

QUADERNI



Università degli Studi di Siena
DIPARTIMENTO DI ECONOMIA POLITICA

PIER LUIGI RIZZI
FABRIZIO BALLI

La domanda al consumo di beni non durevoli e servizi
in Italia negli anni '90: analisi di breve periodo con un
sistema *Almost Ideal* a due stadi.

n. 352 – Maggio 2002

Abstract - Questo lavoro si propone di caratterizzare la domanda al consumo di beni non durevoli e servizi della famiglia rappresentativa nel breve periodo. La composizione di un paniere di 32 voci di spesa è analizzata per mezzo di un sistema *Almost ideal* in due stadi, con imposte le restrizioni di omogeneità, simmetria e negatività. La domanda dipende da: prezzi, spesa, profilo demografico della famiglia rappresentativa, vincoli di quantità, dicotomiche stagionali, un trend logaritmico, un indice del numero di notizie diffuse sul rischio *mucca pazza*. Dopo aver verificato l'ipotesi di esogeneità della spesa totale, le stime del primo stadio sono ottenute con il metodo della massima verosimiglianza e quelle del secondo con il metodo dei minimi quadrati a tre stadi non lineari, usando come strumento della spesa dei gruppi separabili i valori previsti nel primo stadio. La discussione dei risultati comprende un'analisi dello sviluppo dei consumi dal 1985 con proiezioni al primo semestre 2001 e stime dell'*effetto mucca pazza*. Se si valuta questa congiuntura con il costo, che un consumatore è disposto a pagare per evitare il rischio della contaminazione, nel periodo novembre 2000-giugno 2001, le famiglie italiane avrebbero sopportato una perdita di benessere di 3219 miliardi (lire 1995); questo costo corrisponde allo 0.6% del livello di benessere del 1995 ed è dieci volte più grande di quello sopportato durante la prima crisi del 1996.

La responsabilità del lavoro è condivisa da entrambi gli autori, anche se il primo ha steso il testo mentre il secondo ha curato la preparazione della base dati. Un ringraziamento particolare a Federico Perali, Pierpaolo Pierani, Susan Senior.

Pier Luigi Rizzi, Dipartimento di Economia Politica, Università di Siena
Fabrizio Balli, Agenzia Reg.le Toscana per le Erogazioni in Agricoltura (Artea)

1. Introduzione

Studi recenti sulla domanda al consumo in Italia hanno approfondito due linee di ricerca: a) l'influenza delle caratteristiche demografiche, b) la stima di sistemi disaggregati nella componente alimentare. Per queste analisi sono stati usati dati micro estratti dalle indagini Istat sui consumi delle famiglie, stime aggregate di contabilità nazionale o anche una loro combinazione (Brugiavini e Weber 1988, Patrizii e Rossi 1991; Pappalardo 1994; Moschini e Rizzi 1997; Moro e Sckokai 2000; Rizzi 2000; Rizzi e Pierani 2001; Conforti *et al.* 2000). Meno numerosi sono gli studi sulla domanda al consumo nel breve periodo. Tranne che nei lavori di Rossi (1983); Bollino (1994, 1996); Marrone (1997), le situazioni di breve periodo sono semplicemente ignorate, imponendo a priori, che i beni inclusi siano indipendenti da quelli esclusi.

Questo lavoro presenta un sistema completo di domanda al consumo di 32 beni non durevoli e servizi, che incorpora variabili demografiche ed effetti di razionamento. Il sistema ha la forma *Almost Ideal* (Deaton e Muellbauer, 1980a) ed è definito come domanda del mercato, dopo avere aggregato la domanda delle singole famiglie con il criterio della spesa rappresentativa. Un campione di serie storiche, coerente con questo impianto, è stato costruito sommando, su una base mensile, i microdati delle indagini Istat sui consumi delle famiglie nel periodo 1985-96.

Le variabili demografiche condizionanti la domanda delle singole famiglie sono: sesso (maschio = 1), età e livello di istruzione del capofamiglia, sito dell'abitazione (centro abitato = 1). Per rappresentare i vincoli di breve periodo, abbiamo selezionato i quattro indicatori seguenti: partecipazione del capofamiglia al mercato del lavoro (occupato = 1), titolo d'uso dell'abitazione (proprietà = 1), numero di beni durevoli installati, impiego del reddito (risparmio positivo = 1). Oltre a queste esogene, il modello contiene dicotomiche stagionali, un *trend* logaritmico e una variabile congiunturale, che intende rappresentare la percezione del *rischio mucca pazza*.

Per stimare questo sistema molto disaggregato, abbiamo imposto una struttura separabile sulla funzione di utilità diretta. Con questa ipotesi mantenuta, abbiamo potuto ricostruire le elasticità del sistema completo, date le elasticità stimate con i piccoli sotto-modelli della struttura separabile. In particolare, le elasticità prezzo sono state calcolate con nuove formule, teoricamente superiori a quelle usate in lavori precedenti (Carpentier e Guyomard, 2001).

Il resto dell'articolo è così organizzato: la sezione seguente presenta le basi teoriche del modello; la sezione 3 descrive la costruzione del campione temporale e la stima econometrica dei sistemi separabili; la sezione 4 riporta alcuni risultati, che riguardano lo sviluppo dei consumi fino al 2001 e una valutazione delle crisi da *mucca pazza*. La sezione 5 conclude.

2. Metodologia generale

Il modello empirico ha un impianto microeconomico ispirato dalla letteratura sui seguenti temi: domanda con vincoli di quantità, aggregazione non lineare, scelte decentralizzabili in due stadi (Deaton 1981; Browning 1983, 1998; Browning e Meghir 1991; Deaton e Muellbauer 1980b; Stocker 1992; Blackorby *et al.* 1998). Questa sezione ne illustra le caratteristiche salienti e presenta le formule per passare dalle elasticità della struttura separabile a quelle del sistema completo.

2.1 Domanda di mercato dei beni di interesse

Indichiamo con i vettori q , p , le quantità e i corrispondenti prezzi dei beni, di cui ci interessa studiare la domanda; con a un vettore di caratteristiche demografiche; con k un vettore di variabili esogene quali: l'offerta di lavoro, il servizio dello stock di durevoli, la quantità di altri beni di consumo preallocati nel breve periodo, costi di transazione e imperfezioni nel mercato del credito al consumo. Per ipotesi, queste *variabili condizionanti* sono predeterminate nel modello, ma possono, come le caratteristiche demografiche, influenzare le preferenze sui beni di interesse (Deaton 1981; Browning e Meghir 1991; Browning 1998).

Dato questo insieme di variabili ambientali, la funzione di utilità della famiglia f è definita:

$$u^f = u(q^f, a^f, k^f) = u(q^f, z^f)$$

e si può rappresentare, in modo equivalente, con la *funzione di costo ristretto* o *condizionale*¹:

$$c(p, u^f, z^f) = \min_q \{p \cdot q^f \mid u(q^f, z^f) = u^f\} = y^f$$

dove $y^f = \sum_i p_i q_i^f = \sum_i p_i h_i(p, u^f, z^f)$ indica la spesa minimizzata della famiglia e $h_i(\cdot)$ la domanda compensata dei beni di interesse.

Applicando il lemma di Shephard in forma logaritmica e sostituendo u^f con la funzione di utilità indiretta $u^f = \psi(p, y^f, z^f)$, si ricava la domanda non compensata dei beni di interesse, sotto forma di quote di bilancio:

$$w_i^f = \frac{p_i q_i^f}{y^f} = \frac{p_i}{y^f} g_i(p, y^f, z^f) \quad i = 1, \dots, n, \quad f = 1, \dots, N$$

Infine, il passaggio alla domanda di mercato si ottiene aggregando le domande delle singole famiglie con il criterio della *spesa rappresentativa*²:

$$(1) \quad w_i = \frac{p_i \sum_{f=1}^N q_i^f}{\sum_{f=1}^N y^f} = \sum_{f=1}^N w^f w_i^f = \frac{p_i}{y} g_i(p, y, z) \quad i = 1, \dots, n$$

¹ Questa funzione ha le proprietà di una funzione di costo variabile (Browning 1983).

² Il criterio è valido quando le preferenze appartengono alla classe della *linearità generalizzata* (GL); il nostro modello sottende il caso particolare noto come PIGLOG, *linearità generalizzata indipendente dai prezzi logaritmica* (Deaton e Muellbauer 1980b, cap. 6).

dove $w^f = y^f / \sum_{f=1}^N y^f$ è la quota di mercato di ogni famiglia, $y = c(p, u, z)$ indica la spesa della famiglia rappresentativa, il cui livello dipende dalla distribuzione della spesa totale tra le famiglie, mentre z è il vettore delle esogene aggregate.

2.2 Elasticità di breve e lungo periodo

Quando la domanda dei beni di interesse non è indipendente dal tempo libero o dalle quantità preallocate, il sistema (1) descrive una condotta di breve periodo, nel senso che le risposte a prezzi e spesa sono limitate dal livello dei vincoli. Per chiarire questo punto, ignoriamo la variabilità demografica e riduciamo il vettore delle variabili condizionanti a una sola quantità k con prezzo r ; per es., k è il servizio dell'alloggio e rk il valore dell'affitto.

Sulla base delle definizioni precedenti, vale l'identità:

$$c(p, u, k) = c^*(p, r, u, k) - rk$$

dove u indica il livello di benessere della famiglia rappresentativa, $c^*(\cdot)$ è il costo totale di breve periodo, rk la spesa fissa (non necessariamente ottimale) e $c(\cdot)$ la spesa minimizzata, da cui si ricava il sistema di domanda $h(p, u, k)$, limitato dal vincolo di quantità.

Quando anche la quantità k può essere scelta, i vettori di quantità e prezzi sono $q' = (q, k)$, $p' = (p, r)$, mentre la funzione di costo diventa per definizione:

$$c(p', u) = \min_q \{p'q' | u(q') = u\} \leq c^*(p', u, k)$$

da cui si ricava il sistema di domanda $h(p', u)$, libero da ogni vincolo.

Con queste definizioni, la domanda di lungo periodo dei beni di interesse coincide con quella di breve, quando k può essere scelto in quantità ottimale, secondo l'identità:

$$q_i = h_i(p', u) = h_i(p, k(p', u), u);$$

da qui, si deriva il risultato, che l'elasticità prezzo senza vincoli è somma di una risposta vincolata e di un *effetto espansione*, dato dal prodotto di una elasticità di quantità per una di prezzo³:

$$(2) \quad \frac{\partial \log q_i}{\partial \log p_j} = \frac{\partial \log h_i}{\partial \log p_j} + \frac{\partial \log h_i}{\partial \log k} \cdot \frac{\partial \log k}{\partial \log p_j} = \varepsilon_{ij} + \varphi_{ik} \cdot \frac{\partial \log k}{\partial \log p_j}$$

Poiché il sistema (1) consente di stimare le elasticità ε e φ , ma non la terza derivata, il nostro modello può misurare solo effetti di sostituzione incompleti, a meno che la terza derivata non sia nulla. Conclusioni simili valgono per le elasticità ai prezzi (e_{ij}) e alla spesa (e_i) della domanda non compensata di breve periodo.

2.3 Domanda in due stadi dei beni di interesse

Quando il paniere è molto ampio, come nel caso nostro, conviene aggregare gli n beni d'interesse in un numero ridotto di gruppi ($2 \leq M < n$) e ridefinire il sistema completo (1) come un insieme di sottomodelli più piccoli, organizzati in una struttura gerarchica del tipo:

$$(3a) \quad w_R = \frac{y_R}{y} = \frac{P_R Q_R}{y} = \frac{P_R}{y} G_R(P, y, z) \quad R = 1, \dots, M$$

$$(3b) \quad w_{(R)i} = \frac{P_i q_{(R)i}}{y_R} = \frac{P_i}{y_R} g_{(R)i}(p^R, y_R, z) \quad i = 1, \dots, n_R; \quad R = 1, \dots, M$$

Con il sistema (3a), si alloca la spesa totale tra gli aggregati $Q = (Q_1, \dots, Q_M)$ con prezzi $P = (P_1, \dots, P_M)$. Nel secondo stadio, i sistemi (3b), uno per ogni gruppo R , determinano le quantità elementari $q^R = (q_1, \dots, q_{n_R})$, dati i prezzi $p^R = (p_1, \dots, p_{n_R})$ e la spesa y_R , decisa nel primo stadio.

Per garantire l'esistenza del secondo stadio, è necessario assumere che la funzione di utilità diretta abbia la forma debolmente separabile (Deaton e Muellbauer 1980b; Blackorby *et al.* 1998):

$$u(q, z) = F[u_1(q^1, z), \dots, u_M(q^M, z), z].$$

Ad ogni sottofunzione di utilità regolare, $u_R(q^R, z)$, è associata una funzione di costo dei gruppi :

$$c_R(p^R, u_R, z) = y_R \quad R = 1, \dots, M,$$

da cui si ricavano, con il solito metodo, i sistemi di domanda condizionale (3b).

