL VARIARE DELLA SPESA MENSILE
DIECI CATEGORIE DI BENI

SPESA MENSILE DI € 1.250.000

	MODELLO AIDS									
	CA	TA	VE	AB	CO	MO	TR	SS	SP	AL
Secondo campione										
wi	0.2843	0.0178	0.0987	0.0865	0.0470	0.0810	0.1259	0.0302	0.0802	0.1481
ei	0.5873	1.0804	1.1756	0.8592	1.0619	1.0269	1.4014	2.1631	1.0627	1.1003
sii	-0.4103	-0.3201	-0.5061	-0.1833	-0.3685	-0.3004	-0.7472	-0.1008	-0.4434	-0.6722
Terzo campione										
wi	0.3140	0.0205	0.0897	0.0891	0.0379	0.0850	0.1214	0.0279	0.0828	0.1313
ei	0.5880	0.7672	1.2343	0.9942	1.0012	1.0934	1.3004	2.2574	0.9298	1.3031
sii	-0.3275	-0.5082	-0.3884	-0.2270	-0.3651	-0.1687	-0.9367	-0.1297	-0.4197	-0.8818
Primo campione										
wi	0.3623	0.0194	0.0718	0.1656	0.0536	0.0520	0.1116	0.0138	0.0438	0.1056
ei	0.6144	0.9003	1.4983	0.6836	0.9683	1.5716	1.4956	1.5014	1.6705	1.3643
sii	1.6062	-0.4049	-1.5847	-0.1283	-0.7124	3.9663	0.9157	7.6593	1.5579	-1.7050

	MODELLO TRANSLOG									
	CA	TA	VE	AB	CO	MO	TR	SS	SP	AL
Secondo campione										
wi	0.2939	0.0198	0.1058	0.0843	0.0473	0.0849	0.1285	0.0289	0.0831	0.1235
ei	0.5486	0.8959	1.0871	0.9097	1.0382	0.9874	1.3512	2.3151	0.9948	1.4021
sii	-0.4489	-0.4798	-0.2195	-0.0858	-0.3532	-0.1253	-0.8799	-0.1118	-0.5097	-0.8247
Terzo campione										
wi	0.3307	0.0232	0.0879	0.0819	0.0388	0.0791	0.1232	0.0257	0.0867	0.1223
ei	0.5321	0.6110	1.2705	1.1245	0.9735	1.2070	1.2751	2.5053	0.8656	1.4360
sii	-0.4834	-0.6280	-0.2053	-0.2288	-0.3727	-0.0651	-0.9681	-0.0834	-0.4984	-0.9193

SPESA MENSILE DI € 1.932.000

	MODELLO AIDS									
	CA	TA	VE	AB	CO	MO	TR	SS	SP	AL
Secondo campione										
wi	0.2332	0.0184	0.1062	0.0812	0.0483	0.0819	0.1479	0.0455	0.0824	0.1546
ei	0.4969	1.0777	1.1631	0.8500	1.0603	1.0266	1.3417	1.7721	1.0611	1.0961
sii	-0.3688	-0.3418	-0.5254	-0.1401	-0.3825	-0.3066	-0.7366	-0.3657	-0.4538	-0.6726
Terzo campione										
wi	0.2577	0.0184	0.0988	0.0889	0.0379	0.0884	0.1373	0.0432	0.0803	0.1486
ei	0.4979	0.7409	1.2126	0.9942	1.0012	1.0898	1.2657	1.8125	0.9276	1.2678
sii	-0.2772	-0.4566	-0.4256	-0.2255	-0.3654	-0.1941	-0.9098	-0.3999	-0.4064	-0.8583
Primo campione										
wi	0.3014	0.0186	0.0874	0.1428	0.0529	0.0650	0.1357	0.0168	0.0566	0.1223
ei	0.5365	0.8958	1.4094	0.6329	0.9679	1.4576	1.4075	1.4114	1.5188	1.3144
sii	2.0270	-0.3795	-1.4455	-0.0299	-0.7099	3.0048	0.6291	6.1126	1.0087	-1.5718

	MODELLO TRANSLOG									
	CA	TA	VE	AB	CO	MO	TR	SS	SP	AL
Secondo campione										
wi	0.2361	0.0189	0.1098	0.0810	0.0481	0.0844	0.1482	0.0455	0.0829	0.1452
ei	0.4381	0.8910	1.0840	0.9060	1.0375	0.9873	1.3046	1.8363	0.9947	1.3422
sii	-0.3788	-0.4568	-0.2395	-0.0545	-0.3622	-0.1214	-0.8472	-0.3804	-0.5089	-0.7960
Terzo campione										
wi	0.2633	0.0193	0.0982	0.0863	0.0384	0.0862	0.1380	0.0426	0.0816	0.1455
ei	0.4124	0.5317	1.2420	1.1181	0.9732	1.1899	1.2457	1.9093	0.8572	1.3664
sii	-0.4241	-0.5572	-0.2644	-0.2587	-0.3663	-0.1260	-0.9363	-0.3884	-0.4762	-0.8724

SPESA MENSILE DI € 3.000.000

	MODELLO AIDS									
	CA	TA	VE	AB	CO	MO	TR	SS	SP	AL
Secondo campione										
wi	0.1815	0.0191	0.1138	0.0758	0.0496	0.0829	0.1701	0.0610	0.0846	0.1611
ei	0.3539	1.0751	1.1522	0.8394	1.0587	1.0263	1.2970	1.5763	1.0595	1.0922
sii	-0.2739	-0.3623	-0.5413	-0.0896	-0.3959	-0.3127	-0.7228	-0.4906	-0.4636	-0.6725
Terzo campione										
wi	0.2008	0.0163	0.1081	0.0886	0.0379	0.0919	0.1534	0.0587	0.0777	0.1661
ei	0.3555	0.7076	1.1944	0.9941	1.0012	1.0864	1.2379	1.5985	0.9252	1.2395
sii	-0.1656	-0.3905	-0.4552	-0.2240	-0.3657	-0.2176	-0.8850	-0.5218	-0.3919	-0.8359
Primo campione										
wi	0.2400	0.0177	0.1032	0.1197	0.0522	0.0781	0.1600	0.0199	0.0696	0.1392
ei	0.4179	0.8908	1.3469	0.5624	0.9674	1.3810	1.3456	1.3484	1.4225	1.2762
sii	2.6986	-0.3514	-1.3430	0.1162	-0.7072	2.3632	0.4349	5.0300	0.6645	-1.4660

	MODELLO TRANSLOG									
	CA	TA	VE	AB	CO	MO	TR	SS	SP	AL
Secondo campione										
wi	0.1777	0.0180	0.1138	0.0777	0.0489	0.0839	0.1680	0.0623	0.0827	0.1670
ei	0.2535	0.8855	1.0810	0.9019	1.0369	0.9873	1.2686	1.6113	0.9947	1.2974
sii	-0.2235	-0.4311	-0.2579	-0.0199	-0.3709	-0.1174	-0.8172	-0.4976	-0.5082	-0.7688
Terzo campione										
wi	0.1952	0.0153	0.1087	0.0908	0.0379	0.0935	0.1529	0.0597	0.0765	0.1690
ei	0.2075	0.4102	1.2187	1.1123	0.9729	1.1753	1.2217	1.6494	0.8476	1.3155
sii	-0.2753	-0.4466	-0.3107	-0.2856	-0.3596	-0.1770	-0.9075	-0.5117	-0.4501	-0.8316

TAIV.7 - QUOTE ED ELASTICITA' AL VARIARE DELLA DIMENSIONE FAMILIARE
DIECI CATEGORIE DI BENI

UN COMPONENTE										
Secondo campione			MODELLO AIDS							
	CA	TA	VE	AB	CO	MO	TR	SS	SP	AL
wi	0.1424	0.0142	0.1149	0.1007	0.0554	0.0949	0.1336	0.0521	0.0898	0.2014
ei	0.1766	1.1005	1.1508	0.8791	1.0525	1.0229	1.3782	1.6748	1.0560	1.0738
si	-0.2061	-0.1579	-0.5445	-0.2718	-0.4486	-0.3772	-0.7385	-0.4333	-0.4846	-0.6674
Terzo campione			MODELLO AIDS							
wi	0.1789	0.0134	0.1044	0.1264	0.0537	0.1197	0.1128	0.0588	0.0809	0.1505
ei	0.2769	0.6442	1.2013	0.9959	1.0008	1.0663	1.3236	1.5972	0.9282	1.2643
si	-0.1513	-0.2655	-0.4452	-0.3916	-0.5252	-0.3502	-0.9447	-0.5318	-0.4097	-0.8563
Primo campione			MODELLO AIDS							
wi	0.2047	0.0124	0.1051	0.1610	0.0630	0.0825	0.1467	0.0021	0.0712	0.1512
ei	0.3176	0.8439	1.3406	0.6745	0.9730	1.3609	1.3772	4.2512	1.4131	1.2545
si	3.2177	-0.0859	-1.3384	-0.1053	-0.7377	2.1898	0.5287	55.0649	0.6252	-1.4106
Secondo campione			MODELLO TRANSLOG							
wi	0.1454	0.0148	0.1185	0.1006	0.0552	0.0974	0.1339	0.0521	0.0903	0.1920
ei	0.0875	0.8600	1.0778	0.9243	1.0327	0.9890	1.3371	1.7308	0.9952	1.2587
si	-0.0637	-0.3106	-0.2771	-0.2062	-0.4309	-0.2147	-0.8706	-0.4366	-0.5351	-0.7393
Terzo campione			MODELLO TRANSLOG							
wi	0.1845	0.0143	0.1038	0.1239	0.0542	0.1175	0.1134	0.0582	0.0823	0.1475
ei	0.1617	0.3681	1.2291	1.0823	0.9810	1.1394	1.2989	1.6659	0.8583	1.3616
si	-0.2374	-0.4079	-0.2903	-0.4135	-0.5248	-0.2955	-0.9917	-0.5043	-0.4791	-0.8688
TRE COMPONENTI										
Secondo campione			MODELLO AIDS							
wi	0.2332	0.0184	0.1062	0.0812	0.0483	0.0819	0.1479	0.0455	0.0824	0.1546
ei	0.4969	1.0777	1.1631	0.8500	1.0603	1.0266	1.3417	1.7721	1.0611	1.0961
si	-0.3688	-0.3418	-0.5254	-0.1401	-0.3825	-0.3066	-0.7366	-0.3657	-0.4538	-0.6726
Terzo campione			MODELLO AIDS							
wi	0.2577	0.0184	0.0988	0.0889	0.0379	0.0884	0.1373	0.0432	0.0803	0.1486
ei	0.4979	0.7409	1.2126	0.9942	1.0012	1.0898	1.2657	1.8125	0.9276	1.2678
si	-0.2772	-0.4566	-0.4256	-0.2255	-0.3654	-0.1941	-0.9098	-0.3999	-0.4064	-0.8583
Primo campione			MODELLO AIDS							
wi	0.3014	0.0186	0.0875	0.1428	0.0530	0.0651	0.1357	0.0169	0.0567	0.1224
ei	0.5365	0.8958	1.4094	0.6330	0.9679	1.4576	1.4076	1.4115	1.5189	1.3144
si	2.0270	-0.3796	-1.4456	-0.0299	-0.7099	3.0049	0.6291	6.1126	1.0087	-1.5719
Secondo campione			MODELLO TRANSLOG							
wi	0.2361	0.0189	0.1098	0.0810	0.0481	0.0844	0.1482	0.0455	0.0829	0.1452
ei	0.4381	0.8910	1.0840	0.9060	1.0375	0.9873	1.3046	1.8363	0.9947	1.3422
si	-0.3788	-0.4568	-0.2395	-0.0545	-0.3622	-0.1214	-0.8472	-0.3804	-0.5089	-0.7960
Terzo campione			MODELLO TRANSLOG							
wi	0.2633	0.0193	0.0982	0.0863	0.0384	0.0862	0.1380	0.0426	0.0816	0.1455
ei	0.4124	0.5317	1.2420	1.1181	0.9732	1.1899	1.2457	1.9093	0.8572	1.3664
si	-0.4241	-0.5572	-0.2644	-0.2587	-0.3663	-0.1260	-0.9363	-0.3884	-0.4762	-0.8724
SEI E PIU' COMPONENTI										
Secondo campione			MODELLO AIDS							
wi	0.3572	0.0209	0.0944	0.0507	0.0389	0.0709	0.1277	0.0381	0.0702	0.1305
ei	0.6715	1.0684	1.1835	0.7602	1.0747	1.0307	1.3956	1.9214	1.0717	1.1139
si	-0.3829	-0.4153	-0.4913	0.2956	-0.2555	-0.2222	-0.7385	-0.2953	-0.3854	-0.6671
Terzo campione			MODELLO AIDS							
wi	0.3423	0.0169	0.1076	0.0660	0.0566	0.0842	0.0865	0.0390	0.0794	0.1211
ei	0.6219	0.7185	1.1953	0.9922	1.0008	1.0943	1.4216	1.8999	0.9268	1.3285
si	-0.3075	-0.4127	-0.4555	-0.0108	-0.5436	-0.1620	-0.9883	-0.3442	-0.4015	-0.8874
Primo campione			MODELLO AIDS							
wi	0.3933	0.0220	0.0817	0.1193	0.0453	0.0555	0.1285	-0.0056	0.0439	0.1161
ei	0.6448	0.9116	1.4385	0.5608	0.9625	1.5366	1.4305	-0.2412	1.6704	1.3313
si	1.4822	-0.4676	-1.4892	0.1093	-0.6778	3.6749	0.7058	-22.4091	1.5659	-1.6154
Secondo campione			MODELLO TRANSLOG							
wi	0.3601	0.0214	0.0980	0.0506	0.0387	0.0733	0.1280	0.0381	0.0707	0.1210
ei	0.6316	0.9037	1.0940	0.8495	1.0466	0.9854	1.3526	1.9983	0.9938	1.4105
si	-0.4787	-0.5157	-0.1753	0.4438	-0.2301	-0.0124	-0.8808	-0.2913	-0.4505	-0.8282
Terzo campione			MODELLO TRANSLOG							
wi	0.3479	0.0178	0.1070	0.0634	0.0571	0.0820	0.0872	0.0384	0.0807	0.1180
ei	0.5552	0.4933	1.2222	1.1607	0.9819	1.1998	1.3888	2.0087	0.8556	1.4517
si	-0.4907	-0.5225	-0.3039	-0.0529	-0.5432	-0.0910	-1.0700	-0.3389	-0.4719	-0.9289

variare sia dei modelli, sia dei campioni: questa evidenza, con i limiti del caso, la scarsa sensibilità dei livelli di disaggregazione più contenuti (ad esempio cinque categorie di beni) al mutare dell'informazione in termini di dati e in termini di assunzioni funzionali. Considerando poche categorie si aggregano beni anche molto eterogenei: per esempio la categoria che unisce alimentari e tabacchi comprende due insiemi di beni le cui elasticità alla spesa sono l'una il doppio dell'altra. Inoltre la voce tabacchi risulta di lusso nel caso del modello AIDS applicato al secondo campione e necessario nelle altre possibili combinazioni. Pure le categorie abitazioni, combustibili, mobili e spettacoli sperimentano una certa variabilità di risultati.

