

Maria De Salvo
Giovanni Signorello
Arturo Missiato¹

Gli esperimenti di scelta a supporto della pianificazione forestale in Sicilia

*Università degli Studi di Catania
Dipartimento di Gestione dei Sistemi
Agro-alimentari e Ambientali
Laboratorio di Valutazione Ambientale (Envalab)
E-mail: g.signorello@unict.it
mdesalvo@unict.it*

This paper reports on main results of a choice experiments carried out to estimate several hypothetical afforestation and forest protection programmes in Sicily. The econometric analysis of data relies on logit models. The best econometric performance is shown by models which take into account heterogeneity in individual preferences. Results reveal that individual preferences can be grouped in discrete latent classes.

Keywords: *forest planning, choice experiments*

Parole chiave: *pianificazione forestale, esperimenti di scelta*

JEL: Q25, Q53, Q57

1. Introduzione

Gli esperimenti di scelta (*choice experiments*, CE) stanno diventando lo strumento più diffuso per la valutazione delle preferenze individuali (Adamowicz *et al.*, 1998; Hanley *et al.*, 1998; Bennett & Blamey, 2001; Birol & Koundoury, 2008). La loro crescente popolarità è dovuta al fatto che consentono sia la stima del valore economico dei beni quanto la stima dei diversi caratteri intrinseci ed estrinseci che ne definiscono il profilo. Questa proprietà è particolarmente utile nell'ambito delle operazioni economico-estimative svolte a supporto della pianificazione territoriale e ambientale specialmente quando i piani vengono prospettati in funzione di diversi obiettivi e livelli, sia qualitativi che quantitativi. Per il decisore pubblico sapere qual è il valore economico complessivo dei benefici prodotti da un determinato piano così come le preferenze per le varie parti che lo compongono è risolutivo sia per selezionare il piano economicamente più efficiente che per definirne il contenuto in modo quanto più corrispondente alle preferenze espresse dalle comunità interessate.

¹ Maria De Salvo ha curato la stesura dei paragrafi 3 e 4; Giovanni Signorello quella dei paragrafi 1 e 2 nonché l'impostazione generale della ricerca; Arturo Missiato è responsabile della rilevazione e sistemazione dei dati.

In letteratura esistono numerose applicazioni degli esperimenti di scelta in ambito forestale². Si segnalano in particolare quelle di Hanley *et al.* (1998), Boxall e Macnab (2000), Willis *et al.* (2003), Lehtonen *et al.* (2003), Garrod *et al.* (2004), Horne (2005), Horne *et al.* (2005), e Brey *et al.* (2007) poiché presentano diversi caratteri in comune con l'applicazione riportata in questo lavoro che è finalizzata alla stima dei benefici sociali di ipotetici piani di espansione e tutela del patrimonio forestale in Sicilia.

Nella simulazione, i piani forestali sono stati declinati secondo i principali obiettivi e criteri di gestione sostenibile indicati nei documenti che regolano l'attuale politica forestale regionale³. L'analisi è stata condotta mediante l'uso di diversi modelli econometrici per tener conto sia dell'eventuale eterogeneità delle preferenze espresse che dell'eventuale correlazione tra le scelte dichiarate dagli intervistati durante gli esperimenti (Louviere, 2000; Green, 2003; Train, 2003; Hensher *et al.*, 2005).

I risultati ottenuti rivelano la presenza di eterogeneità nelle preferenze espresse dagli intervistati. I modelli *logit* con le interazioni tra la costante specifica di ciascuna alternativa (CAS) e le variabili socio-economiche risultano sempre migliori dei corrispondenti modelli di base senza queste interazioni. L'analisi dell'eterogeneità ha inoltre evidenziato che nel campione le preferenze individuali si segmentano in modo discreto. In particolare, si individuano tre classi di preferenze determinate dall'età e dal livello di istruzione. Le stime dei valori marginali indicano che gli intervistati preferiscono maggiormente piani forestali volti ad un rafforzamento degli interventi di tutela dell'integrità degli ecosistemi forestali piuttosto che quelli indirizzati al potenziamento delle strutture dedicate alla fruizione sociale delle aree boscate.

Il resto del lavoro è organizzato come segue: nel secondo paragrafo si illustrano i materiali e i metodi impiegati; nel terzo paragrafo si riportano e discutono i risultati delle analisi econometriche. Seguono infine le conclusioni.

2. Materiali e metodi

Gli esperimenti di scelta si basano sulla teoria economica del valore formulata da Lancaster (1966) e sul modello econometrico dell'utilità casuale sviluppato da McFadden (1974). L'oggetto della stima è descritto in funzione di determinati attributi e livelli, di cui uno deve essere di tipo monetario se si vuole che i valori totali e marginali siano espressi in forma monetaria. Mediante la teoria dei disegni sperimentali vengono pertanto generati differenti alternative. Queste vengono poi raggruppate in diversi insiemi i quali sono infine sottoposti a ciascun intervistato che,

² In Italia invece non esistono applicazioni di esperimenti di scelta in campo forestale. Gli studi svolti in questo ambito riguardano applicazioni del metodo di valutazione contingente e del metodo del costo del viaggio.

³ In particolare, si è fatto riferimento alle linee guida del piano forestale regionale.

attraverso le sue scelte fra le diverse alternative, esprime le sue preferenze. L'analisi econometrica dei dati consente sia la valutazione marginale di ciascun attributo che la valutazione totale di tutte le possibili configurazioni dell'oggetto della stima.

Lo studio riportato in questo lavoro esamina ipotetici piani forestali che prevedono la protezione e l'espansione delle aree boschive in Sicilia mediante interventi di imboscamento con essenze forestali di diverso tipo, sia in aree degradate che in quelle ad elevato rischio di erosione, la mitigazione del rischio da incendi con apprestamenti di prevenzione e lotta attiva, e l'aumento nel numero di aree attrezzate per lo svolgimento di attività ricreative all'aperto.

Per gli scopi estimativi si è ipotizzato che la realizzazione di ciascun piano proposto nella simulazione sia finanziato mediante la donazione privata volontaria di una somma di denaro *una tantum*.

La rilevazione statistica ha interessato un campione casuale di 240 cittadini siciliani maggiorenni residenti nei capoluoghi della Sicilia orientale, ed è stata realizzata tra febbraio ed aprile 2008 mediante la somministrazione diretta di un apposito questionario strutturato in tre sezioni.

A ciascun intervistato⁴ sono stati proposti in successione quattro ipotetici insiemi di scelta, ciascuno composto da tre piani forestali rispettivamente denominati: piano A, piano B e piano C. Il piano C, che corrisponde al piano che non modifica lo stato attuale delle cose, serve da riferimento per la stima del valore economico. Ogni piano forestale è definito in relazione agli attributi e ai livelli riportati nella Tab. 1. Un esempio di un insieme di scelta è riportato nella Fig. 1.

Le alternative incluse negli insiemi di scelta sono state ricavate mediante un disegno sperimentale ortogonale frazionario (*main effects only design*) e la tecnica *fold-over* in base alla quale ogni alternativa prodotta dal disegno sperimentale (rappresentata dal piano A) è modificata portando ogni attributo al livello successivo così da individuare il piano B⁵.

La Tab. 2 riporta le principali statistiche descrittive del campione.

Le 240 interviste sono state suddivise in quattro gruppi, ognuno composto in modo casuale da 60 unità (vedi Tab. 3).

L'analisi econometrica, svolta mediante il software LIMDEP 9.0/Nlogit 4.0, ha riguardato la stima dei seguenti modelli econometrici: *conditional logit* (CL), *conditional logit with interactions* (CLWI), *nested logit* (NL), *nested logit with interactions* (NLWI), *random parameter logit* (RPL), *random parameter logit with interactions* (RPLWI), e *latent class* (LC) (Green, 2003; Train, 2003).

