

Stima degli effetti individuali sulla disponibilità a pagare da responsi dicotomici con reiterazione: escursionisti e villeggianti in visita al Parco Nazionale del Gran Paradiso Riccardo Scarpa* e Marina Bravi**

Ringraziamenti: Si ringrazia la Prof.ssa G. Sirchia del Politecnico di Torino per aver messo a disposizione il data-base e aver promosso la pubblicazione di questa prima nota di ricerca. L'inchiesta è stata condotta nell'estate del 1998 da V. Pascale nell'ambito del lavoro di tesi dal titolo *La valutazione economica di un bene ambientale: il caso del Parco Nazionale del Gran Paradiso* (Relatrice: Prof.ssa G. Sirchia; Correlatrice: Arch. M. Bravi), svolto presso la Facoltà di Architettura del Politecnico di Torino.

1. Introduzione

Numerosi studiosi italiani che si interessano di valori ricreativi stanno prestando una crescente attenzione ai metodi di valutazione basati sulle cosiddette *preferenze affermate*, e, in special modo, alla valutazione contingente (CV) (esempi recenti sono Tempesta, 1996; Marangon e Tempesta 1998). Questi studi hanno ancora, almeno in parte, obiettivi di tipo sperimentale e mirano ad identificare la *performance* nel contesto italiano di questa metodologia sviluppata prevalentemente in ambito anglosassone. In tale contesto risultano, ad esempio, di un certo interesse gli studi che tentano una validazione delle stime CV tramite il confronto con altre tecniche, in special modo il metodo costo di viaggio (TC) (*cf.* Romano e Carbone 1993; Romano e Rossi 1994). Il panorama di applicazioni italiane di queste metodologie è esteso ben oltre i semplici valori ricreativi, come è facilmente dimostrabile sfogliando la rassegna di saggi e applicazioni contenuta in Bishop e Romano (1998). Tuttavia, la CV è di centrale interesse per

(*) R. Scarpa, Docente di Economia Agraria ed Ambientale, Department of Agriculture and Marketing, Economics and Food, University of Newcastle, Newcastle Upon Tyne, Regno Unito, (Riccardo.scarpa@ncl.ac.uk).

(**) M. Bravi, DICAS, Politecnico di Torino, (bravi@archi.polito.it).

l'analisi economica dei benefici della ricreazione all'aperto, che rimane, almeno nel nostro paese, fortemente caratterizzata da risorse naturali con accesso non regolamentato, e quindi, senza un mercato efficiente nel quale osservare transazioni che rivelino le preferenze dell'utenza.

Il panorama di applicazioni econometriche su dati CV è in continua evoluzione, sia in campo internazionale che nazionale. In quest'ultimo si può osservare un notevole progresso sia in termini di consenso sulla validità delle informazioni fornite per la guida delle politiche d'offerta dei beni pubblici (Sali 1998; Cicia e Scarpa 1999), sia negli aspetti euristici della derivazione di queste stime (Signorello 1998). In particolare, mentre sono state investigate molte delle tecniche di stima delle variazioni di benessere - parametriche e non parametriche - in assenza di covariate (*cfr.* Signorello 1994,1998; Scarpa 1998, Scarpa *et al.* 1998), vi è da notare che sono ancora pochi gli studi che tentano di impiegare sistematicamente le covariate per ottenere una decomposizione degli effetti individuali sui valori stimati. Questa nota di ricerca presenta i risultati di un'analisi mirata all'identificazione degli effetti individuali sulla disponibilità a pagare (DAP) per fruire di una giornata ricreativa al *Parco Nazionale del Gran Paradiso*, con particolare riferimento alla qualità dell'esperienza ricreativa e agli attributi rilevanti per la finalità della visita. Questi effetti includono sia le caratteristiche di natura socio-economica del visitatore, sia il livello di apprezzamento da parte dello stesso degli attributi dell'esperienza ricreativa. Questi ultimi risultano di particolare importanza per il miglioramento della gestione economica della risorsa stessa, caratterizzata dall'insieme delle qualità ambientali del sito e dalla dotazione di servizi e attrezzature turistico-ricreative. Le analisi condotte in questi ambiti, oltre a fornire le misure del beneficio ricreativo, debbono infatti preoccuparsi di procurare informazioni per una gestione economicamente migliore dell'area protetta.

Motivo per cui gli obiettivi di questo studio metodologico sono due. Il primo riguarda un'analisi della validità delle stime di DAP fornite dal metodo della CV, e si inquadra nell'ambito dei test formali di validità estimativa. Se lo studio CV, condotto secondo i protocolli internazionali correntemente raccomandati (Arrow *et al.* 1993), è un metodo di stima adeguato per beni non di mercato, allora i valori stimati debbono risultare *sensibili* agli effetti individuali e *congruenti* rispetto alle conoscenze possedute *a-priori* o suggerite dalla teoria

economica. In termini econometrici ciò equivale ad affermare che le stime delle derivate prime rispetto alle variabili individuali della DAP devono presentare segni e magnitudini tali da potersi conciliare con le conoscenze pregresse.

Il secondo obiettivo ha fini di carattere applicativo e concerne l'investigazione di una metodologia econometrica che, in linea di principio e secondo i suoi autorevoli proponenti, ha buone possibilità di produrre informazioni impiegabili per la gestione ottimale delle risorse pubbliche con forte connotazione d'uso ricreativo, come nel caso del *Parco Nazionale del Gran Paradiso*.

L'analisi dei dati raccolti è quindi condotta, prima, attraverso la stima della funzione di valutazione (FDV) dell'intera popolazione di visitatori e, in un secondo momento, considerando le sub-popolazioni di *escursionisti e villeggianti*. Il paradigma della FDV fu introdotto da Cameron e James (1987) e fu inizialmente inteso come un'alternativa al più comune approccio basato sull'utilità stocastica (RUM) proposto da Hanemann (1984). In seguito alla nota esplicativa di McConnell (1990) e agli studi di statica comparata condotti da Whitehead (1995), è comunemente accettato che entrambi i metodi risolvano lo stesso tipo di ottimizzazione, sebbene in modo reciprocamente duale. Concettualmente però il paradigma proposto da Cameron riesce ad accomodare un insieme più vasto di covariate, e, per la sua forte analogia col metodo di stima della regressione lineare¹, viene favorito in studi applicativi specialmente laddove si vogliono impiegare metodi analitici di immediata interpretabilità.

Il resto di questa nota si articola in quattro parti. La prima sviluppa la problematica della caratterizzazione delle stime di benessere in base alla loro sensitività alle covariate individuali. La seconda illustra il contesto di studio, che a nostro parere è di notevole interesse nel panorama nazionale delle stime di risorse con forti benefici legati alla ricreazione all'aperto. La terza è di carattere teorico e presenta la

1) Questa analogia interpretativa si riferisce al fatto che nelle specificazioni lineari della FDV i coefficienti stimati sono interpretabili direttamente come effetti marginali, analogamente ai coefficienti delle regressioni lineari stimati col metodo dei minimi quadrati. Bisogna però tenere presente che i due metodi hanno proprietà molto diverse in termini di distribuzione delle stime dei parametri in campioni finiti, diversità dovuta alle diverse metodologie di stima, massima verosimiglianza l'una e minimi quadrati ordinari l'altra. In particolare, la regressione lineare stimata col metodo dei minimi quadrati presenta caratteristiche di robustezza alla misspecificazione molto superiori, caratteristica non trascurabile in un ambito in cui la teoria offre così poca guida.

problematica analizzata empiricamente. La quarta descrive la metodologia di stima impiegata per la caratterizzazione dei vari modelli presentando alcuni risultati di rilievo. La quinta conclude.

2. Teoria

Lo studio degli effetti delle covariate individuali sulla DAP affermata in studi CV può fornire utili informazioni per l'economia gestionale per almeno due ragioni. La prima è di interesse generale e riguarda il concetto di validità del metodo di stima, che ha il suo maggior problema nella natura ipotetica della transazione. Il secondo riguarda l'impiego di informazioni in grado di fornire un test di sensitività dei valori stimati alle caratteristiche individuali, ivi incluso il livello d'apprezzamento degli attributi qualitativi della risorsa ricreativa, che sono, di fatto, associati alle finalità della visita. Ad esempio, si può affermare con una certa sicurezza che, chi è interessato a salire *in vetta*, avrà determinate aspettative nei confronti della qualità alpinistica dei sentieri di montagna, si aspetterà di trovare adeguate segnalazioni e un certo numero di rifugi aperti; sarà inoltre sensibile alla qualità del tempo atmosferico e sarà particolarmente gratificato dall'avvistamento degli animali. Chi, al contrario, ha compiuto un itinerario turistico, la cui finalizzazione non è unicamente attribuibile al Parco, sarà interessato a cogliere gli aspetti più caratteristici (flora e villaggi alpini, malghe, ecc.) e si aspetterà di trovare attrezzature alberghiere e buoni ristoranti nelle immediate vicinanze.

Considerazioni di ordine introspettivo e strategico hanno reso il responso dicotomico la forma di elicitazione dominante nella letteratura CV italiana sin dalle prime applicazioni (Romano 1989; Signorello 1992) e, più in generale, nell'esperienza internazionale. È noto che stime condotte con questo metodo risultano sistematicamente più elevate di quelle ottenute con le risposte *aperte* (formato *open-ended*), anche quando nella stima si assume che entrambe siano state prodotte dallo stesso processo stocastico (*invarianza procedurale*). D'altronde, vi è chi sostiene che la differenza sia dovuta alla sensibilità endogena dei responsi *aperti* a comportamenti strategici del tipo *free-riding*, che, nel caso di beni quasi pubblici, li renderebbe sistematicamente distorti verso il basso e che invece il responso dicotomico in gran parte atte-

nuerebbe (Hoehn e Randall, 1987). Per una visione contraria a questa idea si veda anche Cummings (1997).

