

# Dinamiche Intergenerazionali nei Modelli di Consumo Alimentare: il Caso della Dieta Mediterranea in Italia

Andrea Marchini<sup>(\*\*)</sup> e Luca Pieroni<sup>(1)</sup>,

## Abstract

*This paper mainly analyzes generational differences of Italian households connected with life style changes of Mediterranean type diet. A framework based on the theory of life cycle decompose cohort, age and time effects in order to evaluate the expected dynamics in the consumption of goods that characterize this households' life style. Suitable econometric specification has been used for specific categories of the Mediterranean type diet when zero consumption was observed. After having included socio-economic variables, demographic characterizations and income levels of households, the empirical results show a reduction of goods that characterize Mediterranean type consumption from older versus younger generations more marked in the Northern regions of the Italy.*

**JEL Classification Number:** E21, D19

**Keywords:** Mediterranean Diet, Cohorts Analysis, Household Food Consumption

---

<sup>(\*)</sup> Department of Economics and Food Sciences, Borgo XX Giugno, 06100, Perugia. amarchin@unipg.it.

<sup>(\*1)</sup> Department of Economics, Finance and Statistics, University of Perugia, Via Pascoli 20, 06123, Perugia (Italy). Phone: +390755855280. Mail Contact: lpieroni@unipg.it.

## **1. Introduzione**

Il consumo di beni alimentari che definiscono la “dieta mediterranea” sono un complesso caso-studio per analizzare la presenza di comportamenti persistenti causati dalle presenza di tradizioni ed abitudini. Queste determinanti di comportamento hanno avuto un significativo effetto nella riduzione del processo di omologazione alimentare, anche in considerazione del fatto che nei paesi del Nord-Europa e Stati Uniti l’attuale “dieta” differisce da quella mediterranea sia in quantità, sia in qualità, con una variabilità che cresce con il passare del tempo (Carlsson-Kanyama and Linden, 2001). Peraltro, rispetto ad altre tipologie di diete, quella di tipo mediterraneo è stata largamente indagata dai nutrizionisti da quando sono stati riconosciuti rilevanti effetti salutistici (Rimm *et al.*, 1996; Kushi *et al.*, 1999) fino al punto che recentemente è stata proposta come patrimonio dell’umanità all’Unesco.

Peraltro, la molteplicità delle definizioni che si sono succedute nella letteratura specializzata ha generato più di un problema riguardo i beni da includere nel paniere della dieta mediterranea. In questo studio è stata utilizzata la definizione dell’American Heart Association (2004) che ricomprende strettamente il consumo di Olio di Oliva, Prodotti di Pane e Cereali, Frutta e Verdura e Pesce.

Partendo dalla constatazione che l’alimentazione è un comportamento in continua evoluzione che non può pertanto essere schematizzato in qualcosa di statico, immutabile, l’obiettivo di questo lavoro è quello di analizzare le differenze intergenerazionali di consumo, *i.e. effetto coorte*, nella dieta mediterranea in Italia ed interpretarlo come una conseguenza delle dinamiche di redditività e dello stile di vita delle famiglie. Infatti, è noto che la composizione intergenerazionale della spesa alimentare è determinata da fattori regionali, culturali ed identità sociali delle famiglie che sono intimamente connesse con le differenti condizioni storiche delle aree del Nord e del Sud dell’Italia.

L’approccio metodologico proposto considera le coorti come un insieme di individui (o capo-famiglia) nati nello stesso anno che possono essere seguiti nel tempo. Attraverso la disaggregazione dei profili età-coorte-periodo sono così stimati gli effetti intergenerazionali nel consumo (Deaton, 1997). Caratteristiche istituzionali e socio-culturali della famiglia sono state incluse per valutare la robustezza della stima.

Il resto del lavoro è organizzato nella seguente maniera. Nel paragrafo successivo sono descritte le fonti usate nelle stime degli effetti coorte-età-periodo. In particolare, il dataset ISTAT per il periodo 1997-2003 dei bilanci della spesa familiare è utilizzato in forma di pseudo-panel per ottenere una consistente dinamica dei consumi alimentari. La specificazione del modello nel terzo paragrafo precede la stima dei parametri e la discussione della dinamica della dieta di tipo mediterranea nella sezione 4. La sezione 5 riassume i risultati ottenuti.

## **2. Gli effetti generazionali nel consumo alimentare delle famiglie italiane**

### **2.1. Dati e definizione della coorte come unità statistica**

Il dataset utilizzato nell’analisi empirica comprende sette indagini sui bilanci familiari condotte dall’Istituto Nazionale di Statistica (ISTAT) nel periodo 1997-2003. Il numero delle famiglie rilevate complessivamente è di 168029 famiglie (22362 nel 1997, 21586 nel 1998, 20930 nel 1999, 23728 nel 2000, 23918 nel 2001, 27499 nel

2002 e 28006 nel 2003). Se da un lato il disegno campionario dell'indagine ISTAT definisce ogni anno un campione casuale di famiglie da intervistare, dall'altro questa rilevazione ha come effetto negativo quello di escludere la possibilità di ottenere informazioni individuali in forma di panel data e di seguire longitudinalmente gli individui nel tempo.

Per ovviare in parte a questo inconveniente, mutuando dalla letteratura demografica la categoria concettuale di coorte (o generazione) è possibile ricostruire aggregazioni individuali che condividono alcune caratteristiche comuni. Nella definizione generale una coorte è *“a group with fixed membership, formed by individuals which can be identified as they show up in the surveys”* (Deaton, 1985). Anche se i gruppi possono essere definiti in differenti modi, da quando i membri rimangono costanti nel tempo, la naturale rappresentazione della coorte è quella formata dagli individui (oppure capofamiglia) nati nello stesso periodo (Browning *et al.*, 1985). Per questo motivo, le famiglie sono state distinte in base all'anno di nascita del capofamiglia e aggregate considerando segmenti temporali dell'età della coorte di cinque anni.

