

I consumi alimentari delle famiglie italiane:  
un modello per le decisioni di consumo extradomestico  
utilizzando i microdati di spesa familiare

*Anna Montini*

Dipartimento di Scienze Economiche  
Università di Bologna

**Abstract**

In questo lavoro si analizzano i comportamenti di spesa delle famiglie italiane in riferimento, in particolare, ai consumi alimentari extradomestici. I “pasti e consumazioni fuori casa” hanno assunto negli ultimi anni una maggiore importanza se valutati rispetto alla spesa alimentare *complessiva* la quale, a fronte di un generale innalzamento del benessere, vede ridurre la propria quota sul consumo totale. Le ragioni del mutamento della struttura interna al consumo alimentare *complessivo* vanno ricercate nei cambiamenti nella struttura settoriale dell’occupazione, nella maggiore partecipazione delle donne nella forza lavoro ed anche nel significato culturale assunto dal pasto fuori casa. L’utilizzo dei dati individuali di spesa, del campione dell’indagine annuale ISTAT sui consumi delle famiglie (ca. 22.000 famiglie nel 1996), ha permesso la formulazione di un modello microeconomico modellizzando la decisione di spesa, in base anche ai più recenti contributi in letteratura, come un processo decisionale a due stadi. In questo modo è possibile analizzare l’influenza delle caratteristiche socio-economiche delle famiglie sia sullo stadio di decisione della *partecipazione* alla spesa sia sullo stadio di decisione del *livello* di spesa.

JEL Classification: C31, C34, D12

## 1. Introduzione

La società italiana ha subito negli ultimi decenni importanti mutamenti in termini sociali, demografici, culturali ed economici. Si segnala un calo strutturale delle nascite dovuto, sia al processo fisiologico in atto nelle società più evolute, sia al cambiamento del ruolo della figura femminile nella società stessa. La donna ora è molto più presente nel mercato del lavoro di quanto non avvenisse alcuni decenni fa (la quota degli occupati di sesso femminile sul totale è passata da circa il 27% del 1970 al 35% del 1997).

Altri mutamenti sono stati indotti inoltre dalle trasformazioni in termini di suddivisione settoriale dell'occupazione. A partire dal secondo dopoguerra infatti, la quota di occupati in agricoltura è scesa drasticamente, dal 32% del 1960 a meno dell'8% del 1996, causando grandi spostamenti della popolazione dalle aree rurali verso le zone a maggiore caratterizzazione industriale prima, e verso i centri urbani poi, dove è divenuta sempre più forte la presenza delle attività terziarie che ora impiegano quasi i due terzi degli occupati complessivi (nel 1996, il 63,8%).

Questi ed altri fattori hanno determinato come, a fronte di una minore importanza della spesa alimentare sul totale della spesa per beni e servizi sostenuta dalle famiglie, sia aumentata, rispetto alla spesa alimentare *complessiva*, la domanda di servizi legati all'alimentazione in termini, sia di pasti extradomestici, sia di prodotti alimentari semi-preparati. Per questi ultimi si riduce sensibilmente il tempo di preparazione, elemento di particolare interesse per una società più "occupata" e con un innalzato benessere in termini di reddito disponibile pro capite.

Il tempo è divenuto, infatti, un fattore estremamente importante nella nostra società. Sempre più spesso, ad esempio, gli spostamenti per ragioni di lavoro, le ridotte pause per il pasto durante l'orario lavorativo impediscono il rientro a casa per il pranzo. La maggior partecipazione della donna nel mercato del lavoro, inoltre, crea una domanda di ristorazione extradomestica aggiuntiva per i bambini che, in modo sempre più frequente, vengono giornalmente affidati a strutture per l'infanzia o scolastiche a tempo pieno. Le interrelazioni di questi ed altri fattori, hanno fatto sì che negli anni sia gradualmente aumentato il costo opportunità dei lavori domestici svolti nell'ambito familiare. Da qui nasce la ricerca del consumatore di prodotti o modalità di consumo alimentare ad elevato contenuto di servizio in una o più fasi del processo: dall'acquisto, alla preparazione del cibo, sino ad arrivare al consumo stesso.

Questo spiega, almeno in parte, la crescente domanda di prodotti surgelati, di piatti pronti o semi-preparati, e lo stesso ricorso al pasto fuori casa che spesso, soprattutto in riferimento al pranzo diventa un pasto-veloce o addirittura uno spuntino. Non sono solo questi, tuttavia, i fattori che hanno modificato negli anni il *pattern* della domanda alimentare. I pasti e gli spuntini fuori casa sono diventati anche un momento di svago e di socializzazione, a cui le persone attribuiscono un ruolo che esula dalla semplice soddisfazione di una necessità nutrizionale.

L'obiettivo di questo lavoro è quello di effettuare un'analisi dei consumi alimentari delle famiglie italiane con particolare attenzione alla componente extradomestica, parte integrante del sistema agro-alimentare. Il lavoro prevede lo studio, la costruzione e la stima di un modello microeconomico capace di specificare l'influenza delle diverse variabili (reddito, età dei componenti della famiglia, istruzione, condizione professionale, stagionalità, ampiezza del nucleo familiare, partecipazione al lavoro della donna, professione, ecc.) sulle decisioni del consumatore riguardanti la spesa per pasti e consumazioni fuori casa.

I dati statistici ufficiali sui consumi, disponibili in Italia, si riferiscono da un lato ad indagini condotte presso le unità di consumo, e dall'altro alla contabilità nazionale. Le indagini ISTAT sui bilanci familiari<sup>1</sup> forniscono una valutazione dei consumi delle famiglie residenti in Italia (escludendo quindi altre unità di consumo come le convivenze) anche in corrispondenza di alcune variabili di base quali la zona geografica di residenza (ripartizione, regione), la tipologia della famiglia (in termini di composizione e caratteristiche del capofamiglia) ed il reddito familiare. La contabilità nazionale fornisce invece una valutazione indiretta dei consumi di tutti i soggetti presenti sul territorio nazionale basata sul metodo delle disponibilità.

In Italia, a differenza di altri paesi come ad esempio gli Stati Uniti e la Gran Bretagna, in cui il fenomeno dei pasti extradomestici e dei cibi semi-preparati viene analizzato oramai da molti anni, l'indagine "istituzionale" ISTAT sui consumi delle famiglie non consente di analizzare il fenomeno in tutti i suoi aspetti (ad es. il luogo in cui viene effettuato il pasto extradomestico, il numero dei pasti fuori casa consumati nel periodo di riferimento, oppure nel caso dei cibi semi-preparati, le diverse tipologie di prodotto acquistate)<sup>2</sup>. D'altra parte, alcuni istituti di ricerca privati rilevano informazioni più articolate vendendole tuttavia a caro prezzo.

Ciononostante, l'indagine ISTAT sui consumi delle famiglie costituisce la più importante fonte di informazioni sulle spese delle famiglie italiane. Essa rileva sia i consumi alimentari domestici sia quelli extradomestici mediante un unico prospetto di spesa riguardante la decade di riferimento del mese in cui la famiglia viene intervistata. La classificazione delle tipologie di spesa, tuttavia, vede distinti i consumi alimentari ad uso domestico da quelli riguardanti i "pasti e le consumazioni fuori casa": i primi appartengono al gruppo dei *Consumi alimentari e bevande* mentre i secondi costituiscono una voce di spesa di *Alberghi, pensioni, gite e viaggi* inclusa nel gruppo *Altri beni e servizi*. Se tuttavia si aggregano la spesa per *consumi alimentari e bevande* e la spesa per *pasti e consumazioni fuori casa*, si ottiene un nuovo aggregato, le spese per consumi alimentari *complessivi*, il quale assume negli anni un'importanza decrescente sulla spesa totale per beni e servizi mentre le due componenti che lo costituiscono presentano dinamiche differenti. Le spese per consumi alimentari *extradomestici* assumono infatti un'importanza via via crescente sul totale dei consumi alimentari (dal 12,3% del 1973 al 16,4% del 1996) con notevoli differenze a livello territoriale (nel 1996, la quota raggiungeva più del 20% nel Nord-Est, mentre si attestava sul 10% circa nelle regioni del Sud).

In questo lavoro, dopo un'analisi della letteratura riguardante il processo decisionale alla base del consumo di pasti extradomestici, sono stati utilizzati, su base *cross-section*, i microdati, ovvero i dati individuali di spesa delle famiglie incluse nel campione ISTAT<sup>3</sup>. E' stato specificato e stimato, per i

---

<sup>1</sup> Dal 1968 l'ISTAT rileva mediante un'indagine campionaria i consumi delle famiglie, ovvero i consumi privati costituiti dall'ammontare dei beni e servizi acquistati (o autoconsumati) dalle famiglie per soddisfare i bisogni individuali. Il confronto fra dati relativi ad anni diversi deve essere operato con cautela, soprattutto a causa di alcune modifiche apportate nel tempo alla tecnica di campionamento ed al raggruppamento di beni e servizi in capitoli di spesa. L'indagine è nota come l'*indagine sui consumi delle famiglie* o come l'*indagine sui bilanci di famiglia* (BF).

<sup>2</sup> La metodologia di rilevazione dei dati in occasione dell'indagine Istat sui consumi delle famiglie è stata revisionata a partire dall'indagine 1997; la revisione ha riguardato il disegno campionario, il questionario e comunque tutte le fasi del processo di produzione dei dati ma ad oggi non sono ancora stati resi disponibili i files contenenti i dati individuali).

<sup>3</sup> I microdati (o dati individuali) forniscono le informazioni sulle caratteristiche e sulle spese di ciascuna famiglia inclusa nel campione ISTAT per l'indagine sui consumi. Il campione delle famiglie utilizzato nell'indagine ISTAT sui consumi è costruito mediante un piano di campionamento a due stadi studiato per fornire risultati significativi a livello regionale. Il *campione di primo stadio* è costituito da circa 550 comuni, di cui comuni di gruppo 1 o autorappresentativi (circa 150 fra

campioni completi 1995, 1996 e per alcuni sub-campioni "notevoli" (famiglie unipersonali, coppie con o senza figli) un modello microeconomico a due stadi, nel quale il primo stadio riflette la decisione di effettuare la spesa, ovvero la *partecipazione* al consumo extradomestico (Si/No), mentre il secondo stadio riflette la decisione del *livello* della spesa in termini di quota di bilancio o di valore della spesa.

Solo mediante un'analisi basata sui microdati è possibile analizzare il fenomeno nella chiave di decisione a due stadi, *se effettuare la spesa e quanto spendere*, perché una delle principali peculiarità dei dati individuali è quella di presentare valori nulli o positivi a seconda del comportamento di spesa della singola famiglia per un generico bene *i*.

I valori nulli presenti nelle voci di spesa relative ad una o più tipologie di beni alimentari, tuttavia, possono essere dovuti a diversi fattori e non semplicemente ad un atteggiamento di consumo o non consumo. Considerando la singola voce di spesa pasti e consumazioni fuori casa, i casi potrebbero essere: la famiglia, ovvero i suoi componenti non sostengono mai spese per pasti e consumazioni fuori casa; la famiglia non ha consumato pasti fuori casa nella decade di riferimento (infrequenza di spesa); la famiglia consumerebbe pasti fuori casa se intervenissero alcuni cambiamenti (ad es. di natura economica).

L'indagine ISTAT non contiene sufficienti informazioni per poter distinguere a quali dei fattori indicati precedentemente siano da attribuire i valori nulli. Per questa ragione quindi - e considerando inoltre che nel caso dei pasti extradomestici non si può supporre un effetto "scorta", ovvero a differenza della spesa per altri beni alimentari, la distinzione fra spesa e consumo non sussiste nel senso che nel momento della spesa vi è anche il consumo - le spese nulle vengono associate ad una decisione di non consumo e viceversa per le spese positive, associazione che è valida subordinatamente al periodo di osservazione. Ciò comporta non pochi problemi econometrici per la stima del modello poiché se il mancato consumo fosse totalmente attribuibile ad un'infrequenza di spesa, si potrebbe anche supporre, che i due gruppi (individuati sulla base di spesa positiva e di spesa nulla) costituiscono campioni casuali indipendenti, altrimenti, se si facesse ricorso a modelli costituiti da una semplice equazione di spesa per pasti e consumazioni fuori casa (spesa che è costituita da valori troncati con estremo inferiore nullo) si potrebbe incorrere in una potenziale distorsione da autoselezione del campione.

Nel modello a due stadi che viene proposto in questo lavoro, al primo stadio viene utilizzata un'equazione di tipo "probit", per valutare l'influenza delle diverse variabili sulla decisione (probabilità) di effettuare o meno la spesa, in cui la variabile dipendente, dicotomica, assume valore 1 se la spesa è positiva, altrimenti assume valore zero. Nel secondo stadio viene utilizzata un'equazione in cui la variabile dipendente (continua con estremo inferiore nullo) è costituita dalla quota di bilancio (quota di spesa media mensile della famiglia per pasti e consumazioni fuori casa sulla spesa media

---

capoluoghi di provincia e comuni con almeno 50.000 abitanti) vengono tutti compresi nel campione di primo stadio e partecipano alla rilevazione in modo continuativo; i comuni di gruppo 2 o non autorappresentativi (comuni non capoluoghi e con popolazione inferiore a 50.000 abitanti) vengono stratificati all'interno delle regioni in modo da individuare circa 400 strati ognuno dei quali viene rappresentato nell'ambito di ciascun trimestre da tre comuni. Il *campione di secondo stadio* è costituito, nel 1996, da 1.895 famiglie (3.000 circa fino al 1995) per ciascun mese, pari a circa 22.740 famiglie (34.000 circa fino al 1995) l'anno, estratte dalle anagrafi dei comuni campione; il campione delle famiglie è totalmente rinnovato ogni mese. Per ogni famiglia si hanno 296 variabili nel caso del file gerarchico e 142 variabili nel caso del file non gerarchico. La differenza fra file non gerarchico e file gerarchico è data dalle informazioni socio-economiche e demografiche relative ai singoli componenti della famiglia: nel caso del file non gerarchico tali informazioni sono disponibili solo per la persona di riferimento (capofamiglia), mentre nel caso del file gerarchico le medesime sono disponibili anche per tutti gli altri componenti del nucleo familiare.

mensile totale della famiglia), mentre i regressori includono variabili di tipo economico, sociale e demografico relative al capofamiglia e agli altri componenti della famiglia.

Tale modellizzazione si rifà alla procedura di stima nota in letteratura come la procedura di Heckman per la stima dei modelli di regressione censurata; essa viene utilizzata in questo lavoro con alcune varianti rispetto alla sua versione tradizionale (proposte nel par. 3). Quella di Heckman non rappresenta l'unica metodologia statistica per analizzare modelli con variabili dicotomiche-continue; altri metodi sono stati utilizzati (ad es. da Tobin, Cragg) in presenza di variabili dicotomiche-continue anche in contesti diversi<sup>4</sup>.

I modelli utilizzati in numerosi lavori empirici sui consumi alimentari extradomestici, basati sull'approccio della decisione a due stadi del consumatore, presentano usualmente una specificazione dell'equazione di spesa in cui la variabile dipendente è rappresentata dal *valore della spesa* per famiglia o per componente (ad esempio, Byrne, Capps e Saha 1996; Lee e Brown 1986). Nel modello che viene presentato in questo lavoro introdurremo una specificazione in cui la variabile dipendente è rappresentata dalla *quota di bilancio* e la forma funzionale - quadratica nel logaritmo della spesa totale, utilizzata come proxy del reddito - si rifà al modello *Almost Ideal* di Deaton e Muellbauer (1980) e ad alcune importanti considerazioni in riferimento alla specificazione quadratica di Banks, Blundell e Lewbel (1997), autori che recentemente hanno utilizzato una formulazione del modello di domanda di tipo QUAJ (*Quadratic Almost Ideal*).

L'utilizzo di un modello di grado più elevato è particolarmente interessante nel caso di specificazioni di funzioni di domanda per beni che non presentano una relazione lineare con il logaritmo della spesa totale, come invece accade spesso nel caso dei beni "necessari". Una specificazione quadratica è particolarmente adeguata nel caso di modelli di domanda per beni o servizi, che potrebbero essere "di lusso" in corrispondenza di alcuni livelli di reddito, ma che potrebbero risultare "necessari" in corrispondenza di altri: questa rappresenta una soluzione ottimale proprio nel caso dei consumi alimentari *extradomestici*.

Il lavoro, oltre a questa parte introduttiva, si articola in cinque sezioni: nella prima, viene fornito un quadro relativo all'evoluzione dei consumi alimentari delle famiglie italiane, con particolare attenzione all'aggregato spesa alimentare *complessiva* ed alle sue componenti, spesa per consumi alimentari *domestici* e spesa per consumi alimentari *extradomestici* (paragrafo 2). Nella seconda, dopo un'analisi sugli sviluppi recenti in letteratura, si affrontano le implicazioni della teoria economica e quelle econometriche relativamente alla costruzione del modello, con microdati, per le decisioni di spesa *extradomestica* delle famiglie (paragrafo 3). Nella terza si presentano i risultati della stima del modello proposto (paragrafo 4), successivamente le elasticità per tipologia di famiglia (paragrafo 5) ed infine le principali conclusioni del lavoro (paragrafo 6).

## **2. La spesa alimentare complessiva delle famiglie**

Le analisi tradizionali sui consumi alimentari delle famiglie in Italia, riguardano generalmente la composizione delle diverse voci di spesa, l'evoluzione della struttura nel tempo e l'importanza della

---

<sup>4</sup> Ad esempio, nell'analisi dell'offerta di lavoro dove le due alternative sono rappresentate da occupazione (cui corrisponde un numero positivo di ore di lavoro) e disoccupazione o non partecipazione alla forza di lavoro (cui corrisponde un numero nullo di ore lavorate).

spesa alimentare delle famiglie sulla spesa complessiva per beni e servizi. Nella letteratura internazionale tuttavia vi sono spunti interessanti (Lamm, 1982, Lee e Brown, 1986, Nayga e Capps, 1992) per affrontare un'analisi innovativa dei consumi delle famiglie italiane che parte dal considerare il consumo alimentare *complessivo* come quello risultante da due componenti: il consumo alimentare *domestico* ed il consumo alimentare *extradomestico*.

La spesa per il consumo alimentare *complessivo* così definita include quindi sia le spese per i generi alimentari acquistati presso le diverse strutture di distribuzione (supermercati, ipermercati, superettes, negozi specializzati, ecc.) ed utilizzate per la preparazione domestica dei pasti, corrispondenti al consumo alimentare *domestico*<sup>5</sup>, sia le spese per consumazioni (pasti o snack) effettuate presso tutte le strutture della ristorazione commerciale, come ristoranti, trattorie, bar-cafferterie, pubs, pizzerie, pasticcerie e presso quelle della ristorazione istituzionale (mense aziendali, scolastiche, ecc.), purché consumate in questi stessi luoghi, corrispondenti al consumo alimentare *extradomestico*<sup>6</sup>.