Nella stima si è ipotizzata una funzione di utilità casuale additiva e lineare nei parametri per tutti gli attributi considerati, ad eccezione dell'attributo relativo alla

⁴ Durante le interviste sono state utilizzate mappe, foto ed immagini per illustrare le caratteristiche del patrimonio forestale siciliano, evidenziare il fenomeno degli incendi boschivi nella regione, e spiegare il significato degli attributi e dei livelli che caratterizzano ogni alternativa di scelta.

⁵ Se, per esempio, il livello di espansione della superficie in un profilo dell'alternativa A è di 4.000 ha, nel piano B diventa di 7.000 ha, ovvero al livello *immediatamente* successivo. Qualora un attributo nel piano A sia al livello massimo, nel piano B lo stesso attributo assume il livello minimo.

Tabella 1. Attributi e livelli degli ipotetici piani forestali.

Attributo (variabile)	Codifica	Descrizione	Livelli
SUP	Continua	Incremento della superficie forestale	4.000 ha (+ 1%) 7.000 ha (+ 3%) 10.000 ha (+ 5%) 13.000 ha (+ 6%)
CONIFERE LATIFOGIE	Dicotomica (0: no; 1: si)	Tipologia di bosco	Conifere Latifoglie Misto
FIRE	Continua	Livello di mitigazione del rischio incendio	Basso (- 25%) Medio (- 50%) Alto (- 75%)
AREE	Continua	Livello di fruizione e di accessibilità	Basso (150 aree attrezzate) Medio (200 aree attrezzate) Alto (250 aree attrezzate)
WTP	Continua	Donazione <i>una tantum</i> ad un ipotetico fondo	50 € 100 € 150 € 200 €

Tabella 2. Statistiche descrittive del campione.

Variabile	Denominazione	Media	Deviazione standard	Minimo	Massimo
Età	AGE	38,07	12,19	19	82
Genere	GENDER	0,46	0,51	0	1
Anni dedicati alla formazione	EDU	14,013	3,66	4	18
Dimensione del nucleo familiare	FAM_SIZE	3,56	1,25	1	6
Numero di figli minorenni	UNDERAGE	0,26	0,55	0	3
Reddito netto familiare annuo	INCOME	29.112,50	17.884,60	12.000,00	100.000,00

tipologia di bosco, per il quale si è ricorso a due variabili dicotomiche CONIFERE e LATIFOGIE⁶ per simulare le tre modalità assegnate (conifere, latifoglie, misto). Per tener conto anche della diversa natura dei piani forestali A e B rispetto allo *status quo* C, si è inserita nella funzione di utilità dello *status quo* la cosiddetta

⁶ Nella funzione di utilità la variabile *conifere* è visualizzabile quando la variabile dicotomica è pari a 1 e contemporaneamente la variabile *latifoglie* assume valore 0; viceversa, quando l'attributo diventa *latifoglie* si annulla la variabile *conifere*. La variabile *foreste miste*, sebbene apparentemente assente, entra nella funzione di utilità con la condizione: *conifere* = 1 e *latifoglie* = 1.

Figura 1. Esempio di un insieme di scelta.

1.1	A	B	C
SUPERFICIE AMPLIATA	7000 HA	10000 HA	0 HA
TIPO DI BOSCO	 LATIFOGIE	 MISTO	NESSUNO
RISCHIO INCENDI	-50% 	-75% 	NESSUNA RIDUZIONE
AREE ATTREZZATE	 200	 250	100
DONAZIONE	50 €	100 €	0 €

Constant Alternative Specific (CAS), β_0 , per tener conto di eventuali utilità derivanti dall'assenza di piani forestali o da altre variabili non incluse nell'analisi. Le componenti deterministiche delle funzioni di utilità casuale di ciascun piano sono state specificate nel seguente modo:

$$U(A) = \beta_1 * SUP + \beta_2 * CONIFERE + \beta_3 * LATIFOGIE + \beta_4 * FIRE + \beta_5 * AREE + \beta_6 * WTP$$

$$U(B) = \beta_1 * SUP + \beta_2 * CONIFERE + \beta_3 * LATIFOGIE + \beta_4 * FIRE + \beta_5 * AREE + \beta_6 * WTP$$

$$U(C) = \beta_0 + \beta_1 * SUP + \beta_2 * CONIFERE + \beta_3 * LATIFOGIE + \beta_4 * FIRE + \beta_5 * AREE + \beta_6 * WTP$$

3. Risultati e discussione

La stima del modello *Conditional Logit* (CL) è riportata nella prima colonna della Tab. 4 da cui si evince che i coefficienti sono tutti significativi ad eccezione di quello relativo alla variabile dicotomica che individua la tipologia forestale CONIFERE. I coefficienti significativi all'1% sono quelli relativi all'attributo FIRE (livello di mitigazione del rischio incendio), alla WTP (donazione monetaria *una tantum*) ed alla CAS dello *status quo*. Anche i segni stimati sono coerenti con le aspettative. L'utilità, infatti, diminuisce all'aumentare dell'importo della donazione monetaria, mentre aumenta se il piano prospetta un maggior livello di mitigazione del rischio di incendio; il segno negativo della CAS indica che in media l'utilità aumenta se si passa dall'alternativa C (*status quo*, nessun piano forestale) ai piani forestali A e B. I coefficienti β_1 (SUP) e β_5 (AREE) sono rispettivamente significativi al 10% ed al 5%. In particolare, il coefficiente β_5 presenta un valore negativo per cui l'utilità

Tabella 3. Alternative incluse negli insiemi di scelta.

Gruppo di scelta	PIANO A					PIANO B					
	Insieme di scelta	Incremento Superficie Forestale (ha)	Tipologia di specie forestali	Mitigazione Rischio Incendio	Numero Aree attrezzate	Importo Donazione (€)	Incremento Superficie Forestale (ha)	Tipologia di specie forestali	Mitigazione Rischio Incendio	Numero Aree attrezzate	Importo Donazione (€)
1	1	7.000	Latifoglie	50%	200	50	10.000	Misto	75%	250	100
	2	7.000	Conifere	75%	150	150	10.000	Latifoglie	25%	200	200
	3	4.000	Latifoglie	75%	150	100	7.000	Misto	25%	200	150
	4	10.000	Misto	75%	250	50	13.000	Conifere	25%	150	100
2	1	4.000	Conifere	25%	150	50	7.000	Latifoglie	50%	200	100
	2	4.000	Conifere	50%	250	200	7.000	Latifoglie	75%	150	50
	3	10.000	Conifere	50%	150	150	13.000	Latifoglie	75%	200	200
	4	4.000	Misto	25%	200	150	7.000	Conifere	50%	250	200
3	1	13.000	Misto	50%	150	100	4.000	Conifere	75%	200	150
	2	7.000	Misto	25%	150	200	10.000	Conifere	50%	200	50
	3	10.000	Conifere	25%	200	100	13.000	Latifoglie	50%	250	150
	4	7.000	Conifere	25%	250	100	10.000	Latifoglie	50%	150	150
4	1	13.000	Conifere	75%	200	200	4.000	Latifoglie	25%	250	50
	2	10.000	Latifoglie	25%	150	200	13.000	Misto	50%	200	50
	3	13.000	Conifere	25%	150	50	4.000	Latifoglie	50%	200	100
	4	13.000	Latifoglie	25%	250	150	4.000	Misto	50%	150	200

diminuisce al crescere del livello di fruizione e di accessibilità delle aree boschive, espresso in termini di numero di aree attrezzate. Questo risultato potrebbe essere spiegato in due modi. Alcuni intervistati potrebbero aver considerato la fruizione degli ecosistemi forestali come una minaccia per l'integrità degli stessi ecosistemi, atteso che molti incendi boschivi si manifestano nel periodo estivo, cioè quando in genere è maggiore l'uso dei boschi per scopi ricreativi all'aria aperta. Altri intervistati invece potrebbero avere considerato l'aumento nel numero di aree attrezzate come possibile causa di congestione nell'uso della risorse e quindi come possibile diminuzione dei benefici ricreativi.