L'esistenza delle macro variabili del primo stadio si fonda sull'ipotesi, che gli indici veri del costo della vita di ogni gruppo siano poco correlati con il livello di utilità (e del vettore z). Indicando con \bar{p}^R il vettore dei prezzi del gruppo in un anno base, si può sempre scomporre la funzione di costo nel prodotto tra una misura di benessere (ai prezzi dell'anno base) e un indice di Konus (per quel livello di benessere) secondo l'identità:

$$y_R = c_R(p^R, u_R, z) = c_R(\bar{p}^R, u_R, z) \cdot \frac{c_R(p^R, u_R, z)}{c_R(\bar{p}^R, u_R, z)} = c_R(\bar{p}^R, u_R, z) \cdot P_R(p^R, \bar{p}^R, u_R, z) \quad \forall R$$

Se il subindice vero $P_R(\cdot)$ varia poco al variare dell'utilità (e di z), possiamo approssimarlo con un indice di prezzo convenzionale $P_R(p^R, \bar{p}^R, q^R)$ (Deaton e Muellbauer 1980b, cap. 5; Edgerton 1997. Carpentier e Guyomard 2001); avendo calcolato l'indice di prezzo, l'aggregato di quantità si ricava in forma implicita, deflazionando la spesa del gruppo: $Q_R = y_R / P_R$.

³ Per $j = i$, l'effetto espansione è sempre negativo; quindi, l'elasticità prezzo non ristretta è, in valore assoluto, maggiore di quella ristretta. Infatti, se i e k sono sostituti (complementi) φ_{ik} è negativa (positiva) e $\partial \log k / \partial \log p_i$ è positiva (negativa). Questo risultato è noto come principio di Le Chatelier-Samuelson.

2.4 Elasticità condizionali e non condizionali

Posto che la struttura separabile ipotizzata corrisponda alle preferenze della famiglia rappresentativa, le funzioni di domanda del sistema completo (1) sono collegate a quelle dei sistemi (3) dall'identità:

$$q_i(p, y, z) \cong q_{(R)i}(p^R, y_R(P, y, z), z) \quad i = 1, \dots, n_R \quad \sum_{R=1}^M n_R = n.$$

Questa relazione costituisce il supporto analitico per ricostruire le elasticità del sistema completo, date le elasticità del primo e del secondo stadio, che si ricavano dalla stima econometrica. Indichiamo i parametri di base con i simboli seguenti:

elasticità del primo stadio ($R, S = 1, \dots, M$)

$$\frac{\partial \log Q_R(P, y, z)}{\partial \log y} = e_R; \quad \frac{\partial \log Q_R(P, u, z)}{\partial \log P_S} = \varepsilon_{RS}; \quad \frac{\partial \log Q_R(P, y, z)}{\partial \log z_k} = \varphi_{Rk}$$

dove z_k può essere una caratteristica demografica o un vincolo di quantità.

elasticità del secondo stadio (per ogni gruppo)

$$\frac{\partial \log q_{(R)i}(p^R, y_R, z)}{\partial \log y_R} = e_{(R)i}; \quad \frac{\partial \log q_{(R)i}(p^R, u_R, z)}{\partial \log p_j} = \varepsilon_{(R)ij}; \quad \frac{\partial \log q_{(R)i}(p^R, y_R, z)}{\partial \log z_k} = \varphi_{(R)ik}$$

Da queste misure note, abbiamo ricostruito le elasticità del sistema (1) con le formule:

elasticità non condizionali ($i, j = 1, \dots, n$)

$$(4a) \quad \frac{\partial \log q_i(p, y, z)}{\partial \log y} = e_i = e_{(R)i} \cdot e_R, \text{ elasticità reddito};$$

$$(4b) \quad \frac{\partial \log q_i(p, u, z)}{\partial \log p_j} = \varepsilon_{ij} = \delta_{RS} \cdot \varepsilon_{(R)ij} + \hat{w}_{(S)j} \cdot \varepsilon_{RS} \cdot e_{(R)i} \cdot e_{(S)j}, \text{ elasticità prezzo compensate}$$

dove δ_{RS} indica la costante di Kronecker (= 1 per $R = S$, = 0 per $R \neq S$), mentre $\hat{w}_{(S)j}$ è la quota stimata condizionale del bene j nel gruppo S ;

$$(4c) \quad \frac{\partial \log q_i(p, y, z)}{\partial \log p_j} = e_{ij} = \varepsilon_{ij} - e_i \hat{w}_j, \text{ elasticità prezzo non compensate}$$

dove le quote stimate non condizionali dipendono dai parametri di primo e secondo stadio, $\hat{w}_j = \hat{w}_S \hat{w}_{(S)j}$.

$$(4d) \quad \frac{\partial \log q_i(p, y, z)}{\partial \log z_k} = \varphi_{ik} = \varphi_{(R)ik} + e_{(R)i} \cdot \varphi_{Rk}, \text{ elasticità di quantità}$$

La formula (4b), dovuta a Carpentier e Guyomard (2001), è teoricamente superiore a quella usata in lavori precedenti (Rizzi 2000, Rizzi e Pierani 2001) perché soddisfa anche la condizione di

simmetria ⁴. Data l'equazione, che caratterizza gli effetti di sostituzione ristretti dalla separabilità diretta debole:

$$s_{ij} = \lambda_{RS} \frac{\partial q_i}{\partial y_R} \frac{\partial q_j}{\partial y_S} = s_{ji} \quad i \in R; j \in S; R \neq S$$

Carpentier e Guyomard dimostrano, che gli elementi della matrice di sostituzione tra i gruppi sono misurabili con parametri e variabili del primo stadio:

$$\lambda_{RS} = P_R P_S \frac{\partial Q_R(P, u, z)}{\partial P_S}$$

e, sostituendo questo risultato nell'equazione precedente, ottengono la formula (4b).

3. Costruzione delle variabili e stima del modello

3.1 La base dei dati per la famiglia rappresentativa

Serie storiche mensili dal gennaio 1985 al dicembre 1996 formano la base per l'analisi empirica dei consumi non durevoli della famiglia rappresentativa. Il campione è stato costruito aggregando i microdati del *file non gerarchico*, in cui l'Istat raccoglie i risultati delle indagini campionarie sui consumi delle famiglie per ognuno degli anni indicati (Istat, 1999).

Per motivi pratici, il processo di aggregazione è stato completato in due tempi, sommando prima all'interno di varie tipologie familiari e poi tra le tipologie. I profili demografici sono 13, che classificano le famiglie per numero ed età dei componenti (vedi appendice); il paniere dei beni di interesse comprende 20 tra alimentari e bevande e altre 12 voci di spesa corrente (vedi appendice). Definiti i tipi di famiglia e il paniere, abbiamo costruito le variabili nel seguente modo:

quote di bilancio

Se $w_i^h = p_i q_i^h / y^h$ indica la quota spesa per il bene i dalla famiglia h , che appartiene al gruppo g , la quota aggregata di quel gruppo è $w_i^g = \sum_{h=1}^{N_g} w^h w_i^h$, dove $w^h = y^h / Y^g$ e $Y^g = \sum_{h=1}^{N_g} y^h$ è la spesa totale delle N_g famiglie. Nel passaggio successivo, la quota di mercato del bene i è calcolata come $w_i = \sum_{g=1}^G w^g w_i^g$, dove $w^g = Y^g / Y$ e $Y = \sum_{g=1}^G \sum_{h=1}^{N_g} y^h = \sum_{f=1}^N y^f$ è la spesa di tutte le famiglie. Quando il bene i appartiene al gruppo R , la quota condizionale è calcolata come $w_{(R)i} = w_i / w_R$, dove $w_R = \sum_{i \in R} w_i$ è la quota dell'aggregato Q_R ; nel modello empirico, le quote w_R e $w_{(R)i}$ sono le variabili dipendenti, rispettivamente, del sistema di primo stadio e dei sistemi di secondo stadio. Secondo le statistiche della tabella 1, oltre un terzo della spesa corrente è destinata a cibo e bevande. Inoltre, la composizione della spesa è soggetta ad ampie fluttuazioni stagionali;

⁴ Carpentier e Gouyomard (2001) dimostrano che la formula di Edgerton (1997) soddisfa simmetria solo se i gruppi sono omoteticamente separabili, che implica $e_{(R)i} = e_{(S)j} = 1 \quad \forall i \in R, j \in S$.

così, la quota dei consumi legati al tempo libero (pasti fuori casa RI, carburanti BZ, beni e servizi ricreativi RC) è più alta in agosto, mentre a dicembre è più alta la quota per vestiario VE e cure della persona IG.

spesa rappresentativa per adulto equivalente

Con curve di Engel non lineari, la domanda aggregata dipende dalla spesa rappresentativa, il cui ammontare varia con la distribuzione della spesa tra le famiglie. Per la forma *Almost Ideal*, la spesa rappresentativa è definita (Deaton e Muellbauer, 1980b): $\log y = \sum_{f=1}^N w^f \log(y^f / m^f)$, dove m^f è una scala di equivalenza, che normalizza le spese individuali. Sviluppando la sommatoria, si ricava $\log y = \log(\bar{y}\theta/m)$, dove la variabile $\bar{y} = Y/N$ indica la *spesa media* per famiglia; mentre θ ($\theta \geq 1$) è l'antilogaritmo dell'indice di ineguaglianza di Theil.; nel nostro caso, questo indice è stato calcolato come somma dell'ineguaglianza *tra* ed *entro* i gruppi (Theil, 1967 cap.4):

$$\log \theta = \sum_{f=1}^N w^f \log(Nw^f) = \sum_{g=1}^G w^g \log\left(\frac{w^g}{N_g/N}\right) + \sum_{g=1}^G w^g \left[\sum_{h=1}^{N_g} w^h \log(N_g w^h) \right]$$

dove $w^f = y^f / Y$ indica la quota individuale sulla spesa totale ⁵.

Infine, la spesa per famiglia è stata normalizzata come *spesa per adulto equivalente*; per convertire il numero di componenti in adulti equivalenti, abbiamo impiegato le scale stimate da Perali (1999, tabella VI) ⁶.

La tabella 2 riporta i livelli della spesa non durevole; questa ammonta in media a 2/3 della spesa totale, che include affitto acquisto dei durevoli, assicurazioni ecc. (minimo 62%, massimo 75%). Per effetto della ineguaglianza della distribuzione tra le famiglie, la spesa rappresentativa è circa un quarto più alta di quella media

variabili z e altre esogene

Il vettore z contiene 4 variabili demografiche e 4 indicatori di breve periodo (vedi appendice); quando una variabile è dicotomica nella famiglia singola, $z_k^f = 1$, l'aggregato corrispondente è una quota rappresentativa di quella caratteristica, $z_k = \sum_{f=1}^N w^f z_k^f (= 1)$. Secondo le statistiche della tabella 3, nel periodo 1985-96 diminuisce la quota di famiglie con capifamiglia maschi o occupati e aumenta la quota di famiglie, che posseggono la casa.

Oltre a queste esogene, abbiamo aggiunto 11 dicotomiche mensili, che catturano effetti stagionali, un *trend* logaritmico per controllare il cambiamento graduale delle preferenze e la variabile *BSE*, con cui intendiamo valutare l'impatto sui consumatori del rischio *mucca pazza*; *BSE*

⁵ In questo campione, la parte sistematica (la componente *tra* i gruppi) dell'indice di ineguaglianza è circa 1/4 del totale.

⁶ Se m^g è la scala di equivalenza della famiglia di tipo g , $\log m = \sum_{g=1}^G w^g \log m^g$.

vale zero fino al febbraio 1996 e poi diventa uguale al numero di articoli, con le parole Bse e *mucca pazza* nel titolo, pubblicati nella stampa quotidiana nazionale ⁷.

prezzi

I prezzi dei beni elementari e degli aggregati sono rappresentati dalle componenti dell'indice Istat dei prezzi al consumo per l'intera collettività nazionale ⁸.

3.2 Specificazione, stima e convalida del modello a due stadi

Le 32 voci del paniere sono state ordinate nell'albero di utilità a due livelli:

$$u(q, z) = F[u_{VG}(q_{PA}, q_{PS}, q_{BI}, q_{FR}, q_{OR}, q_{PE}, q_{OL}, q_{ZU}, z), u_{AN}(q_{BO}, q_{PO}, q_{CO}, q_{SL}, q_{LA}, q_{FO}, q_{UO}, q_{GR}, z), u_{BV}(q_{CF}, q_{HO}, q_{VI}, q_{AA}, z), q_{RI}, q_{TB}, q_{EL}, q_{BZ}, u_{BS}(q_{ST}, q_{TL}, q_{SA}, q_{GI}, q_{VE}, q_{RC}, q_{AB}, q_{IG}, z), z]$$

dove compaiono tre aggregati per cibo e bevande e uno per altri beni e servizi; in particolare, con i panieri Q_{VG} e Q_{AN} possiamo verificare se il gruppo di prodotti tipici della dieta mediterranea è sostituito o complemento degli alimenti ricchi di grassi e colesterolo.