### 2.1 *Evoluzione delle spese per consumi domestici e per consumi extradomestici: 1973-1996*

Il rapido modificarsi degli stili di vita della popolazione italiana dovuto a cambiamenti socio-economici e demografici viene indicato come uno dei principali fattori che influenzano le caratteristiche e le modalità dei consumi delle famiglie ed in particolare della spesa per pasti extradomestici (Tassinari e Viviani, 1990; Tirelli, 1991; Gatti e Migani, 1997). Una maggiore partecipazione delle donne nella forza lavoro, ad esempio, produce maggiori limiti al tempo disponibile per la preparazione dei pasti in casa e fa sì che il costo opportunità del lavoro domestico svolto, ad esempio, dalla moglie-madre di famiglia, diventi più elevato. Ciò spinge sia verso un maggior utilizzo di prodotti alimentari semi-preparati, sia verso una più frequente esternalizzazione, rispetto alla dimensione domestica, del consumo del pasto<sup>7</sup>.

I dati relativi alla composizione della spesa alimentare *complessiva*, indicano che a fronte di una forte riduzione dell'importanza della spesa alimentare sul totale, le spese per pasti e consumazioni fuori casa salgono, rispettivamente dal 1973 al 1996, dal 12,3% al 16,4% della spesa per i consumi alimentari complessivi (Tavola 2.1).

---

<sup>5</sup> In questa stessa categoria rientrano inoltre le spese per l'acquisto di torte, gelati presso pasticcerie o gelaterie e per l'acquisto di pizze da asporto presso pizzerie, purché consumate in casa. Un'eccezione al criterio del luogo di consumo può essere rappresentata dai beni alimentari acquistati, ad esempio presso un supermercato, ed utilizzati per la preparazione di un pic-nic e quindi fisicamente consumati al di fuori delle mura domestiche, beni che comunque rientrano nelle spese per consumi alimentari domestici.

<sup>6</sup> La distinzione fra consumo alimentare *domestico* ed *extradomestico* fa quindi riferimento al luogo in cui il consumo viene effettuato. Inoltre, nella definizione che viene data dall'ISTAT la voce "pasti e consumazioni fuori casa" prende in considerazione solo le spese delle famiglie residenti, che non siano in vacanza, comprendendo anche i pasti e le consumazioni offerte; rimane esclusa quindi la spesa per questa stessa voce effettuate dagli stranieri sul territorio nazionale. Ciò è particolarmente negativo se si considera l'importanza dei flussi turistici in Italia. È importante sottolineare, inoltre, che le informazioni sui consumi delle famiglie di fonte ISTAT (indagine BF), sono inferiori in linea di massima di circa il 10% rispetto a quelle di contabilità nazionale le quali, al contrario, comprendono anche le spese dei turisti stranieri in Italia e delle persone che vivono nelle convivenze.

<sup>7</sup> Informazioni desumibili dall'Indagine Multiscopo dell'ISTAT riguardanti gli stili alimentari delle famiglie italiane indicano che il 18% delle persone con più di 3 anni non pranza in casa. Tale quota, in crescita rispetto all'anno precedente di circa un punto percentuale, rappresenta circa 10 milioni di persone delle quali più del 40% pranza in mensa ed il 26% pranza in un bar o in un ristorante-trattoria.

Tavola 2.1: *Spese medie mensili per componente per consumi alimentari totali, alimentari domestici ed alimentari extradomestici (valori correnti e valori a prezzi 1985)*

ANNO	SPESE ALIMENTARI TOTALI			Di cui: SPESE ALIMENTARI DOMESTICHE			Di cui: SPESE ALIMENTARI EXTRADOMESTICHE		
	Nominali	% <sup>a</sup>	Reali (prezzi 1985)	Nominali	% <sup>b</sup>	Reali (prezzi 1985)	Nominali	% <sup>b</sup>	Reali <sup>c</sup> (prezzi 1985)
1973	31.153	40,9	169.395	27.317	87,7	143.554	3.836	12,3	25.841
1974	38.001	41,9	174.488	33.363	87,8	148.890	4.638	12,2	25.598
1975	42.951	39,0	167.087	37.958	88,4	143.524	4.993	11,6	23.563
1976	50.823	38,3	167.488	45.240	89,0	146.112	5.583	11,0	21.376
1977	61.221	38,8	167.975	54.393	88,8	147.232	6.828	11,2	20.743
1978	69.615	39,1	170.184	61.444	88,3	147.292	8.171	11,7	22.892
1979	79.050	37,3	170.938	69.367	87,8	146.820	9.683	12,2	24.118
1980	96.256	36,1	179.201	84.341	87,6	154.442	11.915	12,4	24.759
1981	110.457	35,2	173.801	96.229	87,1	149.184	14.228	12,9	24.617
1982	128.701	35,1	173.400	111.645	86,7	148.668	17.056	13,3	24.732
1983	146.450	34,8	174.919	126.525	86,4	150.082	19.925	13,6	24.837
1984	159.227	33,9	173.805	136.541	85,8	148.392	22.686	14,2	25.413
1985	178.264	32,6	178.264	153.641	86,2	153.641	24.623	13,8	24.623
1986	195.937	31,6	184.561	167.227	85,3	158.509	28.710	14,7	26.052
1987	205.430	29,9	185.349	175.060	85,2	159.146	30.370	14,8	26.203
1988	215.414	28,9	186.141	182.430	84,7	159.606	32.984	15,3	26.535
1989	230.328	27,6	186.655	192.892	83,7	158.759	37.436	16,3	27.896
1990	258.654	28,3	196.631	214.801	83,0	166.512	43.853	17,0	30.119
1991	274.286	27,1	194.803	229.261	83,6	166.562	45.025	16,4	28.241
1992	278.216	26,7	187.738	232.963	83,7	161.242	45.253	16,3	26.496
1993	277.893	27,1	182.644	232.310	83,6	157.417	45.583	16,4	25.227
1994	284.743	26,0	180.541	237.405	83,4	155.435	47.338	16,6	25.106
1995	293.553	25,7	175.630	245.962	83,8	151.806	47.591	16,2	23.824
1996	299.741	25,2	172.169	250.719	83,6	148.504	49.022	16,4	23.665

<sup>a</sup> sul totale delle spese per beni e servizi

<sup>b</sup> sul totale delle spese alimentari

<sup>c</sup> l'indice utilizzato è l'indice dei prezzi per le consumazioni e pasti presso ristoranti e caffè per l'intera collettività

Fonte: ns. elaborazioni su dati ISTAT, Indagine sui consumi delle famiglie, anni vari

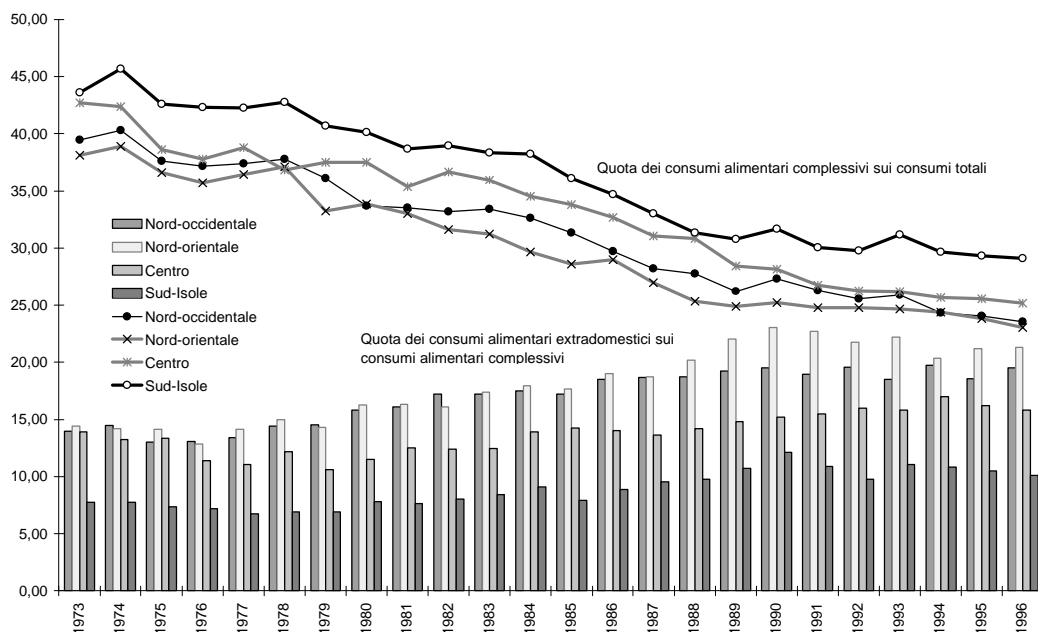
Questa tendenza presenta sostanziali differenze se esaminata a livello di singola ripartizione geografica. Infatti, al di là delle differenze nei valori della spesa totale per componente rilevati nelle singole ripartizioni geografiche, se si considerano le quote di spesa le diversità appaiono in tutta la loro evidenza<sup>8</sup>. L'importanza delle spese alimentari sul totale cala in tutte le ripartizioni geografiche senza mostrare nel complesso una significativa convergenza nei valori raggiunti alla fine del periodo considerato, se non una maggiore vicinanza fra i valori del centro e quelli delle ripartizioni settentrionali (rispettivamente 25,1 e 23,6 e 23,1 nel 1996, per il centro, il nord-ovest ed il nord-est). I valori del mezzogiorno rimangono invece sensibilmente più elevati degli altri, pari a 29,1% nel 1996. Le diversità territoriali divengono ancora più evidenti considerando la quota dei consumi alimentari extradomestici (Grafico 2.1).

L'evoluzione, in termini reali, dei consumi totali indica, dal 1986, una tendenza in crescita fino ai primi anni Novanta cui successivamente è seguita, a cavallo del 1992-93 una fase di stagnazione; parallelamente si è avuta una riduzione più evidente dei valori reali sia dei consumi alimentari domestici, sia di quelli extradomestici. In termini reali (a prezzi 1990), il valore della spesa per pasti e consumazioni fuori casa per componente si è mantenuto, nel periodo considerato, su valori compresi

<sup>8</sup> La spesa per componente totale per beni e servizi è estremamente differente a livello di singole ripartizioni geografiche. Nel 1996, ad esempio, la spesa media mensile per componente è stata nelle regioni del nord superiore ad 1.400.000 lire mentre il valore scende a circa 1.200.000 lire nelle regioni centrali e ad 836.000 lire nel mezzogiorno (sud e isole). Le differenze sono imputabili sia a diversi livelli di reddito disponibile nelle regioni italiane sia, soprattutto, a sostanziali differenze nel livello dei prezzi dei beni e servizi.

fra le 40.000 e le 50.000 Lire con punte ampiamente superiori nei mesi estivi ed inferiori nei primi mesi dell'anno ed a novembre<sup>9</sup>.

Grafico 2.1: Evoluzione della quota di spesa per consumi alimentari complessivi sul totale dei consumi per beni e servizi e della quota degli alimentari extradomestici sugli alimentari complessivi per ripartizione geografica<sup>a</sup>



<sup>a</sup> valori per componente a prezzi correnti

Fonte: ns. elaborazioni su dati ISTAT, Indagine sui consumi delle famiglie

## 2.2 Famiglie consumatrici e famiglie non consumatrici di "pasti e consumazioni fuori casa"

Un ulteriore elemento di analisi delle modalità di consumo alimentare delle famiglie italiane è costituito dalle caratteristiche delle famiglie con valori di spesa positivi e di quelle con valori di spesa nulli per pasti extradomestici. Come anticipato, l'identificazione fra valore di spesa nullo ed atteggiamento di non consumo da parte della famiglia o dell'individuo esaminato non è scontata. I valori nulli presenti nella voce di spesa *pasti e consumazioni fuori casa* possono infatti essere dovuti a tre diverse ragioni.

- la prima ragione potrebbe semplicemente riflettere che la famiglia non consuma mai né pasti fuori casa né consumazioni al bar per diversi motivi (non ne ha l'occasione, preferisce mangiare in casa, ecc.); in questo caso le famiglie possono essere considerate come reali "non consumatrici";

<sup>9</sup> E' importante sottolineare che vi sono diversi fattori che implicano una sottostima del valore delle spese per pasti e consumazioni fuori casa. Si ritiene ad esempio che una parte della voce di spesa "denaro dato ai figli" compresa nel capitolo "altre spese" viene sicuramente utilizzata per l'alimentazione fuori casa; un'ulteriore fonte di sottostima è data dal problema dell'*underreporting* dovuto alle dimenticanze di spesa, fenomeno tipico di tutte le indagini che si affidano alla registrazione delle stesse. Inoltre, il progressivo espandersi del fenomeno dei *ticket restaurant* per i quali vi è una minima spesa monetaria, pagata da parte dell'utente del servizio in prima persona, rispetto al valore dei pasti (pagato in parte con il buono stesso), porta a dire che i valori ottenuti scontino di una sottostima strutturale. A confermare le considerazioni precedenti relative alla sottostima dei dati rilevati nella voce di spesa "pasti e consumazioni fuori casa" è indirettamente la stessa ISTAT che, nel 1986, con un'indagine telefonica *ad hoc* sulla spesa per pasti e consumazioni extradomestiche, ha determinato un valore che risulta superiore di circa il 50% rispetto a quello rilevato mediante il campione solitamente utilizzato.



- la seconda ragione identifica le famiglie "consumatrici ma non frequenti" per le quali la registrazione di spesa nulla è motivata dalla breve durata del periodo di rilevazione (dieci giorni); in altri termini le famiglie potrebbero presentare valori di spesa nulli semplicemente poiché non hanno consumato pasti fuori casa *nella* decade di riferimento (infrequenza di spesa);
- la terza ragione porta a definire le famiglie "consumatrici potenziali"; queste famiglie potrebbero acquistare e quindi consumare pasti extradomestici se intervenissero alcuni cambiamenti di natura economica (ad esempio, un abbassamento dei prezzi o un incremento del reddito della famiglia). In pratica le osservazioni nulle risultano da una scelta completamente libera del consumatore<sup>10</sup>.

L'indagine ISTAT non contiene informazioni sufficienti per poter distinguere a quali dei precedenti fattori siano da attribuire i valori nulli; ciò comporta inevitabilmente l'introduzione di un criterio di classificazione "forte", ovvero l'attribuzione di tutti i valori nulli ad atteggiamenti di "non consumo"<sup>11</sup> anche se in taluni casi sarebbe probabilmente più corretto parlare di famiglie che non hanno effettuato spese per pasti e consumazioni fuori casa *nella* decade di riferimento o che potrebbero consumare pasti fuori casa ma *solo se* intervenissero alcuni cambiamenti di natura economica.

L'evoluzione della quota di famiglie che hanno effettuato almeno una consumazione fuori casa rispetto al totale delle famiglie, mostra un trend in leggera crescita fino all'inizio degli anni Novanta (dal 61% del 1986 al 71% del 1990) per poi scendere su valori stazionari, attorno al 65-66%, negli anni successivi. In sostanza, le famiglie che consumano pasti e consumazioni fuori casa rappresentano circa i due terzi del totale. Ma quali sono invece le famiglie non consumatrici?

La componente reddito è sicuramente molto importante: più della metà delle famiglie in cui la spesa media mensile per componente non supera le 600.000 lire, presentava, nel 1996, un valore nullo per la spesa di pasti e consumazioni fuori casa. La quota di famiglie non consumatrici raggiunge inoltre circa i due terzi in corrispondenza di una spesa media per componente fino a 400.000 lire mentre scende drasticamente all'aumentare della classe di spesa media fino a raggiungere valori al di sotto del 20% per le classi superiori a 2,4 milioni di spesa per componente. L'influenza del reddito sembra quindi determinante ed identifica, nei pasti e consumazioni fuori casa, un bene sicuramente "non necessario" per le famiglie in cui le disponibilità economiche non sono particolarmente elevate. L'elasticità della spesa per pasti e consumazioni fuori casa rispetto alla spesa totale calcolata sui dati individuali indica, infatti, un valore superiore ad 1 (1,404, nel 1996).

Al di là del reddito, anche la residenza delle famiglie in zone diverse sia in termini di ripartizioni geografica o regione, sia in termini di urbanizzazione, differenzia il ricorso alla spesa-non spesa per pasti e consumazioni fuori casa. Le regioni nord-orientali sono quelle con la quota più bassa di famiglie con spesa nulla (23,2%) fra le quali spicca il Veneto con il valore più basso rispetto a tutte le altre regioni italiane (19%). Le regioni nord-occidentali e centrali presentano valori piuttosto simili, attorno al 30% circa, con uniche eccezioni rappresentate dall'Emilia-Romagna e dalle Marche in cui le famiglie con spesa nulla scendono rispettivamente al 23,5% ed al 24,6%. Sud ed Isole, non a caso le zone in cui il reddito medio per componente si posiziona su livelli inferiori a quelli del settentrione e

<sup>10</sup> I consumatori potenziali rappresentano una *soluzione corner* al convenzionale problema della massimizzazione dell'utilità (Pudney, 1989).

<sup>11</sup> Esistono altri criteri di classificazione al di là di quello utilizzato in questo lavoro. Ad esempio si potrebbe assumere che i valori di spesa nulli siano totalmente imputabili ad una infrequenza di spesa. Questa assunzione implicherebbe, tuttavia, una modellizzazione della decisione di consumo diversa rispetto a quella che utilizzeremo nel presente lavoro.

del centro, presentano quote di famiglie con spesa nulla prossime al 50% con valori anche superiori nel caso di Campania e Calabria.

Anche altre variabili, tuttavia, legate alle condizioni socio-economiche del capofamiglia (es. età, condizione/posizione professionale) e degli altri componenti del nucleo familiare (condizione professionale della moglie), differenziano ulteriormente il ricorso al consumo alimentare extradomestico.

### **3. Un modello microeconomico per le decisioni di spesa delle famiglie**

In passato sono stati effettuati numerosi lavori sulle determinanti delle spese delle famiglie per consumi alimentari extradomestici che esulano dalla suddivisione della decisione di spesa in due stadi (Prochaska e Schrimper, 1973, Redman, 1980, Dardis, Lehfeld e Derrick, 1982, Lamm, 1982, Kinsey, 1983, McCracken e Brandt, 1987, Dardis e Soberon-Ferrer, 1991, Horthon e Campbell, 1992, Nayga e Capps 1992).

Studi recenti, al contrario, hanno utilizzato metodologie di analisi che considerano distintamente la decisione di effettuare (*partecipazione*) la spesa per una particolare tipologia di prodotto e la decisione riguardante il *livello* di spesa applicando frequentemente tale approccio anche ai pasti e consumazioni fuori casa (Byrne, Capps e Saha, 1996; Lee e Brown, 1986; Yen, 1993; Haines, Guilkey e Popkin, 1988) ed è questo l'approccio seguito anche in questo lavoro.