La significatività del coefficiente relativo alla tipologia forestale "LATIFOGLIE", β_3 , è conforme a quanto ottenuto sia da Willis *et al.* (2003) che da Garrod *et al.* (2004) i quali hanno ottenuto una maggiore disponibilità a pagare per i boschi composti da latifoglie che per i boschi composti da conifere.

Utilizzando la donazione monetaria come variabile di normalizzazione è possibile individuare una scala di preferenza tra gli attributi che definiscono il profilo di ciascun piano forestale. Escludendo quello non significativo (CONIFERE), l'attributo più importante è la tipologia di bosco LATIFOGLIE. Seguono il livello di mitigazione del rischio incendio (FIRE), il livello di fruizione e di accessibilità (AREE) ed infine l'incremento della superficie forestale (SUP).

La seconda colonna della Tab. 4 riporta le stime dei coefficienti del modello *Conditional Logit with interactions* (CLWI). In questo modello la funzione di utilità presenta delle nuove variabili ottenute attraverso l'interazione della CAS dello *status quo* con le principali caratteristiche socio-economiche degli intervistati. Questa soluzione risolve solo in parte il problema dell'eterogeneità delle preferenze e trascura il fatto che le diverse scelte compiute dallo stesso intervistato potrebbero essere in qualche modo correlate⁷.

Nel modello CLWI le componenti deterministiche delle funzioni di utilità causale di ciascuna alternativa sono state specificate nel seguente modo additivo:

$$\begin{aligned}
 U(A) &= \beta_1 * SUP + \beta_2 * CONIFERE + \beta_3 * LATIFOGLIE + \beta_4 * FIRE + \beta_5 * AREE + \beta_6 * WTP \\
 &+ \beta_7 * sq_age + \beta_8 * sq_famsize + \beta_9 * sq_edu + \beta_{10} * sq_gender \\
 U(B) &= \beta_1 * SUP + \beta_2 * CONIFERE + \beta_3 * LATIFOGLIE + \beta_4 * FIRE + \beta_5 * AREE + \beta_6 * WTP \\
 &+ \beta_7 * sq_age + \beta_8 * sq_famsize + \beta_9 * sq_edu + \beta_{10} * sq_gender \\
 U(C) &= \beta_0 + \beta_1 * SUP + \beta_2 * CONIFERE + \beta_3 * LATIFOGLIE + \beta_4 * FIRE + \beta_5 * AREE + \beta_6 * WTP \\
 &+ \beta_7 * sq_age + \beta_8 * sq_famsize + \beta_9 * sq_edu + \beta_{10} * sq_gender
 \end{aligned}$$

dove *sq_age*, *sq_famsize*, *sq_edu* ed *sq_gender* sono rispettivamente le interazioni tra la CAS β_0 e le variabili ETA, FAM_SIZE, EDU e GENDER (Cfr. Tab. 3).

Dall'esame della Tab. 4 si constata che l'età non è un fattore discriminante della scelta, mentre lo sono la dimensione del nucleo familiare, il grado di istruzione ed il genere dell'intervistato.

⁷ Nell'applicazione ogni individuo è stato chiamato ad esprimere le sue scelte quattro volte di seguito in altrettanti diversi scenari.

Tabella 4. Stima dei modelli *Conditional Logit* (CL)

Variabile	CL			CLWI (<i>with interactions</i>)		
	Coefficiente	Errore standard	Livello di significatività	Coefficiente	Errore standard	Livello di significatività
β_0	-4,725926	0,349351	*	-4,496784	1,456181	*
β_1	0,000024	0,000013	***	0,000024	0,000013	***
β_2	0,162331	0,116564		0,162041	0,116718	
β_3	0,358679	0,115166	*	0,356676	0,115786	*
β_4	0,000361	0,000043	*	0,000359	0,000043	*
β_5	-0,002365	0,001204	**	-0,002327	0,001209	***
β_6	-0,009359	0,000960	*	-0,009353	0,000964	*
β_7				0,024578	0,015492	
β_8				0,283054	0,154442	***
β_9				-0,150329	0,054299	*
β_{10}				-1,028524	0,452456	*
ρ^2		0,12877			0,14474	
ρ^2 aggiustato		0,12559			0,13977	
pseudo ρ^2		0,13011			0,152373	
log L		-669,5879			-652,4546	
Previsioni corrette		0,5614			0,5641	

Gli asterischi *, **, *** indicano rispettivamente che la variabile è significativa all'1%, 5% e 10%.

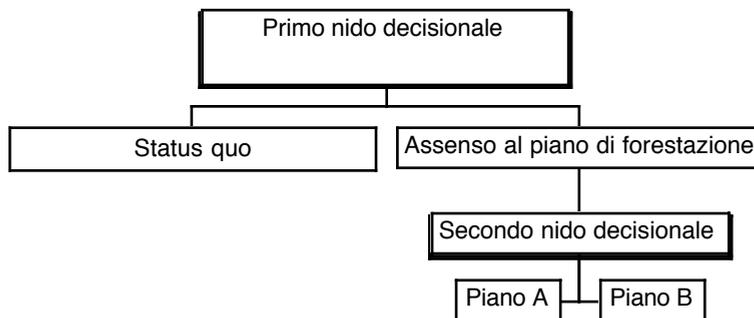
I modelli CL, sia senza che con le interazioni con le variabili socio-economiche, sono rigidi in quanto si basano sull'ipotesi della Indipendenza delle Alternative Irrelevanti (IAI), per la quale la probabilità relativa tra due alternative è indipendente dalla presenza di altre alternative nel medesimo paniere di scelta.

Per ovviare a questa limitazione si è proceduto quindi alla stima di modelli *Nested logit* (NL) basati sull'albero decisionale illustrato nella Fig. 2. Si è infatti ipotizzata una struttura gerarchica delle preferenze individuali che prevede, in una prima fase (primo nido), la scelta tra lo *status quo* e un piano forestale, e in una seconda fase (secondo nido) la scelta tra il piano A ed il piano B⁸.

I due modelli NL riportati nella Tab. 5 differiscono per la formulazione della funzione di utilità. Il modello NLWI, le cui stime sono riportate nella seconda colonna, infatti, utilizza anche le variabili socio-economiche. Si nota che in entrambi

⁸ Il *Behavioral test of compliance* (Cfr. Hensher *et al.*, 2005) rivela che questa struttura gerarchica delle preferenze è la configurazione che presenta le migliori performance statistiche (*Best tree structure*).

Figura 2. Albero decisionale.



i modelli risultano significativi i coefficienti relativi alla CAS dello *status quo*, alla tipologia forestale LATIFOGLIE, alla mitigazione del rischio di incendio e all'attributo monetario. I segni sono coerenti con le aspettative. Nel modello NLWI le variabili socio-economiche che discriminano la scelta sono il grado di istruzione ed il genere dell'intervistato.

In entrambi i modelli NL è stata sottoposta a verifica l'ipotesi che l'*Inclusive Value* (*IV parameter*), noto anche come *log-sum coefficient* o *composite price* e calcolato come il logaritmo naturale della sommatoria delle utilità esponenziali indirette associate al nido successivo, sia in media compreso tra zero ed uno⁹ (Hensher *et al.*, 2005). Mentre l'ipotesi che IV sia diverso da zero viene testata direttamente dal software (Cfr. Tab. 5), l'ipotesi che IV sia diversa da uno è stata verificata mediante la statistica test di *Wald*:

$$\text{Wald-test } (\lambda_1 \leq 1)_{\text{NL}} = \frac{IV_{parameter} - 1}{std.error} = \frac{2,4722 - 1}{0,5188} = 2,8377 \notin [-1,96; +1,96]$$

$$\text{Wald-test } (\lambda_1 \leq 1)_{\text{NL with interaction}} = \frac{IV_{parameter} - 1}{std.error} = \frac{2,6680 - 1}{0,4807} = 3,4699 \notin [-1,96; +1,96]$$

I modelli CL e NL, tuttavia considerano l'eventuale presenza di preferenze eterogenee soltanto parzialmente se nella specificazione della funzione di utili-

⁹ Il valore dell'IV è importante nella stime sequenziali in quanto entra come variabile aggiuntiva nella componente deterministica dell'utilità indiretta associata al nido seguente a quello cui si riferisce. La stima della probabilità di scelta di una generica alternativa, secondo la stima sequenziale della specificazione nested logit, passa infatti per la risoluzione di due problemi multinomial logit, collegati tra di loro dall'inclusione nell'upper model del valore dell'IV, pari al denominatore del lower model. Il primo modello stimato è il lower model. Quindi le stime degli IV di ogni nido vengono impiegate per determinare i coefficienti dell'upper model. I modelli CL ed NL differiscono perchè nei modelli *nested* si ipotizza che l'*Inclusive Value* sia diverso da zero. In caso contrario, infatti, il modello NL si riduce ad un semplice modello CL.