In assenza della possibilità di verificare un metodo o l'altro tramite confronti con transazioni in mercati reali, ci si trova a dover optare per quelli che sono divenuti i *protocolli operativi* negli studi condotti con la CV, molti dei quali propongono il formato di domanda dicotomica (Arrow *et al.* 1993). L'analisi econometrica di questo tipo di dati è relativamente semplice qualora i parametri di interesse siano gli indici di dispersione e centralità della distribuzione della DAP non condizionale nella popolazione. Infatti, per questo tipo di analisi esistono numerosi stimatori consistenti di tipo sia parametrico o semi-parametrico, che totalmente non-parametrico.

Operativamente, la scelta degli stimatori si riduce fortemente quando gli obiettivi di stima diventano gli effetti marginali di varie covariate sui parametri distributivi della DAP, per la quale è necessaria una stima condizionale della distribuzione di probabilità della DAP|x. In questo caso si complica anche la corretta interpretazione della stima, che passa necessariamente attraverso le assunzioni di una specificazione strutturale di una delle due entità pertinenti all'economia teorica: la funzione di differenza di utilità indiretta (modelli RUM) e la funzione di valutazione (modelli FDV).

In questo studio si propone ed esamina l'impiego della seconda alternativa. Tale specificazione strutturale risulta allettante nel nostro caso per almeno due ragioni. La prima è che produce stime di parametri strutturali di immediata interpretazione come effetti marginali, del tutto analoghe ai coefficienti di una regressione lineare multipla. La seconda riguarda il concetto stesso di FDV, simbolicamente rappresentata da v , che è analogo al principio della valutazione individuale (*individual valuation*) impiegato nella teoria dei giochi di negoziazione e delle aste. Ipotizzando che il responso dicotomico sia determinato da v , che esso venga osservato in modo *disturbato* in seguito alla presenza di un errore stocastico e con distribuzione nota e, infine, che v sia funzione di una serie di covariate individuali x , allora è possibile stimare gli effetti marginali v_b , che possono associare variazioni di DAP ad aspetti della risorsa ricreativa. L'ulteriore e tipica assunzione di linearità nel vettore dei parametri β permette di ricondurre la specificazione alla semplice e conveniente relazione $v_b = \mathbf{b}$.

2.1. Stima degli effetti marginali e validità

La validità della stima di equazioni strutturali (RUM o FDV) e delle relative variazioni di benessere ottenuti con la CV è un argomento molto controverso. Il nocciolo della disputa è di tipo concettuale e si basa sulla sostanziale natura ipotetica delle transazioni nei mercati contingenti, fatto che, almeno secondo alcune critiche estreme (Diamond e Hausman 1993; 1994; McFadden 1994), inficierebbe inevitabilmente, la metodologia CV, relegandola in secondo piano rispetto a stime basate su transazioni reali (preferenze rivelate, anziché affermate). Data la sempre maggiore rilevanza sociale dei beni extra-mercato che la CV permetterebbe di valutare, una volta risolto o adeguatamente definito il problema della sua validità, non è sorprendente che gli studi miranti a quest'ultimo fine stiano crescendo di numero. Di particolare rilievo nel contesto ricreativo è lo studio meta-analitico per beni quasi-pubblici condotto da Carson *et al.* (1996) ove si è dimostrato come, dal punto di vista econometrico, esiste sostanziale convergenza tra le stime ottenute con i due approcci, con forti correlazioni tra valutazioni delle medesime entità teoriche. Ciò tenderebbe a deporre a favore della CV, dimostrando che, almeno per quanto riguarda l'errore di stima, essa non sia inferiore ai metodi basati sulle preferenze rivelate.

Il fatto di poter ottenere delle stime degli effetti marginali di importanti covariate individuali permette di raggiungere una validazione almeno sul piano teorico. Se i valori di stima ottenuti rispondono a variazioni marginali di queste covariate in modo teoricamente coerente, allora aumenta ulteriormente l'affidabilità complessiva del metodo. Una validazione più persuasiva può essere basata sul confronto tra stime degli effetti marginali basate su transazioni ipotetiche e stime basate su dati di mercato, anche surrogato, ma che condividano la stessa struttura della funzione decisionale come nel caso di confronti tra stime basate su dati ottenuti da esperimenti di scelta (noti nella letteratura di marketing come *conjoint analysis*) confrontate con stime da dati basati sul costo di viaggio (Adamovitz *et al.* 1994). Alcuni studi italiani hanno già fornito evidenza a favore della convergenza tra stime di benessere ottenuti con metodi CV e TCM per lo stesso bene (ad esempio Romano e Carbone 1993 ed anche Tempesta 1996). Ma queste sono stime non condizionali e pertanto strutturalmente non permettono la definizione degli effetti marginali. In ogni caso non è obiettivo di questo studio inoltrarsi in un campo che merita un saggio unicamente dedicato all'argomento.

2.2. Stima degli effetti marginali e suo utilizzo pratico

La stima degli effetti marginali ha anche una notevole importanza pratica. Oltre a permettere una semplice segmentazione dell'utenza in base alle caratteristiche socio-economiche, che rappresenta la più immediata forma di analisi marginale, essa rende possibile anche investigare l'effetto delle motivazioni alla visita e, se il questionario è formulato a quello scopo, anche la loro intensità. Considerato che le finalità della visita sono in grado di condizionare l'apprezzamento dell'intera esperienza ricreativa, è possibile ottenere, in modo diretto, una gerarchia di preferenze rispetto all'*output* congiunto fornito dalla risorsa e dai servizi ad essa integrati. L'offerta di questi ultimi può quindi essere regolata sulla base di quanto evidenziato nell'analisi.

L'utenza di beni quasi-pubblici, come le aree ambientalmente protette², è spesso segregata in base ai fattori socio-economici individuali. Questo tipo di segregazione può essere formalmente trattata decomponendo v in base alle covariate di rilievo dell'utenza tramite una struttura differenziata di tariffe d'accesso. Nonostante l'impossibilità di discriminare l'utenza tramite un'adeguata struttura di tariffe d'accesso, la caratterizzazione delle preferenze nello spazio degli attributi dell'esperienza ricreativa consente di identificare la dimensione e direzione dei loro effetti marginali sulla media di v . Combinando i due tipi di informazione sui visitatori è possibile tentare un'ottimizzazione promuovendo politiche alternative di gestione della risorsa che agiscano essenzialmente sulla dotazione dei servizi ad essa integrati.

3. Il contesto di studio e le sue motivazioni

3.1. Il Parco

Il *Parco Nazionale del Gran Paradiso* copre un territorio di circa 70.000 ettari, suddivisi tra le Regioni Valle d'Aosta e Piemonte. Di questa superficie, il 42% è costituito da terreni sterili (rocce, morene, ecc.), il 24% da incolti, il 12,5% da pascoli, il 9,8% da boschi, il 9% da

2) Le aree protette sono considerate beni *quasi* pubblici. Un bene pubblico *puro* deve possedere due proprietà: l'assenza di rivalità e la non escludibilità al consumo. Mentre le aree protette sono spesso non escludibili assai raramente sono non rivali, come è facile constatare quando le si visita in alta stagione od in altri momenti di congestione turistica. Per tale motivo sono comunemente considerate beni quasi-pubblici.

ghiacciai e il rimanente 3,5% da prati e colture. L'area protetta comprende cinque vallate principali (dell'Orco e Soana in Piemonte, di Cogne, Rhemes e Valsavaranche in Valle d'Aosta). Per ciò che concerne i diritti di proprietà, va sottolineato che l'Ente Parco possiede solo il 5% del territorio, che raggiunge il 12,4%, se si considerano i terreni demaniali; la maggior quota di territorio è di proprietà dei singoli Comuni (28%), dei privati (39%) e di consorzi ed enti diversi (17,5%).

Dal punto di vista naturalistico, l'ambiente alpino offre numerose attrattive, prima fra tutte il *Massiccio Cristallino del Gran Paradiso*; considerata la sua posizione, altitudine e composizione geologica, esso è testimonianza di un'ampia ed eterogenea composizione floristica, dove alcune specie vegetali si spingono addirittura oltre i limiti altimetrici di sopravvivenza. La fauna è costituita da uccelli e mammiferi, tra i quali sono presenti il camoscio e lo stambecco; quest'ultimo rappresenta anche l'emblema e la caratteristica del parco; l'orso bruno e il lupo si sono purtroppo estinti a metà '800, mentre la lince è sopravvissuta sino all'inizio del '900.

La storia del Parco è in effetti strettamente connessa al destino dello stambecco che, già nel '700, risultava ormai in estinzione in molte zone dell'Europa, forse per via delle particolari proprietà che, nel tempo, la cultura popolare aveva attribuito alla sua cattura; soltanto con le Regie Patenti del 1821 ne viene proibita la caccia e vietata la vendita delle carni, riservando alla famiglia reale il diritto di decidere del suo futuro. Sarà Vittorio Emanuele II a promuovere la costituzione di riserve di caccia attorno al 1856-'57. Il periodico arrivo dei sovrani nella zona, in genere in estate, diventa avvenimento importante anche per l'economia locale, beneficiata da investimenti in opere di manutenzione delle strade e delle mulattiere, di costruzione dei casini di caccia e dei rifugi e in compensi al personale locale. La fitta rete di mulattiere d'epoca sabauda, assieme ad insediamenti di alto valore urbanistico, architettonico e paesistico, costituiscono ancora oggi testimonianza di cultura e dimostrano la stretta connessione tra valenze ambientali e culturali, tipica del nostro patrimonio pubblico, di cui il parco è chiara espressione.

3.2. *L'ente gestore e la rilevanza dei quesiti di tipo estimativo*

Sotto il profilo istituzionale, è utile ricordare che, alla data della sua costituzione (1922), l'amministrazione del parco non risulta indipendente dallo Stato ed è soltanto a partire dal dopoguerra che si

costituisce in ente autonomo. Alcune importanti innovazioni verranno introdotte dalla Legge 394 del 1991 (istituzione della *Comunità del parco*, presidente nominato dal Ministero dell'Ambiente) e dal Decreto 436 del 1997 (scelta dei componenti del consiglio direttivo tra personale qualificato in materia di conservazione ambientale e tra i rappresentanti della *Comunità*).