Data questa struttura funzionale, il primo stadio nella forma *Almost Ideal* è così definito:

$$(5.1) \quad w_{Rt} = a_{Rt} + \sum_S c_{RS} \log P_{St} + b_R \log(y_t / A(P_t, z_t)) \quad R, S = 1, \dots, 8; t = 85 : 1, \dots, 96 : 12$$

$$(5.2) \quad \log A(P_t, z_t) = a_0 + \sum_R a_{Rt} \log P_{Rt} + \frac{1}{2} \sum_R \sum_S c_{RS} \log P_{Rt} \log P_{St}$$

$$(5.3) \quad a_{Rt} = a_R + \sum_{k=1}^8 a_{Rk} \log z_{kt} + \sum_{m=1}^{11} a_{Rm} D_{mt} + t_R \log t_t + d_R BSE_t$$

dove y_t indica la spesa rappresentativa per adulto equivalente.

Le restrizioni imposte di sommabilità, omogeneità, simmetria implicano i seguenti vincoli :

$$(6) \quad \text{sommabilità} \quad \sum_R a_R = 1; \sum_R a_{Rk} = \sum_R a_{Rm} = \sum_R t_R = \sum_R d_R = \sum_R c_{RS} = \sum_R b_R = 0$$

$$\text{omogeneità} \quad \sum_S c_{RS} = 0$$

$$\text{simmetria} \quad c_{RS} = c_{SR}$$

Equazioni dello stesso tipo (e con gli stessi vincoli) sono definite anche per i quattro sistemi del secondo stadio; in questo caso, le variabili monetarie sono i prezzi e la spesa del gruppo, mentre le dipendenti diventano le quote condizionali.

Dal punto di vista econometrico, i cinque modelli sono considerati sistemi indipendenti di equazioni correlate di Zellner e sono stati stimati separatamente. Tralasciando di indicare se il gruppo appartiene al primo o al secondo stadio, ogni sistema può essere rappresentato in forma stocastica come:

$$w_t = f(X_t, y_t, \beta) + u_t$$

⁷ In pratica, *BSE* si basa sullo spoglio computerizzato del quotidiano *La Stampa*.

⁸ Questi prezzi sono indici Laspeyres (1995 = 1) con pesi variabili ogni 5 anni (85, 90, 95) fino al 98 e ogni anno dal 99.

dove w è il vettore delle quote⁹, X la matrice di tutte le esplicative tranne la spesa y , β il vettore dei parametri ed u il vettore dei termini di errore, distribuito come una multinormale con media zero.

Stime consistenti dei parametri di questi sistemi si possono ottenere quando i regressori sono indipendenti dall'errore. Noi abbiamo considerato che la spesa del primo stadio possa essere non indipendente da u perché contiene un errore di misura con esso correlato, oppure, perché è una funzione delle quote: $\log y = \log(\sum w_R y)$. Per verificare questa possibilità, abbiamo costruito un *test* di Hausman-Wu¹⁰; il *test*, distribuito come χ^2 con 7 gradi di libertà, è pari a 6.33, un valore non significativo (probabilità .501), che porta ad accettare l'ipotesi di spesa esogena. Sulla base di questo risultato, i parametri del primo stadio sono stati stimati con il metodo della massima verosimiglianza. (ML). Nei sistemi dei gruppi separabili, la spesa è endogena per costruzione; per questo, i parametri del secondo stadio sono stati stimati con il metodo dei minimi quadrati a tre stadi (3SLS), usando come strumento della spesa i valori stimati con le equazioni del primo stadio.

Oltre ai vincoli di sommabilità, omogeneità e simmetria, i sistemi soddisfano (localmente) anche la condizione di negatività della matrice di sostituzione, che abbiamo imposto con la tecnica semiflessibile (Diewert e Wales 1988; Moschini 1998, 1999; Ryan e Wales 1998, 1999)¹¹

Come convalida del modello così stimato, abbiamo raccolto nella tabella 4 due statistiche convenzionali nelle equazioni singole (l'indice di determinazione R^2 , il test di Durbin-Watson DW) e la probabilità marginale (significatività) di alcuni *tests* di specificazione; questi sono generalizzazioni multivariate di statistiche note, che servono a verificare l'assenza di problemi nella forma funzionale (Reset), di autocorrelazione (Breusch-Godfrey BG), di eteroschedasticità statica (Breusch-Pagan BP) e dinamica (Arch). Le statistiche si costruiscono stimando sistemi ausiliari con i residui come variabili dipendenti e valutando l'ipotesi nulla, che blocchi di parametri siano uguali

⁹ In ogni sistema, una equazione è eliminata per il vincolo di sommabilità

¹⁰ Il *test di esogeneità* HW è stato costruito con la tecnica della regressione artificiale (Davidson e McKinnon, 1993.); il *test* è un rapporto di verosimiglianza (LR), che confronta il sistema originale con lo stesso aumentato del residuo $\log \hat{v} = \log y - \log \hat{y}$; $\log \hat{y}$ è il valore stimato da una regressione ausiliaria di $\log y$ su tutte le esogene del sistema e su $\log R$, dove R è il reddito rappresentativo per adulto equivalente

¹¹ La matrice di sostituzione S è variabile nell'AIDS $s_{ijt} = c_{ij} + b_i b_j \log(y_t / A_t(\cdot)) + w_{it} w_{jt} - w_{it} \delta_{ij}$, ma diventa costante nel punto, in cui le quote si riducono a una costante $w_{it} = a_i$ e ciò accade quando le esplicative sono riscalate in modo che valgano zero in quel punto. Dopo aver scelto la media del periodo come punto di normalizzazione, si ha che S è negativa semidefinita in quel punto se vale l'uguaglianza $s_{ij} = c_{ij} + a_i a_j - a_i \delta_{ij} = -(TT')_{ij}$, dove T è una matrice triangolare bassa ($T_{ij} = 0, j > i$) con rango uguale a quello di S e T' la sua trasposta. Per imporre negatività nel punto medio, abbiamo riparametrizzato i coefficienti dei prezzi $c_{ij} = -(TT')_{ij} - a_i a_j + a_i \delta_{ij}$ e imposto a T un rango inferiore a quello massimo, 4 invece di 7 nei sistemi di 8 equazioni, 2 invece di 3 nel sistema delle bevande. La tecnica si dice semiflessibile, perché i coefficienti di prezzo sono stimati con meno informazione; per es., i 28 parametri c_{ij} dei sistemi con 8 equazioni si stimano con soli 22 parametri T_{ij} .

a zero nel sistema e, in caso di rigetto, nelle singole equazioni (McGuirk *et al.*, 1995; Edgerton *et al.*, 1996); per la verifica abbiamo usato la statistica di Rao ¹² a livello di sistema e la statistica F nelle equazioni singole.

Indicando il vettore dei residui stimati in ogni sistema con l'identità:

$$\hat{u}_t = w_t - f(\cdot, \hat{\beta}) = w_t - \hat{w}_t$$

il test Reset multivariato si ricava stimando prima il sistema ausiliario

$$\hat{u}_{it} = \sum_{j \geq i} \gamma_{ij} X_{jt} + \sum_{j \geq i} \theta_{ij} \hat{w}_{it} \hat{w}_{jt} + v_{it} \quad H_0 : \theta_{ij} = 0 \forall i, j$$

dove X indica la matrice di tutte le variabili esplicative; poi, si valuta l'adeguatezza della forma funzionale verificando l'ipotesi $H_0 : \theta_{ij} = 0 \forall i, j$ con il test di Rao nel sistema, $H_0 : \theta_{ij} = 0 \forall j$ con il test F in ogni equazione.

Verifiche dello stesso tipo si fanno anche per valutare le altre ipotesi, dopo aver stimato i sistemi:

- per l'assenza di autocorrelazione del primo ordine (BG)

$$\hat{u}_{it} = \sum_{j \geq i} \gamma_{ij} X_{jt} + \sum_j \theta_{ij} \hat{u}_{jt-1} + v_{it} \quad H_0 : \theta_{ij} = 0 \forall i, j$$

- per l'assenza di eteroschedasticità statica (BP)

$$\hat{u}_{it}^2 = \alpha_i + \sum_{j \geq i} \theta_{ij} \hat{w}_{it} \hat{w}_{jt} + v_{it} \quad H_0 : \theta_{ij} = 0 \forall i, j$$

- per l'assenza di eteroschedasticità dinamica (Arch)

$$\hat{u}_{it}^2 = \alpha_i + \sum_{j \geq i} \theta_{ij} \hat{u}_{it-1} \hat{u}_{jt-1} + v_{it} \quad H_0 : \theta_{ij} = 0 \forall i, j$$

I risultati della convalida sono soddisfacenti. In base all'indice R^2 , il sistema completo spiega oltre 4/5 della varianza delle quote, con l'eccezione di soli tre casi: pesce, pollame, trasporto urbano (tabella 4).

La verifica sui residui segnala problemi di specificazione soltanto nelle componenti della domanda alimentare. Nel gruppo VG , i *tests* di sistema sono tutti significativi e questo risultato sembra dovuto in gran parte alle equazioni di olii ed ortaggi. Nel gruppo dei prodotti animali sono significativi Reset e BP, in quello delle bevande Reset e Arch. Dopo alcuni tentativi infruttuosi di migliorare la qualità dei residui del secondo stadio, abbiamo accettato queste stime come risultato finale, anche se sono inefficienti ¹³.

La tabella 5 mostra la significatività delle variabili traslanti le intercette (vedi eq. 5.3). Nel primo stadio, solo la condizione professionale (Z_5) risulta poco significativa, con una probabilità

¹² Il test di Rao è un rapporto di verosimiglianza corretto per piccoli campioni ed è distribuito come una F , la formula è riportata in Edgerton *et al.* (1996, pag. 83) e in McGuirk *et al.* (1995, pag. 6).

¹³ Tuttavia, il test di Rao rifiuta troppo spesso una ipotesi nulla vera, se il numero di equazioni è ≥ 5 (Edgerton *et al.* 1996, pag. 84).

marginale di .078. Nel gruppo *BS* del secondo stadio, non sono significative Z_4 (sito dell'abitazione principale) e Z_8 (utilizzo del reddito). L'inferenza nei gruppi alimentari è meno sicura, visti i risultati della tabella 4; comunque, l'effetto *mucca pazza*, significativo nel gruppo dei prodotti animali, risulta significativo anche nel primo stadio ¹⁴.

4. Analisi di alcuni risultati

Questa sezione presenta alcuni risultati, che riguardano: a) lo sviluppo recente dei consumi, date le caratteristiche della domanda rispetto alla spesa e ai prezzi; b) l'impatto sui consumi dello *shock* da *mucca pazza*. Gli indicatori per questa analisi (elasticità e consumi) si fondano sul calcolo delle quote simulate oltre il periodo campionario fino al giugno 2001 ¹⁵.

Le serie mensili delle elasticità non condizionali sono state ottenute calcolando le elasticità del primo e del secondo stadio con le formule dell'Aids non lineare e sostituendo il risultato nelle equazioni (4). Le serie dei consumi, in migliaia di lire 1995 per adulto equivalente, sono ricavate risolvendo l'identità delle quote: $\hat{q}_{it} = \hat{w}_{it} y_t / p_{it}$.

4.1 Elasticità della domanda e sviluppo recente dei consumi

Il commento tratta solo alcune tendenze di fondo e trascura, per ragioni di spazio, un altro tema significativo dell'analisi, che riguarda le fluttuazioni stagionali delle elasticità e dei consumi; tuttavia, chi fosse interessato trova le serie mensili 1985:1-2001:6 nel file AI32.ZIP ¹⁶, all'indirizzo <ftp://goodwin.econ-pol.unisi.it/pub/pubdocenti>.

Le tabelle 6 e 7 riportano valori medi di elasticità alla spesa e di elasticità prezzo dirette compensate, valutate alla spesa rappresentativa. In un recente lavoro, Denton e Mountain (2001) analizzano come le misure aggregate di elasticità in un sistema di domanda *almost ideal* sono modificate dalla ineguaglianza della distribuzione della spesa. Alla luce dei loro risultati, le nostre stime aggregate sono dello stesso ordine di grandezza di quelle della famiglia media, tranne che per grassi animali (GR) e comunicazioni (TL), in cui l'ineguaglianza della spesa provoca alcune inversioni di segno nelle misure della elasticità reddito ¹⁷.

L'elasticità di GR diminuisce nel tempo (tabella 6) fino a diventare negativa nel biennio '98-99 ($e_{GR} = -0.030$), se valutata alla spesa rappresentativa; al contrario, quando è valutata alla spesa

¹⁴ La variabile BSE è presente solo nel sistema di primo stadio e in quello dei prodotti animali

¹⁵ Dal gennaio 1997, le quote sono simulate con i valori effettivi dei prezzi e dell'indice BSE e con proiezioni della spesa, dell'indice di ineguaglianza, delle variabili ambientali. La proiezione della spesa si basa anche sull'andamento dell'indice Istat del valore delle vendite al dettaglio (1995=100)

¹⁶ Il file ZIP contiene 32 files WKS, uno per ogni voce del bilancio. Ogni file WKS contiene 77 serie storiche così ordinate: quote effettive S(i) e simulate S(i)F, consumi (migliaia di lire 95 per adulto equivalente) effettivi C(i) e simulati C(i)F, elasticità -reddito EY(i), -prezzo compensate EH(i,j) e non compensate EM(i,j), di quantità ET(i)Z1-Z8.