Tutte le famiglie in cui il capo famiglia era nato dopo il 1976 e prima del 1912 erano escluse dal campione. Inoltre, la nostra attenzione è limitata alle famiglie il cui capo famiglia ha un'età tra i 21 e i 90 anni. Il dimensione campionaria delle famiglie dopo aver eliminato queste osservazioni si è ridotta 165426. Queste sono suddivise in 13 coorti, con uno *span* per l'analisi dei consumi alimentari di 65 anni, in cui la prima coorte rappresenta le famiglie il cui capo famiglia è nato tra il 1972 e 1976 (età 21-25 nel 1997), mentre la tredicesima coorte include i capo famiglia nati tra il 1912 e il 1916 (età tra 81-85 anni nel 1997).

Le coorti quinquennali ricostruite considerando l'anno di nascita del capofamiglia insieme con l'anno di nascita e la dimensione di ogni cella sono riportate nella tabella 1. Come può essere notato la dimensione di tutte le coorti, con l'eccezione della prima è sufficientemente larga e rimane stabile negli anni di indagine. In particolare, la dimensione della prima coorte è piccolo soprattutto nei primi due anni del campione limitando la rappresentatività delle coorti più giovani.

*Tab. 1 – Definizione delle coorti (media di 5 anni) e numero delle famiglie in ogni coorte distinto per anno*

Cohort	Year of Birth	Age in 1997	Age in 2003	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	Total
1	1972/1976	21-25	27-31	173	199	300	422	532	778	990	3394
2	1967/1971	26-30	32-36	823	931	1033	1311	1514	1859	2048	9519
3	1962/1966	31-35	37-41	1862	1923	1846	2158	2297	2725	2691	15502
4	1957/1961	36-40	42-46	2257	2161	2134	2343	2361	2651	2771	16678
5	1952/1956	41-45	47-51	2332	2232	2188	2473	2523	2706	2656	17110
6	1947/1951	46-50	52-56	2520	2421	2381	2566	2535	2841	2892	18156
7	1942/1946	51-55	57-61	2165	2217	1965	2284	2258	2602	2627	16118
8	1937/1941	56-60	62-66	2280	2125	2082	2420	2321	2737	2743	16708
9	1932/1936	61-65	67-71	2031	1992	1937	2169	2237	2534	2563	15463
10	1927/1931	66-70	72-76	2004	1937	1869	2120	2086	2289	2397	14702
11	1922/1926	71-75	77-81	1787	1562	1543	1691	1579	1909	1763	11834
12	1917/1921	76-80	82-86	996	909	825	886	874	981	969	6440
13	1912/1916	81-85	87-91	672	642	542	534	491	498	423	3802
Totale	1912/1976	21-85	27-91	21902	21251	20645	23377	23608	27110	27533	165426

## 2.2. La disaggregazione degli effetti coorte-età-tempo

In questa sezione è illustrato l'approccio adottato per identificare e stimare gli effetti coorte-età-periodo nel consumo dei prodotti che definiscono la dieta mediterranea. La metodologia proposta segue i contributi di Deaton (1997), Attanasio (1998) and Deaton e Paxson (2000). La presenza di effetti intergenerazionali sono derivati da una decomposizione lineare coorte-età-periodo estesa allo scopo di includere gli effetti condizionanti delle caratteristiche economiche e socio-demografiche della famiglia.

Formalmente consideriamo il consumo della dieta mediterranea come una funzione dell'età del capofamiglia, della coorte classificata per anno di nascita e of un vettore di variabili demografiche ed economiche quali sono ipotizzate determinare le decisioni di consumo delle famiglie. Il modello può così essere scritto nella seguente formulazione:

$$\ln c = F(x) + \alpha_c D^a + \gamma_c D^b + \varphi_c D^{a+b} + u_c, \quad (1)$$

in cui  $\ln c$  è un vettore del consumo osservato ( in termini logaritmici),  $D^a$  è una matrice di variabili dummy per l'età,  $D^b$  è una matrice di dummy per le coorti classificate per l'anno di nascita,  $D^{a+b}$  (con  $a+b=1, \dots, T$ , dove 1 e  $T$  sono rispettivamente la prima e l'ultima cross-section disponibile) è una matrice di dummy per ogni anno (periodo) dell'indagine e  $F(x)$  è una funzione del vettore  $x$  delle variabili socio-demografiche.

Attraverso la stima dell'equazione (1), siamo capaci di decomporre gli effetti età-coorte-periodo. Il primo effetto produce il tipico profilo per età associato con le ipotesi della teoria del ciclo di vita (Modigliani..). Il secondo rappresenta il trend che è associato con I cambiamenti di comportamento generazionali, mentre il terzo effetto considera gli effetti aggregati che potrebbero temporaneamente condurre le decisioni di consumo fuori dai patterns dell'effetto età e coorte (Deaton, 1997).

