

\\88\\

**Stima e applicazioni di un sistema  
di domanda Almost Ideal  
per l'economia italiana**

di  
**Antonella Caiumi\* e Roberto Golinelli\*\***  
Luglio 1992

\* Dipartimento di Economia Politica, Università degli Studi di Modena.

\*\* Dipartimento di Scienze Economiche, Università degli Studi di Bologna.

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



## Introduzione<sup>1</sup>

Il presente lavoro ha come scopo la descrizione dei risultati della stima di un modello di tipo *Almost Ideal Demand System* (Cfr Deaton, Muellbauer [1980], d'ora in poi solo AI) sulla base dei dati di nuova contabilità nazionale, nonché il suo impiego in applicazioni di politica fiscale.

La nostra scelta di un modello AI dipende dalle interessanti peculiarità di questo tipo di modelli. Lo schema AI incorpora importanti proprietà che estendono la portata analitica dei precedenti modelli di allocazione.<sup>2</sup> Relativamente alle proprietà del modello AI, Deaton e Muellbauer [1980, p. 312] affermano infatti che "... *Although many of these desirable properties are possessed by one or other of the Rotterdam or Translog models, neither possesses all of them simultaneously.*".

Dal lato del suo impiego in esercizi di politica economica, uno schema di tipo AI è molto efficace nell'analisi degli effetti distributivi di manovre di politica fiscale sulla riallocazione della spesa delle famiglie. La possibilità di inserire all'interno del modello AI elementi collegati ad aspetti distributivi (quali la concentrazione della spesa totale)<sup>3</sup> permette di superare le tradizionali variazioni di reddito per misurare gli effetti dell'introduzione di un'imposta. Inoltre il modello AI permette, come vedremo negli esempi che seguono, di risalire dal consumo per

---

<sup>1</sup> Gli autori ringraziano Paolo Bosi, Nicola Rossi, Anna Stagni e un anonimo referee per i commenti. Il presente lavoro costituisce risultato dell'attività di ricerca svolta congiuntamente dai due autori. La sua stesura può comunque essere attribuita come segue: i paragrafi 1.1 e 2 ad Antonella Caiumi, l'introduzione e i paragrafi 1.2 e 3 a Roberto Golinelli.

<sup>2</sup> Il modello di allocazione del presente lavoro costituisce parte del macromodello HERMES di Prometeia. Una precedente versione di HERMES (descritta in Bosi, Golinelli, Stagni [1990]) incorporava un modello di allocazione di tipo Rotterdam (Cfr Stagni [1990]).

<sup>3</sup> Il modello AI premette esatta aggregazione fra i consumatori senza dovere ricorrere alla nozione di agente rappresentativo. Ne consegue che la domanda spiegata per ciascun bene dipende non solo dai prezzi relativi ma anche dalla distribuzione della spesa totale fra i consumatori.

categoria all'utilità del consumatore e, per questa via, consente di misurare il benessere individuale e le sue modificazioni.<sup>4</sup>

Come ricordato da Bosi, Lugaresi [1992, p. 9] l'insoddisfazione per analisi fondate esclusivamente su presupposti ed evidenze empiriche macroeconomiche è probabilmente il principale motivo di assunzione di nuove linee di ricerca più attente a temi quali quelli dell'efficiente utilizzo delle risorse e degli effetti redistributivi delle politiche economiche. Si sottolinea che anche grazie alla sempre maggiore diffusione e affermazione di questo tipo di modelli, nuovi e potenti strumenti di analisi si sono resi disponibili al *policymaker*.<sup>5</sup>

Con riferimento all'economia italiana si ricordano gli oramai classici studi condotti da Bollino, Ceriani, Violi [1988], Brugiavini, Weber [1988] e Patrizi, Rossi [1988] che quantificano gli effetti redistributivi e di benessere sulle famiglie dell'applicazione di normative di armonizzazione delle imposte indirette nella Comunità Europea. Successivamente Patrizi, Rossi [1991] in un ben più corposo contributo hanno esteso la portata dell'analisi dalla imposizione indiretta ad altri canali attraverso i quali la politica economica interviene sulla struttura distributiva del reddito: agevolazioni per carichi familiari, prezzi amministrati, tariffe pubbliche.<sup>6</sup>

Un recente esempio di utilizzazione pratica di questo tipo di strumenti di analisi di trova in Bollino, Di Marzio, Quintieri, Rosati, Vitali [1992]. In quel lavoro gli autori analizzano non solo gli effetti macroeconomici del risanamento della finanza pubblica in Italia, ma dedicano particolare attenzione alla

---

<sup>4</sup> Senza per questo imporre limitazioni sul grado di sostituibilità fra beni o escludere la possibilità di beni complementari.

<sup>5</sup> Golinelli, Mantovani [1992b] costituisce un esempio di approccio che, pur di tipo macroeconomico, sviluppa una proposta di politica economica particolarmente attenta alla situazione degli individui più poveri. Un lavoro di questo tipo è stato possibile grazie all'inserimento nel modello HERMES del sottomodello AI di allocazione del consumo la cui stima è oggetto di presentazione in questo lavoro. Per una presentazione delle modifiche introdotte nel modello HERMES si veda Golinelli, Mantovani [1992].

<sup>6</sup> In un interessante lavoro Righi, Baldini, Brambilla [1991] riprendono in modo sistematico e comparabile molti dei temi sollevati dai lavori citati.

valutazione dell'impatto sul benessere delle famiglie italiane dovuto ai costi del risanamento.<sup>7</sup>

Il presente lavoro di articola in tre paragrafi. Nel primo paragrafo sarà discusso lo schema teorico del modello AI; nel secondo paragrafo presenteremo una proposta di ricostruzione di un indice di concentrazione della spesa delle famiglie italiane<sup>8</sup>, e i risultati di stima del modello AI. Nel terzo paragrafo verranno proposti due esercizi di applicazione dello schema AI per la valutazione degli effetti allocativi e distributivi di modificazioni di politica fiscale. Il primo esercizio consiste nell'analisi degli effetti redistributivi delle più recenti proposte comunitarie in tema di armonizzazione delle accise; il secondo discuterà gli effetti sulle decisioni di spesa del consumatore indotti da una modifica delle aliquote IRPEF.

In particolare, obiettivo del lavoro non è l'analisi degli effetti macroeconomici complessivi dovuti a manovre di prelievo di reddito delle famiglie operate dalle Amministrazioni Pubbliche<sup>9</sup>, bensì la misurazione degli effetti di riallocazione del paniere di spesa e di modifica del benessere delle famiglie a parità di spesa totale, e quindi nel solco degli esercizi di equilibrio parziale.

## 1 - Il modello Almost Ideal Demand System

### 1.1 La derivazione del modello teorico.

Una delle più interessanti proprietà del modello Almost Ideal (AI) è quella di consentire perfetta aggregazione fra consumatori senza richiedere curve di Engel lineari e parallele.<sup>10</sup> Questa

<sup>7</sup> Anche gli autori del lavoro notano (p. 23) che "... nonostante la scarsa attenzione ricevuta in passato da tale impostazione metodologica nel dibattito di politica economica nel nostro paese, le analisi equitative basate sull'inferenza statistica del comportamento individuale e familiare si stanno diffondendo anche in Italia."

<sup>8</sup> Impiegato nella successiva fase di stima del modello AI.

<sup>9</sup> Applicazioni di questo tipo sono in Golinelli, Mantovani [1991, 1992].

