

Gardini, Attilio

Working Paper

Aggregazione, separabilità e verifica delle ipotesi di base del modello neo-classico

Quaderni - Working Paper DSE, No. 13

Provided in Cooperation with:

University of Bologna, Department of Economics

Suggested Citation: Gardini, Attilio (1985) : Aggregazione, separabilità e verifica delle ipotesi di base del modello neo-classico, Quaderni - Working Paper DSE, No. 13, Alma Mater Studiorum - Università di Bologna, Dipartimento di Scienze Economiche (DSE), Bologna, <https://doi.org/10.6092/unibo/amsacta/5299>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/158857>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/3.0/>

L'ANALISI DELLA DOMANDA ALIMENTARE IN ITALIA
(1973.1 - 1981.4)

Aggregazione, separabilità e verifica delle ipotesi di
base del modello neoclassico.

Attilio Gardini

Marzo 1985

n.13

1. Introduzione
 2. Fonti statistiche
 3. Il modello
 4. Stima dei parametri, misura delle elasticità e verifica delle ipotesi.
 5. Considerazioni finali
- Note
- Indicazioni bibliografiche
- Riassunti.

1. Introduzione.

La produzione di beni alimentari in Italia è stata caratterizzata, nell'ultimo decennio, da una crescente incapacità a far fronte alla domanda interna che ha progressivamente aumentato lo squilibrio della bilancia commerciale per questi beni (inferiore solo a quello dei prodotti energetici).

Un ruolo importante in questo processo è stato svolto da fattori operanti dal lato dell'offerta, dalla politica agricola comunitaria sbilanciata in favore delle produzioni continentali, (1) da fenomeni monetari e dall'evoluzione dei prezzi internazionali e dei tassi di cambio. I comportamenti operanti dal lato della domanda e l'evoluzione dei consumi non sono tuttavia estranei al crescente squilibrio fra risorse ed impieghi di beni alimentari, anzi sono di rilevante importanza; le ipotesi neoclassiche di comportamento economico del consumatore richiedono inoltre un'attenta analisi critica (Zamagni, 1984) ed una precisa valutazione della loro effettiva validità rispetto all'evidenza empirica.

In questo lavoro saranno perciò analizzate le caratteristiche delle funzioni di domanda dei prodotti alimentari e misurate le elasticità di sostitu-

zione e le elasticità reddito al fine di valutare la conformità della teoria economica del comportamento del consumatore rispetto all'evidenza statistica.

Tale obiettivo è perseguito utilizzando informazioni statistiche con un'elevata disaggregazione merceologica ed una specificazione del modello che consente la verifica statistica delle principali proprietà teoriche delle funzioni di domanda.

2. Fonti statistiche

L'informazione statistica è stata desunta dalle indagini sui consumi delle famiglie, anzichè dai dati di contabilità nazionale, perchè solo la prima è disponibile ad un sufficiente livello di disaggregazione merceologica (cfr. tav. 1).

Esistono, come è noto, alcune divergenze nelle definizioni e nei criteri di classificazione delle due serie di dati statistici la cui loro rilevanza è però marginale (2).

La quota dei consumi alimentari si riduce progressivamente (dal 40% nel 1973 al 30% nel 1981) in entrambe le fonti e con andamenti simili; anche la composizione della spesa, pur non essendo identica, segue un andamento sostanzialmente analogo nelle due fonti (3).

La serie storica dei dati desumibili dalle indagini sui consumi non è però uniforme su tutto il suo intervallo di esistenza perchè dal 1968 al 1972 il campione e le tecniche di rilevazione sono diverse da quelle utilizzate successivamente; dopo il 1973 ci sono talune ulteriori modifiche che non sembrano però pregiudicare la continuità della serie.

L'analisi è stata condotta mediante dati trimestrali nel periodo 1973.1-1981.4 (4); tale periodicità infrannuale consente una più precisa valutazione dell'effettiva influenza dei prezzi ed evita compensazioni che, nella media annua, potrebbero distorcere le stime, poichè la variazione dei prezzi alimentari è sensibile nel corso delle stagioni.

3.11 modello

Nell'analisi del consumo esiste una specie di separazione fra risultati empirici e teoria economica: i primi contraddicono spesso aspetti centrali della seconda, ma il circuito inferenziale rimane sterile, perchè la falsificazione non è seguita dalla riformulazione del paradigma ipotetico-deduttivo (teoria economica) ed è molto difficile delineare esperimenti "cruciali". In effetti le osservazioni empiriche sono generalmente molto limitate rispetto all'obiettivo e la collinearità rende ancor più ardua la soluzione dei problemi inferenziali.