E' necessario rimarcare che l'assunzione di assenza di interazione nella decomposizione degli effetti età-coorte-periodo determina una diretta interpretazione dei coefficienti stimati come un effetto netto di queste variabili nel consumo. Comunque dovrebbe essere notato che esiste una relazione lineare tra le tre matrici di variabili dummy. Infatti, l'anno nel quale ogni famiglia è osservata è uguale all'età del capo-famiglia più l'anno di nascita ( $t = a + b$ ). Per questo motivo non è possibile identificare l'effetto di  $a$ ,  $b$  and  $a+b$  nell'equazione (1). Seguendo Deaton and Paxson (1994) risolviamo questo problema di identificazione assumendo che qualsiasi modifica nelle spesa per il consumo può essere attribuita all'effetto età e coorte e che l'effetto periodo cattura le fluttuazioni cicliche che sono per costruzione mediate a zero nel lungo periodo. Questo è equivalente ad assumere che qualsiasi *trend* nei dati può essere interpretato come una combinazione di effetti età e coorte. Questa assunzione richiede di eliminare una colonna nella matrice della variabili età, una in quella per coorti e il primo e il secondo anno della variabile periodo. L'identificazione assume la seguente forma:

$$D^{a+b} = d_t - (t-1)d_2 + (t-2)d_1 \quad (2)$$

dove  $d_t$  è l'usuale variabile dummy zero/uno. Questa trasformazione implica che tutte le variabili dummy sommano a zero e che l'effetto periodo risulti ortogonale al *time*

*trend*. I coefficienti dei primi due periodi  $D^1$  e  $D^2$ , possono essere recuperati proprio per il fatto che gli effetti anno sommano a zero.

Come già menzionato, le coorti sono state create raggruppando le famiglie in base all'anno di nascita del capo famiglia escludendo dal campione tutte le famiglie di cui il capo famiglia era nato dopo il 1976 e prima del 1912. Tredici coorti con una dimensione di cinque anni sono state create ed incluse come variabili dummy nella specificazione econometrica. Allo stesso modo, quattordici variabili dummy che valutavano l'effetto età raggruppavano gli individui a partire dall'età di 21 anni fino a 90 anni, mentre sette dummy sono definite per tutti gli anni del campione.

### 3. La specificazione empirica del modello

Questa sezione presenta la strategia per modellare il consumo della dieta di tipo mediterraneo. In questa direzione, la teoria della *household production* (Becker, 1965; Perali, 2003) ha un ruolo attivo nel modificare le preferenze individuali, evitando di generare una distorsione nell'analisi del comportamento di consumo quando sono usati microdati. In questi casi, le spese delle famiglie sono modellate come una combinazione lineare di variabili economiche e non economiche.

Così, le decisioni familiari di consumo relative alla dieta Mediterranea sono attese essere influenzate da fattori socio-economici oltre che al reddito come vincolo e fattore economico rilevante. La struttura delle curve di Engel, che come ben conosciuto assume una relazione decrescente in relazione alla spesa complessiva, evidenzia una differenziazione, i.e. non linearità anche riguardo alle specifiche categorie alimentari. Per questo motivo le dinamiche intergenerazionali nella domanda di beni che compongono la dieta mediterranea sono specificate nel modello includendo insieme alla variabile reddito (*Income*) anche il quadrato (*IncomeSqr*). La presenza di bambini sotto i 14 anni all'interno della famiglia (*Child013*), l'area geografica di appartenenza (*North*, *South*), la locazione di residenza (*City*), sesso del capofamiglia (*MaleHead*), percentuale di famiglie con capofamiglia uomo (*PercMale*), stato civile (*Single*), livello di educazione (*HighEdu*) e occupazione del capofamiglia (*Whitecollar*) sono tutte variabili non economiche che condizionano le preferenze individuali o familiari nella scelta dei prodotti della dieta mediterranea, mentre il numero degli adulti che compongono la famiglia (*NC*) hanno rilevanti effetti di scala nel consumo complessivo dei beni alimentari (Blaylock and Blisard, 1992, 1993; Yen and Jensen, 1996; Angulo *et al.*, 2001; Yen, 2005).

Il numero di componenti della famiglia ha un positivo impatto nella domanda di beni alimentari tradizionali. E' empiricamente provato che aumentando il numero di componenti della famiglia diviene più costoso modificare lo stile di vita per effetto di economie di scala, ovvero sostituire piatti tradizionali con quelli preparati o con tecnologie che permettano di risparmiare tempo.

In particolare, la relazione tra la presenza di bambini sotto quattordici anni e il consumo di beni che compongono la dieta mediterranea è attesa più persistente mentre stili di vita individuali tra i membri della famiglia sono in generale attesi con una minore intensità. Per contro, l'aumento dei single nella società italiana ha prodotto una perdita nelle abilità di cucinare cibi tradizionali, anche attraverso la diminuzione del tempo di preparare il cibo a casa. Considerando che la cucina tradizionale italiana utilizza prevalentemente beni componenti la dieta mediterranea, esiste una relazione inversa tra la domanda di famiglie single e il consumo di beni della dieta mediterranea.

Le stesse considerazioni empiriche di un segno negativo è atteso possono essere ottenute per quanto riguarda le variabili di *MaleHead* e anche di *PercMale*. Infatti, anche se la seconda transizione demografica ha condotto ad una re-definizione del ruolo della donna all'interno della famiglia è ancora forte in alcune aree geografiche del nostro paese il trasferimento intergenerazionale di *know-how* nella preparazione del cibo con prevalenza di componenti della dieta mediterranea tra le componenti femminili della famiglia.