<sup>10</sup> L'ipotesi di linearità delle curve di Engel è insoddisfacente e in alcuni casi irragionevole; essa implica infatti che al crescere del livello della spesa l'elasticità al reddito di tutti i beni (di lusso e necessari) tenda ad essere unitaria.

proprietà discende dall'applicazione della condizione di aggregazione non lineare esatta di Muellbauer [1975, 1976]. Nella definizione di Muellbauer il livello del consumo aggregato non è indipendente dalla distribuzione del reddito, ma può variare quando si verifica un trasferimento di reddito tra i consumatori. La relazione aggregata che conserva la forma funzionale, le proprietà e i parametri delle funzioni individuali può essere trattata come la funzione di domanda di un solo individuo: l'*agente rappresentativo* il cui reddito diverge da quello medio in relazione alla concentrazione della spesa complessiva. Gli effetti distributivi legati a manovre di politica fiscale sulle scelte del consumatore sono perciò analizzabili con l'impiego del modello AI.

Inoltre, a differenza del modello Rotterdam, il sistema di domanda AI è derivato dalla rappresentazione di una classe di preferenze mediante una funzione di costo che, dato un insieme di prezzi, definisce la spesa minima necessaria per ottenere un livello prefissato di utilità. Per gli scopi puramente previsivi questa differenza non è rilevante, mentre in altri contesti (per esempio il calcolo degli indici "veri" del costo della vita o di scale di equivalenza familiare) la possibilità di collegare i parametri stimati con le preferenze acquista importanza notevole.

In sintesi, il sistema di domanda AI è dotato delle seguenti proprietà: "... it gives an arbitrary first-order approximation to any demand system; it satisfies the axioms of choice exactly; it aggregates perfectly over consumers without invoking parallel linear Engel curves; it has a functional form which is consistent with known household-budget data ..." (Cfr Deaton, Muellbauer [1980, p. 312]).

Se pur brevemente è necessario richiamare questi punti ai fini dell'analisi successiva.<sup>11</sup>

Muellbauer [1975, 1976] ricava due condizioni di esistenza e integrabilità della relazione aggregata in termini di quote di bilancio: la non linearità del reddito nelle curve di Engel

---

<sup>11</sup> La presentazione che segue si basa sul lavoro di Deaton e Muellbauer [1980], a cui si rinvia per approfondimenti. Lo scopo di questa rielaborazione è di supporto all'analisi svolta nel seguito del lavoro. In particolare si introduce l'indice di concentrazione della spesa in modo diverso dalle tradizionali impostazioni così da chiarire le elaborazioni svolte nelle successive parti della ricerca.

individuali, e il rispetto delle forma GL (*generalized linearity*) o PIGL (*price independent generalized linearity*) per le funzioni di costo.

Punto di partenza per il modello AI è la curva di Engel del tipo:

$$(1) w_i = a_i + b_i \log(x)$$

dove  $w_i$  è la quota di spesa nell'*i*-esimo bene,  $a_i$  e  $b_i$  sono parametri,  $x$  è la spesa complessiva.

Una funzione di costo che sia simultaneamente compatibile con la curva di Engel (1) e appartenga alla famiglia delle PIGL è la funzione di costo Piglog:

$$(2) \log c(u, p) = a(p) + u b(p)$$

dove  $a$ ,  $b$  sono funzioni nei prezzi ( $p$ ),  $u$  è il livello di utilità.<sup>12</sup>

Adottando l'approccio delle forme funzionali flessibili (Cfr. Diewert [1971]), le funzioni  $a$ ,  $b$  sono scelte in modo tale che la (2) sia una approssimazione del secondo ordine a qualsiasi funzione di costo:

$$(3) a(p) = a_0 + \sum a_k \log p_k + 1/2 \sum_k \sum_j g^*_{kj} \log p_k \log p_j$$

$$(4) b(p) = b_0 \prod p_k \exp(b_k)$$

dove  $a_0$ ,  $b_0$ ,  $a_k$ ,  $b_k$  e  $g^*_{kj}$  sono parametri. Affinché la (2) sia una funzione di costo omogenea nei prezzi è necessario che i parametri delle (3) e (4) soddisfino le condizioni:

$$(5) \sum a_k = 1, \sum_k g^*_{kj} = \sum_j g^*_{kj} = \sum b_k = 0$$

Sostituendo le (3) e (4) nella (2), e facendo le derivate logaritmiche rispetto ai prezzi, si ottengono le quote di spesa in funzione dei prezzi e dell'utilità:

$$w_i = a_i + \sum_j g_{ij} \log p_j + b_i u b_0 \prod p_k \exp(b_k)$$

La funzione di costo (2), che per il consumatore ottimizzante descrive la spesa totale  $x$ , può essere invertita al fine di ottenere la funzione di utilità indiretta da sostituire nella precedente equazione. Si ottengono così le funzioni di domanda AI:

$$(6) w_i = a_i + \sum_j g_{ij} \log p_j + b_i \log(x/P)$$

<sup>12</sup> Il modello (1) non considera effetti di prezzo; esso è quindi applicabile a dati *cross-section* nei quali, in assenza di discriminazioni di prezzo fra famiglie, i prezzi sono considerati fissi. Passando invece ad applicazioni *time-series*, l'allocazione della spesa può risentire di espliciti effetti di prezzo. Tali effetti sono introdotti nel modello (1) specificando i parametri  $a$ ,  $b$  come funzioni omogenee dei prezzi.

dove  $w_i$  è la quota di spesa nell' $i$ -esimo bene;  $a_i$ ,  $g_{ij}$   $[=1/2(g^*_{ij}+g^*_{ji})]$ ,  $b_i$  i parametri del modello;  $p_j$  i prezzi dei beni;  $x$  la spesa complessiva. L'indice aggregato dei prezzi  $P$  è definito come:

$$(7a) \log P = a_0 + \sum a_k \log p_k + 1/2 \sum_k \sum_j g_{kj} \log p_k \log p_j$$

Le (6) e (7a) riproducono un sistema di equazioni di domanda i cui parametri possono essere sottoposti a verifica empirica del rispetto dei noti vincoli teorici di *adding up*, omogeneità, simmetria e negatività (Cfr Deaton, Muellbauer [1980, p. 314]).

Quando i prezzi dei beni e dei servizi tendono a muoversi insieme, è possibile approssimare l'indice  $P$  che compare nella (6) con una media geometrica dei prezzi elementari nota come indice di prezzo di Stone (7b),  $P^*$ , anziché con l'indice di prezzo descritto dalla (7a).

$$(7b) \log P^* = \sum w_k \log p_k$$

L'uso dell'indice di Stone evita problemi di non linearità, ma introduce una evidente simultaneità nel modello attraverso i pesi  $w_k$ <sup>13</sup>. Impiegando l'indice di prezzo di Stone, le elasticità alla spesa ( $e_i$ ), ai prezzi compensate ( $e_{ij}$ ) e non compensate ( $e^*_{ij}$ ) sono rispettivamente ( $k$  è il simbolo di Kronecker, pari a 1 per  $i=j$ , altrimenti è 0):

$$(8a) e_i = 1 + b_i/w_i$$

$$(8b) e_{ij} = g_{ij}/w_i + w_j - k_{ij}$$

$$(8c) e^*_{ij} = g_{ij}/w_i - b_i w_j / w_i - k_{ij}$$

Dalle espressioni (8a) e (8b) si osservi che le elasticità ai prezzi ed alla spesa sono soggette a cambiamenti di segno se i valori delle quote di spesa  $w_i$  subiscono forti variazioni. E' sufficiente infatti che il coefficiente della spesa  $b_i$  sia negativo e in modulo superiore alla quota  $w_i$  perché l'elasticità alla spesa diventi negativa, mentre se il coefficiente al proprio prezzo  $g_{ij}$  è positivo e in modulo superiore a  $w_i$  l'elasticità di sostituzione compensata al proprio prezzo sarà positiva.<sup>14</sup>

<sup>13</sup> Se ai fini della stima questo problema non è rilevante (Cfr Rossi [1983]), esso lo diviene in simulazione, per cui è consigliabile utilizzare nella (7b) le quote ritardate anziché quelle simultanee.

<sup>14</sup> Evidentemente questo problema è presente soprattutto in fase di previsione del modello.