La tavola 7 infine espone i risultati ottenuti nel caso del variare della numerosità familiare sempre nel caso delle dieci categorie

TERZO PARAGRAFO LE SCALE DI EQUIVALENZA

3.1) Scopo di questo paragrafo è di costruire un indice che permetta una comparazione interfamiliare dei livelli di benessere e quindi, tra l'altro, una valutazione circa le economie di scala che sono presenti nelle diverse tipologie familiari.

Le economie di scala familiari sono legate soprattutto alla numerosità familiare ma, in senso lato, anche a tutte le altre possibili determinanti socio-demografiche: un approccio a questa problematica è quello di vedere la famiglia come un'entità che trasforma i beni di mercato (una sorta di beni intermedi in questa visione) per ottenere un certo livello di benessere. L'efficienza con la quale avviene questa operazione di trasformazione varia da famiglia a famiglia a seconda delle sue proprie caratteristiche (Lazear e Michael [1980]).

Spiegazioni della presenza di economie di scala riconducibili al numero di componenti possono essere, per esempio, l'esistenza di beni, chiamati familiari, il cui consumo da parte di un componente familiare non ne diminuisce la disponibilità da parte degli altri membri (l'illuminazione di una stanza, la sicurezza di una porta blindata) e per i quali il periodo di inattività diminuisce quanto maggiore è il numero dei componenti aumentando così il loro contributo per unità di costo al benessere dell'unità di consumo.

Anche altre caratteristiche possono modificare l'efficienza della famiglia: si ricordano, ad esempio, l'età dei componenti, la condizione professionale del capofamiglia e degli altri membri, la presenza continua di una persona a casa (la casalinga che dedica tutto il proprio tempo a questa operazione di trasformazione).

La comparazione interpersonale, tenendo conto delle

caratteristiche rilevanti, consente di trasformare la spesa delle famiglie in modo da renderla indicatore corretto per confronti ed ordinamenti della popolazione in base al benessere economico. Per esempio la spesa mensile familiare, senza una correzione per il numero dei componenti, comporterebbe una distorsione a favore dei nuclei familiari piu' ridotti che verrebbero considerati godere di un tenore di vita inferiore a quello effettivo; viceversa la spesa mensile procapite porterebbe, trascurando l'effetto delle economie di scala, ad una distorsione a favore delle famiglie piu' numerose. Fondamentale e' quindi la comparazione interpersonale nella definizione della linea di poverta'.

Essa svolge un ruolo importante nel valutare la portata redistributiva delle erogazioni monetarie in funzione dei cosiddetti carichi familiari e nel verificare quindi l'eventuale distorsione del sistema fiscale (cfr Lugaresi e Rossi [1991]).

L'indice che paragona i livelli di benessere⁸ di diverse famiglie a parita' di prezzi e' chiamato scala di equivalenza familiare. Intuitivamente esso e' un numero che rappresenta quanto una famiglia debba spendere per raggiungere il medesimo livello di benessere di quella che si e' presa come riferimento; si tratta dunque di un rapporto tra due funzioni di costo:

$$\lambda^h(u, p, m_h) = \frac{c(u^R, p, m_h)}{c(u^R, p, m_R)} \quad (3.1)$$

in cui l'indice R e' relativo alla famiglia di riferimento. Si noti che la scala di equivalenza per come e' stata scritta puo' essere specifica oltre che delle caratteristiche familiari anche del sistema dei prezzi e del livello di utilita'. Quest'ultima eventualita', non trattata in questo lavoro, puo' essere di estremo interesse come mostrano Bollino e Rossi [1985].

Un indice di questo tipo che confronta il livello effettivo di benessere risulta essere molto piu' sofisticato rispetto a quelli, per altro ancora ampiamente diffusi, che considerano e studiano esclusivamente i bisogni fisiologici e che quindi trascurano il carattere sociale dei bisogni. La scala di equivalenza richiede pero' la stima di un sistema completo di domanda, mentre i metodi basati sui bisogni fisiologici si riferiscono a criteri normativi, e sono quindi costruiti da esperti nutrizionali che definiscono i bisogni familiari rispetto a varie categorie di beni.

⁸ -----
L'ipotesi che si compie e' che sia la famiglia a stabilire quale sia il proprio livello di benessere e che quindi questo coincida con la sua utilita': in altri termini si compie una ipotesi di non paternalismo (Boadway e Bruce [1984]).

3.2) Prima di illustrare i risultati ottenuti e' necessario introdurre se pur brevemente le scale di equivalenza specifiche di ciascun modello (rimandando per approfondimenti teorici ai riferimenti bibliografici). Premettendo che per quanto riguarda il GAITL non e' ancora stata costruito un quadro in grado di contenerle, per gli altri due modelli si hanno le seguenti formulazioni:

$$\text{AIDS} \quad \ln \lambda_h(p, m_h) = (L_k' - \ln p' L_{ik}) m_h \quad (3.2)$$

$$\text{TRANSLOG} \quad \ln \lambda_h(p, m_h) = \frac{m_h' T' G^{-1} a + m_h' T' G^{-1} T m_h + \ln p' T m_h}{-1 + G' \ln p} \quad (3.3)$$

in cui tutti i simboli hanno un significato gia' noto. Per l'AIDS il riferimento e' costituito da Patrizi e Rossi [1990] e Rizzi e Rossi [1990], per il TRANSLOG da Jorgenson e Slesnick [1984].

Nel calcolo delle scale di equivalenza ci si e' trovati di fronte a notevoli difficolta'⁹ nel caso del TRANSLOG ai livelli di disaggregazione maggiore: data la implausibilita' dei risultati che si ottenevano in quel caso si e' preferito ometterli dalla tavola 8 che presenta le scale per numerosita' familiare al

tav.8 - Le scale di equivalenza per numerosita' familiare

n.comp	AIDS 5 beni			TRANSLOG 5 beni		
	1 camp	2 camp	3 camp	1 camp	2 camp	3 camp
1	0.5654	0.5352	0.6233	0.5614	0.6099	
2	0.9137	0.9524	0.9248	0.9102	0.9140	
3	1	1	1	1	1	
4	1.1845	1.2855	1.2123	1.2712	1.1545	
5	1.4138	1.5641	1.4635	1.4866	1.2616	
6+	1.6920	2.2893	1.7834	2.1991	1.4872	

AIDS 10 beni			
1	0.6157	0.5428	0.6194
2	0.9278	0.9386	0.9161
3	1	1	1
4	1.1670	1.2969	1.2224
5	1.3480	1.5569	1.5584
6+	1.5974	2.3918	1.9090

⁹ Tali difficolta' sono da imputare alla necessita' di invertire la matrice dei parametri dei prezzi che e' molto vicina alla singularita' e appartiene ad un sistema di domanda che, come visto, non ha accettato le restrizioni imposte dalla teoria.

sistema dei prezzi del 1988. L'interpretazione di questa tabella e' molto semplice: considerando ad esempio l'AIDS applicato al primo campione, un valore della scala pari ad 1.1845 significa che una famiglia con quattro componenti, per conseguire lo stesso livello di benessere della famiglia tipo (tre componenti, scala di equivalenza pari ad 1), deve spendere il 18.45% in piu' oppure, il che e' la stessa cosa, a parita' di spesa mensile gode di un tenore di vita inferiore del 18.45% rispetto a quello di una che ha un componente in meno, e tutte le altre caratteristiche demografiche in comune.

Come si puo' osservare emerge una certa contraddittorieta' dei risultati, in particolare per tipo di campione: per entrambi i modelli ed entrambi i livelli di disaggregazione, infatti, il secondo campione conduce ad una notevole sottostima degli effetti delle economie di scala; tale fenomeno appare evidente confrontando le scale per la famiglia piu' numerosa, composta da sei o piu' elementi. In tutti i casi viene confermata la notevole influenza esercitata dalle economie di scala: il livello di spesa necessario per ottenere uno stesso grado di benessere risulta essere meno che proporzionale rispetto al numero di componenti familiari.

Per le altre caratteristiche familiari, disponibili per il solo secondo campione, si e' costruita la fig.1 che riporta le scale di equivalenza ottenute con AIDS e TRANSLOG applicati ai cinque gruppi di beni. Le caratteristiche corrispondenti alla famiglia tipo (residenza nell'Italia nord-occidentale, capofamiglia operaio nell'industria, tre componenti) presentano ovviamente, per entrambi i modelli, valori delle scale di equivalenza pari all'unita'. Le differenze fra i due sistemi di domanda risultano estremamente contenute: solo nel caso del capofamiglia disoccupato il TRANSLOG conduce al bizzarro risultato di un livello di benessere piu' elevato rispetto alla nostra famiglia di riferimento.

QUARTO PARAGRAFO

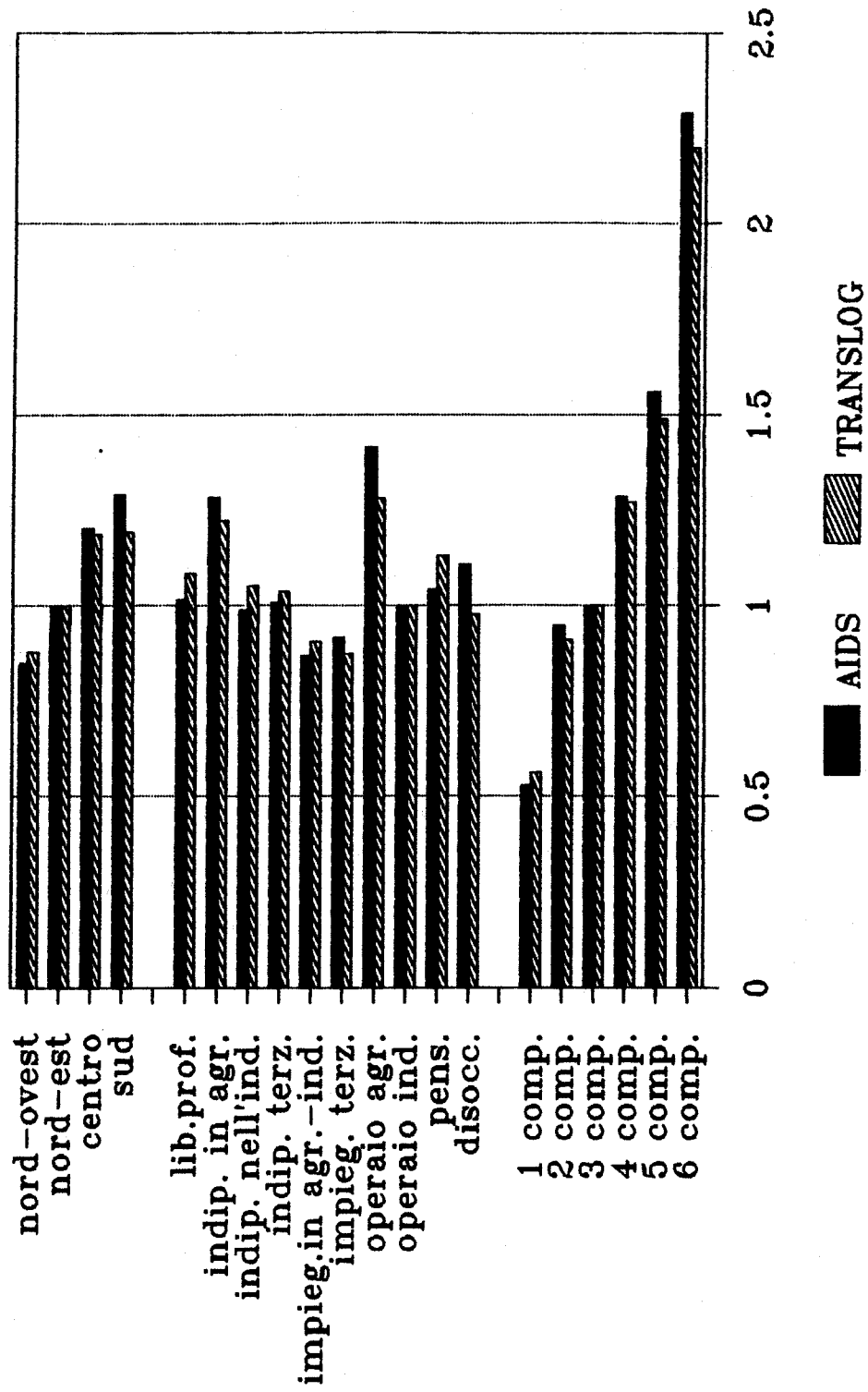
GLI EFFETTI REDISTRIBUTIVI DELLE IMPOSTE INDIRETTE

4.1) Come gia' accennato nell'introduzione, la stima di sistemi di domanda che ammettono l'eterogeneita' delle preferenze individuali permette il calcolo di indicatori del livello di benessere che rendono quest'ultimo dipendente, oltre che dal reddito e dal vettore dei prezzi relativi, anche dalla struttura socio-demografica dell'unita' di spesa considerata.