Per differenti motivazioni, i livelli di istruzione e occupazione del capo-famiglia un'attesa relazione negativa con l'aggregato della dieta mediterranea. E' un fatto empirico nei paesi più sviluppati che individui con una più alta istruzione hanno una maggiore tendenza a modificare le proprie abitudini, con una maggiore preferenza nel consumare pasti fuori casa, contribuendo in questo modo ad incrementare la domanda per cibo non tradizionale (Newman *et al.*, 2003). Per contro, la tipologia di impiego è più controversa. Ipotizzando che coloro che fanno un lavoro più di concetto hanno una più alta probabilità di avere un salario più alto, questa tipologia di persone probabilmente riduce il tempo per cucinare. E' facile constatare che la preparazione di cibi derivanti da beni della dieta mediterranea necessitano molto spesso tempo perché l'attenzione alla tecnologia di produzione rappresenta un modo per mantenere inalterate le caratteristiche organolettiche e salutistiche degli stessi prodotti alimentari.

Le significative differenze rispetto alla domanda di beni che compongono la dieta mediterranea, tra famiglie rurali ed urbane potrebbero identificare una differenza nella scelta di due differenti stile di vita. E' naturale assumere che gli abitanti della città consumano meno dei beni tradizionali. In primo luogo, vivere in città diminuisce il tempo disponibile per preparare i cibi perché in media sono maggiori i tempi di congestione urbana casa-lavoro. In secondo luogo, le famiglie urbane hanno un'ampia gamma di occasioni di consumo di cibi preparati o precotti, fenomeno derivante dal processo di omologazione alimentare evidente tra gli Stati Europei (Molina and Fernandez, 1996). Peraltro è anche conosciuto che il consumo di beni omologati include un minor grado di conoscenza riguardo agli attributi dei beni alimentari (Bilkey and Nes, 1982; Han and Terpstra, 1988), così che è possibile che nelle famiglie rurali i consumatori riducono l'incertezza nella sicurezza alimentare attraverso l'acquisto di beni prodotti in un ambiente rurale ben identificato (per esempio regionale) che in media presentano meno passaggi nella catena alimentare.

Il dibattito concernente la dualità tra le regioni del Nord e del Sud dell'Italia ha offerto il supporto per un costante tasso di crescita del reddito e contestualmente di uno stabile *gap* economico di lungo periodo. In conseguenza, da un punto di vista intergenerazionale, i consumatori più giovani dovrebbero sperimentare nuovi beni basati su beni facili da preparare, composti in prevalenza dal consumo di carne e grassi animali, contribuendo a diminuire la domanda per i beni "mediterranei". In questo contesto, questo fenomeno è più forte nel Nord dell'Italia rispetto al Sud, dove in termini assoluti il reddito è cresciuto di più anche se l'attesa positiva ma decrescente relazione con la spesa di beni alimentari è dipendente dalla natura non lineare delle curve di Engel. Così, i fattori non economici che si riferiscono alle identità culturali e sociali possono spiegare la persistenza nell'uso dei prodotti che compongono la dieta mediterranea. In particolare, nel prossimo paragrafo uno specifico test nel consumo dei beni componenti la dieta mediterranea riguarderà la differente persistenza nel consumo alimentare nel Sud dell'Italia, con una prevalenza della famiglia tradizionale rispetto alle regioni del Nord.

Le variabili selezionate sono descritte nella tabella 3 insieme alle statistiche campionarie. Per tener conto della variabilità dei prezzi regionali, tutte le variabili di spesa sono espresse in termini reali deflazionando i valori correnti usando l'indice dei prezzi regionali ISTAT.

*Tabella 2 – Definizione delle variabili e statistiche descrittive*

Variabile	Definizione	Statistiche descrittive	
		Media	D. Standard
<i>VARIABILE DIPENDENTE</i>			
DIETA MEDITERRANEA	Spesa delle famiglie (in log)	4.830	0.745
<i>VARIABILI ESPLICATIVE (CONTINUE)</i>			
NC	Numero dei membri della famiglia	2.783	1.306
NCSQR	Numero dei membri della famiglia al quadrato	9.451	8.216
PERCMALE	Percentuale dei membri maschi della famiglia	0.415	0.267
INCOME	log della spesa totale in termini reali (in migliaia di euro 1995)	0.480	0.664
INCOMESQR	Quadrato del log della spesa totale in termini reali (in migliaia di euro 1995)	0.672	0.920
<i>VARIABILI ESPLICATIVE (DICOTOMICHE)</i>			
SINGLE	1 per famiglie single con o senza bambini, zero altrimenti	0.197	–
MALEHEAD	1 se il capofamiglia è maschio	0.763	–
CHILD013	1 se i bambini della famiglia sono tra 0-13, zero altrimenti	0.245	–
EDUCATION	1 se il capo famiglia ha un'alta istruzione, zero altrimenti	0.292	–
OCCUPATION	1 se il capofamiglia è un impiegato di concetto, zero altrimenti	0.215	–
NORTH	1 se la famiglia risiede nel Nord, zero altrimenti.	0.439	–
SOUTH	1 se la famiglia risiede nel Sud, zero altrimenti	0.371	–
CENTRE	Area geografica omessa	0.191	–
CITY	1 se la famiglia risiede nell'area urbana, zero altrimenti	0.789	–

#### 4. Risultati

Le stime dei minimi quadrati ordinari (OLS) che analizzano l'effetto intergenerazionale delle decisioni di spesa dei beni della dieta mediterranea sono riportate nella colonna 1 della tabella 5. Questo effetto, basato sulla decomposizione in coorte-età-periodo, è condizionato ad alcuni fattori che controlliamo attraverso variabili economiche, demografiche e sociali verificando che tutti i coefficienti sono significativi all'1%.

