

Cellini, Roberto; Candela, Guido; Scorcu, Antonello

## Working Paper

# Comportamenti d'impresa e informazione del consumatore

Quaderni - Working Paper DSE, No. 347

### Provided in Cooperation with:

University of Bologna, Department of Economics

*Suggested Citation:* Cellini, Roberto; Candela, Guido; Scorcu, Antonello (1999) : Comportamenti d'impresa e informazione del consumatore, Quaderni - Working Paper DSE, No. 347, Alma Mater Studiorum - Università di Bologna, Dipartimento di Scienze Economiche (DSE), Bologna, <https://doi.org/10.6092/unibo/amsacta/4962>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/159188>

#### Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

#### Terms of use:

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

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

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



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

## **Comportamenti d'impresa e informazione del consumatore\***

Un'analisi empirica sui prezzi del pernottamento turistico

di

Guido Candela\*, Roberto Cellini\*\*, Antonello E. Scorcu\*

\*Università di Bologna

\*\* Università di Catania

---

### **Consumers' information and firms' price strategy**

An empirical analysis about hotels' prices.

#### Abstract.

The paper analyses the relationship between the average quantity of a good demanded by a consumer in a single act of purchase and the price setting behaviour of firms, in the presence of consumers' uncertainty about prices. A decrease of the average quantity purchased leads consumers to reduce the collection of information and increases the room for larger mark-up set by firms, with a consequent higher average price and higher variance of prices. An empirical analysis on the data about hotel stays in seaside resorts in Italy during the summer seasons in the period 1988-1997 is consistent with this point.

JEL classification: L83, D49, D82

\*Un ringraziamento a Monia Capitani per l'eccellente lavoro di elaborazione dati, Barbara Ramponi (ARPA, Bologna) e Rossella Salvi (Provincia di Rimini) per l'aiuto fornito nella raccolta dei dati. Il lavoro è stato finanziato nell'ambito del progetto Ricerca d'Ateneo dell'Università di Bologna.

## Comportamenti d'impresa e informazione del consumatore.

Un'analisi empirica sui prezzi del pernottamento turistico

### 1.- Introduzione

La variazione della quantità domandata da un consumatore di un bene in un atto di acquisto modifica il comportamento di un'impresa riguardo alla fissazione del prezzo? L'ipotesi che vogliamo sottoporre a verifica in questo saggio è assai semplice. In un mercato con informazione incompleta in cui le imprese sono *price setter*, in genere vi è dispersione nei *prezzi d'offerta*. Se nel singolo atto di acquisto, il consumatore può acquistare differenti unità di un bene, minore è il numero delle unità acquistate, minore è l'intensità con cui il consumatore cerca, prima dell'acquisto, informazioni sul prezzo unitario e quindi maggiore è l'incentivo per un comportamento "opportunistico" delle imprese di praticare un aumento del prezzo di offerta.

In termini di variabili osservabili, l'ipotesi suggerisce che una riduzione delle unità del bene comprate in un singolo acquisto dovrebbe accompagnarsi ad un maggior numero di imprese che praticano un prezzo di listino elevato, contribuendo così a un aumento del prezzo medio di mercato.

Questo legame trova riscontro nell'analisi empirica sviluppata nel saggio, analisi basata sui prezzi e sui pernottamenti nelle strutture alberghiere di Rimini, una della più importanti destinazioni balneari italiane, nel corso delle stagioni estive del periodo 1988-97. In questo periodo, la durata media del soggiorno si è ridotta mentre vi è stato un aumento nei prezzi reali (misurati cioè in potere d'acquisto costante) e un aumento nella dispersione dei prezzi, specialmente negli alberghi di classe inferiore.

La politica di prezzo adottata dall'impresa è funzione della sua aspettativa sul grado d'informazione medio raccolto dai consumatori. Nella nostra ricerca consideriamo la permanenza media in una località turistica (cioè: il numero di unità acquistate) come una *proxy* del (non osservabile) *set* informativo del consumatore<sup>1</sup>. I «prezzi di listino» delle imprese ricettive dipendono dall'aspettativa sul livello di informazione del turista, piuttosto che dalla quantità acquistata. I «prezzi ex-post», effettivamente pagati, possono invece dipendere anche dalla quantità (se l'impresa segue una politica degli sconti). In particolare, nel mercato della ricettività, i prezzi di listino sono per definizione lineari, mentre sono i prezzi effettivi (su cui non si hanno informazioni) possono risultare non lineari<sup>2</sup>. Peraltro questo problema non influenza la nostra analisi dato che l'osservazione considerata è quella dei prezzi di listino degli alberghi dichiarati alla autorità amministrative competenti, ad inizio stagione.

I risultati della nostra ricerca sono rilevanti per l'analisi microeconomica del comportamento delle imprese e dei consumatori in condizioni di incertezza sul prezzo.

La riduzione delle unità del bene comperate in ogni acquisto (nel nostro caso, il numero di pernottamenti in uno stesso albergo) può produrre, evidentemente, effetti sul comportamento dell'impresa diversi dalla modifica dei prezzi di listino; ad esempio, può essere ridotta la qualità del prodotto offerto. L'attenzione rivolta al prezzo si giustifica sul fatto che la qualità del bene è fissa, almeno in linea di principio, perchè certificata da una classificazione amministrativa pubblica: in Italia, il numero di «stelle».

La struttura del lavoro è la seguente: il paragrafo 2 introduce il modello, il paragrafo 3 presenta una formulazione del problema suscettibile di verifica empirica, il paragrafo 4 descrive la nostra banca dati e alcuni fatti stilizzati, il paragrafo 5 presenta i risultati delle stime empiriche e il paragrafo 6 conclude il lavoro.

<sup>1</sup> In altri studi sono state proposte altre *proxy* del *set* informativo del consumatore, come ad esempio la spesa in pubblicità: si veda Kwoka (1984) e Hass e Wilson (1986).

<sup>2</sup> Quando il monopolista pratica un prezzo tale per cui il prezzo unitario richiesto muta con il numero di unità desiderate, si dice che l'impresa segue uno schema non lineare nella fissazione del prezzo (Kreps, 1993); questo comportamento può essere seguito dalle imprese ricettive dato che, per il servizio di pernottamento: i) la rivendita è impossibile; ii) il suo acquisto avviene in modo anonimo.

## 2.- Il modello teorico

In condizioni di informazione incompleta, il consumatore ha la facoltà di informarsi prima dell'acquisto. Un'ipotesi usuale è che esso non conosce il prezzo d'offerta di ciascuna impresa, ma solo la distribuzione di probabilità dei possibili prezzi: la sua ricerca, infatti, avviene sondando diverse imprese riguardo al prezzo da esse praticato, per poi decidere l'acquisto sulla base delle informazioni campionarie<sup>3</sup>. Nel caso in cui la ricerca avvenga sul prezzo, dato che i beni sono di qualità omogenea, la decisione ricade su un'impresa selezionata (a caso) fra quelle che nel campione hanno offerto il prezzo migliore.

Il ruolo che l'acquisizione costosa di informazione da parte di consumatori esercita sulla politica di prezzo delle imprese è oggetto di un lungo dibattito aperto da Stigler (1961).

I problemi indagati sono di due tipi. In primo luogo, la determinazione dell'ammontare ottimale d'informazione che il consumatore acquisisce. In secondo luogo, il comportamento ottimale da parte delle imprese nella fissazione del prezzo alla luce delle informazioni disponibili ai consumatori. In questo secondo filone, la letteratura ha indagato in particolare come la dispersione dei prezzi praticati dipenda:

- (i) dalla concorrenza tra le imprese e dalla struttura di mercato;
- (ii) dalle caratteristiche della distribuzione dei costi d'informazione dei consumatori.

Diamond (1971), Rothschild (1973), Wielde-Schwartz (1979) e Stahl (1989) sono solo alcuni dei possibili riferimenti. Rimandiamo a Stahl (1996) per una rassegna più completa ed un'articolata classificazione; lo stesso lavoro presenta un modello che, nell'indagine sul comportamento ottimale dell'impresa, ingloba sia la struttura di domanda che quella di offerta.

