

Quanto vale il marchio bio? Un'indagine edonimetrica

Simona Naspetti, Ulrich Hamm, Meike Janssen, Raffaele Zanolì¹

Abstract

A survey on consumer prices for organic products was carried upon as part of a EU-funded research project (CERTCOST). In this paper we present the results regarding two typical Mediterranean products: pasta and extra virgin olive oil. The hedonic price model was applied to price data collected in November 2008 in order to test if the final price was partially influenced by the various organic logos on the product label. More specifically, we modelled the EU logo, the organic producers logo (e.g. AIAB), the organic inspection body's logo (e.g. ICEA) and other private logos (especially Demeter). Results show that the influence of most of these logos on the final product price is negligible or, for inspection bodies logo, surprisingly negative.

1. Introduzione

In questo lavoro presentiamo i risultati preliminari di un più ampio progetto di ricerca internazionale finanziato dal Unione Europea sulla certificazione dei prodotti biologici (CERTCOST), che tra l'altro ha lo scopo di analizzare l'effettivo impatto della certificazione sul consumo dei prodotti biologici. Si riportano qui i risultati dell'analisi svolta sui prezzi di due prodotti tipicamente mediterranei: gli spaghetti di grano duro e l'olio extra-vergine di oliva. Lo specifico sotto-progetto di ricerca (WP3) prevede, in fasi successive, un'analisi completa dei prezzi a livello europeo e uno studio della disponibilità a pagare del consumatore a fronte di livelli crescenti di certificazione mediante esperimenti di scelta.

2. Metodologia

Il modello di regressione basato sui prezzi edonici (Rosen, 1974) è stato stimato utilizzando il metodo dei minimi quadrati ordinari (OLS).

¹ S. Naspetti e R. Zanolì sono, rispettivamente, borsista e professore ordinario di Economia ed Estimo Rurale presso la Facoltà di Ingegneria dell'Università Politecnica delle Marche. Ulrich Hamm e Meike Janssen sono, rispettivamente, professore e ricercatore a contratto presso la Fachbereich Ökologische Agrarwissenschaften Universität Kassel (Facoltà di Agricoltura Biologica dell'Università di Kassel, Germania).. Lavoro prodotto nell'ambito del progetto di ricerca CERTCOST, contratto n. 207727 (<http://www.certcost.org>), con il supporto finanziario della Commissione Europea, VII PQ. Questo lavoro riflette esclusivamente le opinioni degli Autori e non quelle della Commissione Europea, che non può essere considerata responsabile per qualsivoglia uso che sia fatto dell'informazione ivi contenuta. Si ringraziano gli anonimi referee per i preziosi suggerimenti che hanno permesso di migliorare la precedente stesura del presente lavoro

La variabile dipendente – il prezzo di vendita al consumo rilevato del prodotto – è stata specificata in forma logaritmica. Gli spaghetti si presentavano tutti in confezione da 500 gr, mentre l’olio extravergine in confezioni da 0,5 a 5 litri; si è dunque utilizzato il logaritmo del prezzo al kg o al litro. Tutte le variabili indipendenti sono state specificate come variabili binarie o dummy; nel caso dell’olio, si è aggiunta la dimensione della confezione in litri come ulteriore variabile esplicativa, in quanto è presumibile che la dimensione della confezione influenzi il prezzo al litro (non-linearità della funzione di prezzo).

In questa specificazione semilogaritmica² del modello, ciascun coefficiente stimato può essere interpretato come *variazione percentuale del prezzo* in corrispondenza della variazione di ciascun attributo o caratteristica specificata dalle variabili (Krautmann & Cieca, 2006; Greene, 2008).