In genere l'analisi empirica è effettuata con riferimento a capitoli aggregati di spesa per facilitare la stima dei parametri delle equazioni di domanda, ma in tal modo si separa l'esperimento dal paradigma teorico che, come è noto, è definito con riferimento a singoli beni (5). Ad un elevato livello di disaggregazione merceologica anche la stima del semplice sistema di equazioni di domanda:

$$3.1 \quad \log q_{it} = \sum_{j=1}^n a_{ij} \log p_{jt} + b_i \log y_t + u_t$$

ove: q_{it} è la quantità consumata del bene "i" al tempo "t";

p_{it} è il prezzo del bene "i" al tempo "t";

y_t è la spesa totale al tempo "t";

(i= 1,2,...n),

pone rilevanti problemi, poichè occorre stimare n+1 parametri in ogni equazione e quindi complessivamente n(n+1) parametri: anche se esistessero sufficienti informazioni statistiche (6) sarebbe difficile assicurare l'omogeneità

dei comportamenti di consumo e la stabilità della relazione in un campione temporalmente molto esteso.

La stima statistica dei parametri delle funzioni di domanda richiede quindi l'utilizzo simultaneo dell'informazione empirica e dell'informazione teorica; l'inserimento di quest'ultima riduce la dimensione dello spazio dei parametri e consente la misura dei coefficienti sulla base dei campioni effettivamente disponibili. E' però opportuno delineare anche statistiche campionarie che consentano la verifica dei fondamentali assunti del modello (7), evitando di ridurre l'analisi statistica alla semplice interpolazione o alla ricerca delle forme funzionali adattabili ai dati osservati.

Una soluzione che consente l'utilizzo dell'informazione "a priori" nella fase di stima senza impedire la verifica a posteriori delle principali ipotesi del modello si ottiene considerando che i parametri "a" e "b" nella 3.1 sono elasticità e sostituendovi le espressioni analitiche di tali elasticità.

Si consideri una funzione di ordinamento delle preferenze separabile e si indichi con:

$$3.2 \quad U_s = \left(\sum_{i \in s}^n \beta_{si} q_{si} p_s \right)^{1/p_s}$$

la sub-funzione relativa al gruppo s-esimo e con:

$$3.3 \quad U = \left(\sum_{s=1}^S \alpha_s U_s^{\rho} \right)^{1/\rho}$$

la funzione relativa agli S gruppi; la massimizzazione vincolata fornisce le funzioni di domanda:

$$3.4 \quad q_{si} = \left(\beta_{si} / p_{si} \right)^{\sigma_s} \alpha_s^{-\sigma_s} X_s^{-1} Z_s Y$$

ove:

$$X_s = \sum_{i \in s}^n (\beta_{si} / p_{si})^{\sigma_s} p_{si}$$

$$Z_s = \alpha_s^{\sigma_s} X_s^{\frac{\sigma-1}{\sigma_s}}$$

$$Y = \sum_{r=1}^S Z_r$$

Le elasticità di sostituzione di Allen in tal caso risultano (Uzawa, 1960, pag. 294):

$$3.5 \quad e_{si,si} = (\sigma - 1) w_{si} + (\sigma_s - \sigma) w_{si} - \sigma_s$$

$$3.6 \quad e_{si,sj} = (\sigma - 1) w_{sj} + (\sigma_s - \sigma) w_{sj}$$

ove:

$$3.7 \quad w_{rj} = p_{rj} q_{rj} / y$$

$$w_{rj} = p_{rj} q_{rj} / y_r$$

Pertanto, sostituendo nella 3.4 si ottiene:

$$3.8 \quad \ln q_{si} = (\sigma - 1) \ln P + (\sigma_s - \sigma) \ln P_s - \sigma_s \ln p_{si} + \ln y$$

$$\ln q_{si} = a_{si} + b_{si} \ln P + c_{si} \ln P_s + d_{si} \ln p_{si} + e_{si} \ln y$$

e le nuove variabili esplicative sono definite dagli indici geometrici ponderati:

$$3.9 \quad P = \prod_{r=1}^S \prod_{j \in r}^{n_r} p_{rj}^{w_{rj}}$$

$$3.10 \quad P_s = \prod_{j \in s}^{n_s} p_{sj}^{w_{sj}}$$

Tale specificazione appare interessante per l'analisi del consumo alimentare degli italiani, poichè è concretamente stimabile, consente la misura di tutte le elasticità sulla base di tre soli parametri e riduce la collinearità fra le variabili esplicative. I beni alimentari sono infatti caratterizzati da rilevanti interrelazioni e da estese complementarità e sostituibilità che danno luogo a relazioni molto strette fra i prezzi dei diversi prodotti (Heien 1982, pag. 284) e riducono la precisione delle stime. Questo rilevante problema statistico, che condiziona generalmente le analisi della domanda, è sostanzialmente risolto con la specificazione adottata.

