

UNIVERSITÀ DELLA CALABRIA



Dipartimento di Economia e Statistica
Ponte Pietro Bucci, Cubo 0/C
87036 Arcavacata di Rende (Cosenza)
Italy

<http://www.ecostat.unical.it/>

Working Paper n. 13 – 2009

IL MERCATO DELLE AUTOMOBILI IN ITALIA: EFFETTI DEL REGOLAMENTO CEE 1400/2002

Lidia Mannarino
Dipartimento di Economia e Statistica
Università della Calabria
Ponte Pietro Bucci, Cubo 1/C
Tel.: +39 0984 492445
Fax: +39 0984 492421
e-mail: l.mannarino@unical.it

Settembre 2009



Pubblicazione depositata ai sensi della L. 106 del 15-4-2004 e del DPR 252 del 3-5-2006

Il mercato delle automobili in Italia: effetti del Regolamento CEE 1400/2002

di
Lidia Mannarino¹

Abstract: L'obiettivo di questo lavoro è di verificare se l'introduzione del Regolamento CEE n.1400/2002 abbia avuto degli effetti sui margini di profitto dei produttori di automobili in Italia. Essendo le automobili prodotti differenziati, come in diversi studi presenti sull'argomento nella letteratura, si sono considerati nell'analisi svolta distinti sottomercati, i quali, ognuno con caratteristiche proprie, hanno costituito diversi segmenti oggetto d'indagine. Nel periodo che va dal 2003 al 2007, applicando una versione del modello di scelta discreta, abbiamo ottenuto delle stime delle elasticità dirette e incrociate della domanda di automobili per i distinti segmenti. Si è passati, poi, al calcolo dell'indice di Lerner, il quale rappresenta una misura del potere di mercato all'interno di essi. I risultati evidenziano un indice di Lerner che presenta un trend decrescente in prevalenza per i segmenti A (City car) e MP (Monovolume piccole), il che sarebbe indicativo di un possibile aumento del grado di concorrenza nel mercato delle automobili in Italia in tali segmenti. Infatti, nonostante i risultati ottenuti abbiano evidenziato che la concorrenza non è cresciuta nei segmenti medio-alti, bisogna tenere presente che il mercato italiano è concentrato prevalentemente nei segmenti medio-bassi, nei quali maggiore è il potere di mercato della Fiat, unico produttore nazionale, e in questi segmenti la concorrenza appare essere aumentata.

Classificazione JEL: L11, L15, L62

Parole chiave: mercato dell'automobile, stima della domanda, scelta discreta, indice di Lerner

1. Introduzione

L'obiettivo di questo lavoro è di verificare se l'introduzione del Regolamento CEE n.1400/2002 abbia avuto degli effetti sui margini di profitto dei produttori di automobili in Italia. Questo regolamento ha introdotto sostanziali cambiamenti sia nell'area della distribuzione degli autoveicoli che in quella dei servizi post-vendita. Il suo scopo era sostanzialmente di cercare di risolvere i problemi riscontrati nel precedente Regolamento CEE n. 1475/95, sia attraverso l'introduzione di innovazioni nella distribuzione che attraverso la facilitazione delle importazioni parallele e la conseguente convergenza dei prezzi sui diversi mercati nazionali; ciò al fine di agevolare il raggiungimento di un mercato unico con una maggiore concorrenza, la quale sarebbe aumentata anche nei mercati interni dei singoli paesi. A differenza del precedente Regolamento CEE n. 1475/95, il Regolamento CEE n. 1400/02, infatti, vieta espressamente al produttore di combinare sistemi di distribuzione selettivi ed esclusivi sullo stesso territorio; esso tuttavia lascia dei margini di scelta nella strutturazione delle reti distributive, non stabilendo specifiche forme obbligatorie.

Il regolamento del 2002 permette di scegliere tra diversi sistemi: (1) un sistema di distribuzione esclusiva; (2) un sistema di distribuzione selettivo puramente qualitativo; (3) un sistema di distribuzione selettivo puramente quantitativo; (4) una combinazione di (2) e (3); (5) una combinazione di sistemi di distribuzione selettivi ed esclusivi in territori differenti. Tale regolamentazione avrebbe dovuto assicurare flessibilità nella distribuzione delle auto, e, come già

¹ Ricercatrice presso il Dipartimento di Economia e Statistica dell'Università della Calabria

anticipato, avrebbe dovuto anche promuovere la concorrenza “intra-brand”, cioè la concorrenza tra rivenditori della stessa marca (Brenkers and Verboven, 2006).

Per verificare se l'introduzione del Regolamento in questione abbia avuto o meno degli effetti sul potere di mercato dei produttori di automobili in Italia, seguendo un approccio ormai consolidato nella letteratura (Berry, 1994; Berry e altri, 1995; Nevo, 2001; Brenkers e Verboven, 2006a e 2006b), è stato utilizzato in questo lavoro un “modello di scelta discreto” per stimare la domanda di prodotti differenziati. Tale metodologia, attraverso la stima dei parametri strutturali della domanda, permette di determinare le elasticità di prezzo dirette e incrociate, che possono essere utilizzate per determinare un indice sintetico del potere di mercato delle imprese all'interno dei diversi segmenti, considerati questi ultimi come singoli sottomercati (Brenkers e Verboven, 2006b).