In riferimento alla letteratura citata il nostro modello si pone tra quelli che si domandano come il comportamento dei consumatori influenza la politica di prezzo delle imprese, concentrandosi sul caso, a nostra conoscenza non ancora esplorato, in cui eventi esogeni portino a modificare l'ammontare domandato in ogni atto di acquisto.

Esempi di lavori che propongono analisi empiriche – in settori diversi – per valutare l'impatto del comportamento dei consumatori sulle politiche di prezzo delle imprese e, conseguentemente, sulla dispersione osservata nei prezzi sono Urbany et al. (1996) e Wong (1996).

Il nostro modello individua il prezzo d'offerta ottimale che l'impresa comunica al consumatore all'atto della sua richiesta d'informazione. L'impresa, infatti, può seguire una strategia «equa» chiedendo un prezzo «basso» per il bene o servizio reso, o seguire una strategia «opportunistica», chiedendo un prezzo «alto» nella speranza che il cliente imperfettamente informato accetti comunque l'offerta. Vogliamo dimostrare che la strategia ottima dell'impresa dipende dalla sua attesa sull'ammontare di informazione raccolta dal cliente.

Consideriamo esplicitamente il caso analiticamente più semplice di un mercato in cui siano possibili solo due strategie di prezzo: sia  $P$  il prezzo che prevarrebbe in condizioni di perfetta informazione, mentre sia  $P^o$  il prezzo quotato dalle imprese opportuniste, con  $P < P^o$ . La probabilità di trovare un'impresa equa sul mercato,  $p$ , e la probabilità di trovare un'impresa opportunistica,  $q$ , (con  $p + q = 1$ ) siano *common knowledge*, informazione comune alle imprese e ai consumatori. Supponiamo che il consumatore effettui un campionamento delle imprese di dimensione  $c$  prima di decidere l'acquisto<sup>4</sup>.

<sup>3</sup> In questo lavoro supponiamo che l'acquisizione dell'informazione da parte del consumatore sia *simultanea*; non consideriamo il caso di una ricerca *sequenziale*, in cui il consumatore accetta l'offerta solamente se il prezzo è non superiore al prezzo di riserva. In questo secondo caso, più complicato dal punto di vista formale, le conclusioni essenziali non si modificano.

<sup>4</sup> L'informazione sul prezzo viene prodotta a un costo  $C(c)$  e comporta un beneficio  $B(c)$ , misurato dal prezzo atteso, in dipendenza dalle probabilità  $p, q$ .  $C(c)$  e  $B(c)$  sono entrambi funzione del numero delle prove eseguite. Poiché il consumatore vuole massimizzare il beneficio netto della ricerca, la sua condizione di ottimo richiede l'uguaglianza fra il beneficio marginale dell'informazione e il costo marginale dell'informazione  $B'(c^*) = C'(c^*)$ . Questa equazione

In queste condizioni la probabilità  $p(P^\circ)$  che il consumatore paghi il prezzo massimo<sup>5</sup>  $P^\circ$  è:

$$p(P^\circ) = q^c \quad [1]$$

Infatti, il prezzo massimo viene pagato nel caso il campione sia composto solo da imprese opportuniste: su  $c$  imprese estratte, solo se tutte sono di questo tipo. La probabilità complementare che il consumatore paghi il prezzo equo<sup>6</sup>  $P$  è:

$$p(P) = 1 - q^c = \sum_k p(P,c,k) \quad \text{con } k \in [1,c] \in \mathbb{N} \quad [2]$$

dove con  $p(P,c,k) = \binom{c}{k} p^k q^{(c-k)}$  abbiamo indicato la probabilità che nel campione di  $c$  imprese ve ne siano  $k$  che hanno offerto il prezzo basso  $P$ . L'impresa nel decidere il prezzo d'offerta da proporre al cliente dovrà tenere conto delle [1] e [2]. Per semplicità trascuriamo i costi di produzione, uguali per tutte le imprese, dato che esse utilizzano la stessa tecnica di produzione e che la qualità dei beni è la medesima.

Se l'impresa propone un prezzo da opportuniste il suo profitto atteso unitario  $\pi^\circ$  viene determinato dal prezzo chiesto per la probabilità che la sua offerta venga accettata, cioè che il campione sia composto da imprese che si comportano tutte allo stesso modo. Si ricordi che anche in questo caso l'impresa deve pur sempre dividere l'opportunità fra tutte le altre  $c$  imprese presenti nel campione:

$$\pi^\circ(c) = P^\circ p(P^\circ)/c = P^\circ q^c / c \quad [3]$$

Uguualmente, anche se l'impresa propone il prezzo equo  $P$ , il suo profitto atteso  $\pi$  dipende dalla probabilità di vendere, in base al numero delle imprese dello stesso tipo presenti nel campione<sup>7</sup>:

$$\pi(c) = P \sum_k p(P,c,k)/k, \quad \text{con } k \in [1,c] \in \mathbb{N} \quad [4]$$

Sottraendo la [4] dalla [3], otteniamo la differenza  $\Delta$  che misura l'incentivo dell'impresa ad abbandonare un comportamento equo per assumere una strategia opportuniste:

$$\Delta(c) = \pi^\circ(c) - \pi(c) \quad [5]$$

L'andamento della [5] è stato simulato per valori successivi di  $c \in \mathbb{N}$ . Il risultato è presentato nella Figura 1. Le curve si possono incrociare nell'ortante positivo nel punto individuato da  $c^*$ , la soluzione dell'equazione:

$$\pi^\circ(c^*) - \pi(c^*) = 0 \quad [6]$$

Quindi, l'incentivo all'opportunismo varia in funzione della dimensione del campione: se  $c \geq c^*$ , all'impresa non converrà mai assumere un atteggiamento opportuniste poiché può conseguire un maggiore profitto atteso dichiarando il prezzo equo; se  $c < c^*$  si apre la possibilità, in termini di

determina la dimensione ottima del campione  $c^*$ . Il tema è stato introdotto in letteratura di Stigler (1961); per una sua applicazione al turismo, si veda Candela (1996).

<sup>5</sup> Nel calcolo si è utilizzata la distribuzione binomiale. In effetti, la presenza di un campionamento senza reimmissione richiederebbe l'utilizzo della distribuzione ipergeometrica. Tuttavia il numero delle imprese campionate è supposto essere basso rispetto al totale delle imprese e l'approssimazione offerta dalla distribuzione binomiale risulta adeguata.

<sup>6</sup> Ciò accade se nel campione entra almeno un'impresa che offre il prezzo  $P$ .

<sup>7</sup> Se  $k = 1$ , cioè l'impresa che fa l'offerta equa è l'unica del campione, la vendita è certa ma per  $k > 1$  essa dovrà ponderare, come nella [3], la probabilità di vendere con tutte le altre imprese presenti nel campione.

profitto atteso, per un comportamento opportunistico dell'impresa poiché  $\Delta(c) \geq 0$ .<sup>8</sup> Per  $c \in [0, c^*]$  risulta:

$$d\Delta/dc = d\pi^\circ(c)/dc - d\pi(c)/dc < 0 \quad [7]$$

### FIGURA 1

Tuttavia, il fatto che vi sia spazio per comportamenti opportunistici nella determinazione del prezzo non vuol dire che ciò sia effettivamente conveniente per l'impresa, qualora si consideri la possibilità che il consumo sia ripetuto. Infatti, l'ipotesi usuale in letteratura è che il reddito conseguito per l'ignoranza del consumatore possa essere incassato una sola volta, mentre ci si può attendere che un comportamento equo renda fedele il cliente.<sup>9</sup> L'impresa – di fronte ad un gioco ripetuto – deve porre a confronto il maggior reddito opportunistico (*una tantum*), con il valore attuale di un flusso ripetuto di redditi.