Il principale interesse della 3.8 deriva tuttavia dalla possibilità di sottoporre a verifica statistica le assunzioni di base del modello: dall'omogeneità, alla negatività, all'omoteticità e alla stessa struttura dell'albero decisionale (separabilità) cui è connesso il criterio classificatorio e il raggruppamento dei beni in gruppi (8).

Le ipotesi di omogeneità, additività, negatività ed omoteticità implicano infatti, nell'ordine e rispettivamente:

$$3.11 \quad b_{si} + c_{si} + d_{si} + e_{si} = 0 \quad \forall si$$

$$3.12 \quad \sum_{s=1}^S \sum_{i \in S} \bar{w}_{si} e_{si} = 1$$

$$3.13 \quad \bar{w}_{si} b_{si} + \bar{w}_{si} c_{si} + d_{si} < 0 \quad \forall si$$

$$3.14 \quad e_{si}^y = 1$$

e la separabilità comporta la costanza di σ per tutti i beni e di σ_s all'interno di ciascun gruppo come precisato nelle 3.5-3.6.

4. Stima dei parametri, misura delle elasticità e verifica delle ipotesi.

La stima statistica dei parametri delle equazioni di domanda 3.8, con dati trimestrali, nel periodo 1973.1 - 1981.4, ha fornito risultati sostanzialmente soddisfacenti (cfr. tav. 1): le stime sono stabili e l'adattamento è buono.

Appare evidente dalla stabilità dei coefficienti stimati la riduzione del grado di collinearità ottenuta attraverso questa specificazione (con l'utilizzo dei numeri indici di prezzo definiti nelle 3.9 e 3.10) rispetto ad altri modelli di analisi della domanda di prodotti alimentari stimati per l'economia italiana (9). Il problema della collinearità non è certo completamente superato da questa impostazione, ma la sua sensibile riduzione consente attendibili giudizi inferenziali nella maggior parte delle equazioni stimate (cfr. tav. 1).

Le elasticità rispetto al reddito (spesa totale) della domanda di ciascun bene (coefficiente "e") sono positive ed elevate (maggiori di uno ad un livello di probabilità del 95%) per i salumi, la carne in scatola, la carne di coniglio, l'olio d'oliva e le patate; sono invece caratterizzate da una bassa elasticità reddito le funzioni di domanda del pane, della pasta, di alcuni frutti, delle carni di pollo e di suino, della farina, della uova e dello

