

La valutazione economica del trekking sull'appennino tosco-romagnolo: un confronto fra approcci non di mercato*

Romano D. - Rossi M.**

1. Introduzione

Negli ultimi tre decenni la valutazione economica dei benefici ambientali ha fatto enormi progressi. Dopo un primo periodo in cui l'obiettivo della ricerca si era concentrato sull'individuazione delle metodologie e sulle possibilità applicative delle stime monetarie di tali benefici (MÄLER, 1974«ARG»; FREEMAN, 1979«ARG»), ora l'attenzione sembra essersi spostata verso l'analisi comparata degli aspetti teorico-metodologici delle differenti tecniche di valutazione ed il confronto dei risultati di stime ottenute dall'applicazione dei diversi metodi, allo scopo di stabilire quale è il loro grado di affidabilità (cfr. BISHOP e HEBERLEIN, 1979; SCHULZE *et al.*, 1981; BROOKSHIRE *et al.*, 1982; ROWE e CHESTNUT, 1983; SELLAR *et al.*, 1985; CUMMINGS *et al.*, 1986; MITCHELL e CARSON, 1989).

In questo contesto si inserisce il presente lavoro, che riporta i risultati preliminari di una ricerca finalizzata alla valutazione economica dei benefici associati all'esperienza *trekking* lungo il tratto Casentinese (Appennino Tosco-Romagnolo) della "Grande Escursione Appenninica". Tale obiettivo è stato perseguito applicando tre diversi approcci ed effettuando una valutazione comparata dei risultati ottenuti:

- (i) utilizzando il metodo del costo di viaggio e quello della valutazione ipotetica, sia nella versione dell'*iterative bidding game*, sia in quella del *close-ended*;

* Lavoro effettuato con il contributo MURST 60% "La valutazione economica della GEA", Università di Firenze. Donato Romano ha curato l'impostazione complessiva della ricerca, la realizzazione dei programmi di calcolo utilizzati nelle elaborazioni statistiche e la stesura dei paragrafi 3 e 4, mentre Mario Rossi ha curato la rilevazione dei dati campionari e la stesura del paragrafo 2.

** Rispettivamente, Prof. Associato di Economia Agraria e Forestale Tropicale e Sub-Tropicale e collaboratore volontario, Dipartimento Economico Estimativo Agrario e Forestale, Università degli Studi di Firenze.

(ii) adottando, nel caso del *close-ended*, la normale standardizzata (*probit*) e la logistica standardizzata (*logit*) quali funzioni di distribuzione cumulata, utilizzando differenti specificazioni funzionali per la differenza fra funzioni indirette di utilità (lineare, logaritmica e logaritmica con considerazione del reddito) e individuando diverse modalità di calcolo dei benefici ambientali in oggetto (valore mediano e valore medio con diverse soglie di troncamento).

Pertanto, dopo una breve introduzione all'oggetto di stima (par. 2), nella parte centrale del lavoro (par. 3) saranno riportati i risultati delle stime ottenute applicando il metodo del costo di viaggio *l'iterative bidding game* ed il *close-ended*. Infine, nell'ultima parte del lavoro (par. 4) saranno discussi i risultati ottenuti, confrontandoli con quelli ricavati in ricerche analoghe condotte negli ultimi anni in Italia.

2. L'oggetto di stima: l'esperienza trekking nel tratto casentinese della Gea

Con il termine *trekking* si intende un tipo di esperienza ricreativa all'aperto, incentrata sul percorrimento a piedi di sentieri. Tale termine nasce all'interno della cultura anglosassone per differenziare questo tipo di esperienza dalla semplice camminata a scopo ricreativo (*walking for pleasure*) e dal c.d. *hiking* (letteralmente, vagabondare) dato che essa prevede un'azione più organizzata, un vero e proprio viaggio a piedi, che può anche implicare soste all'aperto o in rifugi per il pernottamento.

Nel corso degli anni '80, in Italia l'interesse per il *trekking* è progressivamente aumentato, come è testimoniato dall'offerta crescente di sentieri per il *trekking* in ogni regione¹, dal fiorire di riviste specializzate e dalla nascita di numerose imprese (soprattutto di tipo cooperativo) che si occupano dell'organizzazione e della gestione delle escursioni a piedi lungo i più disparati percorsi *trekking*. Questo *trend* crescente sembra

(1) Basti qui ricordare, oltre alla Grande Escursione Appenninica, la Grande Tarversata delle Alpi, le c.d. Alte Via (dei Monti Liguri, della Val d'Aosta, delle Alpi Ossolane, dei Monti Lariani, della val Malenco, Resiana, dei Monti Picentini, ecc.), le Traversate (Carnica, Carsica), i Grandi Sentieri (del Lazio, dell'Abruzzo), ecc. L'unione dei principali sentieri in un unico contesto è stata realizzata con il c.d. Sentiero Italia (oltre 5.000 chilometri) che unisce Trieste con Reggio Calabria, proseguendo poi anche in Sicilia e Sardegna, e che fa parte del più grande Sentiero Europa (E1), che collega il Mare del Nord al Mediterraneo.

destinato a continuare anche in futuro, poiché è verosimile che le stesse determinanti che sono state alla base dell'esplosione del fenomeno² continueranno ad agire nello stesso senso anche nei prossimi anni.

In questo quadro si inserisce la presente ricerca, che cerca di analizzare un fenomeno che comincia ad assumere rilevanza economica³ e nel contempo si propone come una valida alternativa ad utilizzazioni del territorio a maggiore impatto ambientale (negativo). Da questo punto di vista, la "Grande Escursione Appenninica" (GEA) si presenta come un oggetto analitico estremamente interessante. Essa, infatti è operativa già da un decennio ed è notevolmente conosciuta sia livello regionale, che nazionale. Si tratta di un percorso di bassa e media montagna, realizzato per il 99% su sentieri non asfaltati, che attraversa la Toscana lungo tutto il confine con l'Emilia Romagna, per una lunghezza complessiva di 425 chilometri, interessando 10 province e 60 comuni, per un totale di 26 posti tappa.