### 1.2 L'estensione del modello alle informazioni individuali.

Per l'h-esima famiglia la domanda AI (6) del bene i-esimo è descrivibile attraverso (Cfr Muellbauer [1975, 1976])<sup>15</sup>:

$$(9) w_{ih} = a_i + \sum_j g_{ij} \log p_j + b_i \log [x_h / (k_h P)]$$

dove, oltre ai simboli già descritti per la (6),  $w_{ih}$  è la quota di spesa nell'i-esimo bene dell'h-esima famiglia,  $x_h$  la spesa complessiva dell'h-esima famiglia e  $k_h$  una variabile atta a sintetizzare una serie di caratteristiche familiari (quali la dimensione per numero di componenti, la ripartizione territoriale di appartenenza, ecc.). Aggregando le quote di spesa di tutte le famiglie per il bene i-esimo sulla base della media ponderata:

$$(10) w_i = \sum_h w_{ih} x_h / X$$

in cui  $X$  è uguale alla somma di tutti i redditi familiari, e sostituendo la (9) nella (10), si ottiene la domanda per l'aggregato famiglie:

$$(11) w_i = a_i + \sum_j g_{ij} \log p_j + b_i \sum_h x_h / X \log [x_h / (k_h P)]$$

dove la sommatoria che contiene ancora l'indice  $h$  può essere opportunamente ridefinita come il logaritmo del prodotto fra la spesa reale media per famiglia e un opportuno indice *ZETA*. In simboli, la sostituzione proposta:

$$\log [x/P \text{ ZETA}] = \sum_h x_h / X \log [x_h / (k_h P)]$$

è ottenibile ponendo:  $\log (\text{ZETA}) = \sum_h x_h / X \log [x_h / (k_h x)]$

Se si ipotizza che tutte le famiglie siano caratterizzate dalle medesime preferenze indipendentemente dalle diverse tipologie cui la variabile  $k_h$  si riferisce ( $k_h=1$  per tutte le famiglie) ne deriva che:

$$(12) \log (\text{ZETA}) = \sum_h x_h / X \log (x_h / x)$$

La variabile *ZETA* è riconducibile all'indice di entropia di Theil [1972] di cui rappresenta una trasformazione log-lineare. Tale indice risulta pari a zero nel caso di equidistribuzione, e pari a  $\log(H)$  nel caso di massima concentrazione del reddito (dove  $H$  è il numero delle famiglie).

In altri termini il processo di aggregazione delle preferenze individuali in quelle della collettività può essere effettuato analiticamente in modo esatto a patto di introdurre nel modello AI aggregato, accanto al livello di reddito, un indicatore di

<sup>15</sup> Come si è già anticipato, secondo i teoremi di Muellbauer la funzione aggregata conserva le stesse proprietà e specificazione delle funzioni individuali.

distribuzione della spesa (l'indice ZETA). Deaton e Muellbauer suggeriscono di interpretare tale indice come un deflatore del reddito che serve ad introdurre l'informazione disaggregata (vale a dire i redditi individuali  $x_h$ ) all'interno dell' elemento medio ( $x$ ).

Combinando la (11) e la (12) si ottiene:

$$(13) w_i = a_i + \sum_j g_{ij} \log p_j + b_i [\log(x/P) + \log(ZETA)]$$

Si noti che in presenza di equidistribuzione della spesa [ $\log(ZETA)=0$ ] il modello AI presentato nella (13) equivale al modello aggregato della (6). Ne risulta che la teoria dell'agente rappresentativo introdotta con l'impiego del modello (6) aggrega fedelmente il comportamento degli agenti individuali solo in caso di omogeneità delle preferenze ( $k_h=1$ ) e di equidistribuzione della spesa totale [ $\log(ZETA)=0$ ].<sup>16</sup>

## 2 - Le applicazioni ai dati dell'economia italiana

### 2.1 La ricostruzione dei dati: la nuova contabilità nazionale e l'indice ZETA.

La stima econometrica dei parametri che compaiono nel modello teorico (13)-(7b) ha richiesto una preliminare ricostruzione dei dati.

Le serie storiche annuali dei consumi per categoria pubblicate dall'ISTAT per il periodo 1970-88<sup>17</sup>, sono state ricostruite a partire dal 1951 sulla base della metodologia presentata in Golinelli Monterastelli [1990]. Con tale metodologia gli autori hanno ricostruito parte della nuova contabilità nazionale sulla base dei tre originari blocchi di informazione (base 1963, base 1970 e base 1980). Il campione dei dati macroeconomici disponibili risulta così abbastanza esteso (1951-88).<sup>18</sup>

<sup>16</sup> In alternativa, solo nel caso di costanza della distribuzione della spesa (ZETA costante), l'effetto distributivo è semplicemente assorbito dal termine costante della (13).

<sup>17</sup> Cfr ISTAT (1990), *Conti economici nazionali*, Collana d'Informazione, n.10, Tav. 24-25, Consumi finali delle famiglie per categoria (periodo 1970-89).

<sup>18</sup> La descrizione della metodologia seguita, data la sua complessità, va oltre gli scopi del presente lavoro; i lettori interessati ad una documentazione precisa possono richiedere agli autori copia della nota metodologica. Recentemente, in

In questo paragrafo ci soffermeremo sulla procedura seguita per la ricostruzione dell'indice ZETA di concentrazione della spesa delle famiglie. L'indice ZETA è ottenibile applicando la (12) ai dati delle indagini campionarie ISTAT<sup>19</sup> sui bilanci familiari classificati per decile di spesa<sup>20</sup> o, alternativamente, per classi di spesa mensile familiare (disponibili dal 1974 in poi). In questo lavoro si è preferito utilizzare, per il periodo in cui sono disponibili (1979-87), i dati per decili anziché per classi di spesa. La concentrazione ottenibile da dati raggruppati per decili non risente del fenomeno di "rigonfiamento" dei valori a causa dell'inflazione che, in presenza di classi di riferimento costanti in valore nel tempo, offre una falsa evidenza di modifica della concentrazione della spesa.

Poiché il campione dei dati macroeconomici a nostra disposizione era abbastanza ampio (1951-1988), si è cercato di estendere retrospettivamente anche la serie storica dell'indice di concentrazione della spesa. Il metodo proposto ci permette di impiegare tutte le informazioni (precedenti il 1974) sulla concentrazione dei redditi<sup>21</sup> mediante l'impiego di una relazione stimata fra gli indici di concentrazione della spesa e del reddito. Abbiamo ipotizzato tale relazione come non lineare in ragione di verosimili non linearità del comportamento del

---

concomitanza con l'uscita della Tavola Economica Intersettoriale per l'anno 1985, l'ISTAT ha pubblicato le serie storiche di contabilità nazionale in base 1985. Nel presente lavoro sono invece utilizzati i dati in base 1980. Dal confronto dei dati nelle due diverse basi non emergono comunque quelle forti differenze che invece avevano caratterizzato il passaggio della contabilità dalla base 1970 a quella 1980.

<sup>19</sup> Cfr ISTAT, *I consumi delle famiglie*, vari anni (1974-87).

<sup>20</sup> Tali dati sono pubblicati solo a partire dal 1979.