I modelli specificati sono i seguenti:

$$\ln P_i = \beta_{0i} + \beta_{1i} X_i + \beta_{2i} Brand_i + \beta_{3i} Shop_i + \beta_{4i} MI_i + \beta_{5i} AN_i + \beta_{5i} Size_1 + \varepsilon_i$$

dove:

- i = 1 (olio extravergine di oliva), 2 (spaghetti)
- P_i = prezzo di vendita del prodotto i (rapportati al Kg per spaghetti, al l per olio)
- X_i = un vettore di variabili binarie relative a logo di certificazione per il prodotto i
- $Brand_i$ = una variabile binaria che indica se la marca è del distributore (0) o del produttore (1)
- $Shop_i$ = una variabile binaria che indica se il prodotto è stato rilevato in un supermercato (0) o in un pdv specializzato (1)
- MI_i, AN_i = variabili binarie che indica che il dato è stato rilevato al Nord (MI) o al Centro (AN)³
- $Size_1$ = solo per il prodotto 1, la dimensione della confezione in litri (gli spaghetti sono tutti in confezioni da 500 gr.)

Le variabili binarie relative alla presenza in etichetta dei logo di certificazione sono le seguenti:

EULOGO = marchio Europeo per prodotti biologici

FARMLOGO = marchio di associazioni dei produttori bio (es. AMAB, AIAB)

CERTLOGO = marchio di organismi di certificazione bio (es. ICEA, IMC, ecc.)

² E’ la specificazione più comune insieme a quella lineare e log-lineare. Rosen (1974) ha mostrato che non si può scegliere una forma funzionale o l’altra su base teorica, ma solo su base empirica: la forma funzionale migliore è quella che meglio si adatta ai dati. Utilizzando la trasformazione di Box-Cox si è testato che effettivamente la specificazione migliore è la semilogaritmica per entrambi i prezzi.

³ Al fine di evitare la multicollinearità perfetta tra i regressori (“dummy variable trap”) non si è inclusa l’ultima dummy relativa ai dati rilevati al Sud (Bari).

DEMETER = marchio Demeter per prodotti biodinamici

I dati sono stati rilevati in modo sistematico in 3 diverse città campione (Milano al Nord, Ancona al Centro, Bari al Sud) nel periodo tra il 10 e il 29 novembre 2008 sulla base di schede di rilevazione predisposte a livello europeo dall'Università di Kassel. Le rilevazioni hanno riguardato tutti i prodotti rinvenibili in 16 diversi punti vendita campionati casualmente tra quelli esistenti in ciascuna città (8 supermercati e 8 pdv specializzati, a rappresentare una quota di mercato sostanzialmente equivalente tra i due canali). Tuttavia, a fronte di una maggiore ampiezza di gamma degli esercizi specializzati, l'81% dei prezzi è stato rilevato in questi ultimi punti vendita.

L'analisi dei dati è stata effettuata dall'Università Politecnica delle Marche con software LIMDEP/NLOGIT.

3. Risultati

I prezzi rilevati hanno un'ampia variabilità, come si può vedere dalla Tabella 1.

Tabella 1. Statistiche variabili dipendenti

Variable	Media	Dev. St.	Min	Max
Prezzo Olio (1 l)	13,11	10,39	3,13	86,00
Prezzo Spaghetti (1 Kg)	3,64	1,99	1,30	9,84

In Tabella 2 si riportano i risultati della specificazione dei modelli relativi ai due prodotti analizzati.

Oltre alle usuali misure di accostamento basate sui residui (R2 and Adj. R2), si riporta il test di Breusch-Pagan per l'ipotesi nulla di errori omoschedastici e il relativo valore critico.

I risultati mostrano che le variabili impiegate spiegano meno del 50% dell'accostamento lineare del modello. Ciò non deve stupire, trattandosi di analisi cross-section con ampia volatilità delle variabili dipendenti e che utilizza un numero limitato di variabili indipendenti categoriche che non comprendono certamente tutti i fattori che contribuiscono a formare il prezzo al consumo dei prodotti esaminati. Ai fini del presente lavoro, in ogni caso, i risultati d'interesse sono quelli relativi alle variabili relative alla certificazione e alla commercializzazione dei prodotti, che sono appunto le variabili incluse nel modello. Ricordiamo, peraltro, che il mercato analizzato – per la sua natura di nicchia – non è sicuramente un mercato caratterizzato da elevata concorrenza, per cui i distributori e – in parte i produttori – hanno margini abbastanza ampi nella fissazione del prezzo al consumo. Ciò spiega anche l'elevata dispersione dei prezzi rilevati, difficilmente spiegabile nella sua interezza con poche variabili categoriche. In ogni caso, l'accostamento del modello dell'olio di oliva è superiore a quello