Pertanto la GEA presenta caratteristiche di un percorso che, da un lato, non sembra essere estremamente selettivo e, dall'altro, gode di livelli di fruizione sufficientemente elevati (oltre 11.000 presenze nel periodo dell'indagine), tanto da poter rappresentare un valido *test* riguardo alle tendenze future del fenomeno a livello nazionale. Inoltre, l'area di ricerca prescelta (il tratto Casentinese) è particolarmente interessante, poiché ricade all'interno del costituendo Parco Nazionale delle Foreste Casentinesi e, pertanto, la presente ricerca rappresenterà un punto di riferimento per il futuro, riguardo ai possibili fenomeni di interferenza tra conservazione e sviluppo nell'area protetta.

Nel complesso la ricerca ha preso in considerazione tre posti tappa (Fig. 1): Badia Prataglia, Camaldoli e Passo della Calla. Nell'estate del 1991 sono stati intervistati 291 escursionisti, scelti in maniera casuale⁴ fra tutti gli utenti dell'area, utilizzando un questionario

(2) Fra le quali si ricordano la concentrazione urbana della popolazione, l'aumento della mobilità individuale, la crescita del reddito procapite e l'aumento della sensibilità individuale per le tematiche ambientali (cfr. ROMANO, 1988).

(3) La ricerca prevede, oltre alla stima dei benefici economici diretti goduti dagli escursionisti, anche la stima dell'impatto economico aggregato della GEA sull'economia Casentinese (sia in termini di reddito, che di occupazione), attraverso l'uso della metodologia Input-Output.

(4) Il campionamento adottato è di tipo sistematico e stratificato, essendo i rilievi caduti con cadenza fissa all'interno di ciascuno strato campionario (il 60% dei *week-ends* ed il 40% dei giorni infrasettimanali), per un totale di 46 giorni, nel periodo compreso fra il 1/6/1991 e 30/9/91.

appositamente strutturato che ha consentito di raccogliere informazioni circa:

- a) le caratteristiche sociali ed economiche dei visitatori;
- b) la propensione alla ricreazione all'aperto dei visitatori;
- c) i dati elementari per la valutazione economica della ricreazione all'aperto.

Particolare attenzione è stata posta alla rilevazione dei dati di quest'ultimo punto. Nel caso della valutazione ipotetica, si è proceduto cercando di «rendere lo scenario sufficientemente comprensibile, plausibile e significativo», in modo che gli intervistati potessero fornire risposte «valide e realistiche» (MITCHELL e CARSON, 1989 «ARG» «ARG»: pag. 120), allo scopo di diminuire la probabilità di eventuali errori strategici, ipotetici, informativi, ecc⁵. In particolare, le risposte negative dovute a protesta rispetto all'esercizio non sono state prese in considerazione, seguendo il suggerimento di RANDALL *et al.* (1974) «ARG».

Dall'elaborazione delle risposte è stato possibile ricavare alcune informazioni circa le caratteristiche qualitative del fenomeno. Il *trekking* sul tratto casentino della GEA si concentra soprattutto nei fine settimana (Fig. 2) ed attrae generalmente giovani (età media 25 anni), provenienti soprattutto dall'Emilia Romagna (60%). Nella maggior parte dei casi (79%), gli escursionisti si sono serviti del mezzo proprio per raggiungere la GEA. Il 32% degli intervistati ha percorso il sentiero in gruppo, partendo dopo le 10 ed arrivando dopo le 19 (Fig. 3). Benché la maggior parte degli escursionisti si muova a piedi, circa il 14% ha effettuato il percorso in *mountain bike*, mentre un altro 2% lo ha effettuato a cavallo. Mediamente il numero di incontri lungo il percorso non è stato superiore alle 20 persone per giorno, con un 7% del totale degli intervistati che non ha incontrato nessuno, a conferma che i livelli di affollamento dei tratti GEA esaminati sono ancora al di sotto della soglia di congestione.

(5) Per una disamina delle possibili fonti di errore in ambito CVM, si vedano CUMMINGS *et al.* (1986) e MITCHELL e CARSON (1989).

figura 1

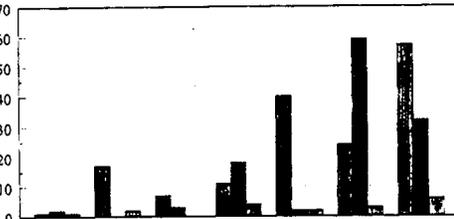


GEA
tappe in Casentino

figura 2

numero delle presenze per giorno e per luogo

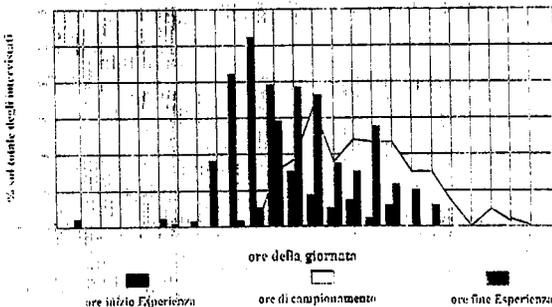
presenze (interviste effettuate)



giorno della settimana	lunedì	martedì	mercoledì	giovedì	venerdì	sabato	domenica
Camaldoli	1	17	7	11	40	24	57
Prato della Calla	2	0	3	18	2	59	32
Badia Prataglia	1	2	0	4	2	3	6
TOTALE INTERVISTE	4	19	10	33	44	86	95

Figura 3

orari di inizio e fine esperienza ricreativa con orari di interviste



3. Il Valore Economico Dell'Esperienza Trekking

3.1. Il metodo del costo di viaggio

Come è noto (CLAWSON, 1959; CLAWSON e KNETSCH, 1966), il metodo del costo di viaggio (*travel cost method*, TCM) si articola in due fasi, nella prima delle quali si giunge alla stima della relazione che collega i saggi di frequenza⁶, dalla zona di provenienza j -esima ($j=1, 2, \dots, m$), con i costi di viaggio, sostenuti dal visitatore i -esimo ($i=1, 2, \dots, n$) per raggiungere il sito ricreativo, ed un vettore di variabili esogene, $w_{Sdo3}(ij)$ (KNETSCH, 1963«ARG»; BROWN *et al.*, 1964; BROWN e NAWAS, 1973«ARG»«ARG»):

$$K_j = \sum_i x_{ij} A_{ij} = \sum_i f_i(c_{ij}, w_{ij}). \quad [1]$$

Nella seconda, supponendo che visitatori provenienti da località differenti reagiscano allo stesso modo a variazioni nel costo di viaggio⁷, è possibile utilizzare la (1) per calcolare i nuovi saggi di frequenza in corrispondenza di aumenti ipotetici del costo di viaggio, p , giungendo così alla stima della funzione di domanda aggregata per la risorsa ricreativa in esame:

$$x(p) = \sum_{ij} A_{ij} f_i(c_{ij} + p, w_{ij}) \quad [2]$$

Il valore del totale dei benefici ricreativi erogati dalla risorsa, corrispondente alla somma dei *consumer surpluses* marshalliani di tutti i visitatori (ROMANO e CARBONE, 1993), è in tal caso stimato da⁸:

$$\Delta W = \sum_{ij} A_{ij} \int_0^{p^*} f_i(c_{ij} + p, w_{ij}) dp \quad [3]$$

dove p^* è il prezzo per cui $f_i(c_{ij} + p, w_{ij}) = 0, \forall i, j$.