2. La domanda di prodotti differenziati

Il mercato delle automobili rappresenta il caso di un mercato con beni differenziati; tale differenziazione si realizza non solo tra le auto offerte da imprese differenti (le diverse marche), ma anche per lo stesso produttore in funzione delle diverse versioni di auto offerte. Alcuni studiosi, pertanto, evidenziano che i diversi segmenti di mercato delle auto costituiscono distinti “sub mercati”, i quali differiscono per la domanda, la tecnologia e il tipo di concorrenza (Brenkers e Verboven, 2006b; Leheyda, 2008; Requena-Silvente e Walker, 2005; Sudhir, 2001). Il potere di mercato di un produttore può, pertanto, esercitarsi su ciascun segmento in cui esso opera e a tale potere è senza dubbio collegato il margine di profitto che ognuno può realizzare. Al fine di poter valutare il potere di mercato è necessario stimare il grado di sostituibilità tra i vari beni (le automobili nel nostro caso), in quanto il margine di profitto che si potrà realizzare sarà tanto maggiore quanto minore risulterà il grado di sostituibilità. Per determinare quest'ultimo occorre partire dalla stima della domanda di prodotti differenziati, il che comporta dei problemi di dimensionalità, in quanto, per esempio, la stima della domanda rispetto al prezzo per J prodotti richiederebbe la stima di J^2 elasticità (Berry, 1994; Mariuzzo F., Walsh P.P., Parys Van O., 2009)².

Numerose alternative della specificazione della domanda sono state sviluppate per risolvere questo problema, tra cui, ad esempio, i modelli che ipotizzano le scelte di un consumatore rappresentativo (Pinske, Slade e Brett, 2002; Pinke e Slade, 2004; Hausman, Leonard e Zona, 1994). Un approccio più realistico è quello che prende in considerazione le scelte di consumatori eterogenei, all'interno del quale si collocano i modelli sulla “scelta discreta”. Questa branca della letteratura include, tra l'altro, il “modello verticale” (Bresnahan, 1987), i modelli “logit” e “nested logit” (Berry, 1994) e il “modello a coefficienti random” (Berry, Levinsohn e Pakes, 1995).

In questi tipi di modelli i consumatori scelgono il prodotto che massimizza la loro utilità e tra le opzioni di scelta esiste anche la possibilità che il consumatore non acquisti nessun prodotto di quelli considerati, rivolgendo altrove la propria domanda³. Seguendo Lancaster (1971) e Mc Fadden (1974 e 1978), i prodotti sono descritti come un paniere di caratteristiche e i consumatori scelgono quei beni che danno loro la massima utilità; ciò assicura che il numero dei prodotti non ha più nessun impatto sul numero dei parametri da stimare.

La domanda di mercato dovrebbe essere ottenuta dall'aggregazione esplicita delle scelte dei consumatori eterogenei; tuttavia in Berry (1994) si sviluppa un approccio per stimare la domanda di prodotti differenziati, considerati come un insieme di caratteristiche, in cui si dimostra che, non

² Si consideri, infatti, il caso di 3 prodotti ($J=3$). Tre saranno le elasticità dirette rispetto al prezzo per ciascun prodotto e sei le elasticità incrociate con gli altri prodotti; in totale nove elasticità tra dirette e incrociate ovvero 3^2 .

³ Se così non fosse, i consumatori sarebbero per forza costretti a scegliere nell'ambito dei beni presi in considerazione nella specificazione del modello (beni “inside”). Potendo scegliere altrove, invece, si ipotizza l'esistenza di un “bene outside” che non è in concorrenza con gli altri beni dell'industria e il cui prezzo e quantità sono dati esogenamente al modello. Qualora non esistesse un “bene outside”, pertanto, un incremento generale dei prezzi non comporterebbe una diminuzione della domanda aggregata dei “beni inside”.

disponendo di dati disaggregati per ogni singolo consumatore, è possibile utilizzare nella stima della domanda dei dati a livello aggregato, raggiungendo lo stesso risultato a cui si sarebbe giunti sommando le singole domande di consumatori eterogenei.

Berry e altri (1995), inoltre, risolvono con l'introduzione di variabili strumentali la problematica relativa all'endogeneità del prezzo, legata al fatto che quest'ultimo è influenzato da caratteristiche del prodotto non osservabili dal ricercatore, ma rilevanti per il consumatore e il produttore⁴.

3. Il modello teorico

In questo lavoro, come già anticipato, si è scelto di seguire l'approccio presente in Berry (1994), risolvendo i problemi di endogeneità del prezzo seguendo Berry e altri (1995); procediamo, quindi, a descrivere il modello teorico, iniziando dalla funzione di domanda, per passare poi al calcolo dell'indice di Lerner, il quale consentirà di verificare se nel periodo considerato si è avuta una variazione nel potere di mercato delle imprese. Il lavoro parte dalla specificazione di un modello "logit", dal quale si passerà, poi, alla specificazione di un modello "nested logit".