degli spaghetti. Il modello dell'olio presenta inoltre eteroschedasticità, che invece non è presente nel modello degli spaghetti.

Per tener conto dell'eteroschedasticità del modello dell'olio, si è tentato in primo luogo di verificare se la varianza fosse proporzionale alla dimensione della confezione. Si sono quindi applicati i minimi quadrati ponderati (WLS) con pesi uguali a $1/\text{Size}$ e $1/\sqrt{\text{Size}}$, senza tuttavia risolvere il problema e i cui risultati non si riportano per brevità. Si è quindi ipotizzata l'esistenza un'eteroschedasticità "groupwise", cioè legata al fatto che le osservazioni appartenessero a gruppi con varianza disomogenea. Si è applicato lo stimatore FGLS (minimi quadrati generalizzati calcolabili) utilizzando due dummy geografiche come variabili di raggruppamento. Il test BP LM e il test di White confermano la presenza di eteroschedasticità da raggruppamento. Si riportano, quindi, sia le stime basate sulla matrice di varianza-covarianza "robusta" di White (che sono migliorative rispetto alle stime OLS) e quelle del modello FGLS. Come si può notare, usando quest'ultimo stimatore si ha un qualche guadagno di efficienza che tuttavia non modifica i risultati in maniera sostanziale. I coefficienti della funzione di varianza sono tutti altamente significativi, mentre le varianze specifiche per città sono: 0,02 (MI), 1,15 (AN), 8,8 (BA). Al Sud, dove l'offerta di olio extravergine – non solo biologico – è assai più varia, si ha una varianza nettamente superiore.

Tabella 2. Confronto fra i modelli

Modello	N. osservazioni	R^2	Adj. R^2	BP LM Test
1 Olio di oliva	81	0,49	0,42	24,28 (16,92)
2 Spaghetti	80	0,35	0,28	7,92 (15,51)

Come si può osservare nelle Tabelle 3 e 4, le variabili non relative ai logo hanno un comportamento analogo nei due modelli.

Il tipo di marca (privata o del produttore) non sembra influire sul prezzo: il coefficiente positivo – in linea con l'aspettativa che i prodotti a marca del produttore siano più cari di quelli a marca privata – non è comunque significativo. Per i due prodotti biologici analizzati i consumatori quindi non ricevono sostanziali benefici di prezzo acquistando prodotti a marca del distributore (es. COOP, Naturesì, Ecor).

Nei negozi specializzati invece i prodotti costano sempre significativamente di più (circa un 40%), come pure nei negozi del Nord (27% in più della media).

Aumentando la dimensione della confezione, nel caso dell'olio, si ottiene un "risparmio" quantificabile in un 11-12% per ogni litro in più.

Tra i logo presenti in etichetta, quello europeo e quello Demeter non hanno alcun impatto significativo sul prezzo.

Tabella 3. Coefficienti stimati (spaghetti)

Variabile	OLS	
	Coefficiente	t
Costante	1,35	5,70**
EULOGO	-0,14	1,02
FARMLOGO	-0,16	0,90
DEMETER	-0,04	0,17
CERTLOGO	-0,18	1,50
BRAND	-0,23	1,85*
SHOP	0,43	2,91**
MI	0,27	2,01**
AN	-0,15	1,02

* = $p < 0,10$ ** = $p < 0,05$

Tabella 4. Coefficienti stimati (olio)