(6) Dove il saggio di frequenza è definito come il rapporto tra il numero di visite, $x_{Sdo3}(ij)$, domandate dal visitatore i -esimo proveniente dalla località j -esima, e la popolazione ivi residente, $ASdo3(j)$.

(7) Ed ipotizzando che una lira spesa nell'acquisto di carburante abbia lo stesso impatto sulla quantità domandata di una lira spesa, ad esempio, per l'acquisto di un eventuale biglietto di ingresso all'area ricreativa.

(8) Nella (3) si ipotizza che il prezzo di entrata prevalente sia nullo o, se diverso da zero, esso non viene preso in considerazione nel calcolo dei benefici ricreativi. In effetti, nell'applicazione alla GEA non esisteva alcun prezzo d'entrata (ingresso libero).

L'applicazione di tale procedimento al *trekking* in Casentino ha consentito di stimare, quali migliori modelli rappresentativi del fenomeno, una specificazione lineare per la relazione (1) ed una semilogaritmica per la (2) (Tab. 1). Dalla stima della (1) emerge che la domanda di *trekking* è negativamente correlata al reddito procapite, mentre risulta essere positivamente correlata alla precedente conoscenza della GEA ed al sesso maschile. Le probabilità associate alle stime dei parametri sono tutte abbastanza soddisfacenti, tranne che per il reddito procapite⁹.

In Tab. 2 sono riportati i risultati delle stime del valore totale e medio (per giornata) dei benefici derivanti dall'esperienza *trekking* in Casentino. Essendo la funzione semilogaritmica riconducibile ad una di tipo esponenziale, $x = e^{\alpha+\beta p}$, lo sviluppo dell'integrale per il calcolo dei benefici ricreativi è stato il seguente:

$$\Delta W = \int_0^{p^*} e^{\alpha+\beta p} dp = \frac{e^{\alpha+\beta p} - e^{\alpha}}{\beta}, \quad (4)$$

da cui si ricava che, per p , si ha $\frac{dW}{dp} = x$, con $b < 0$.

Tab. 1: Stima dei parametri dei modelli utilizzati, metodo del costo di viaggio			
Variabili	Parametro	Errore standard	t di Student
Relazione tra saggi di frequenza e variabili esplicative: $K=f(c, w, \dots, w)$			
Intercetta	-0.003007807	0.0016769197	-1.7937
Costo di viaggio	-0.000000095	0.0000000187	-5.0731
Reddito mensile proc.	-0.000000001	0.0000000005	-1.8210
Dummy Sesso *	0.000004970	0.0000051658	0.9621
Dummy Conoscenza **	0.004515410	0.0044579031	1.0129
Numero osservazioni	270		
R ² corretto	0.908		
Relazione tra visite e costi addizionali: $\ln(x)=f(p)$			
Intercetta	9.33096400	0.0030005384	3109.7632
Costo addizionale	-0.00010922	0.0000000560	-1950.7864
Numero osservazioni	17		
R ² corretto	0.999		

* Questa dummy assume valore 1 nel caso che l'utente sia di sesso maschile e valore nullo nel caso che l'utente sia una donna.

** Questa dummy assume valore 1 nel caso che l'utente avesse già avuto una precedente esperienza trekking sulla GEA e valore nullo in caso contrario.

(9) Tuttavia, vista l'importanza teorica che tale variabile riveste nei modelli di domanda, si è ritenuto opportuno inserirla lo stesso nella specificazione riportata. Questo risultato è comunque conforme a quanto riportato da SMITH *et al.* (1983«ARG») e da McCONNELL (1985«ARG»), riguardo alla scarsa significatività delle variabili socio-economiche diverse dal costo di viaggio, e del reddito in particolare, in questo tipo di studi.

Tab. 2: Valori totali e medi della disponibilità a pagare per una giornata trekking sulla GEA, metodo del costo di viaggio		
	totale	media
WTP	103,294,905	9,156
I.C. sup. 95%	103,605,311	9,183
I.C. inf. 95%	102,985,430	9,128

Il risultato ottenuto consente di stimare un valore dei benefici totali intorno ai 103 milioni di lire, cui corrisponde un valore medio della giornata *trekking* sul tratto casentino della GEA di poco superiore alle 9.150 lire.

3.2. *L'iterative bidding game*

Il *bidding game* è il più vecchio esempio di approccio di valutazione ipotetica (*contingent valuation method, CVM*), con il quale, cioè, si cerca di misurare le preferenze del consumatore in situazioni di scelta ipotetiche, piuttosto che osservare il comportamento del consumatore in situazioni reali, così come avviene con il TCM. Dal primo studio di DAVIS (1963) sono state proposte molte varianti, ma il *bidding game*, nella sua versione più strutturata di *iterative b.g. (IBG)* resta uno degli approcci più applicati per la sua relativa semplicità operativa e la capacità di adattarsi alle più disparate situazioni applicative. Come è noto, il procedimento consiste sostanzialmente in un gioco di offerte successive, a partire da un determinato *starting point*, a cui l'intervistato deve rispondere in maniera affermativa o negativa, finché non si raggiunge un valore monetario che l'intervistato ritiene congruo ricevere (dare) come compensazione per variazione quali-quantitativa ambientale in esame.

Tale valore costituisce un punto della curva di indifferenza individuale tra reddito e bene ambientale (BRADFORD, 1970; BROOKSHIRE *et al.*, 1980«ARG»), la cui derivata rispetto alla disponibilità di bene ambientale corrisponde alla curva inversa di domanda compensata. In pratica, tale approccio consente di pervenire direttamente all'individuazione del valore monetario della propria massima WTP (o minima WTA) per il cambiamento ambientale proposto.