<sup>21</sup> Dalla seconda metà degli anni '60 la Banca d'Italia ha condotto regolarmente indagini campionarie sulla distribuzione dei redditi individuali e familiari (Cfr Banca d'Italia, *I bilanci delle famiglie italiane*, Supplemento al Bollettino, vari anni). Altre fonti di informazione consentono di risalire ancor più indietro nel tempo: è il caso del pionieristico lavoro di Luzzatto Fegiz [1950] sul reddito del 1949, e della rilevazione dell'ISTAT sui consumi del 1964 (Cfr Giusti, Guarini [1968]). Un'altra rilevazione svolta dall'ISTAT per il 1954 (Giusti, Guarini [1960]) è stata ignorata poiché i risultati là presentati sono fortemente eterogenei rispetto agli altri dati, in quanto il campione si riferisce alle sole famiglie non agricole.



consumatore al variare del reddito<sup>22</sup>. La relazione stimata (col metodo dei minimi quadrati ordinari) fra l'indice di concentrazione della spesa e l'indice di concentrazione del reddito è la seguente:

$$Zetac = 0.4130 Zetar^{0.5} + 0.1064 Zetar^{0.5} D8100$$

(0.0127)                      (0.0192)

dove con *Zetac* abbiamo indicato l'indice *ZETA* di concentrazione della spesa e con *Zetar* il corrispondente indice di concentrazione del reddito; *D8100* è una variabile dicotomica posta uguale a zero fino al 1980 e pari a uno dal 1981 in poi (tra parentesi l'errore standard dei coefficienti). La relazione stimata è stata poi simulata nel periodo 1951-1973 a partire dalle citate informazioni sulla concentrazione dei redditi.<sup>23</sup>

La Fig 1 mostra la relazione stimata sul campo di variazione  $[0, \log H]$  dell'indice di concentrazione del reddito (nei dati classificati per decili  $H=10$ ). In caso di equidistribuzione del reddito anche l'indice di concentrazione della spesa assume valore zero e, a mano a mano ci si allontana questa situazione, l'incremento dell'indice di concentrazione della spesa è meno che proporzionale di quello del reddito; nel caso di massima concentrazione l'indice del consumo è appena un terzo di quello del reddito. La serie ricostruita dell'indice di concentrazione del consumo è presentata in Fig 2 assieme alla serie dell'indice di concentrazione del reddito utilizzata, come visto, per generarla.<sup>24</sup>

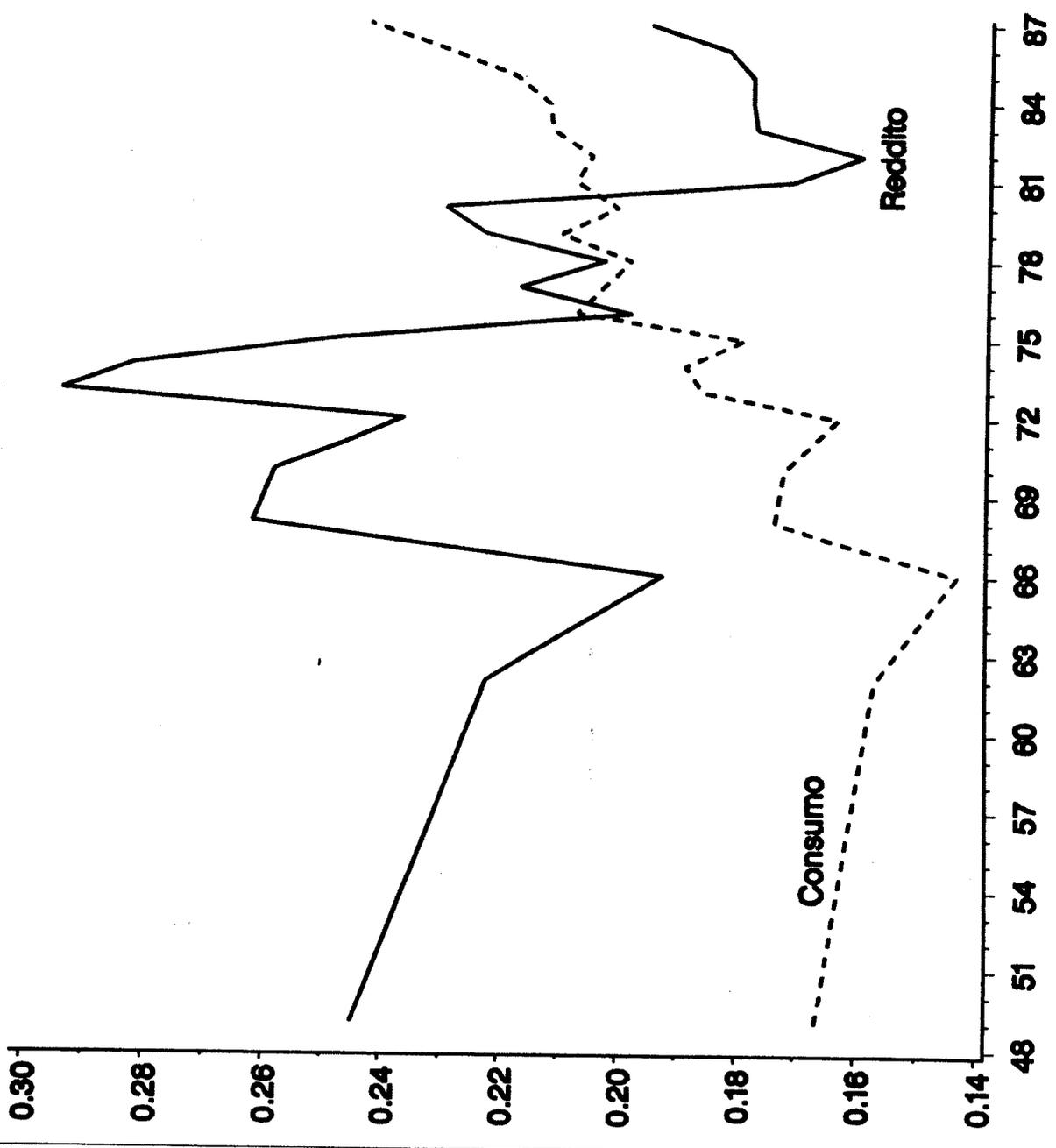
<sup>22</sup> A questo stadio della ricerca la non linearità della relazione fra concentrazione del reddito e del consumo è stata imposta a priori nella stima che segue.

<sup>23</sup> La serie ottenuta è soltanto una proxy della variabile vera e come tale affetta da errori di misurazione. E' opportuno precisare che l'impiego di questa serie in stime econometriche può implicare il venir meno della importante assunzione di correlazione nulla tra regressori e termine di disturbo.

<sup>24</sup> Una quantificazione alternativa (e più rigorosa) del legame fra concentrazione di reddito e consumo richiederebbe lo studio di particolari specificazioni di consumo su dati individuali e la loro riaggregazione. Una analisi di tale tipo, che va ben oltre lo scopo del presente lavoro, è stata svolta in Golinelli, Mantovani [1992]. E' importante notare che nonostante la profonda diversità fra l'approccio seguito in questa sede e quello di Golinelli, Mantovani [1992], da esercizi di modifica della concentrazione dei redditi a partire dai due modelli alternativi si ottengono livelli molto simili della concentrazione del consumo.



Fig. 2 La concentrazione del reddito e l'Indice Zeta della spesa



## 2.2 La stima del modello AI

Il sistema di domanda AI è stato stimato sulla base di dati annuali per la disaggregazione a 13 categorie di beni e servizi prevista dal modello HERMES:

- C1 Generi alimentari, bevande, tabacco
- C2 Vestiario e calzature
- C3 Abitazione
- C4 Combustibili ed energia elettrica
- C7 Mobili, e altri beni e servizi per la casa
- C8 Acquisto di mezzi di trasporto
- C9 Spese di esercizio di mezzi di trasporto
- C10 Acquisto di servizi di trasporto
- C11 Comunicazioni
- C12 Servizi sanitari e spese per la salute
- C13 Ricreazione, spettacoli, istruzione e cultura
- C14 Altri beni e servizi
- C15 Consumi all'estero dei residenti in Italia<sup>25</sup>

Il sistema (13) e (7b) è stato stimato usando il metodo *Seemingly unrelated regressions* di Zellner [1962] per il periodo 1951-88. Le restrizioni della teoria, ad eccezione della condizione di additività (soddisfatta automaticamente dai dati) sono state imposte in sequenza e sottoposte a verifica mediante test basati sul rapporto di verosimiglianza. L'ipotesi di omogeneità è risultata ampiamente rifiutata dai dati<sup>26</sup>.