¹⁷ Se e_i ed η_i indicano l'elasticità-reddito della famiglia rappresentativa e di quella media, la relazione tra le due misure è: $\eta_i = [e_i - (e_i - 1)g] / [1 - (e_i - 1)g]$, dove $g = \log \theta$ è l'indice di Theil.

media, resta positiva ($\eta_{GR} = 0.153$)¹⁸. Una distorsione analoga si verifica per l'elasticità-reddito della domanda aggregata di comunicazioni; nel mese di dicembre degli anni 1985-91, la misura rappresentativa è negativa ($e_{TL} = -0.292$), ma quella media è praticamente nulla ($\eta_{TL} = 0.016$); in seguito, la domanda diventa sempre meno rigida in parallelo con il cambiamento di qualità dei servizi telefonici.

I valori medi delle elasticità compensate nella tabella 7 riflettono effetti prezzo generalmente non distorti. Solo in pochi casi, la domanda compensata di CF diventa perfettamente rigida nei mesi estivi e a dicembre.

La tabella 8 completa il quadro sulle caratteristiche della domanda, riportando valori medi delle elasticità di sostituzione di Morishima¹⁹. I segni positivi dominano in entrambi i livelli. Nel primo stadio, le componenti vegetali (VG) e animali (AN) del cibo consumato a casa sono Morishima-sostituti tra loro e con i pasti fuori casa (RI). Al contrario, se aumenta il prezzo di BV, il consumo di tabacco diminuisce più di quello delle bevande, così che il loro rapporto diminuisce. A loro volta, BV, RI e BZ sono Morishima-complementi di altri beni e servizi²⁰.

L'intensità, con cui la domanda risponde al cambiamento dei suoi determinanti, produce le tendenze documentate nelle tabelle 9, 10, 11 e 12. Secondo le nostre proiezioni, l'indice della spesa totale nel primo semestre 2001 rispetto al 1985 è 214 in valore, ma solo 111 in termini reali (tabella 9); in questo lasso di tempo, il livello generale dei prezzi è aumentato a tassi decrescenti, dal 5.82% degli anni '80 al 2.00% del periodo più recente, mentre il *trend* del consumo totale è cambiato da positivo (2.78%) a negativo nel biennio '92-93 (-3.72%) ed è tornato positivo solo dal '97, a un tasso pari a circa la metà di quello prima della crisi (1.44%). Il resto della tabella 9 e la tabella 10 presentano una analisi completa delle variazioni della spesa, disaggregata in quattro gruppi; la tabella 9 mostra le componenti di prezzo e quantità delle variazioni di valore, mentre la tabella 10 scompone le variazioni di quantità negli effetti dovuti al cambiamento di spesa, prezzi e variabili z . Il quadro analitico è completato con i tassi annui di variazione dei consumi elementari (tabella 11) e la loro scomposizione nel periodo di proiezione (tabella 12).

La spesa alimentare riduce il suo peso sul bilancio dal 33.5% al 27.4%; questo accade perché prezzo dei cibi e consumo crescono meno della media (tabella 9); nonostante l'effetto

¹⁸ I valori medi di η_{GR} nel 1996 e 2000 sono: 0.249 e 0.210.

¹⁹ L'elasticità di Morishima misura come cambia il rapporto tra *due* quantità quando cambia *uno* dei due prezzi:

$M_{ik} = \varepsilon_{ik} - \varepsilon_{kk}$; due beni, che sono Allen-complementi ($\varepsilon_{ik} < 0$) possono essere Morishima-sostituti ($M_{ik} > 0$) se l'elasticità compensata diretta è maggiore (in valore assoluto) di quella incrociata.

²⁰ In base a queste misure, i trasporti privati e pubblici sono Allen-complementi, ma Morishima-sostituti; inoltre, l'elasticità del rapporto trasporto pubblico/privato rispetto al prezzo dei carburanti (M_{STBZ}) è due volte più alto del rapporto trasporto privato/pubblico rispetto alla tariffa urbana (M_{BZST}).

reddito e quello di sostituzione siano entrambi positivi, lo sviluppo del consumo è limitato dalle tendenze demografiche e di breve periodo, che producono effetti generalmente negativi (tabella 10). Dal 1997, l'andamento dei prezzi relativi favorisce la sostituzione delle carni con i prodotti della dieta mediterranea (tabella 12), ma, nel complesso, la domanda aggregata di cibo consumato a casa nel primo semestre 2001 risulta inferiore a quella di inizio periodo.

Il consumo di bevande e tabacco diminuisce sempre, con l'eccezione dell'acqua minerale, in gran parte per il contributo negativo delle variabili demografiche (tabella 10). Il consumo di acqua minerale aumenta più del doppio, forse perché questa spesa è considerata difensiva, mentre il consumo di vino, percepito come un prodotto *cattivo*, si riduce a meno della metà (tabelle 11 e 12).

Gli ultimi due gruppi si distinguono perché in G3 abbiamo riunito tre voci a domanda rigida alla spesa, ma molto elastica al proprio prezzo, mentre G4 contiene beni di lusso con domanda rigida al proprio prezzo. Il *trend* positivo nei consumi di carburanti telefono e farmaci si spiega in parte con una significativa diminuzione del loro prezzo reale ²¹ e in parte con il contributo dei demografici. Nel periodo più recente, la concorrenza di prezzo dei gestori della rete contribuisce per quasi 2/3 allo sviluppo della domanda di comunicazioni (3.70/5.86%); d'altra parte, le tendenze demografiche annullano l'effetto negativo prodotto sulla domanda di trasporti privati (e pubblici) dagli aumenti di prezzo del petrolio nel 1999 (tabella 12). Al contrario, il consumo dei beni di lusso in G4 segue il *trend* della spesa reale, con variazioni più che proporzionali; per alcuni di questi (pasti fuori casa, beni e servizi ricreativi, abbigliamento) la forte crisi del biennio 1992-93 non è ancora riassorbita nel primo semestre 2001 (tabella 11).

4.2 Effetti sulla domanda del rischio mucca pazza

La vicenda di mucca pazza ha chiaramente dimostrato che i consumatori attribuiscono molto peso alla sicurezza del cibo e che si fidano dell'informazione fatta circolare dai *media*. Le nostre valutazioni dell'effetto mucca pazza assumono che le traslazioni della domanda siano proporzionali alla quantità di notizie diffuse sul rischio per la salute ²², a parità di prezzi e spesa.

Le misure parziali della tabella 13 confrontano le variazioni del paniere di prodotti animali durante la prima crisi del 1996 e la seconda alla fine del 2000. Se \hat{w}_i^1 indica la quota simulata con la variabile BSE attiva e \hat{w}_i^0 quella simulata senza, il consumo corrispondente alle due situazioni è calcolato come $\hat{q}_i^r = \hat{w}_i^r (y/p_i)$ ($r = 1,0$) e la differenza percentuale come $\Delta\% = 100 \cdot (\hat{q}_i^1 - \hat{q}_i^0) / \hat{q}_i^0$.

Queste stime indicano che, durante la prima crisi, si è verificata una riduzione di -9.5% in media nel consumo mensile di carne bovina (con una punta di -22.6% a giugno). Il rischio da

²¹ I coefficienti di correlazione tra log del consumo e log del prezzo reale sono: BZ -0.84; TL -0.97; SA -0.83.

²² Mario Mazzocchi (1998/99, 2001) ritiene che il rischio mucca pazza abbia determinato un cambiamento strutturale dei parametri nel sistema di domanda delle carni.

mucca pazza ha influenzato negativamente anche la domanda di latte, formaggi, uova e burro, così che il consumo aggregato di prodotti animali risulta del -2.9% sotto il livello normale, nonostante l'aumento della domanda di pollame (+3.4%) e di altre carni (+9.2%).

La seconda crisi ha avuto forse una durata inferiore, ma è stata molto più intensa. Secondo le nostre proiezioni, nel corso del periodo novembre 2000-giugno 2001, il consumo mensile di carne bovina è risultato più basso del normale del -22.6% (con una punta di -51.9% nel gennaio 2001) e anche il consumo aggregato di prodotti animali è più basso (-7.2%). Tuttavia, se confrontiamo l'andamento nel tempo delle quantità senza l'effetto di BSE (tabella 13) troviamo confermata la tendenza negativa nel consumo di carni, in particolare di carni rosse.

La tabella 14 presenta stime monetarie del cambiamento di benessere dovuto allo *shock* da mucca pazza; queste misure globali usano la spesa del 1995 come livello di utilità base e assumono che le famiglie continuino a seguire una condotta razionale anche in presenza del rischio Bse.

Se definiamo il *surplus del consumatore*, nelle due situazioni, come un cambiamento di benessere ai prezzi di un anno base (Deaton e Muellbauer, 1980b, cap. 7; Diewert, 1992)²³:

$$(7) \quad S_t^r = U(p_0, q_0^r, q_t^r) = c(u_t^r, p_0) - c(u_0^r, p_0) \quad (r = 1, 0)$$

il *surplus netto* è la differenza nei due livelli di utilità, valutata ai prezzi dell'anno base, dato che il livello di utilità nel 1995 è lo stesso con e senza *shock*:

$$(8) \quad S_t = \{c(u_t^1, p_0) - c(u_0^1, p_0)\} - \{c(u_t^0, p_0) - c(u_0^0, p_0)\} = c(u_t^1, p_0) - c(u_t^0, p_0)$$

S_t rappresenta il costo, che il consumatore è disposto a sostenere per non incorrere nel rischio di una possibile (anche se poco probabile) contaminazione.

Diewert (1992, teorema 2 e corollario) dimostra che la definizione (7) si può quantificare con il seguente indicatore superlativo:

$$(7a) \quad S_t^r = \{Q_F^r(p_0, p_t, q_0^r, q_t^r) - 1\} p_0 q_0^r,$$

dove $Q_F^r(\cdot)$ è l'indice di quantità di Fisher. Con questo risultato, le misure di *surplus netto* della tabella 14 sono calcolate come:

$$(8a) \quad S_t = \{Q_F^1(p_0, p_t, \hat{q}_0, \hat{q}_t) - Q_F^0(p_0, p_t, \hat{q}_0, \hat{q}_t)\} y_0$$

dove y_0 indica l'utilità base della famiglia rappresentativa o di tutte le famiglie, mentre gli indici di

Fisher sono una media geometrica di indici di quantità di Laspeyres $Q_L^r = \sum_{i=1}^n \hat{w}_{i0}^r (\hat{q}_{it}^r / \hat{q}_{i0}^r)$ e indici

di quantità di Paasche $Q_P^r = \left[\sum_{i=1}^n \hat{w}_{it}^r (\hat{q}_{i0}^r / \hat{q}_{it}^r) \right]^{-1}$.

²³ Questa è la definizione originale di variazione equivalente data da Hicks (Diewert, 1992, nota 10; Hicks, 1941-42, pag. 127).

Durante la crisi del 1996, la perdita di benessere (circa 18000 lire per la famiglia rappresentativa e 291 miliardi per tutte le famiglie) ha rappresentato solo lo 0.06% del livello di utilità iniziale; ma nel corso della seconda, la perdita è aumentata allo 0.62%, 197000 lire per la famiglia rappresentativa e 3219 miliardi per tutte le famiglie (tabella 14).

5. Conclusioni

Con questo lavoro, ci siamo proposti di caratterizzare e stimare la domanda al consumo della famiglia rappresentativa nel breve periodo. Serie storiche mensili della spesa di 32 non durevoli e servizi formano la base statistica, che abbiamo costruito aggregando i microdati delle indagini Istat sui consumi delle famiglie italiane nel periodo 1985-96. La composizione del paniere è stata analizzata con un sistema completo *Almost ideal* in due stadi, su cui abbiamo imposto tutte le restrizioni della teoria, inclusa negatività locale. Oltre a prezzi e spesa, altre esplicative della domanda sono le variabili z , che comprendono il profilo demografico della famiglia rappresentativa (sesso, età, livello di istruzione del capofamiglia, sito dell'abitazione) e vincoli di breve periodo (quota di capifamiglia occupati, quota di famiglie proprietarie della casa, numero di beni durevoli installati, quota di famiglie con risparmio positivo), dicotomiche stagionali, un trend logaritmico e un indicatore congiunturale, che intende rappresentare la percezione del rischio mucca pazza.

L'intero modello si compone di cinque sistemi (uno di primo e quattro di secondo stadio); i cui parametri sono stati stimati sequenzialmente; dopo avere verificata l'ipotesi di esogeneità della spesa totale, le stime di primo stadio sono ottenute con il metodo della massima verosimiglianza e quelle del secondo stadio con il metodo dei minimi quadrati a tre stadi non lineari, usando come strumento della spesa dei gruppi i valori previsti dal primo stadio.

L'adattamento delle equazioni ai dati è buono; inoltre, le statistiche di convalida tendono a suffragare la specificazione di breve periodo, perché le numerose variabili traslanti le intercette risultano significative, prese singolarmente e in blocco.