Il modello logit definisce l'utilità che l'individuo i trae dal consumo del prodotto j (u_{ij}) nel seguente modo:

$$u_{ij} = x_j\beta - \alpha p_j + \xi_j + \tau_{ij} \quad (1)$$

dove x_j è un vettore di caratteristiche del prodotto j (cilindrata, consumo, dimensione, ecc.), p_j è il prezzo del prodotto j e ξ_j è un vettore di caratteristiche non osservabili dal ricercatore.

La diversità nei gusti dei consumatori viene catturata solo attraverso il termine non osservato τ_{ij} , che rappresenta l'utilità specifica del consumatore i per il prodotto j ; tale utilità si assume che sia identicamente ed indipendentemente distribuita (sia tra prodotti che tra individui).

La funzione di utilità può essere riscritta come:

$$u_{ij} = \delta_j + \tau_{ij} \quad (2)$$

dove

$$\delta_j = x_j\beta - \alpha p_j + \xi_j$$

descrive l'utilità media associata al prodotto j .

Il modello logit è spesso usato per la sua semplicità, la quale deriva dall'ipotesi che la parte non osservata dell'utilità (τ_{ij}) è "random". Ciò significa che se il consumatore non decide di acquistare un'automobile all'interno di un certo segmento, egli orienterà la sua scelta con la stessa probabilità o su un'auto dello stesso segmento o su quella di un segmento diverso; in altri termini si ipotizza che i consumatori abbiano delle preferenze che non sono correlate per prodotti simili⁵.

Tale caratteristica del modello logit potrebbe comportare delle stime a volte non accurate. Per ovviare a ciò si passa al modello "nested logit", il quale è una semplice estensione del caso logit in cui i prodotti sono divisi in $G+1$ segmenti con $g = [0, 1, \dots, G]$, dove il segmento 0 è costituito solo dal bene outside. Questa specificazione permette di calcolare la correlazione della parte non osservata dell'utilità (τ_{ij}) per i prodotti all'interno di segmenti diversi, dove questi ultimi sono esogeneamente specificati⁶.

⁴ Questi autori includono nella componente non osservata (ξ_j) aspetti qualitativi e quantitativi che influenzano il prezzo, i quali sono, però, di difficile o non possibile misurazione. Essi potrebbero essere, ad esempio, lo stile, il prestigio, la reputazione e l'esperienza passata o anche variabili per le quali il ricercatore non ha a disposizione dei dati.

⁵ Affermare che le preferenze non sono correlate per prodotti simili, significa, ad esempio, che se un consumatore ha intenzione di acquistare una fiat punto (segmento B), ciò non implica che nella sua valutazione egli non stia considerando con la stessa probabilità anche l'acquisto di una golf (segmento C) oltre che le altre auto del segmento B. Nella realtà, invece, è più probabile che il consumatore sia già orientato di più verso un certo segmento, anziché un altro.

⁶ In questo caso se un consumatore ha intenzione di acquistare sempre una fiat punto (segmento B), nella sua valutazione considererà con la stessa probabilità l'acquisto di un'altra auto dello stesso segmento B, mentre con probabilità minore penserà di acquistare un'auto di un segmento diverso.

Seguendo Berry (1994) la specificazione nested logit è la seguente:

$$u_{ij} = \delta_j + \xi_{ig} + (1 - \sigma)\tau_{ij} \quad (3)$$

Per il consumatore i ξ_{ig} rappresenta l'utilità che è comune per tutti i prodotti all'interno del segmento g e tale utilità ha una funzione di distribuzione che dipende da σ , il quale ha un valore compreso tra zero e uno. Più vicino all'unità è il valore di σ , maggiore è la sostituibilità dei prodotti all'interno dei singoli segmenti, mentre minore risulta essere tale sostituibilità fra segmenti differenti. Quando, invece, σ tende a zero, rientriamo nel caso logit, dove la perfetta sostituibilità si ha anche fra segmenti diversi, per cui non esiste segmentazione del mercato.

Dati gli assunti precedenti sulla distribuzione dei gusti dei consumatori e la forma funzionale dell'utilità, possiamo aggregare le domande di acquisto dei consumatori stessi per ottenere la quota di mercato s_j dell'auto j che è uguale, come dimostrato in Berry (1994), alla probabilità che l'auto j venga acquistata. Berry dimostra, inoltre, che normalizzando a zero l'utilità del bene outside e passando ai logaritmi si ottiene la seguente equazione lineare:

$$\ln \left[\frac{s_j}{s_0} \right] = \beta x_j - \alpha p_j + \sigma \ln s_{(j|g)} + \zeta_j \quad (4)$$

dove s_j è la quota di mercato osservata dell'auto j , ottenuta come le vendite dell'auto j sul potenziale di mercato⁷, s_0 è la quota di mercato del bene outside, data dal numero di famiglie che decidono di non acquistare un'auto, $s_{j/g}$ è la quota di mercato osservata dell'auto j all'interno del suo segmento di mercato g , x_j è un vettore di attributi osservati dell'auto j , p_j è il prezzo dell'auto j e ζ_j rappresenta gli attributi non osservabili dell'auto j , come per esempio la qualità, il prestigio o l'affidabilità.