Tav. 1 Stime statistiche delle equazioni 3.8

	a	t	b	t	c	t	d	t	e	t	R ²
gruppo 1											
pane	-4,41	-5,87	-0,30	-1,94	0,08	0,80	0,82	10,07	0,34	1,74	0,99
biscotti	-0,64	-0,12	-1,38	-1,24	2,08	2,23	2,33	5,23	-1,93	-1,41	0,89
farina	-4,04	-0,89	-0,98	-0,93	1,55	2,07	-0,22	-0,45	0,25	0,20	0,85
pasta	-6,67	-11,90	-0,87	-6,11	0,33	3,10	0,57	8,38	0,84	5,13	0,99
riso	-6,74	-6,09	-0,27	-1,00	-0,06	-0,34	0,91	13,90	0,38	1,25	0,99
gruppo 2											
pesce f.	-10,37	-7,00	-0,44	-1,07	0,04	0,04	0,72	0,89	0,71	1,49	0,99
pesce c.	-12,94	-3,38	-2,05	-1,97	2,31	3,14	-1,65	-3,57	2,02	1,66	0,88
gruppo 3											
carne b.	-8,29	-11,16	-0,64	-2,09	2,75	10,00	-1,46	-5,81	0,37	1,61	0,99
carne s.	-4,25	-0,91	4,64	2,39	-4,77	-2,40	0,31	0,17	0,63	0,43	0,85
carne e.	-2,63	-0,66	3,25	2,07	0,04	0,03	0,57	0,77	-2,74	-2,26	0,89
carne o.	-9,53	-1,41	-2,66	-0,84	-0,59	-0,37	4,58	6,32	-0,58	-0,29	0,78
pollame	-9,69	-3,37	0,22	0,19	-2,66	-3,52	3,60	5,28	0,32	0,36	0,96
conigli	-12,29	-4,63	-2,19	-1,76	1,15	1,69	-0,17	-0,21	1,83	2,24	0,88
carne sc.	-17,71	-5,29	-5,79	-4,47	2,89	3,38	0,07	0,14	3,10	3,03	0,71
salumi	-18,05	-5,98	-0,18	-0,14	2,05	1,88	-2,49	-2,71	2,18	2,33	0,96
gruppo 4											
lardo	-18,48	-2,44	-4,95	-1,90	-0,69	-1,09	-0,05	-0,10	5,30	2,01	0,11
margarina	23,76	-2,64	-0,99	-0,31	-3,24	-3,50	2,66	-1,79	3,11	0,98	0,84
burro	-8,39	-7,45	-0,22	-0,50	0,04	0,50	0,45	2,15	0,51	1,44	0,98
olio d'ol.	-9,55	-3,85	-1,60	-1,61	-1,52	-1,68	1,74	2,66	1,90	2,26	0,88
olio semi	-9,72	-6,18	-1,58	-2,86	-0,48	-1,45	1,06	5,49	1,68	3,49	0,97
gruppo 5											
latte	-5,76	-6,97	0,51	1,83	-0,07	-1,02	0,25	1,83	0,33	1,33	0,99
formaggio	-4,70	-4,22	0,36	1,10	1,52	4,76	-0,92	-2,55	-0,02	-0,07	0,99
uova	-0,79	-0,84	0,21	0,75	0,05	0,72	0,77	5,57	-0,11	-0,44	0,99
gruppo 6											
patate	-12,94	-4,69	-1,19	-1,03	-0,45	-2,04	1,03	11,66	1,91	1,98	0,96
pomod.fr.	-14,95	-1,16	-4,35	-0,86	3,78	3,15	-1,11	-3,76	2,83	0,65	0,71
legumi	-7,89	-10,90	-0,82	-2,71	0,24	2,83	0,63	6,97	0,93	3,71	0,99
frutta fr.	-8,53	-2,84	0,11	0,09	-2,11	-5,82	2,27	8,98	0,82	0,78	0,95
agrumi	-11,41	-1,30	2,49	0,71	2,16	3,04	-2,46	-6,47	-0,36	-0,12	0,84
gruppo 7											
pom. scat.	-3,03	-0,31	1,27	0,43	-0,84	-1,12	-0,68	0,66	0,31	0,09	0,21
leg. scat.	-0,84	-0,10	0,62	0,25	1,52	2,29	-0,39	-0,68	-1,16	-0,42	0,44
frut.sec.	4,19	0,23	3,97	0,69	3,95	2,83	-1,20	-0,90	-4,99	-0,85	0,48
frut.scat.	-8,63	-0,88	0,28	0,09	-0,61	-0,82	1,03	1,51	-0,02	-0,007	0,39
gruppo 8											
zucchero	-3,26	-1,68	0,17	0,27	-0,08	-0,77	1,91	10,03	-0,75	-1,23	0,98
marmell.	-3,53	-0,92	-1,00	-0,80	-0,20	-0,93	4,87	10,73	-2,36	-1,97	0,97
caffé	-10,81	-8,86	-0,29	-0,65	1,51	13,85	-0,57	-7,64	0,52	1,30	0,99

zucchero; anche le carni bovine, generalmente considerate un bene "superiore" hanno un'elasticità reddito inferiore ad uno; per le carni ovine ed equine l'elasticità reddito è addirittura negativa.

Le elasticità di sostituzione desumibili dalla stima dei parametri delle equazioni tenendo conto delle 3.5-3.6, consentono una valutazione della reattività delle diverse funzioni di domanda rispetto a variazioni dei prezzi. Le elasticità della domanda rispetto al prezzo del bene cui la funzione si riferisce sono "significativamente" negative (ad un livello di probabilità del 95%) solo per salumi, il pesce conservato, i pomodori e gli agrumi freschi. Per la maggior parte dei beni alimentari la domanda è sostanzialmente rigida rispetto ai prezzi e per alcuni di essi (pane, pasta, riso e uova) il consumo risulta indipendente dalla dinamica dei relativi prezzi.

Per quanto concerne le elasticità incrociate si nota, in particolare, la elevata sensibilità della funzione di domanda per le carni bovine rispetto ai prezzi delle carni suine, del pollame e dei salumi che risultano importanti prodotti sostitutivi della carne bovina nel comportamento degli italiani. Gli effetti intragrupo sono generalmente più rilevanti di quelli intergruppo.