La sezione dei risultati riporta, nella prima parte, un'ampia descrizione dei cambiamenti nella composizione della spesa non durevole dal 1985 al primo semestre 2001 e, nella seconda, una valutazione della vicenda mucca pazza.

Nonostante la riduzione della spesa reale nel biennio 1992-93 abbia rallentato la crescita delle componenti più elastiche della domanda, i consumi di cibo e bevande rappresentano ormai poco più di 1/4 della spesa non durevole della famiglia rappresentativa; questa tendenza è dovuta all'operare della legge di Engel, ma anche ad effetti negativi delle variabili z ; l'andamento dei prezzi relativi all'interno di questi panieri ha favorito la sostituzione di carni e uova con prodotti della dieta mediterranea (pasta, frutta, verdure, pesce), del vino con acqua minerale. La quota del bilancio sottratta all'alimentazione è stata impiegata in gran parte per il consumo di carburanti,

servizi telefonici e farmaci, perché queste voci di spesa hanno goduto di un effetto di sostituzione particolarmente favorevole e di un *trend* demografico positivo. La domanda di beni di lusso negli anni '90 è stata condizionata da effetti reddito altalenanti e da un effetto di sostituzione sempre negativo; nel caso di pasti fuori casa, beni e servizi ricreativi, abbigliamento, la forte contrazione nel biennio 1992-93 non è ancora del tutto riassorbita all'inizio del 2001.

Secondo i nostri calcoli, la vicenda mucca pazza avrebbe provocato una riduzione del consumo mensile di carne bovina di -9.5% nel periodo marzo-dicembre 1996 (con una punta di -22.6% in giugno), ma di -22.6% nel periodo novembre 2000-giugno 2001 (con una punta di -51.9% in gennaio). L'effetto mucca pazza ha influenzato negativamente anche la domanda di latte, formaggi, uova e burro per modo che il consumo mensile dell'intero paniere di prodotti degli allevamenti è risultato più basso del normale, -2.9% durante la prima crisi, -7.2% durante la seconda. Se si valuta questa congiuntura con il costo, che un consumatore è disposto a sostenere per evitare il rischio di contaminazione, nel periodo di otto mesi novembre 2000-giugno 2001, le famiglie italiane avrebbero sopportato una perdita di benessere di 3219 miliardi (lire 1995); questo costo corrisponde allo 0.6% del livello di benessere del 1995 ed è dieci volte più grande di quello sopportato durante la prima crisi del 1996.

Appendice

I tipi di famiglia (in parentesi il numero medio di osservazioni per mese):

N1AD un componente < 65 anni (229); N1VE un componente > 64 anni (254); N2AD due componenti con persona di riferimento (P.R.) < 65 anni (371); N2VE due componenti con P.R. > 64 anni (289); N3BA due adulti e un bambino < 6 anni (154); N3RA due adulti e un ragazzo < 14 anni (103); N3AD tre adulti (390); N4BA due adulti e due bambini (60); N4BR due adulti e un bambino e un ragazzo (75); N4RA due adulti e due ragazzi (90); N4AD quattro adulti (286); N5RA due adulti e tre ragazzi (10); N5AD cinque adulti (80).

Come si vede dai valori riportati in parentesi, le famiglie numerose con figli piccoli sono le meno rappresentate.

I beni non durevoli e servizi d'interesse

VG *alimenti di origine vegetale e pesce*

1 PA pane; 2 PS pasta e riso; 3 BI biscotti e altri cereali; 4 FR frutta; 5 OR ortaggi e patate; 6 PE pesce; 7 OL olio d'oliva e di semi; 8 ZU zucchero e altri generi alimentari

AN *alimenti di origine animale*

9 BO carne bovina; 10 PO pollame; 11 CO coniglio e altre carni; 12 SL salumi; 13 LA latte; 14 FO formaggi; 15 UO uova; 16 GR burro e altri grassi

BV *bevande*

17 CF caffè, thé, cacao ; 18 HO acqua minerale; 19 VI vino; 20 AA altre bevande

21 RI pasti e consumazioni fuori casa; 22 TB tabacco; 23 EL energia elettrica e combustibili; 24 BZ carburanti

BS *altri beni e servizi*

25 ST servizi di trasporto urbano; 26 TL telefono e comunicazioni; 27 SA farmaci e onorari medici; 28 GI giornali, riviste e libri; 29 VE abbigliamento; 30 RC beni e servizi ricreativi, vacanze; 31 AB beni non durevoli e servizi per l'abitazione; 32 IG cure alla persona e altre spese

Le variabili z

Z1 sesso del capofamiglia (maschio = 1); Z2 età (anni compiuti); Z3 livello di istruzione (anni di scuola, massimo 18); Z4 sito dell'abitazione (centro abitato = 1)

Z5 condizione professionale del capofamiglia (occupato = 1); Z6 uso dell'abitazione principale (proprietà = 1); Z7 beni durevoli posseduti (numero massimo 17); Z8 utilizzo del reddito (risparmio positivo = 1)

Bibliografia

- Blackorby C., Primont D., Russel R.R., Separabilità: A Survey, cap. 2 in S. Barbera, P.J. Hammond, C. Seidl (a cura di), *Handbook of Utility Theory, vol. I Principles*, Kluwer Academic Publishers, Boston, 1998
- Bollino C. A., La domanda condizionale di Consumi energetici in Italia, *Economia, Società e Istituzioni*, 6, 1994
- Bollino C. A., *La domanda di beni di consumo nelle regioni italiane*, Ministero del Bilancio e Università LUISS Guido Carli, Roma, 1996
- Brugiavini A., Weber G., L'armonizzazione delle Imposte Indirette: effetti sul benessere dei consumatori italiani, *Politica Economica*, 1988, IV, 380-408
- Browning M., Necessary and Sufficient Conditions for Conditional Cost Functions, *Econometrica*, 51, 1983, 851-56
- Browning M., Dual Approaches to Utility, cap. 4 in S. Barbera, P.J. Hammond, C. Seidl (a cura di), *Handbook of Utility Theory, vol. I Principles*, Kluwer Academic Publishers, Boston, 1998
- Browning M., Meghir K., The Effects of Male and Female Labour Supply on Commodity Demands, *Econometrica*, 59, 1991, 925-51
- Carpentier A., Guyomard H., Unconditional Elasticities in Two-Stage Demand Systems: An Approximate Solution, *American Journal of Agricultural Economics*, 83, 2001,
- Conforti P., Pierani P., Rizzi P.L., Food and Nutrient demands in Italy: actual behavior and forecast through a multistage quadratic system with heterogeneous preferences, *Quaderni del Dipartimento di Economia Politica*, n. 303, Siena, ottobre 2000
- Davidson R., MacKinnon J.G., *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, Oxford, 1993.
- Deaton A., Theoretical and Empirical Approaches to Consumer Demand under Rationing, in A. Deaton (a cura di), *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behaviour, in Honor of Sir Richard Stone*, Cambridge University Press, Cambridge, 1981
- Deaton A., Muellbauer J., An Almost Ideal Demand System, *American Economic Review*, 70, 1980a
- Deaton A., Muellbauer J., *Economics and consumer behaviour*, Cambridge University Press, Cambridge, 1980b
- Denton F.T., Mountain D.C., Income distribution and aggregation/dis aggregation biases in the measurement of consumer demand elasticities, *Economics Letters*, 73, 2001, 21-28
- Diewert W.E., Exact and Superlative Welfare Change Indicators, *Economic Inquiry*, vol. XXX, 1992, 565-582

- Diewert W.E., Wales T.J., A Normalized Quadratic Semiflexible Functional Form, *Journal of Econometrics*, 37, 1988, pp. 327-42
- Edgerton D.L., Weak Separability and the Estimation of Elasticities in Multistage Demand Systems, *American Journal of Agricultural Economics*, 79, 1997, 62-79
- Edgerton D.L., Assarsson B.A., Hummelose A., Laurila I.P., Rickertsen K., Vale P.H., *The Econometrics of Demand Systems, with Applications to Food Demand in the Nordic Countries*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, 1996
- Hicks J. R., Consumer's Surplus and Index Numbers, *The Review of Economic Studies*, 9, 1941-42, 126-137.
- Istat, *Consumi delle famiglie, anni dal 1985 al 1996*, CD-R, Roma, 1999
- Marrone G., *La struttura dei consumi delle famiglie italiane nel periodo 1985-95: analisi di preferenze eterogenee con il sistema di domanda QAI razionato*, Tesi di laurea, Università di Siena, Facoltà di Scienze Economiche e Bancarie, a.a. 1996/97
- Mazzocchi M., *Cambiamenti strutturali e shock nei mercati agroalimentari: metodi di analisi econometria*, Tesi di dottorato, Dottorato di ricerca in Economia e Politica Agraria, XII ciclo, Università degli studi di Siena, a.a. 1998/99
- Mazzocchi M., L'effetto Bse e il cambiamento strutturale nella domanda di carne e pesce in Italia, in R. Fanfani, E. Montresor, E. Pecci (a cura di), *Il sistema agroalimentare italiano e l'integrazione europea*, Franco Angeli, Milano, 2001
- McGuirk A., Driscoll P., Alwang J., Huang H., System Misspecification Testing and Structural Change in the Demand for Meats, *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 20 (1), 1995, pp. 1-21
- Moro D., Sckokai P., Heterogeneous preferences in household food consumption in Italy, *European Review of Agricultural Economics*, 27(3), 2000, 205-323
- Moschini G., Imposing Local Curvature Conditions in Flexible Demand Systems, *Journal of Business & Economic Statistics*, 17 (4), 1999
- Moschini G., Rizzi P.L., La struttura dei consumi delle famiglie in Italia, *Rivista Internazionale di Scienze Sociali*, anno 105, 1997, 449-471
- Pappalardo C., La spesa per consumi in Italia: un'analisi du microdati, *Economia, Società e Istituzioni*, 6 (2), 1994, pp. 317-347
- Patrizii V., Rossi N., *Preferenze, prezzi relativi e redistribuzione*, Il Mulino, Bologna, 1991
- Perali F., Stima delle scale di equivalenza utilizzando i Bilanci Familiari Istat 1985-1994, *Rivista Internazionale di Scienze Sociali*, 107, 1999, pp. 481-541

- Rizzi P.L., Invecchiamento della popolazione e consumi privati in Italia, 1961-2020, *La Questione Agraria*, 4, 2000
- Rizzi P.L., Pierani P., La domanda alimentare in Italia nel periodo 1985-95: analisi di bilanci familiari con un sistema QAID a quattro stadi, in R. Fanfani, E. Montresor, E. Pecci (a cura di), *Il sistema agroalimentare italiano e l'integrazione europea*, Franco Angeli, Milano, 2001
- Rossi N., Sistemi di domanda condizionali e non: un esperimento disaggregato, in N. Rossi e R. Rovelli (a cura di), *Ricerche di Economia Applicata*, Franco Angeli, Milano, 1983
- Ryan D.L., Wales T.J., A Simple Method for Imposing Local Curvature in Some Flexible Consumer Demand System, *Journal of Business & Economic Statistics*, 16 (3), 1998, pp. 331-38
- Ryan D.L., Wales T.J., Flexible and Semiflexible Consumer Demands with Quadratic Engel Curves, *The Review of Economics and Statistics*, 81 (2), 1999
- Stoker T. M., Empirical Approaches to the Problem of Aggregation Over Individuals, *Journal of Economic Literature*, 31, December 1993, pp. 1827-1874
- Theil H. , *Economic and Information Theory*, North-. Holland, Amsterdam, 1967