<sup>25</sup> La somma delle categorie di spesa è pari ai consumi interni più le spese per turismo all'estero. Come noto, l'unico aggregato di consumo a cui riferire correttamente la popolazione residente per il calcolo dei valori procapite è quello dei consumi nazionali. Anche se abitualmente i dati procapite sono ottenuti impiegando la popolazione residente anche quando non ci si riferisce ai consumi nazionali, occorre tener presente che tali dati sono soggetti a forti distorsioni in caso di consistenti variazioni delle spese effettuate da soggetti non compresi nella popolazione residente (i turisti stranieri in Italia). Per ovviare a questo inconveniente il livello della popolazione (impiegato da noi nel calcolo della spesa media procapite) è stato corretto da un numero (fittizio) di persone ottenuto dal rapporto fra il valore della spesa per consumo dei non residenti in Italia e la spesa media dei residenti. Questa operazione introduce il concetto di *stranieri equivalenti*: non residenti il cui numero corrisponde a individui caratterizzati dalla stessa spesa media e dagli stessi gusti dei residenti.

<sup>26</sup> Tale rifiuto è tristemente noto ai ricercatori che si sono occupati di verifica empirica delle restrizioni teoriche nei sistemi di domanda (per il modello AI si vedano per primi gli stessi Deaton, Muellbauer [1980], e, per una applicazione a dati relativi all'Italia, Rossi [1983]).

L'introduzione dei vincoli di simmetria è stata accompagnata da un aumento notevole dell'autocorrelazione dei residui.<sup>27</sup>

Spesso i ricercatori hanno addebitato il frequente rifiuto dei vincoli teorici all'assenza di dinamica temporale dei comportamenti suggeriti dalla teoria<sup>28</sup>. Tuttavia il tentativo da noi compiuto di introdurre nel modello AI una dinamica del tipo *error correction mechanism* non ha fornito risultati apprezzabili dal lato dei valori di stima dei parametri (che sono spesso risultati economicamente inaccettabili).

Dati i precedenti fallimenti, il nostro modello AI è stato perciò stimato in differenze prime. Tale trasformazione, largamente impiegata nella stima di modelli AI, è usualmente preferita dai ricercatori perché consente una rappresentazione largamente parsimoniosa del comportamento dinamico tipico di queste serie storiche.<sup>29</sup>

I risultati di stima, presentati in appendice A.1, possono essere considerati soddisfacenti, almeno con riferimento agli *standard* abitualmente raggiunti in questo tipo di analisi. I problemi di significatività dei parametri, sempre presenti nella stima di sistemi vincolati di equazioni, non toccano i parametri più rilevanti, ovvero quelli che definiscono le elasticità alla spesa e al proprio prezzo. Rimane invece non risolto il problema dell'autocorrelazione dei residui come dimostrano valori non sempre soddisfacenti della statistica Durbin-Watson<sup>30</sup>. Al riguardo

---

<sup>27</sup> Nonostante questi problemi, il modello cui faremo riferimento nel seguito è quello che incorpora tutte le restrizioni.

<sup>28</sup> I modelli di aggiustamento dinamico sono solitamente introdotti allo scopo di distinguere il comportamento di breve da quello di lungo periodo (Cfr ad esempio Stagni [1990b], Giannini e Urga [1985]).

<sup>29</sup> Cfr ad esempio Moschini, Meilke [1988]. Gli stessi Deaton e Muellbauer [1980] stimano un sistema AI in differenze per evidenziare il ruolo della assenza di dinamica (oltre che delle variabili omesse) nella spiegazione del rifiuto dell'omogeneità.

<sup>30</sup> La statistica D.W. ha valore soltanto indicativo nella stima di sistema, in quanto fallisce nel segnalare autocorrelazione tra i residui di una equazione ed i residui ritardati delle altre equazioni. Inoltre, in base ai risultati di Berndt e Savin [1975] per i sistemi singolari in presenza di processo autoregressivo degli errori delle equazioni, il vettore completo del processo autoregressivo è riducibile ad uno scalare solo a condizione che il parametro autoregressivo sia lo stesso in ciascuna equazione

occorre precisare che il mancato trattamento della dinamica determina la perdita della proprietà di consistenza delle stime.

Ciò nonostante, ritenendo che i risultati possano comunque essere utilizzati per fornire utili indicazioni, abbiamo presentato in Tab. 1 le elasticità alla spesa ( $e_j$ ) e le elasticità compensate al proprio prezzo ( $e_{ij}$ ), calcolate con riferimento al 1988.

Tali elasticità riproducono valori che rispettano i requisiti teorici di segno e dimensione, e sono confrontabili con quelli ottenuti in altri lavori. L'elasticità al reddito è superiore all'unità (beni di lusso) per otto voci: vestiario, mobili, acquisto di mezzi di trasporto, spese di esercizio mezzi di trasporto, comunicazioni, spese sanitarie, turismo all'estero. Fra queste il massimo è toccato dalle voci mezzi di trasporto (1.59), e comunicazioni (1.52). Sono invece beni normali i consumi di alimentari, abitazioni, combustibili ed energia. Per la voce ricreazione e spettacoli si è imposta un'elasticità alla spesa unitaria innalzando a zero il coefficiente della spesa (da cui comunque non era significativamente diverso) per evitare effetti di reddito sui consumi di questa voce contrastanti con la comune esperienza empirica.

Per quanto riguarda la sensibilità a variazioni del proprio prezzo, le domande risultano rigide (inferiori all'unità) in tutti i casi con la sola eccezione della voce turismo all'estero per la quale si rileva una elasticità molto elevata (-1.45).<sup>31</sup>

Dal lato delle relazioni incrociate fra i beni si nota che alcune di esse risultano coerenti con quanto verosimile a priori: si veda ad esempio la complementarità tra spese per l'abitazione e mobilio; quella tra acquisto di mezzi di trasporto e spese per l'esercizio dei medesimi. In generale però, dato l'elevato livello di aggregazione delle categorie di spesa, non è molto opportuno cercare di attribuire significato economico ad effetti di sostituibilità e complementarità rilevati in termini di relazioni

---

del sistema. Non è dunque possibile avere alcune equazioni con autocorrelazione ed altre senza.

<sup>31</sup> Tali rigidità sono interpretabili anche come conseguenza della dinamica omessa.

Tab 1 - Elasticità reddito ( $e_i$ ) e prezzi compensate ( $e_{ij}$ ), anno 1988

	CO1	CO2	CO3	CO4	CO7	CO8	CO9	CO10	CO11	CO12	CO13	CO14	CO15
$e_i$	0.39	1.15	0.77	0.90	1.44	1.59	1.39	0.81	1.52	1.29	1.10	1.21	1.35
$e_{ij}$													
1	-0.20	-0.03	-0.00	-0.05	0.10	-0.10	0.02	0.08	0.07	0.11	-0.03	-0.02	0.06
2	-0.07	-0.22	0.05	0.05	-0.15	0.22	-0.08	-0.01	-0.09	0.09	0.03	0.05	0.13
3	-0.00	0.05	-0.25	0.06	-0.11	0.08	0.03	0.00	-0.07	0.05	0.03	0.07	0.06
4	-0.32	0.14	0.16	-0.22	-0.01	-0.08	0.06	0.13	0.02	0.18	-0.21	0.22	-0.06
7	0.27	-0.17	-0.13	-0.01	-0.27	0.11	0.16	-0.04	-0.09	-0.17	0.34	0.08	-0.06
8	-0.55	0.53	0.22	-0.07	0.23	-0.58	-0.23	-0.03	0.03	0.13	0.05	0.49	-0.22
9	0.10	-0.14	0.06	0.04	0.24	-0.17	-0.53	0.01	0.03	0.04	0.09	0.22	0.02
10	0.99	-0.07	0.02	0.28	-0.21	-0.06	0.02	-0.74	0.05	-0.15	-0.28	0.30	-0.15
11	1.41	-0.82	-0.67	0.06	-0.71	0.11	0.13	0.07	-0.86	-0.09	0.83	0.43	0.10
12	0.41	0.16	0.09	0.11	-0.24	0.09	0.04	-0.04	-0.02	-0.42	-0.31	0.14	0.01
13	-0.09	0.03	0.04	-0.10	0.35	0.03	0.06	-0.06	0.11	-0.22	-0.53	0.46	-0.08
14	-0.02	0.03	0.04	0.05	0.04	0.12	0.07	0.03	0.03	0.05	0.23	-0.72	0.04
15	1.22	1.19	0.63	-0.22	-0.54	-0.89	0.14	-0.25	0.11	0.06	-0.67	0.62	-1.42

tra i beni poiché, citando Deaton e Muellbauer [1980b p. 72], *"experience suggests that this is not particularly helpful; it is too easy ex post to justify almost any given result"*.