Fra i contributi più recenti assumono quindi particolare rilevanza quelli di Yen (1993), Byrne, Capps, Saha (1996, 1997) ed infine Park e Capps (1997). Yen (1993) ha utilizzato il modello *double-hurdle* proposto da Cragg (1971), per lo studio del comportamento di spesa per pasti extradomestici delle famiglie statunitensi considerando solo quelle in cui erano presenti contemporaneamente marito e moglie (campione di 4.199 famiglie). I risultati suggeriscono che le famiglie in cui la moglie è occupata e quelle con i redditi più elevati hanno una maggiore probabilità di consumare pasti fuori casa (partecipazione alla spesa) e che inoltre consumano più delle altre (livello della spesa). Anche Byrne, Capps, Saha (1996) come Yen, hanno effettuato un'analisi sul comportamento di spesa per consumi alimentari extradomestici delle famiglie statunitensi stimando empiricamente il processo di decisione a due stadi ma utilizzando una metodologia di stima distinta da quella di Yen. Secondo questi autori, le famiglie possono infatti scegliere come acquistare cibo per il proprio consumo alimentare. La famiglia può acquistare i prodotti alimentari e realizzare almeno una parte del processo di preparazione del cibo nella propria abitazione (consumo alimentare domestico) oppure può acquistare il cibo già preparato ed in una forma pronta da mangiare e consumarlo direttamente fuori casa (consumo alimentare extradomestico). L'approccio utilizzato da Byrne, Capps e Saha (1996), per la modellizzazione dei consumi alimentari fuori casa è quello di applicare la teoria della produzione della famiglia così come fecero in precedenza altri autori (Prochaska e Schrimper 1973, McCracken e Brandt 1987, Yen, 1993). In base a tale teoria, le famiglie vengono considerate allo stesso tempo produttrici e consumatrici.

Seguendo la formulazione di Yen (1993), si ha la seguente equazione di spesa, derivata dalla funzione di utilità della famiglia e soggetta ad alcuni vincoli:

$$E_j = f(t_w, M_j, \mathbf{D}_j)$$

dove  $M_j$  rappresenta il reddito complessivo della famiglia,  $E_j$  rappresenta la spesa per consumi alimentari extradomestici della  $j$ -esima famiglia,  $t_w$  rappresenta le ore di lavoro del componente della  $j$ -esima famiglia che in prevalenza si occupa delle attività domestiche (*household manager*) e  $\mathbf{D}_j$  rappresenta un vettore di variabili sociodemografiche relative alla  $j$ -esima famiglia. Le variabili sociodemografiche denotano potenziali differenze nelle preferenze e nei comportamenti di spesa delle famiglie basate sulla zona di residenza, l'ampiezza e composizione della famiglia, l'istruzione, lo stato civile, il sesso del capofamiglia, il grado di urbanizzazione in cui la famiglia vive, l'età dei componenti della famiglia. Utilizzando la specificazione di Yen, il salario del capofamiglia viene sostituito dal numero delle ore lavorate al fine di misurare il costo opportunità del tempo. Una maggiore partecipazione al lavoro da parte del manager della famiglia restringerebbe il tempo disponibile per la funzione di produzione della famiglia. Conseguentemente ci si aspetta che le spese per pasti e consumazioni fuori casa siano positivamente correlate alla partecipazione al lavoro.

### 3.1 *Spese nulle: perché e come trattarle*

Un problema comune che si ha utilizzando le indagini cross-section sui consumi è dato dal fatto che molte indagini sulle spese delle famiglie sono basate su periodi di osservazione molto brevi, a volte soltanto una o due settimane<sup>12</sup>.

Un semplice modello di domanda che gli econometrici potrebbero prefiggersi di stimare, si affida ai tassi reali di *consumo* dei beni, poiché è presumibilmente il consumo che produce 'utilità', ed inoltre è il consumo che rappresenta il vero obiettivo dell'individuo (Pudney, 1989). Tuttavia, le indagini cross-section sono in grado di osservare gli *acquisti* dei beni e poiché si assume che non è l'atto di acquisto in sé che produce utilità, i dati osservati sugli acquisti sono rilevanti solo se consumi e acquisti possono essere fra loro assimilati. Nelle indagini con un breve periodo di osservazione, consumi ed acquisti possono differire in maniera netta per molte tipologie di beni, e ciò può creare un problema molto serio nel cercare di stimare un modello di consumo direttamente dai dati di acquisto.

Per esempio un bene che viene regolarmente acquistato una volta ogni 4 settimane avrà una probabilità del 75% che, durante un'indagine con periodo di osservazione di una settimana, presenti un non acquisto ed un 25% di probabilità che l'acquisto venga osservato con una quantità di quadruplicata rispetto alla quota media settimanale di consumo. In questo modo un'osservazione nulla potrebbe non corrispondere ad un atteggiamento o volontà di non consumo ed un'osservazione non nulla potrebbe non rappresentare una misura accurata del livello di consumo.

La gravità di questo problema dipenderà dal tipo di bene e dal consumatore coinvolto. In generale la ragione per cui vi siano spese nulle è sconosciuta; verosimilmente, la quota di famiglie che indica un non acquisto per una tipologia di prodotto durante il periodo di osservazione, tende ad incrementarsi a mano a mano che la categoria di prodotto diventa più specifica (ad esempio sarà presente un maggior numero di valori nulli per il "parmigiano reggiano" piuttosto che "formaggi" o per la categoria "caffè" piuttosto che "consumazioni al bar") o quando il periodo di osservazione diventa più breve. Per queste ragioni modelli di domanda basati sui dati rilevati in occasione di indagini sulla spesa delle famiglie

---

<sup>12</sup> Nell'indagine ISTAT, il periodo di osservazione è di 10 giorni nel caso dei beni alimentari e di altri beni ad acquisto frequente (giornali, tabacco, biglietti autobus, pasti e consumazioni fuori casa, ecc.) mentre nel caso di altri beni e dei beni durevoli, la famiglia viene intervistata per quanto riguarda le spese sostenute nel mese, la cui decade di riferimento appartiene, e per quanto riguarda alcune spese rilevanti sostenute negli ultimi tre mesi.

dovrebbero considerare tipologie di beni ad acquisto frequente anche se non è solo la scelta del bene che può condurre ad una costruzione corretta del modello<sup>13</sup>.

La scelta della metodologia econometrica più appropriata per la stima, dovrebbe essere basata sulla considerazione di quale gruppo (non consumatrici, infrequenza di spesa, consumatori potenziali, vedi paragrafo 2.2) può essere assimilato alle famiglie che presentano spesa nulla. In generale, tuttavia, le indagini sui consumi delle famiglie come quella realizzata in Italia dall'ISTAT, non forniscono le informazioni necessarie per determinare a quale gruppo di non acquirenti appartengono le famiglie che hanno valori di spesa nulli (Deaton, Irish, 1984).

La presenza di persone che non acquistano un particolare prodotto, dà origine a due interrogativi: in primo luogo, ci si chiede se le famiglie con spesa nulla contribuiscono con informazioni aggiuntive all'analisi o se tali famiglie possono semplicemente essere omesse. Secondariamente, se le famiglie con spesa nulla differiscono dal resto del campione quali metodologie econometriche devono essere utilizzate per stimare le equazioni di domanda? La situazione che si viene a creare a causa della presenza di valori nulli in corrispondenza delle spese registrate per una tipologia di prodotto, costituisce un esempio del più generale problema econometrico delle variabili dipendenti limitate ed in questo caso il valore limite è zero. In passato, per stimare funzioni di domanda con dati contenenti un considerevole numero di non acquirenti, a causa della mancanza di consapevolezza di questo problema, è stato utilizzato il metodo dei minimi quadrati ordinari che tuttavia produce stime distorte ed inconsistenti (Maddala, 1983; Amemiya, 1984; Cragg, 1971).

### 3.2 Stima con modelli di regressione censurata/troncata

La tecnica più comune per la stima di modelli che sono soggetti ad un vincolo di non negatività è quella basata sul modello di regressione censurata. Questo modello è stato introdotto per la prima volta nella letteratura econometrica da Tobin (1958) ed è divenuto noto come il modello Tobit (terminologia coniata da Goldberger (1964) da 'Tobin's probit')<sup>14</sup>. I modelli Tobits sono noti, inoltre, come i modelli di regressione *censurata* o *troncata*<sup>15</sup>.

Esistono due regressioni che in presenza di un campione censurato, un ricercatore potrebbe ragionevolmente fare: una, escludendo i valori nulli, mentre l'altra utilizzando l'intero campione. Se gli zeri vengono esclusi, la regressione viene quindi calcolata su un campione troncato, con un livello di inclusione nel campione che sarà dato da  $x_n > 0$  (dove  $x$  indica la spesa per il bene considerato). Questo è un particolare caso di campionamento troncato e lo stimatore ottenuto con una regressione convenzionale su un tale campione è sempre distorto come è stato mostrato ad esempio da Pudney (1989, par. 2.5.1). D'altra parte se gli zeri vengono mantenuti nel campione, il vettore dei coefficienti di regressione ha una distorsione che è funzione dell'inverso del rapporto di Mills (Pudney, 1989, par. 4.1.1), termine che vedremo in dettaglio successivamente.

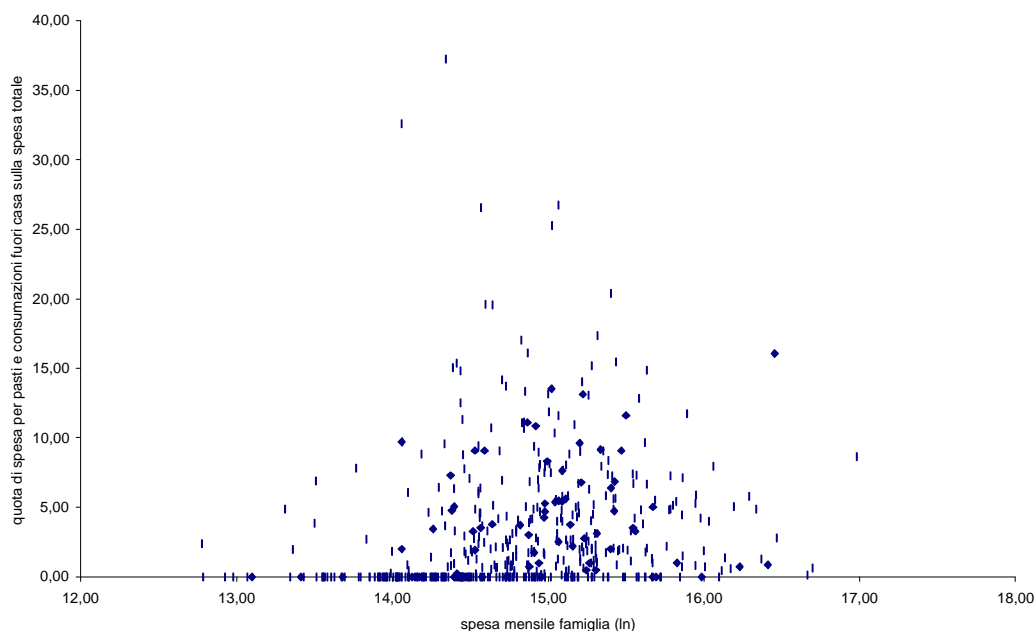
---

<sup>13</sup> Nel caso dei pasti fuori casa il problema derivante dalla non coincidenza fra acquisto e consumo quale potrebbe verificarsi nel caso di un bene che si presta a "scorte" domestiche è in parte superato poiché acquisto e consumo coincidono. Tuttavia questa considerazione non esclude che il fatto che si possano presentare valori di spesa nulli perché la famiglia rilevata consuma solo saltuariamente pasti extradomestici.

<sup>14</sup> Si tratta essenzialmente di una modificazione *ad hoc* del classico modello di regressione, in modo tale da permetterne l'utilizzo nei casi in cui ci sono delle osservazioni 'ammucchiate' su un valore limite (usualmente lo zero) (es. grafico 3.1).

<sup>15</sup> Il modello si dice *troncato* se le osservazioni al di fuori di un certo *range* [della variabile dipendente] vengono totalmente perdute, mentre si dice *censurato* se si possono almeno osservare le variabili esogene (Amemiya, 1984)

Grafico 3.1: Un esempio di campione censurato: distribuzione di 500 famiglie estratte casualmente dal campione dell'indagine Istat del 1996



Fonte: elaborazioni su dati ISTAT, Indagine sui consumi delle famiglie, 1996

Trattando con campioni censurati un'ulteriore problema che il ricercatore si può trovare di fronte è quello del *sample selection bias* (distorsione da autoselezione del campione)<sup>16</sup>. In letteratura vi sono numerosi contributi di discussione sulla distorsione che deriva dall'utilizzo di campioni selezionati in modo non casuale per la stima di atteggiamenti dei diversi sottogruppi di unità così individuati. Heckman (1979) ha trattato la *sample selection bias* come un errore di specificazione ed ha proposto un semplice stimatore consistente in grado di eliminare l'errore di specificazione nel caso dei campioni censurati. La soluzione proposta da Heckman è in contrasto con la tradizionale analisi delle "variabili omesse" o errore di specificazione; secondo Heckman nel caso del *sample selection bias*, è possibile stimare le variabili che quando omesse da una regressione danno origine all'errore di specificazione. I

<sup>16</sup> La distorsione da selezione del campione può essere presente per due ordini di motivi: in primo luogo, potrebbe esserci un'autoselezione da parte degli individui o delle unità che devono essere analizzate; in secondo luogo, le decisioni di suddivisione del campione da parte del ricercatore e da parte di programmi per l'analisi dei dati operano più o meno come un'autoselezione. Gli esempi classici di *self selection bias* citati in letteratura sono i seguenti: nell'analisi dei salari di mercato, i salari delle persone emigrate non costituiscono in generale una buona stima di quanto avrebbero guadagnato le persone non emigrate se lo avessero fatto; i salari della manodopera addestrata non stimano anche i salari di quelli che non addestrati avrebbero guadagnato se avessero optato per farsi addestrare. In ognuno degli esempi precedenti le funzioni dei salari stimate dai campioni selezionati (costituiti in un caso dagli emigrati e nell'altro dalla manodopera addestrata) non producono in generale una stima della funzione dei salari della popolazione (ovvero di un suo campione casuale). Un confronto fra i salari delle persone emigrate con i salari di quelli non emigrati (o dei guadagni degli occupati addestrati/formati con quelli dei non addestrati) risulta in una stima distorta derivante dal "trattamento casuale" del fenomeno della migrazione o dell'addestramento della manodopera. In pratica a monte dovrebbe esserci un trattamento di estrazione casuale indipendente di emigrati e non emigrati o di manodopera addestrata e di quella non addestrata. I dati potrebbero inoltre essere stati selezionati non casualmente per le stesse decisioni prese dai ricercatori. Ad esempio nello studio dei dati panel, è frequente l'utilizzo di osservazioni "intatte". Per esempio, la stabilità dell'unità familiare è spesso imposta come una caratteristica necessaria per l'entrata stessa nel campione. Negli studi sulla fertilità e negli esperimenti di addestramento della manodopera, è pratica comune analizzare le osservazioni seguite per l'intera ampiezza del campione. Queste procedure hanno lo stesso effetto sulle stime dell'autoselezione: le regressioni confondono i parametri di comportamento di interesse con i parametri della funzione che determina la probabilità di entrata nel campione.

valori stimati per le variabili omesse possono essere utilizzati come regressori in modo tale da rendere possibile la stima di modelli con semplici metodi.

Prima dello studio di Kinsey (1983) e McCracken, Brandt (1987) sulla spesa delle famiglie statunitensi per consumi alimentari extradomestici per tipologia di struttura ristorativa, le analisi empiriche concernenti il consumo alimentare fuori casa delle famiglie utilizzavano stime OLS al fine di stimare una singola equazione (Prochaska e Schrimper, 1973; Sexauer, 1979). L'utilizzo di stime OLS, ignorando la natura a due stadi del processo di decisione, fa sì che non vengano presi in considerazione il potenziale errore e l'inconsistenza che derivano dalle risposte troncate. Kinsey e McCracken, Brandt hanno tentato di evitare questo errore utilizzando la tecnica Tobit. La tecnica Tobit misura, tuttavia, gli effetti delle variabili esplicative, sia sulla decisione di effettuare spese per il consumo (fase di *partecipazione*), sia sulla decisione di quanto spendere (fase del *livello* di spesa), mediante la stima di un singolo parametro. L'utilizzo del modello Tobit comporta quindi che gli effetti siano i medesimi in entrambi gli stadi decisionali mentre sarebbe importante riuscire a stimare gli effetti in modo distinto. Nel caso dei consumi fuori casa, le famiglie residenti in una regione del paese potrebbero essere più propense a consumare pasti fuori casa rispetto alle famiglie residenti in un'altra regione; tuttavia le loro spese potrebbero essere inferiori a quelle delle famiglie della seconda regione a causa delle differenze nelle tipologie di beni consumati e nei prezzi nelle diverse regioni. Considerazioni del tutto simili potrebbero essere avanzate riguardo agli effetti di altre variabili.

Constatati i limiti delle analisi OLS e Tobit, Yen (1993) ha utilizzato il modello *double-hurdle* di Cragg il quale permette di stimare parametri separati per entrambi gli stadi di decisione identificati. Un'alternativa all'approccio di Cragg è rappresentata dalla procedura a due stadi di Heckman (1979) che individua comunque stime separate per la decisione di partecipazione e per quella di spesa. Il primo stadio richiede una regressione *probit* per determinare la probabilità di partecipazione (di effettuare la spesa); successivamente, poiché una semplice stima OLS, utilizzando il campione troncato comporta l'errore della selezione del campione (noto anche come il problema della variabile omessa), Heckman ha fornito una specificazione per la variabile omessa che può essere utilizzata per il campione troncato per evitare l'errore della selezione del campione, se questo è presente. La variabile omessa viene indicata con l'inverso del rapporto di Mills (*the inverse Mill's ratio*), ovvero il rapporto fra il valore della funzione di densità della normale standardizzata ed il valore della funzione di distribuzione cumulata della normale standardizzata. Se il parametro stimato associato al rapporto di Mills è statisticamente significativo, allora l'errore di selezione del campione è presente. In generale l'inverso del rapporto di Mills unisce lo stadio di decisione della partecipazione con lo stadio di decisione della spesa. Vediamo ora in dettaglio la procedura di stima proposta da Heckman.

Considerando il modello

$$\begin{aligned}
 y_i^* &= \mathbf{b}'\mathbf{X}_i + u \\
 y_i &= y_i^* && \text{se } y_i^* > 0 \\
 y_i &= 0 && \text{altrimenti}
 \end{aligned}
 \tag{3.1}$$

il problema che si ha con la stima OLS dell'equazione è che a causa del troncamento  $E(u_i) \neq 0$ . L'idea alla base dei metodi di stima a due stadi come quello proposto da Heckman è quello di valutare  $E(u_i)$ , sostituirla nell'equazione (3.1) e stimarla con i minimi quadrati ordinari.

Considerando il modello precedente (3.1) e le osservazioni non nulle  $y_i$ , si ha:

$$\begin{aligned} E(y_i | y_i > 0) &= \mathbf{b}'\mathbf{X}_i + E(u_i | u_i > -\mathbf{b}'\mathbf{X}_i) \\ &= \mathbf{b}'\mathbf{X}_i + \mathbf{s} \phi_i / \Phi_i \end{aligned} \quad (3.2)$$

dove  $\phi_i$  e  $\Phi_i$  rappresentano la funzione di densità e la funzione di distribuzione della normale standard valutata in corrispondenza di  $\mathbf{b}'\mathbf{X}_i / \mathbf{s}$  mentre il rapporto  $\phi_i / \Phi_i$  viene usualmente indicato come *l'inverso del rapporto di Mills*.