Se indichiamo con  $0 < \alpha < 1$  il fattore di sconto, con  $\alpha = (1 + i)^{-1}$  dove  $i$  è il tasso di interesse reale, e  $n$  l'orizzonte temporale che corrisponde al periodo di attività dell'impresa, la convenienza al comportamento opportunistico si estende al caso di acquisti ripetuti solo se:

$$\pi^\circ \geq V(\pi, n) \quad \text{con } V(\pi, n) = \pi(c)(1 - \alpha^n)/(1 - \alpha), \quad \text{con } dV/dn > 0 \text{ e } dV/d\pi > 0,$$

la quale espressa in termini di uguaglianza, risulta:

$$\pi^\circ(c) - V(\pi(c), n) = f(c, n^*) = 0 \quad [8]$$

e individua un valore soglia  $n^*(c)$  tale che se  $n \leq n^*$  l'impresa tiene un comportamento opportunistico nel prezzo anche nell'ipotesi di acquisti ripetuti, mentre se  $n > n^*$  tale comportamento non conviene, mentre lo sarebbe stato (siamo nell'ipotesi  $c \leq c^*$ ) per un solo acquisto. L'ipotesi di acquisti ripetuti nel tempo restringe, quindi, l'incentivo all'opportunismo delle imprese. Trattando, per semplicità d'analisi, la variabile  $c$  come fosse  $c \in \mathfrak{R}^+$ , applicando alla [8] il teorema della funzione implicita otteniamo:

$$dn^*/dc = -[d\pi^\circ/dc - (1 - \alpha^n)/(1 - \alpha) d\pi/dc] / (n\alpha^{n-1}\pi)/(1 - \alpha) < 0 \quad [9]$$

da cui è possibile determinare il segno della derivata prima della  $n^*(c)$ .

Passando a considerare il problema dell'opportunismo a livello aggregato, dobbiamo formulare un'ipotesi sulla distribuzione delle imprese secondo l'orizzonte economico della loro attività. La nostra ipotesi è che le imprese differiscano per tale caratteristica, per cui le imprese presenti sul mercato hanno orizzonti nel dominio  $1 \leq n \leq n^\circ$ , dove  $n^\circ \geq n^* \geq 0$ , con la distribuzione di frequenza  $g(n) \geq 0$ . Essendo

e ricordando la condizione  $\Delta(c) \geq V(n)$  è possibile determinare le imprese che, seguendo un'ottica di massimo profitto, scelgono di offrire il bene al prezzo  $P^\circ$ : si tratta di tutte le imprese il cui

$$\int_0^{n^\circ} g(n)dn \equiv 1$$

orizzonte di vita è inferiore o uguale a  $n^*(c)$ . In termini formali, se indichiamo con  $N_0$  il numero (invero la quota, poiché conviene normalizzare ad 1 il numero totale di imprese) delle imprese che scelgono una strategia opportunistica, avremo che

<sup>8</sup> Abbiamo supposto che l'impresa abbia un *epsilon* di preferenza per l'opportunismo.

<sup>9</sup> Si veda, ad esempio, la letteratura sui modelli di reputazione; si veda Shapiro (1984).

[11]

e quindi, se indichiamo con  $N$  la quota delle imprese che offriranno il prezzo  $P$ , avremo

$$N = 1 - N_0 = N(c) \quad [12]$$

Poiché abbiamo dimostrato che il numero degli opportunisti e non opportunisti dipende dall'intensità di campionamento del consumatore, risulta:

$$dN_0/dc = g(n^*) \, dn^*/dc < 0 \quad \text{per la [9]} \quad [13]$$

$$dN/dc = - dN_0/dc > 0 \quad \text{per la [13]} \quad [14]$$

Tranne i casi in cui  $c > c^*$  oppure  $c \leq c^*$  e  $g(n) = 0$ ,  $\forall n \in (0, n^*)$ , in cui tutte le imprese quotano il prezzo  $P$ , è possibile calcolare i parametri tipici della distribuzione dei prezzi.<sup>10</sup> Il prezzo medio di offerta è:

$$p_m = P N + P^\circ N_0 = P + (P^\circ - P)N_0(c) = p_m(c) \quad [15]$$

$$\text{con } dp_m/dc = (P^\circ - P) dN_0/dc < 0 \quad [16]$$

Un'analoga relazione può essere cercata in termini di varianza  $\sigma^2$  della distribuzione dei prezzi, ricordando che  $\sigma^2 = p_q - p_m^2$ , dove  $p_q = P^2 + (P^{\circ 2} - P^2) N_0(c)$  indica la media del quadrato dei prezzi e la cui derivata rispetto a  $c$  risulta:

$$dp_q/dc = (P^{\circ 2} - P^2) dN_0(c)/dc \quad [17]$$

Utilizzando la [15] e la [17] otteniamo la seguente relazione che lega la varianza dei prezzi all'ammontare dell'informazione del consumatore:

$$d\sigma^2/dc = dp_q^2/dc - dp_m^2/dc = (P^{\circ 2} - P^2) dN_0(c)/dc - 2 [P + (P^\circ - P)N_0] (P^\circ - P) dN_0/dc$$

$$d\sigma^2/dc = \{(P^{\circ 2} - P^2) - 2[P + (P^\circ - P)N_0] (P^\circ - P)\} dN_0/dc < 0$$

Dividendo l'espressione per  $(P^\circ - P) > 0$ , otteniamo:

$$d\sigma^2/dc = [P^\circ + P - 2P - 2(P^\circ - P)N_0] dN_0/dc < 0$$

$$d\sigma^2/dc = [(P^\circ - P)(1 - 2N_0)] dN_0/dc < 0 \quad [18]$$

Dato il segno della [13], è immediato osservare che la [18] vale se  $N_0 < 1/2$ . Allora, in questo semplice modello a due prezzi, il prezzo medio diminuisce all'aumentare del campione su cui si basa la ricerca d'informazione del consumatore, mentre la varianza diminuisce solo se il numero delle imprese opportuniste è contenuto.

Il nostro modello del comportamento opportunistico delle imprese ha assunto finora come variabile di stato il valore di  $c$ . Possiamo interpretare la dimensione del campione raccolto dal consumatore prima di acquistare come *misura diretta della sua informazione* (al crescere di  $c$

<sup>10</sup> Si noti che nel nostro modello una delle proprietà dell'equilibrio del mercato concorrenziale, un prezzo unico per tutte le imprese, non richiede una informazione completa del consumatore. Si richiede solo un'informazione superiore alla soglia minima di campionamento  $c^*$  nel caso di acquisto singolo. Nel caso di acquisti ripetuti, è sufficiente che tutte le imprese abbiano un orizzonte economico superiore a  $n^*$ , indipendentemente dalla dimensione del campione.

aumenta infatti la sua informazione). In questo caso, minore è l'informazione assunta dal consumatore, maggiore è la probabilità che la richiesta da parte delle imprese contattate di un prezzo alto venga accettata: la minore informazione determina un incentivo al comportamento opportunistico delle imprese. Se l'impresa tiene conto della possibilità di legarsi il cliente per gli acquisti futuri, il suo comportamento non dipende solo dall'informazione del consumatore, ma anche dall'orizzonte economico dell'impresa: a parità di informazione del consumatore, solo le imprese con un limitato periodo di attività avranno convenienza a «sfruttare il cliente in un solo colpo». Se le imprese che compongono il mercato hanno diversi orizzonti, allora la quota di mercato degli imprenditori che mantengono un comportamento opportunistico nel prezzo dipende in maniera diretta dall'informazione assunta dal consumatore: minore è l'informazione raccolta maggiore è il numero di imprese che trovano opportuno offrire un prezzo alto.

### 3. – Una riformulazione empirica del problema.

E' possibile offrire una verifica empirica di questo comportamento quando l'informazione del consumatore è una variabile latente e non è quindi immediato trovare una *proxy* del set informativo dei consumatori?