Variabile	OLS			FGLS	
	Coefficiente	t	t White	Coefficiente	t
Costante	2,25	14,29**	18,06**	2,20	22,83**
EULOGO	0,06	0,09	0,68	0,02	0,31
FARMLOGO	0,68	4,09**	2,91**	0,56	3,75**
DEMETER	-0,15	0,95	1,30	-0,20	1,43
CERTLOGO	-0,18	2,12**	2,17**	-0,06	0,96
BRAND	-0,15	0,98	1,71	-0,14	1,50
SHOP	0,41	3,82**	4,54**	0,34	4,00**
MI	0,25	2,66**	3,38**	0,28	3,31**
AN	-0,03	0,23	0,33	-0,03	0,53
SIZE	-0,12	2,72**	2,57**	-0,11	4,26**

* = $p < 0,10$ ** = $p < 0,05$

Sorprendentemente, i prodotti che riportano il marchio dell'organismo di certificazione sono anche quelli significativamente più a buon mercato (in media del 18% in entrambi i casi, anche se il coefficiente nel caso degli spaghetti non è significativo). Va anche detto che si tratta del 78% degli articoli di olio extravergine rilevati e del 71% di quelli relativi agli spaghetti.

Solo nel caso dell'olio di oliva la presenza di un marchio di un'associazione di produttori (il marchio di garanzia AMAB) sempre avere un impatto positivo e significativo sul prezzo (in media del 68%).

Ispezionando i dati, si tratta comunque di un numero molto limitato di articoli venduti soltanto nei negozi specializzati, che comunque sono di gran lunga i pdv in cui sono stati rilevati il maggior numero di prezzi data la maggiore ampiezza di gamma.

4. Conclusioni

I marchi o logo rappresentano attributi di tipo credence che servono – fra l'altro – a informare e garantire i consumatori sulla qualità dei prodotti bio. Precedenti lavori svolti in Austria avevano mostrato una certa asimmetria informativa per quello che riguarda i marchi bio, in quanto i consumatori tendono a sovra-stimare le garanzie offerte dai marchi non bio (Gimplinger et al, 2002). Ciò ridurrebbe il valore aggiunto dei marchi e logo specifici dei prodotti biologici.

In questo studio si è voluto affrontare direttamente la stima dell'impatto sul prezzo finale al consumatore dell'esistenza di specifici marchi di certificazione presenti in etichetta. Come prima analisi ci si è limitati a studiare i prezzi di due prodotti soltanto. Dall'analisi svolta i marchi più noti (logo europeo, marchio Demeter) non sembrano aver alcun impatto sul prezzo finale del prodotto, mentre, sorprendentemente, la presenza del marchio dell'organismo di certificazione ha un impatto significativo ma di segno negativo⁴. Solo nel caso dell'olio un marchio – quello AMAB – sembrerebbe avere un effetto positivo sul prezzo.

Approfondimenti ulteriori sono necessari per altri prodotti e per altri Paesi, per verificare se tale pattern verrà confermato.

5. Bibliografia

- Deaton, A., Muellbauer, J. (1980), *Economics and Consumer Behaviour*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Gimplinger, A.C., Salhofer, K., and Vogel, K. (2002), *Consumers' perception of credence attributes in quality labelling of food*, paper presented at the 12th Annual Meeting of the Austrian Society of Agricultural Economists, 26-27 settembre 2002, BOKU, Vienna, Austria: http://oega.boku.ac.at/fileadmin/user_upload/Tagung/2003/gimplinger.pdf.
- Greene, W. H. (2008), *Econometric Analysis*, 6th Ed., Pearson PrenticeHall, Upper Saddle River.
- Krautmann, A.C., and Ciecka, J. (2006) Interpreting the regression coefficient in semilogarithmic functions: a note, *Indian Journal of Economics and Business*, Vol. 5, No. 1, 121-125.
- Rosen, S.(1974) Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 1, pp. 34-55.

⁴ Probabilmente tale effetto è dovuto a fattori esplicativi latenti mancanti dal modello.