L'equazione 3.1 può quindi essere riscritta come

$$y_i = \mathbf{b}'\mathbf{X}_i + \mathbf{s} \phi_i / \Phi_i + v_i \quad (3.3)$$

in cui  $E(v_i) = 0$  ma dove non si conosce la variabile  $\phi_i / \Phi_i$  (che successivamente indicheremo con  $I_i$ ).

Nella pratica quindi, il ricercatore non conosce  $I_i$ ; tuttavia, nel caso di un campione censurato nel quale non si hanno informazioni su  $y_i$  se  $y_i^* \leq 0$ , ma si conosce  $x_i$  per le osservazioni in cui  $y_i^* \leq 0$ ,  $I_i$  può essere stimato con la seguente procedura:

1. si definisce una variabile dummy
 
$$I_i = 1 \quad \text{se } y_i > 0$$

$$I_i = 0 \quad \text{altrimenti}$$
2. si stimano i parametri della probabilità che  $y_i$  sia maggiore di zero (che equivale a stimare  $\mathbf{b} / \mathbf{s}$ ) utilizzando il modello *probit* nel campione completo;
3. dalla stima di  $\mathbf{b} / \mathbf{s}$  si possono stimare i valori di  $\phi_i$  e di  $\Phi_i$  e quindi l'inverso del rapporto di Mills;
4. il valore stimato di  $I_i$  può essere utilizzato come regressore nell'equazione 3.3 sul sub-campione selezionato (con osservazioni  $y_i$  positive).

Amemiya (1978, 1979) ha generalizzato l'approccio di Heckman al fine di includere, nel II stadio, tutte le osservazioni sviluppando una misura dell'inverso del rapporto di Mill per le osservazioni nulle (Maddala, 1983). Anche Heien e Wessells (1990) hanno impiegato un approccio che utilizza tutte le osservazioni in entrambi gli stadi del processo di decisione nella stima di un sistema di equazioni per un gruppo di prodotti alimentari. Il primo stadio richiede una regressione *probit* per determinare la probabilità di partecipazione o consumo; dalla stima *probit* si calcola l'inverso del rapporto di Mills e lo si impiega nel secondo stadio come uno strumento il quale approssima una rappresentazione della variabile relativa alle influenze non osservabili sulla decisione di partecipazione.

Per le osservazioni del consumo non nulle, l'inverso del rapporto di Mills si calcola mediante

$$mills_{ih} = \phi(\beta'\mathbf{x}) / \Phi(\beta'\mathbf{x})$$

in cui *mills* si riferisce all'inverso del rapporto di Mills per la  $i$ -esima tipologia di spesa da parte della  $h$ -esima famiglia,  $\phi(\ )$  rappresenta la funzione di densità,  $\Phi(\ )$  rappresenta la funzione di distribuzione cumulata della normale standardizzata,  $\mathbf{x}$  rappresenta un vettore di variabili esplicative nella regressione *probit* mentre  $\beta$  è l'insieme delle corrispondenti stime dei parametri delle variabili esplicative.

Per le osservazioni nulle del consumo, l'inverso del rapporto di Mills viene indicato da

$$mills_{ih} = \phi(\beta'x) / 1 - \Phi(\beta'x)$$

dove le variabili sono le medesime definite precedentemente.

Il secondo stadio del processo di stima include quindi le variabili latenti troncate (*mills*) in un modello di regressione multipla. Tale procedura, semplice dal punto di vista computazionale ed allo stesso tempo consistente e asintoticamente più efficiente di altri stimatori a due stadi, è stata utilizzata sia per la stima di sistemi di equazioni (Heien e Wessells, 1990) sia per la stima di singole equazioni (Byrne, Capps e Saha, 1996).

In sostanza, nella procedura viene attribuita grande rilevanza ad  $I_i$ , ovvero all'inverso del rapporto di Mills che costituisce un anello di congiunzione fra stadio della partecipazione al fenomeno sottoposto ad analisi e stadio della valutazione del livello del fenomeno. Con ulteriore semplificazione, nella procedura di Heckman, se il coefficiente associato all'inverso del rapporto di Mills nella seconda equazione è significativo, ciò indica che la distorsione da selezione del campione sarebbe stata presente se l'equazione di spesa (II stadio) fosse stata stimata senza tenere in considerazione lo stadio di partecipazione (Byrne, Capps, Saha, 1996).

### 3.3 *Le funzioni engeliane di spesa ed il modello Quadratic Almost Ideal*

Esaminata la procedura nel complesso, affronteremo ora la specificazione per l'equazione di secondo stadio. Nel contesto teorico delle funzioni engeliane di spesa, l'ipotesi iniziale è che reddito e spesa totale si eguagliano sempre (in pratica il risparmio è una variabile che non compare nel modello). Indicando con  $x_j$  il reddito della j-esima famiglia (o individuo) e con  $w_{ij}$  la quota di spesa nell'i-esimo bene, o gruppo di beni, sulla spesa totale (posta pari al reddito) la generica funzione engeliana di spesa ha forma:

$$w_{ij} = \frac{x_{ij}}{x_j} = G(x_j)$$

Nelle forme funzionali generalmente adottate per la stima delle curve engeliane, quindi, si utilizza come variabile dipendente la quota di spesa sul totale e non semplicemente la spesa destinata al bene i-esimo dalla famiglia (o individuo) j-esima. La spiegazione può essere data dal fatto che si opera una sorta di standardizzazione: una considerazione statistica generale è che gli errori (rappresentanti le variazioni individuali nei gusti come differenze fra spese osservate ed abitudini di spesa) possono essere considerati proporzionali all'ammontare della spesa totale per beni e servizi; ciò implica che se si considera  $w_{ij}$  come variabile dipendente, nell'equazione di regressione, i residui di tale regressione avranno varianza uniforme.

Per la stima dei parametri di una funzione engeliana con il metodo dei minimi quadrati occorre, prima di tutto, poter accettare l'ipotesi di esogeneità della variabile indipendente *spesa totale*. Normalmente tale ipotesi viene assunta senza procedere ad una verifica statistica; si dovrebbe ipotizzare che il consumatore stabilisca, in primo luogo, l'ammontare della spesa totale e, solamente in un momento successivo, decida come allocare la spesa totale fra i diversi beni e servizi compresi nel



suo budget (Prais, 1959)<sup>17</sup>. Sotto questa ipotesi, ovvero adottando lo schema del *budget a due stadi*, è evidente che la spesa totale può essere considerata una variabile esogena e quindi la stima con i minimi quadrati non porterebbe ad alcuna distorsione.

In questo lavoro esamineremo le problematiche relative alla stima di una singola funzione engeliana di spesa relativa alla voce "pasti e consumazioni fuori casa"<sup>18</sup>; tuttavia si deve notare che sono stati realizzati numerosi lavori empirici sulla stima di sistemi di domanda completi utilizzando i microdati delle indagini sui bilanci familiari i quali hanno comportato il trattamento simultaneo di valori di spesa nulli anche in più di una voce di spesa (fra i lavori più interessanti, Banks, Blundell e Lewbel, 1997; Heien e Wessells, 1990; Barnes e Gillingham, 1984; Keen, 1986).

Per la stima di una singola funzione engeliana di spesa si procede quindi ipotizzando a priori che la spesa totale sia una variabile esogena, stabilita in un primo stadio decisionale; il problema della stima quindi riguarda solo il secondo stadio, quello in cui si decide quanto della spesa totale va destinato alla spesa per il bene considerato. L'ammontare della spesa per il bene prescelto dipenderà quindi dal suo prezzo, dalla spesa totale (o dal reddito, nell'ipotesi di risparmio inesistente) ed anche dai prezzi degli altri beni legati da vincoli di succedaneità e complementarietà con il bene considerato.

A questo punto si potrebbero assumere alcune restrizioni sulle preferenze quali la separabilità debole o l'additività delle preferenze, ipotesi che eliminano i legami di complementarietà e sostituibilità tra beni appartenenti a gruppi merceologici diversi. Tale ipotesi semplificherebbe l'analisi e la stima della domanda ma in certi casi appare forzosa, lontana dal caso empirico; il ricercatore che volesse stimare una singola funzione engeliana, relativa ad un bene  $i$ , dovrà quindi decidere se recidere totalmente i legami con qualunque altro bene non appartenente a tale categoria o se considerare nella forma funzionale anche l'andamento dei prezzi di una categoria di beni ritenuti sostituti (o complementari) rispetto al bene considerato. Riguardo al trattamento della variabile spesa totale; nel contesto della stima di una singola funzione engeliana, Prais-Houthakker (1955) osservano che se il bene di consumo oggetto di analisi assorbe una quota modesta dei consumi complessivi, è accettabile trattare la spesa totale come variabile predeterminata.

La scelta della forma funzionale più appropriata viene in generale effettuata in base al criterio della bontà di adattamento alla distribuzione empirica; non sono comunque irrilevanti considerazioni di natura economica e statistica. Fra le forme funzionali più note ed utilizzate vi è la Working-Leser<sup>19</sup>. Una descrizione accurata del comportamento del consumatore richiede una specificazione sia di una curva engeliana sia degli effetti dei prezzi relativi sulle decisioni del consumatore coerente con la

---

<sup>17</sup> In altri termini, l'acquisto di un bene si realizza in due stadi: nella prima fase si decide quanto spendere in totale e nella seconda quanto della spesa totale (già fissata) destinare a quel singolo bene.

<sup>18</sup> Nel caso della stima di un sistema completo di funzioni engeliane di spesa, il ricercatore vuole rappresentare in modo coerente l'allocazione simultanea della spesa totale del consumatore fra i diversi beni (ovvero categorie di spesa tra i quali si possa ipotizzare la separabilità delle preferenze) mediante un sistema completo di equazioni di domanda. La scelta della forma funzionale, in questo caso, è limitata a quelle forme che soddisfano la condizione di additività. La somma delle spese nei vari beni deve quindi essere necessariamente uguale alla spesa totale della famiglia (o del consumatore). In questo contesto non può essere fissata a priori l'ipotesi di esogeneità della variabile spesa totale; tale ipotesi deve essere sottoposta a verifica in via preliminare. In caso di rifiuto dell'ipotesi di esogeneità occorre considerare che il consumatore determini direttamente le somme da spendere nei vari beni; la spesa totale assume significato solo *ex-post*, come somma delle singole spese.

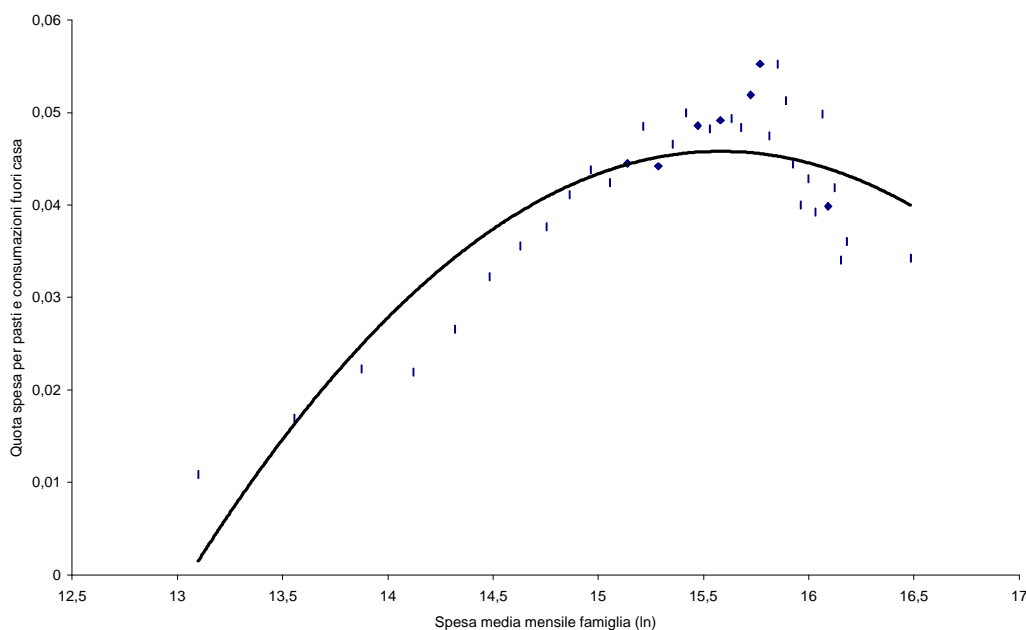
<sup>19</sup> Definendo con  $w_i = exp_i/M$ , dove  $exp_i$  è la spesa per il bene  $i$  ed  $M$  indica il reddito, la quota di spesa per il bene  $i$  rispetto al reddito (ovvero la quota di bilancio) la Working-Leser è così definita:  $w_i = a_i + b_i \log M + e_i$ . Per maggior dettaglio sulle forme funzionali delle funzioni engeliane si veda ad esempio Leser (1963).

teoria della massimizzazione dell'utilità. Contributi importanti, come quello di Deaton e Muellbauer (1980), hanno portato alla specificazione della curva engeliana di Working-Leser all'interno della teoria del consumatore.

Per molte tipologie di beni, tuttavia vi sono numerosi contributi che rendono evidente come una formulazione di tipo Working-Leser non riesce a fornire una buona interpretazione del comportamento individuale. Alcuni studi empirici sull'adattamento delle curve di Engel hanno infatti mostrato come, per alcune tipologie di beni, siano necessari ulteriori termini del reddito nelle equazioni di spesa (Atkinson, Gomulka, Stern, 1990; Biernes, Pott-Buter, 1987; Blundell, Pashardes, Weber, 1993; Banks, Blundell, Lewbel, 1997). Con ulteriori termini si intendono termini che includono il reddito di ordine più elevato (ad esempio di ordine 2 come il logaritmo al quadrato). A differenza del modello di Almost Ideal (AI) di Deaton e Muellbauer, il modello quadratico logaritmico fa sì che i beni possano essere di lusso ad alcuni livelli di reddito ed allo stesso tempo necessari ad altri.

Un lavoro recente di Banks, Blundell e Lewbel (1997) ha messo a punto un sistema di domanda quadratico utilizzando i dati del *Family Expenditure Survey* (UK). Nonostante tale applicazione veda appunto l'implementazione di un sistema di domanda, per di più su una serie temporale, e non di una singola equazione di spesa su base cross-sezionale, tale lavoro è particolarmente interessante proprio per l'analisi delle tipologie di beni in riferimento all'ammissibilità o meno del termine quadratico del reddito (o della spesa totale). Nel caso della spesa alimentare e del combustibile per auto, la formulazione lineare sembra fornire una buona approssimazione dell'andamento della quota di spesa rispetto alle spesa totale, mentre un comportamento non lineare è particolarmente evidente nel caso del vestiario e della spesa per alcolici. Stime successive confermano che i termini quadratici sono significativi nel caso del vestiario, dell'alcool e degli altri beni mentre coefficienti lineari sembrano sufficienti per spiegare le quote di spesa per gli alimentari e per i combustibili.

Grafico 3.2: Andamento della quota di spesa per pasti e consumazioni fuori casa per spesa totale della famiglia (ln)



Fonte: elaborazioni su dati ISTAT, Indagine sui consumi delle famiglie 1996

Traslando ora in maniera molto semplice l'analisi della forma della relazione fra quota di spesa e logaritmo della spesa totale di Banks, Blundell e Lewbel al caso italiano dei pasti e consumazioni fuori casa, possiamo dire che anche in questo caso uno sguardo alla distribuzione dei dati grezzi avvalorava l'esistenza di una relazione non lineare ma almeno di tipo quadratico (Grafico 3.2).

Per la formulazione dell'equazione di spesa ottimale abbiamo scelto quella derivante dal modello di domanda *Almost Ideal* di Deaton e Muellbauer del quale tuttavia ne tratteremo alcune modifiche. Innanzitutto la nostra analisi sarà di tipo cross-section e quindi supporremo i prezzi costanti; in secondo luogo, formuleremo il modello in termini quadratici, ovvero tratteremo un modello di domanda *Quadratic Almost Ideal*. L'estensione quadratica (QUAI, *Quadratic Almost Ideal*) dell'originale modello di domanda "almost ideal" di Deaton e Muellbauer (1980) proposta da Blundell, Pashardes e Weber (1993), per dati individuali, è la seguente:

$$w_{it}^h = \mathbf{a}_{it}^h + \sum_j \mathbf{g}_{ij} \ln p_{jt} + \mathbf{b}_{it}^h \ln x_t^h + \mathbf{I}_{it}^h (\ln x_t^h)^2$$

da cui supponendo i prezzi costanti, ovvero in caso di applicazione su dati cross-section, si ha:

$$w_i^h = \mathbf{a}_i^h + \mathbf{b}_i^h \ln x^h + \mathbf{I}_i^h (\ln x^h)^2$$

dove  $w_i^h$  indica la quota di spesa per l' $i$ -esimo bene considerato nella  $h$ -esima famiglia,  $x$  indica la spesa totale e  $\mathbf{a}_i$ ,  $\mathbf{b}_i$  e  $\mathbf{I}_i$  sono parametri da stimare. Da qui si ha che l'elasticità del modello quadratico, con riferimento alla spesa totale, si ottiene differenziando l'equazione precedente rispetto a  $\ln x$ , da cui risulterà il seguente effetto marginale

$$\mathbf{m}_i \equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln x} = \mathbf{b}_i + 2\mathbf{I}_i (\ln x)$$

e l'elasticità rispetto alla spesa totale sarà data da  $e_i = \mu_i/w_i + 1$ .

### 3.4 Il modello proposto

Gli studi empirici sui consumi alimentari extradomestici hanno delineato un percorso di analisi che si è evoluto nel tempo sino ad arrivare ai lavori recenti di Byrne, Capps, Saha (1996) e di Yen (1993) che hanno effettuato studi sul comportamento di spesa per consumi alimentari extradomestici delle famiglie statunitensi stimando empiricamente un processo di decisione a due stadi. Nel caso dei consumi alimentari extradomestici si può quindi ipotizzare una decisione preliminare che riguarda *se consumare fuori casa* ed una decisione successiva che riflette *quanto consumare fuori casa*.

In questa parte del lavoro, proporremo una specificazione del modello che potremmo considerare come la formulazione più generale che verrà utilizzata per le stime riferite al campione completo da files gerarchici, rispetto alla quale verranno proposte modifiche nel caso dei sub-campioni riferiti alle sole famiglie unipersonali ed alle famiglie in cui vi è una coppia sposata, o convivente coniugalmente, con o senza figli. Come abbiamo anticipato (par. 3.2), per la formulazione del modello si farà riferimento alla procedura di stima a due stadi di Heckman, con le modifiche relative alla considerazione di tutte le famiglie al secondo stadio, e non solo di quelle con osservazioni positive,

proposte da Heien e Wessells (1990); questa tecnica produce stime separate dei parametri per ognuno dei due stadi di decisione ed utilizza tutte le osservazioni in entrambi gli stadi.

### 3.4.1 Le variabili

In accordo con la modellizzazione a due stadi, le variabili dipendenti sono rappresentate rispettivamente da una dicotomica al primo stadio (vale 1 se la famiglia presenta un valore di spesa positivo per pasti e consumazioni fuori casa mentre vale 0 in corrispondenza di valori di spesa nulli) e da una variabile continua non negativa al secondo stadio che rappresenta la quota di spesa media mensile per pasti fuori casa sul totale della spesa media mensile della famiglia.