Disponendo quindi di una misura del benessere familiare piu' realistica della semplice spesa mensile, e' a questo punto possibile procedere alla valutazione degli effetti redistributivi causati dalle imposte indirette e da loro possibili variazioni su gruppi sociali classificati alternativamente per classi di spesa

Fig. 1

Scale di equivalenza per diverse
caratteristiche socio-demografiche



mensile o per tipologie demografiche.

A partire da un indicatore ordinale del livello di benessere, rappresentato da una funzione di utilita' indiretta che tiene conto della eterogeneita' delle preferenze familiari, e' possibile giungere ad una misura monetaria della variazione del benessere della h-esima famiglia, conseguente ad una modifica della struttura impositiva¹⁰, considerando la differenza fra due funzioni di costo:

$$c(u_t, p_1, m_h) - c(u_t, p_0, m_h) \quad (4.1)$$

Se questa differenza viene valutata con riferimento al livello di utilita' (benessere) iniziale, cioe' se $u_t = u_0$, si tratta della

Variatione Compensativa (VC), mentre avremo la Variatione Equivalente (VE) se $u_t = u_1$. La VC rappresenta quindi l'ammontare di

denaro che compensa la famiglia del cambiamento di situazione, mantenendola allo stesso livello di utilita', mentre la VE indica la variazione di spesa che avrebbe sul livello iniziale di utilita' della famiglia un effetto equivalente a quello del passaggio dalla situazione 0 alla situazione 1. Questi due indicatori risultano uguali solo nel caso delle preferenze omotetiche¹¹, in cui cioe' tutte le elasticita' al reddito sono pari all'unita', ipotesi assai poco plausibile.

Abbiamo scelto di utilizzare la VE per le simulazioni successive perche' la VC manca del requisito della ordinalita', per cui l'ordinamento che si ottiene confrontando diverse variazioni di prezzo puo' non essere uguale a quello che si otterrebbe applicando direttamente il sistema delle preferenze familiari.

L' indice VE sara' qui utilizzato per calcolare:

- a) gli effetti redistributivi dell'attuale sistema di imposizione indiretta in Italia.
- b) gli effetti redistributivi della proposta di armonizzazione fiscale in ambito comunitario contenuta nel Documento Scrivener.

Nell' analisi che segue si adotta una versione della VE espressa non come differenza, ma come rapporto:

$$VE = c(u_1, p_1, m_h) / c(u_1, p_0, m_h) - 1 \quad (4.2)$$

Per i tre modelli rispettivamente avremo:

AIDS

$$VE = x_h / \exp \{ a_0 + \ln p^0 \cdot (a + \frac{1}{2} G \ln p^0) + \ln \lambda_h(p^0, m_h) + \} \quad (4.3)$$

$$+ \exp(\ln p^0 \cdot b - \ln p^1 \cdot b) [-a_0 - \ln p^1 \cdot (a + \frac{1}{2} G \ln p^1) - \ln \lambda_h(p^1, m_h) + \ln x_h] \} - 1$$

¹⁰ -----
 Che si riflette, ovviamente, in una modifica della struttura dei prezzi relativi.

¹¹ Vedi Gorman [1976].

TRANSLOG

$$VE = x_h / \exp\left(\frac{1}{-1+i'G\ln p^0}\right)[a_0 + \ln p^0 \cdot (a + \frac{1}{2}G\ln p^0 + Tm_h) + (-a_0 - \ln p^1 \cdot (a + \frac{1}{2}G\ln p^1 + Tm_h)) + \ln x_h \left(\frac{1}{-1+i'G\ln p^1}\right)] - 1 \quad (4.4)$$

GAITL

$$VE = x_h / \exp\left(\frac{1}{1+i'G\ln p^0}\right)[a_0 + \ln p^0 \cdot (a + \frac{1}{2}G\ln p^0 + Tm_h) + \exp(\ln p^0 \cdot b - \ln p^1 \cdot b) + (-a_0 - \ln p^1 \cdot (a + \frac{1}{2}G\ln p^1 + Tm_h)) + \ln x_h \left(\frac{1}{1+i'G\ln p^1}\right)] - 1 \quad (4.5)$$

4.2) Gli effetti redistributivi delle imposte indirette nel 1989

Per valutare gli effetti di un' imposta indiretta (IVA e/o accise) sul benessere familiare, e' necessario comparare una situazione iniziale in cui l'imposta e' assente con una situazione che prevede un aumento dei prezzi dei vari beni pari all'aliquota dell' imposta stessa.

Lavorando su categorie di beni aggregate, ognuna di queste comprende beni gravati da differenti aliquote; per giungere all'aliquota media per categoria aggregata e' opportuno ponderare le diverse aliquote con il peso di ciascun bene all'interno della stessa categoria aggregata. Nel caso specifico, per quanto riguarda l'IVA, si e' utilizzato un paniere di 127 beni¹², ognuno associato ad un peso e ad un'aliquota; mediante aggregazione

tav.9 - Aliquote dell'IVA e delle ACCISE nel 1989 (val.perc.)

	5 BENI			10 BENI	
	iva	accise		iva	accise
cat	9.59	4.70	ca	9.06	0.75
ve	17.54	0.00	ta	19.00	50.70
acm	10.03	5.50	ve	17.54	0.00
tr	17.10	13.61	ab	0.00	0.00
alt	10.67	0.75	co	9.00	35.00
			mo	18.10	0.00
			tr	17.10	13.61
			ss	6.85	0.00
			sp	10.34	2.78
			al	11.20	0.00

¹² Fornitoci da Prometeia.

ponderata e' possibile percio' giungere rispettivamente a 5 e a 10 aliquote medie IVA.

Mentre per l'IVA il calcolo delle aliquote medie non presenta particolari difficolta', per quanto riguarda le accise e' necessario provvedere al calcolo delle aliquote implicite; in questo lavoro si e' seguita la procedura di Bollino, Ceriani e Violi [1988]: l'aliquota effettiva e' pari al rapporto fra il gettito di pertinenza delle famiglie ed il valore dei consumi¹³.

Nella tavola 10 vengono mostrate le variazioni equivalenti (cioe' le perdite di benessere, espresse in termini percentuali rispetto al livello iniziale di utilita', conseguenti a modifiche dei prezzi pari alle aliquote delle imposte via via considerate) al variare della spesa mensile e della numerosita' familiare per i due livelli di disaggregazione, i tre modelli funzionali e i tre insiemi informativi. Tre sono gli scenari di imposta considerati: rispettivamente la presenza di sole accise, di sola IVA e, infine, di entrambe congiuntamente.

Circa il confronto tra i modelli funzionali si noti come essi non conducano a risultati sostanzialmente diversi ma, tranne in un caso (il TRANSLOG del terzo campione) in cui vi e' addirittura un disaccordo di segno, semplicemente a differenti valutazioni dell'entita' dell'effetto redistributivo delle imposte esaminate. Tali diversita' sono in ogni caso piu' accentuate nel confronto fra il GAITL e gli altri due modelli.

Ben piu' significativo appare il ruolo giocato dal livello di disaggregazione. Non solo, infatti, aumentando il grado di disaggregazione si amplificano le differenze¹⁴ ma addirittura le accise vengono in un caso, con cinque categorie di beni, ritenute regressive mentre nell'altro, con dieci, progressive (eccettuato il TRANSLOG stimato sul terzo campione). E' questo un risultato di estremo interesse in quanto, pur con il vizio intrinseco gia' ampiamente sottolineato, evidenzia uno dei piu' probabili motivi alla base del disaccordo nella letteratura italiana circa l'effetto redistributivo di questo tipo di imposte, motivo su cui, certamente si dovra' sviluppare la ricerca.

Ricordiamo per esempio due recenti lavori che giungono a risultati contrapposti: mentre per Patrizi e Rossi [1989], che ricorrono ad

¹³ -----
Ulteriori elaborazioni si sono rese necessarie in relazione alle categorie merceologiche per le quali si avevano a disposizione dati relativi solo al gettito ricavato sia dalle famiglie che dalle imprese.

¹⁴ Fondamentale al riguardo e' indubbiamente l'azione svolta dalle imposte sui tabacchi che con il grado di disaggregazione minore viene fortemente attenuata, essendo tale categoria accorpata con quella, fiscalmente diversissima, dei beni alimentari.

TAV.10 - VARIAZIONI EQUIVALENTI PER IL SISTEMA IMPOSITIVO DELL'80

ACCISE NEL 1989

Modello Campione	CINQUE CATEGORIE DI BENI									DIECI CATEGORIE DI BENI								
	AIDS			TRANSLOG			GAILL			AIDS			TRANSLOG			GAILL		
	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3
famiglia tipo: spesa mensile in migliaia di lire																		
700	4.692	4.263	4.566			4.570			4.415	3.302	3.957	4.190			4.530			
1.000	4.685	4.246	4.550	5.594	4.341	4.533			4.413	3.491	4.202	4.249			4.312	4.486		
2.000	4.673	4.214	4.461	5.562	4.263	4.462			4.409	3.859	4.675	4.364			4.635	4.401		
3.000	4.665	4.195	4.420	5.544	4.217	4.420			4.406	4.073	4.951	4.431			4.825	4.352		
4.000	4.660	4.181	4.391	5.530	4.185	4.391			4.404	4.224	5.147	4.478			4.959	4.416		
5.000	4.656	4.171	4.368	5.520	4.160	4.368			4.403	4.342	5.298	4.515			5.064	4.289		
Numerosità familiare (spesa mensile di E.1.932.000)																		
1	4.314	3.884	4.222	4.998	3.849	4.224			4.170	3.675	4.727	4.252			4.402	4.300		
2	4.558	4.123	4.470	5.310	4.166	4.472			4.415	3.773	4.692	4.223			4.382	4.270		
3	4.673	4.215	4.464	5.446	4.267	4.465			4.409	3.840	4.652	4.358			4.619	4.405		
4	4.687	4.350	4.429	5.478	4.427	4.430			4.374	3.760	4.429	4.452			4.414	4.499		
5	4.671	4.268	4.091	5.469	4.336	4.093			4.040	3.714	4.534	3.590			4.452	3.636		
6+	4.590	4.248	4.113	5.375	4.325	4.115			4.062	3.509	4.448	4.267			4.261	4.315		

IVA NEL 1989

Modello Campione	CINQUE CATEGORIE DI BENI									DIECI CATEGORIE DI BENI								
	AIDS			TRANSLOG			GAILL			AIDS			TRANSLOG			GAILL		
	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3
famiglia tipo: spesa mensile in migliaia di lire																		
700	9.002	10.129	11.146			11.115			11.087	7.182	9.991	10.896			10.971			
1.000	9.220	10.298	11.344	11.519	11.292	11.321			11.295	7.628	10.160	11.071			11.292	11.127		
2.000	9.642	10.625	11.731	11.930	11.638	11.724			11.701	8.489	10.487	11.411			11.638	11.430		
3.000	9.889	10.816	11.957	12.172	11.841	11.960			11.938	8.989	10.677	11.610			11.841	11.608		
4.000	10.063	10.951	12.118	12.343	11.985	12.128			12.107	9.342	10.812	11.752			11.985	11.735		
5.000	10.198	11.056	12.243	12.476	12.097	12.258			12.239	9.614	10.917	11.862			12.097	11.833		
Numerosità familiare (spesa mensile di E.1.932.000)																		
1	9.708	10.644	11.630	12.023	11.895	11.622			11.599	8.409	10.551	11.081			11.561	11.101		
2	9.577	10.534	11.723	11.855	11.758	11.716			11.693	8.331	10.495	11.381			11.443	11.403		
3	9.621	10.609	11.711	11.910	11.854	11.704			11.680	8.446	10.470	11.394			11.620	11.415		
4	9.558	10.524	11.648	11.842	11.748	11.640			11.618	8.374	10.362	11.255			11.495	11.276		
5	9.491	10.485	11.480	11.759	11.696	11.471			11.450	8.413	10.532	11.255			11.580	11.276		
6+	9.413	10.358	11.366	11.644	11.538	11.357			11.337	8.432	10.560	11.182			11.531	11.202		

ACCISE E IVA NEL 1989

Modello Campione	CINQUE CATEGORIE DI BENI									DIECI CATEGORIE DI BENI								
	AIDS			TRANSLOG			GAILL			AIDS			TRANSLOG			GAILL		
	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3
famiglia tipo: spesa mensile in migliaia di lire																		
700	13.269	13.917	16.169			16.140			15.888	10.090	13.318	15.471			15.925			
1.000	13.471	14.064	16.336	17.783	16.409	16.315			16.103	10.718	13.718	15.718			16.211	16.040		
2.000	13.862	14.349	16.662	18.182	16.835	16.656			16.524	11.925	14.490	16.199			16.933	16.262		
3.000	14.090	14.515	16.853	18.416	17.086	16.856			16.771	12.623	14.938	16.482			17.357	16.392		
4.000	14.252	14.633	16.989	18.582	17.263	16.998			16.946	13.116	15.255	16.682			17.658	16.485		
5.000	14.377	14.724	17.094	18.711	17.402	17.108			17.082	13.496	15.500	16.839			17.893	16.557		
Numerosità familiare (spesa mensile di E.1.932.000)																		
1	13.603	14.074	16.292			16.284			16.155	11.727	14.638	15.733			15.806			
2	13.697	14.180	16.666			16.658			16.522	11.704	14.517	16.012			16.087			
3	13.843	14.335	16.646			16.639			16.503	11.865	14.441	16.175			16.251			
4	13.794	14.373	16.541			16.534			16.400	11.710	14.132	16.134			16.210			
5	13.716	14.263	15.991			15.981			15.857	11.692	14.376	15.180			15.249			
6+	13.570	14.124	15.897			15.887			15.765	11.507	14.296	15.854			15.928			

una disaggregazione in cinque categorie di beni, le accise risultano regressive, Bollino, Ceriani e Violi [1988], che utilizzano un sistema ad undici categorie, ottengono un effetto progressivo.