Questa semplice equazione lineare può essere usata per ottenere i parametri strutturali della domanda (α, σ). Nel contesto dei modelli di "scelta discreta", l'elasticità della domanda rispetto al prezzo è misurata dalla variazione della probabilità che una data auto sia scelta in seguito alla variazione del suo prezzo. In modo simile, l'elasticità incrociata della domanda misura la variazione della probabilità che una certa auto sia acquistata per effetto di una variazione nei prezzi delle auto concorrenti.

Nel nostro contesto, dove le probabilità di scelta sono uguali alle quote di mercato, le elasticità della quota di mercato dell'auto j rispetto al proprio prezzo sarà (Verboven 1996, Requena e altri 2007, Mariuzzo e altri 2009):

$$E_{(s_j|p_j)} = -\alpha p_j \frac{1}{1-\sigma} [1 - \sigma s_{(j|g)} - (1 - \sigma)s_j] \quad (5).$$

Invece, l'elasticità incrociata $E_{(s_j|p_m)}$ della quota di mercato dell'auto j rispetto al prezzo dell'auto m è data da:

$$E_{(s_j|p_m)} = \alpha p_m \left(\frac{\sigma}{1-\sigma} s_{(m|g)} + s_m \right) \quad (6)$$

se j ed m appartengono allo stesso segmento di mercato, e

$$E_{(s_j|p_m)} = \alpha p_m s_m \quad (7)$$

⁷ Seguendo Berry, Levinsohn e Pakes (1995), il potenziale di mercato consiste nel numero di famiglie presenti in un paese in un dato anno. Nel caso si decida di acquistare, l'ipotesi è che ciascuna famiglia compri una sola auto.

La variabile dipendente nell'equazione (4) è costruita nel modo seguente:

F = numero di famiglie

Q = vendite totali di auto

q_j = numero famiglie che acquistano un'auto j = numero di auto j vendute

q_0 = numero di famiglie che decidono di non acquistare un'auto

$S_j = (q_j/F)$, $S_0 = (q_0/F)$

Mettendo insieme gli elementi e applicando la funzione logaritmica si ottiene:

$$\ln \left[\frac{s_j}{s_0} \right] = \ln \left[\frac{q_j/F}{(F - Q)/F} \right] = \ln \left[\frac{q_j}{(F - Q)} \right]$$

se j e m appartengono a segmenti di mercato differenti.

4. I problemi dell'endogeneità nella stima della domanda

Nella letteratura (Berry e altri 1995, Verboven 1996, Mariuzzo e altri 2009) si assume che le caratteristiche dell'auto j siano esogene e che di conseguenza siano ortogonali al termine di errore. Tale assunzione può essere ritenuta ragionevole considerando che nel breve termine è difficile per il produttore variare velocemente le caratteristiche delle auto che offre sul mercato. La specificazione dell'equazione di domanda (4) presenta, tuttavia, un problema dal punto di vista econometrico. La sua stima attraverso lo stimatore OLS potrebbe fornire risultati non molto attendibili se i prezzi delle auto e le quote di mercato all'interno del segmento ($s_{j/g}$) sono correlati con la qualità non osservata ζ_j .

Il problema si risolve stimando questa equazione utilizzando il metodo delle variabili strumentali (Two Stage Least Square)⁸. Per costruire l'insieme di queste ultime, la principale assunzione è che le caratteristiche del prodotto che entrano nel vettore K -dimensionale x_j siano predeterminate e non siano correlate con il termine di errore ζ_j . Per ottenere delle variabili strumentali aggiuntive a quelle dal lato della domanda, sarebbero da prendere in considerazione quelle dal lato dell'offerta. Tuttavia, poiché i costi non sono facilmente disponibili a livello di prodotto, seguiamo le argomentazioni di Berry, Levinsohn e Pakes (1995) per l'individuazione di variabili strumentali aggiuntive. La loro ipotesi è che la politica di prezzo di un'impresa f per il prodotto j non dipende soltanto dalle caratteristiche del prodotto j . Operando in un mercato oligopolistico, infatti, tale politica è influenzata anche dalle caratteristiche degli altri prodotti della stessa impresa e dalle caratteristiche dei prodotti concorrenti.

L'assunzione teorica è che le caratteristiche dei prodotti concorrenti del bene j siano correlate con la domanda dello stesso bene, ma non lo siano con la sua funzione di costo. Seguendo, quindi, i risultati di Berry, Levinsohn e Pakes (1995), adottiamo la seguente lista di variabili strumentali: (i) le caratteristiche osservate dei prodotti offerti dall'impresa; (ii) il numero di prodotti e la media delle caratteristiche degli altri prodotti della stessa impresa all'interno del segmento; (iii) il numero di prodotti e la media delle caratteristiche dei prodotti delle imprese concorrenti all'interno dello stesso segmento.