I risultati della stima dipendono ovviamente anche dall'informazione a priori incorporata nel modello e, in particolare, dalla struttura dell'albero decisionale, cioè dai raggruppamenti di beni considerati (corrispondenti alle aggregazioni utilizzate dall'ISTAT) la cui validità rispetto all'evidenza empirica, in questo modello, può essere verificata. Nelle analisi della domanda le ipotesi di separabilità (anche in forma di aggregazione) non sono generalmente verificabili; è evidente la rilevanza di queste assunzioni per i risultati della stima statistica e l'opportunità di sottoporle ad una verifica statistica "a posteriori". Nel modello qui considerato tale verifica è possibile in quanto le elasticità di sostituzione per beni appartenenti a diversi gruppi devono essere fra loro eguali e le elasticità di sostituzione fra beni

appartenenti ad uno stesso ramo o gruppo dell'albero decisionale devono essere costanti (Uzawa, 1960, pag.294). Pertanto considerando il valor medio dei valori di σ e σ_j stimati nelle equazioni di domanda (in generale e nei gruppi) sono state sottoposte a verifica le ipotesi nulle:

$$\begin{aligned} \text{Ho: } \sigma_i &= \sigma & \forall i \\ \text{Ho: } \sigma_{js} &= \sigma_s & \forall j \in s \end{aligned}$$

I risultati hanno messo in luce la sostanziale conformità della prima ipotesi rispetto all'evidenza empirica pur con alcune rilevanti eccezioni: la costanza dei valori di σ è infatti confermata per la maggior parte dei beni. La seconda ipotesi è invece generalmente falsificata ed indica quindi la inadeguatezza dei raggruppamenti considerati (10): l'elasticità di sostituzione fra beni appartenenti a di diversi gruppi non è infatti costante all'interno di ciascun gruppo (l'unica eccezione è costituita dalla frutta e verdura conservata).

Un'altra interessante verifica concerne l'omoteticità delle funzioni di domanda (elasticità reddito unitaria); tale ipotesi ha un ruolo importante nella misura delle variazioni dei prezzi, poichè come è noto (BIGGERI, 1983), il calcolo di un numero indice di prezzi è sempre fondato sull'ipotesi di omoteticità delle funzioni di consumo. I risultati ottenuti in questa stima del sistema di equazioni di domanda per prodotti alimentari mostrano che l'ipotesi di omoteticità è accettabile solo per un limitato numero di beni (12 su 35) e che in genere si hanno elasticità reddito significativamente diverse da uno (cfr. tav. 2).

La verifica delle ipotesi di negatività, additività e omogeneità di grado zero nei prezzi e nel reddito delle equazioni di domanda mette in evidenza l'inadeguatezza sotto questo profilo del modello economico di analisi della domanda per lo studio del consumo alimentare e consente alcune ulteriori valutazioni sull'effettiva influenza delle variazioni dei prezzi e del reddito

Tav. 2 Statistiche per la verifica delle ipotesi.