*Tabella 3 – Parametri stimati*

(1) Italia	(2) Nord	(3) Sud
------------	----------	---------

	<i>Coef.</i>	<i>t-stat.</i>	<i>Coef.</i>	<i>t-stat.</i>	<i>Coef.</i>	<i>t-stat.</i>
MACROCOH2	-0.0359	-2.28	-0.0417	-1.68	-0.0392	-1.71
MACROCOH3	-0.0093	-0.50	-0.0212	-0.72	-0.0001	0.00
MACROCOH4	0.0356	1.71	0.0025	0.08	0.0502	1.70
MACROCOH5	0.0979	4.27	0.0738	1.97	0.0867	2.69
MACROCOH6	0.1375	5.53	0.1178	2.87	0.1163	3.36
MACROCOH7	0.1639	6.12	0.1567	3.54	0.1269	3.41
MACROCOH8	0.1944	6.77	0.1817	3.83	0.1531	3.84
MACROCOH9	0.2200	7.18	0.2063	4.07	0.1705	4.00
MACROCOH10	0.2473	7.59	0.2449	4.54	0.1863	4.11
MACROCOH11	0.2724	7.86	0.2707	4.71	0.2017	4.19
MACROCOH12	0.2783	7.47	0.2745	4.43	0.1768	3.41
MACROCOH13	0.3037	7.33	0.3320	4.79	0.1691	2.94
AGECLASS2	0.0402	1.41	0.0469	1.06	-0.0131	-0.32
AGECLASS3	0.0560	1.81	0.0941	1.94	-0.0087	-0.19
AGECLASS4	0.1110	3.42	0.1824	3.58	-0.0063	-0.13
AGECLASS5	0.1645	4.86	0.2519	4.70	0.0333	0.69
AGECLASS6	0.1862	5.28	0.2909	5.18	0.0419	0.83
AGECLASS7	0.2005	5.48	0.2958	5.05	0.0620	1.20
AGECLASS8	0.2083	5.48	0.2855	4.68	0.0915	1.70
AGECLASS9	0.2093	5.31	0.3019	4.76	0.0771	1.38
AGECLASS10	0.2122	5.19	0.3145	4.76	0.0778	1.35
AGECLASS11	0.2006	4.72	0.2860	4.16	0.0864	1.44
AGECLASS12	0.1810	4.10	0.2667	3.72	0.0900	1.44
AGECLASS13	0.1610	3.43	0.2443	3.19	0.1234	1.87
AGECLASS14	0.1312	2.57	0.1812	2.15	0.0882	1.24
YEAR3	-0.0091	-2.35	-0.0102	-1.57	-0.0061	-1.15
YEAR4	0.0018	0.49	0.0073	1.18	0.0228	4.59
YEAR5	0.0071	2.13	0.0145	2.58	0.0014	0.31
YEAR6	-0.0025	-0.91	-0.0095	-2.10	-0.0128	-3.44
YEAR7	-0.0091	-1.96	-0.0086	-1.12	-0.0334	-5.23
SINGLE	-0.0096	-1.77	-0.0115	-1.31	-0.0143	-1.84
MALEHEAD	-0.0659	-15.79	-0.0693	-9.30	-0.0381	-6.71
WHITECOLLAR	-0.1057	-18.14	-0.0617	-9.47	-0.1060	-12.73
HIGHEDU	-0.1779	-22.39	-0.1603	-11.72	-0.1533	-13.70
NC	0.1297	16.03	0.1739	11.17	0.0828	8.14
NC_SQR	-0.0071	-6.74	-0.0121	-5.64	-0.0018	-1.42
PERCMALE	-0.1201	-15.17	-0.1198	-9.33	-0.0960	-8.46
CHILD013	0.0252	4.60	0.0160	1.70	0.0211	2.85
NORTH	-0.1295	-30.83	-	-	-	-
SOUTH	0.1284	29.09	-	-	-	-
CITY	-0.0091	-2.38	0.0145	2.25	-0.0165	-3.07
INCOME	0.5710	149.60	0.5861	80.12	0.5575	122.83
INCOMESQR	-0.1175	-50.01	-0.1271	-30.57	-0.1191	-36.90
CONSTANT	4.1566	140.24	3.8729	81.21	4.5156	107.79

Come atteso il reddito ha un effetto positivo nel consumo alimentare, mentre rileviamo un significativo e negativo coefficiente nel termine quadratico. Coerentemente con la larghissima letteratura concernente le curve di Engel nel consumo

alimentare questi risultati implicano che il consumo alimentare per i beni della dieta mediterranea aumentano all'aumentare del reddito ma ad un tasso decrescente.

L'inclusione di variabili di controllo individuali (i.e. del capofamiglia) e quelle relative alla composizione della famiglia mostrano l'importanza delle preferenze individuali nel considerare gli attributi del cibo e conseguentemente le decisioni di consumo.

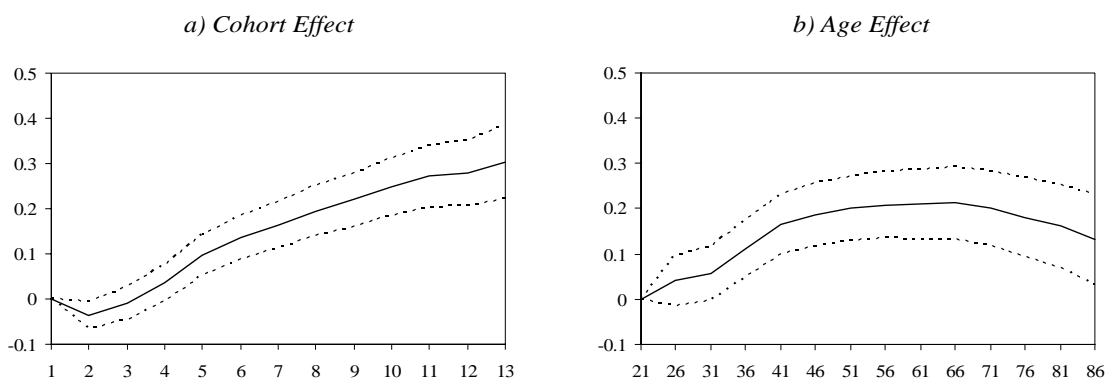
I parametri stimati delle variabili incluse nel modello indicano che la presenza di un capofamiglia di sesso maschile, la percentuale di maschi all'interno della famiglia, avere un alto livello di istruzione ed essere professionalmente un impiegato di concetto reduce la spesa per i beni della dieta mediterranea. In particolare, il coefficiente stimato per il sesso del capofamiglia rivela l'esistenza di un comportamento differenziato tra uomini e donne, con un più basso livello di consumo per le famiglie con capofamiglia maschio.