I problemi relativi alla gestione del parco e, in particolare, la sua scarsa autonomia finanziaria, ripropongono la necessità di formulare una nuova politica di gestione a partire dalla definizione delle domande e dei bisogni dell'utenza diretta e potenziale. Il rendiconto finanziario dell'Ente parco (Pascale, 1999) documenta una situazione non dissimile da quella riscontrabile nei bilanci dei musei italiani, ove la maggior quota delle entrate (dal 70 al 90%, a seconda dei casi) proviene dal finanziamento diretto dello Stato o degli Enti locali. La scarsa autonomia si traduce in scarsa propensione alla progettazione di iniziative volte alla valorizzazione e all'auto-finanziamento. All'opposto, una stima della FDV strutturalmente ancorata alle caratteristiche dell'offerta tramite una gerarchia degli attributi rilevanti per la finalità di visita permette di identificare una domanda diversificata, caratterizzando economicamente le risorse che il parco offre già e definendo una priorità su quelle che più utilmente potrebbe offrire in futuro.

3.3. Le informazioni a-priori sulla tipologia di utenza: escursionisti e villeggianti

L'elevato numero di visitatori, stimabile molto approssimativamente in 1.700.000 presenze annue (Maggi, 1998), garantisce di per sé stesso la possibilità di avviare politiche di valorizzazione della risorsa. Ciò è facilitato dal livello di accessibilità all'area protetta, ben collegata alla rete autostradale e ferroviaria, in particolare per ciò che riguarda il versante valdostano. Sono attualmente in atto un certo numero di iniziative che documentano gli sforzi fatti in una nuova direzione: si è passati dalla semplice gestione della fauna e della flora, implicita nella funzione di protezione ambientale, alle attività di animazione dei centri-visite esistenti e alla costruzione di nuovi centri e percorsi attrezzati, alla manutenzione straordinaria dei casotti di montagna, alle attività didattiche, divulgative e scientifiche, nonché all'arricchimento del *Giardino Alpino Paradisia*, che attrae 21.000 visitatori annui paganti.

Sulla base dell'indagine compiuta dall'IRES per conto dell'Ente parco nel 1997 (Maggi, 1998), è possibile formulare alcune prime ipotesi sulle caratteristiche dell'attuale domanda di servizi ricreativo-ambientali poi confermate e approfondite dalla nostra analisi.

L'utenza, sufficientemente giovane, appare suddivisa al suo interno secondo le proprie specifiche finalità. La maggior parte è attratta dagli aspetti ambientali *puri* (natura, paesaggio) e dall'osservazione degli animali, mentre la ricerca della quiete e del relax è ritenuta importante da una minor quota. Più del 50% degli utenti ha effettuato più di tre gite negli ultimi tre anni, di conseguenza, conosce le caratteristiche del parco. Quasi tutti gli utenti hanno utilizzato l'auto come mezzo di locomozione. Il versante valdostano appare poi interessato da un turismo più di tipo stanziale, a reddito più elevato, una tipologia che noi indichiamo col termine di "*villeggiante*"; il versante piemontese è, al contrario, caratterizzato da visitatori, numerosi dei quali provenienti da Torino, che effettuano lo spostamento e l'escursione in giornata come classica *gita fuori porta* ("*escursionisti*"). Ciò è confermato dalla spesa pro-capite, che include il costo di viaggio, più elevata (L. 31.800) nel primo caso, rispetto al secondo (L. 24.500). La spesa è ovviamente correlata alla durata della visita e al reddito. M.Maggi (1998) stima una spesa media turistica secondo le differenti aree del parco: L. 25.600 a Ceresole, L. 15.940 a Noasca, L. 35.850 a Cogne, L. 34.550 al Nivolet, L. 22.900 a Rhemes, L. 29.150 in Valsavarenche. Da tale graduatoria appare confermato il diverso comportamento dell'utenza del versante piemontese, ove le infrastrutture turistiche sono decisamente più scarse. Si sottolinea come le differenti condizioni territoriali e i livelli qualitativi dell'offerta abbiano determinato la selezione della domanda ricreativa e come l'indagine non faccia che registrarne le conseguenze *ex-post*.

Rispetto alle caratteristiche dell'offerta futura, gli intervistati si esprimono per lo più in modo unanime (89-90%) a favore di un maggior numero di servizi di informazione turistica, maggiori attività di divulgazione, più iniziative culturali o più iniziativa *tout court* nei confronti dell'utente. In relazione ai servizi già presenti ci si esprime più favorevolmente nei confronti dei sentieri naturalistici e dei ristoranti, mentre minor apprezzamento rilevano il sistema dei parcheggi, la segnaletica, le informazioni; gli alberghi e i centri-visite si trovano in una situazione intermedia.

Tabella 1.

	TIPO DI PERMANENZA			
	Totale campione		Valle d'Aosta	
	Frequenza	Percentuale	Frequenza	Percentuale
Senza pernottamento	260	45,45	93	29,81
Agriturismo	2	0,35	2	0,64
Albergo	108	18,88	84	26,92
Campeggio	46	8,04	27	8,65
Camper	1	0,17	1	0,32
Alloggio	124	21,68	94	30,13
Ostello	6	1,05	0	0,00
Rifugio	25	4,37	12	3,85
	572	100	312	100,00

Tabella 2.

	CENTRI DI VISITA E COSTO DELL'ESPERIENZA RICREATIVA					
	Statistiche		Costo dell'esp. ricreativa (*)			
	Frequenza	Percentuale	Media	Min	Max	Mediana
Ceresole	115	20,10	58717	1667	1040333	17500
Cogne	97	16,96	160396	1500	2140000	73000
Degioz	125	21,85	91128	1529	820000	37250
Locana	26	4,55	18975	3200	57500	33750
Noasca	96	16,78	110592	445	3650000	32500
Rhemes	90	15,73	105935	1437	650000	50000
Ronco	21	3,67	78037	3750	504000	28667
Mancante	2	0,35				
Totale	572	100	98102	445	3650000	30000
Valle D'Aosta	312	54,54	117071	1437	2140000	50000
Piemonte	260	45,5	76117	445	3650000	22500

(*) Pro-capite escluso il pernottamento

Tabella 3.

Validi	REDDITO MENSILE NETTO FAMILIARE			
	Totale Campione		Valle d'Aosta	
	Frequenza	Percentuale	Frequenza	Percentuale
fino a 1 milione	13	2,27	8	2,56
da 1 a 2 milioni	74	12,94	35	11,22
da 2 a 3 milioni	81	14,16	40	12,82
da 3 a 4 milioni	135	23,60	71	22,76
da 4 a 5 milioni	66	11,54	34	10,90
da 5 a 6 milioni	17	2,97	11	3,53
da 6 a 8 milioni	42	7,34	28	8,97
da 8 a 10 milioni	10	1,75	8	2,56
da 10 a 12 milioni	5	0,87	5	1,60
da 12 a 14 milioni	6	1,05	3	0,96
da 14 a 16 milioni	5	0,87	4	1,28
oltre i 16 milioni	49	8,57	32	10,26
Totale	503	87,94	279	89,42
Mancanti	69	12,06	33	10,58
Totale	572	100	312	100

Tabella 4.

Validi	TITOLO DI STUDIO			
	Frequenza	Percentuale	Frequenza	Percentuale
Licenza elem.	7	1,22	3	0,96
Media inf.	113	19,76	49	15,71
Media sup.	309	54,02	167	53,53
Laurea	136	23,78	91	29,17
Totale	565	98,78	310	99,36
Mancanti	7	1,22	2	0,64
Totale	572	100	312	100

Tabella 5.

CENTRI DI VISITA ED ETÀ MEDIA DEL VISITATORE			
	Media	Min	Max
Ceresole	37,32	20	66
Cogne	37,76	18	77
Degioz	39,98	18	71
Locana	29,27	20	52
Noasca	36,07	18	74
Rhemes	37,37	18	77
Ronco	35,5	22	58
Valle D'Aosta	39,34	18	80
Piemonte	35,95	18	74

Tabella 6.

STATISTICHE DESCRITTIVE DEGLI ATTRIBUTI DEL PARCO RILEVANTI PER L'ESPERIENZA RICREATIVA						
<i>Aspetti</i>	Validi	Minimo	Massimo	Media	Dev. std.	% zeri
FLORA	555	0	10	8,46	2,03	6,5
ANIMALI	555	0	10	5,78	4,09	31,6
PANORAMI	555	0	10	9,06	1,62	4,5
PERCORSI	555	0	10	5,67	3,79	30,8
INFORMAZIONI	555	0	11	6,37	2,95	15,2
RIFUGI	555	0	10	4,75	3,98	40,6
VITA ALPINA	555	0	10	4,32	3,92	44,6
ALTRO	75	0	10	5,65	3,80	89,9
PUNTI TOTALI	555	5	80	45,18	14,74	

4. Strumenti e Metodi

4.1. Valutazione della qualità dell'esperienza ricreativa: gli aspetti econometrici

Nel 1991 Milon e Clemmons scrivono, a proposito della domanda ricreativa dei cacciatori nord americani, che la varietà di specie animali è uno degli aspetti più importanti della qualità dell'esperienza, che tuttavia non risultava sufficientemente esplorato almeno sino a quel momento. Numerosi studi hanno tentato in seguito di caratterizzare le aspettative di cattura in modelli di caccia e pesca (Hellerstein e Mendelsohn 1993), cercando di definire in modo econometricamente coerente il ruolo di queste variabili motivazionali nei modelli strutturali del comportamento ricreativo, anche definendo funzioni di domanda di lungo periodo.