	\bar{w}	\bar{w}	σ	t	σ_s	t	omog.	t	neq.	t	omot.
gruppo 1					-0,88						
pane	0,497	0,069	0,70	1,10	0,82	-0,71	0,94	55,34	0,84	9,92	-3,30
biscotti	0,095	0,013	-0,38	-0,81	-2,33	3,26	1,10	10,54	2,51	6,33	-2,14
farina	0,026	0,004	0,02	-0,48	0,22	-2,23	0,60	6,14	-0,08	-0,37	-0,57
pasta	0,262	0,036	0,13	-2,74	-0,57	-4,43	0,87	64,11	0,62	10,73	-0,91
riso	0,117	0,016	0,73	0,74	-0,91	0,53	0,96	51,29	0,89	11,80	-2,00
gruppo 2					0,46						
pesce fr.	0,814	0,032	0,56	0,09	-0,72	1,46	1,03	28,55	0,73	3,11	-0,59
pesce c.	0,185	0,007	-1,5	-1,51	1,65	-2,58	0,63	6,52	-1,23	-2,96	0,84
gruppo 3					-0,62						
carne b.	0,513	0,188	0,36	-0,54	1,46	-8,26	1,02	51,93	-0,16	-1,28	-2,67
carne s.	0,127	0,046	5,64	2,64	-0,31	-0,17	0,81	5,48	-0,08	-0,05	-0,24
carne e.	0,006	0,002	4,25	2,37	-0,57	-0,05	1,12	11,94	0,57	0,79	-3,09
carne o.	0,013	0,004	-1,66	-0,69	-4,58	5,46	0,75	4,69	4,56	6,29	-0,79
pollame	0,153	0,056	1,22	0,60	-3,60	4,38	1,48	17,03	3,20	5,10	-0,73
conigli	0,036	0,013	-1,19	-1,37	0,17	-0,95	0,62	9,13	-0,15	-0,20	1,01
carne sc.	0,008	0,002	-4,79	-1,06	-0,07	-4,10	0,22	3,99	0,08	0,17	2,06
salumi	0,143	0,052	0,82	0,24	2,49	-3,38	1,56	18,38	-2,20	-2,73	1,26
gruppo 4					-1,17						
lardo	0,004	0,0003	-3,95	-1,71	0,05	-11,12	-0,39	-1,48	-0,05	-0,11	1,63
margar.	0,028	0,002	0,01	-0,16	-2,66	-2,14	1,54	4,49	1,75	1,74	0,66
burro	0,275	0,021	0,78	0,57	-0,45	-25,39	0,78	24,91	0,45	2,41	-1,38
olio d'ol.	0,522	0,042	-0,60	-1,13	-1,74	-6,27	0,52	6,89	0,88	3,65	1,07
olio sem.	0,170	0,013	-0,58	-1,99	-1,06	-24,70	0,68	16,00	0,95	6,62	1,42
gruppo 5					-0,03						
latte	0,304	0,046	1,51	3,56	-0,25	1,62	1,02	51,88	0,25	1,87	-2,68
formaggio	0,531	0,081	1,36	2,54	0,92	-2,64	0,94	0,67	-0,08	-0,44	-3,63
uova	0,164	0,025	1,21	2,41	-0,77	5,36	0,92	34,21	0,78	-5,67	-4,74
gruppo 6					-0,07						
patate	0,104	0,015	-0,19	-0,61	-1,03	10,87	1,30	17,02	0,96	11,20	0,94
pom.fr.	0,086	0,013	-3,35	-0,76	1,11	-4,00	1,15	3,36	-0,84	-3,51	0,42
legumi	0,311	0,045	0,18	-1,12	-0,63	6,20	0,98	46,71	0,66	9,44	-0,24
frut.fr.	0,364	0,053	1,11	0,48	-2,27	8,70	1,09	13,31	1,50	8,22	-0,16
agrumi	0,134	0,019	3,49	0,84	2,46	-6,66	1,83	7,58	-2,12	5,60	-0,45
gruppo 7					0,31						
pom.scat.	0,470	0,005	2,27	0,60	0,68	-0,96	0,06	0,14	-1,06	1,09	-0,21
leg.scat.	0,347	0,004	1,62	0,44	0,39	-1,22	0,59	3,23	0,14	0,26	-0,79
frut.sec.	0,131	0,001	4,97	0,78	1,20	-1,13	1,73	3,14	-0,67	-0,48	-1,03
frut.scat.	0,051	0,0005	1,28	0,25	-1,03	1,06	0,68	2,74	0,99	1,49	-0,32
gruppo 8					-2,45						
zucchero	0,315	0,019	1,17	1,04	-1,91	-2,83	1,25	24,69	1,88	9,32	-2,86
marmell.	0,177	0,011	0,00	-0,42	-4,87	5,34	1,31	10,37	4,82	10,43	-2,80
caffè	0,507	0,031	0,71	0,42	-0,57	-40,31	1,17	33,60	0,18	3,70	-1,16

sulle scelte del consumatore (11).

La negatività può essere giudicata, in base ai valori delle elasticità prezzo dirette (ciòè rispetto al prezzo del bene considerato); si tratta infatti di verificare se tali elasticità assumono valori "significativamente" minori di zero (ad un predefinito livello di probabilità). I risultati empirici non confermano l'assunto di negatività delle funzioni di domanda che costituisce, come è noto, un nodo fondamentale del modello teorico (cfr. tav. 2). La mancata considerazione delle "attese", degli aspetti dinamici del comportamento di consumo (abitudini, disequilibrio e meccanismi di adeguamento) e delle variabili demografiche potrebbero essere i motivi di questo risultato che è in netto contrasto con l'intero impianto della teoria del comportamento del consumatore.

L'ipotesi di additività è verificata se la media delle elasticità reddito ponderate con le quote di spesa non è "significativamente" diversa da 1. Il risultato ottenuto dalla stima è pari a 1,04 e non *contraddice* l'ipotesi di additività che appare quindi conforme all'evidenza empirica.

La condizione di omogeneità di grado zero nei prezzi e nel reddito, cioè l'ipotesi che il consumatore non subisca fenomeni di illusione monetaria, può essere agevolmente verificata sulla base delle equazioni stimate in quanto tale condizione è soddisfatta se la somma degli effetti prezzo è pari all'elasticità reddito (con segno invertito) per ogni equazione. L'evidenza statistica falsifica, in questo caso, l'ipotesi sotto controllo per tutti i beni ad un livello di probabilità superiore al 99%; l'unica eccezione è costituita dall'equazione di domanda per i pomodori in scatola (cfr. tav. 2). Il risultato è interessante, poichè è stato ottenuto con un elevato livello di disaggregazione e precedenti ricerche hanno mostrato che l'omogeneità può risultare verificata, su dati aggregati, anche quando le effettive funzioni disaggregate di domanda non hanno tale proprietà (12). La dinamica inflazionistica non è quindi neutrale rispetto alle scelte del consumatore che non sembra in grado

di decidere razionalmente tenendo conto dell'evoluzione dei soli prezzi relativi, prescindendo dall'unità di misura in cui sono espressi (13).