In verita' oltre che per il livello di disaggregazione questi due lavori differiscono anche per il modello funzionale considerato (l'AIDS di Patrizi e Rossi e il LES di Bollino, Ceriani e Violi) e per il metodo di calcolo dell'effetto redistributivo delle imposte (variazioni equivalenti dei primi e variazioni di gettito degli altri tre autori). Alla luce dei risultati emersi in questo lavoro sembra possibile affermare che il differente grado di disaggregazione sia almeno tanto determinante quanto le diversita' nei modelli utilizzati nel qualificare diversi tipi di imposizione. Per le altre due ipotesi di variazioni dei prezzi non si riscontra il medesimo fenomeno di divergenza di valutazione a seconda del livello di disaggregazione. Cio' e' indubbiamente dovuto alla grande omogeneita' per categorie di beni delle aliquote d'imposizione dell'IVA che dominano, poi, quelle congiunte di IVA ed accise.

Il tipo di campione e' senz'altro un'altra determinante fondamentale dell'entita' delle variazioni equivalenti: nella serie storica di dati cross-section questi indicatori redistributivi vengono infatti sistematicamente sottostimati rispetto ai due pooling di dati aggregati e disaggregati.

La variabilita' campionaria non pone in discussione pero' l'importante risultato da noi ottenuto circa l'effetto redistributivo delle accise. Considerando la differenza, anche profonda, degli insiemi informativi qui utilizzati esso e' da ritenersi quindi un risultato generalmente valido.

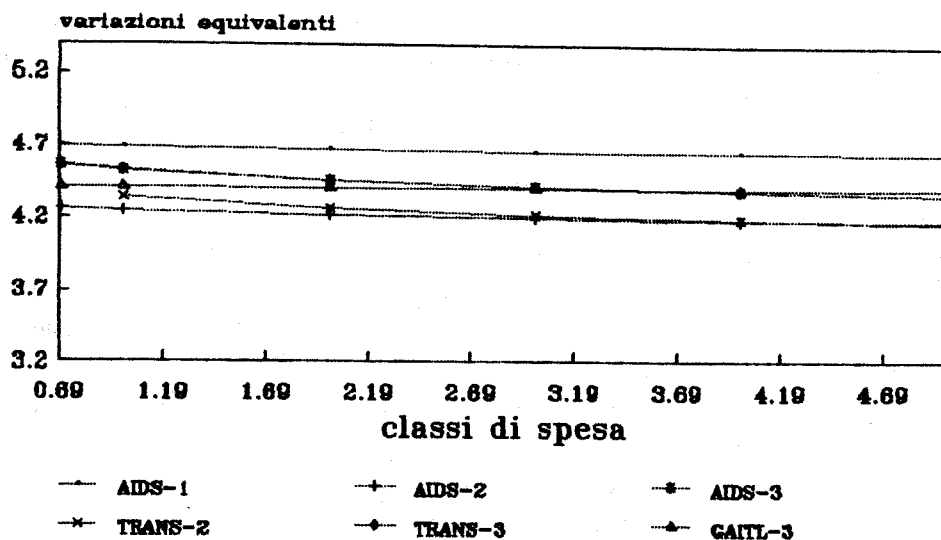
Il dato che emerge da questa analisi e che viene confermato in tutte le ipotesi considerate, e' che il sistema impositivo indiretto italiano del 1989 svolge un effetto progressivo, cioe' incide piu' pesantemente, in termini proporzionali, sulle famiglie che godono di un maggiore benessere.

Per quanto riguarda il ruolo giocato dalla dimensione familiare va osservata la non monotonicita' delle variazioni equivalenti rispetto al numero di componenti e la loro maggiore variabilita' rispetto al mutare di campioni, modelli e livelli di disaggregazione.

Nei tre grafici che seguono si offre un'interpretazione piu' immediata del contenuto della tabella 10. E' anzitutto evidente la forte differenza di segno degli effetti redistributivi delle accise al variare del grado di disaggregazione, mentre nel caso dell'IVA e' comune il risultato di una decisa progressivita'. La considerazione congiunta delle due imposte (fig.4) ha l'effetto di attenuare la pendenza delle curve relative alla sola IVA, pur rimanendo positiva (cioe' progressiva l'imposizione). Appare infine chiaro che, fra i tre sistemi di domanda, l'AIDS tende a

Fig.2

LE ACCISE NEL 1989 CINQUE CATEGORIE DI BENI



DIECI CATEGORIE DI BENI

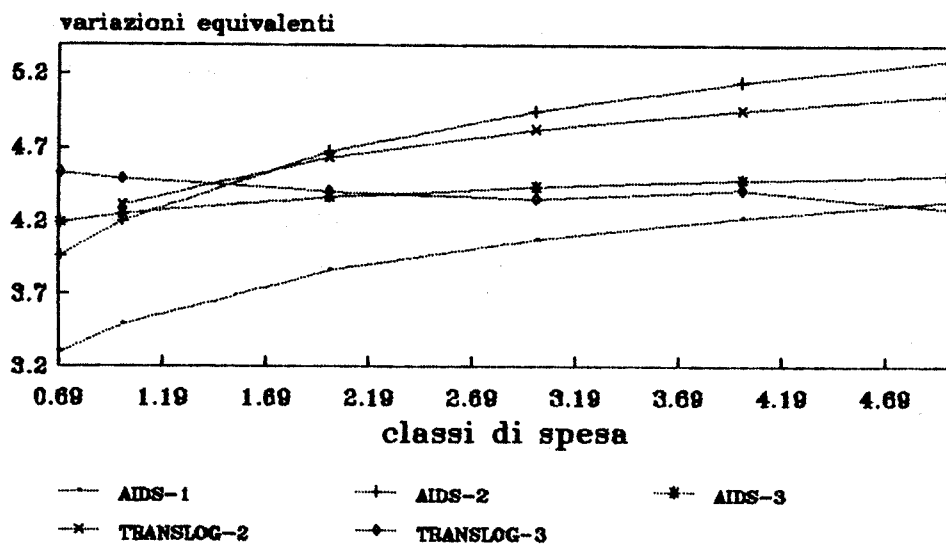
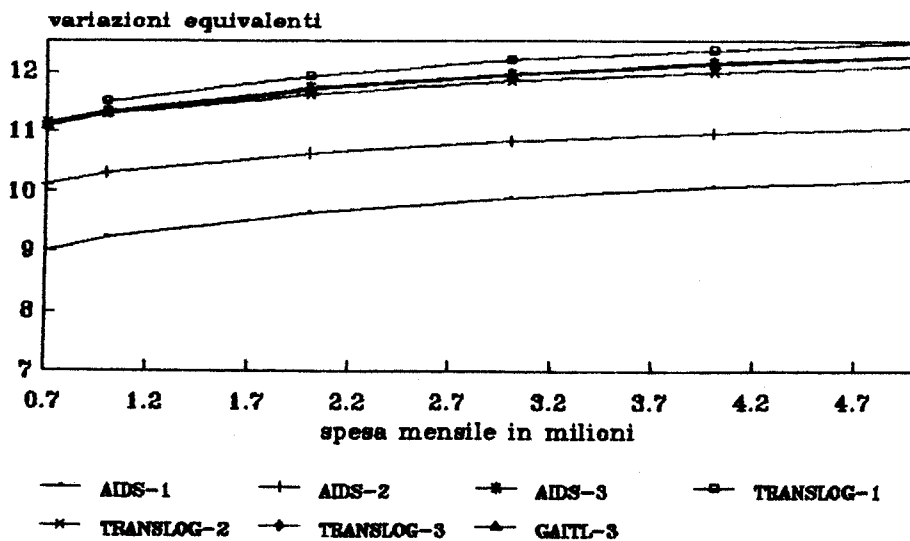


Fig.3

L'IVA NEL 1989 CINQUE CATEGORIE DI BENI



DIECI CATEGORIE DI BENI

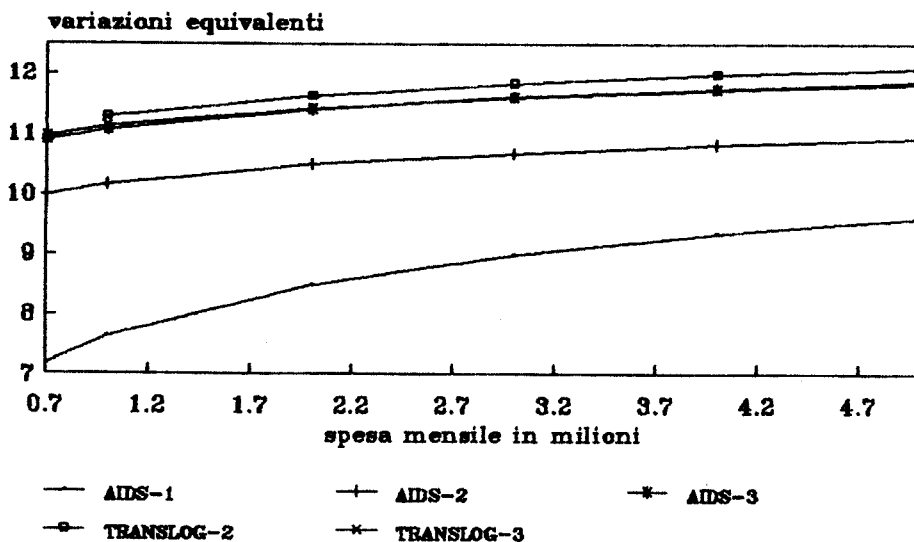
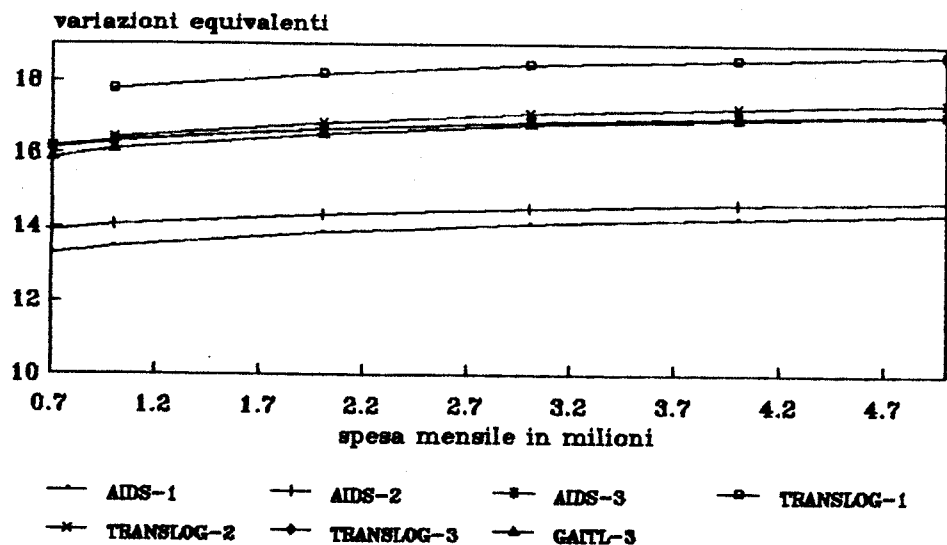
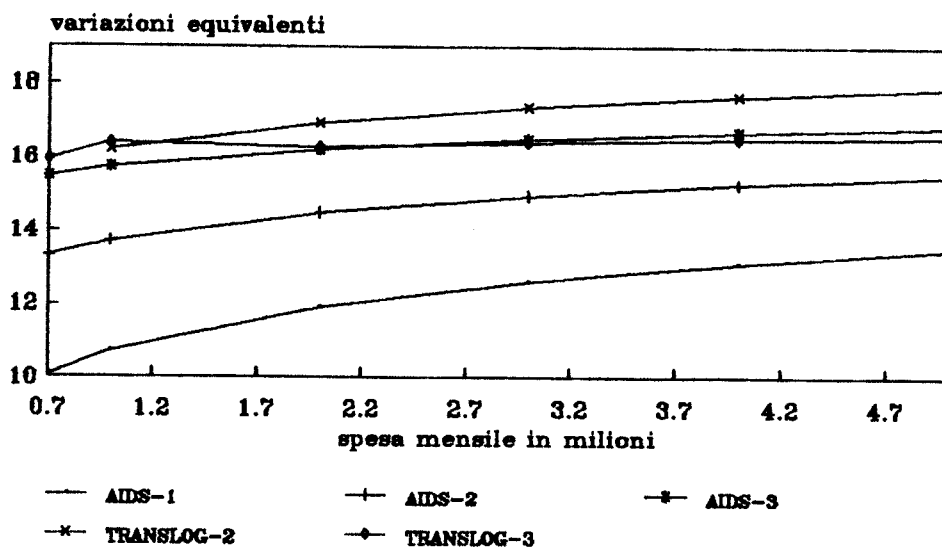


Fig.4

IVA ED ACCISE NEL 1989 CINQUE CATEGORIE DI BENI



DIECI CATEGORIE DI BENI



comprimere la portata quantitativa delle perdite di benessere connesse alle imposte.

4.3) Gli effetti redistributivi del progetto di armonizzazione Scrivener

In questo paragrafo si esaminano gli effetti redistributivi della riforma fiscale relativa al sistema di tassazione indiretta contenute nel documento Scrivener¹⁵.

Le indicazioni relative alle probabili variazioni che le aliquote dovranno subire sono state desunte da alcuni studi recentemente pubblicati. Per quanto riguarda l'IVA, si seguono Bosi e Golinelli [1990a]: essi prevedono una struttura armonizzata articolata su una coppia di aliquote, una ridotta fissata al 7% , ed una normale, invariata rispetto all' attuale livello del 19%. Ad aliquota ridotta saranno assoggettati i prodotti precedentemente tassati al 4% ed al 9%¹⁶, mentre verranno sottoposti ad aliquota normale alcuni dei beni ora tassati al 9%, e tutti quelli tassati al 38%.