Nei mercati di beni di *search*, come è il caso della ricerca sul prezzo, l'informazione può essere ottenuta sia dalla ricerca ottima «prodotta» dal soggetto stesso e determinata dall'uguaglianza fra ricavi e costi dell'ultimo suo atto di informativo, sia dall'intensità dell'informazione (pubblicità, passaparola, ecc.) arrivata a costo nullo al consumatore. Il secondo punto ha già ricevuto un'analisi empirica<sup>11</sup>, assimilando la pubblicità a un atto informativo: «La pubblicità è, fra l'altro, un metodo per fornire ai potenziali acquirenti la conoscenza dell'identità dei venditori. E' chiaramente uno strumento immensamente potente per eliminare l'ignoranza»<sup>12</sup>. L'effetto della pubblicità informativa sul prezzo dei prodotti è stata analizzata in vari mercati<sup>13</sup>. In particolare, per gli USA, si sono confrontati i prezzi dei prodotti ottici fra gli Stati in cui la pubblicità era vietata (per richiesta dell'associazione degli optometristi) e gli Stati in cui la pubblicità era permessa. L'obiettivo era verificare se il prezzo medio fosse diverso fra questi Stati e, in particolare, se questo prezzo fosse maggiore per gli Stati che avevano vietato la pubblicità, riducendo l'informazione a priori del consumatore. Il risultato è che l'informazione dei clienti genera un prezzo medio più basso. Ad analoghe conclusioni si perviene nel caso di un unico prezzo di mercato, osservato però imperfettamente dal consumatore. Anche in questo caso una migliore informazione riduce il prezzo di mercato.<sup>14</sup>

La nostra ricerca sottopone a verifica empirica invece un diverso aspetto, quello cioè dell'informazione prodotta dal consumatore nell'ipotesi di pluralità di prezzi. L'ipotesi che si intende percorrere per approssimare la variabile latente «informazione privata del consumatore» è la seguente. La dimensione ottima della ricerca per il consumatore dipende dalla dimensione degli acquisti e, in particolare, l'ammontare ottimo di informazione cresce con l'aumentare degli acquisti multipli, quando è possibile distinguere l'atto d'acquisto e il numero di unità del bene acquistate contemporaneamente. Infatti, se il medesimo atto di scambio interessa più unità del bene, per ogni attività di *search* si verifica un aumento nel beneficio marginale dell'informazione o, che è lo stesso, una riduzione del costo marginale della ricerca, che risulta distribuito su più unità.<sup>15</sup> Ci si

<sup>11</sup> Si veda Kwoka (1984).

<sup>12</sup> Stigler (1961), p. 200.

<sup>13</sup> Tra i vari mercati esaminati vi sono quelli dei medici e degli avvocati, in cui i servizi offerti sono di tipo *credence* e l'asimmetria informativa è molto elevata.

<sup>14</sup> Si veda Perloff e Salop (1986).

<sup>15</sup> Ricordando la notazione della nota 4, il beneficio marginale (misurato in termini di prezzo) per un acquisto multiplo deve essere ponderato per il numero  $h$  delle unità acquistate del bene. La condizione marginale di ottimo allora diviene  $hB'(c) = C'(c)$  e quindi  $B'(c) = C'(c)/h$ . L'evidente conseguenza è un abbassamento del costo dell'informazione (poiché il suo costo marginale si distribuisce su tutti gli acquisti) con un aumento della dimensione del campionamento ottimo.



può attendere, quindi, che il consumatore che aumenta l'entità degli acquisti multipli aumenti anche la propria informazione, *ceteris paribus*. Se i consumatori domandano più unità del bene nel medesimo atto di scambio, essi trovano conveniente cercare più informazione prima del contratto e si dovrebbe ridurre l'incentivo all'opportunismo delle imprese. In questo mercato, quindi, dovremmo avere un abbassamento della media (e, probabilmente, della varianza) dei prezzi offerti rispetto al caso di assenza di acquisti multipli.

Un mercato, con informazione asimmetrica in cui è possibile una verifica empirica è quello turistico dei soggiorni in unità ricettive alberghiere. Infatti, una maggiore durata della vacanza rende più vantaggiosa l'informazione ottenuta tramite un processo di *search* sui prezzi del soggiorno; ricorrendo alla ragionevole ipotesi della parità di costo, ciò comporta maggiori sondaggi per il consumatore razionale.<sup>16</sup> Più lungo è il soggiorno programmato dal turista, maggiore è il beneficio ottenuto dall'informazione sui prezzi e maggiore quindi il numero di sondaggi. Ci si attende che la maggiore informazione si traduca sul mercato in una riduzione della media e - sotto certe condizioni - della varianza della distribuzione osservata dei prezzi.

Per il mercato turistico, la distribuzione dei prezzi d'offerta e la durata media del soggiorno (espressa dalle presenze), *sono entrambe variabili osservabili*: si dispone infatti di rilevazioni statistiche riferite a precisi mercati locali. Allora, l'ipotesi che si intende sottoporre a prova empirica è che, in una località turistica, maggiore è la durata media della vacanza minore è il prezzo medio d'offerta del soggiorno.

La verifica empirica del modello si risolve allora nell'utilizzo della permanenza media del soggiorno, *perm*, come variabile *proxy* dell'entità del campionamento effettuato dal consumatore prima dell'acquisto. In questo caso la [15] e la [18] assumono le seguenti specificazioni osservabili:

$$p_m = F(\text{perm}, X) \quad \text{con segno atteso } F' < 0 \quad [19]$$

$$\sigma^2 = G(\text{perm}, X) \quad \text{con segno atteso } G' < 0 \quad [20]$$

dato che è ragionevole supporre una preesistente situazione di mercato in cui vi sia un numero limitato di imprese dal comportamento opportunistico. Con *X* indichiamo eventuali variabili di controllo da inserire nelle regressioni.

Poiché nelle località turistiche i prezzi dei soggiorni alberghieri vengono annunciati dagli operatori alle istituzioni di controllo all'inizio della stagione, le specificazioni precedenti incorporano l'ipotesi implicita di aspettative *forward looking*. Tuttavia in questo lavoro proponiamo anche una stima basata su aspettative statiche, cioè supponendo che il prezzo d'offerta dichiarato all'inizio di stagione dipenda dalla permanenza media verificata nella stagione precedente:

$$p_m = F(\text{perm}_{-1}) \quad \text{e} \quad \sigma^2 = G(\text{perm}_{-1})$$

La banca dati su cui si propone questa verifica empirica è formata dalle osservazioni di prezzo, per vari anni, degli alberghi situati nel comune di Rimini, dagli arrivi e dalle presenze e dalla permanenza media (presenze/arrivi) negli stessi anni, registrate negli stessi alberghi. La fonte delle nostre osservazioni è, quindi, derivata da un *panel*.

### 3.- La banca dati e i fatti stilizzati della ricettività turistica alberghiera in Rimini

La nostra banca dati si riferisce al solo comune di Rimini e tratta delle imprese ricettive e del turismo balneare. Rimini, una delle nove province della regione Emilia-Romagna, è una rinomata località turistica balneare. In poco più di 50 anni, una lunga storia di investimenti turistici ricettivi e di *loisir* hanno connotato questo comune come una località turistica matura ad alta densità antropica

<sup>16</sup> Per questa osservazione sul comportamento del turista-consumatore, vedi Candela (1996), pp. 139-144.

ed edile.<sup>17</sup> Data l'accentuata stagionalità del turismo balneare, ci limitiamo a considerare le presenze alberghiere nei mesi di giugno, luglio, agosto e settembre. Nel 1995 il turismo balneare del comune di Rimini, in appena sette chilometri di costa, è pari al 9,21 per cento delle presenze di tutte le località marine italiane<sup>18</sup>. Rimini rappresenta infatti una quota importante dell'economia turistica italiana: se misuriamo – come è d'uso fare - lo sviluppo turistico in termini di presenze, nel 1995 Rimini ospitava il 2,71 per cento di tutte le presenze turistiche italiane<sup>19</sup>. Guardando invece all'offerta specifica delle imprese ricettive, nel 1995 nel comune di Rimini erano localizzati 1.322 alberghi di varia qualità, che rappresentano il 3,83% dell'intera offerta nazionale (e ben il 24% della capacità ricettiva della regione Emilia-Romagna). In termini di posti letto, queste percentuali calano lievemente, essendo il 3,14% e il 21,34% del totale italiano e regionale, rispettivamente, poiché la dimensione media dell'impresa ricettiva (misurata dal numero di posti letto per esercizio) di Rimini è inferiore alle medie nazionale e regionale.