L'applicazione condotta al *trekking* in Casentino (Tab. 3) si è basata su un campione di 96 interviste. Ciascuna intervista è stata

Tab.3: Stima del valore economico della giornata trekking in Casentino, approccio dell'iterative bidding game

	Valori finali	Starting points
N° osservazioni	96	96
media	33,370	16,365
valore max	100,000	30,000
valore min	2,500	1,000
scarto quadr. medio	28,220	19,694
I.C. sup. 95%	61,590	
I.C. inf. 95%	5,149	

caratterizzata da un'offerta iniziale, assegnata in maniera casuale al campione, scelta in un range compreso tra le 1.000 e le 30.000 lire. L'offerta finale si è collocata in un range compreso tra le 2.500 e le 100.000 lire, consentendo di stimare un valore economico medio per la giornata *trekking* di poco superiore alle 33.350 lire. Poichè alcuni Autori (MITCHELL e CARSON, 1984; BOYLE *et al.*, 1985) ritengono che in tali applicazioni il rischio di distorsioni nella stima dovute allo *starting point* sono particolarmente pericolose, è stata effettuata anche una regressione del valore dell'offerta finale sul valore dell'offerta iniziale, che però non è risultata statisticamente significativa ($R^2=0,028$, t di Student della variabile indipendente pari a 1,0635), confermando precedenti risultati di altri ricercatori (THAYER, 1981; CUMMINGS *et al.*, 1984), i quali avevano riportato evidenze empiriche che mostravano come raramente, in un esercizio di *IBG* ben strutturato, lo *starting point bias* rappresenta un problema.

3.3. Il *close-ended*

L'applicazione dell'approccio *close-ended* ha seguito la procedura suggerita da HANEMANN (1984) per poter derivare misure hicksiane di variazione del benessere e successivamente applicata da numerosi Autori (SELLAR *et al.*, 1986«ARG»; BOWKER e STOLL, 1988«ARG»; BOYLE e BISHOP, 1988«ARG»; JOHANSSON e KRISTROM, 1988«ARG»; SIGNORELLO, 1990«ARG»). Nel caso in esame l'approccio seguito è stato quello

strutturato per la stima della WTP , allo scopo di ottenere una misura del *surplus* equivalente.

Come è noto, nel modello teorico messo a punto da Hanemann la WTP viene derivata a partire dalla distribuzione di probabilità della variabile dicotomica SI/NO, che rappresenta la risposta del campione ad una data offerta monetaria indicata nel questionario (Tab. 4). Tale variabile ha una distribuzione di probabilità che può essere descritta nel modo seguente:

$$\begin{aligned} \Pr_1 &= \Pr(SI = 1 | OFF) = \Pr[v_1(1, R - OFF; w) + \varepsilon_1 \geq v_0(0, R; w) + \varepsilon_0] = & [5] \\ &= \Pr(\Delta v + \eta \geq 0) = \Pr(\eta \geq -\Delta v) \end{aligned}$$

dove $\eta = \varepsilon_1 - \varepsilon_0$, $\Delta v = v_1 - v_0$, R è il reddito individuale ed OFF è l'offerta monetaria che l'individuo è disposto a pagare pur di non rinunciare al bene ambientale (nel nostro caso l'esperienza *trekking* in Casentino). Inoltre, se $F_\eta(\cdot)$ è la distribuzione di frequenza cumulata¹⁰ di η , la probabilità della disponibilità a pagare può essere scritta come

$$\Pr_1 F_\eta(\Delta v) \tag{6}$$

Ripercorrendo in maniera analoga il ragionamento nel caso in cui l'individuo non sia disposto a pagare la quantità di moneta OFF , la probabilità di una risposta negativa sarà pari a

$$\Pr_0 = \Pr(NO = 0 | OFF) = 1 - F_\eta(\Delta v) \tag{7}$$

Hanemann ha suggerito una formulazione alternativa della (6) e della (7), che consente di risolvere operativamente il problema della stima di tali relazioni. Nel caso di un esercizio *close-ended* finalizzato all'individuazione della WTP , l'individuo accetterà di pagare la som-

(10) Generalmente (AMEMIYA, 1981«ARG»; MADDALA, 1983«ARG») le d.f.c. utilizzate sono la logistica standardizzata (modello *logit*) o la normale standardizzata (modello *probit*), rispettivamente:

$$F_\eta(\Delta v) = \frac{1}{1 + e^{-\Delta v}} \text{ e } F_\eta(\Delta v) = \int_{-\infty}^{\Delta v} \sqrt{2\pi} \cdot e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

ma *OFF* solo se la sua "vera" *WTP*, corrispondente nel caso in esame al *surplus* equivalente (*Es*), è maggiore di *OFF*; viceversa in caso contrario:

$$Pr_1 = Pr(SI = 1 | OFF) = Pr(WPT > OFF) = 1 - G_E$$

$$Pr_0 = Pr(NO = 0 | OFF) = Pr(WPT \leq OFF) = 1 - Pr_1 = G_E$$

dove $G_{Sdo3}(E)$ è la funzione di distribuzione cumulata (f.d.c.) di ~~[6]~~ Allora, confrontando le (6') e (7') con le (6) e (7), rispettivamente, si deduce che la f.d.c. della differenza fra gli errori stocastici, *h*, equivale alla probabilità che $Es > OFF$, cioè $F_\eta[\Delta v(OFF)] = 1 - G_E$: quindi, la stima del modello di scelta dicotomico (6) può essere interpretata come l'individuazione dei parametri della f.d.c. $1 - G_E$.

La stima di *Es* può essere ottenuta in due diversi modi: attraverso il calcolo del suo valore atteso¹¹:

$$E[ES] = \int_0^\infty [1 - G_E(OFF)] dOFF = \int_0^\infty F_\eta[\Delta v(OFF)] dOFF$$

o per mezzo della stima del valore mediano della distribuzione $G_E(OFF)$:

[8]

$$F_\eta(ES_{0,5}) = 0,5$$

[9]

Qualunque sia il criterio di stima prescelto, è necessario esplicitare la forma funzionale della funzione indiretta di utilità Dv . Generalmente in letteratura (BISHOP e HEBERLEIN, 1979 e 1980 «ARG»; HANEMANN, 1984; BOYLE e BISHOP, 1984; «ARG» SELLAR *et al.*, 1985 e 1986 «ARG») vengono proposte tre diverse forme funzionali, utilizzate anche nel presente lavoro:

modello 1: $\Delta v = \alpha + \beta \cdot OFF$

modello 2: $\Delta v = \alpha + \beta \cdot \ln(1 - OFF / R)$

modello 3: $\Delta v = \gamma + \delta \cdot \ln(OFF)$

11) Se l'estremo superiore di integrazione viene posto ad un valore $OFF^* < \infty$, è necessario procedere ad una normalizzazione della f.d.c. allo scopo di assicurare che il valore dell'integrale così calcolato sia pari ad 1 (BOYLE *et al.*, 1988 «ARG»):

$$E[ES] = \int_0^{OFF^*} [1 - K \cdot G_E(OFF)] dOFF$$

dove $K=1/OFF^*$ è la costante di normalizzazione.