E' da rimarcare che il numero di componenti della famiglia e la presenza di bambini sotto quattordici anni produce effetti positivi nel consumo di beni della dieta mediterranea. Per contro la variabile City sembra essere negativamente correlata con i livelli del consumo alimentare. Questo risultato è in accordo con l'evidenza empirica che la dieta alimentare e le sue componenti sono associate positivamente con uno stile di vita di popolazioni rurali e indirettamente suggerisce che una maggiore conoscenza dell'area di produzione aiuta a mantenere un più alto livello di consumo dei prodotti che compongono la dieta mediterranea.

La differenza di comportamento nel consumo dei beni della dieta mediterranea tra le regioni del Nord e il Sud dell'Italia è statisticamente rilevante. Anche se la principale causa nelle differenze del consumo alimentare è connesso con il conosciuto storico problema connesso ai differenziali di reddito, le differenze geografiche tra generazioni nei comportamenti alimentari è una mistura di variabili economiche e non economiche. Dopo aver controllato per l'insieme delle variabili, il segno opposto tra le due macro-regioni mantiene l'ipotesi attesa per la quale le regioni del Nord dell'Italia allocano molto di meno della loro spesa complessiva di quelle delle corrispondenti famiglie del Sud. Prima di discutere delle differenti stime per le due aree geografiche nella Figura 1 sono riportati i profili per coorte ed età costruiti a partire dai parametri stimati nella regressione della colonna 1 della Tabella 3.

Anche se l'analisi degli effetti intergenerazionali dipendono dalla composizione e dal pattern microeconomico della dieta mediterranea, è importante notare che gli effetti coorte sono statisticamente significativi. I tests di Wald sono implementati nella nostra analisi per determinare se il completo set dei parametri è statisticamente importante al fine di spiegare le decisioni di cambiamento dei consumi alimentari (Tabella 4). In particolare, una relazione strettamente positiva esiste tra le vecchie e le nuove generazioni nella spesa complessiva della famiglia nei beni della dieta mediterranea, dove solo la terza e la quarta macro-coorti (nati tra...) non sono statisticamente significativi. Riguardo all'effetto età, abbiamo un incremento nel consumo connesso con un incremento nel reddito disponibile reale delle famiglie fino all'età pensionabile. Dopo questo punto è possibile notare un leggero decremento nel consumo dei beni alimentari ed un persistente comportamento abitudinario.

*Figura 1 – Effetti coorte ed età della spesa nei beni della dieta mediterranea*



Comunque, è importante rimarcare che sono esclusi degli effetti età negativi, mantenendo un elevato valore dei parametri stimati per gli anni centrali e un significativo test di Wald, accettando anche per i beni della dieta mediterranea un profilo stilizzato dalla teoria del ciclo di vita.

Tabella 4 – Tests di Wald sotto l'ipotesi di significatività congiunta degli effetti età e coorte

	<i>Effetti Coorte</i>	<i>Effetti età</i>
(1) Italia	$\chi^2_{(12)} = 10.43$ significatività = [0.000]	$\chi^2_{(13)} = 6.65$ significatività = [0.000]
(2) Nord	$\chi^2_{(12)} = 4.46$ significatività = [0.000]	$\chi^2_{(13)} = 5.75$ significatività = [0.000]
(3) Sud	$\chi^2_{(12)} = 4.02$ significatività = [0.000]	$\chi^2_{(13)} = 1.79$ significatività = [0.0383]

Note: I gradi di libertà di ogni statistica  $\chi^2$  sono riportate nelle parentesi tonde, mentre i livelli di significatività sono riportate nelle parentesi quadrate

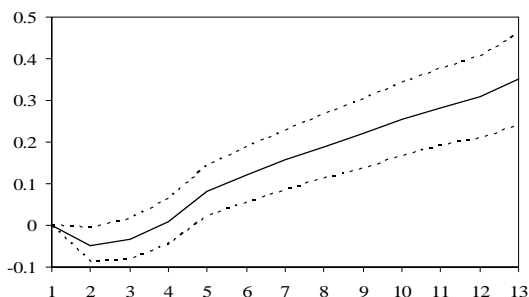
Le colonne 2 e 3 riportano le stime separate per le macro-aree dell'Italia. Come si può evincere dalle stime gli effetti coorte sono meno forti nel Sud rispetto al Nord dell'Italia. In media il profilo intergenerazionale nel sud è più piatto ed è un 10% inferiore rispetto all'area del Nord. I risultati sono ancora più evidenti per quanto riguarda la struttura per età. A differenza delle aree settentrionali, gli effetti età nelle regioni del meridione non sono statisticamente significativi. Anche se è evidente che il consumo aggregato dipende dai patterns delle componenti della dieta alimentare e da come questa è consumata tra le regioni del Nord e Sud (Figure 2), la variabile di controllo *City* sembra costituire una proxy nelle differenze geografiche delle decisioni di consumo. Da quando la residenza della famiglia in città ha un impatto positivo nel consumo di beni della dieta mediterranea al Nord e negativa nel Sud, questo sembra confermare che la persistente dinamica al consumo nel Sud sia in parte determinata da un canale più corto della catena alimentare sostenuta dalla vicinanza e dalla bassa incertezza nella relazione tra produzione e consumo.