5. La descrizione dei dati

I dati a nostra disposizione riguardano tutte le automobili nuove vendute sul mercato italiano nel periodo compreso tra il 2003 e il 2007 e provengono da due fonti principali: l'ACI e la rivista "Quattroruote". Quelli sul volume delle vendite sono desunti dalle immatricolazioni annuali di nuove auto pubblicate dall'ACI sul sito www.aci.it. Le immatricolazioni sono registrate secondo un livello di disaggregazione che tiene conto della marca, del modello e della versione di quest'ultimo; per fare un esempio nell'anno 2003 sono state immatricolate 11.031 automobili di marca volkswagen, del modello golf, della versione 1.6, 16 valvole.

Per raggruppare le auto in segmenti, abbiamo utilizzato la classificazione usata dall'associazione UNRAE (Unione Nazionale Rappresentati Autoveicoli Esteri) disponibile sul sito internet: www.unrae.it. Nell'analisi non si tiene conto delle auto sportive e dei fuoristrada, in quanto costituiscono una minima percentuale del mercato italiano. Le automobili vengono raggruppate in otto segmenti: A) City car; B) Piccole; C) Compatte; D) Medie; E) Grandi; MP) Monovolume piccole; MC) Monovolume compatte; MG) Monovolume grandi.

⁸ Per approfondimenti sulla validità degli strumenti utilizzati, si veda Berry, Levinsohn e Pakes (1995), Bresnahan, Stern e Trajtenberg (1997), Verboven (1996).

La seconda fonte dei dati, per quanto riguarda prezzi e caratteristiche delle automobili nuove vendute sul mercato italiano, è rappresentata invece dall'editoriale Domus "Quattroruote". I prezzi al dettaglio comprensivi di imposta sono quelli suggeriti dal produttore, mentre le caratteristiche che vengono usate nella stima comprendono la dimensione delle automobili (altezza, lunghezza, larghezza), alcune caratteristiche tecniche (potenza, cilindrata) e alcune caratteristiche che misurano la performance (consumo e accelerazione).

Nella selezione delle caratteristiche si è tenuto conto del fatto che per considerare l'intero mercato è importante includere le caratteristiche che sono rilevanti e comuni per ogni auto e per ogni segmento. Il navigatore satellitare, ad esempio, non è stato considerato, in quanto esso, pur rappresentando un'opzione su diverse automobili nel periodo preso in considerazione, è presente principalmente sulle auto più costose (dal segmento C in poi); pertanto, anche se tale caratteristica è da considerare rilevante per alcuni segmenti, non lo è per quelli A e B, i quali insieme rappresentano circa la metà della domanda totale del mercato italiano.

Nell'industria automobilistica sono presenti tre categorie di operatori: i produttori, gli importatori e i rivenditori, ma dalle informazioni in nostro possesso non si riesce a desumere come fra questi ultimi si ripartiscono i profitti; pertanto, i risultati ottenuti a livello di "industria" sui margini di profitto sono a livello aggregato, includendo indistintamente le tre suddette categorie.

Così come nella maggior parte della letteratura, inoltre, quelli che vengono utilizzati sono i prezzi di listino, poiché non si hanno informazioni sugli sconti che potrebbero essere praticati ai consumatori. La dimensione del mercato, come già specificato in precedenza, è approssimata dal numero di famiglie (desunto da dati Istat) presenti nell'economia in un dato anno. Si utilizza, inoltre, l'indice dei prezzi al consumo (sempre di fonte Istat) per deflazionare i prezzi delle automobili.

Il lavoro ha richiesto la raccolta e l'elaborazione di 2.705 osservazioni disponibili su supporto cartaceo e solo in minima parte in formato elettronico.

6. I risultati della stima della domanda

Nella tabella 1 sono presentati i risultati della regressione: nella colonna 1 sono riportati i risultati del modello *logit* e nella colonna 2 i risultati del modello *nested logit*.

Le variabili riguardanti la dimensione delle automobili sono significative, ovvero influenzano la probabilità di acquisto del consumatore. Mentre, però, il coefficiente della lunghezza ha segno negativo, i segni dei coefficienti relativi alla larghezza e all'altezza sono positivi. Ciò potrebbe essere indicativo del fatto che gli automobilisti italiani incontrano spesso difficoltà di parcheggio, per cui, a parità di altre condizioni, preferiscono auto meno lunghe, ma più alte e larghe e, quindi, più comode, avendo la lunghezza una rilevanza per il parcheggio senza dubbio superiore rispetto all'altezza e alla larghezza.

La lentezza di accelerazione ha segno negativo, per cui più un'auto impiega del tempo per passare da una velocità iniziale di zero Km/h a 100 Km/h (così è stata specificata la variabile), meno interessante sarà per il consumatore medio, ovvero sembrano essere preferite auto che accelerano più rapidamente.

Dai valori delle stime dei coefficienti relativi alla potenza e alla cilindrata, si evince che più queste ultime sono alte e maggiore sarà l'intensità della domanda da parte del consumatore, mentre per il consumo, come del resto era intuibile, vale la considerazione opposta.

Nel modello *nested logit*, in cui si tiene conto della segmentazione del mercato, il valore del parametro α relativo al prezzo è negativo e significativo, come nel caso del modello *logit*, ma in valore assoluto esso risulta minore. Ciò indicherebbe che in presenza di segmentazione del mercato la variabile prezzo ha una importanza minore nell'influenzare la domanda dei consumatori.