Tab. 4: Dati elementari per l'applicazione del close-ended					
Offerta	Campione	Risp. NO	Risp. SI	% risp. NO	% risp. SI
5,000	19	4	15	21.05%	78.95%
10,000	16	2	14	12.50%	87.50%
15,000	16	2	14	12.50%	87.50%
20,000	25	3	22	12.00%	88.00%
25,000	10	2	8	20.00%	80.00%
30,000	22	6	16	27.27%	72.73%
35,000	7	0	7	0.00%	100.00%
40,000	8	3	5	37.50%	62.50%
45,000	8	3	5	37.50%	62.50%
50,000	9	2	7	22.22%	77.78%
55,000	6	3	3	50.00%	50.00%
60,000	7	4	3	57.14%	42.86%
TOTALE	153	34	119	22.22%	77.78%

Nell'applicazione al *trekking* in Casentino, la procedura di stima dei parametri delle f.d.c. della *WTP* è stata effettuata sia con il modello *logit*, che con quello *probit*, utilizzando lo stimatore della massima verosimiglianza AMEMIYA (1981). In Tab. 4 sono riportati i dati elementari utilizzati nell'applicazione, mentre in Tab. 5 sono riportati i risultati delle stime dei parametri dei vari modelli, organizzati in modo da rendere evidenti le diverse ipotesi messe a confronto. Sono inoltre riportate alcune statistiche¹² che consentono di trarre delle conclusioni circa la significatività delle stime effettuate.

Analizzando i dati di Tab. 5 si vede, anzitutto, che i primi due modelli stimati (lineare e logaritmico con considerazione del reddito) hanno una significatività globale piuttosto elevata, dato che per ognuno il rapporto di verosimiglianza è superiore al valore critico al 99% della distribuzione X^2 per 1 grado di libertà (pari a 6,6349), mentre per il terzo la statistica è significativa al 92%. In secondo luogo, si può dire che non esiste una netta predominanza di un dato modello, per quanto concerne la specificazione della f.d.c., anche se i modelli *logit* sembrano avere una *performance* leggermente migliore rispetto ai modelli *probit*, sia in termini di L_R , che di AIC , sia, ancora, di pseudo- R^2 .

Le stime dei parametri riportate in Tab. 5 sono state poi utilizzate, secondo i passaggi indicati nelle relazioni (7), (8) e (9), per il calcolo della *WTP*. I risultati sono riassunti in Tab. 6, dove sono riportate le stime del valore mediano e dei valori attesi, calcolati a diverse

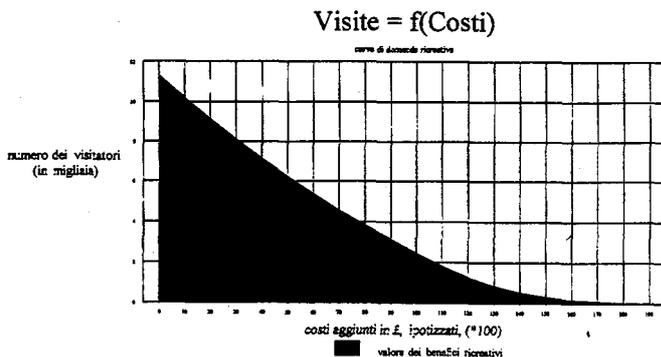
(12) Si tratta del rapporto di verosimiglianza (L_R), degli pseudo- $RS_{up3(2)}$ di McFADDEN (1974«ARG») e di MADDALA (1983«ARG»), del criterio informativo di AKAIKE (1973«ARG») (AIC) e della percentuale di previsione corretta. Solitamente, questi criteri sono utilizzati per discriminare tra due o più modelli alternativi: in genere, il modello che *coeteris paribus* presenta i maggiori valori per ciascuna di tali statistiche è il migliore, tranne che nel caso dell' AIC per cui vale il contrario.

Variabili	Modello 1		Modello 2		Modello 3	
	Logit	Probit	Logit	Probit	Logit	Probit
INTERCETTA	2.1811450	1.2838355	2.1702525	1.2785177	7.1242433	3.9013516
(t-Student asintotico)	5.14898510	5.53080380	5.18631830	5.56847290	2.38551990	2.43505350
OFFERTA	-0.0000325	-0.0000185				
(t-Student asintotico)	-2.8864291	-2.6433984				
ln(OFFERTA)					-0.5850308	-0.3132076
(t-Student asintotico)						
ln(1-OFFERTA/REDDITO)			27.0729620	15.4801270	-1.8702517	-1.9688046
(t-Student asintotico)			2.6795079	2.8559085		
-2 ln(L)	7.292	7.116	7.352	7.180	4.259	4.021
Pseudo R ² (McFadden)	0.0450	0.0439	0.0454	0.0443	0.0263	0.0248
Pseudo R ² (Macdaia)	0.0465	0.0454	0.0469	0.0458	0.0275	0.0259
AIC	158.978	158.974	158.738	158.910	164.102	162.069
Previsione corretta	47.80%	52.20%	47.80%	52.20%	47.80%	52.20%
Numero osservazioni	153	153	153	153	153	153

soglie di troncamento. Per i primi due modelli si hanno stime del valore economico della giornata *trekking* oscillanti fra 66.000 e le 69.000 lire, utilizzando come stimatore la mediana, e variabili fra le 60.000 e le 67.000 lire se invece si utilizza la media normalizzata (adottando come estremo superiore di integrazione le offerte corrispondenti a probabilità variabili fra il 90% ed il 99%). Per il modello 3 (logaritmico), le stime sono molto più disperse¹³, ed a causa della scarsa significatività statistica di tale modello si ritiene che le stime dei benefici da esso derivabili non vadano prese in considerazione.