Il reddito, l'ampiezza della famiglia, la partecipazione al lavoro delle donne, la regione di residenza, l'urbanizzazione, la condizione e posizione professionale, lo stato civile, l'età e la stagionalità sono solo alcune delle variabili che sono state identificate negli studi empirici come potenziali influenti sulle decisioni di consumo di pasti e consumazioni extradomestiche. Le spese per consumi alimentari extradomestici effettuate dai membri della famiglia con ogni probabilità differiscono a seconda dell'età e del sesso dei singoli componenti. Alcuni studi hanno utilizzato traslazioni demografiche per la composizione della famiglia, le quali producono un parametro stimato per ogni combinazione di classe di età e sesso definita (Heien e Wessells, 1990 e McCracken e Brandt, 1987). Questo metodo include ogni specifica combinazione e salvaguarda la linearità della specificazione ma impedisce la stima dell'elasticità rispetto all'ampiezza della famiglia. Lo *scaling* demografico<sup>20</sup>, d'altro lato, comporta una specificazione non lineare, ma salvaguarda il contributo di ogni tipologia di componente e consente la valutazione dell'elasticità rispetto all'ampiezza della famiglia. Nel nostro lavoro abbiamo preferito stratificare le famiglie utilizzando variabili *dummy* riferite alla dimensione-composizione-età della famiglia (single giovane, single non giovane, coppia giovane, coppia non giovane, coppia con un figlio di età non superiore a 14 anni, coppia con un figlio con più di 14 anni, ecc.).

Altre variabili come il *numero* di pasti fuori casa e la quota di quelli realizzati nel week-end non sono state considerate poiché la rilevazione ISTAT non ne consente l'introduzione<sup>21</sup>.

Un'altra variabile di particolare interesse riguarda lo status di occupato o meno della persona che in prevalenza in famiglia si occupa della preparazione dei pasti. L'indagine ISTAT, a differenza delle indagini sui bilanci familiari statunitensi, non rileva informazioni su quale sia il componente della famiglia che in prevalenza si occupa delle attività domestiche (*household manager*). Un'analisi dei dati riferiti ai campioni ISTAT del 1995-96 e considerazioni riguardanti l'organizzazione di una tipica famiglia italiana, tuttavia, ci portano a dire che la condizione di occupato ed il numero di ore lavorate dal secondo componente (nell'87% dei nuclei con due o più componenti è il coniuge donna del capofamiglia), rappresentano un'ottima *proxy* della condizione lavorativa e del tempo dedicato ad un eventuale lavoro dal "*manager* domestico" della famiglia italiana. Byrne, Capps e Saha pur avendo considerato la variabile relativa al numero di ore di lavoro del manager della famiglia nell'equazione di primo stadio, la hanno omessa dalla specificazione dell'equazione di spesa.

---

<sup>20</sup> Lo *scaling* demografico scompone l'ampiezza della famiglia in termini di "adulti equivalenti".

<sup>21</sup> Nei dati dell'indagine ISTAT che vengono resi disponibili ai fini di ricerca, manca il giorno della settimana in cui il consumo viene effettuato ed inoltre non vengono rese disponibili, anche se rilevate, le spese delle famiglie per pasti fuori casa suddivise per luogo in cui il consumo viene effettuato (bar-pasticceria-chioschi, ristorante-trattoria-pizzeria, mensa).

Tavola 3.1: Definizione delle variabili utilizzate nel modello relativo alla spesa per consumi alimentari extradomestici: campione completo, file gerarchico

Variabile	Definizione
Insptot	Spesa totale (logaritmo naturale)
(Insptot) <sup>2</sup>	Spesa totale (logaritmo naturale) <sup>2</sup>
Moglieocc	1 se famiglia di 2+ componenti e moglie occupata, 0 altrimenti (solo I stadio)
NordOcc	Italia nord-occidentale
NordOr	Italia nord-orientale
Centro	Italia centrale (categoria di riferimento)
SudIsole	Italia sud e isole
Centroab	Residenza in un centro urbano (Si=1, No=0)
Nocentroab	1 se residenza in un nucleo abitato o case sparse, 0 altrimenti (categ. di
TRIM1	Gennaio-Marzo (categoria di riferimento)
TRIM2	Aprile-Giugno
TRIM3	Luglio-Settembre
TRIM4	Ottobre-Dicembre
Implib	1 se capofamiglia imprenditore o libero professionista, 0 altrimenti
Lavprop	1 se capofamiglia lavoratore in proprio, 0 altrimenti
Dirimp	1 se capofamiglia dirigente o impiegato, 0 altrimenti
Operappr	1 se capofamiglia operaio o apprendista, 0 altrimenti (categoria di riferimento)
Noconpro	1 se capofamiglia non in condizione professionale (es. pensionato), 0 altrimenti
Single54	1 se single fino a 54 anni, 0 altrimenti
Single99	1 se single con 55 anni o più, 0 altrimenti
Coppia44	Coppia senza figli (capofamiglia con meno di 45 anni)
Coppia99	Coppia senza figli (capofamiglia con 45 anni o più)
FigliP1	Coppia con 1 bambino (fino a 14 anni) (categoria di riferimento)
FigliG1	Coppia con 1 ragazzo (15 o più anni)
FigliP2	Coppia con 2 bambini (fino a 14 anni)
FigliG2	Coppia con 2 ragazzi (15 o più anni)
FigliM2	Coppia con 1 bambino (fino a 14 anni) e 1 ragazzo (15 o più anni)
Altra3	1 se altra tipologia di famiglia con 3 componenti, 0 altrimenti
Altra4	1 se altra tipologia di famiglia con 4 componenti, 0 altrimenti
Più4	1 se famiglia con più di 4 componenti, 0 altrimenti
DEC	1 se la spesa mensile per pasti fuori casa della famiglia è positiva, 0 altrimenti (variabile dipendente nell'equazione di primo stadio)
W <sub>spalext</sub>	Quota di spesa alimentare extradomestica sul totale dei consumi della famiglia (variabile dipendente nell'equazione del secondo stadio)
MILLS	Inverso del rapporto di Mills (regressore aggiuntivo nel secondo stadio ricavato dalla stima dell'equazione di primo stadio)
<i>variabili che compaiono solo nel modello riferito alle famiglie unipersonali</i>	
Etafino34	Età fino a 34 anni (categoria di riferimento)
Eta35/44	Età da 35 a 44 anni
Eta45/54	Età da 45 a 54 anni
Eta55/64	Età da 55 a 64 anni
Etaoltre64	Età 65 anni e oltre
Istbassa	Analfabeta, alf. senza titolo studio o licenza elementare
Istmedia	Licenza media (categoria di riferimento)
Istalta	Diploma (o maturità) scuola media superiore o laurea
<i>variabili che compaiono solo nel modello riferito alle famiglie individuate da coppie con o senza figli</i>	
Oresc	Ore di lavoro settimanali del secondo componente (solo I stadio)
SCEtà	Età del secondo componente (in anni compiuti)
Ssenzatitolo	Secondo componente analfabeta o alfabeto senza titolo di studio
Selementare	Secondo componente con licenza elementare
Smedia	Secondo componente con licenza media (categoria di riferimento)
Ssuperiore	Secondo componente con diploma (o maturità) di scuola media superiore
Slaurea	Secondo componente con laurea

Si suppone così che le ore di lavoro della persona della famiglia che in prevalenza si occupa di preparare i pasti, restringano il tempo disponibile per la preparazione domestica e che ciò abbia un effetto positivo sulla decisione di consumo di pasti fuori casa. Tuttavia, una volta che la decisione di consumare fuori casa è stata presa, ci sono poche indicazioni per suggerire che il numero delle ore di lavoro influenzi il livello di consumo. Alcuni autori (es. McCracken e Brandt) hanno utilizzato la quota di salario attribuibile al *manager* della famiglia in entrambi gli stadi poiché la tecnica di stima Tobit richiede il medesimo vettore di variabili indipendenti per entrambi gli stadi di stima.

Nel modello applicato al campione completo (1995, 1996) abbiamo utilizzato una dummy relativa a famiglie in cui vi siano 2 o più componenti, di cui il secondo è la moglie (o la convivente) occupata del primo componente; nel caso dell'utilizzo del campione parziale riferito alle sole famiglie costituite da coppie senza o con 1 o 2 figli, viene invece utilizzata una variabile continua (non negativa) riferita al numero delle ore di lavoro del secondo componente. La definizione completa delle variabili utilizzate nei modelli si trova in tavola 3.1.

#### 3.4.2 L'equazione di decisione della *partecipazione* alla spesa

Nel primo stadio, la tecnica di Heckman, modificata sulla base dell'esperienza di Heien e Wessells, prevede un'equazione in cui la variabile dipendente è una dicotomica che vale 0 o 1 a seconda che la famiglia non abbia effettuato o abbia effettuato spese per pasti e consumazioni fuori casa. Tale equazione viene stimata mediante una regressione di tipo *probit* (stima di massima verosimiglianza) ed il modello utilizzato è quindi, per l'equazione di decisione del primo stadio:

$$P[\text{DEC consumo alimentare extradomestico} = 1] = \Phi(\beta'x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\beta'x)^2}{2}}$$

da cui segue  $P[\text{DEC consumo alimentare extradomestico} = 0] = 1 - \Phi(\beta'x)$ .

La funzione  $\Phi(\ )$  rappresenta la funzione di distribuzione cumulata della distribuzione normale standardizzata e  $j = 1, \dots, J$  indica una particolare famiglia di un particolare anno, mentre  $\beta'x$  ne individua la specificazione conformemente alla forma funzionale che abbiamo prescelto ed alle variabili socio-demografiche considerate.

La forma funzionale è di tipo quadratico rispetto al logaritmo naturale della spesa totale (utilizzata come *proxy* del reddito); in secondo luogo, sono state considerate stratificazioni delle famiglie in relazione alla zona geografica di residenza, al grado di urbanizzazione in cui la famiglia vive, al trimestre in cui la famiglia ha partecipato all'indagine, alla condizione professionale della persona di riferimento, alla tipologia familiare ed alla condizione di occupato o non occupato del secondo componente.

Si ottiene quindi:

$$\begin{aligned} \beta'x = & \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 \ln SPTOT_j + \mathbf{b}_2 (\ln SPTOT)^2_j + \mathbf{b}_3 Moglieocc_j + \mathbf{b}_4 NordOcc_j + \mathbf{b}_5 NordOr_j + \mathbf{b}_6 SudIsole_j \\ & + \mathbf{b}_7 Centroab_j + \mathbf{b}_8 Trim2_j + \mathbf{b}_9 Trim3_j + \mathbf{b}_{10} Trim4_j + \mathbf{b}_{11} Noconopro_j + \mathbf{b}_{12} Implib_j + \mathbf{b}_{13} Lavprop_j + \\ & + \mathbf{b}_{14} Dirimp_j + \mathbf{b}_{15} Single54_j + \mathbf{b}_{16} Single99_j + \mathbf{b}_{17} Coppia44_j + \mathbf{b}_{18} Coppia99_j + \mathbf{b}_{19} FigliP2_j + \\ & + \mathbf{b}_{20} FigliG1_j + \mathbf{b}_{21} FigliG2_j + \mathbf{b}_{22} FigliM2_j + \mathbf{b}_{23} Altra3_j + \mathbf{b}_{24} Altra4_j + \mathbf{b}_{25} Più4_j \end{aligned}$$

I parametri stimati con la tecnica *probit non* sono direttamente interpretabili in riferimento all'ampiezza dell'effetto ma solo rispetto alla direzione dell'effetto sulla probabilità di consumo. A tal fine risulta determinante il segno dei parametri stimati. Dal primo stadio si calcola l'inverso del rapporto di Mills che rappresenta il nuovo regressore (il quale approssima una rappresentazione della variabile relativa alle influenze non osservabili sulla decisione di partecipazione) da inserire nell'equazione di secondo stadio.

### 3.4.3 L'equazione di decisione del livello di spesa

La specificazione dell'equazione di spesa differisce dalla specificazione dell'equazione della decisione di partecipazione alla spesa in alcuni degli studi empirici presenti in letteratura, mentre rimane la medesima (escludendo tuttavia l'introduzione dell'inverso del rapporto di Mills) in altri.

Nel nostro caso nell'equazione di *bilancio*<sup>22</sup> i regressori sono differenti da quelli del primo stadio solo per quanto riguarda la variabile relativa alla partecipazione nel mercato del lavoro da parte della donna, usualmente inserita solo al primo stadio.

L'equazione di decisione del livello di spesa, sulla base della specificazione del modello di domanda QUAI (*quadratic almost ideal*) vista nel paragrafo 3.3, e con l'introduzione del regressore Mills (definito nel paragrafo 3.2) risulterà:

$$w_{spalex}{}_j = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \ln SPTOT{}_j + \mathbf{a}_2 (\ln SPTOT{}_j)^2 + \mathbf{a}_3 NordOcc{}_j + \mathbf{a}_4 NordOr{}_j + \mathbf{a}_5 SudIsole{}_j + \mathbf{a}_6 Centroab{}_j + \mathbf{a}_7 Trim2{}_j + \mathbf{a}_8 Trim3{}_j + \mathbf{a}_9 Trim4{}_j + \mathbf{a}_{10} Noconopro{}_j + \mathbf{a}_{11} Implib{}_j + \mathbf{a}_{12} Lavprop{}_j + \mathbf{a}_{13} Dirimp{}_j + \mathbf{a}_{14} Single54{}_j + \mathbf{a}_{15} Single99{}_j + \mathbf{a}_{16} Coppia44{}_j + \mathbf{a}_{17} Coppia99{}_j + \mathbf{a}_{18} FigliP2{}_j + \mathbf{a}_{19} FigliG1{}_j + \mathbf{a}_{20} FigliG2{}_j + \mathbf{a}_{21} FigliM2{}_j + \mathbf{a}_{22} Altra3{}_j + \mathbf{a}_{23} Altra4{}_j + \mathbf{a}_{24} Più4{}_j + \mathbf{a}_{25} Mills{}_j$$

dove  $w_{spalex}{}_j$  indica la quota di spesa per pasti e consumazioni fuori casa sulla spesa totale per la famiglia  $j$ -esima. La stima dell'equazione di secondo stadio viene effettuata mediante i minimi quadrati generalizzati<sup>23</sup>.

### 3.4.4 L'elasticità

Per calcolare l'elasticità del modello alla spesa totale è necessario differenziare l'equazione di spesa rispetto a  $\ln SPTOT$  ottenendo il seguente effetto marginale:

$$\mathbf{m}_{spatot} \equiv \frac{\partial w}{\partial \ln SPTOT} = \mathbf{b}_1 + 2 \mathbf{b}_2 (\ln SPTOT)$$

<sup>22</sup> Nel nostro caso si tratta di un'equazione di bilancio. La specificazione si rifà alla forma quadratica del modello di domanda di Deaton e Muellbauer (1980a) in cui la variabile dipendente è la quota di bilancio per la tipologia di spesa considerata, in questo caso i pasti e le consumazioni fuori casa.

<sup>23</sup> Inizialmente la stima dell'equazione di secondo stadio è stata effettuata mediante gli OLS (minimi quadrati ordinari); solo successivamente dopo aver testato la presenza di eteroschedasticità le stime sono state corrette mediante la correzione proposta da White (1980). In letteratura vi sono tuttavia opinioni discordanti su quale sia la procedura di stima ottimale per l'equazione di secondo stadio: Horton e Campbell (1991) hanno sostenuto, ad esempio, che il metodo OLS è "il metodo più appropriato" se le spese nulle presenti risultano da un'infrequenza di spesa e/o da errori di misurazione. Park e Capps (1997), inoltre, sostengono che, sebbene gli OLS producano stime consistenti, i GLS rappresentano comunque la procedura preferibile. Tuttavia non vi è sempre garanzia del fatto che una correzione GLS possa essere effettuata poiché il processo stesso può non essere possibile come sottolineato da Heckman e da Cheng e Capps [Park, Capps 1997, pag. 819].

L'elasticità rispetto alla spesa totale sarà quindi data da:

$$e_{sptot} = (\mathbf{m}_{sptot} / w_{spalex}) + 1$$

Tuttavia, i valori dell'inverso del rapporto di Mills, regressore del secondo stadio, dipendono dai risultati della decisione di partecipazione. Di conseguenza, la determinazione degli effetti marginali per le variabili presenti al secondo step deve tenere in considerazione il loro impatto sul rapporto di Mills (desumibile dal primo stadio). L'esclusione di ciò comporta stime distorte degli effetti marginali (Byrne, Capps, Saha, 1996). Come possiamo correggere quindi l'elasticità ottenuta con la formula precedente?

Byrne, Capps e Saha (1997) hanno proposto una correzione per calcolare gli effetti marginali dei regressori nei modelli dicotomici-continui; gli autori sostengono che nonostante la procedura di Heckman sia stata largamente utilizzata per la stima di questi modelli nell'analisi dei consumi, le espressioni usualmente utilizzate per calcolare gli effetti marginali sono incomplete.

Nei modelli dicotomici-continui, la variazione di una variabile esplicativa che è comune in entrambi gli stadi del processo di decisione ha, quindi, due effetti:

1. influisce sulla probabilità che il bene considerato sia consumato;
2. se il bene viene consumato, influisce sulla spesa per quel bene.

Il primo di questi effetti è stato usualmente omissso negli studi di domanda che hanno utilizzato la procedura di Heckman. Vediamo ora come correggere l'effetto marginale e quindi l'elasticità sulla base di queste considerazioni.

In pratica  $\mathbf{m}_{ptot}$  e deve essere corretto sulla base dei parametri stimati nello stadio di decisione della partecipazione alla spesa (I stadio) riferiti alle rispettive variabili ( $lsptot$ ,  $sqlsptot$ ) tenendo in considerazione anche il parametro stimato al secondo stadio relativamente all'inverso del rapporto di Mills.

In quest'ottica, l'effetto marginale di una variazione nella generica variabile  $x_k$  sarà dato da:

$$\frac{\partial w}{\partial x_k} = \mathbf{a}_{k+} \mathbf{a}_{mills} \frac{\partial mills_i}{\partial x_k}$$

dove  $i$  indica la  $i$ -esima famiglia. Ponendo  $m_i = \beta x_i$ , l'ultimo termine diventa

$$\frac{\partial mills_i}{\partial x_k} = \frac{\partial mills_i}{\partial m_i} \frac{\partial m_i}{\partial x_k} = \beta_k \frac{\partial mills_i}{\partial m_i}$$

in cui l'ultimo termine di questa nuova equazione dipende dalla decisione o meno di consumare pasti fuori casa della  $i$ -esima famiglia.