Il risultato di quest'armonizzazione e' sintetizzato nella tavola seguente:

5 BENI		10 BENI			
cat	8.41	ca	7.81	mo	18.41
ve	19.00	ta	19.00	tr	17.94
acm	9.45	ve	19.00	ss	7.00
tr	17.94	ab	0.00	sp	15.66
alt	16.70	co	7.00	al	18.20

Nel caso delle accise si e' utilizzato il lavoro di Bosi e Golinelli[1990b], in cui si stimano le variazioni di gettito che interesseranno l'economia italiana sulla base di due diversi scenari, costituiti dall'ipotesi soglia e dall' ipotesi

¹⁵ -----
Il Documento Scrivener e' l'ultimo risultato (luglio 1989) della mediazione tra i paesi comunitari in tema di armonizzazione delle imposte indirette. Esso costituisce una evoluzione del precedente e piu' rigido Piano Cockfield del 1987.

¹⁶ Seguendo il dettato della Comunita' Europea l'aliquota ridotta deve essere applicata ai seguenti beni: alimentari (esclusi gli alcolici), prodotti energetici per riscaldamento ed illuminazione, fornitura di acqua, prodotti farmaceutici, libri, giornali e periodici, trasporti di persone. Tutti gli altri beni e servizi sono gravati dall'aliquota normale.

riferimento: entro il 1993 i vari stati dovranno uniformarsi a soglie inferiori o a forcelle di aliquote. Un secondo stadio prevede invece un unico livello di aliquote di riferimento, anche se il piano Srivener non indica il limite temporale entro cui cio' dovra' essere effettuato. Sulla base delle variazioni di gettito contenute in Bosi e Golinelli [1990b] e' possibile calcolare la struttura delle aliquote implicite conseguente all'armonizzazione.

La prima e terza colonna della tav.12 si riferiscono alla prima fase dell'armonizzazione, fondata sul rispetto delle soglie. I beni maggiormente interessati sono i trasporti ed i combustibili la cui aliquota diminuisce di 2.5 punti percentuali con considerevoli perdite di gettito per le autorità.

Nel caso si realizzi l'armonizzazione del secondo stadio il settore energetico godra' di ulteriori sgravi con un'aliquota ancora piu' bassa. La riduzione del prelievo su benzina e gasolio sara' solo in parte compensata da un aumento dell'imposizione sui tabacchi. Anche i generi alimentari risentono della manovra, e questo sara' determinante per il suo carattere regressivo.

Tav.12 Aliquote accise armonizzate

5 BENI			10 BENI		
	soglia	rif.		soglia	rif.
cat	4.96	7.57	ca	1.30	1.92
ve	0.00	0.00	ta	50.74	78.34
acm	5.10	4.76	ve	0.00	0.00
tr	10.93	8.74	ab	0.00	0.00
alt	0.00	0.00	co	32.34	30.17
			mo	0.00	0.00
			tr	10.93	8.74
			ss	0.00	0.00
			sp	0.00	0.00
			al	0.00	0.00

Nella tavola 13 e nella fig.5 appare evidente che l'armonizzazione nell'ipotesi soglia e' da considerarsi progressiva. Addirittura nel caso del primo campione, in corrispondenza del livello di disaggregazione minore, valori negativi delle variazioni equivalenti indicano che i consumatori meno benestanti verrebbero avvantaggiati dal cambiamento di prezzi conseguente alla riforma.

Viceversa, come era prevedibile, l'armonizzazione nell'ipotesi riferimento avrebbe un effetto regressivo (seconda parte della tav. 13 e fig.6). In questo caso pero' non si e' verificata la precedente concordanza di risultati al variare di livello di disaggregazione, campioni e modelli funzionali.

TAV.13 - VARIAZIONI EQUIVALENTI DEL PROGETTO DI ARMONIZZAZIONE

IPOTESI SOGLIA: IVA + ACCISE

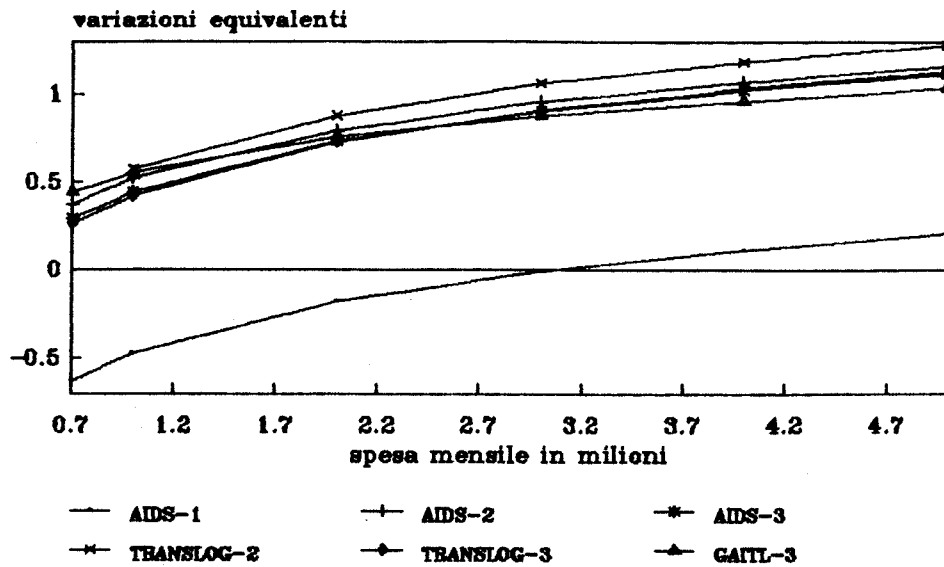
Modello Campione	CINQUE CATEGORIE DI BENI									DIECI CATEGORIE DI BENI								
	AIDS			TRANSLOG			GATIL			AIDS			TRANSLOG			GATIL		
	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3
famiglia tipo: spesa mensile in migliaia di lire																		
700	-0.627	0.376	0.293			0.267		0.442		0.037	0.523	0.407			0.277			
1.000	-0.475	0.518	0.441		0.571	0.422		0.548		0.159	0.560	0.508		0.551	0.414			
2.000	-0.180	0.792	0.729		0.876	0.725		0.754		0.396	0.630	0.703		0.740	0.680			
3.000	-0.008	0.953	0.898		1.055	0.902		0.875		0.535	0.671	0.818		0.850	0.836			
4.000	0.114	1.066	1.018		1.181	1.028		0.961		0.633	0.700	0.899		0.929	0.947			
5.000	0.209	1.154	1.111		1.280	1.126		1.027		0.709	0.723	0.962		0.989	1.033			
Numerosità familiare (spesa mensile di E.1.932.000)																		
1	0.145	1.120	0.840	0.279	1.266	0.835		0.870		0.633	0.953	0.752		1.121	0.725			
2	-0.142	0.790	0.680		0.879	0.675		0.709		0.393	0.615	0.599		0.767	0.572			
3	-0.195	0.799	0.715	-0.115	0.861	0.709		0.744		0.384	0.626	0.693		0.730	0.667			
4	-0.261	0.628	0.637		0.697	0.631		0.665		0.342	0.546	0.558		0.651	0.531			
5	-0.315	0.608	0.722		0.685	0.717		0.752		0.296	0.520	0.716		0.605	0.690			
6+	-0.326	0.528	0.600	-0.248	0.606	0.594		0.628		0.321	0.409	0.495		0.532	0.468			

IPOTESI RIRERIMENTO: IVA + ACCISE

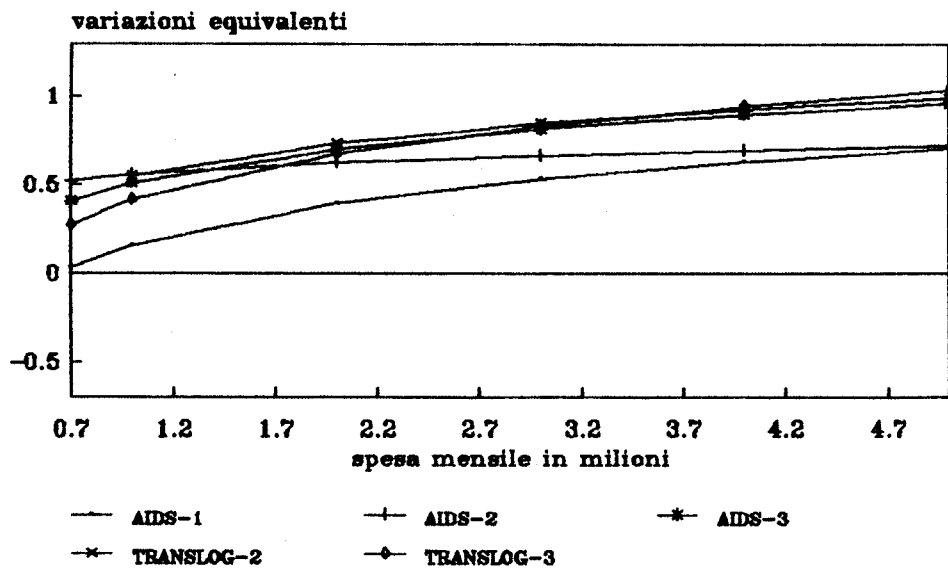
Modello Campione	CINQUE CATEGORIE DI BENI									DIECI CATEGORIE DI BENI								
	AIDS			TRANSLOG			GATIL			AIDS			TRANSLOG			GATIL		
	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3
famiglia tipo: spesa mensile in migliaia di lire																		
700	0.757	1.139	1.064			1.069		1.183		0.652	0.847	0.739			0.710			
1.000	0.751	1.128	1.061		1.193	1.064		1.142		0.694	0.829	0.751		0.934	0.730			
2.000	0.737	1.108	1.055		1.108	1.056		1.064		0.775	0.794	0.775		0.932	0.769			
3.000	0.729	1.096	1.052		1.059	1.051		1.019		0.822	0.773	0.789		0.931	0.791			
4.000	0.724	1.088	1.049		1.024	1.048		0.986		0.856	0.759	0.799		0.930	0.807			
5.000	0.719	1.082	1.048		0.997	1.045		0.961		0.882	0.748	0.806		0.929	0.820			
Numerosità familiare (spesa mensile di E.1.932.000)																		
1	0.837	1.236	0.995	0.181	1.275	0.996		1.007		0.897	0.971	0.732		1.162	0.725			
2	0.746	1.106	0.974		1.121	0.974		0.985		0.727	0.720	0.615		0.924	0.608			
3	0.738	1.109	1.056	0.062	1.113	1.056		1.068		0.771	0.795	0.764		0.932	0.767			
4	0.754	1.043	1.063		1.044	1.064		1.076		0.768	0.755	0.710		0.897	0.703			
5	0.793	1.126	1.299		1.158	1.300		1.314		0.782	0.790	0.943		0.965	0.936			
6+	0.896	1.226	1.252	0.284	1.294	1.252		1.266		0.877	0.726	0.693		0.967	0.686			

Fig.5

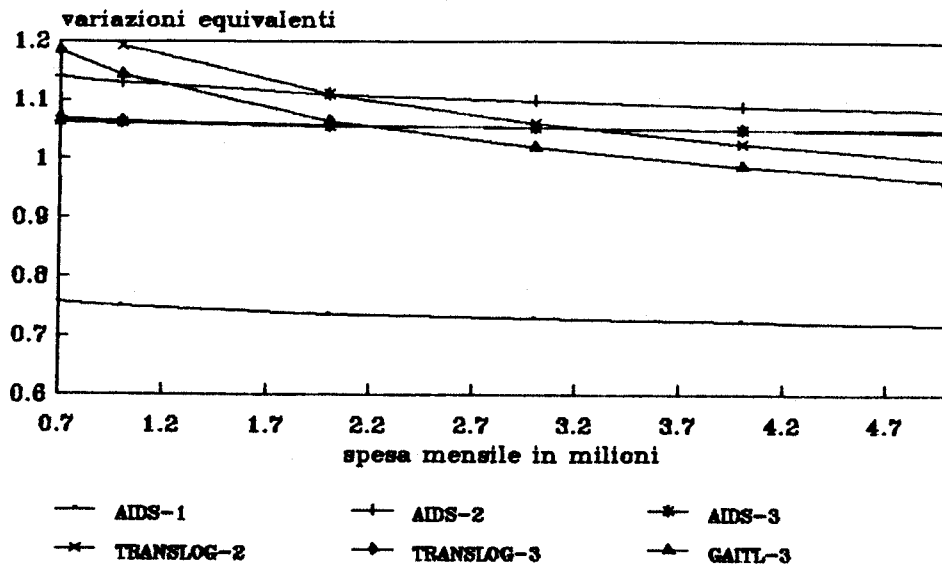
IPOTESI SOGLIA: IVA ED ACCISE CINQUE CATEGORIE DI BENI



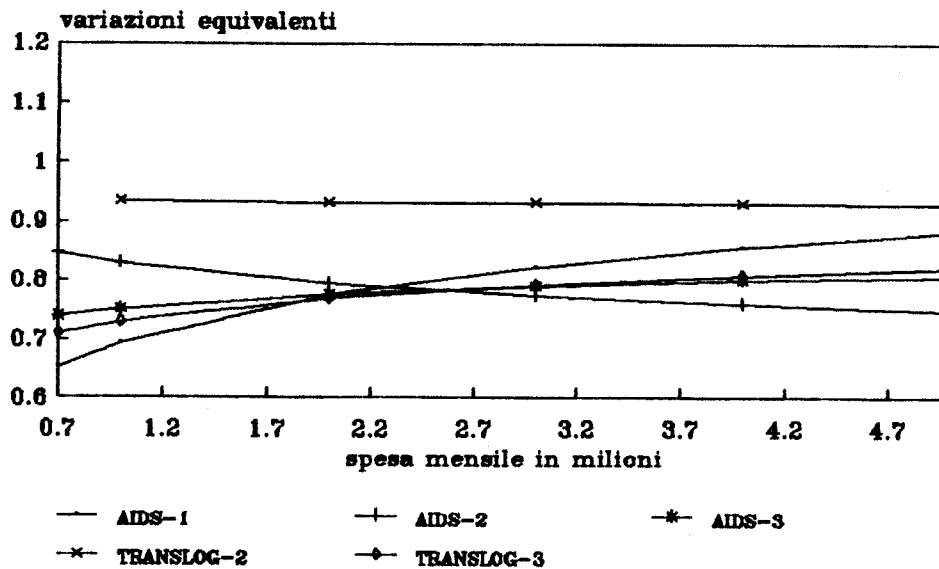
DIECI CATEGORIE DI BENI



**Fig.6 IPOTESI RIFERIMENTO: IVA ED ACCISE
CINQUE CATEGORIE DI BENI**



DIECI CATEGORIE DI BENI



CONCLUSIONI

In questo lavoro abbiamo sottoposto a verifica la robustezza dei risultati della stima di sistemi di domanda di beni di consumo e del successivo calcolo degli effetti redistributivi delle imposte indirette alla luce di tre insiemi di alternative:

- 1) modelli di domanda
- 2) livello di disaggregazione delle stime delle quote di consumo
- 3) insiemi informativi

Con riferimento al primo punto, pur essendo i tre modelli impiegati (AIDS, TRANSLOG e GAITL) caratterizzati da profonde similitudini, essi hanno condotto in alcuni casi a risultati contraddittori. Nonostante queste differenze e nonostante che il GAITL costituisca, al livello di disaggregazione più ampio, una generalizzazione statisticamente significativa sia dell'AIDS che del TRANSLOG, ci sembra che l'AIDS presenti alcune caratteristiche che lo rendono preferibile agli altri modelli: nella sua versione lineare questo modello consente maggiore semplicità delle stime e, in particolare, consente l'impiego del metodo del minimo χ -quadrato (e, quindi, di ampliare ulteriormente il numero di categorie considerabili), permette poi l'introduzione di dinamiche più complesse e realistiche e, infine, una più immediata verifica delle condizioni di integrabilità.

Per quanto riguarda la scelta del numero delle categorie di beni costituenti il sistema di domanda, essa si è rivelata cruciale, come ci si aspettava, per quanto riguarda la soddisfazione delle assunzioni della teoria microeconomica. Il numero di beni considerato si è, inoltre, rilevato molto significativo nella determinazione del segno dell'impatto redistributivo delle imposte (accise in particolare), suggerendo l'idea che a determinare le disparità di valutazione nella letteratura non siano solo altri fattori, quali la scelta del modello funzionale o dell'indice redistributivo.

Infine, relativamente agli insiemi informativi, si sono constatate alcune differenze nella valutazione delle elasticità alla spesa: la categoria tabacchi, ad esempio, viene, nel caso del secondo campione, ritenuta di lusso mentre nel primo e nel terzo risulta necessaria. Tali differenze si sono tradotte poi in divergenze nella valutazione dell'entità, ma non del segno, degli effetti redistributivi delle imposte indirette. In relazione a quest'ultimo aspetto, quindi, neppure campioni molto diversi conducono a divergenze così marcate come i differenti livelli di disaggregazione considerati.

BIBLIOGRAFIA

- ANDERSON G., BLUNDELL R. [1982], "Estimation and hypothesis testing in dynamic singular equation systems", *Econometrica*.
- ANDERSON G., BLUNDELL R. [1983], "Testing restrictions in a flexible dynamic demand system: an application to consumers' expenditure in Canada", *Review of Economic Studies*.
- ANDERSON G., BLUNDELL R. [1984], "Consumer non durables in the U.K.: a dynamic demand system", *The Economic Journal*.
- BERNDT E.R., SAVIN N.E. [1975], "Estimation and Hypothesis testing in singular equation systems with autoregressive disturbances", *Econometrica*.
- BLUNDELL R., PASHARDES P., WEBER G. [1988], "What do we learn about consumer demand patterns from micro-data?", IFS Working Paper, 10.
- BOADWAY W., BRUCE N. [1984], "Welfare economics", Basil Blackwell.
- BOLLINO C.A. [1985], "Stima di sistemi completi di domanda di beni di consumo in Italia: confronto tra diverse forme funzionali", *Contributi all'Analisi Economica*, Banca d'Italia.
- BOLLINO C.A., CERIANI V., VIOLI R. [1988], "Il mercato unico europeo e l'armonizzazione dell'IVA e delle accise", *Politica Economica*.
- BOLLINO C.A., ROSSI N. [1985], "Teoria e problemi di stima di effetti demografici nell'analisi della domanda: applicazioni al caso italiano", *Contributi all'Analisi Economica*, Banca d'Italia.
- BOLLINO C.A., ROSSI N. [1986], "Sistemi completi di domanda e indici del costo della vita con caratteristiche demografiche", *Contributi all'Analisi Economica*, Banca d'Italia.
- BOLLINO C.A., ROSSI N. [1987], "L'analisi della domanda in Italia: una rassegna della evidenza empirica", *Studi ed Informazioni della Banca Toscana*.
- BOLLINO C.A., VIOLI R. [1990], "GAITL: a generalised version of the Almost Ideal and the Translog demand system", *Note di Ricerca ENI*.
- BOSI P., GOLINELLI R. [1990a], "Effetti macroeconomici, settoriali e distributivi dell'armonizzazione dell'IVA", in "1993: L'Italia nella CEE. Convenienze e pericoli della piena integrazione fiscale. L'armonizzazione dell'IVA", *Prometeia*.
- BOSI P., GOLINELLI R. [1990b], "Effetti macroeconomici, settoriali e distributivi dell'armonizzazione delle accise", in "1993: L'Italia nella CEE. Convenienze e pericoli della piena integrazione fiscale. L'armonizzazione delle accise", *Prometeia*.
- BRUGIAVINI A., WEBER G. [1988], "L'armonizzazione delle imposte indirette: effetti sul benessere dei consumatori italiani", *Politica Economica*.
- CHRISTENSEN L.R., JORGENSON D.W., LAU L.J. [1975], "Transcendental logarithmic utility function", *The American Economic Review*.

- DEATON A.S., MUELLBAUER J. [1980.a], "An almost ideal demand system", *The American Economic Review*.
- DEATON A.S., MUELLBAUER J. [1980.b], "Economics and consumer behavior", Cambridge University Press.
- DIEWERT W.E. [1974], "Applications of duality theory", in Intiligator e Kendrick, *Frontiers of quantitative economics*, North-Holland.
- ISTAT, *Bollettino mensile di statistica*, numeri vari.
- ISTAT [1985], "Numeri indici dei prezzi al consumo, metodi e norme".
- ISTAT, *I consumi delle famiglie*, supplemento al *Bollettino mensile di statistica*, numeri vari.
- JORGENSON D.W., LAU L.J., STOKER T.M. [1982], "The tanscendental logarithmic model of aggregate consumer behavior", in Basmann, Rhodes, *Advances in Econometrics*, JAI Press.
- JORGENSON D.W., SLESNICK D.T. [1984], "Inequality distribution of individual welfare", in Basmann, Rhodes, *Advances in Econometrics*, JAI Press.
- KEEN M. [1986], "Zero expenditures and the estimation of Engel curves", *Journal of Applied Econometrics*.
- KING M.A. [1983], "Welfare analysis of tax reforms using household data", *Journal of Public Economics*.
- LAZEAR E.P., MICHAEL R.T. [1980], "Family size and distribution of real per capita income ", *The American Economic Review*.
- LEWBEL A. [1985], "A unified approach to incorporating demografic or other effects into demand systems", *Review of Economic Studies*.
- LEWBEL A. [1989], "Nesting the AIDS and TRANSLOG demand system", *International Economic Review*.
- LUGARESI S., ROSSI N. [1991], "Comportamento dei consumatori e scale di equivalenza: un'applicazione al tema del sostegno pubblico dei carichi familiari", in Patrizi V., Rossi N., *Preferenze, prezzi relativi e redistribuzione*.
- MUELLBAUER J. [1975], "Aggregation, income distribution and conmsumer demand", *Review of Economic Studies*.
- MUELLBAUER J. [1976], "Community preferences and the representative consumer", *Econometrica*.
- MUELLBAUER J., PASHARDES P. [1988], "Tests of dynamic specification and homogeneity in a demand system", IFS Working Paper.
- PATRIZI V., ROSSI N. [1988], "Gli effetti redistributivi del progetto europeo di armonizzazione delle imposte indirette", *Politica Economica*.
- PATRIZI V., ROSSI N. [1991], "Preferenze, prezzi relativi e redistribuzione", Il Mulino.
- RAY R. [1982], "The testing and the estimation of complete demand systems on huosehold budget surveys", *European Economic Review*.

RIZZI D., ROSSI N. [1990], "Benessere, diseguaglianza e povertà nell'Italia del secondo miracolo economico (1973-1987)", *Politica Economica*.

ROSSI N. [1983], "Sistemi di domanda condizionali e non: un esperimento disaggregato", in *Ricerche di Economia Applicata*, Franco Angeli.

ROSSI N. [1986], "Caratteristiche familiari e redistribuzione", *Rivista di Scienza delle Finanze e Diritto Finanziario*.

ROSSI N. [1988], "Budget share demographic translation and aggregate almost ideal demand system", *European Economic Review*.

ROTHEMBERG T.J. [1973], "Efficient estimation with a priori information", Yale University Press.

THEIL H.R. [1972], "Statistical decomposition analysis with application in the social and administrative sciences", North-Holland Press.

APPENDICE STATISTICA

Parametri (ed errori standard) dei diversi modelli nella versione omogenea e simmetrica - cinque categorie di beni

	AIOS I CAMP.		AIOS II CAMP.		AIOS III CAMP.	
a1	0.61436	(0.40070E-02)	0.38467	(0.12188E-01)	0.41162	(0.12547E-01)
g11	0.54239	(0.15465E-01)	0.10340		0.11978	
g12	0.73252E-01	(0.70400E-02)	0.25306E-01	(0.19959E-01)	0.20568E-01	(0.19842E-01)
g13	-0.13950	(0.13086E-01)	-0.62809E-01	(0.19027E-01)	-0.68291E-01	(0.18775E-01)
g14	-0.15303	(0.21545E-01)	-0.13708E-01	(0.19790E-01)	-0.11629E-01	(0.19607E-01)
Σg1i	-		-		-	
b1	-0.13991	(0.15103E-02)	-0.14040	(0.12094E-01)	-0.14151	(0.12303E-01)
Σg2i	-		-		-	
Σg3i	-		-		-	
Σg4i	-		-		-	
r	-		0.81162	(0.49290E-01)	0.81708	(0.47681E-01)
a2	0.12109E-01	(0.15853E-02)	0.85756E-01	(0.10746E-01)	0.75626E-01	(0.10811E-01)
g22	-0.84236E-01	(0.19887)	0.05978		0.05844	
g23	0.67093E-01	(0.21557)	-0.54448E-01	(0.19584E-01)	-0.49763E-01	(0.19380E-01)
g24	-0.62638E-01	(0.95665E-02)	-0.15306E-02	(0.17138E-01)	-0.52350E-03	(0.17026E-01)
b2	0.35904E-01	(0.60130E-03)	0.26061E-01	(0.96669E-02)	0.26460E-01	(0.96912E-02)
a3	0.31182	(0.34856E-02)	0.19896	(0.11063E-01)	0.20832	(0.10960E-01)
g33	0.12149E-01	(0.30787E-02)	0.09409		0.10013	
g34	-0.40290E-01	(0.13078E-01)	0.25157E-01	(0.14251E-01)	0.24744E-01	(0.14736E-01)
b3	-0.23925E-01	(0.13208E-02)	0.19853E-02	(0.10478E-01)	0.60552E-02	(0.10272E-01)
a4	0.22635E-01	(0.22896E-02)	0.10634	(0.11750E-01)	0.10219	(0.12054E-01)
g44	0.95296E-01	(0.11173E-01)	-0.02972		-0.03275	
b4	0.54610E-01	(0.87430E-03)	0.41742E-01	(0.11045E-01)	0.36589E-01	(0.11403E-01)
a5	0.39061E-01	(0.31419E-02)	0.22425	(0.15830E-01)	0.20212	
g15	0.55351E-01		-0.52031E-01	(0.30679E-01)	-0.60061E-01	
g25	-0.32310	(0.12828E-01)	-0.29366E-01	(0.24143E-01)	-0.29390E-01	
g35	0.65276E-02	(0.21758E-01)	-0.19783E-02	(0.24937E-01)	-0.68018E-02	
g45	0.10056	(0.31570E-01)	0.19826E-01	(0.24703E-01)	0.20279E-01	
g55	0.16066	(0.14404E-01)	0.0635		0.75974E-01	
Σg5i	-		-		-	
b5	0.73323E-01	(0.11952E-02)	0.70637E-01	(0.14603E-01)	0.72511E-01	

Parametri (ed errori standard) dei diversi modelli nella versione omogenea e simmetrica - cinque categorie di beni