Va comunque osservato come, almeno per i primi due modelli le stime siano sostanzialmente convergenti e che, in generale, le stime del valore mediano si mostrano più robuste (HANEMANN, 1984), risentendo meno dei valori medi della diversa forma delle code delle distribuzioni di frequenza (Fig. 4).

Figura 4 - Relazione tra gli ipotetici aumenti del costo di viaggio ed il numero delle visite.



(13) Ad esempio, la scarsa significatività statistica del modello implica degli intervalli di confidenza della stima ($p=0,95$) molto lontani dal valore stimato, per cui, nel caso dell'intervallo fiduciario superiore, il valore medio corrispondente è risultato tendere ad infinito.

4. Considerazioni conclusive

Il presente lavoro aveva come principale obiettivo il confronto fra i risultati ottenibili per mezzo di metodologie valutative diverse applicate ad uno stesso bene ambientale. Ciò è stato effettuato attraverso la costruzione degli intervalli di confidenza per le stime del valore economico della giornata *trekking* sul tratto casertinese della GEA¹⁴.

Tab. 6. Valori mediani e medie delle disponibilità a pagare per una giornata *trekking* in Casertino. Approccio *close-ended*

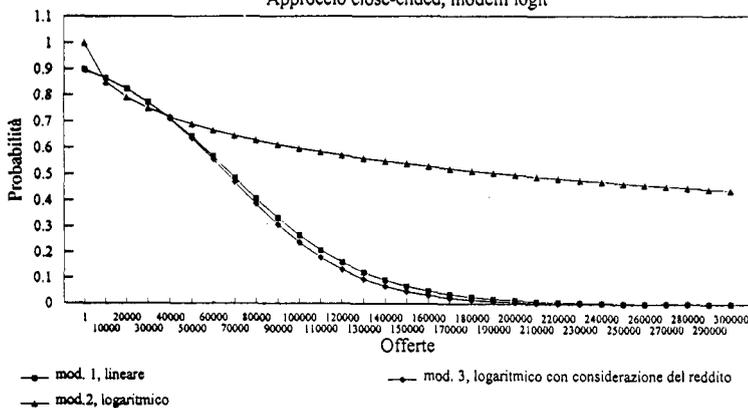
Modello	Medie					Mediana	Probabilità di troncamento della distribuzione				
	Prob(OFF=ms)	Prob=0					Prob(OFF=ms)	Prob(OFF=ms)	Prob=0		
		Prob=0.1	Prob=0.05	Prob=0.01	Prob=0.05				Prob=0.01		
Logit											
1) a-0'OFF											
WTP normalizzata	67.112	17.392	83.704	60.887	85.241	69.288	17.733	37.753	62.362	66.997	
I.C. sup. 95%	170.908	46.686	158.482	176.102	191.473	187.962	48.356	171.261	188.431	204.463	
I.C. inf. 95%	49.029	-41.775	12.584	17.085	21.021	49.604	-38.166	15.586	19.915	23.598	
WTP non normalizzata	42.637	62.289	64.853	67.488			43.712	83.358	87.462	89.345	
I.C. sup. 95%		104.056	175.184	165.085	190.777			111.003	196.017	202.016	
I.C. inf. 95%		9.109	21.061	25.042	30.727			11.039	24.484	27.484	
Costante di normalizz.	2.2800507	1.1111111	1.052632	1.010101			2.31647702	1.1111111	1.052632	1.01010101	
Cifra di troncamento	60.000	60.000	60.000	60.000	60.000		60.000	60.000	60.000	60.000	
2) a-0'in(OFF/R)											
WTP normalizzata	66.418	17.201	84.328	60.081	63.267	68.431	17.680	56.445	60.967	65.041	
I.C. sup. 95%	158.096	46.202	141.640	154.039	165.441	171.960	47.518	151.043	163.697	174.669	
I.C. inf. 95%	46.863	-49.103	1.504	13.116	17.077	48.517	-43.777	12.433	16.791	20.416	
WTP non normalizzata	42.424	60.243	62.894	65.167			43.854	63.118	65.084	67.067	
I.C. sup. 95%	99.689	153.667	158.025	161.369			105.195	166.657	170.317	172.943	
I.C. inf. 95%	5.899	17.089	22.297	26.998			6.648	21.296	25.011	30.580	
Costante di normalizz.	2.2287802	1.1111111	1.052632	1.010101			2.28871634	1.1111111	1.052632	1.01010101	
Cifra di troncamento	60.000	60.000	60.000	60.000	60.000		60.000	60.000	60.000	60.000	
3) a-0'in(OFF)											
WTP normalizzata	194.586	14.468	552.177	1.247.141	4.215.360	254.892	13.456	945.811	2.176.083	6.137.507	
I.C. sup. 95%											
I.C. inf. 95%	52.603	3.683	77.064	102.853	160.563	86.188	3.300	92.501	125.659	179.035	
WTP non normalizzata	48.063	1.820.318	2.977.418	11.840.725			46.147	2.763.452	5.045.952	12.815.460	
I.C. sup. 95%											
I.C. inf. 95%		21.912	118.723	146.768	203.958			20.303	150.691	183.085	
Costante di normalizz.	2.288091698	1.1111111	1.052632	1.010101			3.07695825	1.1111111	1.052632	1.01010101	
Cifra di troncamento	60.000	60.000	60.000	60.000	60.000		60.000	60.000	60.000	60.000	

Partendo da quanto detto alla fine del par. 3.3, l'applicazione dell'approccio *close-ended* ha consentito di pervenire a delle stime del valore economico dei benefici della giornata *trekking* molti simili per tutti i modelli stimati (ad esclusione del modello 3), che dal punto di vista statistico ($p=0,95$) non sono risultati essere significativamente diversi. Questo risultato sembra essere estremamente interessante dal momento che, se ulteriormente confermato (cfr. ROMANO e CARBONE, 1993), consente l'applicazione dell'approccio *close-ended* specificando le funzioni di risposta nella loro versione più semplice (*logit-lineare*), superando così eventuali limiti imposti dalla capacità di calcolo dell'*hardware* e dalla disponibilità di un *software* adatto.