Le elasticità del modello AI qui stimato possono essere confrontate con quelle del modello Rotterdam presentato in Stagni [1990 p. 161] data la quasi coincidenza della definizione delle categorie di spesa.<sup>32</sup>

Dal lato delle elasticità al reddito, passando dal modello Rotterdam all'AI si notano rilevanti differenze di dimensione che talvolta modificano la caratteristica dei beni (necessari o di lusso). Evidenziamo al riguardo tre gruppi di categorie. Il primo gruppo comprende beni (ad es. le spese per la casa, acquisto di mezzi di trasporto, servizi di trasporto) caratterizzati, in entrambi i modelli, da analoghe elasticità. Il secondo gruppo include beni che, pur in assenza di cambiamento di caratteristica, vedono modificarsi in modo rilevante le elasticità (ad es. il vestiario -bene di lusso- passa da 2.79 a 1.44; l'abitazione -bene necessario- da 0.08 a 0.77). Infine il terzo gruppo comprende beni che vedono modificate le proprie caratteristiche; è il caso della categoria altri beni e servizi<sup>33</sup> che da beni necessari (elasticità alla spesa 0.69) diventano beni di lusso (elasticità 1.21). Al contrario gli alimentari da beni di lusso (1.09) diventano necessari (0.39).

Dal lato delle elasticità al proprio prezzo, sebbene in presenza di un modello AI che tende a presentare elasticità di livello più elevato del modello Rotterdam, sono più le similitudini che le differenze; entrambi i modelli confermano che le spese per acquisto dei mezzi di trasporto e le spese all'estero sono molto elastiche al proprio prezzo; le spese per generi alimentari, abitazione ed energia per la casa sono le meno reattive a modifiche del proprio prezzo. Infine la matrice delle elasticità di sostituzione, molto basse nel modello Rotterdam (raramente superiori in modulo a 0.4), è contrapposta a quella del

---

<sup>32</sup> Tale confronto non è completamente omogeneo sulla base dei dati: il modello Rotterdam è stato stimato sulla contabilità nazionale in base 1970, l'AI su quella in base 1980.

<sup>33</sup> Tale categoria, che comprende soprattutto servizi, è molto rilevante: circa il 17% della spesa totale, e include, tra gli altri, la spesa per alberghi e pubblici esercizi.

modello AI che presenta talvolta elasticità di livello ragguardevole (si veda ancora la Tab. 1).

### 3 - Alcuni esercizi di politica fiscale.

#### 3.1 Gli effetti redistributivi di una armonizzazione delle imposte accise

Gli effetti redistributivi delle armonizzazioni comunitarie, analizzati con l'ausilio di modelli di allocazione, sono stati fra gli argomenti di politica economica su cui si è più dibattuto durante gli ultimi tre anni. Come già ricordato nell'introduzione, fra i lavori che fanno esplicito riferimento a tali metodologie si ricordano quelli di Bollino, Ceriani, Violi [1988], Brugiavini, Weber [1988], Patrizi, Rossi [1988]. Tale approccio, legato all'impiego degli indici "veri" del costo della vita, è stato successivamente ripreso e riproposto (assieme alle analisi macroeconomiche svolte con l'ausilio del modello HERMES) da Bosi, Golinelli, Stagni [1990b].

Allo scopo di misurare le risposte del nostro modello di allocazione, nel presente paragrafo discuteremo i risultati ottenuti da esercizi di armonizzazione delle accise in termini di modificazione del benessere dei consumatori. Il nostro approccio non si differenzia da quanto proposto nei lavori citati per ciò che concerne il metodo seguito. Interessanti elementi di novità sono invece l'utilizzo per tale analisi di una struttura di preferenze relative ai dati di nuova contabilità nazionale, e, soprattutto, l'introduzione delle più recenti ipotesi di armonizzazione del documento Scrivener (notevolmente dissimili dalle proposte del piano Cockfield discusse nei precedenti lavori.<sup>34</sup>

Le aliquote proposte dal documento Scrivener sono distinguibili in due categorie: le aliquote di *riferimento* e le *soglie*. Alle prime corrispondono i livelli-obiettivo (di medio periodo) del progetto di armonizzazione e sono *uniche*, mentre nel

---

<sup>34</sup> Per un'analisi dettagliata delle proposte comunitarie in tema di armonizzazione delle accise si veda Giannini [1990]. E' da sottolineare l'estrema variabilità che ha caratterizzato le proposte comunitarie susseguitesì nell'arco degli ultimi anni.

breve periodo ai Paesi è consentito di continuare ad adottare diverse aliquote purché esse rispettino i valori di *soglia* fissati dal documento. Evidentemente le ipotesi di armonizzazione di breve periodo implicano modificazioni di prezzo più contenute di quelle introdotte da armonizzazioni ai valori di riferimento.

La Tab 2 riporta il quadro delle variazioni *ex ante* dei prezzi al consumo causate dalle diverse manovre. In particolare con *soglia* si intende l'armonizzazione minima: vengono variate solamente quelle aliquote che non ricadono all'interno delle soglie fissate dal documento. Si osservi infine che l'armonizzazione delle accise si concentra su un insieme ristretto di beni (solo 4 delle 13 categorie di spesa del modello HERMES ne risultano interessate).

Rimandando ad altri lavori per una più esaustiva analisi<sup>35</sup>, la funzione di costo:  $c = c(p, u)$  rappresenta la spesa minima che, dati i prezzi contenuti nel vettore  $p$ , il consumatore deve sostenere per acquistare quei beni che gli garantiscono il raggiungimento del livello di benessere  $u$ . Data una modificazione dei prezzi (da  $p$  a  $p'$ ) causata da una manovra di armonizzazione delle imposte indirette, il rapporto fra le funzioni di costo associate ai due diversi vettori di prezzo:

$$I = c(p', u) / c(p, u)$$

è un indicatore delle variazioni di benessere del consumatore. Esse sono rappresentate dalla variazione del costo (minimo) che il consumatore deve sopportare per acquistare un paniere di beni (diverso da quello iniziale) tale da garantirgli il medesimo livello di soddisfazione finale (*variazione equivalente*).

I risultati degli esercizi di simulazione, presentati in Tab 3, corrispondono agli scenari di modificazione di prezzo di Tab. 2. Essi vanno letti tenendo presente che, se  $I > 1$ , la manovra di modificazione delle aliquote di imposta provoca complessivamente una riduzione del livello di benessere, viceversa il benessere aumenta se  $I < 1$ . Inoltre se passando dalle classi di spesa più basse a quelle più alte il livello dell'indice aumenta, la manovra fiscale può essere definita come progressiva, viceversa se il livello tende a ridursi.

---

<sup>35</sup> L'indicatore di benessere proposto in questo lavoro si richiama esplicitamente a quello descritto in Patrizi, Rossi [1988].