La nostra banca dati (disponibile su richiesta dagli autori) contiene le serie storiche 1988-1997 di alcune variabili di offerta (come il numero degli alberghi, il numero dei posti letto e la dimensione media dell'esercizio) e di domanda (come gli arrivi e le presenze), a livello complessivo e distinte per classe di esercizio. La classificazione usata in Italia, le *stelle*, distingue le categorie della qualità dell'accoglienza alberghiera (una, due, tre, quattro stelle<sup>20</sup>).

A proposito del turismo balneare riminese, è opportuno osservare che:

- i) degli oltre 700 mila turisti arrivati solo un numero esiguo utilizza i tradizionali canali di intermediazione del mercato turistico (agenzie di viaggio o *tour operator*)<sup>21</sup>;
- ii) la dimensione ridotta delle imprese alberghiere (in media 40 posti letto e spesso non più di 20 stanze nel 1997) suggerisce la loro incapacità di sostenere campagne pubblicitarie di un certo rilievo;
- iii) dato l'elevatissimo numero di alberghi è molto probabile che il turista avvicinandosi all'offerta riminese abbia un'informazione incompleta.

Queste osservazioni permettono di concludere che il turista può contare solo in parte sugli usuali canali di informazione *a priori* (intermediari specializzati e pubblicità) e deve basare la propria scelta su una ricerca autonoma d'informazioni. Il campione selezionato è, nella gran parte dei casi, una quota assai contenuta dell'universo. La permanenza media (tabella 5, colonna 7), la nostra variabile indipendente, risulta decrescente nel tempo; essa è tuttavia fortemente decrescente per gli alberghi di fascia bassa, relativamente costante per gli alberghi di fascia media e crescente per gli alberghi a quattro stelle. In particolare, i dati mostrano che, nella stagione estiva, la permanenza media era di 7,78 giorni nel 1988 mentre cade a 7,32 giorni nel 1997. La contrazione dei pernottamenti è maggiore negli alberghi di categoria più bassa in cui la permanenza media si riduce da 9,36 a 7,61 giorni.

Passando alle imprese alberghiere, si può osservare che la capacità ricettiva totale rimane pressoché costante nel corso del periodo esaminato (colonne 2 e 3 della tabella 5). Peraltro c'è stata una fortissima contrazione degli alberghi ad una stella e un incremento, invece, degli esercizi di qualità superiore. Il miglioramento qualitativo dell'offerta turistica riminese nel decennio considerato è avvenuto tramite ristrutturazioni edilizie e d'impresa che hanno comportato quasi

<sup>17</sup> Si veda Negri Zamagni e Varni, 1992.

<sup>18</sup> In termini di arrivi, il turismo balneare nel comune di Rimini rappresenta il 6,34% delle località marine italiane.

<sup>19</sup> Tale percentuale diviene di assoluto rilievo se riferita direttamente alle presenze turistiche della regione Emilia-Romagna, di cui Rimini rappresenta il 22,43%. In termini di arrivi turistici, ovvero non tenendo conto del numero dei pernottamenti, le percentuali sono lievemente inferiori: Rimini presenta l'1,86% degli arrivi italiani e il 19,61% di quelli della regione Emilia-Romagna. Dati di fonte ISTAT.

<sup>20</sup> Abbiamo trascurato le cinque stelle poiché nel comune di Rimini esiste un solo albergo di tale categoria, il *Grand Hotel* di Rimini reso famoso dalle immagini di Federico Fellini; tale esclusione è motivata dal fatto che un'osservazione unica implica l'assenza di variabilità del prezzo di categoria, elemento alla base della verifica del nostro modello di ricerca dell'informazione.

<sup>21</sup> Cfr. Delbono e Fiorentini (1987).

sempre una riduzione della dimensione media dell'esercizio (con l'ovvia eccezione delle imprese di qualità elevata). Questa evoluzione della struttura dell'offerta suggerisce l'ipotesi che sul mercato riminese vi siano imprenditori che hanno gestito le imprese con diversi orizzonti economici, alcuni impegnandosi ed altri rifiutando investimenti rischiosi che offrono un'adeguata remunerazione solo nel lungo periodo. Infine, la tabella 6 rappresenta sinteticamente la nostra informazione sui prezzi d'offerta delle imprese ricettive riminesi, distinti per stelle (colonne 2-5) e nel totale (colonna 6). I valori riportati sono le medie ponderate dei prezzi dichiarati dalle imprese all'*Azienda di promozione turistica* "Rimini & Co", distinti per categorie. Dal punto di vista economico, essi assumono quindi la connotazione di prezzi di listino. Essi sono espressi in valore reali, a prezzi costanti 1990, utilizzando il deflatore del PIL fornito da OCSE<sup>22</sup>.

In conclusione, nel mercato turistico balneare riminese il turista tipico usualmente autoproduce l'informazione e le diverse imprese sembrano avere orizzonti economici differenti. Queste caratteristiche rendono possibile sottoporre a verifica le ipotesi del modello di comportamento strategico sviluppato nei paragrafi precedenti.

#### 4.- *La verifica empirica.*

In questa sezione proponiamo una semplice verifica empirica del modello di comportamento espresso dalle equazioni [19] e [20]. Per evitare di indurre un trend temporale, si considerano i prezzi reali del soggiorno, deflazionati con l'indice dei prezzi al consumo.

La permanenza attesa (e quella effettiva) possono essere variabili endogene. Disponendo di un modello strutturale per la previsione della permanenza media, e quindi specificando il set informativo disponibile al momento della previsione, sarebbe possibile procedere con la stima a variabili strumentali utilizzando l'insieme delle informazioni rilevanti. Non disponendo di tali informazioni abbiamo considerato due ipotesi informative estreme.

Nel primo caso gli albergatori hanno un set informativo limitato ai precedenti livelli di permanenza media. In particolare si ipotizza la presenza di un semplice meccanismo statico, per cui, sulla base della lunghezza del soggiorno nel periodo precedente, gli albergatori basano le loro previsioni sulla lunghezza del soggiorno del turista tipico (e quindi sul suo grado d'informazione) nel periodo successivo. Questa è la formulazione seguita nella valutazione empirica che viene presentata nella Tabella 1<sup>23</sup>.

Nel secondo caso, presentato nella Tabella 2, abbiamo proceduto ad una stima con variabili strumentali utilizzando il numero di giorni di pioggia come «strumento della permanenza media»<sup>24</sup>. La conseguente stima a variabili strumentali conduce peraltro a risultati molto simili a quelli ottenuti nel caso di aspettative statiche.

Consideriamo dapprima i risultati che emergono dalla Tabella 1, che ipotizza la presenza di aspettative statiche. L'evidenza empirica è in linea con le predizioni del modello teorico delineato in precedenza. Nella colonna 1 consideriamo la regressione che utilizza contemporaneamente le 9 osservazioni per ciascuna categoria d'albergo nel periodo 1989-97, 36 osservazioni in tutto (la prima osservazione viene persa per via dell'introduzione della variabile ritardata). L'effetto

<sup>22</sup> Il prezzo viene calcolato per ciascuna delle quattro classi di alberghi come media dei prezzi ufficiali del soggiorno di pensione completa. Per definire il prezzo medio di categoria di un dato anno, il prezzo praticato da un dato albergo viene ponderato per la quota di posti letto dell'albergo sul totale dei posti letto di ciascuna categoria. Allo stesso modo viene calcolato il prezzo medio complessivo di un dato anno. Anche nel computo del coefficiente di variazione del prezzo del soggiorno – dato dal rapporto tra lo scarto quadratico medio e la media aritmetica - si è seguito un criterio di aggregazione analogo a quello utilizzato per il prezzo medio.

<sup>23</sup> Peraltro, la presenza della lunghezza ritardata del soggiorno medio (distinto per categoria di esercizio) è ciò che consente di identificare la curva di offerta.