(14) Gli intervalli di confidenza rappresentano i livelli di visite (nel caso del metodo del costo di viaggio) e di probabilità (nel caso del *close-ended*) che corrispondono ai limiti fiduciari superiori ed inferiori ($\alpha=0,05$) delle stime dei coefficienti delle variabili indipendenti. Nel caso del *bidding game* essi rappresentano semplicemente i limiti fiduciari superiori ed inferiori ($\alpha=0,05$) della media campionaria della WTP.

Analizzando i dati riportati in Tab. 7¹⁵, è possibile, infine, dare un giudizio comparato delle diverse *performances* del metodo del costo di viaggio, dell'*iterative bidding game* e del *close-ended*. Anche in questo caso le differenze fra i vari approcci non sono statisticamente significative, dato che gli intervalli di confidenza al 95% si sovrappongono ampiamente. Questo risultato, sicuramente incoraggiante, conferma precedenti evidenze empiriche¹⁶ e consente di assegnare un buon grado di "realismo" alle stime provenienti da applicazioni di valutazione economica dei benefici ambientali. Esso costituisce, infatti, un esempio di quella che MITCHELL e CARSON (1989: pagg. 204-6) definiscono «validità convergente», sulla base della quale una corrispondenza positiva tra stime ipotetiche (*contingent valuation*) e stime alternative «è interpretata come una corroborazione di entrambe le misure¹⁷».

FIG. 4 Distribuzioni di frequenza cumulata
Approccio close-ended, modelli logit



(15) Per motivi di spazio, in Tab. 7, nel caso dell'approccio *close-ended* sono stati riportate solo le stime normalizzate calcolate secondo il modello 2, *logit*. Le considerazioni di seguito riportate non cambiano se si confrontano anche le altre specificazioni funzionali (modello 1 o 2 e f.d.c. *logit* o *probit*: cfr. Tab. 6).

(16) Si vedano al riguardo le eccellenti rassegne di CUMMINGS *et al.* (1986: pagg. 71 e ss.) e di MITCHELL e CARSON (1989: pagg. 204 e ss.). Per un'applicazione italiana che conferma tale risultato si veda ROMANO e CARBONE (1993).

(17) E' interessante notare come, correttamente, i due Autori attribuiscono una capacità validativa biunivoca tra le due misure e non, come spesso sostenuto da altri, nel solo senso di una convalida della stima *CVM*.

Tab. 7: Confronto fra i valori delle disponibilità a pagare stimati secondo diversi approcci

	TCM	IBG	CE- mod. 2, logit
Valore mediano			
WTP			66,416
I.C. sup. 95%			158,096
I.C. inf. 95%			48,983
Valore medio*			
WTP	9,156	33,370	58,991
I.C. sup. 95%	9,183	61,590	153,707
I.C. inf. 95%	9,128	5,149	12,899

* Per il close ended, stime ottenute facendo la media fra quelle calcolate per diverse probabilità di troncamento ($p=0,1$; $p=0,05$; $p=0,01$)

Tuttavia è appena il caso di sottolineare che il numero delle applicazioni dovrebbe essere tale da raggiungere una massa critica sufficiente per poter basare eventuali conclusioni di validità generale in modo più certo di quanto le stime fin qui condotte non abbiano consentito di fare. Oltre ad un problema di quantità, esiste poi un problema di qualità del disegno della ricerca, che solo negli ultimi anni è stato affrontato in letteratura (*cf.* CUMMINGS *et al.*, 1986; MITCHELL e CARSON, 1989). Ad esempio, su 14 lavori finora pubblicati in Italia sull'argomento, solo 1 consente di effettuare il confronto fra stime alternative su base statistica. È inoltre necessario esplicitare quali sono le «condizioni di riferimento operativo» (CUMMINGS *et al.*, 1986: pagg. 71 e ss.) sulla base delle quali è possibile fare delle inferenze circa l'attendibilità e la comparabilità delle stime. Esiste, infine, un problema di confronto complessivo dei risultati ottenibili secondo strategie valutative alternative (analisi costi-benefici/analisi multicriteriale), che solo recentemente si è cominciato ad affrontare dal punto di vista teorico (BERNETTI e ROMANO, 1992; ROMERO, 1992), ma che rappresenta uno dei campi di ricerca più interessanti per il futuro.

Queste sono, a nostro avviso, i punti di riferimento operativo per la ricerca nel settore nel prossimo futuro.

BIBLIOGRAFIA

- Akaike, H. (1973). Information Theory and Extension of the Maximum Likelihood Principle. In Petrov, B.N., e Csaki, F. (eds.). *Proceedings of the Second International Symposium on Information Theory*. Akademiai Kiado. Budapest.
- Amemiya, T. (1981). Qualitative Response Models: A Survey. *Journal of Economic Literature*. December.
- Bernetti, I., e Romano, D. (1992). Un confronto fra metodologie alternative per la valutazione e la gestione delle risorse ambientali. *Aestimum* (dicembre): 239-69.
- Bishop, R.C., e Heberlein, T.A. (1979). Measuring Values of Extramarket Goods: Are Indirect Measures Biased?. *American Journal of Agricultural Economics* 61 (5): 926-30.
- Bishop, R.C., Heberlein, T.A., e Kealy, M.J. (1983). Contingent Valuation of Environmental Assets: Comparison with a Simulated Market. *Natural Resources Journal* 23 (3): 619-33.
- Bowker, J.M., e Stoll, J.R. (1988). Use of Dichotomous Choice Nonmarket Methods to Value the Whooping Crane Resource. *American Journal of Agricultural Economics* 70 (2): 372-81.
- Boyle, K.J., e Bishop, R.C. (1988). Welfare Measurements Using Contingent Valuation: A Comparison of Techniques. *American Journal of Agricultural Economics* 70 (1):.
- Boyle, K.J., Bishop, R.C., e Welsh, M.P. (1985). Starting Point Bias in Contingent Valuation Bidding Games. *Land Economics* 61 (2): 188-94.
- Boyle, K.J., Welsh, M.P., e Bishop, R.C. (1988). Validation of Empirical Measures of Welfare Change: Comment. *Land Economics* 64 (1): 94-8.
- Bradford, D.F. (1970). Benefit-Cost Analysis and Demand Curves for Public Goods. *Kyklos* 23: 775-91.
- Brookshire, D.S., Thayer, M.A., Schulze, W.D., e d'Arge, R.C. (1982). Valuing Public Goods: A comparison of Survey and Hedonic Approaches. *American Economic Review* 72 (1): 165-76.
- Brown, W.G., e Nawas, F. (1973). Impact of Aggregation on the Estimation of Outdoor Recreation Demand Functions. *American Journal of Agricultural Economics* 55 (2): 246-9.
- Brown, W.G., Sorhus, C., Chou-Yang, B., e Richards, J.A. (1983). Using Individual Observations to Estimate Recreation demand Functions: A Caution. *American Journal of Agricultural Economics* 65 (1): 154-7.
- Clawson, M. (1959). *Methods for Measuring the Demand and the Value of Outdoor Recreation*. Reprint n. 10 Resource for the Future. Washington.
- Clawson, M., e Knetsch, J.L. (1966). *Economics of Outdoor Recreation*. The Johns Hopkins University Press. Baltimore.