Figura 2 – Effetti coorte ed età della spesa relativi ai beni della dieta mediterranea

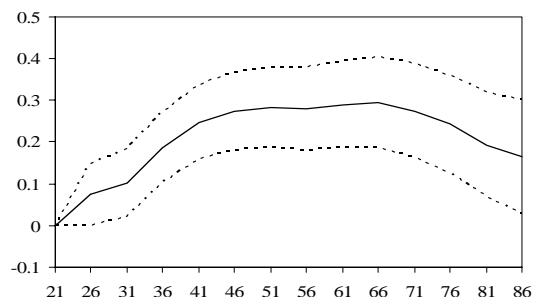
*distinti per le aree regionali*

1) Nord

a) Cohort Effect

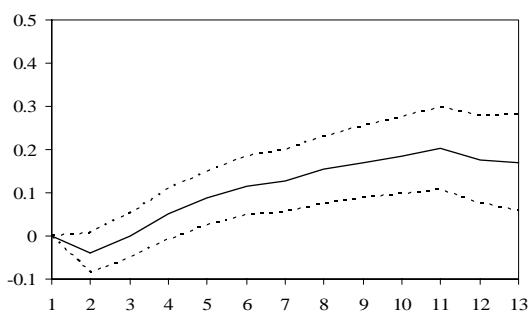


b) Age Effect

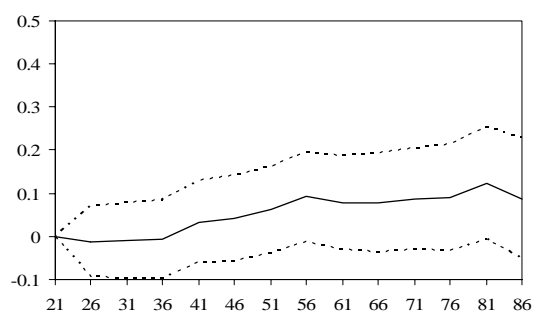


2) Sud

a) Cohort Effect



b) Age Effect



## 5. Considerazioni di sintesi

La dieta mediterranea è stata largamente presa come un modello di riferimento dai nutrizionisti e medici da quando rispetto ad altre tipologie di consumo alimentare ha evidenziato effetti positivi sulla diminuzione del rischio di attacchi cardiaci (Rimm *et al.* 1996; Kushi *et al.*, 1999). Peraltro, la sua persistenza nei consumi contrapposta ai processi di omologazione degli stili di vita è stata all'origine delle indagini sociologiche che analizzavano le determinanti istituzionali e socio-culturali alla base delle preferenze verso i beni che compongono la dieta mediterranea (Carlsson-Kanyama and Linden, 2001).

In questo studio abbiamo empiricamente valutato gli effetti inter-generazionali del consumo dei beni che compongono la dieta mediterranea. La numerosità del campione delle famiglie italiane ha permesso la decomposizione del consumo distinguendo gli effetti coorte, *i.e.* effetti inter-generazionali, da quelli relative all'età e al tempo. Questa ipotesi di decomposizione degli effetti è stata arricchita includendo il reddito delle famiglie e variabili che avessero la possibilità di controllare per i fattori sociali e demografici.

L'ipotesi che le nuove coorti di famiglie consumano nel complesso meno beni della dieta alimentare risulta confermata sia quando consideriamo tutte le famiglie italiane sia nel caso che distinguiamo tra le aree geografiche del Nord rispetto a quelle del Sud. Le generazioni più giovani che sperimentano un reddito disponibile più elevato

confermano indirettamente le predizioni della legge di Engel. Come atteso l'effetto reddito nel consumo di beni della dieta mediterranea è molto più marcato nelle regioni del Nord dell'Italia.

Le caratteristiche individuali e delle famiglie come la presenza di bambini sotto i quattordici anni, il sesso del capofamiglia, la percentuale di famiglie con capofamiglia uomo, lo stato civile, il livello di educazione e l'occupazione del capofamiglia sono tutte variabili non economiche statisticamente significative nel condizionare le preferenze di consumo intergenerazionale dei beni della dieta mediterranea, considerando che i cambiamenti negli stili di vita sono frenati dalle tradizioni e dalle abitudini delle famiglie.

Un specifica caratteristica nel consumo di beni della dieta mediterranea è la positiva correlazione con la produzione locale da quando la prossimità territoriale incrementa la conoscenza dei beni e riduce l'incertezza sulla qualità determinata dall'omologazione dei beni alimentari. Questa ipotesi è empiricamente confermata nelle regioni del Sud dell'Italia in cui le famiglie che risiedono nelle aree rurali spendono di più rispetto a quelle che risiedono nelle aree urbane. Le recenti politiche agricole, che concentrano i loro obiettivi nella ricognizione della sicurezza alimentare e l'introduzione di standard di qualità nella produzione di beni alimentari, sono certamente in linea con una persistente domanda di beni che compongono la dieta mediterranea, più attenti alla conoscenza di attributi relativi alla qualità del cibo.