Per quelle con spesa positiva (decisione positiva) si avrà (Byrne, Capps, Saha, 1996):

$$\frac{\partial \left[ \frac{\phi(m_i)}{F(m_i)} \right]}{\partial m_i} = \frac{-m_i \phi(m_i)}{F(m_i)} - \left[ \frac{\phi(m_i)}{F(m_i)} \right]^2$$



mentre per le famiglie con spesa nulla si ha:

$$\frac{\partial \left[ \frac{f(m_i)}{1-\Phi(m_i)} \right]}{\partial m_i} = \frac{-m_i f(m_i)}{1-\Phi(m_i)} + \left[ \frac{f(m_i)}{1-\Phi(m_i)} \right]^2$$

La distorsione media può essere stimata sommando la distorsione per ogni osservazione e dividendo per il numero totale delle osservazioni (Byrne, Capps, Saha, 1996). Conseguentemente gli effetti marginali corretti possono essere espressi con:

$$\frac{\partial w}{\partial x_k} = \alpha_{k+} \alpha_{mills} \beta_k \frac{\overline{\partial mills_i}}{\partial m_i}$$

Nel nostro caso, per quanto riguarda l'effetto marginale relativamente alla spesa totale calcolato in corrispondenza delle medie campionarie, si otterrà quindi:

$$\begin{aligned} m_{sptot} \equiv \frac{\partial w}{\partial \ln SPTOT} &= a_1 + 2a_2 (\overline{\ln SPTOT}) + \\ &+ a_{20} [b_1 + 2b_2 (\overline{\ln SPTOT})] \left( \frac{\overline{\partial mills_i}}{\partial m_i} \right) \end{aligned}$$

da cui può facilmente essere derivata l'elasticità corretta.

#### 4. Stima del modello

In questo paragrafo vengono presentate le stime di differenti modelli relativamente a tutte le famiglie (par. 4.1), alle famiglie costituite da un unico componente (par. 4.2) ed a quelle in cui vi sono marito e moglie, coniugati o conviventi coniugalmente, soli o con uno o due figli (par. 4.3).

##### 4.1 Campione completo costituito da tutte le famiglie

Come atteso la partecipazione nel mercato del lavoro del secondo componente della famiglia influenza positivamente la probabilità di consumo di pasti extradomestici<sup>24</sup> confermando quindi che una contrazione del tempo disponibile per le attività domestiche incrementa le occasioni di consumo fuori casa (Tavola 4.1). Ciò conferma anche per l'Italia quanto rilevato da studi analoghi sui comportamenti di spesa delle famiglie statunitensi ed inglesi (Yen, 1993; Byrne, Capps, Saha, 1996).

Sono, inoltre, particolarmente evidenti le differenze territoriali e stagionali. Nel primo caso si ha una netta divaricazione fra Italia settentrionale ed Italia meridionale in termini sia di probabilità di

<sup>24</sup> La variabile *moglieocc* che riflette la partecipazione nel mercato del lavoro da parte della moglie viene inserita solo nell'equazione di primo stadio poiché si suppone che possa influire sulla decisione di partecipazione alla spesa extradomestica mentre, una volta che tale decisione è stata presa, non influisca sulla quota di spesa. Ciò può rappresentare tuttavia una conclusione affrettata e semplicistica poiché un numero elevato di ore di lavoro della moglie possono comunque incrementare in maniera considerevole il reddito familiare modificando la struttura delle spese ed eventualmente innalzando la quota di spesa per pasti extradomestici. E' stata comunque preferita una specificazione del modello che ne privilegiasse gli effetti solo sulla decisione di effettuare la spesa (equazione di partecipazione).

consumo sia di decisione del livello di spesa. Prendendo a riferimento le regioni centrali, infatti, la probabilità di consumare pasti extradomestici risulta influenzata positivamente (negativamente) dalla residenza nelle regioni nord-orientali (sud-isole) mentre considerando la decisione del livello di spesa, entrambe le ripartizioni settentrionali presentano coefficienti significativi e se si considera il valore, di una certa entità (poco meno di un punto percentuale su una quota media del 4% a livello nazionale).

Il fattore urbanizzazione, inoltre, incrementa significativamente la probabilità di consumo extradomestico ma non il livello di spesa per entrambi gli anni considerati. La residenza nei centri urbani, unitamente a tempi di spostamento più lunghi per ragioni di lavoro o studio incrementa le occasioni di pasti extradomestici mentre, in termini di livello di spesa, l'effetto non è sempre significativo. Si potrebbe sostenere quindi che la residenza della famiglia nelle aree meno urbanizzate crea minori occasioni di consumare pasti fuori casa ma il livello della spesa ne risente positivamente.

La stagionalità condiziona in maniera chiara sia la decisione di effettuare pasti extradomestici, sia il livello di spesa sostenuto nel periodo di riferimento. Ciò detto, il fenomeno rilevato indica differenze strutturali nel comportamento di spesa delle famiglie nelle diverse stagioni, il quale si esplica sia in una maggiore probabilità di consumo sia in un più elevato livello di spesa durante il trimestre estivo e primaverile. Una visione molto semplificata, potrebbe ricondurre questo fenomeno all'incremento di consumazioni tradizionalmente estive (ad esempio, i gelati) ma anche, supponendo costante il ricorso ai pasti extradomestici per ragioni di lavoro durante i diversi periodi dell'anno, ad una maggiore propensione ad uscire nelle ore serali e a consumare uno spuntino per pranzo o la cena all'aperto.

La posizione professionale che incide maggiormente ed in modo positivo sulla probabilità di consumo extradomestico, rispetto alla categoria di riferimento costituita dagli operai, è quella di dirigenti ed impiegati cui tuttavia non corrisponde un effetto altrettanto significativo sulla decisione del livello di spesa.

La spiegazione di questo risultato potrebbe trovarsi in una maggior ricorso (in termini di frequenza), da parte di dirigenti ed impiegati, ai pasti fuori casa anche per ragioni di lavoro ma con una spesa relativa più bassa per occasione di consumo; d'altro lato invece le figure professionali "indipendenti" (imprenditori e liberi professionisti) mostrano una tendenza verso quote di spesa significativamente più elevate (+0,9 e +1,2 punti percentuali circa, rispettivamente nel 1995 e nel 1996) rispetto al gruppo di riferimento (operai ed apprendisti). Anche i lavoratori in proprio mostrano uno scostamento significativo dal gruppo degli operai ma di minore entità rispetto a quello di imprenditori e liberi professionisti.

Come atteso lo status in condizione professionale o meno della persona di riferimento influisce sulla probabilità di consumo extradomestico e sul livello di spesa; ciò tuttavia è facilmente riconducibile anche allo stile di vita delle persone (e delle famiglie) così identificate. Le persone in condizione non professionale sono per lo più assimilabili a pensionati e quindi a persone non più giovani, meno propense e con minori occasioni di andare a pranzare/cenare fuori casa e, non ultimo, con disponibilità economiche non molto elevate. Dai risultati relativi ad altre specificazioni del modello, si evidenzia che anche le famiglie con capofamiglia disoccupato, benché costituiscano un piccolo gruppo sul totale delle famiglie campionate, hanno una minor probabilità di consumare fuori casa ed un minor livello di spesa in termini di quota di bilancio.

Le misure di adattamento<sup>25</sup> raggiungono valori particolarmente elevati nel caso del primo stadio (modello *probit*) con il 74,7% ed il 74,1% di allocazioni corrette rispettivamente nel 1995 e nel 1996. L'R<sup>2</sup> di Mc Fadden, inoltre, presenta valori prossimi allo 0,20 mentre la misura di Estrella raggiunge, nel 1995, lo 0,26.

Tavola 4.1: Stima del modello: campione costituito da tutte le famiglie

Variabile	I stadio		II stadio	
	1995	1996	1995	1996
Intercetta	-52,916726*	-44,524923*	-2,306333*	-1,765209*
Spesa totale (ln)	6,507181*	5,388392*	0,310784*	0,23913*
Spesa totale (ln) <sup>2</sup>	-0,1948251*	-0,1579375*	-0,0102*	-0,00785*
Nord Ovest	-0,0249641	-0,0034657	0,004256*	0,007681*
Nord Est	0,13943656*	0,2178908*	0,007041*	0,00792*
Sud e Isole	-0,3904127*	-0,3552402*	-0,00801*	-0,00722*
Centro abitato	0,16399327*	0,1093856*	0,00255*	0,000642
Imprenditore e Liberi professionisti	0,09540438**	0,0071421	0,008808*	0,012077*
Lavoratori in proprio	0,04547773	0,0271748	0,003055*	0,004053*
Dirigenti e impiegati	0,08060133*	0,1026921*	-0,00021	0,000312
Condizione non professionale	-0,275684*	-0,25132*	-0,01026*	-0,00657*
Moglieocc	0,16327667*	0,1351812*	-	-
II Quadrimestre	0,02608076	0,0734625*	0,003474*	0,004617*
III Quadrimestre	0,05051597**	0,0754175*	0,006786*	0,008868*
IV Quadrimestre	-0,0600233*	-0,007007	-0,00033	-1,6E-05
Single54	0,44364113*	0,449405*	0,037612*	0,039368*
Single99	-0,3986568*	-0,4296511*	0,000885	-0,00427**
Coppia44	0,19413213*	0,2024762*	0,016949*	0,016142*
Coppia99	-0,3437406*	-0,3070281*	-0,00289**	-0,00489*
FigliG1	-0,1270267*	-0,0698579	-0,00179	-0,00312
FigliP2	-0,0933594**	-0,0549123	-0,00405*	-2,2E-05
FigliG2	-0,1980421*	-0,0925975	-0,00287	-0,00253
FigliM2	-0,1746456*	-0,0980828	-0,00713*	-0,00669*
Altra3	-0,1869596*	-0,1797726*	-0,00119	-0,00286
Altra4	-0,1982324*	-0,1621006*	-0,00511*	-0,00336
Più4	-0,2561321*	-0,2008101*	-0,00776*	-0,00398**
Mills			-0,03103*	-0,03026*
<i>% corrette predizioni</i>	74,71	74,14		
<i>Mc Fadden R<sup>2</sup></i>	0,209	0,195		
<i>Estrella R<sup>2</sup></i>	0,263	0,245		
<i>R<sup>2</sup> corretto</i>			0,198	0,188
<i>elasticità</i>			1,249	1,177
<i>elasticità corretta</i>			1,294	1,220

\* significativo,  $\alpha = 0,01$ ; \*\* significativo,  $\alpha = 0,05$ .

Fonte: ns. elaborazioni su dati ISTAT, Indagine sui consumi delle famiglie (file gerarchico), 1995 e 1996

<sup>25</sup> Una misura di adattamento (*goodness of fit*) è una statistica sintesi che indica l'accuratezza con cui un modello approssima i dati osservati (come la misura R<sup>2</sup> nel familiare modello di regressione lineare) [Maddala, 1983]. Una misura tradizionalmente utilizzata nei modelli con variabili dipendenti dicotomiche e di particolare interesse analoga all'R<sup>2</sup> di un convenzionale modello di regressione è l'indice del rapporto di verosimiglianza LRI=1-lnL/lnL<sub>0</sub> proposto da McFadden dove L è il massimo della funzione di verosimiglianza, massimizzata rispetto a tutti i parametri  $\alpha$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ , .....  $\beta_m$  e L<sub>0</sub> il massimo, massimizzato soltanto rispetto all'intercetta  $\alpha$ , ponendo tutti gli altri parametri  $\beta$  uguali a 0. Indicando con A = (2/n)(lnL - lnL<sub>0</sub>) e con B = -(2/n)lnL<sub>0</sub> si ottiene inoltre la misura proposta da Estrella (1998) che è data dalla seguente espressione:  $f = 1 - \left( \frac{A/B}{1 - (L/\ln L)^{-n/L}} \right)$ .

#### 4.2 Famiglie costituite da un unico componente

La suddivisione del campione in gruppi omogenei per numerosità dei componenti o per la contemporanea presenza di marito e moglie (paragrafo successivo) è stata motivata dalla necessità di esplorare più approfonditamente i comportamenti di spesa di queste tipologie di famiglie, il cui peso sta assumendo, ad esempio nel caso delle famiglie unipersonali, un'importanza via via superiore nella società, da un lato per un progressivo processo di senilizzazione, dall'altro per l'aumento del numero di "single" giovani.

Rispetto alla specificazione utilizzata in precedenza per il campione completo, le variabili inserite nel modello sono in questo caso meno numerose salvaguardando il più possibile il principio di parsimonia anche in considerazione della riduzione del numero delle unità campionarie incluse (4.423 e 6.656 rispettivamente nel 1995 e 1996).

Per la prima volta il numero delle famiglie che non consuma pasti fuori casa supera quello delle famiglie consumatrici (rispettivamente 2.312 e 2.111 nel 1996) ma ciò è soprattutto da imputare al peso elevato, sul totale del campione, delle persone anziane che vivono sole.

Le misure di adattamento indicano una buona performance del modello di primo stadio (equazione di partecipazione). La percentuale di classificazioni corrette si attesta sul 76-77% mentre gli indicatori  $R^2$  di McFadden ed  $R^2$  di Estrella raggiungono in questo caso valori nettamente più elevati rispetto ai modelli precedenti, rispettivamente 0,39 e 0,36 nel 1995 e nel 1996 (Tavola 4.2).

Tavola 4.2: Stima del modello: famiglie unipersonali

Variabile	I stadio		II stadio	
	1995	1996	1995	1996
Intercetta	-38,291759*	-36,6153553*	-0,79905**	-0,48223
Spesa totale (ln)	4,731085*	4,5997571*	0,111517**	0,07309
Spesa totale (ln) <sup>2</sup>	-0,139009*	-0,1381869*	-0,00348**	-0,00236
Nord Ovest	-0,074478	-0,0568622	0,002278	0,006794**
Nord Est	0,153457*	0,2100144*	0,005741**	0,004276
Sud e Isole	-0,488941*	-0,4051638*	-0,00524**	-0,0058
Centro abitato	0,193816*	0,0371672	0,003606	-0,00025
Età: 35-44 anni	-0,122170	-0,0542354	-0,00569	-0,00428
Età: 45-54 anni	-0,415509*	-0,3683198*	-0,02551*	-0,02362*
Età: 55-64 anni	-0,815264*	-0,8146084*	-0,04916*	-0,05047*
Età: più di 64 anni	-1,275971*	-1,2366716*	-0,06091*	-0,06318*
II Quadrimestre	0,073569	0,1185943	-0,00019	0,00674**
III Quadrimestre	0,041185	0,1212652**	0,002304	0,010408*
IV Quadrimestre	-0,094816	-0,0299291	-0,00021	-0,00057
Istruzione bassa	-0,234904*	-0,2259864*	-0,0089*	-0,0069**
Istruzione alta	0,083157	0,1290102**	-0,0002	0,005366
Mills			0,003318	0,002355
<i>% corrette predizioni</i>	77.21	75.97		
<i>Mc Fadden R<sup>2</sup></i>	0.301	0.273		
<i>Estrella R<sup>2</sup></i>	0.390	0.357		
<i>R<sup>2</sup> corretto</i>			0.180	0.194

\* significativo,  $\alpha = 0,01$ ; \*\* significativo,  $\alpha = 0,05$ .

Fonte: ns. elaborazioni su dati ISTAT, Indagine sui consumi delle famiglie, 1995 e 1996

Rispetto al modello stimato per il campione completo si confermano l'influenza positiva della spesa complessiva sulla decisione di effettuare la spesa, le differenze territoriali, le differenze dovute

contemporaneamente si rilevano alcune peculiarità rispetto ai risultati precedentemente discussi:

- la componente stagionale non appare più così influente come nel campione completo, quasi ad

confronti del consumo extradomestico in maniera significativa;

- l'età stratifica significativamente le famiglie unipersonali: non solo gli anziani con più di 54 anni

extradomestico rispetto ai più giovani presi a riferimento (sotto i 35 anni);

- i livelli di istruzione più bassi influenzano negativamente, come facilmente prevedibile, la

rispetto alle persone con istruzione più elevata.

Per quanto riguarda i risultati dell'equazione di spesa, anche se i coefficienti stimati mostrano

sono tuttavia alcune peculiarità su cui è interessante soffermarsi. Le differenze territoriali si fanno meno evidenti anche se i coefficienti di nord e sud assumono segni opposti rispetto al centro. Anche il

effettuare la spesa (con eccezione del 1995) né sulla decisione riguardante la quota della spesa.

L'età influisce notevolmente sul livello di spesa alla stessa stregua di quanto già rilevato

caratterizzano come quelle più propense al consumo extradomestico e ad un maggior livello di spesa in termini di quota di bilancio; l'età compresa fra i 35 ed i 44 anni non si discosta tuttavia

effetti via via amplificati nei tre gruppi al di sopra dei 45 anni.

Da queste considerazioni emerge, per le famiglie unipersonali, un quadro diverso da quanto

del livello di spesa è in questo caso principalmente imputabile all'età della persona stessa più che a fattori, geografici, stagionali o economici. L'età infatti, variabile evidentemente correlata anche con il

extradomestico delle persone che vivono sole.

#### 4.3

La specificazione del modello per le famiglie costituite da moglie, marito ed eventuali figli<sup>26</sup>

costituito dalle famiglie unipersonali). Questa analisi implica l'esclusione di tutte le famiglie unipersonali esaminate al punto precedente e di tutte quelle famiglie in cui sia presente un adulto con

famiglie complessivamente considerate in questo sub-campione risultano, per il 1995 e per il 1996, rispettivamente 19.927 e 13.237, pari a circa il 58% dell'intero campione.

Nella specificazione del modello utilizzata in questo caso, viene attribuita molta rilevanza alle caratteristiche socio-demografiche (età, istruzione) del secondo componente della famiglia (costituito nel 97% dei casi dal coniuge donna) e soprattutto alla sua eventuale partecipazione nel mercato del lavoro in termini di ore in media lavorate settimanalmente. Le tipologie familiari vengono stratificate utilizzando alcune variabili dummy sulla base della presenza o non presenza di figli, sulla loro età e sull'età del capofamiglia.

I risultati dell'equazione di decisione indicano un'effetto significativo, sulla probabilità di partecipare al consumo extradomestico, della variabile relativa alla partecipazione nel mercato del lavoro da parte della moglie (in termini di ore settimanali di lavoro), al suo livello di istruzione ed alla sua età ed infine alla tipologia di nucleo familiare (coppia senza figli, coppia con un figlio, coppia con due figli). La partecipazione della donna nel mercato del lavoro restringendo la disponibilità di tempo per la preparazione domestica dei pasti incrementa quindi la probabilità di partecipazione al consumo extradomestico<sup>27</sup>.

La probabilità di spesa per consumi extradomestici risulta ancora una volta significativamente influenzata dagli aspetti regionali e si ha inoltre un'ulteriore conferma dell'influenza positiva caratterizzata dall'urbanizzazione del luogo di residenza, in cui la famiglia vive, sulla decisione di consumare pasti fuori casa. I centri urbani si configurano quindi come i luoghi in cui vi è una maggiore offerta in termini di ristorazione ed allo stesso tempo una maggiore domanda data dalla contemporanea presenza di un'elevata partecipazione delle donne nel mercato del lavoro e da tempi di spostamento per ragioni di studio o lavoro spesso superiori a quelli delle zone meno urbanizzate (Tav. 4.3).

Sia la tipologia della famiglia, sia il livello di istruzione e l'età della moglie influenzano significativamente la decisione di consumo extradomestico. Naturalmente l'età ed anche il livello di istruzione del secondo componente rappresentano variabili correlate con quelle analoghe riferite al capofamiglia e ci si attende quindi che gli effetti siano simili a quelli rilevati per l'intero campione e discussi nel punto 4.1.