Tabella 5. Stima dei modelli *Nested Logit*.

Variabile	NL			NLWI (<i>with interactions</i>)		
	Coefficiente	Errore standard	Livello di significatività	Coefficiente	Errore standard	Livello di significatività
β_0	-6,41773	0,90965	*	-6,60451	2,42313	*
β_1	0,00004	0,00003		0,00005	0,00004	
β_2	0,47305	0,31773		0,50684	0,35342	
β_3	0,87759	0,36006	**	0,91748	0,39815	**
β_4	0,00084	0,00021	*	0,00089	0,00024	*
β_5	-0,00399	0,00281		-0,00383	0,00303	
β_6	-0,02227	0,00542	*	-0,02415	0,00639	*
β_7				0,02599	0,01779	
β_8				0,34034	0,22623	
β_9				-0,15510	0,07053	**
β_{10}				-1,04171	0,50516	**
IV parameters, RU2 form = $\mu(b I), \gamma(I)$						
Primo nido	1,000000	<i>fixed parameter</i>		1,000000	<i>fixed parameter</i>	
Secondo nido	2,472241	0,635695	*	2,668017	0,737317	*
Underlying standard deviation = $\pi/(IVparm*\sqrt{6})$						
Primo nido	1,2825498	<i>fixed parameter</i>			<i>fixed parameter</i>	
Secondo nido	0,51878028	0,13339569	*	0,480713	0,132847	*
ρ^2		0,49260			0,50178	
ρ^2 aggiustato		0,49048			0,49862	
pseudo ρ^2		0,49260			0,50178	
log L		-665,77480			-648,20350	
Previsioni corrette		0,56040			0,56200	

Gli asterischi *, **, *** indicano rispettivamente che la variabile è significativa all'1%, 5% e 10%.

tà compaiono anche le interazioni tra le variabili socio-economiche e la CAS. Per l'analisi dell'eterogeneità delle preferenze è preferibile impegnare i modelli *Latent Class* (LC) che ipotizzano una segmentazione delle preferenze in classi discrete, oppure i modelli *Random Parameter Logit* (RPL) i quali ipotizzano invece una variabilità continua delle preferenze e, quindi, una distribuzione continua dei parametri. I modelli LC si basano inoltre sull'ipotesi che le preferenze siano omogenee all'interno di una classe o segmento, e variabili tra le classi. Il numero di segmenti è determinato in modo endogeno e l'appartenenza di un individuo ad una de-

terminata classe ha una valenza probabilistica che dipende dal suo profilo socio-economico ed attitudinale.

In base ai criteri statistici riportati nella Tab. 6 è stato individuato il modello LC con tre classi o segmenti. Dall'esame della successiva Tab. 7 si vede che la significatività degli attributi che caratterizzano i piani varia nelle diverse classi. Gli individui appartenenti alla prima classe (pari al 25% del campione) compiono la scelta tenendo conto degli attributi relativi all'incremento della superficie forestale, alla tipologia di bosco, alla riduzione del rischio di incendio ed all'importo da donare; mentre per quelli ricadenti nella seconda classe (pari all'8% del campione) le scelte sono guidate dalla tipologia di bosco CONIFERE, dalla riduzione del rischio di incendio, dalla donazione ed dalla CAS dello *status quo*. Infine, gli individui appartenenti alla terza classe (pari al 67% del campione) sono guidati nella scelta dai livelli assunti dagli attributi relativi alla tipologia di bosco, alla riduzione del rischio di incendio, al livello di fruizione ed alla donazione.

Vincolando a zero il valore dei coefficienti delle variabili della funzione di segmentazione nella terza classe, risulta che gli individui ricadenti nella prima e seconda classe sono coloro che hanno un minore livello di istruzione e che quelli appartenenti alla prima classe hanno un'età maggiore. L'eterogeneità delle preferenze tra le diverse classi, quindi, viene spiegata da queste variabili socio-economiche.

Tabella 6. Criteri per la determinazione del numero di classi nei modelli LC.

Numero di classi	Massima verosimiglianza	ρ^2	Parametri	AIC	BIC
1	-669,5879	0,12877	7	1,40956	1,44505
2	-624,0846	0,18798	19	1,33976	1,43608
3	-565,3920	0,26435	31	1,24248	1,39964
4	-556,3209	0,47252	43	1,24859	1,46658

Legenda: ρ^2 : indice di accostamento; AIC: Akaike Information Criterion; BIC: Bayesian Information Criterion.

Dalla successiva Tab. 8 si evince che la terza classe raggruppa gli individui che hanno un reddito familiare più elevato, una più giovane età, una maggiore esperienza di volontariato, che risultano iscritti ad associazioni ambientaliste e che hanno una maggiore familiarità con le donazioni. Questi individui sono prevalentemente di sesso femminile e hanno un elevato livello di istruzione. Nella seconda classe, invece, si ritrovano gli individui prevalentemente maschi, intorno ai quarant'anni, con il più basso livello scolastico e di reddito familiare. Nella prima classe, infine, si collocano gli individui che hanno un'età media più elevata, senza figli e con un livello di reddito intermedio rispetto alle altre due classi. Nella stessa tabella sono evidenziate le variabili per le quali il test ANOVA rivela che, tra le classi, la variabilità non dipende dal caso. Tra queste variabili

Tabella 7. Stima dei modelli LC con tre classi latenti.

	Classe 1			Classe 2			Classe 3		
	Coefficiente	Errore standard	Livello di significatività	Coefficiente	Errore standard	Livello di significatività	Coefficiente	Errore standard	Livello di significatività
<i>Funzione di utilità: attributi dello scenario di scelta</i>									
β_0	-16,26578	2755,56		-9,00770	1,71286	*	-16,87587	64,06082	
β_1	0,00031	0,00008	*	0,00014	0,00009		-0,00001	0,00001	
β_2	2,54164	0,86990	*	-1,66424	0,95814	***	-0,19526	0,11882	***
β_3	1,05527	0,55161	***	-1,74670	1,10756		0,52987	0,11012	*
β_4	-0,00094	0,00029	*	0,00084	0,00033	*	0,00075	0,00005	*
β_5	-0,00717	0,00450		0,00175	0,00712		-0,00196	0,00122	***
β_6	-0,01989	0,00431	*	-0,05220	0,00734	*	-0,00575	0,00088	*
<i>Funzione di segmentazione: caratteristiche socio-economiche degli intervistati</i>									
Constant	-0,39013	1,14817		-0,32529	1,82899		0,00000	<i>fixed parameter</i>	
Age	0,02614	0,01539	***	0,01893	0,02283		0,00000	<i>fixed parameter</i>	
Fam_size	-0,00790	0,02389		0,11746	0,21051		0,00000	<i>fixed parameter</i>	
Edu	-0,11423	0,05604	**	-0,19985	0,07467	*	0,00000	<i>fixed parameter</i>	
Gender	-0,01404	0,35911		-0,56883	0,56445		0,00000	<i>fixed parameter</i>	
ρ^2					0,46391				
ρ^2 agg.					0,45512				
pseudo ρ^2					0,46391				
log L					-565,39200				
Prev.corrette					0,76770				

Gli asterischi *, **, *** indicano rispettivamente che la variabile è significativa all'1%, 5% e 10%.

si ritrovano quelle risultate significative ai fini della funzione di segmentazione, ovvero il livello scolastico e l'età. Queste caratteristiche socio-economiche, quindi, giocano un ruolo chiave nella segmentazione delle preferenze degli individui, nonostante le classi risultino statisticamente differenti anche rispetto ad altri fattori (donazioni ad associazioni senza scopi di lucro fatte in passato, e numero di minorenni presenti nel nucleo familiare). Comunque è probabile l'esistenza di altre variabili latenti che potrebbero meglio spiegare i fenomeni di eterogeneità presenti nei dati.