L'uso di indici di preferenza individuale può essere un'alternativa allettante in questo campo d'indagine. Infatti, nella loro analisi sull'attività ricreativa non-predatoria, Hay e McConnell (1979) usano un indice riferito all'offerta di specie selvatiche senza però sviluppare un'interpretazione del comportamento individuale. Le attività ricreative erano classificate, sino a quel momento, come esogene in relazione ai diversi tipi di pesci o di animali selvaggi; ciò era utile a valutare il nesso tra le caratteristiche individuali (reddito, età, ecc.) e la qualità della ricreazione, ma non il rapporto tra le finalità e i differenti tipi di esperienza (caccia o pesca di singole o di gruppi di speci o semplice fruizione non-predatoria). Alcuni studi avevano già messo in evidenza che l'individuo cerca di diversificare il consumo dei beni di cui decide di incrementare la spesa. La varietà aumenterebbe l'utilità ricavata nel consumo a causa dell'innato bisogno dell'uomo di diversificarsi e del principio di non-sazietà. Infatti, anche le scelte ricreative possono essere viste come allocazioni di spesa e come decisioni di consumo, seppure spesso in assenza di un mercato reale, ma in presenza di uno sostanziale, implicito nelle scelte allocative familiari (Bockstael e McConnell 1983). A differenza delle merci acquistate sul mercato, la qualità ed utilità dell'esperienza ricreativa è il risultato combinato delle decisioni individuali d'impiego di input individuali (tempo e risorse per intraprendere viaggi per cacciare, o stare a contatto con la natura e con differenti tipi di animali ecc.) e dell'offerta di queste risorse da parte dell'ente gestore, oltre che di condizioni esogene agli agenti economici, quali ad esempio il tempo atmosferico durante la visita.

La fruizione di beni e di servizi non di mercato può in effetti essere interpretata come attività di consumo che, combinata con l'acquisto di altre merci (o di servizi), dà origine a certi livelli di utilità. Ciò implica che l'individuo minimizzi il costo di produzione di un certo livello di output; in altre parole, il processo di minimizzazione produce una funzione di costo che dipende dai livelli di input e di output e dai prezzi vincolata dal reddito. La funzione di domanda che deriva da questa interpretazione mette in rapporto le scelte dell'individuo ai costi di produzione e alle caratteristiche socio-economiche che influenzano il suo sistema di preferenze. Attraverso questa impostazione la domanda di varietà di specie animali può essere formalizzata definendo la caccia come attività debolmente separabile da altri consumi con riferimento alla *funzione di utilità indiretta*. La varietà di specie, come qualità dell'esperienza ricreativa, è messa in relazione ai costi di viaggio sostenuti dal singolo cacciatore il quale può incrementare il suo divertimento (utilità) aumentando il numero di viaggi diretti verso le zone ove vivono un'unica o più specie. In questa direzione le variabili relative alla qualità ricreativa non possono che essere esogene rispetto alla scelta. Alcuni studiosi avevano sostenuto che l'individuo può influenzare la qualità ricreativa; valga l'esempio del numero di animali catturabili in un'escursione (*bag rates*) spesso impiegato come determinante dell'aspettativa dell'utilità della battuta di caccia stessa. Mentre questo meccanismo è evidente in attività di tipo predatorio, lo è certamente meno in corrispondenza di attività di semplice fruizione. Lo sforzo dell'analista deve quindi essere diretto a far emergere le variabili determinanti queste aspettative ricreative a partire dalle osservazioni empiriche. Ad esempio misurandone l'intensità dichiarata dall'utenza ad esperienza ricreativa avvenuta come in questo studio.

4.2. L'intervista

Dalle considerazioni fatte sino a questo punto emerge come gli studi CV in Italia abbiano in parte e, talvolta del tutto, trascurato il problema della valutazione del contributo marginale alla DAP che la fruizione dei singoli aspetti del bene, o i servizi ad esso integrati, sono in grado di generare. Questo contrasta, ad esempio, con l'esperienza nel campo delle stime dei valori ricreativi basate sul costo di viaggio (Scarpa 1998, Romano *et al.* 2000). L'indagine CV sulla DAP attesa per usufruire di servizi ricreativo-ambientali al *Parco Nazionale del Gran*

ve all'intervistato e quelle sugli attributi del bene rilevanti per la visita, permettono di stimare una serie di specificazioni strutturali di v .

4.3. Il metodo di stima

Come anticipato, l'approccio utilizzato in questo studio è quello della FDV. La derivazione della relazione formale tra responso dicotomico reiterato, il vettore dei prezzi e v è riportato in appendice. Per aumentare l'efficienza dello stimatore dei parametri di v si usa una reiterazione della domanda dicotomica di DAP. È necessario rammentare al lettore che l'analisi viene qui condotta mantenendo l'ipotesi che primo e secondo responso siano prodotti dalla medesima distribuzione di v (per altro difficilmente testabile formalmente). Pertanto si opera nell'ambito delle stime ad intervallo a banda doppia, usando un'unica reiterazione. Scarpa e Bateman (2000) hanno dimostrato, usando vari vettori di prezzi, che una seconda reiterazione (*third-bound*) non fornisce apprezzabili miglioramenti in termini di efficienza della stima, mentre Alberini (1995) ha evidenziato che, qualora il processo di generazione dei dati sia bivariato (ovvero che primo e secondo responso siano correlati, ma non identicamente distribuiti) – ed all'interno di certi valori parametrici, lo stimatore corretto ha scarsa efficienza, mentre quello a intervallo che usiamo qui, seppure in quella circostanza evidentemente distorto, ha efficienza maggiore e bassa distorsione per la WTP media, almeno entro certi valori dei parametri.

Lo stimatore prescelto è quello di massima verisimiglianza (MV) e l'errore ha una distribuzione che è assunta normale e centrata su zero, facendo un debole appello al teorema del limite centrale (assumendo che l'errore sia una somma di variabili casuali indipendenti). La massimizzazione di questa funzione è talvolta difficoltosa data la forte influenza del parametro di scala sul valore degli altri parametri. Nel nostro caso la convergenza ai valori dei parametri che massimizzano la verisimiglianza campionaria è ottenuta usando la routine di massimizzazione "Maxlik" del linguaggio matematico Gauss; fissando la tolleranza del criterio di convergenza per il gradiente numerico a $1-E5$ e utilizzando l'algoritmo Newton-Raphson modificato. Data la necessità di identificare il parametro di scala s , che è posto al denominatore di v , è essenziale iniziare il processo di ricerca dei valori di massimo usando dei valori iniziali il più possibile prossimi. Per tale ragione si procede in due stadi:

- 1) si massimizza la funzione di verosimiglianza campionaria secondo la classica formulazione RUM, partendo da valori iniziali dell'indice lineare ottenuti secondo la regressione che minimizza i minimi quadrati del primo responso ($Si1 = 1$, $No1 = 0$), sulla matrice delle covariate (variabili indipendenti);
- 2) avendo trovato questi massimizzatori di MV per il modello RUM si ottengono i valori iniziali del modello FDV usando la riparametrizzazione descritta in Cameron e James (1987), reiterando fino al criterio di convergenza.

Gli errori standard sono ottenuti con lo stimatore della matrice di varianza covarianza di Fisher.

4.4. La selezione del modello e le ipotesi di base per la validità teorica della stima

Nello stimare un modello strutturale, come nel caso di questo studio, è possibile procedere in base a varie strategie selettive. In linea teorica (secondo un approccio di frequente impiego in econometria) occorrerebbe selezionare le variabili esclusivamente sulla base della indicazioni teoriche. Per tale ragione in questo studio si è proceduto alla stima di un modello strutturale includendo le covariate che si ritengono rilevanti sulla base di un ragionamento deduttivo.

Tra le informazioni *a-priori* che hanno guidato la definizione del modello troviamo le seguenti:

- a) i visitatori provenienti dal versante valdostano (identificati da qui in poi, per pure ragioni di brevità col termine di "*villeggianti*") hanno un profilo diverso dagli altri (*escursionisti*), tipicamente caratterizzato da una DAP superiore;
- b) le condizioni metereologiche al momento della visita influenzano la DAP, perché condizionano la qualità dell'esperienza ricreativa: il tempo piovoso dovrebbe avere segno atteso negativo sulla *v*;
- c) almeno alcune delle caratteristiche qualitative dell'esperienza ricreativa dovrebbero avere un effetto statisticamente significativo, che tuttavia non risulta conosciuto a priori. La sommatoria dei punteggi attribuiti ai singoli aspetti, interpretato qui come un grezzo indice di intensità delle preferenze, dovrebbe avere effetto positivo;
- d) infine, coloro che compiono un più elevato numero di visite nell'intervallo di tempo, in virtù del principio dell'utilità marginale decrescente, dovrebbero avere una *v* che, *ceteris paribus*, è significativamente inferiore.

Tutte queste aspettative *a-priori* sono investigate attraverso l'inserimento di adeguate covariate nella specificazione strutturale di v . Molte di queste covariate sono dicotomiche e, data la particolare dimensione del nostro campione, è stato possibile condurre stime distinte di v su sotto-campioni identificati in base alle categorie più importanti.

Numerosi detrattori della CV basano le loro argomentazioni sul fatto che il metodo si basa su transazioni ipotetiche e che, di conseguenza, non produce un responso veritiero o, almeno, non è guidato da un processo di ottimizzazione basato sui principi della razionalità economica. Ad esempio, si argomenta spesso che la risposta a una domanda dicotomica sia il risultato del senso di solidarietà, o di consenso/dissenso, nei confronti dello scenario proposto. Se ciò fosse un elemento dominante e significativo non risulterebbe plausibile che, nella media, le valutazioni associate alle risposte osservate fossero significativamente connesse, ed in modo teoricamente corretto, ai valori stimati per le covariate di tipo individuale. Una stima dei parametri strutturali della FDV che dimostri questo legame sarebbe in contrasto con queste critiche alla validità delle stime di benessere ottenute con la CV.