<sup>24</sup> Le giornate di pioggia in Rimini sono registrate dall'ARPA e sono pubblicate nella rivista AER-ARPA. Una giornata è considerata di pioggia se si registrano precipitazioni superiori a 1 mm. Dalla stessa fonte è possibile ottenere il totale delle precipitazioni nell'intero periodo estivo, ma le stime non mutano. Si noti come lo strumento prescelto sia correlato con la variabile strumentata (i turisti tendono ad interrompere la vacanza in caso di pioggia) ma incorrelato con la variabile dipendente (i prezzi sono fissati senza sapere la piovosità della stagione successiva).

negativo sul livello del prezzo medio esercitato della variabile permanenza media ritardata emerge con chiarezza.<sup>25</sup> L'effetto delle due variabili di controllo Anno e Stelle non risulta invece significativo. Questo risultato non deve sorprendere: come vedremo ciascuna categoria sembra avere un modello comportamentale differente, che richiede la stima di una relazione autonoma.

**Tabella 1 – Prezzo medio del soggiorno alberghiero e permanenza media.**

Variabile dipendente: prezzo medio per categoria e prezzo medio totale.

Metodo di stima: minimi quadrati ordinari.

	Tot (1)	Tot (2)	1 stella (3)	2 stelle (4)	3 stelle (5)	4 stelle (6)
Costante	509631.2 (0.238) [0.814]	264425.4 -(28.705) -[0.000]	82690.149 (10.395) [0.000]	100326.220 (5.573) [0.001]	87034.575 (1.787) [0.117]	172926.790 (4.182) [0.004]
Anno	-135.945 (-0.127) [0.900]	-	-	-	-	-
Stelle	4554.545 (0.910) [0.370]	-	-	-	-	-
Perm(-1)	-23884.200 (-8.805) [0.000]	-26013.617 (-19.900) [0.000]	-4344.796 (-4.534) [0.003]	-5586.079 (-2.585) [0.036]	-2081.910 (-0.298) [0.774]	3165.838 (0.261) [0.801]
R <sup>2</sup>	0.923	0.921	0.746	0.488	0.013	0.010
R <sup>2</sup> corr.	0.915	0.919	0.710	0.415	-0.129	-0.131
F stat.	127.968 [0.000]	396.019 [0.000]	20.559 [0.003]	6.068 [0.036]	0.089 [0.774]	0.068 [0.801]
Numero Osservazioni	36	36	9	9	9	9

Nota: statistiche t tra parentesi tonde; P-value tra parentesi quadre.

Una volta eliminate le variabili non significative, nella colonna 2 si considera l'effetto della sola permanenza media. I risultati empirici sono oltremodo confortanti: il coefficiente stimato è di grandezza analoga a quello della colonna 1, mentre la precisione della stima si accresce.

Nelle seguenti colonne sono presentati i risultati delle regressioni per ciascuna categoria di alberghi. Dato il limitato numero di osservazioni, i due regressori considerati sono la costante e il valore ritardato della permanenza media.

Una immediata distinzione riguarda la differente reazione degli alberghi a una e due stelle alla diminuzione della permanenza media: in questo caso il prezzo unitario del soggiorno aumenta significativamente. Tale reazione è assente nel caso degli alberghi di fascia alta, in cui il coefficiente stimato non è significativo. Anzi, nel caso degli alberghi a quattro stelle sembra emergere un meccanismo opposto: una riduzione della permanenza media riduce (seppur non in modo significativo) il prezzo medio dell'anno successivo.

I risultati empirici suggeriscono un'ulteriore distinzione tra esercizi a una e due stelle. L'incidenza della lunghezza del soggiorno medio è più forte nel primo caso (una volta tenuto conto del diverso prezzo medio per categoria); ciò si riflette nella diversa variabilità della variabile dipendente spiegata nei due casi.

<sup>25</sup> In un più generale modello autoregressivo, anche se il valore ritardato del prezzo risulta significativo, l'effetto della permanenza media sul prezzo rimane comunque importante. Al contrario, nel caso la variabile dipendente sia la variabilità del prezzo (il caso illustrato nella Tabella 3), il ruolo della variabile ritardata è minimo.

**Tabella 2 – Prezzo medio del soggiorno alberghiero e permanenza media (II)**

Variabile dipendente: prezzo medio per categoria e prezzo medio totale.  
Metodo di stima: variabili strumentali.

	Tot (1)	Tot (2)	1 stella (3)	2 stelle (4)	3 stelle (5)	4 stelle (6)
Costante	1249927.5 (0.679) [0.502]	279149.6 (31.590) [0.000]	84924.96 (11.757) [0.000]	129929.47 (5.366) [0.001]	163794.77 (1.316) [0.225]	205140.18 (4.642) [0.002]
Anno	-476.847 (-0.517) [0.608]	-	-	-	-	-
Stelle	-3466.846 (-0.681) [0.500]	-	-	-	-	-
Perm	-30005.306 (-10.391) [0.000]	-28223.24 (-22.400)	-4686.95 (-5.343) [0.001]	-9228.220 (-3.161) [0.013]	-13180.823 (-0.739) [0.481]	-5816.03 (-0.456) [0.660]
R <sup>2</sup>	0.923	.927	0.759	0.356	-0.425	0.042
R <sup>2</sup> corr.	0.917	.925	0.729	0.275	-0.603	-0.008
F stat.	150.551 [0.000]	501.761 [.000]	28.545 [0.001]	9.993 [0.013]	0.546 [0.481]	0.208 [0.660]
Num.Oss.	40	40	10	10	10	10

Nota: statistiche t tra parentesi tonde; P-value tra parentesi quadre. Strumenti utilizzati: colonna 1: costante, dummies stelle, anno, giorni di pioggia; colonna 2: costante, giorni di pioggia; colonne 3-6: costante, giorni di pioggia, anno.

I risultati della Tabella 2 si riferiscono invece alle stime ottenute con variabili strumentali. Complessivamente i coefficienti ottenuti sono di segno e grandezza comparabili con quelli della Tabella 1 e valgono quindi le considerazioni effettuate in precedenza.

A nostro parere i risultati presentati offrono un chiaro supporto al modello di comportamento opportunistico.

Tuttavia quest'interpretazione può non essere univoca. L'aspettativa di una riduzione del soggiorno, così come è effettivamente avvenuto nel corso del periodo in esame, accresce i costi medi totali e il prezzo (reale) di equilibrio. La correlazione negativa tra la permanenza media attesa e il prezzo ufficiale di un soggiorno in albergo può derivare semplicemente dalla più sfavorevole struttura dei costi, senza alcun elemento strategico. L'effetto della varianza dei prezzi di listino permette di selezionare fra queste due possibili interpretazioni. Infatti, se l'incremento del prezzo medio fosse determinato esclusivamente dalla struttura dei costi, non ci sarebbe alcuna giustificazione per una maggiore volatilità dei prezzi data l'analoga struttura dei costi negli alberghi di diverse classi. Dal paragrafo 3 sappiamo invece che una modifica del comportamento opportunistico della imprese muta la varianza dei prezzi. Nella Figura 2 vengono riportati i coefficienti di variazione del prezzo medio del soggiorno. L'andamento complessivo dei coefficienti di variazione è crescente nel corso del tempo. La stessa dinamica emerge per gli alberghi delle prime tre classi, mentre è assente nel caso della categoria quattro stelle. Nel caso degli alberghi a una stella l'effetto è particolarmente pronunciato.

FIGURA 2

Sulla base di questi risultati è opportuno passare alla stima della equazione [20]: i risultati sono riportati nella Tavola 3. Nella colonna 1 sono riportati i risultati della regressione in cui si aggregano tutte le classi degli alberghi. In questo caso le osservazioni disponibili sono solo dieci. Le colonne 2 e 3 sono basate su dati *panel* in cui ciascuna osservazione rappresenta una coppia (anno, classe di albergo). La variabile Stelle e le variabili *dummy* per ogni differente classe di albergo (cioè gli effetti fissi in termini di stima *panel*), non sono però statisticamente significative. Ugualmente, anche il trend lineare non risulta mai significativo ed è stato omissso dalla specificazione finale delle regressioni.

Il risultato cruciale della nostra verifica empirica è la presenza di un effetto negativo e significativo della permanenza media del soggiorno sia nei confronti del prezzo medio, sia nei confronti del coefficiente di variazione dei prezzi. Questi risultati sono robusti nelle diverse specificazioni e ai diversi stimatori.