In effetti da un segmento all'altro il prezzo è sensibilmente diverso, cosa che non è all'interno dello stesso segmento, per cui sembra verosimile che nel momento in cui il consumatore si sposta da un segmento all'altro non faccia pesare in modo determinante il prezzo in questa sua scelta.

La stima del parametro σ relativo alla segmentazione del mercato, come abbiamo già evidenziato, indica il grado sostituzione dei prodotti all'interno di un segmento. Dai risultati possiamo notare che il valore del relativo coefficiente è statisticamente significativo ed è pari a 0,4453, compreso tra zero e uno. Ciò conferma un dato che ci si poteva attendere, ovvero che le auto all'interno dello stesso segmento sono più strette sostitute rispetto alle auto che appartengono a segmenti diversi.

Questi risultati sono in linea con precedenti stime effettuate sul mercato europeo dell'auto con dati riguardanti anni fino al 1999 (Goldberg e Verboven, 2001e Brenkers e Verboven 2006a).

Tabella 1.
Risultati della stima dell'equazione:

$$\ln \left[\frac{S_j}{S_0} \right] = \beta x_j - \alpha p_j + \sigma \ln s_{(j|g)} + \xi_j$$

Variabili esplicative	Logit (1)	Nested Logit (2)
Prezzo (α)	-0.8***	-0.6***
	(-7.52)	(-7.63)
Segmento (σ)		0.4453***
		(5.17)
Lunghezza	-0.0027**	-0.0041**
	(-2.30)	(-2.32)
Larghezza	0.0684***	0.0361***
	(3.77)	(2.69)
Altezza	0.0359***	0.0203**
	(2.48)	(2.04)
Cilindrata	0.0042***	0.0031***
	(5.84)	(5.92)
Potenza (kw)	0.0583***	0.0444***
	(5.29)	(5.75)
Accelerazione	-0.2822**	-0.2148**
	(-2.28)	(-2.48)
Consumo	-0.3353***	-0.2282***
	(-3.96)	(-3.85)
Costante	-2.6203***	-2.2717**
	(-4.41)	(-3.14)
R-squared	0.554	0.542
Metodo di stima	2SLS	2SLS
Periodo	2003-2007	2003-2007
N. osservazioni	2705	2705

Nota: I valori del test "t di student" sono riportati in parentesi.

*=significatività al 10%; ** = significatività al 5%;

***= significatività all' 1%

Passiamo ora al calcolo dell'elasticità diretta e incrociata della domanda, utilizzando le stime del coefficiente sul prezzo α e il parametro di sostituibilità σ . Come già anticipato, i parametri stimati nell'equazione di domanda α e σ ci permettono di calcolare le elasticità dirette e incrociate della domanda, così come indicate rispettivamente nell'equazione (6) e nella (7).

Nella tabella 2 presentiamo i risultati ottenuti dal calcolo delle elasticità medie (dirette e incrociate) della domanda di automobili, ponderate con le quote di mercato dei singoli segmenti. Innanzitutto possiamo notare che l'elasticità media diretta della domanda (-1.85) indica che nel periodo considerato un incremento del prezzo del 10% comporterebbe una diminuzione della quota di mercato del singolo produttore pari al 18.5%; inoltre, il valore assoluto dell'elasticità media presenta un trend crescente nel tempo, passando da un valore di 1.79 nel 2003 a 1.88 nel 2007; ciò potrebbe essere indice di una tendenza ad un aumento della concorrenza di prezzo sul mercato automobilistico.

Dalle colonne 2 e 3 della stessa tabella abbiamo un riscontro empirico del fatto che i prodotti all'interno dello stesso segmento sono più stretti sostituti rispetto ai prodotti di segmenti diversi. Per esempio, l'elasticità media incrociata nel periodo 2003-2007 indica che in seguito ad un incremento del 10% del prezzo dell'auto di un produttore, si avrà un incremento medio della quota di mercato di automobili appartenenti allo stesso segmento di meno del 2% (1,6%) e di meno dello 0.3% (0,27%) della quota di mercato di automobili appartenenti a segmenti diversi.

Tabella 2. Elasticità dirette e incrociate della domanda

Anni	<i>Elasticità diretta della domanda</i> (1)	<i>Elasticità incrociata(stesso segmento)</i> (2)	<i>Elasticità incrociata (diversi segmenti)</i> (3)
2003	-1.79	0.16	0.023
2004	-1.83	0.18	0.025
2005	-1.86	0.15	0.026
2006	-1.87	0.16	0.029
2007	-1.88	0.15	0.031
Media 2003-2007	-1.85	0.16	0.027

7. Evoluzione dei margini di profitto per segmenti di mercato

Una volta ottenute le elasticità medie della domanda per ogni segmento, tenendo presente come abbiamo più volte sottolineato che il mercato dell'automobile può essere considerato come un insieme di distinti sottomercati, abbiamo poi calcolato l'indice di Herfindhal-Hirschman (*HHI*) per ogni segmento, considerando come dimensione dell'impresa⁹ la sua quota di mercato all'interno del segmento stesso.