-----  
 Tab 2 - Armonizzazione Scrivener, effetti ex ante sui prezzi  
 (scostamenti percentuali)  
 -----

	Soglia		Riferimento	
	(1)	(2)	(1)	(2)
C1 Alimentari bevande tabacco	0.37	1.65	1.54	6.86
C4 Elettricità Combustibili	-0.83	-23.10	-0.84	-23.33
C9 Eserc. dei mezzi di trasp.	-0.02	-0.37	-0.78	-14.29
C13 Ricreazione spettacoli ..	-0.13	-1.53	-0.13	-1.53
Indice generale	-0.61		-0.21	

-----  
 Legenda

**Soglia:** effetti sui prezzi corrispondenti ad aliquote armonizzate sulle soglie estreme degli intervalli proposti dal documento allo scopo di minimizzare le modificazioni del sistema attuale.

**Riferimento:** effetti sui prezzi corrispondenti ad aliquote pari ai valori di riferimento del documento (input esogeni degli esercizi).

(1) effetto sull'indice generale dei prezzi al consumo.

(2) effetto sul prezzo della categoria corrispondente.

-----  
Tab 3 - Armonizzazione Scrivener, effetti redistributivi  
-----

Classi di spesa (*):	Soglia	Riferimento
400-600	1.00094	1.00996
1000-1200	0.99978	1.00086
2000-2200	0.99883	0.99343
oltre 3000	0.99758	0.98381

-----  
(\* ) In migliaia di lire.

Entrambi gli esercizi di armonizzazione sono caratterizzati da tratti comuni: entrambi tendono a ridurre il benessere dei consumatori appartenenti alle classi di spesa medio-basse, mentre incrementano il benessere di quelli che appartengono a classi di spesa più elevate. Essendo inoltre il livello dell'indice I decrescente al crescere della spesa media, la manovra è qualificabile come regressiva, anche se in realtà le conseguenze sul benessere dei consumatori di più basso livello non paiono essere particolarmente gravi. Si noti infine che l'armonizzazione sulla base delle aliquote di riferimento sembra essere caratterizzata da una maggiore regressività.

A causa soprattutto della ristrettezza del numero di beni interessati dalla armonizzazione delle accise, ci pare opportuno introdurre elementi di cautela nel valutare i risultati degli esercizi. Essendo il modello da noi stimato disaggregato in gruppi di beni non molto omogenei (beni necessari e di lusso si raggruppano in quasi tutte le nostre categorie di consumo), è forte il rischio che le ipotesi di armonizzazione interessino particolari beni che il modello riaggrega all'interno di categorie molto eterogenee.<sup>36</sup>

Si pensi al caso limite della spesa per il consumo di caviale (bene sicuramente di lusso per il consumatore italiano) che è compresa nel gruppo dei beni alimentari, caratterizzati da una elasticità al reddito molto bassa (tipico dei beni necessari); nell'ipotesi di una armonizzazione fiscale tale da inasprire la tassazione sul caviale, è facile prevedere che il nostro modello qualificherebbe erroneamente la manovra come regressiva. In altre parole i problemi interpretativi sorgono dalla discrepanza fra la natura di alcuni beni e la loro aggregazione in categorie eterogenee.

Buona parte della regressività delle manovre da noi analizzate è spiegata dall'aumento della tassazione sulle sigarette (molto accentuata nell'armonizzazione delle aliquote sui valori di riferimento) da noi inserite nella vasta categoria di HERMES "alimentari bevande tabacchi" (C1), bene ovviamente necessario. In mancanza di stime a parte per i tabacchi, l'evidenza empirica non

---

<sup>36</sup> E' chiaro che ad un maggiore livello di disaggregazione del modello di allocazione corrisponde un minore rischio di erronee interpretazioni di questo tipo.

definisce univocamente il tabacco come un bene caratterizzato da basse elasticità-reddito, cosa che noi invece ipotizziamo poiché lo abbiamo compreso nella categoria C1 ( $e_i=0.39$ ). Ad esempio se avessimo valutato l'armonizzazione delle imposte sul tabacco impiegando un indicatore descrittivo quale quello di incidenza media dell'imposta per classi di spesa, avremmo definito la manovra come progressiva fino alla classe di spesa 1000-1200, per poi definirla come regressiva.<sup>37</sup>

### 3.2 L'effetto riallocativo sulla spesa della modifica delle aliquote IRPEF del 1983

Oltre che all'analisi degli effetti redistributivi di manovre fiscali basate sulle imposte indirette<sup>38</sup>, il modello AI qui proposto, incorporando un indice di concentrazione della spesa complessiva, può essere utilmente impiegato per valutare l'impatto riallocativo sulle scelte del consumatore di modificazioni della concentrazione della spesa causate dal cambiamento delle aliquote IRPEF. Una modificazione delle aliquote IRPEF, modificando la concentrazione del reddito netto, causa una modificazione della concentrazione della spesa complessiva che a sua volta esercita effetti riallocativi sulla spesa del consumatore.

Lasciando ad altri lavori<sup>39</sup> il compito di evidenziare (e quantificare) tutti gli aspetti macroeconomici (e non solo quelli riallocativi) coinvolti da questo tipo di analisi, nel seguito del paragrafo presenteremo a titolo di esempio i risultati di un esercizio svolto allo scopo di quantificare i puri effetti riallocativi introdotti con la modifica delle aliquote IRPEF del 1983.

Dai dati a nostra disposizione emerge che la manovra di modificazione delle aliquote ha determinato un innalzamento del livello di concentrazione del reddito netto del 1983. A questo è associata, attraverso la relazione col consumo stimata nel paragrafo 2.1, un aumento dell'indice  $\log(ZETA)$  di concentrazione

<sup>37</sup> La quota sul totale nel 1987 del tabacco per le stesse classi di spesa presentate in Tab 3 risulta essere: 400-600 (1.2%), 1000-1200 (1.9%), 2000-2200 (1.6%), oltre 3000 (0.9%).

<sup>38</sup> Le quali esercitano i loro effetti modificando il livello dei prezzi.

<sup>39</sup> Cfr Golinelli, Mantovani (cit.).

del consumo di circa il 5%. Questa modificazione fa attendere una riduzione della spesa nelle categorie di beni e servizi necessari, e un aumento del consumo di beni di lusso.

Dopo l'introduzione dello *shock* sulla concentrazione della spesa, gli scostamenti percentuali dei consumi per categoria (rispetto alla soluzione di base) sono:

CO1	-0.51	CO2	0.14	CO3	-0.25	CO4	-0.10
CO7	0.50	CO8	0.70	CO9	0.37	CO10	-0.19
CO11	0.61	CO12	0.32	CO13	0.10	CO14	0.24
CO15	0.46						

Coerentemente con le elasticità alla spesa complessiva presentate in Tab. 1, un incremento di circa cinque punti della concentrazione della spesa totale determina una forte penalizzazione dei consumi alimentari a favore dei beni di lusso (acquisto di mezzi di trasporto, comunicazioni, consumi all'estero, ecc.). Sulla base delle nostre stime, una modificazione pur non molto forte della concentrazione del consumo - quale quella che si è verificata nel 1983 a seguito della manovra sulle aliquote IRPEF (si veda anche la Fig. 2) - ha indotto una rilevante ricomposizione della spesa per categoria delle famiglie.

Tab A.1 - Sistema di domanda A.I. con vincoli di omogeneità e simmetria (metodo di stima LSQ, periodo 1951-88).