**Tab. 3 – Variabilità del prezzo medio di soggiorno e permanenza media.**

Variabile dipendente: coefficiente di variazione del prezzo medio del soggiorno alberghiero.  
Metodo di stima: Minimi quadrati ordinari

	Totale (1)	Totale (2)	Totale (3)
Costante	1.941 (4.290) [0.004]	-9.772 (-0.831) [0.412]	0.490 (9.707) [0.000]
Anno	-	0.005 (0.872) [0.389]	-
Stelle	-	0.002 (0.060) [0.953]	-
Perm(-1)	-0.178 (-3.025) [0.019]	-0.032 (-2.126) [0.041]	-0.032 (-4.588) [0.000]
R2	0.567	0.397	0.382
R2 corr.	0.505	0.340	0.364
S.E. Regress.	0.080	0.090	0.089
S.D. Dep. Var.	0.113	0.111	0.111
F-stat.	9.151 [0.019]	7.016 [0.000]	21.052 [0.000]
Num. osserv.	9	36	36

Nota: statistica t tra parentesi tonde; P-value tra parentesi quadre.

## 6.- Conclusioni

In questo saggio abbiamo sviluppato alcune delle possibili conseguenze di un'osservazione intuitiva: in presenza di informazione incompleta sui prezzi quotati dalle imprese, una diminuzione delle unità comperate in media da un consumatore in ogni atto d'acquisto, riduce l'ammontare ottimo di informazione acquisita. Questo comportamento lascia maggiore spazio alla singola impresa di aumentare il suo margine lordo di guadagno.

A livello di mercato, aumenta la quota delle imprese che seguono questo comportamento opportunistico e quindi si produce un aumento nel prezzo medio. Inoltre, sotto ipotesi del tutto plausibili, si verifica che minore è dimensione media di ogni acquisto, maggiore è la variabilità dei prezzi.

Un mercato sul quale è possibile sottoporre a verifica empirica questa ipotesi è quello del turismo balneare (nello specifico, quello di Rimini). Le condizioni di questo mercato possono essere ricondotte ad un caso di concorrenza monopolistica, con informazione incompleta dei consumatori circa la distribuzione dei prezzi del soggiorno. I dati in nostro possesso mostrano che la permanenza media del turista nella struttura ricettiva e nella località balneare ha subito, seguendo peraltro una tendenza comune a molte altre tipologie di vacanze, una forte contrazione. In questi casi è plausibile ipotizzare una riduzione del grado d'informazione del consumatore medio. Conseguentemente abbiamo supposto un maggiore spazio per comportamento opportunistico delle imprese alberghiere e un aumento del numero degli alberghi che praticano un prezzo "alto" per lo stesso servizio.

Questa supposizione è suffragata dall'analisi empirica. Abbiamo infatti documentato la presenza di una relazione negativa sia fra la permanenza media e il prezzo medio reale, sia fra la permanenza media e il coefficiente di variazione dei prezzi. Questi effetti sono risultati particolarmente marcati per gli alberghi di più bassa categoria, in cui si è verificata nel passato decennio un'elevata mortalità d'impresa. Ciò è in linea con un'altra conclusione del nostro modello secondo cui sono soprattutto le imprese con un orizzonte economico più breve che sfruttano la possibilità di aumentare il margine lordo (di breve periodo) creato dalla disinformazione del cliente.

Per ciò che riguarda la nostra specifica applicazione, il mercato turistico, emerge l'importanza cruciale della permanenza media del turista nel funzionamento del mercato. L'osservazione empirica, infatti, suggerisce che *al "mordi e fuggi" del turista corrisponde un analogo "mordi e fuggi" dell'impresa turistica opportunistica.*<sup>26</sup>

L'evidenza empirica può forse essere estesa al più generale ambito dei modelli di mercato con informazione incompleta. Il risultato rileva, in particolare, per la politica di fissazione del prezzo d'offerta delle imprese, politica volta a trarre vantaggio dall'informazione asimmetrica del consumatore nei confronti del prezzo. La nostra conclusione è infatti coerente con l'evidenza empirica prodotta in altre ricerche (Hass e Wilson, 1986, Kwoka, 1984 e Perloff e Salop, 1986) che documentano *una relazione negativa fra l'ammontare di informazione disponibile dal consumatore, variamente misurata, e il prezzo medio di mercato.*

### Riferimenti bibliografici

Candela G., 1996, *"Manuale di economia del turismo"*, CLUEB, Bologna.

Candela G., 1998, "Il turismo nella nuova Europa", in J. Jacobelli (a cura di) 1998. *Dove va l'economia italiana*, Laterza, Roma-Bari.

Delbono F., Fiorentini G., 1987, *"Economia del turismo"*, NIS, Roma.

Diamond P., 1971, "A model of price adjustment", *Journal of Economic Theory*, vol. 3, pp. 156-68.

Haas-Wilson D., 1986, "The Effect of Commercial Practice Restrictions: The Case of Optometry", *Journal of Law and Economics*, vol. 29, n. 1, pp. 165-86.

Kreps D., 1990, *"A course in microeconomic theory"*, Harvester-Wheatshaft, Englewood Cliffs, trad. it. 1993, il Mulino, Bologna.

Kwoka J. E., 1984, "Advertising and the Price and Quality of Optometric Services", *American*

<sup>26</sup> Questa conclusione consiglia di sviluppare politiche turistiche sul controllo di questa variabile (che viene sovente considerata come un dato esogeno) tramite specifiche manovre d'offerta. Cfr. Candela 1998.

*Economic Review*, vol. 74, n. 84, pp. 211-16.

Negri Zamagni V., Varni A., 1992, (a cura di) “*Economia e società a Rimini tra ‘800 e ‘900*”, Cassa di Risparmio di Rimini, Rimini.

Perloff J. M., Salop S. C., 1986, “Firm-Specific Information, Product Differentiation, and Industry Equilibrium”, *Oxford Economic Papers*, vol.38, supplement, pp. 184-204.

Rotschild M., 1973, “ Model of market organization with imperfect information: A survey”, *Journal of Political Economy*, vol. 81, pp. 1283-1308.

Shapiro C., 1984, “Premiums for High Quality Products as Returns for Reputations”, *Quarterly Journal of Economics*, pp. 659-680.

Stahl D. O., 1989, “Oligopolistic pricing with sequential consumer search”, *American Economic Review*, vol. 79, n. 4., Pp. 700-12.

Stahl D. O., 1996, “Oligopolistic pricing with heterogeneous consumer search”, *International Journal of Industrial Organization*, vol. 14, pp. 243-268.

Stephen F.H., 1994, “Advertising, consumer search costs and prices in a professional service market”, *Applied Economics*, vol. 26, pp. 1177-1188.

Stigler, G. J., 1961, “The Economics of Information”, *Journal of Political Economy*, vol. 69, pp. 218-38.

Urbany J., Dickson P. R., Kalapurakal R., 1996, “ Price search in the retail grocery market, *Journal of Marketing*, vol. 60., pp. 91-104.

Von Ungern-Sternberg T. and Von Weiszacker C.C., 1985, “The Supply of Quality on a Market of Experience Goods”, *Journal of Industrial Economics*, vol.33, pp. 531-40.

Wielde L. L., Schwartz A., 1979, “Equilibrium comparison shopping, *Review of Economic Studies*, vol. 46, n. 3, pp. 543-54.

Wong H., 1996, “Market structure and the role of consumer information in the physician services industry: An empirical test”, *Journal of Health Economics*, vol. 15, 139-160.