⁹ Abbiamo considerato, come nelle precedenti stime, un gruppo automobilistico come se fosse un' unica impresa, e, quindi, : (1) la Fiat con le marche Fiat, Alfa Romeo e Lancia; (2) la Volkswagen con le marche Volkswagen, Skoda, Seat, Audi; (3) la BMW con le marche BMW e Mini; (4) la Chrysler; (5) la Ford con le marche Ford, Volvo; (6) la General Motors con le marche Opel, Chevrolet, Saab; (7) la Toyota con le marche Toyota, Daihatsu, Lexus; (8) la Peugeot-Citroen con le marche Peugeot e Citroen; (9) la Honda con la marca Honda; (10) la Kia con la marca Kia e Hyundai; (11) la Mercedes; (12) la Mitsubishi; (13) la Renault-Nissan con la Renault, la Nissan e la Dacia; (14) la Rover; (15) la Subaru; (16) la Suzuki; (17) la Tata.

Per ogni segmento (g) si è poi determinato l'indice di Lerner (Lg) come una misura sintetica del potere medio di mercato¹⁰ delle singole imprese.

Tale indice, seguendo (Carlton – Perloff, 2005), è stato ottenuto dal seguente rapporto:

$$Lg = \frac{HHI_g}{\eta_g}$$

dove η_g è l'elasticità della domanda rispetto al prezzo del segmento g.

I risultati, riportati nella tabella 3, evidenziano un indice di Lerner il cui valore tende nel complesso a ridursi nel tempo (tranne nei segmenti alti del mercato D, E, MG). Sembrerebbe, quindi, che il potere medio di mercato delle imprese si riduca mediamente nei segmenti bassi (A e MP) con conseguente abbassamento dei margini di profitto.

Ciò potrebbe indicare un possibile aumento del grado di concorrenza sul mercato italiano, caratterizzato da una forte domanda di automobili di piccola-media dimensione.

Infatti, la Fiat, unica impresa interna in tali segmenti, potrebbe aver risentito di un aumento della concorrenza di automobili estere (prevalentemente di produzione asiatica) a basso prezzo.

Tabella 3. Evoluzione dei margini di profitto per segmento

	A	B	C	D	E	MC	MG	MP
2003	38.48	13.08	9.21	6.26	6.12	7.23	5.64	25.72
2004	38.39	11.93	9.55	5.74	6.92	6.31	5.13	20.20
2005	37.62	11.98	8.44	7.27	7.05	6.17	5.36	17.69
2006	30.00	12.55	9.24	7.78	7.19	6.95	6.16	18.98
2007	29.26	12.60	7.78	8.36	8.33	7.05	6.92	17.32

Per i segmenti sopra richiamati, tale risultato apparirebbe in linea con l'obiettivo che ci si era prefissi nell'introdurre il Regolamento CEE n. 1400/02, favorito soprattutto dalla riduzione delle barriere all'entrata sul mercato introdotta proprio da detto Regolamento¹¹. Però, anche se nel segmento A i margini di profitto si riducono, essi sembrano mantenersi comunque alti. Ciò potrebbe trovare spiegazione nel fatto che, per quanto ci sia stato un aumento di concorrenza, la quota di mercato della Fiat è ancora elevata. Le quantità vendute dalle imprese, inoltre, sono anch'esse elevate e, quindi, ciò avrebbe potuto più che compensare la diminuzione di prezzo.

8. Conclusioni

Nel 2003 è entrato in vigore il nuovo Regolamento CEE n.1400/2002 che introduce delle novità nel settore della distribuzione di automobili all'interno della Comunità Europea.

Gli obiettivi fondamentali di tale Regolamento erano quelli di raggiungere più facilmente l'integrazione del mercato comunitario e aumentare il grado di concorrenza sia sui singoli mercati nazionali che sul mercato europeo.

Il nostro lavoro è stato un primo tentativo di analisi degli effetti di questo Regolamento sul mercato italiano dell'automobile. Essendo le automobili prodotti differenziati, come in diversi studi presenti sull'argomento nella letteratura, si sono considerati nell'analisi svolta distinti sottomercati, i quali, ognuno con caratteristiche proprie, hanno costituito diversi segmenti oggetto d'indagine. Nel periodo che va dal 2003 al 2007, applicando una versione del modello di scelta discreta, abbiamo ottenuto delle stime delle elasticità dirette e incrociate della domanda di automobili per i distinti segmenti. Si è passati, poi, al calcolo dell'indice di Lerner, il quale rappresenta una misura del potere di mercato all'interno di essi, e, quest'ultimo, a sua volta, è indice dei margini di profitto realizzati dalle imprese.

¹⁰ Tanto più alto è il potere medio di mercato, tanto maggiori saranno i margini di profitto delle imprese (Carlton – Perloff, 2005)

¹¹ Un risultato simile lo si riscontra in due report della Comunità Europea (CEE, 2006 e CEE, 2009).

I risultati evidenziano un indice di Lerner che presenta un trend decrescente in prevalenza per i segmenti A (City car) e MP (Monovolume piccole), il che sarebbe indicativo di un possibile aumento del grado di concorrenza nel mercato delle automobili in Italia in tali segmenti.