Tabella 8. Profilo degli intervistati per classe.

Caratteristiche socio-economiche	Classe 1	Classe 2	Classe 3
L'intervistato fa parte di associazioni di volontariato sociale	1,67%	0,42%	9,58%
L'intervistato fa parte di associazioni ambientaliste	1,67%	0,00%	2,92%
L'intervistato in passato, ha fatto donazioni di denaro ad associazioni senza scopi di lucro *	11,25%	1,25%	39,17%
Genere femminile	12,92%	5,00%	36,25%
Età *	41,90 (23-82)	40,95 (22-65)	36,27 (19-79)
Anni di studio *	13,15 (5-18)	11,56 (5-18)	14,67 (4-18)
Dimensioni del nucleo familiare	3,48 (1-6)	3,89 (2-6)	3,56 (1-6)
Numero di minorenni **	0,11 (0-2)	0,31 (0-2)	0,31 (0-3)
Reddito medio annuo netto familiare	26.311,47 (12.000-60.000)	24.421,05 (12.000-60.000)	30.893,75 (12.000-100.000)

Gli asterischi *,** indicano le caratteristiche socio-economiche significative nel test ANOVA, rispettivamente, all'1% e 10%.

La Tab. 9 riporta le stime dei modelli *Random Parameters Logit*, senza (RPL) e con l'inserimento delle variabili socio-economiche (RPLWI). Per entrambi i modelli si è considerata come variabile *random* soltanto quella relativa all'attributo LATIFOGLIE¹⁰, ipotizzando per il relativo parametro una distribuzione normale. Le stime sono state ottenute mediante un processo di simulazione fondato sull'uso di 250 sequenze di Halton. Tutti i parametri considerati sono risultati significativi, ad eccezione di quello relativo alla tipologia di bosco CONIFERE. I segni anche stavolta sono coerenti con le aspettative.

¹⁰ La selezione delle variabili random è stata svolta stimando un modello in cui è stata ipotizzata la variabilità di tutti i coefficienti senza tuttavia specificarne la distribuzione. Dalla prova è emersa la significatività soltanto del parametro relativo alla variabile LATIFOGLIE.

Tabella 9. Stima dei modelli *Random Parameters Logit*.

	RPL			RPLWI (con caratteristiche socio-economiche)		
	Coefficiente	Errore standard	Livello di significatività	Coefficiente	Errore standard	Livello di significatività
<i>Funzione di utilità: attributi dello scenario di scelta</i>						
- non random						
β_0	-5,20830	0,45429	*	-5,22031	0,45544	*
β_1	0,00003	0,00002	**	0,00004	0,00002	**
β_2	0,21104	0,13247		0,21322	0,13303	***
β_4	0,00042	0,00006	*	0,00042	0,00006	*
β_5	-0,00279	0,00143	**	-0,00305	0,00145	**
β_6	-0,01120	0,00145	*	-0,01126	0,00145	*
- random						
β_3 media	0,46440	0,14964	*	1,54954	0,77673	**
β_3 dev. standard	1,27533	0,38260	*	1,25547	0,38021	*
<i>Eterogeneità in media: caratteristiche socio-economiche degli intervistati</i>						
Age				-0,02671	0,00917	*
Fam_size				-0,20270	0,08708	**
Edu				0,04096	0,03027	
Gender				0,21893	0,20687	
ρ^2	0,36712			0,37563		
ρ^2 aggiustato	0,36447			0,37166		
pseudo ρ^2	0,36712			0,37563		
log L	-667,47640			-653,02060		
Previsioni corrette	0,56140			0,56720		

Gli asterischi *, **, *** indicano rispettivamente che la variabile è significativa all'1%, 5% e 10%.

Riguardo alla fonte di eterogeneità, la seconda colonna della Tab. 9 indica che la variabilità delle preferenze rispetto all'attributo assunto come *random* sia da imputare all'età dell'intervistato ed alle dimensioni del suo nucleo familiare.

Per misurare la performance dei modelli sinora stimati sono stati eseguiti dei *likelihood ratio test* i cui risultati sono riportati nella Tab. 10. Le statistiche mostrano un miglioramento della *performance* dei modelli quando si inseriscono le interazioni della CAS con le caratteristiche socio-economiche.

La Tab. 11 riporta invece i criteri usati per individuare il modello più adatto all'analisi dell'eterogeneità delle preferenze. Tenendo conto del numero di para-

metri stimati, il modello che presenta le migliori *performance* è quello LC in quanto presenta un valore maggiore della massima verosimiglianza e, contemporaneamente, un valore più basso dell'*Akaike Information Criterium* (AIC) ed un valore più alto dell'indicatore ρ^2 aggiustato.

Tabella 10. Stime dei *Likelihood ratio tests*.

H ₁ (ipotesi alternativa)	H ₀ (ipotesi nulla)	LU (H ₁)	LR (H ₀)	Lr test	Gradi di libertà	p value	tableVLU	Esito del test
CL <i>with interaction</i>	CL	-652,454636	-669,587905	34,27	4	0,000001	9,487729	Rifiuto Ho
NL <i>with interaction</i>	NL	-648,203480	-665,774782	35,14	4	0,000000	9,487729	Rifiuto Ho
NL <i>with interaction</i>	CL <i>with interaction</i>	-648,203480	-652,454636	8,50	2	0,014248	5,991465	Rifiuto Ho
RPL <i>with interaction</i>	RPL	-653,020591	-667,476368	28,91	4	0,000008	9,487729	Rifiuto Ho

Tabella 11. Criteri per la selezione del modello ottimale tra LC e RPL con interazioni.

	LC	RPLWI (with interactions)
log L	-565,392	-653,02060
Numero di parametri	33	12
Akaike information criterium (AIC)	1,24248	1,3971
ρ^2 aggiustato	0,45512	0,37166

Sulla base delle precedenti analisi econometriche sono stati stimati i valori marginali dei singoli attributi che caratterizzano ciascun piano forestale. Tali valori, riportati nelle Tab. 12, 13 e 14, sono ottenuti dividendo il coefficiente di ciascun attributo per il coefficiente della donazione WTP cambiato di segno. Il livello di significatività di ciascun valore è verificato mediante l'errore standard stimato col metodo delta (Green, 2003). I valori con elevati errori standard non sono considerati attendibili.

Per agevolare la lettura dei risultati si riportano le Figg. 3 e 4 in cui, rispettivamente, si mostrano i valori marginali sia per i modelli in cui non viene considerata l'eterogeneità e sia per i modelli in cui compaiono, invece, le caratteristiche socio-economiche. Le figure riportano soltanto le stime con errore standard contenuto. Dall'analisi delle figure emerge che, in generale, i modelli RPL producono i valori marginali più elevati. Seguono i modelli CL ed NL ed infine i modelli LC dove i

Tabella 12. Valori marginali (€) degli attributi. Modelli CL ed NL.