- Cummings, R.G., Brookshire, D.S., Coursey, D.L., e Schulze, W.D. (1984). *Valuing Environmental Goods: A State of the Art Assessment of the Contingent Valuation Method*. Office of Policy, Planning and Evaluation. U.S. EPA. Washington, DC.
- Cummings, R.G., Brookshire, D.S., e Schulze, W.D. (eds.) (1986). *Valuing Environmental Goods: An Assessment of the Contingent Valuation Method*. Rowman & Allanheld. Totowa.
- Davis, R.K. (1963). Recreation Planning as an Economic Problem. *Natural resources Journal* 3 (2): 239-49.
- Hanemann, W.M. (1984). Welfare Evaluation in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses. *American Journal of Agricultural Economics* 66 (): 332-41.
- Johansson, P.O., e Kristrom, B. (1988). Measuring Values for Improved Air Quality from Discrete Response Data: Two Experiments. *Journal of Agricultural Economics* (3).
- Knetsch, J.L. (1963). Outdoor Recreation Demand and Benefits. *Land Economics* 39 (4): 387-96.
- Maddala, G.S. (1983). *Limited Dependent Variables and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press. New York.
- Mäler, K.G. (1974). *Environmental Economics: A Theoretical Inquiry*. The Johns Hopkins University Press. Baltimore.
- McFadden, D. (1974). Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behaviour. In Zarembka, P. (ed.). *Frontiers of Econometrics*. Academic Press. New York.
- Mitchell, R.C., e Carson, R.T. (1986). Some Comments on the State of the Arts Report. In Cummings, R.G., Brookshire, D.S., e Schulze, W.D. (eds.). *Valuing Environmental Goods: An Assessment of the Contingent Valuation Method*. Rowman & Allanheld. Totowa.
- Mitchell, R.C. e Carson, R.T. (1989). *Using surveys to value public goods: the contingent valuation method*. Resource for the future, Washington D.C.
- Romano, D. (1988). *La valutazione economica dei servizi ambientali: un'applicazione al caso della ricreazione all'aperto*. Tesi di Dottorato di Ricerca in «Economia e Pianificazione Forestale» (II ciclo). Università degli Studi di Firenze. A.A. 1988/89.
- Romano, D., e Carbone, F. (1993). La valutazione economica dei benefici ambientali: un confronto fra approcci non di mercato. *Rivista di economia agraria* (1): 19-62.
- Romero, C. (1992). Valoracion ambiental: algunas reflexiones desde la perspectiva del analisis multicriterio. *Aestimum* (dicembre): 133-40.
- Rowe, R.D., e Chestnut, L.G. (eds.) (1983). *Managing Air Quality and Scenic Resources at National Parks and Wilderness Areas*. Westview. Boulder.
- Sellar, C., Chavas, J.P., e Stoll, J.R. (1986). Specification of the Logit Model: The Case of Valuation of Nonmarket Goods. *Journal of Environmental Economics and Management* 13: 382-90.

- Sellar, C., Stoll, J.R., e Chavas, J.P. (1985). Validation of Empiric Measures of Welfare Change: A Comparison of Nonmarket Techniques. *Land Economics* 61.
- Signorello, G. (1990). La stima dei benefici di tutela di un'area naturale: un'applicazione della «contingent valuation». *Genio Rurale* LIII (9): 59-66.
- Thayer, M. (1981).

Summary

The paper reports some results of a research in the field of economic evaluation of environmental benefits. The paper summarized the results of statistical comparisons among monetary values of environmental benefits (trekking along Appennines, Tuscany) obtained applying:

a) the travel cost method and the dichotomous choice model approach;

b) different c.d.f. (probit and logit) and/or different functional forms for the indirect utility functions (linear, logarithmic, etc.) and/or different statistical measures of environmental benefits (median or mean values), in the case of applying dichotomous choice models.

Confidence intervals of the estimates ($p=0,95$) allow to conclude that, in the present application, there are no statistically significant differences among figures of environmental benefits obtained following each of the previous hypothesis.

Résumé

Dans les trente dernières années l'évaluation économique ayant trait à l'environnement a fait d'énormes progrès. Dans un premier temps l'étude était orientée sur la détermination des méthodologies et sur l'applicabilité des évaluations monétaires de ces bénéfices, maintenant elle se consacre à analyser des aspects théoriques et méthodologiques des différentes techniques d'évaluation et la comparaison obtenus par l'application des différentes méthodologies, dans le but d'établir leur degré d'affidabilité.

Cette étude s'intègre dans ce contexte théorique, et illustre les premiers résultats de l'évaluation économique d'une expérience de *trekking* le long de Casentinese montagne (Appennin Tosco Romagnolo) sur le parcours de la "Grand Escursion de l'Appennin". Cet objectif a été suivi en appliquant trois différentes méthodologies et en effectuant une évaluation comparé des résultats obtenus:

(i) on a utilisé la méthode du coût de voyage et d'évaluation hypothétique, aussi bien dans la version de l'iterative *bidding game*, que celle du *close-ended*;

(ii) on a utilisé pour le méthodologie du *close-ended* deux différents fonctions: la normal standardisé (*probit*) et la logistique standardisé (*logit*), en appliquant différentes spécifications pour le fonctions indirectes d'utilité employées (linéaire, logarithmique et logarithmique avec le revenu) et enfin on a défini différentes méthodes de calcul des bénéfices de l'environnement en objet (valeur médian, valeur moyenne avec différents points de rupture).

Après une brève introduction de l'objet d'évaluation, on a indiqué les résultats d'évaluations obtenus en appliquant l'*iterative bidding game* et le *close-ended*. Enfin dans la dernière partie de la recherche, on a comparé les résultats à celles d'autres études faites en Italie au cours des dernières années.