5. Considerazioni finali

L'analisi del consumo alimentare degli italiani ha consentito alcune inferenze che mettono in evidenza l'inadeguatezza di importanti ipotesi del modello economico di analisi della domanda, perlomeno nella specificazione di equilibrio adottata. I risultati della stima hanno permesso la valutazione delle elasticità rispetto al reddito della domanda di ciascun bene alimentare ed hanno fatto emergere un risultato rilevante: la bassa elasticità dei prodotti tipicamente mediterranei e la più sostenuta dinamica, al variare del reddito, della domanda, di altri prodotti (basti ricordare in proposito l'elasticità inferiore ad uno per gli agrumi e superiore ad uno per le patate). La reattività della domanda rispetto ai prezzi ha fornito i risultati più sorprendenti, perlomeno rispetto alle conoscenze teoriche: dalla presenza dell'illusione monetaria alla non-negatività.

La domanda non è stata quindi priva di influenza sulla emergente insufficienza di risorse alimentari che si è manifestata in misura sempre più rilevante nel corso del periodo analizzato: l'elasticità reddito ha penalizzato i tradizionali prodotti di origine interna e la più sostenuta crescita dei prezzi dei beni di importazione (anche ad opera del tasso di cambio) non ha determinato fenomeni di sostituzione; l'aumento dei prezzi dei beni di importazione ha quindi amplificato lo squilibrio della bilancia commerciale per i prodotti agro-alimentari ed ha accentuato l'insufficienza delle risorse interne.

NOTE

(1) Cfr. A. Paris, C. Filippucci, P.G. Ardeni, A. Viviani, A. Gardini (1984) e, sui rapporti fra produzione e domanda, cfr. M. Di Palma, 1983.

- (2) Gli autoconsumi di prodotti agricoli sono valutati ai prezzi di produzione nella contabilità nazionale, mentre nell'indagine sui consumi si fa riferimento ai prezzi al dettaglio e i pasti fuori casa sono considerati (per un breve periodo) fra i beni alimentari nell'indagine sui consumi e fra quelli non alimentari nella contabilità nazionale. Cfr. ISTAT, 1983.
- (3) I prezzi dei beni analizzati sono stati desunti dalla stessa rilevazione per assicurare un'esatta corrispondenza classificatoria fra i dati del consumo e dei relativi prezzi. Cfr. ISTAT, 1983 e ISTAT, 1982.
- (4) Come è noto, la rilevazione è effettuata attraverso due distinte operazioni: la registrazione giornaliera della spesa durante una decade di ciascun mese e l'intervista da parte del rilevatore per gli acquisti di notevole importanza; la elaborazione dei dati è quindi possibile anche con cadenza trimestrale ma non è pubblicata. Si ringrazia il presidente dell'ISTAT prof. G.M. Rey ed il dirigente delle statistiche sui consumi, dott. F. Innocenzi per la preziosa collaborazione.
- (5) Il ben noto teorema di Hicks-Leontief (Leontief, 1936, pag. 39-59) dimostra infatti che solo se i prezzi di un gruppo di beni variano nella medesima proporzione il gruppo può essere trattato alla stregua di un singolo bene. Più recentemente (Klevmarten, 1979, pag. 187-189) è stato altresì dimostrato che la misura delle elasticità di sostituzione è funzione del livello di aggregazione.
- (6) I cambiamenti introdotti nei criteri di rilevazione e/o di classificazione non consentono l'utilizzo dell'intera serie storica dei dati desumibili dall'indagine sui bilanci di famiglia ed impongono il ricorso a sub-intervalli per assicurare l'omogeneità della serie.
- (7) Nella soluzione proposta da Stone (modello lineare di spesa) ed applicata al caso italiano per la prima volta da Leoni, l'informazione a priori consente una sostanziale riduzione dei parametri (da $n(n+1)$ a $2n$), ma in tal modo le