Anche se il tempo preso in considerazione non è molto lungo (5 anni), sembrerebbe, pertanto, che, a parità di altre condizioni, l'introduzione del Regolamento CEE n. 1400/02 avrebbe raggiunto uno dei suoi principali obiettivi, ovvero quello di un aumento della concorrenza sul mercato delle automobili. Infatti, nonostante i risultati ottenuti abbiano evidenziato che la concorrenza non è cresciuta nei segmenti medio-alti, bisogna tenere presente che il mercato italiano è concentrato prevalentemente nei segmenti medio-bassi, nei quali maggiore è il potere di mercato della Fiat, unico produttore nazionale, e in questi segmenti la concorrenza appare essere aumentata.

Bibliografia

Anderson S., de Palma A., (1992), "Multiproducts Firms: a Nested Logit Approach", *Journal of Industrial Economics*, Vol. XI, pp.261-276.

Berry S. (1994), "Estimating discrete choice models of product differentiation", *RAND Journal of Economics* 23: 242-262.

Berry S., Levinsohn J., Pakes A., (1995), "Automobile prices in market equilibrium", *Econometrica* 63:841-890.

Brenkers R., Verboven F., (2006a), "Liberalizing a Distribution System: the European Car Market", *Journal of the European Economic Association*, n.4 (1), pp.216-251.

Brenkers R., Verboven F., (2006b), Market Definition with differentiated products: lessons from car market, in J.P. Choi (Eds.), *Recent Development in Antitrust: Theory and Policy*.

Bresnahan T., Stern S., Trajtenberg M., (1997), "Market segmentation and the sources of rents for innovations: Personal computers in the late 1980s", *RAND Journal of Economics* 28: 17-44.

Bresnahan, T., (1987), "Competition and collusion in the American automobile industry: the 1955 price war", *Journal of Industrial Economics*, Vol. 35, pp. 457-482.

Cardell S., (1997), "Variance components structures for the extreme-value and logistic distributions with application to models of heterogeneity", *Econometric Theory* 13:185-213.

Carlton D. W., Perloff J. M., (2005), *Organizzazione Industriale*, McGraw-Hill, Milano.

CEE, (2006), "Developments in car retailing and after-sales markets under Regulation N°1400/2002. Final Report to EC DG Competition", <http://ec.europa.eu/competition/sectors>.

CEE, (2009), "The future competition law framework applicable to the motor vehicle sector", Working document, <http://ec.europa.eu/competition/sectors>.

Goldberg P.K., Verboven F., (2001), "The evolution of the Price Dispersion in the European Car Market", *Review of Economic Studies*, Vol.68, pp.811-848.

Hausman J., Leonard G., Zona J. D., (1994), "Competitive analysis with differentiated products", *Annales d'Economie et de Statistique*, Vol. 34, pp. 159-180.

Lancaster K. J. (1971), *Consumer demand: a new approach*, New York Columbia University Press.

Leheyda N., (2008), "Market power, multimarket contact and pricing: some evidence from the US automobile market", Discussion Paper n. 08-118, ZEW, <ftp://ftp.zew.de/pub/zew-docs/dp/dp08118.pdf>.

Mariuzzo F., Walsh P.P., Parys Van O., (2009) "Estimating the price overcharge from cartelization of the Irish automobile industry", *The Economic and Social Review*, Vol. 40 N. 2, pp. 165-182.

McFadden D., (1974), "Conditional logit analysis of qualitative choice behavior", in P. Zarembka, ed., *Frontiers in Econometrics*, New York: Academic Press.

McFadden D., (1978), Modelling the Choice of Residential Allocation, in Karlqvist A., Lundqvist L., Snickars F., Weibull J.W., (Eds.), *Spatial Interaction Theory and Planning Methods*,

in: Series Andersson A., Isard W., (Eds.), *Studies in Regional Science and Urban Economics*, Vol. 3, North Holland Publishing Company.

Nevo A., (2001), “Measuring Market Power in the Ready-to-Eat Cereal Industry,” *Econometrica*, 69(2), pp.307-342.

Pinske J., Slade M. E., (2004), “Mergers, Brand Competition, and the price of a pint”, *European Economic Review*, Vol. 48, pp. 617-643.

Pinske J., Slade M. E., Brett C., (2002), “Spatial price competition: a semi-parametric approach”, *Econometrica*, Vol. 70, pp. 1111-1155.

Requena-Silvente F., Walker J., (2005), “Competition and product survival in the UK car market”, *Applied Economics*, Vol. 37, pp. 2289-2295.

Requena-Silvente F., Walker J., (2007), “The impact of exchange rate fluctuations on profit margins: the UK car market, 1971-2002”, *Journal of Applied Economics*, Vol. X, n. 1, pp. 213-235.

Sudhir K., (2001), “Competitive pricing behavior in the auto market: a structural analysis”, *Marketing Science*, vol. 20 (1), pp. 42-60.

Vance C., Mehlin M., (2009), “Tax policy and CO₂ emissions. An econometric analysis of the german automobile market”, *Ruhr Economic Papers*, <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm>.

Verboven F., (1996), “International Price Discrimination in the European Car Market”, *RAND Journal of Economics*, 27(2), pp.240-268.