Parametri	Beni														
	i=1(AL)	i=2(VC)	i=3(AB)	i=4(CE)	i=7(MO)	i=8(MT)	i=9(SENT)	i=10(ST)	i=11(COM)	i=12(SS)	i=13(RIC)	i=14(ABS)	i=15(CES)		
Gi1	0.1290														
Gi2	-0.0294 *	0.0674 *													
Gi3	-0.0245 *	-0.0052	0.0693												
Gi4	-0.0204 *	0.0017	0.0019	0.0280 *											
Gi7	0.0035	-0.0233 *	-0.0205 *	-0.0038	0.0550										
Gi8	-0.0319 *	0.0180 *	0.0045	-0.0045	0.0059	0.0155 *									
Gi9	-0.0071	-0.0134 *	-0.0029	0.0001 *	0.0086	-0.0118 *	0.0235 *								
Gi10	0.0134 *	-0.0029	-0.0015	0.0042 *	-0.0052	-0.0018	-0.0006	0.0042 *							
Gi11	0.0135 *	-0.0104 *	-0.0089 *	0.0003	-0.0091 *	0.0007	0.0009	0.0006	0.0015						
Gi12	0.0108	0.0034	-0.0011	0.0044 *	-0.0195 *	0.0029	-0.0012	-0.0036	-0.0017	0.0305 *					
Gi13	-0.0260 *	-0.0053	-0.0059	-0.0111 *	0.0221 *	-0.0012	0.0002	-0.0062	0.0084 *	-0.0234 *	0.0320 *				
Gi14	-0.0411 *	-0.0118	-0.0105	0.0018	-0.0072	0.0133 *	0.0029	0.0023	0.0030	-0.0014	0.0242 *	0.0196 *			
Gi15	0.0103 *	0.0113 *	0.0054 *	-0.0027	-0.0064	-0.0096 *	0.0008	-0.0028	0.0011	0.0000	-0.0077	0.0047	-0.0044		
Bi	-0.1372 *	0.0144	-0.0248 *	-0.0037	0.0380 *	0.0243 *	0.0220 *	-0.0033	0.0059 *	0.0174 *	0.0080	0.0354 *	0.0036		
R2	0.61	0.29	0.66	0.73	0.62	0.09	0.37	0.16	0.01	0.32	0.17	--	0.28		
DW	2.39	1.89	1.87	1.95	1.70	1.87	1.14	1.42	1.96	1.32	1.92	--	1.56		

Nota: a) \* coefficiente significativo al livello convenzionale di significatività;  
 b) DW indica la statistica di Durbin e Watson.

*Riferimenti bibliografici*

- Berndt E.R., Savin N.E. (1975), *Estimation and Hypothesis Testing in Singular Equation Systems with Auto-regressive Disturbances*, *Econometrica*, 43.
- Bollino A., Ceriani V., Violi R. (1988), *Il mercato unico europeo e l'armonizzazione dell'Iva e delle accise*, *Politica economica*, 3.
- Bollino, Di Marzio, Quintieri, Rosati, Vitali (1992), *Proposta di documento di programmazione economico-finanziaria 1993-1996*, Roma, mimeo.
- Bosi P., Golinelli R., Stagni A. (1990), *Un modello a medio termine dell'economia italiana*, Bologna, Il Mulino.
- Bosi P., Golinelli R., Stagni A. (1990b), *Effetti macro-economici, settoriali e distributivi dell'armonizzazione dell'Iva*, in Bosi P., Golinelli R., Stagni A. (cit), Cap V.
- Bosi P., Lugaresi S. (1992), *Bilancio pubblico e redistribuzione*, Bologna, Il Mulino.
- Brugiavini A., Weber G. (1988), *L'armonizzazione delle imposte indirette: effetti sul benessere dei consumatori italiani*, *Politica economica*, 3.
- Deaton A., Muellbauer J. (1980), *An Almost Ideal Demand System*, *The American Economic Review*, 3.
- Deaton A., Muellbauer J. (1980b): *Economics and consumer behaviour*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Diewert W.E. (1971), *An Application of the Shephard Duality Theorem: A Generalized Leontief Production Function*, *Journal of Political Economy*, 79.
- Giannini C., Urga G. (1985), *Energia e analisi input-output: uno studio econometrico sulla sostituibilità*, *Economia delle fonti di energia*, 27.
- Giannini S. (1990), *Le accise nella CEE*, in *Prometeia*, 1993: *l'Italia nella Cee, convenienze e pericoli della piena integrazione fiscale*, Bologna.
- Giusti F., Guarini R. (1960), *Indagine statistica sui bilanci delle famiglie italiane negli anni 1953-54*, *Annali di statistica*, vol. 11, ISTAT.
- Giusti F., Guarini R. (1968), *Indagine statistica sui bilanci delle famiglie italiane negli anni 1963-64*, *Annali di statistica*, vol. 21, ISTAT.
- Golinelli R., Monterastelli M. (1990), *Un metodo di ricostruzione di serie storiche compatibili con la nuova contabilità nazionale (1951-1989)*, lavoro presentato al seminario ISTAT, *Prometeia*, Università di Bologna, *La ricostruzione delle serie storiche di lungo periodo della contabilità*

nazionale (1951-88), Bologna, 16 Luglio 1990, Nota di lavoro di Prometeia, n.9001.

- Golinelli R., Mantovani D. (1991), *Collegamento fra modelli macroeconomici e analisi microeconomiche per lo studio degli effetti distributivi della Finanza Pubblica*, in Bernardi L. (a cura di), *Analisi e modelli per la gestione della finanza pubblica*, Bologna, Il Mulino.
- Golinelli R., Mantovani D. (1992), *L'introduzione di informazioni microeconomiche sulle famiglie in modelli macroeconomici attraverso l'uso di indici di concentrazione*, in Banca d'Italia, *Ricerche applicate e modelli per la politica economica*, vol. I, Roma.
- Golinelli R., Mantovani D. (1992b), *Politiche ambientali e fiscali nella CEE: gli effetti per l'Italia*, Energia, n. 2.
- Luzzatto Fegiz P. (1950), *La distribuzione del reddito nazionale*, *Giornale degli economisti e annali di economia*, Luglio-Agosto.
- Moschini G., Meilke K.D. (1988), *Modelling the Pattern of Structural Change in U.S. Meat Demand*, Iowa, Discussion Paper.
- Muellbauer J. (1975), *Aggregation, Income Distribution and Consumer Demand*, *Review of Economic Studies*, 62.
- Muellbauer J. (1976), *Community Preferences and the Representative Consumer*, *Econometrica*, 44.
- Patrizi V., Rossi N. (1988), *Gli effetti redistributivi del progetto europeo di armonizzazione delle imposte indirette*, *Politica economica*, 3.
- Patrizi V., Rossi N. (1991), *Preferenze, prezzi relativi e redistribuzione*, Bologna, Il Mulino.
- Righi G., Baldini M., Brambilla A. (1991), *Le misure degli effetti redistributivi delle imposte indirette: confronto tra modelli alternativi*, *Materiali di discussione del dipartimento di economia politica*, n. 86, Università di Modena.
- Rossi N. (1983), *Sistemi di domanda condizionali e non: un esperimento disaggregato*, in Rossi N. e Rovelli R. (a cura di), *Ricerche di Economia Applicata*, Milano, F. Angeli.
- Stagni A. (1990), *Un'analisi disaggregata delle spese per consumo in Italia*, in Bosi P., Golinelli R., Stagni A. (cit), Cap. IV.
- Stagni A. (1990b), *Sistemi dinamici di domanda di fattori: un'applicazione agli impieghi di energia in Italia*, in Bosi P., Golinelli R., Stagni A. (cit), Cap. III.

Theil H. (1972), *Statistical Decomposition Analysis with Applications in the Social and Administrative Sciences*, Amsterdam, North Holland.

Zellner A. (1962), *An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Test for Aggregation Bias*, *Journal of the American Statistical Association*, 2.

## 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'IVA" 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] “Conessioni, competenze e capacità concorrenziale nell’industria della Sardegna” pp. 25
85. Claudio Girmaldi, Rony Hamoui, Nicola Rossi [1991] ”Non marketable assets and households’ portfolio choices: a case study of Italy” pp. 38
86. Giulio Righi, Massimo Baldini, Alessandra Brambilla [1991] ”Le misure degli effetti redistributivi delle imposte indirette: confronto tra modelli alternativi” pp. 47
87. Roberto Fanfani, Luca Lanini [1991] ”Innovazione e servizi nello sviluppo della meccanizzazione agricola in Italia” pp. 35