## References

- Amemiya, T. (1984). Tobit Models: A Survey. *Journal of Econometrics* 84: 3-61.
- Angulo A., Gil J.M. and Gracia A. (2001). The demand for alcoholic beverages in Spain. *Agricultural Economics* 26: 71-83.
- Aristei, D., F. Perali and L. Pieroni (2005). Cohort Analysis of Alcohol Consumption: a Double-Hurdle Approach. Working Paper CHILD 09/2005.
- Atkinson, A.B., J. Gomulka, and N.H. Stern (1984). Household expenditure on tobacco 1970-1980: evidence from the Family Expenditure Survey. ESRC Programme on Taxation, Incentives, and the Distribution of Income, London School of Economics, Discussion Paper No. 60.
- Bilkey, W.J. and E. Nes, (1982). Country of origin effects on product evaluations. *Journal of International Business Studies* 13: 45-60.
- Blaylock, J.R. and W.N. Blisard (1992). U.S. Cigarette consumption: The Case of Low-Income Women. *American Journal of Agricultural Economics* 74: 698-705.
- Blaylock, J.R. and W.N. Blisard (1993). Wine consumption by US men. *Applied Economics* 24: 645-651.
- Blisard, W.N. (2001). Income and Food Expenditures Decomposed by Cohort, Age and Time Effects, Technical Bulletin n. 1896, United States Department of Agriculture.
- Blundell, R. and C. Meghir (1987). Bivariate Alternatives to the Univariate Tobit Model. *Journal of Econometrics* 34: 179-200.
- Carlsson-Kanayama, A. and A.L. Linden (2001). Trends in food production and consumption – Swedish experiences from environmental and cultural impacts. *International Journal of Sustainable Development* 4: 392-406.
- Cragg, J. (1971). Some statistical models for limited dependent variables with application to the demand for durable goods. *Econometrica* 39: 829-844.
- Deaton, A. and M. Irish (1984). Statistical models for zero expenditures in household budgets. *Journal of Public Economics* 23: 59-80.
- Garcia, J. and J.M. Labeaga (1996). Alternative Approaches to Modelling Zero Expenditure: An Application to Spanish Demand for Tobacco, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 58: 489-506.
- Han, C. V. Terpestra, (1987). Country of origin effects for uni-national and binational products. *Journal of International Business Studies* 19: 235-255.
- Harris, J.M. and Blisard W.N. (2001). Analyzing the Impact of Generational Effects on Consumer Expenditures for Meats: A Cohort Approach. *Journal of Food Distribution Research* 32: 64-73.
- Heckman, J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica* 47: 153-161.
- Jones A.M. and S.T. Yen (2000). A Box-Cox double-hurdle model. *The Manchester School* 68: 203-221.
- Jones, A.M. (1989). A double-hurdle model of cigarette consumption. *Journal of Applied Econometrics* 4: 23-39.

- Jones, A.M. (1992). A note on computation of the double-hurdle model with dependence with an application to tobacco expenditure. *Bulletin of Economic Research* 44: 67-74.
- Kushi L.H., K.A. Meyer and D.R. Jacobs (1999). Cereals, legumes, and chronic disease risk reduction: Evidence from epidemiologic studies. *American Journal of Clinical Nutrition* 70: 451-458.
- Labeaga J.M. (1999). A double-hurdle rational addiction model with heterogeneity: estimating the demand for tobacco. *Journal of Econometrics* 93: 49-72.
- Maddala, G.S. (1983). *Limited dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge, Cambridge University Press.
- Moffatt, P.G. (2005). Hurdle models of loan default. *Journal of the Operational Research Society* 56: 1063-1071.
- Molina , R.A. and R. V. Fernandez, (1997). El consumo alimentario en UE. Evidencias empiricas de su dicotomia. In Moro B.(ed.) *Capitale naturale e ambiente*. FrancoAngeli, Milano.
- Newman, C., M. Henchion, and A. Matthews (2003). A double-hurdle model of Irish household expenditure on prepared meals. *Applied Economics* 35: 1053-1061.
- Nygaard, B. and O. Storstad (1998). Globalization of Food Markets? Consumer Perceptions of Safe Food: The Case of Norway. *Sociologia Ruralis*, 1, 35-53.
- Perali, F. (2003). *The Behavioral and Welfare Analysis of Consumption: The Cost of Children, Equity and Poverty in Colombia*. Boston, Springer.
- Pudney, S. (1989). *Modelling Individual Choice: The Econometrics of Corners, Kinks and Holes*. New York, Basil Blackwell.
- Rimm E. B., A. Ascherio, E. Giovannucci, D. Spielgman, M.J. Stampfer, and W.C. Willet (1996). Vegetable, fruit, and cereal fiber intake and risk of coronary heart disease among men. *Journal of the American Medical Association* 275: 447-451.
- Su, S. and S.T. Yen (1996). Microeconomic Models of Infrequently Purchased Goods: An Application to Household Pork Consumption. *Empirical Economics* 21: 513-533.
- Tobin, J. (1958). Estimation of relationships for limited dependent variables. *Econometrica* 26: 24-36.
- Vuong, Q.H. (1989). Likelihood ratio test for model selection and non-nested hypotheses. *Econometrica* 57: 307-333.
- Yen, S.T. (1993). Working wives and food away from home: the Box-Cox double hurdle model. *American Journal of Agricultural Economics* 75: 884-895
- Yen, S.T. (2005). A Multivariate Sample-Selection Model: Estimating Cigarette and Alcohol Demands with Zero Observations. *American Journal of Agricultural Economics* 87: 453-466.
- Yen, S.T. and H.H. Jensen (1996). Determinants of household expenditures on alcohol. *The Journal of Consumer Affairs* 30: 48-67.