Tutte le nostre stime hanno dimostrato valori delle DAP e dei parametri strutturali di v in generale accordo con le aspettative teoriche sopra enunciate, il che rappresenta una corroborazione empirica della validità teorica del metodo della CV (Bishop *et al.* 1995).

4.5. Stima della variazione campionaria di v

Nel campo delle valutazioni economiche, i valori puntuali non hanno alcun significato se non sono accompagnati da una stima della variazione campionaria. Uno studio può fornire stime puntuali molto plausibili in termini di magnitudine, ma con intervalli di confidenza molto ampi, indicando un'elevata imprecisione della stima stessa e, quindi, con un debole potere inferenziale. Senza una stima della variabilità legata al campionamento qualsiasi stima di benessere è di difficile interpretazione pratica e di scarsa utilità in termini di guida alle politiche di intervento.

Nel caso delle misure di benessere stimate da dati dicotomici che usano paradigmi basati sui RUM è possibile derivare gli intervalli di confidenza attraverso diverse metodologie (Cooper 1994; Bravi e Scarpa 1998). Tuttavia è sempre necessario tenere a mente che queste

misure *non sono* distribuite in campioni finiti secondo la distribuzione *t-Student* con $N-1$ gradi di libertà. Questo perché non sono funzioni lineari di variabili casuali indipendentemente distribuite, bensì funzioni altamente non lineari (frazioni, esponenziazioni, integrali di funzioni non lineari ecc.) di variabili casuali probabilmente *correlate*. Infatti, le stime di MV dei parametri della RUM, usate nella costruzione delle misure di benessere, sono variabili casuali distribuite asintoticamente secondo una distribuzione normale multivariata, e quindi probabilmente correlate. Per questo motivo le approssimazioni degli intervalli di confidenza usando la distribuzione normale possono essere inadeguate anche in campioni di ragguardevoli dimensioni.

Nell'interpretazione FDV, invece, queste approssimazioni normali sono valide e del tutto analoghe a quelle impiegate nel caso dei minimi quadrati (Cameron, 1991). Cionostante, ottenere approssimazioni condizionali a valori delle covariate richiede sempre la scelta, più o meno arbitraria, dell'individuazione dei valori delle covariate da impiegare. Tipicamente si usano le medie o, se si è interessati alla robustezza dei valori campionari estremi delle covariate (*outliers*), le mediane campionarie. Nel nostro studio noi adottiamo un metodo alternativo, basato sull'assunzione, già implicita in tutte le stime di MV, di indipendenza e rappresentatività delle osservazioni campionarie dell'universo (o popolazione) di riferimento. Visto che nella nostra metodologia di stima le covariate giocano un ruolo determinante, è riduttivo stimare gli intervalli di confidenza solo a un dato valore delle covariate. Risulta più corretto rappresentare anche la variabilità delle covariate, così come rappresentate dalla loro distribuzione empirica del campione. Un modo per far questo è di computare i valori di DAP previsti dal modello stimato per ogni osservazione nel campione e riportare i percentili e le altre misure di posizione campionaria di questa previsione.

5. Dati e Risultati dell' Analisi Econometrica

5.1. Statistiche descrittive del campione

L'analisi delle risposte contenute nei 572 questionari ritenuti validi conferma in parte i risultati emersi dall'indagine IRES del 1997 evidenziando, al contempo, alcuni elementi nuovi. Dalla lettura delle Tabelle 1 e 2 emergono alcune prime considerazioni relative al com-

portamento dei visitatori del versante piemontese rispetto a quello valdostano del parco; si evince immediatamente che quest'ultimo risulta maggiormente interessato da un turismo di tipo stanziale (i "villeggianti") che utilizza in misura superiore le strutture alberghiere (26,9% contro 18,9% dell'intero campione) e l'affitto delle seconde case (30% contro 22%), mentre soltanto il 30% dei visitatori (contro il 45,4% dell'intero campione) compie lo spostamento e l'escursione in una sola giornata.

Se si suddivide il campione secondo i centri di visita, che hanno rappresentato anche le postazioni degli intervistatori e i luoghi di raccolta dei questionari, è possibile tradurre la considerazione appena fatta in ammontari monetari. Il costo dell'esperienza ricreativa (escluso il pernottamento e incluse le spese di viaggio, ristorazione e varie) risulta decisamente maggiore nei centri valdostani, in particolare a Cogne. I singoli importi appaiono, tra l'altro, più elevati di quelli dichiarati nell'indagine IRES, anche non tenendo conto del pernottamento.

La diversificazione territoriale dei *targets* di visitatori è confermata dalla lettura delle Tabelle 3, 4 e 5, che riguardano le principali caratteristiche socio-culturali dei nuclei familiari e dei singoli utenti. E' evidente una maggiore concentrazione, nel versante valdostano del parco, di nuclei familiari in classi di reddito più elevate, in particolare nella fascia oltre i 16 milioni di Lire. Risulta maggiore anche la percentuale di laureati (30% contro 23% riferito all'intero campione), mentre l'età media non si differenzia per zone (a parte il centro di Locana).

Venendo poi agli aspetti qualitativi dell'esperienza ricreativa, dalla lettura della Tabella 6, si ricavano alcune interessanti considerazioni. Si ricorda che si domandava all'intervistato di attribuire un punteggio da 0 a 10 ai differenti aspetti dell'esperienza ricreativa (ove 0 indica il non aver potuto o voluto usufruire di quel particolare attributo), selezionati tra quelli ritenuti qualificanti la permanenza all'interno del parco.

Emerge immediatamente che il punteggio medio più elevato è stato assegnato alle qualità ambientali *pure* (flora e panorami), mentre il rapporto con gli animali (in particolare stambecchi e camosci) si presenta più problematico; il 32% non ha potuto infatti nemmeno incontrarli o non ha voluto spingersi in vetta, ad altezze sufficientemente elevate per poterli avvistare. Anche la qualità alpinistica dei percorsi non viene completamente apprezzata (il 31% non ha potuto/

voluto usufruirne), mentre la struttura di informazioni turistiche appare meglio valutata. Per ciò che concerne rifugi e bivacchi, ben il 41% non ha potuto/voluto utilizzarli e chi lo ha fatto non appare, nella media, particolarmente soddisfatto. Ragionamento analogo si può fare per l'osservazione degli aspetti di vita alpina (alpeggi, malghe e architettura locale) che pure risultano caratterizzare il territorio del parco. Evidentemente, si tratta di una risorsa scarsamente valorizzata, mai entrata realmente a far parte delle politiche di riqualificazione dell'area protetta e dei territori limitrofi.

Complessivamente, nonostante il 93% degli intervistati si dichiara globalmente soddisfatto dell'esperienza ricreativa al Parco del Gran Paradiso, le maggiori delusioni, dichiarate apertamente durante l'intervista, riguardano proprio il rapporto con gli animali, considerato poco ravvicinato e poco gratificante; viene, anche se in percentuale molto più bassa, menzionata la mancanza di rispetto per la natura e per la montagna. Si tratta del classico *effetto di congestionamento*, riscontrabile in particolare durante i mesi estivi e di un chiaro esempio di condizionamento, da parte dell'utenza, della qualità dell'esperienza ricreativa. Congestionamento umano e rapporto ravvicinato con gli animali appaiono, tra l'altro, inversamente correlati: dove eccede l'uno, non può esservi l'altro! In questi casi, a poco varrebbe l'aumento del numero dei capi, che, per altro, risulta controllato in una situazione eco-sistemica, come l'area protetta, ove l'attività predatoria uomo-animale è vietata e risulta attiva unicamente quella di tipo animale-animale.

5.2. *Struttura di v ed effetti marginali*

È noto che con specificazioni incorrette della forma funzionale del modello le stime di MV dei parametri sono asintoticamente distorte. Va però rammentato che ogni specificazione adottata è, in una certa misura, frutto di una scelta arbitraria da parte dell'analista. Tuttavia, in questo caso, la tipologia di fruizione è stata estesamente studiata in indagini precedenti a questo studio. È pertanto disponibile un valido ammontare di informazioni a priori, che integrate con quanto rilevato in questa indagine, permettono l'identificazione di un certo numero di covariate di potenziale rilievo nella definizione di v .

Le categorie di covariate analizzate sono tre. La prima è rappresentata dalle consuete *variabili socio-economiche* (istruzione, reddito, età, sesso, ecc.), mentre la seconda è rappresentata dalla gerarchia

degli *attributi del parco* rilevanti per le finalità di visita, così come identificata dall'assegnazione del punteggio alle varie componenti sopra illustrate (flora, fauna, panorama ecc.). La terza è rappresentata da variabili di controllo di effetti specifici del *profilo del visitatore e della visita*, come la presenza di brutto tempo (pioggia) nel giorno della visita, l'appartenenza ad una tipologia di visitatori (valdostani), se la visita ricreativa era unicamente diretta al Parco o aveva come destinazione anche altri siti nei dintorni (SoloParco).

La derivazione formale delle probabilità legate alla FDV sono riportate in appendice. Dei numerosi modelli stimati riportiamo qui un modello *esteso* a tutte le categorie di covariate e uno *ridotto* che riduce la categoria degli attributi rilevanti alla somma dei vari punteggi assegnati alle diverse voci (punti).