Variabile	CL			CLWI			NL			NLWI		
	Valore marginale standard	Errore standard	Livello di sig.	Valore marginale standard	Errore standard	Livello di sig.	Valore marginale standard	Errore standard	Livello di sig.	Valore marginale standard	Errore standard	Livello di sig.
SUP												
Incremento della superficie forestale e ripristino delle aree danneggiate dalle avversità (in m ²)	25,19	14,23	***	25,73	14,25	***	19,73	14,21		20,65	14,18	
CONIFERE												
Tipologia di bosco	17,34	12,53		17,33	12,55		21,24	12,53	***	20,99	12,62	***
LATIFOGLIE												
Tipologia di bosco	38,32	12,76	*	38,14	12,83	*	39,40	12,24	*	37,99	12,20	*
FIRE												
Livello della mitigazione del rischio di incendio	0,04	0,01	*	0,04	0,01	*	0,04	0,01	*	0,04	0,01	*
AREE												
Livello di fruizione e di accessibilità	-0,25	0,13	**	-0,25	0,13	**	-0,18	0,13		-0,16	0,13	

Gli asterischi *, **, *** indicano rispettivamente che la variabile è significativa all'1%, 5% e 10%.

Tabella 13. Valori marginali degli attributi. Modello LC.

Variabile	Prima classe			Seconda classe			Terza classe			Media Livello di ponderata sig.
	Valore marginale standard	Errore standard	Livello di sig.	Valore marginale standard	Errore standard	Livello di sig.	Valore marginale standard	Errore standard	Livello di sig.	
SUP Incremento della superficie forestale e ripristino delle aree danneggiate dalle avversità (in m ²)	158,10	33,56	*	26,27	16,04		-11,55	23,08		33,89
CONIFERE Tipologia di bosco	127,82	28,36	*	-31,88	16,53	***	-33,95	21,55		6,65
LATIFOGLIE Tipologia di bosco	53,07	23,77	**	-33,46	18,68	***	92,14	23,98	*	72,32
FIRE Livello della mitigazione del rischio di incendio	-0,05	0,01	*	0,02	0,00	*	0,13	0,02	*	0,08
AREE Livello di fruizione e di accessibilità	-0,36	0,22	***	0,03	0,13		-0,34	0,21		-0,32

Gli asterischi *, **, *** indicano rispettivamente che la variabile è significativa all'1%, 5% e 10%.

valori oscillano fortemente tra le classi in relazione anche ad una diversa percezione degli attributi. Il livello di fruizione, ad esempio, è un attributo positivo per la seconda classe mentre è considerato negativo per le altre due.

Le interazioni delle variabili socio-economiche con la CAS nella funzione non apportano modifiche sostanziali alle stime dei valori marginali, tranne che per l'attributo considerato *random* nei RPL per il quale si assiste ad un sensibile aumento del valore marginale che passa da circa € 41 a circa € 137. I valori marginali sono ottenuti senza tener conto della distribuzione del parametro (*unconditional*). La stima *conditional*, tuttavia, in base al test t di *Student* appositamente condotto, non risulta statisticamente differente¹¹.

Nella Tab. 15 sono riportati i campi di oscillazione dei valori marginali ricavati mediante il metodo delta.

Tabella 14. Valori marginali (€) degli attributi. Modelli RPL.

		RPL (<i>unconditional</i>)			RPLWI (<i>unconditional with interaction</i>)		
		Media	Errore standard	Livello di sig.	Media	Errore standard	Livello di sig.
SUP	Incremento della superficie forestale e ripristino delle aree danneggiate dalle avversità (in m ²)	31	15	**	33	15	**
CONIFERE	Tipologia di bosco	19	12		19	12	
LATIFOGIE	Tipologia di bosco	41	13	*	138	69	**
FIRE	Livello della mitigazione del rischio di incendio	0,04	0,01	*	0,04	0,01	*
AREE	Livello di fruizione e di accessibilità	-0,25	0,13	***	-0,27	0,13	**

Gli asterischi *, **, *** indicano rispettivamente che la variabile è significativa all'1%, 5% e 10%.

La Tab. 16 descrive il profilo dei piani per i quali sono stati prodotti i valori di stima totali riportati nelle successive Tabb. 17, 18 e 19. Questi piani sono stati selezionati assumendo che gli attributi continui siano al livello minimo nei primi tre piani e al livello massimo nei successivi tre, e tenendo conto di tutte le possibili tipologie di bosco prospettate nell'esperimento (conifere, latifoglie e misto). Ciascun valore totale del surplus compensativo, espresso in termini di disponibilità a pagare (WTP), è stato stimato adottando la seguente espressione:

¹¹ La stima *conditional* ammonta, per il modello RPL a € 43,81.

Figura 3. Valori marginali (€) degli attributi. Modelli senza eterogeneità¹.

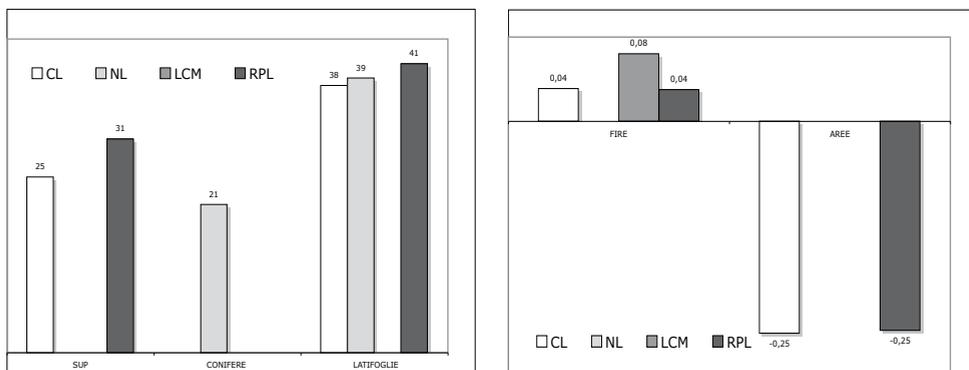
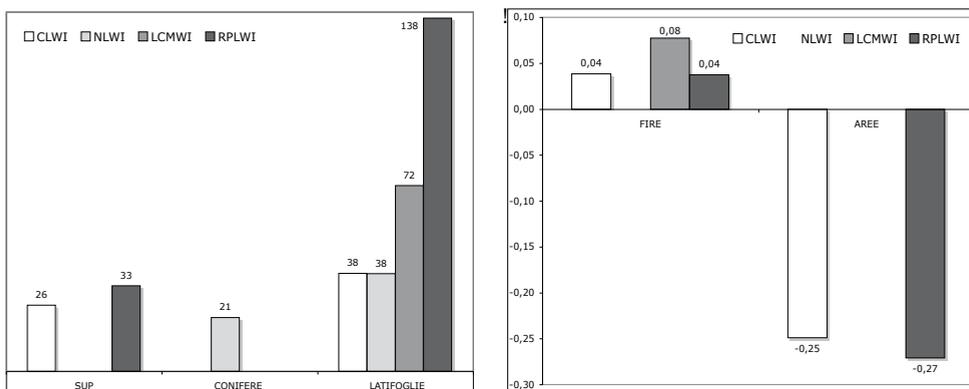


Figura 4. Valori marginali (€) degli attributi. Modelli con eterogeneità².



$$ES = \frac{1}{\beta_{WTP}} * (U_{altj} - U_{sq})$$

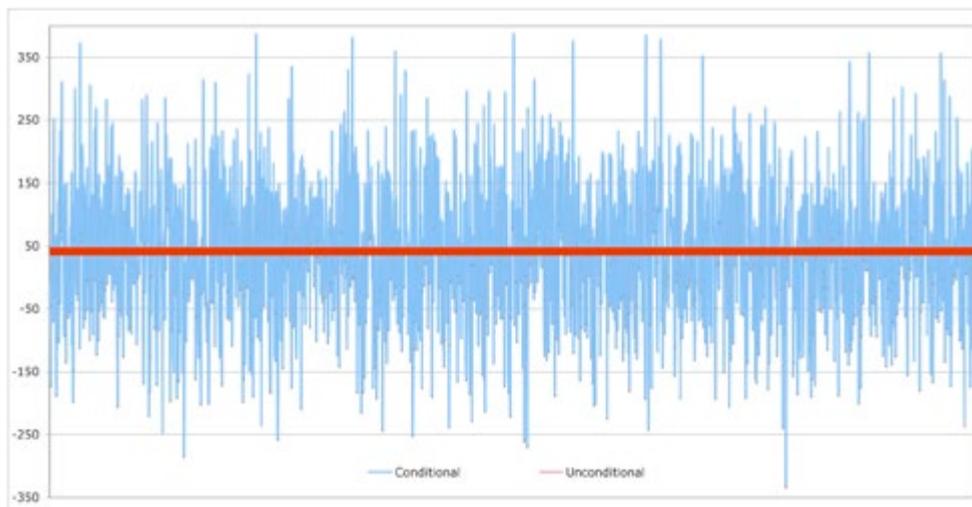
in cui al numeratore si ha la differenza tra le funzioni utilità tra l'alternativa *j*-esima e il livello di utilità dello *status quo*, e al denominatore si ha il coefficiente

¹ I valori relativi al modello LC riportano la media ponderata di un modello stimato senza includere le variabili socio-economiche esplicative della funzione di segmentazione. Tale modello non è riportato nel testo perché reputato inutile ai fini dell'interpretazione dei dati.