Tabella 1 Composizione della spesa per consumi non durevoli della famiglia rappresentativa

| Quote di bilancio | Periodo gennaio 1985-dicembre 1996 | | | | |
|--|------------------------------------|--------|---------|--------|----------|
| | Media 12 mesi | Minimo | Massimo | Agosto | Dicembre |
| VG alimenti di origine vegetale e pesce | .1590 | .1425 | .1754 | .1526 | .1493 |
| 1 – PA pane | .0224 | .0169 | .0258 | .0221 | .0189 |
| 2 – PS pasta e riso | .0113 | .0090 | .0137 | .0111 | .0105 |
| 3 – BI biscotti, altri cereali | .0184 | .0144 | .0258 | .0162 | .0223 |
| 4 – FR frutta | .0263 | .0205 | .0316 | .0258 | .0239 |
| 5 – OR ortaggi e patate | .0269 | .0210 | .0336 | .0252 | .0219 |
| 6 – PE pesce | .0241 | .0189 | .0270 | .0237 | .0231 |
| 7 – OL olio d'oliva e di semi | .0167 | .0131 | .0249 | .0154 | .0173 |
| 8 – ZU zucchero altri generi alim. | .0127 | .0103 | .0174 | .0136 | .0113 |
| AN alimenti di origine animale | .1458 | .1179 | .1828 | .1407 | .1305 |
| 9 – BO carne bovina | .0467 | .0316 | .0613 | .0461 | .0404 |
| 10 – PO pollame | .0146 | .0116 | .0180 | .0147 | .0128 |
| 11 – CO coniglio e altre carni | .0139 | .0094 | .0214 | .0119 | .0155 |
| 12 – SL salumi | .0194 | .0163 | .0227 | .0192 | .0177 |
| 13 – LA latte | .0171 | .0128 | .0205 | .0164 | .0145 |
| 14 – FO formaggi | .0256 | .0201 | .0291 | .0244 | .0223 |
| 15 – UO uova | .0048 | .0032 | .0077 | .0046 | .0040 |
| 16 – GR burro e altri grassi | .0038 | .0025 | .0065 | .0034 | .0035 |
| BV bevande | .0418 | .0354 | .0524 | .0431 | .0412 |
| 17 – CF caffè, tè, cacao | .0104 | .0081 | .0146 | .0100 | .0092 |
| 18 – HO acqua minerale | .0077 | .0039 | .0109 | .0086 | .0062 |
| 19 – VI vino | .0139 | .0093 | .0192 | .0127 | .0153 |
| 20 – AA altre bevande | .0098 | .0067 | .0150 | .0118 | .0105 |
| 21 – RI pasti e consumazioni fuori casa | .0689 | .0506 | .1137 | .0973 | .0610 |
| 22 – TB tabacco | .0188 | .0136 | .0244 | .0191 | .0160 |
| 23 – EL energia elettrica e combustibili | .0743 | .0478 | .1113 | .0578 | .0720 |
| 24 – BZ carburanti | .0820 | .0640 | .0969 | .0860 | .0703 |
| BS altri beni e servizi | .4096 | .3368 | .4798 | .4034 | .4597 |
| 25 – ST servizi di trasporto urbano | .0066 | .0042 | .0100 | .0053 | .0058 |
| 26 – TL telefono | .0231 | .0130 | .0340 | .0232 | .0197 |
| 27 – SA farmaci e servizi medici | .0253 | .0098 | .0391 | .0186 | .0225 |
| 28 – GI giornali, riviste e libri | .0264 | .0192 | .0522 | .0230 | .0241 |
| 29 – VE abbigliamento | .1193 | .0763 | .1873 | .0888 | .1554 |
| 30 – RC beni e servizi ricreativi | .0610 | .0382 | .1189 | .1076 | .0712 |
| 31 . AB beni e servizi per l'alloggio | .0289 | .0233 | .0338 | .0277 | .0253 |
| 32 – IG cure alla persona | .1190 | .0936 | .1536 | .1093 | .1357 |

Fonte: nostre elaborazioni su microdati Istat.

Tabella 2 Spesa totale per consumi non durevoli della famiglia rappresentativa

| Spesa mensile (migliaia di lire) | Periodo gennaio 1985-dicembre 1996 | | | | |
|----------------------------------|------------------------------------|--------|---------|--------|----------|
| | Media 12 mesi | Minimo | Massimo | Agosto | Dicembre |
| <i>Media</i> | | | | | |
| per famiglia | 1658.2 | 1007.2 | 2427.5 | 1641.9 | 2012.4 |
| per adulto equivalente | 907.1 | 522.8 | 1385.2 | 898.2 | 1106.2 |
| <i>Rappresentativa</i> | | | | | |
| per famiglia | 2059.8 | 1236.4 | 2947.7 | 2071.5 | 2523.1 |
| per adulto equivalente | 1126.5 | 648.8 | 1682.0 | 1133.1 | 1386.5 |

Nota: la conversione dei familiari in adulti equivalenti è fatta con le scale di Perali (1999); la spesa rappresentativa è uguale a quella media aumentata dell'indice di ineguaglianza di Theil.

Fonte: nostre elaborazioni su microdati Istat.

Tabella 3 Profilo demografico e vincoli di quantità della famiglia rappresentativa

| Variabili demografiche | Periodo gennaio 1985-dicembre 1996 | | | | |
|--|------------------------------------|--------|---------|------------|------------|
| | Media 144 mesi | Minimo | Massimo | Media 1985 | Media 1996 |
| Z1 sesso (quota di capifamiglia maschi) | .842 | .795 | .879 | .863 | .818 |
| Z2 età del capofamiglia (anni compiuti) | 51.4 | 49.6 | 53.5 | 50.2 | 52.5 |
| Z3 istruzione del capofamiglia (anni di scuola) | 8.1 | 7.3 | 8.9 | 7.6 | 8.7 |
| Z4 sito dell'abitazione (quota di famiglie in centro abitato) | .838 | .795 | .894 | .862 | .850 |
| Vincoli di quantità | | | | | |
| Z5 condizione professionale (quota di capifamiglia occupati) | .638 | .570 | .689 | .671 | 5.91 |
| Z6 abitazione principale (quota di famiglie proprietarie) | .693 | .612 | .760 | .629 | .738 |
| Z7 beni durevoli installati (numero) | 7.1 | 6.4 | 7.7 | 6.6 | 7.0 |
| Z8 utilizzo del reddito (quota di famiglie che risparmiano) | ..069 | .055 | .100 | .066 | .067 |

Fonte: nostre elaborazioni su microdati Istat

Tabella 4 R^2 , DW delle equazioni stimate e livello di significatività dei *tests di sistema* per: specificazione funzionale (Reset), autocorrelazione del primo ordine (BG), etero-schedasticità statica (BP) e dinamica (Arch).

| | R^2 | DW | Reset | BG | BP | Arch |
|--|-------|-------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Sistema di primo stadio | - | - | .501 | .978 | .525 | .982 |
| VG alimenti di origine vegetale, pesce | .819 | 1.862 | .260 | .890 | .042 | .678 |
| AN alimenti di origine animale, grassi | .966 | 1.856 | .329 | .855 | .458 | .220 |
| BV bevande | .910 | 1.675 | .430 | .948 | .229 | .333 |
| RI pasti e consumazioni fuori casa | .905 | 1.582 | .008 | .163 | .001 | .523 |
| TB tabacco | .902 | 1.857 | .141 | .800 | .884 | .715 |
| EL energia elettrica e combustibili | .921 | 1.796 | .010 | .924 | .685 | .350 |
| BZ carburanti | .888 | 1.720 | .021 | .944 | .041 | .805 |
| Sistema di secondo stadio VG | - | - | .001 | .000 | .008 | .048 |
| PA pane | .928 | 1.962 | .701 | .064 | .067 | .998 |
| PS pasta e riso | .801 | 1.328 | .289 | .000 | .449 | .050 |
| BI biscotti e altri cereali | .894 | 1.847 | .075 | .149 | .000 | .002 |
| FR frutta fresca e secca | .847 | 1.719 | .028 | .296 | .993 | .164 |
| OR ortaggi e patate | .837 | 1.339 | .001 | .000 | .661 | .168 |
| PE pesce | .591 | 1.323 | .508 | .000 | .355 | .358 |
| OL olio d'oliva e di semi | .846 | 1.318 | .038 | .001 | .000 | .000 |
| Sistema di secondo stadio AN | - | - | .005 | .109 | .000 | .226 |
| BO carne bovina | .903 | 1.862 | .000 | .286 | .000 | .025 |
| PO pollame | .628 | 1.741 | .001 | .571 | .000 | .722 |
| CO coniglio e altre carni | .878 | 2.212 | .001 | .510 | .052 | .315 |
| SL salumi | .810 | 1.406 | .662 | .306 | .000 | .000 |
| La latte | .938 | 1.465 | .007 | .054 | .605 | .010 |
| FO formaggi | .918 | 1.694 | .066 | .138 | .321 | .646 |
| UO uova | .967 | 1.803 | .005 | .356 | .047 | .837 |
| Sistema di secondo stadio BV | - | - | .000 | .462 | .393 | .003 |
| CF caffè thè e cacao | .929 | 1.754 | .001 | .785 | .049 | .861 |
| HO acqua minerale | .961 | 1.696 | .000 | .105 | .466 | .081 |
| VI vino | .907 | 2.019 | .000 | .723 | .914 | .000 |
| Sistema di secondo stadio BS | - | - | .453 | .113 | .043 | .910 |
| ST servizi di trasporto urbano | .733 | 2.145 | .392 | .651 | .292 | .536 |
| TL telefono | .944 | 2.452 | .197 | .002 | .000 | .921 |
| SA farmaci e servizi medici | .874 | 2.109 | .848 | .707 | .994 | .760 |
| GI giornali libri riviste | .973 | 1.931 | .028 | .738 | .006 | .393 |
| VE abbigliamento | .946 | 1.449 | .000 | .391 | .018 | .462 |
| RC tempo libero | .968 | 1.644 | .004 | .637 | .008 | .292 |
| AB alloggio e servizi domestici | .885 | 2.080 | .745 | .227 | .203 | .015 |

Nota: per i *tests di sistema* cfr. Edgerton *et al.* (1996), McGuirk *et al.* (1995).

Tabella 5 Livello di significatività dei *tests* rapporto di verosimiglianza (LR) sul ruolo delle variabili esplicative diverse da prezzi e spesa

| | Primo Stadio | Secondo stadio | | | |
|---|-----------------|----------------|------|------|------|
| | | VG | AN | BV | BS |
| M1-M11 Dicotomiche mensili | .000 | .000 | .000 | .000 | .000 |
| logT Trend logaritmico | .000 | .000 | .046 | .000 | .000 |
| BSE indice del rischio per la salute | .000 | - | .000 | - | - |
| Variabili ambientali (demografiche e di quantità) | | | | | |
| Z1-Z3 sesso (maschio=1), età, istruzione | .000 | .000 | .000 | .000 | .000 |
| Z4 sito abitazione (centro abitato = 1) | .048 | .013 | .005 | .239 | .146 |
| Z5 condizione professionale (occupato = 1) | .078 | .060 | .023 | .383 | .056 |
| Z6-Z7 abitazione (proprietà = 1), durevoli | .000 | .002 | .000 | .010 | .003 |
| Z8 utilizzo del reddito (risparmio positivo = 1) | .000 | .001 | .000 | .020 | .319 |

Tabella 6 Elasticità-reddito non condizionali e_i : medie per periodi

| | 1985(1)- 2001(6) | 1985(1)- 1985(12) | 1993(1)- 1993(12) | 1996(1)- 1996(12) | 2000(1)- 2000(12) | 2001(1)- 2001(6) |
|---------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| 1 – PA | 0.415 | 0.415 | 0.425 | 0.433 | 0.335 | 0.444 |
| 2 – PS | 0.317 | 0.265 | 0.359 | 0.327 | 0.3333 | 0.351 |
| 3 – BI | 0.818 | 0.835 | 0.820 | 0.816 | 0.814 | 0.824 |
| 4 – FR | 1.126 | 1.113 | 1.142 | 1.154 | 1.145 | 1.167 |
| 5 – OR | 0.982 | 1.004 | 0.988 | 0.983 | 0.968 | 0.965 |
| 6 – PE | 0.649 | 0.650 | 0.652 | 0.645 | 0.646 | 0.651 |
| 7 – OL | 0.967 | 0.949 | 0.977 | 0.952 | 0.985 | 1.010 |
| 8 – ZU | 0.375 | 0.340 | 0.388 | 0.395 | 0.404 | 0.420 |
| 9 – BO | 0.756 | 0.803 | 0.756 | 0.747 | 0.708 | 0.716 |
| 10 – PO | 0.849 | 0.910 | 0.854 | 0.831 | 0.785 | 0.775 |
| 11 – CO | 1.049 | 1.077 | 1.078 | 1.027 | 1.006 | 0.968 |
| 12 – SL | 0.629 | 0.661 | 0.632 | 0.622 | 0.585 | 0.583 |
| 13 – LA | 0.633 | 0.658 | 0.640 | 0.630 | 0.600 | 0.599 |
| 14 – FO | 0.619 | 0.646 | 0.621 | 0.616 | 0.586 | 0.586 |
| 15 – UO | 0.389 | 0.509 | 0.371 | 0.358 | 0.321 | 0.322 |
| 16 – GR | 0.166 | 0.344 | 0.164 | 0.115 | 0.050 | 0.172 |
| 17 – CF | 0.626 | 0.678 | 0.601 | 0.625 | 0.592 | 0.599 |
| 18 – HO | 0.968 | 1.000 | 0.964 | 0.960 | 0.950 | 0.943 |
| 19 – VI | 1.061 | 1.051 | 1.061 | 1.068 | 1.068 | 1.064 |
| 20 – AA | 1.070 | 1.085 | 1.064 | 1.068 | 1.061 | 1.061 |
| 21 – RI | 1.240 | 1.274 | 1.239 | 1.236 | 1.231 | 1.236 |
| 22 – TB | 0.544 | 0.618 | 0.536 | 0.570 | 0.505 | 0.550 |
| 23 – EL | 1.152 | 1.144 | 1.154 | 1.144 | 1.131 | 1.116 |
| 24 – BZ | 0.675 | 0.681 | 0.676 | 0.691 | 0.696 | 0.705 |
| 25 – ST | 1.373 | 1.411 | 1.386 | 1.362 | 1.348 | 1.349 |
| 26 – TL | 0.334 | 0.059 | 0.352 | 0.540 | 0.551 | 0.596 |
| 27 – SA | 0.749 | 0.538 | 0.811 | 0.841 | 0.881 | 0.921 |
| 28 – GI | 1.129 | 1.167 | 1.128 | 1.125 | 1.121 | 1.121 |
| 29 – VE | 1.609 | 1.586 | 1.617 | 1.649 | 1.686 | 1.714 |
| 30 – RC | 1.641 | 1.693 | 1.637 | 1.637 | 1.601 | 1.625 |
| 31 – AB | 0.947 | 1.024 | 0.952 | 0.925 | 0.907 | 0.933 |
| 32 – IG | 1.087 | 1.103 | 1.090 | 1.091 | 1.086 | 1.097 |