	TRANSLOG I CAMP.		TRANSLOG II CAMP.		TRANSLOG III CAMP.		GAILL III CAMP.	
a1	-2.59542	(0.21830E-01)	-2.3134	(0.20160)	2.2698	(0.19694)	0.46063	(0.24592)
g11	-0.68220	(0.16006E-01)	-0.16678		0.20204		0.10857	
g12	-0.70426E-01	(0.72660E-02)	-0.04451	(0.01918)	0.29911E-01	(0.18835E-01)	0.50862E-01	(0.25237E-01)
g13	0.80025E-01	(0.19964E-01)	0.01977	(0.01839)	-0.33445E-01	(0.17722E-01)	-0.11617E-01	(0.19055E-01)
g14	0.19607	(0.17906E-01)	0.00782	(0.02017)	-0.72445E-02	(0.19564E-01)	0.38347E-01	(0.21876E-01)
$\Sigma g1i$	-0.15922	(0.15479E-02)	-0.15424	(0.01507)	0.14937	(0.14714E-01)	0.47585E-02	(0.18775E-01)
b1							-0.12867	(0.11738E-01)
$\Sigma g2i$	0.31117E-01	(0.60691E-03)	0.02993	(0.00960)	-0.27038E-01	(0.94204E-02)	0.17163E-01	(0.27839E-01)
$\Sigma g3i$	0.32803E-01	(0.77798E-03)	0.00561	(0.01004)	-0.78307E-02	(0.97972E-02)	0.71988E-01	(0.20358E-01)
$\Sigma g4i$	0.36718E-01	(0.26982E-02)	0.04471		-0.38321E-01	(0.10881E-01)	0.48524E-01	(0.15658E-01)
r			0.79326	(0.04987)	0.79961	(0.49585E-01)	0.73882	(0.68189E-01)
a2	0.36007	(0.85574E-02)	0.29095	(0.12911)	-0.25993	(0.12664)	0.28184	(0.34503)
g22	0.90884E-01	(0.20850E-01)	-0.04282		0.05711		0.07812	
g23	-0.49696E-01	(0.18139E-01)	0.06620	(0.02075)	-0.58993E-01	(0.20133E-01)	-0.69293E-01	(0.22676E-01)
g24	0.61970E-01	(0.10167E-01)	0.00952	(0.01868)	-0.82390E-02	(0.18388E-01)	-0.30902E-01	(0.25015E-01)
b2							0.48799E-01	(0.28466E-01)
a3	0.18881	(0.11636E-01)	-0.12873	(0.13429)	0.10912	(0.13115)	1.0886	(0.25399)
g33	-0.46992E-01	(0.46007E-01)	-0.09863		0.10442		0.12059	
g34	0.68808E-01	(0.20071E-01)	-0.00865	(0.01727)	0.11140E-01	(0.17571E-01)	-0.19436E-01	(0.24490E-01)
b3							0.87720E-01	(0.20071E-01)
a4	0.34025	(0.11094E-01)	0.44640	(0.14248)	-0.37401	(0.14567)	0.69947	(0.19599)
g44	-0.12189	(0.19252E-01)	0.03764		-0.03980		-0.02091	
b4							0.86330E-01	(0.15565E-01)
a5	0.69360	(0.16750E-01)	1.70478		-0.74732		-1.5235	
g15	0.31718	(0.23947E-01)	0.02946		-0.41450E-01		-0.18110	
g25	-0.10476E-02	(0.23965E-01)	0.04154		-0.47625E-01		-0.12017E-01	
g35	-0.18559E-01	(0.36249E-01)	0.02692		-0.31048E-01		0.51031E-01	
g45	-0.16871	(0.16810E-01)	-0.00162		0.60260E-02		0.80667E-01	
g55	-0.71257E-01	(0.44646E-01)	-0.02231		0.37737E-01		-0.80428E-01	
$\Sigma g5i$	0.57610E-01	(0.27911E-02)	0.07399		-0.76359E-01		-0.14185	
b5							-0.93480E-01	

Parametri (ed errori standard) dei diversi modelli nella versione omogenea e simmetrica - dieci categorie di beni

	AIOS I CAMP.		AIOS II CAMP.		AIOS III CAMP.		TRANSLOG II CAMP.		TRANSLOG III CAMP.	
a1	.57557	0.34423 (0.99443E-02)	0.38018	(0.96416E-02)	-2.0039	(0.12054)	2.3249	(0.13696)		
g11	.78320	0.07979	0.10401		-0.1536		0.16380			
q12	.02265	0.61923E-02 (0.47253E-02)	0.31914E-02 (0.46819E-02)		-0.13675E-01 (0.27102E-02)		0.53143E-02 (0.44709E-02)			
g13	.20270	0.64350E-01 (0.18040E-01)	0.54772E-01 (0.17956E-01)		-0.30636E-01 (0.12251E-01)		0.65789E-01 (0.16497E-01)			
g14	.13858	0.31267E-02 (0.13131E-01)	0.54862E-02 (0.13607E-01)		0.0		0.34242E-01 (0.13784E-01)			
g15	.02150	-0.17754E-01 (0.72243E-02)	-0.26101E-01 (0.70439E-02)		0.15484E-01 (0.60356E-02)		-0.22864E-01 (0.72302E-02)			
g16	-.20008	0.57209E-02 (0.15655E-01)	-0.14386E-02 (0.15757E-01)		0.22111E-01 (0.88801E-02)		0.13659E-01 (0.13809E-01)			
g17	-.36409	-0.16177E-01 (0.15770E-01)	-0.14270E-01 (0.15732E-01)		0.0		-0.95325E-02 (0.16233E-01)			
g18	-.21568	0.24686E-01 (0.91047E-02)	0.29901E-01 (0.92307E-02)		-0.20669E-01 (0.61926E-02)		0.28714E-01 (0.88433E-02)			
g19	-.16251	-0.43257E-01 (0.14329E-01)	-0.69033E-01 (0.14236E-01)		0.17578E-01 (0.83991E-02)		-0.57969E-01 (0.12750E-01)			
g1i	-	-	-		-0.13268	(0.90160E-02)	0.15473	(0.11663E-01)		
b1	-.13970	-0.11732 (0.93540E-02)	-0.12940	(0.89883E-02)	-		-			
g2i	-	-	-		-0.20648E-02 (0.17651E-02)		0.90567E-02 (0.20640E-02)			
g3i	-	-	-		0.92170E-02 (0.77479E-02)		-0.23783E-01 (0.87205E-02)			
g4i	-	-	-		-0.76161E-02 (0.45331E-02)		-0.10203E-01 (0.55747E-02)			
g5i	-	-	-		0.18035E-02 (0.29529E-02)		0.10284E-02 (0.41463E-02)			
g6i	-	-	-		-0.10697E-02 (0.62579E-02)		-0.16392E-01 (0.82160E-02)			
g7i	-	-	-		0.45125E-01 (0.64884E-02)		-0.33928E-01 (0.85698E-02)			
g8i	-	-	-		0.38054E-01 (0.37117E-02)		-0.38820E-01 (0.45977E-02)			
g9i	-	-	-		-0.43613E-03 (0.60146E-02)		0.11659E-01 (0.75369E-02)			
r	-	0.65977 (0.43344E-01)	0.65437	(0.44175E-01)	0.69545	(0.38255E-01)	0.64234	(0.44646E-01)		
a2	.02243	0.17108E-01 (0.22469E-02)	0.22940E-01 (0.22053E-02)		-0.46454E-01 (0.23768E-01)		0.14001	(0.27966E-01)		
g22	.01120	0.01181	0.00965		-0.0100		0.00854			
g23	.01805	-0.17850E-01 (0.38715E-02)	-0.14976E-01 (0.38805E-02)		0.20796E-01 (0.35362E-02)		-0.15419E-01 (0.37757E-02)			
g24	-.00729	-0.16588E-03 (0.23900E-02)	0.29849E-02 (0.24219E-02)		0.0		0.71437E-02 (0.24522E-02)			
g25	.00290	0.15706E-02 (0.15000E-02)	0.13723E-02 (0.15004E-02)		-0.21965E-02 (0.11948E-02)		0.18347E-02 (0.15349E-02)			
g26	-.02334	-0.20994E-02 (0.38342E-02)	-0.80909E-03 (0.38744E-02)		0.0		0.13003E-02 (0.37705E-02)			
g27	.00076	0.61296E-02 (0.33654E-02)	-0.36401E-03 (0.33307E-02)		0.0		-0.23034E-02 (0.34502E-02)			
g28	.00744	0.70283E-03 (0.17827E-02)	-0.79617E-03 (0.17805E-02)		0.0		-0.12432E-02 (0.18198E-02)			
g29	-.01023	0.59169E-02 (0.36132E-02)	0.17888E-02 (0.36726E-02)		0.0		0.14960E-02 (0.36411E-02)			
b2	-.00194	0.14347E-02 (0.18849E-02)	-0.47726E-02 (0.18338E-02)		-		-			
a3	.01719	0.89849E-01 (0.96241E-02)	0.78995E-01 (0.97232E-02)		0.13015E-01 (0.10456)		-0.21860	(0.11807)		
g33	-.04914	0.03885	0.04660		-0.0694		0.05795			
g34	.05590	-0.29701E-01 (0.10076E-01)	-0.27756E-01 (0.10722E-01)		0.74690E-02 (0.93416E-02)		-0.33677E-01 (0.11716E-01)			
g35	.01907	0.96936E-02 (0.62631E-02)	0.96008E-02 (0.62921E-02)		0.0		0.95471E-02 (0.63210E-02)			
g36	-.09695	-0.41521E-01 (0.15383E-01)	-0.43172E-01 (0.15572E-01)		0.0		-0.46479E-01 (0.15725E-01)			
g37	-.07017	-0.26698E-01 (0.14853E-01)	-0.21445E-01 (0.14444E-01)		0.29512E-01 (0.10322E-01)		-0.29295E-01 (0.15091E-01)			
g38	.01396	-0.16610E-01 (0.71313E-02)	-0.19604E-01 (0.72135E-02)		0.17175E-01 (0.60658E-02)		-0.25207E-01 (0.72752E-02)			
g39	-.08017	0.10286E-01 (0.13006E-01)	0.16123E-01 (0.12852E-01)		0.0		0.12594E-01 (0.12322E-01)			
b3	.03581	0.17337E-01 (0.82366E-02)	0.21028E-01 (0.82673E-02)		-		-			
a4	.24566	0.92734E-01 (0.61140E-02)	0.89385E-01 (0.61453E-02)		-0.18248	(0.60488E-01)	-0.49599E-01 (0.74836E-01)			
g44	.11275	0.06309	0.06094		-0.0713		0.05478			
g45	.02049	-0.18233E-03 (0.46782E-02)	0.17034E-02 (0.50710E-02)		0.0		0.38506E-02 (0.56613E-02)			
g46	-.06575	-0.13554E-01 (0.99428E-02)	-0.14024E-01 (0.10320E-01)		0.0		-0.22153E-01 (0.10964E-01)			
g47	-.05322	-0.14619E-01 (0.10359E-01)	-0.46577E-02 (0.11190E-01)		0.15844E-01 (0.84348E-02)		-0.69395E-02 (0.12677E-01)			
g48	-.07505	-0.12521E-01 (0.50063E-02)	-0.96162E-02 (0.55207E-02)		0.16497E-01 (0.50965E-02)		-0.16933E-01 (0.60799E-02)			
g49	-.08852	-0.21067E-01 (0.89529E-02)	-0.14705E-01 (0.89893E-02)		0.11031E-01 (0.76919E-02)		-0.10322E-01 (0.96071E-02)			
b4	-.05241	-0.12180E-01 (0.54599E-02)	-0.51500E-03 (0.55099E-02)		-		-			

a5	.05629	0.45579E-01	(0.36430E-02)	0.37904E-01	(0.40095E-02)	-0.24029E-01	(0.39390E-01)	0.52108E-01	(0.55943E-01)
q55	.01255	0.02750		0.02264		-0.02282		0.02294	
g56	-.03460	-0.76829E-02	(0.57513E-02)	-0.90596E-02	(0.57048E-02)	0.14261E-01	(0.48031E-02)	-0.90062E-02	(0.56953E-02)
q57	.04132	0.30296E-02	(0.57911E-02)	0.81417E-02	(0.58571E-02)	0.0		0.64459E-02	(0.62162E-02)
g58	-.03054	0.64218E-02	(0.32243E-02)	0.85500E-02	(0.32677E-02)	-0.58599E-02	(0.25198E-02)	0.70105E-02	(0.32983E-02)
q59	-.03005	-0.14896E-01	(0.54164E-02)	-0.15943E-01	(0.53979E-02)	0.92556E-02	(0.42003E-02)	-0.16781E-01	(0.54099E-02)
b5	-.00170	0.29151E-02	(0.34999E-02)	0.46995E-04	(0.35742E-02)	-		-	
a6	.00663	0.79898E-01	(0.89240E-02)	0.80943E-01	(0.89084E-02)	-0.98656E-01	(0.84037E-01)	-0.13211	(0.11116)
g66	.25464	0.05011		0.06340		-0.0672		0.06514	
g67	.04132	-0.97454E-02	(0.11743E-01)	-0.48861E-02	(0.11799E-01)	0.0		-0.79652E-02	(0.12146E-01)
g68	.04999	-0.35298E-01	(0.71369E-02)	-0.31677E-01	(0.70903E-02)	0.38462E-01	(0.55586E-02)	-0.37116E-01	(0.72021E-02)
g69	.04676	-0.61001E-04	(0.14234E-01)	0.48087E-02	(0.14195E-01)	0.0		0.92149E-02	(0.14019E-01)
b6	.02978	0.21817E-02	(0.77150E-02)	0.79451E-02	(0.76400E-02)	-		-	
a7	.02716	0.10009	(0.87279E-02)	0.10284	(0.88390E-02)	0.45308	(0.86231E-01)	-0.31398	(0.11550)
g77	.19669	0.01466		-0.00775		0.0127		-0.01964	
g78	.14365	0.49409E-02	(0.72029E-02)	0.53585E-02	(0.71844E-02)	0.0		0.57182E-03	(0.75861E-02)
g79	.12439	0.25385E-01	(0.13090E-01)	0.14535E-01	(0.12695E-01)	0.0		0.10274E-01	(0.13211E-01)
b7	.05532	0.50545E-01	(0.78556E-02)	0.36505E-01	(0.79184E-02)	-		-	
a8	.00325	0.12275E-01	(0.46895E-02)	0.10006E-01	(0.47957E-02)	0.46151	(0.49781E-01)	-0.47453	(0.61968E-01)
g88	.11975	0.02565		0.02293		-0.0227		0.02097	
g89	.08953	-0.59272E-02	(0.50185E-02)	-0.70629E-02	(0.49008E-02)	0.12598E-01	(0.45328E-02)	-0.97709E-02	(0.47279E-02)
b8	.00695	0.35181E-01	(0.42138E-02)	0.35173E-01	(0.42725E-02)	-		-	
a9	-.00104	0.77660E-01	(0.80084E-02)	0.85844E-01	(0.80200E-02)	-0.88682E-01	(0.81164E-01)	0.23701	(0.10203)
g99	.10894	0.03820		0.04120		-0.0339		0.03801	
b9	.02941	0.50364E-02	(0.68524E-02)	-0.58138E-02	(0.68215E-02)	-		-	
a10	.04687	0.15622	(0.15081E-01)	0.11222	(0.11702E-01)	0.3392		-0.56180	(0.14055)
g110	-.22627	-0.11468	(0.25536E-01)	-0.87582E-01	(0.19553E-01)	0.0538		-0.66663E-01	(0.17993E-01)
g210	-.02214	-0.17812E-01	(0.51314E-02)	-0.23919E-02	(0.42854E-02)	0.0030		0.23243E-02	(0.42819E-02)
g310	-.01326	0.12904E-01	(0.19288E-01)	0.96232E-04	(0.15745E-01)	0.0433		-0.19505E-01	(0.16619E-01)
g410	.04470	0.40140E-01	(0.12450E-01)	0.46163E-03	(0.11267E-01)	0.0128		-0.19961E-01	(0.12025E-01)
g510	.07190	-0.71424E-02	(0.83598E-02)	-0.10568E-02	(0.64968E-02)	0.0123		-0.19882E-02	(0.62990E-02)
g610	.02802	0.44701E-01	(0.18666E-01)	0.37703E-01	(0.14902E-01)	-0.0087		0.17309E-01	(0.14964E-01)
g710	.11648	0.71516E-02	(0.20431E-01)	0.24431E-01	(0.16086E-01)	-0.0129		0.24268E-01	(0.16263E-01)
g810	-.10305	0.80813E-02	(0.97243E-02)	0.21868E-02	(0.78722E-02)	0.0025		-0.57842E-02	(0.78398E-02)
g910	.00186	0.13148E-03	(0.18686E-01)	0.27266E-01	(0.15195E-01)	-0.0170		0.34692E-01	(0.15104E-01)
g1010	-	-		-		-0.0496		-0.53099E-01	(0.10381E-01)
g1010	.03849	0.17339E-02	(0.12930E-01)	0.38749E-01	(0.99528E-02)	-		-	
g1010	.10176	0.26523E-01		-0.11150E-02	(0.26045E-01)	-0.0303		-0.17790E-01	(0.27023E-01)