## Appendice statistica

**Tavola 1** – Alberghi ad una stella, Rimini 1988-1997

ANNO (1)	Numero Alberghi (2)	Posti letto (3)	Arrivi (4)	Presenze (5)	Dimensione media (6) = (3): (2)	Permanenza media (7) = (5) : (4)
1988	706	22.877	320.824	3.004.239	32,40	9,36
1989	863	18.156	207.587	1.810.344	21,04	8,72
1990	625	18.791	213.688	1.832.500	30,06	8,57
1991	596	18.038	228.651	1.958.952	30,26	8,57
1992	537	15.942	196.404	1.637.982	29,69	8,34
1993	481	12.509	147.289	1.169.564	26,01	7,94
1994	469	12.801	151.854	1.182.161	27,29	7,78
1995	416	10.677	137.184	1.051.016	25,67	7,66
1996	386	9.588	117.521	892.212	24,84	7,59
1997	359	8.671	102.280	778.337	24,15	7,61

**Tavola 2** – Alberghi a due stelle, Rimini 1988-1997

ANNO (1)	Numero Alberghi (2)	Posti letto (3)	Arrivi (4)	Presenze (5)	Dimensione media (6) = (3): (2)	Permanenza media (7) = (5) : (4)
1988	331	18.673	269.064	2.502.263	56,41	9,30
1989	420	23.109	229.085	1.976.707	55,02	8,63
1990	591	28.885	255.668	2.135.611	48,87	8,35
1991	596	28.846	308.239	2.598.943	48,40	8,43
1992	632	29.355	324.711	2.700.360	46,45	8,32
1993	644	26.986	364.177	2.821.240	41,90	7,75
1994	662	28.136	379.335	3.013.260	42,50	7,94
1995	677	27.105	384.760	3.121.757	40,04	8,11
1996	668	30.579	368.812	2.961.610	45,78	8,03
1997	667	25.565	341.167	2.733.854	38,33	8,01

**Tavola 3** – Alberghi a tre stelle, Rimini 1988-1997

ANNO (1)	Numero Alberghi (2)	Posti letto (3)	Arrivi (4)	Presenze (5)	Dimensione media (6) = (3): (2)	Permanenza media (7) = (5) : (4)
1988	113	9.391	150.565	1.166.104	83,10	7,74
1989	146	11.879	150.189	1.016.147	81,36	6,77
1990	162	12.666	163.188	1.091.309	78,18	6,68
1991	166	13.091	192.828	1.347.895	78,86	6,99
1992	178	13.693	215.587	1.473.425	76,93	6,83
1993	189	13.158	227.387	1.496.581	69,62	6,58
1994	198	13.839	220.609	1.569.242	69,89	7,11
1995	205	13.727	244.027	1.688.688	66,96	6,92
1996	212	14.143	240.385	1.708.806	66,71	7,10
1997	246	16.127	272.014	1.905.389	65,56	7,00

**Tavola 4** – Alberghi a quattro stelle, Rimini 1988-1997

ANNO (1)	Numero Alberghi (2)	Posti letto (3)	Arrivi (4)	Presenze (5)	Dimensione media (6) = (3): (2)	Permanenza media (7) = (5) : (4)
1988	11	990	29.693	87.951	90,00	2,96
1989	9	879	25.962	69.511	97,67	2,68
1990	13	1.447	37.331	120.715	111,31	3,23
1991	13	1.338	39.147	129.158	102,92	3,30
1992	16	1.795	38.848	123.989	112,19	3,19
1993	19	2.195	53.154	194.169	115,53	3,65
1994	20	2.308	55.773	167.221	115,40	3,00
1995	22	2.436	61.831	215.627	110,72	4,07
1996	22	2.406	56.294	241.409	109,36	4,28
1997	23	2.485	53.115	214.243	108,04	4,03

**Tavola 5** – Alberghi da una a quattro stelle, Rimini 1988-1997

ANNO (1)	Numero Alberghi (2)	Posti letto (3)	Arrivi (4)	Presenze (5)	Dimensione media (6) = (3): (2)	Permanenza media (7) = (5) : (4)
1988	1.162	51.931	770.146	6.760.557	44,69	8,78
1989	1.439	54.023	612.823	4.872.709	37,54	7,95
1990	1.392	61.789	669.875	5.180.135	44,39	7,73
1991	1.372	61.313	768.865	6.034.948	44,69	7,85
1992	1.364	60.785	775.550	5.935.756	44,56	7,65
1993	1.334	54.848	792.007	5.681.554	41,11	7,17
1994	1.350	57.084	807.571	5.931.884	42,28	7,34
1995	1.321	53.945	827.802	6.113.088	40,84	7,38
1996	1.289	56.716	783.012	5.804.037	44,00	7,41
1997	1.296	52.848	768.576	5.631.823	40,78	7,32

**Tavola 6** – Prezzo medio reale (lire 1990) e coefficiente di variazione, Rimini 1988-1997

ANNO	Alb. una stella		Alb. due stelle		Alb. tre stelle		Alb. quattro stelle		Totale alberghi	
	media	c.v.	media	c.v.	media	c.v.	media	c.v.	media	c.v.
1988	43.864	0,103	49.747	0,138	65.893	0,166	198.793	0,245	53.265	0,401
1989	44.548	0,256	50.535	0,121	65.294	0,185	194.759	0,320	62.360	0,400
1990	42.681	0,108	48.158	0,117	62.464	0,181	168.183	0,498	52.236	0,462
1991	43.560	0,344	49.414	0,144	66.474	0,233	160.717	0,412	53.763	0,460
1992	44.552	0,137	53.512	0,475	72.074	0,260	220.884	0,331	59.500	0,625
1993	47.251	0,168	55.399	0,525	74.653	0,267	177.572	0,402	63.017	0,571
1994	48.021	0,167	56.379	0,230	75.621	0,272	178.547	0,391	63.987	0,577
1995	48.845	0,153	55.944	0,170	77.305	0,294	178.543	0,344	59.151	0,680
1996	50.627	0,492	58.168	0,187	78.864	0,305	184.270	0,341	61.469	0,676
1997	50.236	0,156	57.233	0,202	79.930	0,387	184.021	0,354	62.338	0,723

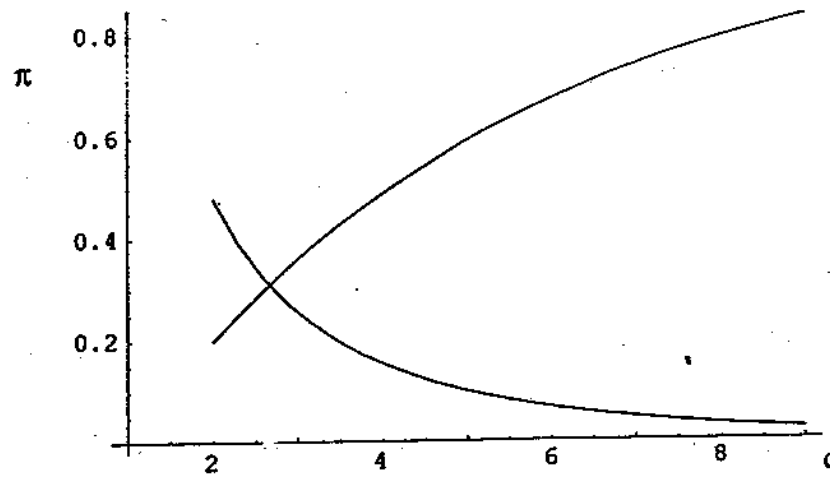


Figura 1 – Profitto dell'impresa opportunistica e non opportunistica ( $q=0,8$ )

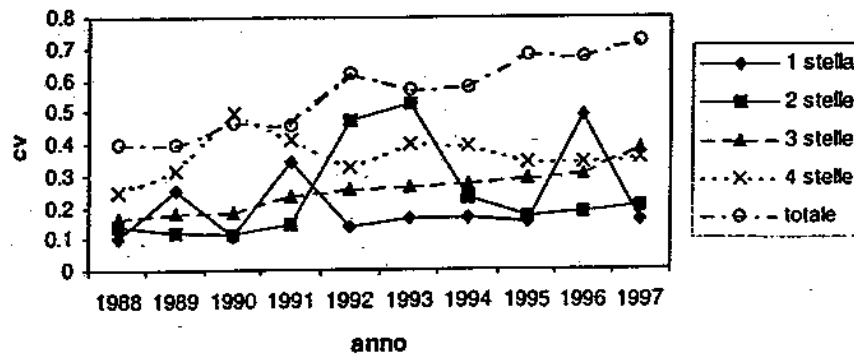


Figura 2 – Dinamica del coefficiente di variazione del prezzo medio del soggiorno, 1988-1997