:

Tabella 7 Elasticità-prezzo dirette compensate non condizionali ε_{ii} : medie per periodi

| | 1985(1)- 2001(6) | 1985(1)- 1985(12) | 1993(1)- 1993(12) | 1996(1)- 1996(12) | 2000(1)- 2000(12) | 2001(1)- 2001(6) |
|---------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| 1 – PA | -0.283 | -0.272 | -0.299 | -0.315 | -0.319 | -0.329 |
| 2 – PS | -0.603 | -0.567 | -0.631 | -0.611 | -0.615 | -0.625 |
| 3 – BI | -0.449 | -0.447 | -0.444 | -0.445 | -0.430 | -0.397 |
| 4 – FR | -0.692 | -0.725 | -0.682 | -0.668 | -0.667 | -0.657 |
| 5 – OR | -0.649 | -0.649 | -0.644 | -0.645 | -0.657 | -0.671 |
| 6 – PE | -0.461 | -0.418 | -0.470 | -0.455 | -0.469 | -0.471 |
| 7 – OL | -0.279 | -0.400 | -0.253 | -0.317 | -0.195 | -0.138 |
| 8 – ZU | -2.430 | -2.602 | -2.380 | -2.347 | -2.301 | -2.247 |
| 9 – BO | -0.376 | -0.430 | -0.385 | -0.349 | -0.312 | -0.226 |
| 10 – PO | -0.626 | -0.635 | -0.620 | -0.628 | -0.617 | -0.626 |
| 11 – CO | -0.789 | -0.817 | -0.782 | -0.789 | -0.762 | -0.772 |
| 12 – SL | -0.529 | -0.496 | -0.536 | -0.541 | -0.531 | -0.534 |
| 13 – LA | -0.687 | -0.660 | -0.699 | -0.701 | -0.700 | -0.701 |
| 14 – FO | -0.220 | -0.141 | -0.229 | -0.264 | -0.280 | -0.297 |
| 15 – UO | -0.271 | -0.455 | -0.234 | -0.223 | -0.185 | -0.191 |
| 16 – GR | -1.059 | -1.028 | -1.060 | -1.069 | -1.081 | -1.057 |
| 17 – CF | -0.071 | -0.153 | -0.032 | -0.072 | -0.019 | -0.030 |
| 18 – HO | -0.562 | -0.482 | -0.583 | -0.576 | -0.547 | -0.521 |
| 19 – VI | -0.353 | -0.417 | -0.352 | -0.332 | -0.293 | -0.265 |
| 20 – AA | -0.340 | -0.368 | -0.350 | -0.328 | -0.304 | -0.271 |
| 21 – RI | -0.389 | -0.371 | -0.400 | -0.368 | -0.396 | -0.348 |
| 22 – TB | -0.879 | -0.892 | -0.871 | -0.884 | -0.871 | -0.880 |
| 23 – EL | -0.467 | -0.489 | -0.464 | -0.487 | -0.519 | -0.552 |
| 24 – BZ | -1.334 | -1.325 | -1.333 | -1.309 | -1.301 | -1.287 |
| 25 – ST | -0.590 | -0.596 | -0.583 | -0.613 | -0.626 | -0.644 |
| 26 – TL | -1.420 | -1.591 | -1.413 | -1.296 | -1.285 | -1.259 |
| 27 – SA | -1.349 | -1.567 | -1.291 | -1.259 | -1.211 | -1.171 |
| 28 – GI | -0.495 | -0.517 | -0.495 | -0.495 | -0.497 | -0.482 |
| 29 – VE | -0.735 | -0.683 | -0.748 | -0.767 | -0.784 | -0.798 |
| 30 – RC | -0.511 | -0.504 | -0.514 | -0.512 | -0.526 | -0.524 |
| 31 – AB | -0.294 | -0.389 | -0.306 | -0.256 | -0.228 | -0.273 |
| 32 – IG | -0.294 | -0.275 | -0.298 | -0.300 | -0.301 | -0.305 |

Tabella 8 Elasticità di sostituzione di Morishima nel primo e secondo stadio (medie 1985-1996)

| Primo stadio | | | | | | | | |
|--|-------|-------|--------|-------|-------|--------|--------|--------|
| | VG | AN | BV | RI | TB | EL | BZ | BS |
| VG | 0.0 | 0.303 | 0.158 | 0.531 | 0.881 | 0.535 | 1.584 | 0.230 |
| AN | 0.661 | 0.0 | 0.242 | 0.453 | 0.990 | 0.352 | 1.349 | 0.175 |
| BV | 0.728 | 0.658 | 0.0 | 0.201 | 0.778 | 0.479 | 1.526 | -0.149 |
| RI | 0.986 | 0.434 | 0.023 | 0.0 | 0.947 | 0.236 | 1.804 | -0.209 |
| TB | 0.671 | 1.154 | -0.087 | 0.636 | 0.0 | 0.453 | 1.309 | 0.087 |
| EL | 0.840 | 0.101 | 0.155 | 0.190 | 0.880 | 0.0 | 1.927 | 0.129 |
| BZ | 1.129 | 0.314 | 0.233 | 0.773 | 0.872 | 0.970 | 0.0 | -0.070 |
| BS | 0.733 | 0.349 | 0.121 | 0.350 | 0.882 | 0.468 | 1.320 | 0.0 |
| Secondo stadio : prodotti di origine vegetale e pesce VG | | | | | | | | |
| | PA | PS | BI | FR | OR | PE | OL | ZU |
| PA | 0.0 | 0.696 | 0.310 | 0.632 | 0.436 | 0.325 | 0.224 | 2.523 |
| PS | 0.453 | 0.0 | 0.420 | 0.783 | 0.744 | 0.372 | -0.006 | 2.381 |
| BI | 0.172 | 0.622 | 0.0 | 0.593 | 0.203 | 0.330 | 0.365 | 2.861 |
| FR | 0.386 | 0.727 | 0.459 | 0.0 | 0.425 | 0.270 | 0.166 | 2.713 |
| OR | 0.225 | 0.711 | 0.194 | 0.432 | 0.0 | 0.601 | 0.211 | 2.771 |
| PE | 0.186 | 0.584 | 0.326 | 0.338 | 0.696 | 0.0 | 0.228 | 2.788 |
| OL | 0.293 | 0.459 | 0.565 | 0.430 | 0.496 | 0.446 | 0.0 | 2.458 |
| ZU | 0.358 | 0.521 | 0.952 | 0.991 | 1.122 | 1.015 | 0.187 | 0.0 |
| Secondo stadio: prodotti di origine animale AN | | | | | | | | |
| | BO | PO | CO | SL | LA | FO | UO | GR |
| BO | 0.0 | 0.726 | 0.804 | 0.438 | 0.736 | 0.175 | 0.311 | 1.071 |
| PO | 0.737 | 0.0 | 0.445 | 0.400 | 0.888 | 0.290 | 0.436 | 1.065 |
| CO | 0.519 | 0.272 | 0.0 | 0.552 | 0.648 | 0.578 | 0.255 | 1.437 |
| SL | 0.149 | 0.512 | 0.775 | 0.0 | 1.147 | 0.232 | 0.316 | 1.129 |
| LA | 0.506 | 0.784 | 0.730 | 1.058 | 0.0 | 0.018 | 0.198 | 0.967 |
| FO | 0.318 | 0.659 | 0.958 | 0.552 | 0.563 | 0.0 | 0.306 | 0.905 |
| UO | 0.378 | 1.010 | 0.600 | 0.556 | 0.274 | 0.180 | 0.0 | 1.263 |
| GR | 0.551 | 0.643 | 2.159 | 0.913 | 0.274 | -0.848 | 0.568 | 0.0 |
| Secondo stadio: altri beni e servizi BS | | | | | | | | |
| | ST | TL | SA | GI | VE | RC | AB | IG |
| ST | 0.0 | 2.210 | 2.097 | 0.178 | 2.097 | 0.897 | -0.094 | 0.687 |
| TL | 0.791 | 0.0 | -0.080 | 0.655 | 2.460 | 0.756 | 0.387 | 0.744 |
| SA | 0.765 | 0.096 | 0.0 | 0.387 | 2.744 | 1.091 | 0.244 | 0.387 |
| GI | 0.494 | 1.609 | 1.294 | 0.0 | 1.152 | 0.948 | 0.186 | 0.030 |
| VE | 0.522 | 1.806 | 1.817 | 0.594 | 0.0 | 0.177 | 0.401 | 0.397 |
| RC | 0.619 | 1.567 | 1.639 | 0.691 | 0.053 | 0.0 | 0.564 | 0.580 |
| AB | 0.484 | 1.524 | 1.337 | 0.382 | 1.044 | 1.002 | 0.0 | -0.060 |
| IG | 0.598 | 1.556 | 1.418 | 0.443 | 0.817 | 0.648 | 0.233 | 0.0 |

Nota: nella matrice delle bevande, non riportata per ragioni di spazio, compare un solo segno negativo nel rapporto CF/HO.

Tabella 9 Sviluppo della spesa per consumi non durevoli della famiglia rappresentativa: livelli e tassi annui di variazione del totale e di quattro aggregati.

| | Valori medi per mese | | Tassi annui % (**) | | | |
|----------------|---|------------------------|--------------------|---------|---------|---------|
| | 1985 | 2001(*) | 1985-91 | 1992-93 | 1994-96 | 1997-01 |
| | Spesa totale (32 voci) | | | | | |
| Valore | 744.671 | 1596.941 (2.144) | 8.60 | 0.61 | 4.41 | 3.44 |
| Prezzo | 0.592 | 1.147 | 5.82 | 4.33 | 4.33 | 2.00 |
| Quantità | 1255.912 | 1392.620 (1.109) | 2.78 | -3.72 | 0.08 | 1.44 |
| | G1: cibo consumato a casa (voci 1-16) | | | | | |
| Valore (quota) | 249.343 (33.5) | 437.352 (1.754) (27.4) | 6.31 | 0.90 | 3.32 | 1.67 |
| Prezzo | 0.625 | 1.116 | 5.06 | 3.87 | 4.52 | 1.07 |
| Quantità | 398.894 | 391.953 (0.983) | 1.25 | -2.96 | -1.20 | 0.60 |
| | G2: bevande e tabacco (voci 17-20, 22) | | | | | |
| Valore (quota) | 51.348 (6.9) | 81.681 (1.591) (5.1) | 5.29 | 1.09 | 4.27 | 0.68 |
| Prezzo | 0.577 | 1.153 | 6.12 | 3.75 | 5.11 | 1.67 |
| Quantità | 88.962 | 70.828 (0.796) | -0.83 | -2.66 | -0.83 | -0.99 |
| | G3: carburanti (BZ), comunicazioni (TL), farmaci (SA) | | | | | |
| Valore (quota) | 87.261 (11.7) | 268.448 (3.076) (16.8) | 9.62 | 5.44 | 7.49 | 4.85 |
| Prezzo | 0.721 | 1.129 | 3.01 | 2.47 | 3.93 | 2.36 |
| Quantità | 120.896 | 237.775 (1.967) | 6.61 | 2.97 | 3.56 | 2.49 |
| | G4: pasti fuori casa (RI) e altri non alimentari (9 voci) | | | | | |
| Valore (quota) | 356.719 (47.9) | 809.460 (2.269) (50.7) | 9.96 | -1.15 | 3.99 | 4.06 |
| Prezzo | 0.550 | 1.170 | 6.82 | 5.08 | 4.20 | 2.39 |
| Quantità | 647.160 | 692.064 (1.069) | 3.14 | -6.23 | -0.21 | 1.67 |

Nota: valori per adulto equivalente in migliaia di lire a prezzi correnti e 1995; prezzi = indici base 1995= 1.0.

(*) semestre gennaio-giugno.