Materiali di discussione

1. Maria Cristina Marcuzzo [1985] "Joan Violet Robinson (1903-1983)", pp.134.
2. Sergio Lugaresi [1986] "Le imposte nelle teorie del sovrappiù", pp.26.
3. Massimo D'Angelillo e Leonardo Paggi [1986] "PCI e socialdemocrazie europee. Quale riformismo?", pp.158.
4. Gian Paolo Caselli e Gabriele Pastrello [1986] "Un suggerimento hobsoniano su terziario e occupazione: il caso degli Stati Uniti 1960/1983", pp.52.
5. Paolo Bosi e Paolo Silvestri [1986] "La distribuzione per aree disciplinari dei fondi destinati ai Dipartimenti, Istituti e Centri dell'Università di Modena: una proposta di riforma", pp.25.
6. Marco Lippi [1986] "Aggregation and Dynamics in One-Equation Econometric Models", pp.64.
7. Paolo Silvestri [1986] "Le tasse scolastiche e universitarie nella Legge Finanziaria 1986", pp.41.
8. Mario Forni [1986] "Storie familiari e storie di proprietà. Itinerari sociali nell'agricoltura italiana del dopoguerra", pp.165.
9. Sergio Paba [1986] "Gruppi strategici e concentrazione nell'industria europea degli elettrodomestici bianchi", pp.56.
10. Nerio Naldi [1986] "L'efficienza marginale del capitale nel breve periodo", pp.54.
11. Fernando Vianello [1986] "Labour Theory of Value", pp.31.
12. Piero Ganugi [1986] "Risparmio forzato e politica monetaria negli economisti italiani tra le due guerre", pp.40.
13. Maria Cristina Marcuzzo e Annalisa Rosselli [1986] "The Theory of the Gold Standard and Ricardo's Standard Commodity", pp.30.
14. Giovanni Solinas [1986] "Mercati del lavoro locali e carriere di lavoro giovanili", pp.66.
15. Giovanni Bonifati [1986] "Saggio dell'interesse e domanda effettiva. Osservazioni sul capitolo 17 della General Theory", pp.42.
16. Marina Murat [1986] "Between old and new classical macroeconomics: notes on Leijonhufvud's notion of full information equilibrium", pp.20.
17. Sebastiano Brusco e Giovanni Solinas [1986] "Mobilità occupazionale e disoccupazione in Emilia Romagna", pp.48.
18. Mario Forni [1986] "Aggregazione ed esogeneità", pp.13.
19. Sergio Lugaresi [1987] "Redistribuzione del reddito, consumi e occupazione", pp. 17.
20. Fiorenzo Sperotto [1987] "L'immagine neopopulista di *mercato debole* nel primo dibattito sovietico sulla pianificazione", pp. 34.
21. M. Cecilia Guerra [1987] "Benefici tributari del regime misto per i dividendi proposto dalla Commissione Sarcinelli: una nota critica", pp 9.
22. Leonardo Paggi [1987] "Contemporary Europe and Modern America: Theories of Modernity in Comparative Perspective", pp. 38.
23. Fernando Vianello [1987] "A Critique of Professor Goodwin's 'Critique of Sraffa' ", pp. 12.
24. Fernando Vianello [1987] "Effective Demand and the Rate of Profits: Some Thoughts on Marx,

- Kalecki and Sraffa", pp. 41.
25. Anna Maria Sala [1987] "Banche e territorio. Approccio ad un tema geografico-economico", pp. 40.
 26. Enzo Mingione e Giovanni Mottura [1987] "Fattori di trasformazione e nuovi profili sociali nell'agricoltura italiana: qualche elemento di discussione", pp. 36.
 27. Giovanna Procacci [1988] "The State and Social Control in Italy During the First World War", pp. 18.
 28. Massimo Matteuzzi e Annamaria Simonazzi [1988] "Il debito pubblico", pp. 62.
 29. Maria Cristina Marcuzzo (a cura di) [1988] "Richard F. Kahn. A disciple of Keynes", pp. 118.
 30. Paolo Bosi [1988] "MICROMOD. Un modello dell'economia italiana per la didattica della politica fiscale", pp. 34.
 31. Paolo Bosi [1988] "Indicatori della politica fiscale. Una rassegna e un confronto con l'aiuto di MICROMOD", pp. 25.
 32. Giovanna Procacci [1988] "Protesta popolare e agitazioni operaie in Italia 1915-1918", pp. 45.
 33. Margherita Russo [1988] "Distretto industriale e servizi. Uno studio dei trasporti nella produzione e nella vendita delle piastrelle", pp. 157.
 34. Margherita Russo [1988] "The effects of technical change on skill requirements: an empirical analysis", pp. 28.
 35. Carlo Grillenzoni [1988] "Identification, estimation of multivariate transfer functions", pp. 33.
 36. Nerio Naldi [1988] "Keynes' concept of capital" pp. 40.
 37. Andrea Ginzburg [1988] "Locomotiva Italia?" pp. 30.
 38. Giovanni Mottura [1988] "La 'persistenza' secolare. Appunti su agricoltura contadina ed agricoltura familiare nelle società industriali" pp. 40.
 39. Giovanni Mottura [1988] "L'anticamera dell'esodo. I contadini italiani dalla 'restaurazione contrattuale' fascista alla riforma fondiaria" pp. 40.
 40. Leonardo Paggi [1988] "Americanismo e riformismo. La socialdemocrazia europea nell'economia mondiale aperta" pp. 120.
 41. Annamaria Simonazzi [1988] "Fenomeni di isteresi nella spiegazione degli alti tassi di interesse reale" pp. 44.
 42. Antonietta Bassetti [1989] "Analisi dell'andamento e della casualità della borsa valori" pp. 12.
 43. Giovanna Procacci [1989] "State coercion and worker solidarity in Italy (1915-1818): the moral and political content of social unrest" pp. 41.
 44. Carlo Alberto Magni [1989] "Reputazione e credibilità di una minaccia in un gioco bargaining" pp. 56.
 45. Giovanni Mottura [1989] "Agricoltura familiare e sistema agroalimentare in Italia" pp. 84.
 46. Mario Forni [1989] "Trend, Cycle and 'Fortuitous Cancellations': a Note on a Paper by Nelson and Plosser" pp. 4.
 47. Paolo Bosi, Roberto Golinelli, Anna Stagni [1989] "Le origini del debito pubblico e il costo della stabilizzazione" pp. 26.
 48. Roberto Golinelli [1989] "Note sulla struttura e sull'impiego dei modelli macroeconomici"

pp. 21.

49. Marco Lippi [1989] "A Short Note on Cointegration and Aggregation" pp. 11.
50. Gian Paolo Caselli and Gabriele Pastrello [1989] "The Linkage between Tertiary and Industrial Sector in the Italian Economy: 1951-1988. From an External Dependence to an Internal One" pp. 40
51. Gabriele Pastrello [1989] "François Quesnay: dal Tableau Zig-Zag al Tableau formule: una ricostruzione" pp. 48
52. Paolo Silvestri [1989] "Il bilancio dello stato" pp. 34
53. Tim Mason [1990] "Tre seminari di Storia Sociale Contemporanea" pp. 26
54. Michele Lalla [1990] "The Aggregate Escape Rate Analysed through the Queueing Model" pp. 23
55. Paolo Silvestri [1990] "Sull'autonomia finanziaria delle Università" pp. 11
56. Paola Bertolini, Enrico Giovannetti [1990] "Uno studio di 'filiera' nell'agroindustria. Il caso del Parmigiano Reggiano" pp. 164
57. Paolo Bosi, Roberto Golinelli, Anna Stagni [1990] "Effetti macroeconomici, settoriali e distributivi dell'armonizzazione dell'IIVA" pp. 24
58. Michele Lalla [1990] "Modelling Employment Spells from Emilian Labour Force Data" pp. 18
59. Andrea Ginzburg [1990] "Politica nazionale e commercio internazionale" pp. 22
60. Andrea Giommi [1990] "La probabilità individuale di risposta nel trattamento dei dati mancanti" pp. 13
61. Gian Paolo Caselli e Gabriele Pastrello [1990] "The service sector in planned economies. Past experiences and future perspectives" pp. 32
62. Giovanni Solinas [1990] "Competenze, grandi industrie e distretti industriali. Il caso della Magneti Marelli" pp. 23
63. Andrea Ginzburg [1990] "Debito pubblico, teorie monetarie e tradizione civica nell'Inghilterra del Settecento" pp. 30
64. Mario Forni [1990] "Incertezza, informazione e mercati assicurativi: una rassegna" pp. 37
65. Mario Forni [1990] "Misspecification in Dynamic Models" pp. 19
66. Gian Paolo Caselli e Gabriele Pastrello [1990] "Service Sector Growth in CPE's: An Unsolved Dilemma" pp. 28
67. Paola Bertolini [1990] "La situazione agro-alimentare nei paesi ad economia avanzata" pp. 20
68. Paola Bertolini [1990] "Sistema agro-alimentare in Emilia Romagna ed occupazione" pp. 65
69. Enrico Giovannetti [1990] "Efficienza ed innovazione: il modello "Fondi e Flussi" applicato ad una filiera agro-industriale" pp. 38
70. Margherita Russo [1990] "Cambiamento tecnico e distretto industriale: una verifica empirica" pp. 115
71. Margherita Russo [1990] "Distretti industriali in teoria e in pratica: una raccolta di saggi" pp. 119
72. Paolo Silvestri [1990] "Legge Finanziaria. Voce dell'Enciclopedia Europea Garzanti" pp. 8
73. Rita Paltrinieri [1990] "La popolazione italiana: problemi di oggi e di domani" pp. 57
74. Enrico Giovannetti [1990] "Illusioni ottiche negli andamenti delle grandezze distributive: la scala

mobile e l'“appiattimento” delle retribuzioni in una ricerca” pp. 120

75. Enrico Giovannetti [1990] “Crisi e mercato del lavoro in un distretto industriale: il bacino delle ceramiche. Sez. I” pp. 150
76. Enrico Giovannetti [1990] “Crisi e mercato del lavoro in un distretto industriale: il bacino delle ceramiche. Sez. II” pp. 145
77. Antonietta Bassetti e Costanza Torricelli [1990] “Il portafoglio ottimo come soluzione di un gioco bargaining” pp. 15
78. Antonietta Bassetti e Costanza Torricelli [1990] “Una riqualificazione dell’approccio bargaining alla selezioni di portafoglio” pp. 4
79. Mario Forni [1990] “Una nota sull’errore di aggregazione” pp. 6
80. Francesca Bergamini [1991] “Alcune considerazioni sulle soluzioni di un gioco bargaining” pp. 21
81. Michele Grillo e Michele Polo [1991] “Political exchange and the allocation of surplus: a model of two-party competition” pp. 34
82. Gian Paolo Caselli e Gabriele Pastrello [1991] “The 1990 Polish Recession: a Case of Truncated Multiplier Process” pp. 26
83. Gian Paolo Caselli e Gabriele Pastrello [1991] “Polish firms: Pricate Vices Public Virtues” pp. 20
84. Sebastiano Brusco e Sergio Paba [1991] “Connessioni, competenze e capacità concorrenziale nell’industria della Sardegna” pp. 25
85. Claudio Girmaldi, Rony Hamaui, Nicola Rossi [1991] ”Non marketable assets and households’ portfolio choices: a case study of Italy” pp. 38