Non si segnalano smentite se non per una divaricazione degli effetti dell'istruzione della moglie sulla decisione di effettuare il consumo extradomestico forse ancora più marcati di quanto rilevato nel caso dell'istruzione del capofamiglia per il campione completo. L'età presenta la medesima influenza sulla decisione di consumo di quanto rilevato per il capofamiglia indicando una minor propensione al consumo extradomestico all'aumentare dell'età del secondo componente.

La composizione della famiglia incide significativamente sulla probabilità di consumo extradomestico. L'effetto tuttavia si compone di diversi fattori: da un lato, se sono presenti dei figli, la probabilità di consumare pasti (o consumazioni) extradomestici ne risente positivamente<sup>28</sup> anche in virtù dell'aumento dell'ampiezza del nucleo familiare; dall'altro lato si ha un effetto negativo dovuto all'età dei genitori che soprattutto nel caso di coppie senza figli ma con capofamiglia non più giovane presentano una minore probabilità di spesa per pasti fuori casa. La *dummy* relativa a coppie giovani (capofamiglia < 45 anni) senza figli, al contrario, influisce significativamente ed in maniera positiva sulla decisione di effettuare il consumo.

---

<sup>27</sup> Ciò si allinea con i risultati ottenuti in analoghi studi applicati alle indagini sul comportamento di spesa delle famiglie statunitensi (Soberon-Ferrer e Dardis 1991, Yen 1993, Byrne, Capps e Saha 1996).

<sup>28</sup> Simulazioni diverse rispetto a quella prescelta per questo paragrafo, hanno mostrato tuttavia che se il figlio o i figli hanno un'età compresa fra 0 e 3 anni, la probabilità di consumo extradomestico ne risulta negativamente influenzata.

L'equazione di spesa conferma in parte i medesimi effetti delle variabili, rilevati al primo stadio ed inoltre, come ormai verificato in tutti i modelli, il coefficiente dell'inverso del rapporto di Mills risulta significativo a dimostrazione della inconsistenza di un eventuale modello che non prenda in considerazione lo stadio di decisione della spesa. Effetti positivi sulla spesa sono dati dall'assenza di figli nel nucleo familiare se però si considera una coppia "giovane" in cui il capofamiglia ha meno di 45 anni. La coppia "giovane" senza figli è quella che presenta la spesa significativamente più elevata in termini di quota di bilancio rispetto alla categoria di riferimento (coppia con 1 bambino): i coefficienti stimati sono infatti superiori allo 0,15.

Tavola 4.3: Stima del modello: coppie con o senza figli

Variabile	I stadio		II stadio	
	1995	1996	1995	1996
Intercetta	-64,00838*	-55,12600*	-2,73521*	-2,069863*
Spesa totale (ln)	8,04912*	6,86867*	0,370325*	0,281949*
Spesa totale (ln) <sup>2</sup>	-0,24665*	-0,20717*	-0,0122*	-0,00929*
Ore di lavoro secondo componente	0,003645*	0,002782*	-	-
Età secondo componente	-0,01214*	-0,01506*	-0,00033*	-0,00025*
Nord Ovest	-0,01178	0,00271	0,004218*	0,00696*
Nord Est	0,17719*	0,243914*	0,005979*	0,00755*
Sud e Isole	-0,35941*	-0,32406*	-0,00666*	-0,00734*
Centro abitato	0,180937*	0,085613**	0,001823	-3,2E-05
II Quadrimestre	0,014455	0,070962**	0,004609*	0,00468*
III Quadrimestre	0,045448	0,074835**	0,008961*	0,00912*
IV Quadrimestre	-0,05776**	0,005852	0,000118	-0,00014
Istruzione sc: senza titolo di studio	0,024019	-0,11346	-0,00333	-0,00251
Istruzione sc: scuola elementare	-0,06765**	-0,13003*	-0,00327*	-0,00203
Istruzione sc: scuola superiore	0,128293*	0,101915*	0,001237	0,002089
Istruzione sc: laurea	0,22211*	0,125301**	0,001358	0,002515
Coppia senza figli (età fino a 44 anni)	0,166634*	0,18871*	0,017947*	0,016087*
Coppia senza figli (età 45 anni o più)	-0,23533*	-0,06658	0,000661	-0,0035
Coppia con 1 ragazzo	0,04107	0,20446*	0,002972	0,000335
Coppia con 2 bambini	-0,07376	-0,03515	-0,00311**	0,000903
Coppia con 2 ragazzi	-0,01644	0,156033*	0,002654	0,001237
Coppia con 1 bambino e 1 ragazzo	-0,05562	0,060573	-0,00361**	-0,00425**
Mills			-0,03956*	-0,03708*
<i>% corrette predizioni</i>	75,35	75,28		
<i>Mc Fadden R<sup>2</sup></i>	0.178	0.172		
<i>Estrella R<sup>2</sup></i>	0.215	0.208		
<i>R<sup>2</sup> corretto</i>			0.219	0.213

\* significativo,  $\alpha = 0,01$ ; \*\* significativo,  $\alpha = 0,05$ .

Fonte: ns. elaborazioni su dati ISTAT, Indagine sui consumi delle famiglie, 1995 e 1996

Le misure di adattamento per l'equazione *probit* raggiungono livelli più che soddisfacenti; la percentuale di classificazioni corrette si attesta per entrambi gli anni attorno al 75%. L'R<sup>2</sup> di McFadden è pari allo 0,17 circa mentre l'R<sup>2</sup> di Estrella supera lo 0,20. Riguardo all'equazione di spesa l'R<sup>2</sup> raggiunge, in questo caso, i valori più elevati (0,21 circa).

## 5. Elasticità della spesa per pasti e consumazioni fuori casa rispetto alla spesa totale per caratteristiche socio-economiche e demografiche del capofamiglia

Le stime del modello applicato ai dati contenenti le informazioni gerarchiche sui componenti delle famiglie incluse nel campione ISTAT 1996, sono state utilizzate per il calcolo delle elasticità della spesa per pasti e consumazioni fuori casa rispetto alla spesa totale stratificando i nuclei familiari secondo le caratteristiche socio-economiche e demografiche considerate<sup>29</sup>.

I valori delle elasticità calcolate a livello territoriale indicano, come già evidenziato in altri termini dai valori dei parametri stimati precedentemente, sensibili differenze nel comportamento di spesa delle famiglie residenti nelle 4 macro aree individuate. Le elasticità calcolate, anche correggendo gli effetti marginali in modo tale da considerare l'effetto della spesa totale sulla decisione di primo stadio<sup>30</sup>, mostrano come nelle regioni centrali e soprattutto nelle regioni del Sud ed insulari la spesa delle famiglie per pasti e consumazioni fuori casa sia molto più elastica al variare della spesa totale (Tavola 5.1). I valori dell'elasticità corretta infatti raggiungono le punte più elevate proprio nel mezzogiorno (1,496); nelle zone settentrionali al contrario, i valori dell'elasticità sono prossimi ad 1.

Il grado di urbanizzazione in cui la famiglia vive non differenzia in maniera sostanziale i valori dell'elasticità. La residenza delle famiglie nei centri urbani o nelle grandi aree metropolitane si delinea nel complesso come un fattore in grado di influenzare positivamente la probabilità o meglio la frequenza del consumo di pasti extradomestici ma non l'elasticità rispetto alla spesa totale.

La tipologia del nucleo familiare in termini di composizione e di ciclo di vita della famiglia stessa (coppie con figli piccoli, coppia non più giovane senza figli, anziani che vivono soli, ecc.) mostra come da un lato la composizione e dall'altro l'età media della persona di riferimento o della coppia, nel caso delle famiglie con due o più componenti, influiscano non solo sulla probabilità di consumo ma anche sull'elasticità della spesa per pasti extradomestici al variare della spesa totale. I single e le coppie giovani anche se con un figlio in età scolare, rappresentano le tipologie in cui l'elasticità presenta i valori più bassi e leggermente inferiori ad 1 (Tavola 5.2). Dal lato opposto si trovano i valori più elevati delle persone anziane che vivono sole o in coppia (rispettivamente 1,651 ed 1,454).

Tavola 5.1: Elasticità della spesa per pasti e cons. fuori casa rispetto alla spesa totale per zona (1996)

	Italia nord-occidentale	Italia nord-orientale	Centro	Sud e isole	Centro abitato	Nucleo ab e case sparse
Spesa media mensile totale famiglia	2.997.786	3.149.970	2.869.494	2.270.219	2.699.932	2.792.306
Quota spesa per pasti e consum. fuori casa sul tot. spesa familiare	4,59	4,82	3,73	2,47	3,71	3,62
Elasticità	1,003	0,964	1,244	1,489	1,183	1,140
Elasticità corretta	1,055	1,031	1,311	1,496	1,228	1,179

Fonte: ns. elaborazioni su dati ISTAT, indagine sui consumi delle famiglie 1996.

<sup>29</sup> La specificazione utilizzata è quella i cui risultati complessivi sono riportati nel paragrafo 4.1. Al fine di una valutazione completa ed indipendente di tutte le caratteristiche familiari considerate, i valori delle elasticità sono stati calcolati dai parametri stimati per ciascun sub-campione considerato ed escludendo di volta in volta il set delle dummy non pertinente.

<sup>30</sup> La correzione degli effetti marginali considerando gli effetti della spesa totale sulla decisione di primo stadio è calcolata sulla base delle indicazioni proposte nel paragrafo 3.4.4.



Tavola 5.2: Elasticità della spesa per pasti e consumazioni fuori casa rispetto alla spesa totale per tipologia della famiglia, nel 1996

	Single età fino a 54 anni	Single età maggiore 54 anni	Coppia con età capofamigl ia fino a 44 anni	Coppia con età capofamigl ia maggiore di 44 anni	Coppia con 1 figlio età fino a 14 anni	Coppia con 2 figli età fino a 14 anni	Coppia con 1 figlio età maggiore di 14 anni	Coppia con 2 figli età maggiore di 14 anni	Coppia con 2 figli 1 fino a 14 anni ed 1 maggiore di 14 anni	Famiglia con più di 4 compon.	Altra tipologia di famiglia con 3 compon.	Altra tipologia di famiglia con 4 compon.	Coppia con o senza figli in cui la moglie è occupata	Coppia con o senza figli in cui la moglie non è occupata
Spesa media mensile totale famiglia	2.142.752	1.388.269	2.943.664	2.262.115	3.217.857	3.331.950	3.403.017	3.878.847	3.683.411	3.600.023	2.964.537	3.535.536	3.883.822	2.860.388
Quota spesa per pasti e consum. fuori casa sul totale della spesa familiare	8,16	2,05	6,21	2,48	4,46	4,03	3,60	3,82	3,63	3,24	3,21	3,49	4,93	2,97
Elasticità	0,833	1,588	0,922	1,452	0,864	1,050	1,051	1,176	1,057	1,134	1,191	0,907	0,936	1,203
Elasticità corretta	0,909	1,651	0,998	1,454	0,962	1,148	1,151	1,279	1,172	1,220	1,156	1,004	1,029	1,257

Fonte: ns. elaborazioni su dati ISTAT, indagine sui consumi delle famiglie 1996.

Tavola 5.3: Elasticità della spesa per pasti e consumazioni fuori casa rispetto alla spesa totale per condizione e posizione nella professione del capofamiglia, nel 1996

	Capof. imprenditore o libero profess.	Capof. lavoratore in proprio	Capof. Operaio	Capof. dirigente o impiegato	Capof. in condizione non professionale
Spesa media mensile totale famiglia	4.182.262	3.212.466	2.764.695	3.488.105	2.125.095
Quota spesa per pasti e consum. fuori casa sul totale della spesa familiare	5,75	4,39	4,07	4,85	2,42
Elasticità	0,821	0,916	1,015	0,930	1,377
Elasticità corretta	0,894	1,003	1,116	1,023	1,383

Fonte: ns. elaborazioni su dati ISTAT, indagine sui consumi delle famiglie 1996.

La stratificazione del campione sulla base della presenza della moglie occupata o non occupata nel caso dei nuclei familiari in cui vi è almeno una coppia con o senza figli, presenta, al di là di una spesa media mensile familiare decisamente più elevata nel primo gruppo di famiglie (mogli occupate), fenomeno ovviamente dovuto al maggior numero di redditi che concorrono a definire le disponibilità familiari, un'elasticità prossima ad 1 per il primo gruppo e leggermente al di sopra della media nel secondo gruppo (1,257).

Relativamente alla professione del capofamiglia, vi sono tipologie familiari per le quali il bene "pasti e consumazioni fuori casa" è oramai diventato un bene "necessario" (ad elasticità inferiore ad 1), come nel caso degli imprenditori e liberi professionisti (Tavola 5.3). Naturalmente dal lato opposto, con il valore dell'elasticità più elevato (1,383) si trovano le famiglie in cui il capofamiglia è in condizione non professionale fra cui figurano in prevalenza i pensionati.

Dirigenti-impiegati e lavoratori in proprio si collocano invece in una posizione intermedia: i valori dell'elasticità corretta della spesa per pasti e consumazioni fuori casa rispetto alla spesa totale, sono, in questi casi, prossimi ad 1.

Nel complesso, dalla nostra analisi, si evidenziano differenze sostanziali nei valori delle elasticità calcolate in corrispondenza dei diversi gruppi di famiglie. Pur rappresentando, per l'insieme delle famiglie italiane, i pasti e le consumazioni fuori casa un bene "di lusso" (l'elasticità calcolata utilizzando il campione completo è 1,22) vi sono gruppi di famiglie per i quali il bene assume un carattere che potremmo definire "necessario". Ci si riferisce in particolare ai single giovani ed alle famiglie in cui il capofamiglia è un imprenditore o un libero professionista.

## 6. Conclusioni

In questo lavoro l'analisi del consumo alimentare delle famiglie italiane ha rivolto un'attenzione particolare ad una delle componenti emergenti del consumo alimentare *complessivo*, quella dei pasti extradomestici. L'interesse per il consumo alimentare e soprattutto per quello dei pasti extradomestici è particolarmente importante nell'ambito dell'economia agraria in considerazione dell'evoluzione del sistema agroalimentare e delle potenzialità dei consumi di influenzare lo sviluppo del sistema stesso. La letteratura economica è molto ricca di contributi teorici ed empirici sui consumi alimentari. In Italia, tuttavia, a differenza di quanto accade in altri paesi europei, e soprattutto negli Stati Uniti, il fenomeno dei pasti extradomestici non viene analizzato di frequente.

L'analisi economico-statistica dei consumi alimentari ha subito, negli ultimi anni, spinte verso nuovi orizzonti di ricerca indotte, oltre che da altri fattori, anche dalla forte evoluzione tecnologica che ha portato alla diffusione di sistemi di calcolo in grado di elaborare una considerevole mole di dati in breve tempo ed a bassissimo costo. Ciò ha portato ad esempio ad un sempre più frequente utilizzo, nelle analisi sui consumi, dei dati individuali (microdati) di spesa rilevati in occasione delle indagini annuali sui bilanci delle famiglie.

L'analisi ricostruisce inizialmente l'andamento dell'aggregato *consumi alimentari complessivi*, costituito dai consumi *domestici* (alimentari e bevande) e da quelli *extradomestici* (pasti e consumazioni fuori casa). A fronte di una diminuzione del peso della spesa alimentare complessiva sul totale delle spese (dal 41% del 1973 al 25% del 1996, secondo i dati ISTAT sui bilanci delle famiglie), le due componenti presentano invece dinamiche differenti. Le spese alimentari extradomestiche salgono infatti a scapito di quelle domestiche dal 12,3% al 16,4% rispettivamente dal 1973 al 1996,

mentre i valori medi mensili delle famiglie, in termini reali, non mostrano, nello stesso periodo, variazioni di rilievo, ad eccezione di un trend in leggero aumento fino ai primi anni Novanta. Si ha tuttavia una differenziazione evidente dei comportamenti di spesa delle famiglie secondo le diverse tipologie familiari (ripartizione geografica di residenza, condizione/posizione professionale del capofamiglia). La quota di spesa per pasti extradomestici sulla spesa alimentare complessiva, ad esempio, supera anche il 20% in alcune regioni settentrionali, mentre presenta valori in alcuni casi inferiori al 10% nelle regioni del mezzogiorno.

I mutamenti sociali, economici e demografici intervenuti negli ultimi decenni nella società italiana hanno caratterizzato tutti, in diversa misura, cambiamenti nel comportamento di spesa alimentare delle famiglie. L'aumento del reddito disponibile pro capite in termini reali ha portato al raggiungimento di una fase di sazietà in cui i bisogni alimentari di base sono ormai, almeno nella media, soddisfatti; ciò anzi ha portato ad una situazione in cui le disponibilità nutritive hanno superato le necessità fisiologiche della popolazione [INEA, 1996]. I rapporti causali fra reddito e consumi sono tuttavia ambigui: se da un lato si può ritenere che l'andamento delle disponibilità economiche ha portato al raggiungimento di una fase di sazietà, dall'altro si può dire che, in corrispondenza di livelli di reddito più elevati, il comportamento di spesa è più attento ad altri *contenuti* dei prodotti che vanno al di là del semplice valore nutritivo. Inoltre, lo spostamento di gran parte degli occupati dal settore primario a quello industriale prima e verso le attività terziarie poi, ha portato inizialmente ad una riduzione delle necessità alimentari in termini calorici e successivamente ad una destrutturazione del momento del pasto in risposta sia ad una spinta verso il risparmio di tempo sia ad una diminuzione dell'importanza del pasto come momento conviviale e di riunione di famiglia [Nayga, Capps, 1992]. Negli ultimi anni, inoltre, si assiste ad una sempre maggior partecipazione della donna nel mercato del lavoro ed alla diffusione dell'orario di lavoro continuo o con pause ridotte per il pasto. Ciò porta ad una diversa organizzazione della famiglia in quanto unità di consumo di base e fa sì che il tempo diventi un fattore sempre più scarso, inducendo il consumatore alla ricerca di prodotti alimentari o di modalità di consumo ad elevato contenuto di servizio. E' in questa direzione che vanno cercate le ragioni alla base dello sviluppo delle spese per prodotti surgelati, cibi semi-preparati, piatti pronti e non ultimo al ricorso ad una esternalizzazione completa, rispetto alla dimensione domestica, per il consumo del pasto.

Una valutazione degli effetti delle variabili socio-economiche e socio-culturali sul consumo di pasti extradomestici delle famiglie italiane, ha costituito quindi la linea portante di questo studio. A tal fine, la decisione di consumo di pasti extradomestici delle famiglie, considerando recenti contributi teorici ed empirici proposti in letteratura (Byrne, Capps e Saha, 1996; Yen, 1993), è stata considerata come un processo a due stadi. In primo luogo, infatti, la decisione delle famiglie riguarda se consumare o non consumare pasti fuori casa, mentre solo successivamente la decisione riguarda il livello della spesa, ovvero quanto spendere.

Dal punto di vista econometrico una tale modellizzazione della decisione di consumo delle famiglie ha implicato la costruzione di un modello per variabili dicotomiche-continue in cui al primo stadio si ha un'equazione con variabile dipendente dicotomica (1 per le famiglie con spesa positiva per pasti fuori extradomestici, 0 per quelle con spesa nulla), mentre al secondo stadio si ha un'equazione con variabile dipendente continua troncata (zero come estremo inferiore) rappresentata dall'ammontare della spesa per pasti e consumazioni fuori casa. Le sostanziali modifiche proposte a questo modello

riguardano la procedura di stima, che prende origine dalla procedura a due stadi di Heckman, e la formulazione dell'equazione di secondo stadio, in cui viene utilizzata una specificazione quadratica del modello *Almost Ideal* di Deaton e Muellbauer (1980).