- assunzioni di base del modello economico risultano "annidate" e non possono essere sottoposte a verifica empirica.
- (8) La separabilità - specificata nella 3.4 - comporta infatti particolari restrizioni (Deaton e Muellbauer, 1980) sulla matrice delle elasticità di sostituzione (entro i gruppi e fra i beni appartenenti a diversi gruppi) che possono essere verificate statisticamente nella specificazione 3.8; tale verifica consente di valutare l'adeguatezza dei criteri di raggruppamento.
- (9) Fanno eccezione solo la pasta, la carne suina, l'olio di semi, il latte, i formaggi e le uova; il gruppo costituito da questi ultimi tre beni appare quindi, sotto questo profilo, il meno coerente.
- (10) Giacchè molte informazioni sono pubblicate solo a livello aggregato, per totali di gruppo, la stima delle funzioni di consumo e tale livello risulterà quindi distorta per effetto dell'aggregazione di equazioni di domanda caratterizzate da elasticità di sostituzione significativamente diverse (cfr.tav.2).
- (11) Il testo di verifica per le funzioni lineari di v.c. (3.11-3.14), costituenti le ipotesi sotto controllo sono state definite calcolando i momenti campionari di tali funzioni e tenendo conto delle proprietà riproduttive della distribuzione normale.
- (12) Cfr. N. Rossi, 1984, 1986.
- (13) Sui limiti dell'ipotesi di omogeneità in una moderna economia di scambio e sul ruolo della moneta come merce cfr. S. Zamagni, 1984, pag. 211.

INDICAZIONI BIBLIOGRAFICHE

- L. Biggeri, Teoria e pratica dei numeri indici: vecchi orientamenti e recenti sviluppi, Atti della XXXII riunione scientifica della SIS, tomo 2°, Sorrento, 1984, pag. 325-352.
- ISTAT; I consumi delle famiglie, "Supplemento al bollettino mensile di statistica", n° 10, 1983.
- A. Deaton-J. Muellbauer, Economics and consumer behavior, Cambridge University

- Press, Cambridge, 1980.
- M. Di Palma, Le matrici di transizione dei consumi: alcune possibili applicazioni, "Annali di Statistica", Serie IX, Anno 112, Vol. 3, pag. 189-204.
- D.M. Heien, The structure of food demand interrelatedness and duality, "American Journal of Agricultural Economics", 64, 2, 1982, pag. 213-221.
- R. Leoni, Analisi dei consumi privati in Italia, "Rivista di Politica Economica", 57, 1967, pag. 319.
- ISTAT, Conti economici nazionali annui 1960-81, "Collana di informazioni, anno IV, 1982, n° 1.
- N.A. Klevmarten, A comparative study of complete systems of demand functions, "Journal of Econometrics", 10, 1979, pag. 165-191.
- W. Leontief, Composite commodities and the problem of index numbers, "Econometrica", 1936, pag. 39-59.
- Q. Paris, C. Filippucci, A. Viviani, P.G. Ardeni, A. Gardini, Per un modello del settore agro-alimentare, "Statistica", XLIV, 2, 1984.
- N. Rossi, La domanda per consumi alimentari: un'applicazione dell'approccio differenziale, manoscritto LSE/LUISS, "Seminari di econometria dell'Università di Modena", n° 1, 1982.
- N. Rossi, Consumers demand in Italy (1970-1980), "Quaderni ISE", Maggio 1984.
- H. Uzawa, Production functions with constant elasticities of substitution, "Review of Economic Studies", 28, 1960, pag. 291-299.
- S. Zamagni, Economia politica, La Nuova Italia Scientifica, Roma, 1984.

Résumé

L'analyse de la consommation des produits alimentaires en Italie (1973.1 - 1984.4).

Cette communication analyse la demande des produits alimentaires avec l'objectif de mettre en évidence l'importance des fonctions de consommation pour la détermination du déséquilibre entre la disponibilité de ces ressources et

leurs utilisations pour la demande finale interieure.

A ce but on a été défini un système d'equations de demande pour les produits alimentaires qui utilise l'information "a priori" pour résoudre les problèmes de collinearité et pour réduire la dimension de l'espace des paramètres; les résultats obtenues font voir les mesures des élasticités pour chaque produit et permettent aussi des inferences tres intéressantes pour ce qui concerne le modele neo-classique de analyse de la demande.

Ces resultats consentent aussi la compréhension des influences que la structure des fonctions de demande exerce sur la mesure du déséquilibre de la balance des payments pour les produits agro-alimentaires.

Summary

The analysis of food consumption in Italy (1973.1-1981.4).

In this paper the demand for food product is analysed in order to show the effects of consumption behavior and in particular of prices and income elasticities for the balance of payments disequilibrium concerning these products.

The estimation of the parameters of a System of demand equations in which "a priori" information has been utilised to cope with the problem of collinearity and for the reduction of the dimension of the parameter space has shown some unexpected measures of those elasticities and has allowed interesting inferences concerning the basic hypotheses of the neoclassical model of demand analysis.

Moreover, the results show the way in which the demand determines the disequilibrium between domestic production and final consumption of food products and the specific role of prices, exchange rates, and real income in determining the balance of payment deficit for food products.