(**) medie dei tassi elementari, ponderati con le quote:

$$Dx = \sum_{t=1}^T \sum_i w_{it} Dx_{it} / T, \quad Dx_{it} = \log(x_{it}/x_{it-12}), \quad x = v, p, q.$$

Tabella 10 Tassi medi annui di variazione dei consumi aggregati e loro scomposizione

| Tassi medi annui % | 1985-91 | 1992-93 | 1994-96 | 1997-01 (*) |
|--|---------|---------|---------|----------------|
| G1 : cibo consumato a casa (voci 1-16) | | | | |
| Consumo | 1.25 | -2.96 | -1.20 | 0.60 |
| <i>spiegato da:</i> | | | | |
| - spesa | 2.00 | -2.88 | 0.00 | 0.98 |
| - prezzi | 0.33 | 0.72 | -0.03 | 0.78 |
| - z1-z4 | -0.49 | -0.25 | -0.57 | -0.50 |
| - z5-z8 | -0.33 | -0.19 | -0.31 | -0.28 |
| - resto | -0.25 | -0.37 | -0.30 | -0.39 |
| G2 : bevande e tabacco (voci 17-20, 22) | | | | |
| Consumo | -0.83 | -2.66 | -0.83 | -0.99 |
| <i>spiegato da:</i> | | | | |
| - spesa | 2.20 | -3.18 | 0.01 | 1.10 |
| - prezzi | -1.88 | -0.10 | 0.21 | -0.37 |
| - z1-z4 | -1.54 | -0.67 | -1.46 | -1.22 |
| - z5-z8 | -0.62 | 0.69 | 0.39 | -0.50 |
| - resto | 1.01 | 0.60 | 0.02 | 0.01 |
| G3 : carburanti (BZ), comunicazioni (TL), farmaci (SA) | | | | |
| Consumo | 6.61 | 2.97 | 3.56 | 3.49 |
| <i>spiegato da:</i> | | | | |
| - spesa | 1.53 | -2.60 | 0.00 | 0.93 |
| - prezzi | 5.06 | 3.80 | 1.27 | 0.43 |
| - z1-z4 | 1.87 | 1.41 | 1.58 | 1.57 |
| - z5-z8 | -1.65 | -0.19 | 0.54 | -0.61 |
| - resto | -0.21 | 0.55 | 0.17 | 0.17 |
| G4 : pasti fuori casa (RI) e altri non alimentari (9 voci) | | | | |
| Consumo | 3.14 | -6.23 | -0.21 | 1.67 |
| <i>spiegato da:</i> | | | | |
| - spesa | 3.42 | -4.95 | 0.00 | 1.74 |
| - prezzi | -1.19 | -1.39 | -0.40 | -0.52 |
| - z1-z4 | 0.01 | -0.17 | 0.01 | -0.10 |
| - z5-z8 | 0.63 | 0.02 | -0.08 | 0.36 |
| - resto | 0.27 | 0.26 | 0.25 | 0.19 |

Nota: i tassi di crescita dei consumi aggregati sono scomposti con l'equazione seguente:

$$Dq = \sum_{t=1}^T \sum_i w_{it} Dq_{it} / T = \sum_{t=1}^T \sum_i w_{it} \left(e_{it} (Dy_t - Dp_t) + \sum_{j=1}^{32} \varepsilon_{ijt} Dp_{jt} + \sum_{k=1}^8 \varphi_{ikt} Dz_{kt} + \text{resto} \right) / T$$

Tabella 11 Sviluppo dei consumi non durevoli della famiglia rappresentativa per singole voci: livelli (in migliaia di lire 1995 per adulto equivalente) e tassi annui di variazione.

| | Valori medi per mese | | Tassi annui $\times 100$ (**) | | | |
|---------------|----------------------|-----------------|-------------------------------|--------------|-------------|-------------|
| | 1985 | 2001 (*) | 1985-91 | 1992-93 | 1994-96 | 1997-01 |
| 1 – PA | 31.893 | 34.076 | 0.77 | -0.87 | -0.38 | 1.32 |
| 2 – PS | 13.038 | 19.215 | 3.33 | 0.96 | 0.92 | 2.89 |
| 3 – BI | 22.194 | 24.721 | 2.58 | -4.69 | 1.82 | 1.21 |
| 4 – FR | 32.414 | 32.725 | 1.22 | -2.53 | -2.13 | 2.01 |
| 5 – OR | 33.509 | 40.948 | 1.89 | -2.67 | 0.59 | 2.73 |
| 6 – PE | 29.663 | 33.387 | 2.59 | -3.37 | -0.38 | 1.65 |
| 7 – OL | 24.954 | 19.315 | -0.54 | -3.89 | -5.18 | 1.41 |
| 8 – ZU | 14.536 | 20.217 | 4.49 | -1.44 | -0.34 | 2.22 |
| 9 – BO | 67.218 | 38.706 | -0.54 | -5.69 | -4.82 | -4.52 |
| 10 – PO | 17.853 | 15.531 | 1.63 | -4.33 | -1.14 | -1.25 |
| 11 – CO | 19.053 | 13.845 | -1.16 | -5.58 | 1.34 | -3.08 |
| 12 – SL | 25.052 | 24.459 | 1.30 | -3.32 | 0.83 | -0.77 |
| 13 – LA | 22.567 | 26.358 | 2.41 | 0.56 | -1.76 | 1.10 |
| 14 – FO | 32.714 | 40.033 | 2.57 | -0.55 | -0.85 | 1.70 |
| 15 – UO | 6.882 | 4.362 | -2.98 | -4.01 | -2.10 | -2.86 |
| 16 – GR | 5.355 | 4.054 | 0.12 | -7.53 | -7.09 | -0.82 |
| 17 – CF | 15.703 | 11.586 | -0.77 | -3.51 | -1.86 | -2.24 |
| 18 – HO | 6.257 | 13.665 | 10.61 | -0.30 | 2.13 | 3.18 |
| 19 – VI | 24.950 | 11.157 | -3.85 | -8.06 | -5.69 | -3.85 |
| 20 – AA | 13.268 | 10.005 | 1.31 | -4.06 | -3.81 | -1.05 |
| 21 – RI | 98.424 | 87.146 | 2.03 | -7.08 | -2.23 | 1.53 |
| 22 – TB | 28.783 | 24.415 | -3.50 | 1.53 | 2.69 | -1.05 |
| 23 – EL | 89.514 | 134.371 | 3.10 | -1.99 | 2.77 | 2.92 |
| 24 – BZ | 86.203 | 122.595 | 5.26 | -0.14 | 0.60 | 0.56 |
| 25 – ST | 8.870 | 10.829 | 2.12 | -3.61 | 1.88 | 2.18 |
| 26 – TL | 16.848 | 59.161 | 8.39 | 8.57 | 10.37 | 5.86 |
| 27 – SA | 17.844 | 56.019 | 10.55 | 7.75 | 5.43 | 4.07 |
| 28 – GI | 35.001 | 35.175 | 1.87 | -3.50 | -0.05 | 2.42 |
| 29 – VE | 149.311 | 117.109 | 3.26 | -10.54 | -2.05 | -1.38 |
| 30 – RC | 85.435 | 83.272 | 3.01 | -9.07 | 0.98 | 3.07 |
| 31 . AB | 34.243 | 39.740 | 2.77 | -3.96 | -0.52 | 1.78 |
| 32 – IG | 146.362 | 184.422 | 4.34 | -4.27 | -0.20 | 2.06 |
| Totale | 1255.912 | 1392.620 | 2.78 | -3.72 | 0.08 | 1.44 |

(*) semestre gennaio-giugno.

(**) medie aritmetiche di tassi esponenziali.

Tabella 12 Sviluppo dei consumi elementari nel periodo 1997:1-2001:6 :
medie aritmetiche dei tassi annui e loro scomposizione

| | Variazione del Consumo % | spiegata da: | | | | |
|---------|--------------------------------|--------------|--------|-------|-------|-------|
| | | Spesa | Prezzi | Z1-Z4 | Z5-Z8 | Resto |
| 1 – PA | 1.32 | 0.59 | 0.36 | 0.02 | 0.41 | -0.07 |
| 2 – PS | 2.89 | 0.46 | 1.58 | -0.72 | 1.28 | 0.29 |
| 3 – BI | 1.21 | 1.11 | 1.06 | -0.08 | -1.15 | 0.28 |
| 4 – FR | 2.01 | 1.56 | 2.40 | -1.38 | -0.19 | -0.38 |
| 5 – OR | 2.73 | 1.33 | 2.11 | -0.33 | 0.03 | -0.41 |
| 6 – PE | 1.65 | 0.88 | 0.93 | -0.15 | -0.04 | 0.04 |
| 7 – OL | 1.41 | 1.31 | 2.31 | -2.18 | 0.36 | -0.39 |
| 8 – ZU | 2.22 | 0.52 | -0.56 | 2.86 | -0.55 | -0.04 |
| 9 – BO | -4.52 | 1.01 | 0.48 | -2.50 | -0.96 | -2.55 |
| 10 – PO | -1.25 | 1.13 | -1.02 | -1.05 | -0.28 | -0.03 |
| 11 – CO | -3.08 | 1.43 | -1.55 | -1.31 | -1.81 | 0.16 |
| 12 – SL | -0.77 | 0.84 | 0.29 | -1.37 | -0.41 | -0.12 |
| 13 – LA | 1.10 | 0.86 | -0.13 | 0.87 | 0.13 | -0.62 |
| 14 – FO | 1.70 | 0.84 | 0.53 | 1.13 | -0.14 | -0.65 |
| 15 – UO | -2.86 | 0.45 | -0.01 | -1.24 | -1.41 | -0.65 |
| 16 – GR | -0.82 | 0.00 | 2.31 | 0.52 | -3.53 | -0.12 |
| 17 – CF | -2.24 | 0.84 | 0.09 | -2.77 | -0.08 | -0.32 |
| 18 – HO | 3.18 | 1.31 | 0.92 | 0.43 | 0.50 | 0.02 |
| 19 – VI | -3.85 | 1.47 | -0.83 | -3.13 | -0.52 | -0.83 |
| 20 – AA | -1.05 | 1.46 | -0.61 | -2.37 | 0.48 | 0.00 |
| 21 – RI | 1.53 | 1.53 | -0.16 | -0.77 | 1.32 | -0.40 |
| 22 – TB | -1.05 | 0.73 | -0.88 | 0.29 | -1.66 | 0.48 |
| 23 – EL | 2.92 | 1.57 | -0.11 | -0.23 | 1.39 | 0.31 |
| 24 – BZ | 0.56 | 0.93 | -1.61 | 2.03 | -0.80 | 0.01 |
| 25 – ST | 2.18 | 1.68 | -1.58 | 3.01 | -0.98 | 0.05 |
| 26 – TL | 5.86 | 0.69 | 3.70 | 2.81 | -1.51 | 0.17 |
| 27 – SA | 4.07 | 1.14 | 2.34 | -0.66 | 0.67 | 0.58 |
| 28 – GI | 2.42 | 1.54 | -0.13 | 0.52 | 0.82 | -0.33 |
| 29 – VE | -1.38 | 2.26 | -1.58 | -1.65 | -1.25 | 0.85 |
| 30 – RC | 3.07 | 2.22 | -0.82 | 1.20 | 0.73 | -0.27 |
| 31 . AB | 1.78 | 1.23 | 0.16 | 0.73 | -0.08 | -0.25 |
| 32 – IG | 2.06 | 1.49 | -0.20 | 0.36 | 0.21 | 0.20 |

Nota: l'equazione di scomposizione è la seguente :

$$Dq_i = \sum_{t=1}^T Dq_{it} / T = \sum_{t=1}^T (e_{it} (Dy_t - Dp_t) + \sum_{j=1}^{32} \varepsilon_{ijt} Dp_{jt} + \sum_{k=1}^8 \varphi_{ikt} Dz_{kt} + resto) / T$$

Tabella 13 Consumi di prodotti di origine animale (media mensile in migliaia di lire '95 per adulto equivalente) *con e senza shock* da mucca pazza

| | Prima crisi: marzo 1996-dicembre 1996 | | | Seconda crisi: novembre 2000-giugno 2001 | | |
|--------|--|------------------------------------|------------|---|------------------------------------|------------|
| | Consumi con effetto Bse | Consumi senza effetto Bse | $\Delta\%$ | Consumi con effetto Bse | Consumi senza effetto Bse | $\Delta\%$ |
| BO | 49.839 | 55.131 | -9.5 | 38.701 | 49.748 | -22.6 |
| PO | 17.531 | 16.960 | 3.4 | 16.147 | 15.166 | 6.6 |
| CO | 16.319 | 15.030 | 9.2 | 15.280 | 13.008 | 17.1 |
| SL | 26.072 | 26.131 | -0.2 | 24.905 | 25.274 | -1.4 |
| LA | 25.053 | 25.621 | -2.2 | 26.172 | 27.757 | -5.7 |
| FO | 36.877 | 37.821 | -2.5 | 39.798 | 42.436 | -6.3 |
| UO | 4.984 | 5.151 | -3.2 | 4.342 | 4.704 | -7.6 |
| GR | 3.761 | 3.936 | -4.4 | 3.903 | 4.307 | -9.8 |
| Tot AN | 180.436 | 185.781 | -2.9 | 169.246 | 182.399 | -7.2 |

Tabella 14 Perdita di benessere (S) delle famiglie italiane causata dallo *shock* di *mucca pazza*

| $S_t = c(u_t^1, p_0) - c(u_t^0, p_0)$ (prezzi 1995) | Famiglia rappresentativa (lire) | Tutte le famiglie (miliardi) |
|--|------------------------------------|---------------------------------|
| Prima crisi: marzo 1996-dicembre 1996 | -17820 | -291 |
| Seconda crisi: novembre 2000-giugno 2001 | -196796 | -3219 |