Una delle principali ipotesi *a-priori* in questo studio è la differenziazione del profilo dell'utenza sulla base della loro provenienza. Sebbene una differenziazione in base alle tipologie di visita può essere considerata da alcuni di maggior interesse dal punto di vista concettuale, dal punto di vista pratico è più semplice applicare tariffe di accesso differenziate sulla base del versante di accesso, di quanto lo sia sulla base delle tipologie di visita. La metodologia impiegata rimane comunque valida per analisi che differenziano sotto altri profili. Nel presente studio i visitatori del versante Valdostano emergono come *strutturalmente* differenti da quelli provenienti da quello piemontese. Questo dovrebbe riflettersi anche sulla valutazione media dell'utilità della visita. Per testare questa ipotesi si procede a segregare il campione in visitatori del versante valdostano e piemontese del parco. Si massimizza quindi la verosimiglianza dei singoli campioni facendo le consuete assunzioni del modello RUM logit logaritmico nel prezzo. Le stime dei parametri della funzione di utilità indiretta così ottenute sono impiegate per valutare l'intervallo che contiene la mediana della distribuzione di DAP nella popolazione, nel 95% dei campioni, usando il metodo Krinsky e Robb. I risultati sono riportati in tabella 7. Come si evince dalla non sovrapposizione degli intervalli di confidenza, le mediane sembrerebbero essere significativamente diverse con una stima puntuale di 77 mila per i *villeggianti* del versante valdostano e di solo 43 mila per i *escursionisti* del piemontese. Sebbene questo sia un test distorto in favore del rigetto dell'ipotesi nulla di uguaglianza (Poe *et al.*, 1994), gli estremi sono separati da un valore di quasi 10mila lire, suggerendo che anche tests basati sulle

convoluzioni o sul bootstrap delle differenze dovrebbero giungere al rigetto della nulla.

In base a quanto sostenuto a priori e alla luce di questi risultati sulla stima della distribuzione della DAP con approccio RUM, si è proceduto alla stima dei parametri strutturali della FDV sia sul campione congiunto, sia su quello segregato in base alla modalità versante valdostano=0,1. I risultati delle stime sono riportati nelle due forme *estese* e *ridotte* rispettivamente nelle tabelle 8 e 9. Per semplicità espositiva si è preferita la forma lineare nei parametri, in modo tale da agevolare l'interpretazione dell'effetto marginale sulla valutazione media v in migliaia di lire. Le stime con la trasformazione logaritmica del prezzo sono disponibili presso gli autori...

Si noti che l'intercetta, il valore non spiegato di v , è pari a 43mila in tutti i modelli. Ogni livello di istruzione vale, al margine, un incremento di 10 mila lire in tutti e tre i modelli e la variabile è sempre significativa. La classe di reddito ha un effetto mai significativo e sorprendentemente basso (la nonsignificatività del reddito è riscontrata spesso in modelli di ricreazione all'aperto, i.e. Englin e Shonkwiler 1995). L'età ha un effetto significativo solo nella stima riguardante i visitatori del versante valdostano, con un incremento marginale di 500 lire. L'essere un intervistato femmina non è mai significativo.

Questo si verifica anche a proposito dell'effetto combinato delle qualità dell'esperienza ricreativa, espresso in punteggi da 0 a 10, nell'intero campione, mentre fanno eccezione le preferenze relative alla flora e alla fauna nel sotto-campione dei visitatori del versante piemontese, quasi a sottolineare, ancora una volta, le differenze in termini di comportamento dei due gruppi di visitatori. Tuttavia, anche in questo caso, occorre riflettere sulle dimensioni monetarie dell'effetto marginale che, almeno apparentemente, sembrerebbero poco rilevanti; l'incremento di 43 lire per la flora e una diminuzione di 32 lire per la fauna vanno però commisurate alla scala della variabile espressa in punti. Come risaputo, la misurazione degli attributi qualitativi pone numerosi problemi all'analista, costretto a forzare le valutazioni dell'individuo entro una *gabbia* numerica. Per evitare questo problema, una valida alternativa potrebbe essere quella di invitare l'intervistato a esprimere un semplice ordine di preferenza tra i diversi attributi ordinandoli internamente. Per contro, il tentativo di misurare le qualità consente, come già sottolineato, di sommare i singoli punteggi e di valutare l'intensità dell'esperienza ricreativa,

come, in effetti, si è proceduto a fare nel modello *ridotto*. Da notare, in ogni caso, il valore negativo attribuito all'aspettativa (disattesa) di incontrare animali selvatici durante la visita, in special modo camosci e stambecchi, come rivelato da molti visitatori nel corso dell'intervista.

La *dummy* che indica la natura congiunta o disgiunta della visita al solo parco non è mai statisticamente significativa ai livelli convenzionali. Ciò nonostante vale la pena osservare che, per il campione di visitatori del versante piemontese, il valore di probabilità è quasi significativo e, in tal caso, si riscontra un effetto positivo di 7mila lire. Questo è coerente con la tipologia di visite prevalente in questo sub-campione che tende a identificarsi con le gite di un giorno. Se si parte da Torino esclusivamente per andare al Parco, la DAP è plausibilmente più elevata che nel caso in cui si abbiano altre opzioni di visita nei dintorni. Il numero di visite precedentemente condotte dall'intervistato è significativamente diverso da zero, con un effetto negativo di 400 lire nel modello stimato sull'intero campione, mentre non è significativo negli altri due. Ciò risulta coerente con la legge dell'utilità marginale decrescente.

La *dummy* per la pioggia nel giorno della visita è significativa, sia nel campione complessivo che nel sotto-campione dei non valdostani, con un effetto negativo di grande rilievo, pari a 15mila e ben 18mila, rispettivamente. Non è invece significativa nel campione dei valdostani. La gita di un giorno rovinata dalla pioggia condiziona pesantemente l'intera esperienza ricreativa, ben di più rispetto a chi è in villeggiatura nei dintorni. I *villeggianti* dalla Val d'Aosta sono, tra l'altro, in media, disposti a pagare 15mila in più, come si evince dal valore stimato per questa *dummy* nell'intero campione. I parametri di scala, che indicano la variazione della distribuzione delle v individuali sono sempre molto significativi e indicano una maggior variazione tra i *villeggianti* valdostani, rispetto ai *escursionisti*. Ciò non dovrebbe sorprendere data la natura eteroschedastica della FDV: all'aumentare della FDV media, aumenta anche la sua dispersione.

Analogamente a quanto testato con il modello esteso anche in questa specificazione si è differenziato il campione. In questo modello i punteggi degli attributi che abbiamo visto essere non significativamente associati a v nella versione estesa vengono sommati dando luogo alla covariata "Somma punti". Mentre complessivamente gli effetti marginali delle altre covariate sono confermati in queste stime, con piccole variazioni, la variabile "Somma punti", come indice di

intensità, ha forte significatività in tutti e tre i modelli, con impatto marginale positivo, anche se molto basso. Come già ribadito si deve però considerare che questo effetto è riferito a una scala punti da 0 a 80. Pertanto, anche rispetto a questa covariata, una volta aggregata, la valutazione media v risulta comportarsi in modo coerente con quanto suggerito dalla teoria economica.

Come commento finale sulla *performance* statistica dei vari modelli del tipo strutturale esteso, è possibile notare che quello che riguarda i valdostani mostra un valore di log-verosimiglianza molto più basso degli altri due, indicando un'adattamento migliore in questo sotto-campione.

Rivolgendo ora l'interesse alla variazione delle v previste nei dati campionari, i percentili di rilievo sono presentati nella Tabella 10. Si noti come la distribuzione dei *escursionisti* sia dominata, ad ogni percentile, da quella dei *villeggianti* che, di conseguenza, mostra anche una media campionaria superiore di quasi 20mila lire.

5.3. Confronti tra stime su campioni segregati e tra specificazioni RUM-FDV

Per investigare se gli effetti marginali stimati possano variare in base alla tipologia d'utenza presentiamo gli stessi modelli stimati sia sul campione congiunto, sia su campioni separati in utenza proveniente dal versante valdostano e non. Inoltre, per condurre un ulteriore confronto, oltre che validazione, delle aspettative a priori sulla magnitudine delle stime dei parametri della distribuzione di DAP, presentiamo anche le stime ottenute con un modello RUM logit a banda doppia per le stesse tipologie campionarie. Queste sono basate sulla specificazione minima (a, b) della funzione di utilità indiretta, mentre le stime a intervallo sono ottenute con il metodo Krinsky e Robb (1986).

Tabella 7.

	MODELLI RUM LOG-LOGISTICI.					
	Campione Solo Valdostani			Campione Senza Valdostani		
	ln(L) Media	-0.878	N = 294	ln(L) Media	-1.069	N = 247
Parametri	Stime	Dev.St.	Valori di t	Stime	Dev.St.	Valori di t
Intercetta	5.5073	0.4354	12.65	5.6877	0.4434	12.827
Prezzo	-1.2661	0.1112	-11.385	-1.5078	0.1219	-12.371
	0.025	Puntuale	0.975	0.025	Puntuale	0.975
DAP Mediana	61.9175	77.4651	100.8364	36.4751	43.4752	52.6454

Tabella 8.