² I valori relativi al LC riportano la media ponderata di un modello stimato senza includere le variabili socio-economiche esplicative della funzione di segmentazione. Tale modello non è riportato nel testo perché reputato inutile ai fini dell'interpretazione dei dati.

Tabella 15. Valori marginali (€) degli attributi.

Attributo		Modelli senza eterogeneità		Modelli con eterogeneità			
		Range di variazione	Media	Range di variazione	Media		
SUP	Incremento della superficie forestale e ripristino delle aree danneggiate dalle avversità (m ²)	25	31	28	26	33	30
CONIFERE	Tipologia di bosco	21	21	21	21	21	21
LATIFOGIE	Tipologia di bosco	38	41	39	38	138	72
FIRE	Livello della mitigazione del rischio di incendio	0,04	0,08	0,06	0,04	0,08	0,06
AREE	Livello di fruizione e di accessibilità	0,25	0,25	0,25	0,25	0,27	0,26

Figura 5. Valori marginali individuali (€) dell'attributo LATIFOGIE (con distribuzione *conditional* e *unconditional*)

dell'attributo monetario (espresso in valore assoluto).

Nelle Fig. 6 e 7 si mostrano soltanto i valori totali risultati significativi in base all'errore standard calcolato mediante il metodo delta. La Tab. 20, invece, riporta la *range* di variazione ed il valore medio della disponibilità a pagare totale per ciascun piano. I valori medi indicano che il piano maggiormente apprezzato dagli intervistati è quello che prevede l'espansione di 4.000 ha della superficie boschiva mediante l'uso sia di conifere che di latifoglie, la riduzione del 25% di rischio di incendi e la realizzazione di ulteriori 150 aree attrezzate per la fruizione sociale dei boschi.

Tabella 16. Caratteri dei piani forestali oggetto di valutazione.

Piano	Superficie	Conifere	Latifoglie	Fire	Aree attrezzate
1	4.000	1	0	-25% (4.050)	+150 (250)
2	4.000	0	1	-25% (4.050)	+150 (250)
3	4.000	1	1	-25% (4.050)	+150 (250)
4	13.000	1	0	-75% (1.350)	+250 (350)
5	13.000	0	1	-75% (1.350)	+250 (350)
6	13.000	1	1	-75% (1.350)	+250 (350)
<i>Status quo</i>	0	0	0	5.400	100

Tabella 17. Valori totali (€) dei piani forestali. Modelli CL e NL.

Piano	CL		CLWI		NL		NLWI	
	Valore totale	Errore standard						
1	442,38	40,39 *	419,22	155,52 *	239,57	36,59 *	229,02	81,38 *
2	463,36	41,45 *	440,03	155,77 *	257,73	36,55 *	246,02	81,02 *
3	480,71	43,45 *	457,35	156,30 *	278,97	35,61 *	267,01	80,46 *
4	335,61	38,97 *	313,72	155,16 **	137,75	38,90 *	131,87	82,57
5	356,59	39,12 *	334,53	155,16 **	155,91	37,92 *	148,88	81,79 ***
6	373,93	41,79 *	351,85	155,85 **	177,15	37,80 *	169,87	81,63 **

Gli asterischi *, **, *** indicano rispettivamente che il valore è significativo all'1%, 5% e 10%.

Tabella 18. Valori totali (€) dei piani forestali. Modello LC.

Piano	Prima classe		Seconda classe		Terza classe		Media ponderata
	Valore marginale	Errore standard	Valore marginale	Errore standard	Valore marginale	Errore standard	
1	1.019	138.574	134	17 *	2.668	11.146	1.896,1
2	944	138.574	133	11 *	2.794	11.147	1.965,1
3	1.175	138.574	101	20 *	1.565	11.144	817,3
4	1.253	138.574	118	25 *	2.269	11.145	1.400,3
5	1.178	138.574	116	20 *	2.396	11.145	1.461,4
6	1.306	138.574	84	22 *	2.362	11.145	1.033,5

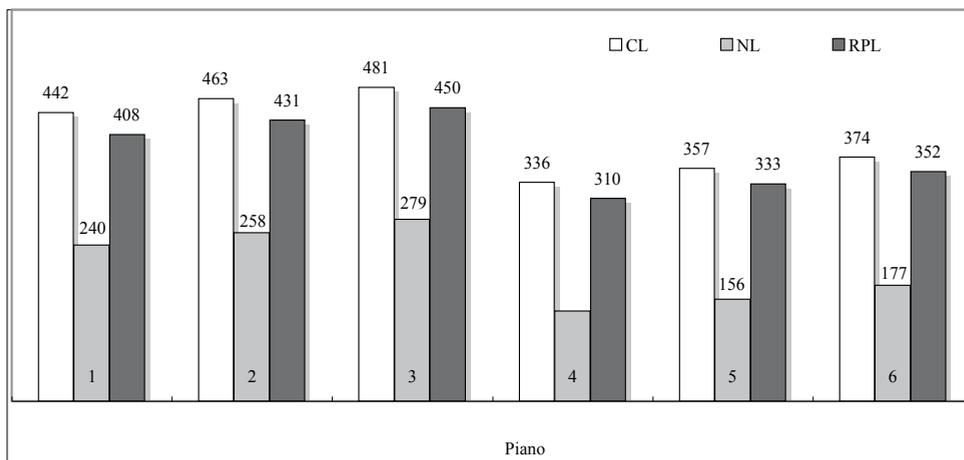
L'asterisco * indica che il valore è significativo all'1%,.

Tabella 19. Valori totali (€) dei piani forestali. Modelli RPL.

Piano	RPL		*	RPLWI		*
	Coefficiente	Errore standard		Coefficiente	Errore standard	
1	408,31	37,88	*	404,43	37,56	*
2	430,93	39,05	*	523,11	81,64	*
3	449,77	39,86	*	542,04	82,25	*
4	310,29	35,45	*	305,75	35,27	*
5	332,91	35,79	*	424,43	79,80	*
6	351,75	37,62	*	443,36	80,87	*

L'asterisco * indica che il valore è significativo all'1%,.

Figura 6. Valori totali (€) dei piani forestali. Modelli senza eterogeneità.



4. Conclusioni

Conoscere quanto valgono le funzioni e i servizi senza mercato offerti alla collettività dagli ecosistemi forestali è di fondamentale importanza per l'applicazione dell'analisi economica all'elaborazione di politiche e piani di conservazione ed espansione dei boschi. Sia per indirizzarli verso obiettivi di efficienza allocativa che per verificarne il consenso sociale. Questo lavoro apporta un ulteriore contributo empirico alla letteratura in materia di stima del valore pubblico delle foreste nell'area del mediterraneo (Riera e Mogas, 2004; Merlo & Croitoru, 2005; Croitoru, 2007; Brey *et al.*, 2007). I dati utili alla stima sono stati raccolti mediante un'applicazione

Figura 7. Valori totali (€) dei piani forestali. Modelli con eterogeneità.