Come atteso, i risultati mostrano che la spesa totale della famiglia, utilizzata come *proxy* del reddito, ha effetti significativi sia sulla decisione di consumare pasti extradomestici sia sulla decisione riguardante la quota di spesa sul budget familiare. L'effetto si traduce in una maggior probabilità di consumo (interpretabile anche in termini di una maggiore frequenza di spesa) ed in una quota di spesa più rilevante all'aumentare della spesa totale della famiglia. Tuttavia la specificazione quadratica del modello consente di cogliere effetti in controtendenza in corrispondenza dei livelli di spesa totale superiori: i pasti extradomestici infatti si caratterizzano come beni "di lusso" a certi livelli di spesa (inferiori) e come beni "necessari" in corrispondenza di altri livelli di spesa totale (superiori).

Anche altre variabili socio-economiche e demografiche hanno effetti significativi sulle decisioni di consumo di pasti extradomestici. Il luogo di residenza della famiglia in termini di ripartizione geografica o di grado di urbanizzazione, ad esempio, influenza entrambi gli stadi di decisione. Le famiglie residenti nelle regioni settentrionali, soprattutto in quelle nord-orientali, hanno una maggior probabilità di consumo di pasti fuori casa di quelle residenti nelle regioni centrali, mentre la residenza al Sud e nelle regioni insulari influenza negativamente la probabilità di consumo. Effetti analoghi ad anche più evidenti nelle differenze fra nord e sud si hanno sulla decisione riguardante la quota di spesa.

Anche la residenza nei centri urbani ha effetti significativi (positivi) sulla probabilità di consumo, mentre ciò non risulta sempre evidente sul livello della spesa sostenuta. Questo risultato può essere interpretato in termini di una maggiore frequenza di consumo di pasti fuori casa da parte delle famiglie che risiedono nei centri urbani e nelle aree metropolitane, ma con una minore spesa unitaria per occasione di consumo. Le occasioni di consumo sono infatti più frequenti nei grandi centri urbani in cui, ad esempio, risultano amplificati i tempi di spostamento per ragioni di lavoro, impedendo di fatto il rientro a casa per pranzo. Allo stesso tempo, tuttavia, le pause pranzo divenute sempre più brevi e la diffusione del fenomeno dei *ticket restaurant*, fanno sì che la spesa media per pasto o spuntino fuori casa direttamente sostenuta dal consumatore si riduca sensibilmente.

In questa stessa direzione sono da interpretare anche i risultati relativi alla variabile che indica la condizione/posizione professionale del capofamiglia i quali mostrano per un capofamiglia occupato, rispetto ad una persona in condizione non professionale, un effetto significativo (positivo) sia sulla decisione di partecipazione alla spesa sia sul livello della spesa. Considerando come termine di paragone le famiglie con capofamiglia operaio, i nuclei in cui la persona di riferimento è un dirigente o un impiegato presentano una maggior probabilità di spesa per pasti fuori casa, mentre non si evidenziano effetti significativi sul livello della spesa. Questo risultato può essere interpretato come una maggior propensione dei "colletti bianchi", o meglio delle loro famiglie, a consumare pasti fuori casa ma la spesa per occasione di consumo che ne risulta è modesta. Effetti positivi e significativi sulla quota di spesa si hanno invece considerando imprenditori-liberi professionisti e lavoratori in proprio, categorie per le quali tuttavia l'influenza sulla probabilità di consumo non è significativa.

Particolarmente importanti inoltre gli effetti stagionali soprattutto sulla probabilità di consumo extradomestico. Il trimestre estivo, in modo particolare, influenza positivamente la probabilità di consumare pasti o spuntini fuori casa. Senza alcun dubbio la bella stagione invoglia la gente ad uscire per consumare, ad esempio, una cena in osteria o anche semplicemente un gelato.

Considerazioni diverse per quanto riguarda la composizione del nucleo familiare e la partecipazione della donna-moglie nel mercato del lavoro. La partecipazione della moglie nel mercato del lavoro influenza significativamente la probabilità di consumo extradomestico. Come atteso, lo *status* di occupata della moglie ha effetti positivi sulla decisione di consumare pasti fuori casa e considerandone l'impegno in termini di ore lavorate settimanalmente si ha una conferma delle considerazioni iniziali: l'impegno professionale della moglie incrementa il costo opportunità del tempo dedicato alle attività domestiche ed alla preparazione dei pasti ed allo stesso tempo fa sì che il ricorso ai pasti extradomestici ne sia significativamente influenzato.

Nel caso delle famiglie unipersonali, inoltre, l'età influisce negativamente su entrambi gli stadi di decisione riguardanti il consumo, indicando al tempo stesso un'interrelazione di molteplici fattori. Con l'aumento dell'età diminuiscono le occasioni di consumo dovute ad impegni lavorativi e contemporaneamente assumono una maggiore importanza sul totale le persone pensionate o comunque per le quali il pasto extradomestico non rappresenta più un piacevole motivo di svago e socializzazione.

Nel complesso i modelli stimati presentano un buon adattamento ai dati campionari. In media le misure di *goodness of fit*, sia per l'equazione di tipo *probit*, sia per l'equazione di bilancio di secondo stadio, oscillano fra lo 0,13 e lo 0,20 (con punte anche superiori allo 0,20), risultati che considerando il trattamento cross-sezionale dei dati sono in molti casi, superiori alla norma.

Dalla nostra analisi, l'elasticità della spesa per pasti e consumazioni fuori casa rispetto alla spesa totale nel 1996 calcolata sulla base dei parametri stimati dal modello è di 1,22, indicando come nel complesso, in base alla teoria economica, il bene debba essere considerato "di lusso". Tuttavia stratificando il campione a seconda dell'età-composizione del nucleo familiare, della regione di residenza o della professione del capofamiglia si evidenziano notevoli disparità.

I *single* giovani e le coppie giovani senza figli, o con un figlio in età scolare, presentano un'elasticità della spesa per pasti e consumazioni fuori casa rispetto alla spesa totale inferiore ad 1 anche se elevata (0,91-0,96 circa). Le persone anziane che vivono sole e le coppie senza figli non più giovani presentano invece valori dell'elasticità molto più elevate (rispettivamente 1,65 ed 1,45).

Anche la partecipazione della donna nel mercato del lavoro (nelle famiglie costituite almeno da una coppia) abbassa sensibilmente l'elasticità rispetto al livello medio raggiungendo un valore prossimo ad 1. La posizione-condizione professionale del capofamiglia inoltre evidenzia come vi siano gruppi di famiglie, ad esempio quelli relativi ad imprenditori e liberi professionisti, per i quali i *pasti e consumazioni fuori casa* costituiscano ormai un bene "necessario" (l'elasticità rispetto alla spesa totale è 0,8).

Ulteriori considerazioni riguardano le sensibili differenze rilevate su base geografica che, nonostante sempre più frequentemente si parli di un processo di omogeneizzazione dei comportamenti di spesa delle famiglie, ancora sussistono a livello italiano. Le regioni settentrionali presentano nel complesso i valori dell'elasticità più bassi (rispettivamente 1,06 ed 1,03 per le regioni nord occidentali e per quelle nord orientali). Il Centro si colloca in una posizione intermedia (1,31) mentre le regioni del Sud e quelle insulari mostrano il valore più elevato (1,50).

Anche se alcuni dei risultati precedentemente discussi portano a conclusioni prevedibili, non deve essere trascurata la prospettiva microeconomica dell'analisi. Nel complesso il modello

microeconomico a due stadi, proposto in questo studio, per la stima degli effetti delle variabili socio-economiche, e demografiche, sulle decisioni di consumo alimentare di pasti extradomestici delle famiglie italiane, è riuscito ad evidenziare come le caratteristiche delle famiglie influenzino in molti casi la stessa decisione di effettuare il consumo e, una volta che la decisione di primo stadio è stata presa, influenzino anche la decisione del livello di spesa. La modellizzazione a due stadi consente tuttavia di cogliere, in modo indipendente, gli effetti delle variabili sulle diverse fasi della decisione del consumatore, fornendo spunti di analisi per nuovi ed interessanti filoni di ricerca sui consumi alimentari domestici ed extradomestici.

### **Bibliografia**

- Amemiya T. (1978), "The Estimation of a Simultaneous Equation Generalized Probit Model" *Econometrica*, 46: 1193-205.
- Amemiya T. (1979), "The Estimation of a Simultaneous Equation Tobit Model" *International Economic Review*, 20(1): 169-81.
- Amemiya T. (1984), "Tobit Models: A Survey" *Journal of Econometrics*, 24, 3-61.
- Atkinson A.B., Gomulka J., Stern N. H., (1990) "Spending on alcohol: evidence from the family expenditure survey 1970-1983" *The Economics Journal*, 100, 808-827.
- Banks J., Blundell R., Lewbel A., (1997) "Quadratic Engel curves and consumer demand" *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LXXIX, Number 4.
- Barnes R., Gillingham R. (1984) "Demographics effects in demand analysis estimation of the quadratic expenditure system using microdata" *The Review of Economics and Statistics*, April 9 1984.
- Becker G. S. (1965), "A theory of the allocation of Time" *Economic Journal*, 75.
- Bierens H.J., Pott-Buter H.A. (1990) "Specification of household Engel curves by nonparametric regression" *Econometric Reviews*, 9 123-184.
- Blisard N., Blaylock J. (1993), "Distinguishing Between Market Participation and Infrequency of Purchase Model of Butter Demand" *Am. J. of Agri. Econ* 75.
- Blundell R., Meghir C. (1986) "Selection criteria for a microeconomic model of labor supply" *Journal of Applied Econometrics*, Vol 1, 55-80.
- Blundell R., Pashardes P., Weber G., (1993) "What do we learn about consumer demand patterns from micro data?" *The American Economics Review*, Vol. 83 No. 3.
- Browning M., Meghir C. (1991) "The effect of male and female labor supply on commodity demands" *Econometrica*, Vol 59, No 4, 925-951.
- Byrne P.J., Capps O. Jr, Saha A. (1996), "Analysis of Food-Away-from-Home Expenditure Patterns for U.S. Households, 1982-89" *Amer. J. Agr. Econ.*, 78 (August), 614-627.
- Byrne P., Capps O., Saha A. (1997) "Calculating marginal effects in dicotomous-continous models" *Applied Economics Letters*, 4, 181-185.
- Chung H.R., Lee Jonq-Ying, Moss C.B., Brown G., (1998) "Demand for Nutrients: the household production approach" *Paper presented at the 1998 American Agricultural Economic Association annual meetings, Salt Lake City, Utah.*
- Cragg J.G. (1971), "Some Statistical Models for Limited Dependent Variables with Applications to the Demand for Durable Goods" *Econometrica* Vol 39 No 5.
- Dardis R., Derrick F., Lehefeld A. (1981), "Clothing Demand in the United States: A Cross-Sectional Analysis" *Home Economics Research Journal*, 10 (December), 212-222.
- Dardis R., Soberon-Ferrer H., (1991) "Determinants of Household Expenditure for Services" *Journal of Consumer Research*, 17, 385-397.
- Deaton A., (1997) *The Analysis of Household Surveys*, The Johns Hopkins University Press, Baltimore, U.S.A.

- Deaton A., Irish M., (1984) "Statistical Model for Zero Expenditure in Household Budgets" *Journal of Public Economics* 23.
- Deaton A., Muellbauer J., (1980a) "An Almost Ideal Demand System" *The American Economic Review*, Vol 70, No 3.
- Deaton A., Muellbauer J., (1980b) *Economics and consumer behavior*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Dong D., Shonkwiler J.S., Capps O., (1998) "Estimation of demand function using cross-sectional household data: the problem revisited" *Amer. J. Agr. Econ.*, 80 466-473.
- Estrella A. (1998) "A new measure of fit for equations with dichotomous dependent variables" *Journal of Business & Economics Statistics*, Vol 16, No 2.
- Gatti S., Migani P., (1997), "Spesa per 'pasti e consumazioni fuori casa' in Italia: differenze socioeconomiche e territoriali, *La Questione Agraria* n. 68.
- Goldberger A.S. (1964), *Econometric theory*, Wiley, New York.
- Gould B.W. (1997) "Factors affecting demand for food items" *Wisconsin Center For Dairy Research and Department of Agricultural and Applied Economics University of Wisconsin-Madison*.
- Haines P.S., Giulkey D.K., Popkin B.M. (August 1988), "Modelling Food Consumption Decisions as a Two-Step Process" *Amer. J. Agr. Econ.*, 543-552.
- Heckman, J. (1979) "Sample Selection Bias as a Specification Error" *Econometrica*, vol 47(1), 153-161.
- Heien D., Wessells C. (July 1990), "Demand System Estimation with Microdata: A censored Regression Approach" *J. Bus and Econ. Statist.*, Vol 8, No 3 365-371.
- Horton S., Campbell C., (August 1991) "Wife employment, food expenditure, and apparent nutrient intake: evidence from Canada" *Amer. J. Agr. Econ.*
- INEA (1996), Osservatorio di economia Agraria per la Toscana, Belletti G., Marescotti A., *I nuovi orientamenti del consumatore e riflessi sulle imprese agro-alimentari*, Firenze.
- ISTAT (anni dal 1973 al 1996); *I consumi delle famiglie italiane*; collana d'informazione Istat.
- ISTAT (anni dal 1973 al 1997); *Annuario statistico italiano*.
- ISTAT (anni dal 1973 al 1997); *Bollettino mensile di statistica*.
- Jekanowski M., Binkley J.K., Eales J. (1996), "The Impact of Demographics, Market Characteristics and Prices on the Consumption of Food-Away-From-Home" *Agricultural Economics*, Purdue Univ.
- Keen M., (1986) "Zero expenditure and the estimation of Engel curves" *Journal of Applied Econometrics*, Vol 1, 277-286.
- Kinsey J. (1983), "Working Wives and the Marginal Propensity to Consume Food Away From Home", *American Journal of Agricultural Economics*, n. 65, 10-19.
- Lamm R. Jr. (July 1982), "The demand for Food Consumed at Home and Away from Home" *Agr. Econ. Res.*, 34, 15-20.
- Lancaster K.J. (1966); "A new approach to consumer theory"; *Journal of political economy*; 74:132-157.
- Lee J., Brown M. (1986), "Food Expenditures at Home and Away from Home in the United States. A Switching Regression Analysis", *The Review of Economics and Statistics*, n. 68: 142-146.
- Leser (1963); "Forms of Engel functions"; *Econometrica*; Vol 31, No 4:694-703.
- Maddala G.S. (1983); *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*; Cambridge.
- Mc Cracken V.A., Brandt J.A. (1987), "Household Consumption of Food Away From Home: Total Expenditure and by Type of Food Facility", *American Journal of Agricultural Economics*, n. 69: 274-284.
- Mc Cracken V.A., Price D. W., Dorothy Z. (1993), "Current issues in consumption data: food away from home data", *Changing Patterns of Food Consumption* (S216 Tennessee Regional Committee) Workshop 1993.
- McFall R. Donald Jr (1982); "The demand for Food Consumed at Home and Away from Home"; *Agricultural Economics Research*, vol. 34, no.3; 15-19.

- Moschini G.C., Rizzi P.L. (1997), "La struttura dei consumi delle famiglie in Italia", *Rivista Internazionale di Scienze Sociali*, Anno CV (ott-dic).
- Muth R.F. (1966) "Household production and consumer demand functions" *Econometrica*, Vol.34(3).
- Nayga R. M., (1996) "Consumer demand for poultry at home and away from home: a discrete choice analysis" *Applied Economics Letters*, 3, 669-672.
- Nayga R.M. Jr, Capps O. Jr, (1992a) "Determinants of food away from home consumption: an update" *Agrobusiness*, Vol 8 No 6, 549-559.
- Nayga R.M. Jr, O. Capps Jr (1992b) *Impact of socioeconomic and demographic factors on food away from home consumption in the United States*; University of California, Agricultural Economics Library.
- Park L.J., Capps O. Jr., (1997) "Demand for prepared meals by U.S. households" *Amer. J. Agr. Econ.*, 79, 814-824.
- Pollak R.A., Wachter M.L. (1975); "The Relevance of the Household Production Function and its Implications for the Allocations of Time", *J. Polit. Econ.* 55.
- Pollak R.A., Wales T.J., (1978) "Estimation of complete demand systems from household budget data: the linear and quadratic expenditure systems" *American Economic Review* Vol 68, No 3.
- Pollak R.A., Wales T.J. (1981) "Demographics variables in demand analysis" *Econometrica* vol 49(6).
- Prais S.J. (1959), "A comment", *Econometrica*, vol.29.
- Prais S.J., Houthakker (1955), *The Analysis of Family Budgets*, Cambridge University Press.
- Prochaska F.J., Schrimper R.A. (1973), "Opportunity Cost of Time and Other Socioeconomic Effects on Away From Home Food Consumption", *American Journal of Agricultural Economics*, 55:595-603.
- Pudney S. (1989), *Modelling Individual Choice: the Econometrics of Corners, Kinks and Holes*, Oxford: Basil Blackwell.
- Redman B. (1980), "The Impact of Women's Time Allocation on Expenditure for Meals Away from Home and Prepared Foods", *American Journal of Agricultural Economics*, 55:234-237.
- Reynolds A., Goddard E. (1993), *Food consumption away from home by type of facility and type of meal*, Dept. of Agricultural Economics and Business, University of Guelph, Canada, WP93/10.
- Ryan D.L., Wales T.J. (November 1996), "Flexible and Semiflexible Consumer Demands With Quadratic Engel Curves" *Department of Economics of Alberta*, Edmonton, Alberta; *Department of Economics, University of British Columbia*, Vancouver, BC.
- Sexauer B., (December 1979) "The effect of demographic shifts and changes in the income distribution on food-away-from-home expenditure" *Amer. J. Agr. Econ.*
- Strober, Myra H. (1977), "Wives Labor Force Behavior and family Consumption Patterns" *Amer Econ Rev* Vol 67, No 1.
- Tassinari G., Viviani A. (1990), "I comportamenti di spesa delle famiglie italiane: 1981-1987", *Statistica*, n.3.
- Tharen C.W., Hammond J.W., Buxton B.M. (1978), "Estimating Components of Demand Elasticities from Cross-Sectorial Data", *Amer. J. Agr. Econ* 60
- Tirelli L. (1991), "I pasti fuori casa in Italia", atti del I° *Forum del Foodservice*, Rimini.
- Tobin J., (1958) "Estimation of relationships for limited dependent variables" *Econometrica* 26 (January), 24-36.
- White H. (1980), Heteroskedasticity-consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity, *Econometrica*, vol. 48.
- Yen S.T. (1993); "Working wives and food away from home: the box-cox double hurdle model"; *Amer. J. Agr. Econ.*; 75: 884-895
- Yen S.T., Jones A.M. (1997), "Household Consumption of Cheese: An Inverse Hyperbolic Sine Double-Hurdle Model with Dependent Errors" *Amer. J. Agr. Econ* 79, 246-251.