Parametri	CAMPIONE COMPLETO			SENZA VALDOSTANI			SOLO VALDOSTANI					
	In(L) Media	-1.0318	N = 530	In(L) Media	-1.1263	N = 239	In(L) Media	-0.9218	N = 291			
	Stime	Dev.St.	Valori di t	Stime	Dev.St.	Valori di t	Stime	Dev.St.	Valori di t			
Intercetta	43.081	9.081	4.744	0.000	43.026	15.478	2.780	0.003	43.610	20.433	2.134	0.016
Istruzione	10.307	3.810	2.705	0.003	10.022	4.722	2.122	0.017	9.868	6.215	1.588	0.056
Reddito	-0.002	0.008	-0.275	0.392	0.004	0.010	0.422	0.337	-0.010	0.015	-0.632	0.264
Età	-0.008	0.015	-0.569	0.285	-0.154	0.286	-0.539	0.295	0.565	0.359	1.575	0.058
Femmina	-2.879	5.276	-0.546	0.293	-4.139	6.510	-0.636	0.263	-1.906	8.460	-0.225	0.411
Flora	0.008	0.023	0.360	0.359	0.043	0.028	1.573	0.058	-0.018	0.049	-0.375	0.354
Fauna	-0.001	0.012	-0.046	0.482	-0.032	0.022	-1.439	0.075	0.012	0.016	0.793	0.214
Panorama	-0.007	0.021	-0.346	0.365	-0.018	0.030	-0.613	0.270	0.010	0.032	0.316	0.376
Percorso	-0.006	0.015	-0.377	0.353	0.017	0.022	0.796	0.213	-0.009	0.027	-0.323	0.373
Informazione	0.012	0.018	0.688	0.246	-0.022	0.024	-0.881	0.189	0.030	0.028	1.099	0.136
Rifugi 0.004	0.012	0.344	0.366		0.002	0.015	0.136	0.446	0.003	0.020	0.143	0.443
VitaAlpina	0.012	0.010	1.196	0.116	0.015	0.015	0.973	0.165	0.013	0.014	0.934	0.175
SoloParco	4.229	5.265	0.803	0.211	7.400	6.594	1.122	0.131	2.402	9.038	0.266	0.395
NumVisite	-0.402	0.220	-1.824	0.034	0.219	0.494	0.444	0.329	-0.900	0.771	-1.168	0.121
Pioggia	-15.699	8.552	-1.836	0.033	-18.395	8.700	-2.115	0.017	-3.390	19.560	-0.173	0.431
ValD'Aosta	15.292	5.418	2.823	0.002								
Par. di Scala	45.235	2.449	18.471	0.000	38.451	2.843	13.524	0.000	51.609	4.176	12.360	0.000

Tabella 9.

Parametri	CAMPIONE COMPLETO			SENZA VALDOSTANI			SOLO VALDOSTANI					
	In(L)	Media	-1.034	N = 530	In(L)	Media	-1.137	N = 239	In(L)	Media	-0.924	N = 291
	Stime	Dev.St.	Valori di t	Prob.	Stime	Dev.St.	Valori di t	Prob.	Stime	Dev.St.	Valori di t	Prob.
Intercetta	43.554	8.875	4.908	0.000	38.811	14.910	2.603	0.005	44.922	20.121	2.233	0.013
Istruzione	9.954	3.756	2.650	0.004	10.539	4.700	2.242	0.013	9.208	6.062	1.519	0.064
Reddito	-0.001	0.008	-0.161	0.436	0.004	0.010	0.375	0.354	-0.010	0.015	-0.658	0.255
SoloParco	4.539	5.186	0.875	0.191	8.425	6.591	1.278	0.101	1.593	8.999	0.177	0.430
Età	-0.008	0.015	-0.573	0.283	-0.109	0.289	-0.378	0.353	0.575	0.357	1.609	0.054
Femmina	-3.079	5.127	-0.601	0.274	-3.337	6.520	-0.512	0.304	-3.460	8.563	-0.404	0.343
Somma Punti	0.004	0.002	2.024	0.022	0.001	0.002	0.618	0.268	0.008	0.004	2.330	0.010
Num/Visite	-0.405	0.224	-1.805	0.036	0.218	0.490	0.445	0.328	-0.798	0.730	-1.093	0.137
Pioggia	-15.393	8.477	-1.816	0.035	-18.035	8.641	-2.087	0.018	-3.505	18.815	-0.186	0.426
Val D'Aosta	15.375	5.329	2.885	0.002								
Par. di Scala	45.462	2.457	18.502	0.000	39.050	2.870	13.608	0.000	51.540	4.133	12.471	0.000

Tabella 10.

Percentili	CAMPIONE COMPLETO		SENZA VALDOSTANI		SOLO VALDOSTANI	
	Esteso	Ridotto	Esteso	Ridotto	Esteso	Ridotto
0.025	36.649	38.002	26.085	27.521	45.148	49.657
0.050	43.064	43.940	30.611	34.783	57.109	57.651
0.500	67.852	68.457	56.747	55.541	83.415	82.596
0.950	89.162	88.752	73.921	72.522	101.477	100.773
0.975	92.925	92.513	74.630	74.473	104.702	105.345
Media	68.472	68.645	66.588	63.2811	81.296	81.134

6. Conclusioni

Questo studio fornisce una corroborazione empirica della validità teorica delle stime di DAP basate su responsi dicotomici reiterati. Usando il paradigma strutturale della FDV si stimano gli effetti marginali sulla DAP di caratteristiche individuali e della qualità dell'esperienza ricreativa. La maggior parte degli effetti che hanno un segno determinabile *a-priori* sono corroborati dall'evidenza empirica. La media delle valutazioni individuali v risponde in maniera teoricamente valida alle covariate impiegate, tra le quali alcune reputate teoricamente importanti mostrano anche una elevata significatività statistica.

Limitatamente a queste covariate statisticamente e teoricamente significative, ci si può orientare ad impiegare i modelli stimati per esercizi di inferenza sulla base degli effetti marginali che rispondano a specifici quesiti gestionali.

La derivazione di stime econometricamente ben condotte degli effetti marginali che forniscano risposte a questi tipi di domande merita uno studio a parte. Ciò nonostante, i risultati in nostro possesso, di cui abbiamo presentato solo quelli più rilevanti, tenderebbero a corroborare l'ipotesi che, quando si è interessati agli effetti marginali, il paradigma della FDV offre un'alternativa interessante in questo campo estimativo, all'approccio basato sui RUM.

Più generalmente notiamo che le stime dei parametri comportamentali e dei valori delle variazioni di benessere fornite dal metodo CV risultano teoricamente valide in termini di segno e magnitudine per le covariate giudicate *a-priori* di maggior rilievo nella determinazione della DAP.

Per contro, non tutte le dimensioni in cui si è disaggregata la qualità dell'esperienza ricreativa della visita al Parco sono risultate significative e, almeno a questo stadio della nostra ricerca, non è stato possibile identificare in modo soddisfacente il loro effetto marginale. Questo risultato può essere, tra l'altro, in parte dovuto alla dimensione campionaria relativamente bassa rispetto ad un obiettivo così ambizioso. Il campione permette tuttavia delle chiare stime dei parametri delle distribuzioni di DAP secondo i modelli RUM convenzionali, anche quando il campione di stima è segregato in escursionisti e villeggianti, due tipologie di visitatori con evidenti differenze nella valutazione individuale della visita. Questi due risultati congiunti suggeriscono che in studi che perseguono la finalità di stimare la distribuzione di $DAP | x$, anziché la semplice distribuzione della DAP non condizionata, le dimensioni campionarie devono essere superiori a quelle generalmente impiegate per stime di benessere non-condizionali, anche con formati di elicitazione del responso di DAP dicotomico con una reiterazione.

7. Appendice

La FDV $v(\mathbf{q}, \mathbf{s}, \mathbf{r}; \theta)$ è osservata con errore $\varepsilon : v(\mathbf{q}, \mathbf{s}, \mathbf{r}; \theta) + \varepsilon$

Se si osserva un "Sì" la funzione di valutazione $v(\mathbf{q}, \mathbf{s}, \mathbf{r}; \theta)$ è maggiore del prezzo proposto t nell'intervista, quindi:

$$t \leq v(\mathbf{q}, \mathbf{s}, \mathbf{r}; \theta, \sigma) + \varepsilon \rightarrow t - v(\mathbf{q}, \mathbf{s}, \mathbf{r}; \theta, \sigma) \leq \varepsilon \quad (1)$$

Si supponga ora che ε sia indipendentemente ed identicamente distribuito secondo la distribuzione normale con varianza omoschedastica σ^2 e valore atteso $E(\varepsilon) = 0$, allora

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2) \rightarrow [t - v(\mathbf{q}, \mathbf{s}, \mathbf{r}; \theta, \sigma)] / \sigma \sim N(0, 1) \quad (2)$$

Assumendo per semplicità che $v(\mathbf{q}, \mathbf{s}, \mathbf{r}; \theta, \sigma)$ sia un indice lineare, dove:

\mathbf{q} = attributi rilevanti per la finalità di visita,

\mathbf{s} = variabili socio-economiche,

\mathbf{r} = profilo del visitatore e della visita,

si avrà:

$$[t - \alpha' \mathbf{q} - \beta' \mathbf{s} - \gamma' \mathbf{r}] / \sigma \sim N(0, 1) \quad (3)$$

e quindi la probabilità di osservare un Sì al primo prezzo $t = x$ ed un Sì al secondo prezzo $t_2 = x_2$:

$$\Pr(Y_1, Y_2) = 1 - \Phi\{[x_a - (\alpha' \mathbf{q} + \beta' \mathbf{s} + \gamma' \mathbf{r})] / \sigma\} = \Phi\{-[x_a - (\alpha' \mathbf{q} + \beta' \mathbf{s} + \gamma' \mathbf{r})] / \sigma\} \quad (4)$$

similmente, le altre alternative di responso avranno probabilità:

$$\Pr(Y_1, N_2) = \Phi\{-[x - (\alpha' \mathbf{q} + \beta' \mathbf{s} + \gamma' \mathbf{r})] / \sigma\} - \Pr(Y_1, Y_2) \quad (5)$$

$$\Pr(N_1, N_2) = \Phi\{[x_b - (\alpha' \mathbf{q} + \beta' \mathbf{s} + \gamma' \mathbf{r})] / \sigma\} \quad (6)$$

$$\Pr(Y_1, N_2) = \Phi\{[x_b - (\alpha' \mathbf{q} + \beta' \mathbf{s} + \gamma' \mathbf{r})] / \sigma\} - \Pr(N_1, N_2) \quad (7)$$

dove $F(\cdot)$ è la distribuzione cumulata normale standard. Si noti che σ , il cosiddetto parametro di scala o di dispersione, è identificabile in questo paradigma, cosa che invece non avviene in quello analogo della differenza di utilità (RUM). Con osservazioni i -esime, le stime di massima

verosimiglianza (MV) dei parametri sono quindi ottenibili massimizzando la seguente funzione di log-verosimiglianza:

$$\sum_t \{I_1 I_2 \ln[\Pr(Y_1, Y_2)] + I_1 (1 - I_2) \ln[\Pr(Y_1, N_2)] + (1 - I_1) I_2 \ln[\Pr(N_1, Y_2)] + (1 - I_1) (1 - I_2) \ln[\Pr(N_1, N_2)]\}$$

dove N è la dimensione campionaria, I_1 e I_2 indicano un Sì rispettivamente al primo e secondo responso.