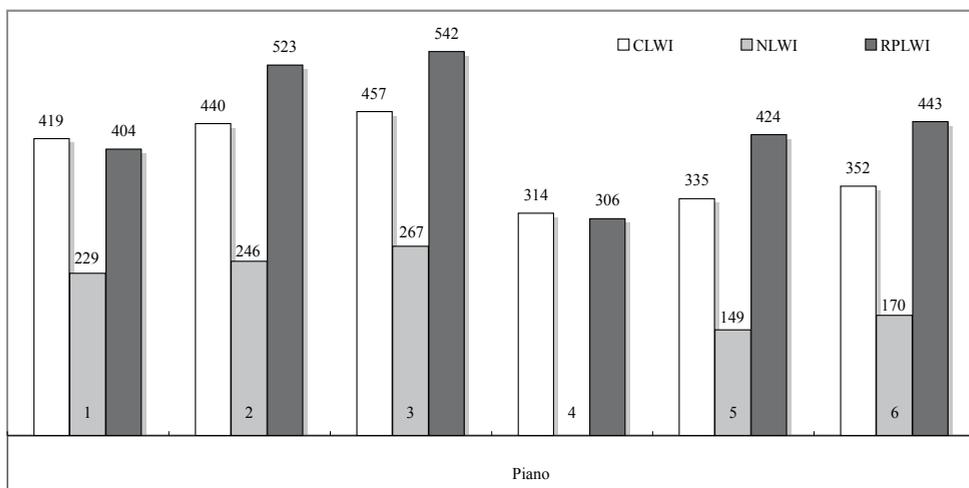


Tabella 20. Valore totale (€) di alcuni piani forestali.

Piano	Attributi				Modelli senza eterogeneità			Modelli con eterogeneità			
	Superficie	Conifere	Lati-foglie	Fire	Aree	Range di variazione	Media	Range di variazione	Media		
1	4.000	1	0	-25% (4.050 ha)	+150 (250)	240	442	363	229	419	351
2	4.000	0	1	-25% (4.050 ha)	+150 (250)	258	463	384	246	523	403
3	4.000	1	1	-25% (4.050 ha)	+150 (250)	279	481	403	267	542	422
4	13.000	1	0	-75% (1.350 ha)	+250 (350)	138	336	261	206	314	260
5	13.000	0	1	-75% (1.350 ha)	+250 (350)	156	357	282	149	424	303
6	13.000	1	1	-75% (1.350 ha)	+250 (350)	177	374	768	170	443	322

cazione del metodo degli esperimenti di scelta. L'analisi econometrica è stata condotta con diversi modelli *logit* con i quali sono state progressivamente verificate sia l'esistenza di una possibile struttura gerarchica delle preferenze individuali che l'eventuale presenza di fenomeni di eterogeneità tra le stesse preferenze e di correlazione tra le scelte.

I diversi test hanno rilevato evidenti eterogeneità nelle preferenze individuali. Tra tutti i modelli utilizzati, la migliore *performance* è stata manifestata dal modello a classi latenti con una segmentazione delle preferenze in tre classi, determinate in particolare dall'età e dal livello di istruzione degli intervistati.

L'analisi ha inoltre evidenziato che gli intervistati giudicano negativamente i previsti incrementi nel numero di aree attrezzate rispetto a quello attualmente esistente nella regione. Il potenziamento delle strutture atte a promuovere una maggiore fruizione sociale del bosco verrebbe quindi considerato dagli intervistati nocivo sia per l'integrità degli ecosistemi forestali che per la stessa fruizione sociale, in quanto presumibilmente ritengono che ad un maggior numero di visitatori possa corrispondere dal un lato un maggior rischio di incendi e dall'altro un aumento dei fenomeni di congestione.

I risultati estimativi, che sono nel complesso coerenti con quelli conseguiti in ricerche analoghe (e.g., Willis *et al.*, 2003; Garrod *et al.*; 2004; Riera e Mogas, 2004; Brey *et al.*, 2007), indicano che gli intervistati ricevono benefici economici significativi dall'eventuale adozione di uno qualunque dei piani forestali individuati. Tra i possibili piani, quello maggiormente apprezzato prevede in Sicilia ulteriori 4.000 ha di bosco misto, un rafforzamento degli interventi di protezione per ridurre del 25% il rischio attuale di incendi, e la realizzazione di altre 150 aree attrezzate per le attività ricreative all'aperto.

In definitiva, i risultati prodotti da questa applicazione CE, pur riferendosi ad un campione che solo in parte rappresenta l'intero universo della popolazione siciliana, potrebbero essere utilmente impiegati nell'ambito della futura pianificazione forestale regionale.

Bibliografia

- Adamowicz W., Boxall P., Williams M., Louviere J. (1998). Stated Preference Approaches for Measuring Passive Use Values: Choice Experiments and Contingent Valuation. *American Journal of Agricultural Economics* 80: 64-75.
- Bennett J., Blamey R. (2001). *The Choice Modelling Approach to Environmental Valuation*. Cheltenham (UK), Edward Elgar Publishing.
- Birol E., Koundouri P. (eds.) (2008). *Choice Experiments Informing Environmental Policy*. Cheltenham (UK), Edward Elgar Publishing.
- Brey R., Riera P., Mogas J. (2007). Estimation of forest values using choice modelling: An application to Spanish forests. *Ecological Economics*, 64: 305-312.
- Boxall P.C., Macnab B. (2000). Exploring the preferences of wildlife recreationists for features of boreal forest management: a choice experiment approach. *Canadian Journal of forest research* 30: 1931-1941.
- Croitoru L. (2007). Valuing the non-timber forest products in the Mediterranean region. *Ecological Economics* 63(4): 768-775.

- Garrod G., Snowdon P. (2004). *Measuring Willingness to Pay for Forest Landscapes: A Choice Experiment Approach using Computer-Generated Images*. International Conference on Economics of Sustainable Forest Management, University of Toronto, 20-22 May 2004.
- Green W. (2003). *Econometric Analysis*. Upper Saddle River, New Jersey, Prentice Hall.
- Hanley N., Wright R.E., Adamowicz V. (1998). Using Choice Experiments to Value the Environment. *Environmental and Resource Economics* 11(3-4): 413-428.
- Horne P. (2006). Forest owners' acceptance of incentive based policy instruments in forest biodiversity conservation: a choice experiment based approach. *Silva Fennica* 40: 169-178.
- Horne P., Boxall P.C., Adamowicz W.L. (2005). Multiple-use management of forest recreation site: a spatially explicit choice experiment. *Forest Ecology and Management* 207: 189-199.
- Hensher D.A., Rose J.M., Greene H. (2005). *Applied Choice Analysis: A Primer*. Cambridge (UK), Cambridge University Press.
- Lancaster K. (1996). A new approach to consumer theory. *Journal of Political Economy*. 74: 132-157.
- Lehtonen E., Kuuluvainen J., Pouta E., Rekola M., Li C.Z. (2003). No-market benefits of forest conservation in southern Finland. *Environmental Science and Policy* 6(3): 195-204.
- Louviere J.J., Hensher D.A., Swait J.D. (2000). *Stated Choice Model: Analysis and Application*. Cambridge (UK), Cambridge University Press.
- McFadden D. (1974). *Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior*. In: Zarembka P. (ed.), *Frontiers in Econometrics*. Academic Press: 5-142.
- Merlo M., Croitoru L. (edit.) (2005) *Valuing Mediterranean forests: Towards Total Economic Value*. CABI Publishing.
- Riera P., Mogas J. (2004). Evaluation of a Risk Reduction in Forest Fires in a Mediterranean Region. *Forest Policy and Economics* 6: 521-528.
- Train K.E. (2003). *Discrete Choice Methods with Simulations*. Cambridge (UK), Cambridge University Press.
- Willis K.G., Garrod G., Scarpa R., Powe N.A., Lovett A., Bateman I.J., Hanley N., MacMillan D. (2003). *The social and environmental benefits of forests in Great Britain*. Social & Environmental Benefits of Forestry Phase 2; Report to Forestry Commission, Edinburgh.