Si noti che quando si impiegano pacchetti econometrici convenzionali per la stima dell'indice lineare di questo modello probit si ottengono $\{-1/\sigma_{ML}, -\alpha_{ML}/\sigma_{ML}, -\beta_{ML}/\sigma_{ML}, -\gamma_{ML}/\sigma_{ML}\}$. Il valore per $-1/\sigma_{ML}$ dal parametro per t , così che per la proprietà dell'invarianza tipica dello stimatore di massima verosimiglianza, si possono derivare i parametri della FDV $\{\alpha_{ML}, \beta_{ML}, \gamma_{ML}\}$, come quantili e media campionaria.

BIBLIOGRAFIA

ADAMOWICZ, W., LOUVIERE J., WILLIAMS M., 1994. *Combining revealed and stated preference methods for valuing environmental amenities*, Journal of Environmental Economics and Management, 26:271-292.

ALBERINI, A., 1995. *Efficiency vs Bias of WTP estimates: bivariate and interval-data models*, Journal of Environmental Economics and Management, 29:169-180.

ANDERSON L., 1998. *Inducing incentives to understate and overstate willingness to pay within the Open-Ended and the Dichotomous-Choice elicitation formats: an experimental study*, Journal of Environmental Economics and Management 35:88-102.

ARROW, K., SOLOW, R., PORTNEY, P. R., LEAMER, E. E., RADNER, R. and SCHUMAN, H. 1993. *Report of the NOAA Panel on Contingent Valuation*, Fed. Regist. 58: 4601-4614.

BISHOP R. C., CHAMP P., MULLARKEY D., 1995, *Contingent Valuation*, in Handbook of Environmental Economics, Bromley D.W. (a cura di), Basil Blackwell, London.

BOCKSTAEEL, N. E. and MCCONNELL K. E., 1983. *Welfare measurement in the household production framework*, American Economic Review, 73:806-814.

BRAVI, M. E SCARPA, R., 1998. *Stima della disponibilità a pagare attesa da interviste CVM a responso dicotomico: forma funzionale e metodi di simulazione della varianza campionaria*, Aestimium, Settembre, 35:75-94.

CAMERON, T. A. 1988. *A new paradigm for valuing non-market goods using referendum data*, Journal of Environmental Economics and Management, 15:355-379.

CAMERON, T. A., JAMES M. D., 1987. *Efficient Estimation Methods for "closed-ended" Contingent Valuation Surveys*, Review of Economics and Statistics, May, LXIX(2):269-276.

CAMERON, T. A., 1991. *Interval estimates of non-market resource values from referendum Contingent Valuation Surveys*, Land Economics, 67(4):413-421.

CARSON, R. T., FLORES N. E., MARTIN K. M. and WRIGHT J. L., 1996. *Contingent Valuation and revealed preference methodologies: comparing the estimates for quasi-public goods*, Land Economics, February, 72(1):80-99.

CICIA, G. E R. SCARPA. *La disponibilità a pagare per il paesaggio rurale nel Cilento: paradigmi interpretativi del metodo della valutazione contingente*. La Rivista di Economia Agraria, n.1/99:54-94.

COOPER, J. C. 1994. *A comparison of approaches to calculating confidence intervals*

for benefit measures from dichotomous choice Contingent Valuation surveys. *Land Economics* 70(1):111-122.

CREEL, M., 1998. *A Note on Consistent Estimation of Mean WTP Using a Misspecified Logit Contingent Valuation Model*. *Journal of Environmental Economics And Management*, May, 35(3):277-284.

CUMMINGS, R. G., ELLIOTT S., HARRISON G. W. and MURPHY J., 1997. *Are Hypothetical Referenda Incentive Compatible?*, *Journal of Political Economy*, June, 105 (3).

DIAMOND, P. A. e HAUSMAN J. A., 1993. *On contingent valuation measurement of non-use values*, in *Contingent Valuation: a critical assessment*, a cura di J. A. Hausman, 1993, North Holland, Amsterdam.

DIAMOND, P. A. e J. A. HAUSMAN, 1994. *Contingent Valuation: is some number better than no number?*, *Journal of Economic Perspectives*, 8:45-64.

DIAMOND, P. A., 1996. *Testing the internal consistency of contingent valuation surveys*, *Journal of Environmental Economics and Management*, 30:337-347.

ENGLIN JEFFREY and SHONKWILER J. S., 1995, *Estimating social welfare using count data models: an application to long-run recreation demand under conditions of endogenous stratification and truncation*, *Review of Economics and Statistics*, LXXVII(1)104-112.

HAY, M.J., MCCONNELL, K.E., 1979. *An Analysis of Participation in Nonconsumptive Wildlife Recreation*, *Land Economics*, 55:460-471.

HELLERSTEIN, D. e MENDELSON, R., 1993. *A Theoretical Foundation for Count Data Models, with an Application to a Travel Cost Model*, *American Journal of Agricultural Economics*, 75:604-611.

HOEHN, J. P. and RANDALL A., 1987. *A Satisfactory Benefit-Cost Indicator from Contingent Valuation*, *Journal of Environmental Economics and Management*, 14(3):226-47.

KRINSKY, I. e A. ROBB, 1986, *Approximating the Statistical Properties of Elasticities*, *Review of Economics and Statistics*, 68: 715-719.

MAGGI, M., 1998, *Il Parco nazionale del Gran Paradiso: studi per il piano socio-economico*, IRES, Quaderni di Ricerca, gennaio.

MARANGON, F. e TEMPESTA, T., 1998. *La gestione economica delle aree protette tra pubblico e privato*. Forum editrice, Udine.

MCFADDEN, D., 1994, *Contingent Valuation and Social Choice*, *American Journal of Agricultural Economics*, November, 76:689-708.

MILON, J.W., CLEMMONS R., 1991, *Hunter's Demand for Species Variety*, *Land Economics*, 67:401-412.

MOREY, E. R., SHAW, W. D. and ROWE, R. D. 1991. *A discrete-choice model of recreational participation, site choice, and activity valuation when complete trip*

data are not available, Journal of Environmental Economics and Management, 20:181-201.

PASCALE, V., 1999. *La valutazione economica di un bene ambientale: il caso del Parco Nazionale del Gran Paradiso*, Tesi di laurea, anno acc. 1998-99, Facoltà di Architettura, Politecnico di Torino.

POE, G. L., SEVERANCE-LOSSIN E. K. and WELSH M. P., 1994. *Measuring the difference (X-Y) of simulated distributions: a convolutions approach*, American Journal of Agricultural Economics, November, 76:904-915.

ROMANO, D., SCARPA R., SPALATRO F. and VIGANÒ L., 1998. Modeling Determinants of Participation, Number of Trips and Site Choice for Outdoor Recreation in Protected Areas. Selected paper at the Venice World Congress of Environmental and Resource Economists.

ROMANO, D. 1989. *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. 1988-1989.

ROMANO, D. and CARBONE, F., 1993. *La valutazione economica dei benefici ambientali: un confronto fra approcci non di mercato*, Rivista di Economia Agraria, 48(1):19-62.

ROMANO, D. e ROSSI, M., 1994. *La valutazione economica del trekking sull'appennino tosco-romagnolo: un confronto fra approcci non di mercato*, Aestimum, giugno-dicembre, pp. 189.

SALI G., 1998. *Stima dei beni paesaggistici mediante la valutazione contingente, il caso dell'olivicoltura ligure*, Agribusiness Paesaggio & Ambiente, n.2-3.

SCARPA, R., 1998. *Valutazione delle Risorse Ambientali per la Pesca Sportiva da un modello ad utilità stocastica*, Genio Rurale, 9:46-55.

SCARPA, R., 1998. *Caratteristiche dei boschi e disponibilità a pagare per la ricreazione all'aperto: uno studio di valutazione contingente con il metodo referendario reiterato*. La rivista di economia agraria, n.4/98:465-493.

SCARPA, R., BRAVI M. e SIRCHIA G. 1998. *Kernel vs Logit Modeling of Single Bounded CV Responses*, pp.232-244 in Environmental Resource Valuation: Applications of the Contingent Valuation Method In Italy. Edited by Richard Bishop and Donato Romano, Kluwer Publisher.

SCARPA, R., e I. BATEMAN, 2000. *Efficiency Gains Afforded by Improved Bid Design Versus Follow-Up Valuation Questions in Discrete Choice CV Studies*. Land Economics, May, 76(2):299-311.

SIGNORELLO, G., 1992. *La stima dei valori di esistenza con il metodo della valutazione contingente*, Rivista di Economia Agraria, 47(4):691-697.

SIGNORELLO, G., 1994. *Valutazione contingente della «disponibilità» a pagare per la fruizione di un bene ambientale: approcci parametrici e non parametrici*,

Rivista di Economia Agraria, 49(2):219-238.

SIGNORELLO, G., 1998. *Valuing birdwatching in a mediterranean wetland*, in Environmental Resource Valuation: Applications of the Contingent Valuation Method In Italy. Edited by Richard Bishop and Donato Romano, Kluwer Publisher.

TEMPESTA, T., 1993. *La valutazione del paesaggio nella pianificazione territoriale*, in Franceschetti G., Tempesta T., La pianificazione del territorio rurale del Veneto negli anni Ottanta, Unipress, Padova.

TEMPESTA, T., 1996. Criteri e metodi di analisi del valore ricreativo del territorio. Unipress, Padova.

WHITEHEAD, J. C., 1995. *Willingness to pay for quality improvements: comparative statistics and interpretation of contingent valuation results*, May, Land Economics, 71:207-15.