

Lucia Rocchi

Dipartimento di Scienze Economico-
Estimative e degli Alimenti
E-mail: lucia.rocchi@unipg.it

***Choice experiments* ed eterogeneità delle preferenze per i bacini ad uso plurimo: un'applicazione al lago di Montedoglio**

Choice experiments method has important advantages over other environmental valuation methods, such as contingent valuation. The most important one is the possibility to assess complex goods like multi-purpose lakes. Mixed logit allows to account for taste heterogeneity among population, extending Choice experiments skill. This study is an application of Choice Experiments to Lake Montedoglio (Tuscany). Both Mixed Logit and Latent Class models are used.

Parole chiave: *Mixed Logit, Classi latenti, usi plurimi*

1. Introduzione

La valutazione delle risorse idriche è una tematica di grande attualità che interessa da tempo il mondo scientifico legato all'economia dell'ambiente. Numerosi gli studi presenti in letteratura. Nella maggior parte dei casi, però, ci si concentra su un unico solo uso delle acque (Murdock 2006; Alberini *et al.* 2006) o solo su aspetti di tutela quanti- qualitativa (Hensher D.A. *et al.* 2006; Greenley D.A *et al.* 1981).

Questa parzialità valutativa può in alcuni casi essere irrilevante, perché si è effettivamente interessati ad un solo aspetto od ad un solo uso. In altri casi, invece, il contesto di analisi obbliga a valutare il bene nel suo insieme, continuando a mantenere distinti i diversi usi. È il caso tipico di bacini ad uso plurimo delle acque, in cui è possibile avere diversi usi *off-stream* e *in-stream* contemporaneamente, anche in competizione tra loro. La valutazione della risorsa idrica in questo caso richiede strumenti in grado di considerare tutti gli usi in atto e potenziali, possibilmente insieme alla loro evoluzione nel tempo.

In questi contesti valutativi i *Choice Experiments* si presentano attualmente come la migliore soluzione. Nati in un campo applicativo per nulla ambientale, l'economia dei trasporti, i *Choice Experiments* possono dare un contributo sostanziale al problema della valutazione monetaria proprio per la loro caratteristica di non porre tutta l'attenzione valutativa sull'aspetto numerico (Carlsson *et al.* 2007). La valutazione della disponibilità a pagare (*Willingness to Pay, WTP*), infatti, può diventare secondaria nello studio, se il ricercatore decide di concentrare la sua at-

tenzione su altri aspetti (Hensher *et al.* 2005). Tale possibilità è preclusa nelle altre metodologie che si concentrano esclusivamente sulla *WTP*.

Le applicazioni più numerose dei *Choice experiments* legate alle risorse idriche riguardano le zone umide (Birol *et al.* 2006; Carlsson *et al.* 2003). Questo proprio per la presenza di numerosi attributi caratterizzanti e per l'ampiezza delle funzioni svolte dalle zone umide che richiedono uno strumento in grado di gestire la loro poliedricità. Come mettono bene in luce Carlsson *et al.* (2003) i *Choice experiments* sono l'unica metodica che permetta di valutare beni ambientali complessi nel loro insieme e non per un loro singolo aspetto.

I bacini ad uso plurimo, così come le zone umide, presentano una molteplicità di attributi che li rendono adatti all'applicazione dei *Choice experiments*. La scelta di applicare tale metodo alla loro valutazione appare adeguata proprio per la somiglianza con le zone umide. Nel presente lavoro si è voluto verificare l'appropriatezza del metodo alla valutazione di un bacino *multipurpose*. In particolare l'interesse riguardava la valutazione degli usi e dei servizi di carattere ambientale e ricreativo. Essendo presenti nell'area di analisi interessi variegati legati ad attività complementari e a volte contrastanti, si è cercato di scegliere un modello di riferimento in grado di mettere in luce la presenza di tale eterogeneità. Per poter approfondire maggiormente tale aspetto si è scelto di utilizzare due modelli diversi: i *mixed logit* e le classi latenti. L'obiettivo principale del presente lavoro è proprio applicare tali modelli flessibili di stima e, allo stesso tempo, verificarne l'adattabilità e semplicità applicativa alla valutazione delle risorse idriche nel caso di usi alternativi e contemporanei delle stesse. Il lavoro è per ciò organizzato come segue: dopo un inquadramento metodologico, sia dal punto di vista dell'applicazione dei *choice experiments* che delle basi econometriche, viene presentato il caso studio e l'applicazione valutativa. Seguono i risultati dell'esperimento di scelta e alcune considerazioni conclusive.

2. I *Choice experiments*

La prima metodologia basata sulle preferenze dichiarate (*SP data*, *Stated Preference data*) in contesti ipotetici, ancora oggi con il maggior numero di studi pubblicati, è la Valutazione Contingente (*Contingent Valuation*, *CV*). Le applicazioni della *CV* nel tempo sono state numerose e relative ai vari beni ambientali, quali le zone umide (Turner R. K. *et al.* 2000; Breffle *et al.* 2002), le acque costiere (Hanley N. *et al.* 2003) o le foreste (Adamowicz W. L. *et al.* 1993). Tale metodologia, però, è stata, negli ultimi quindici anni circa, superata nell'uso e nelle potenzialità dai *Choice Experiments* (*CE*) che permettono di evitare alcuni degli aspetti negativi della *CV*, quali l'effetto ancoraggio o l'effetto "*ya-saying*" (Blamey R.K. *et al.* 1999). Per sintetizzare il rapporto tra una valutazione tramite *CV* ed una tramite *CE* si può pensare a quest'ultima come un'estensione della prima di tipo dicotomico o al contrario si può considerare la contingente come un esperimento di scelta in cui il bene da valutare è presentato non nelle sue sfaccettature multi attributo ma in modo olistico.

Un *Choice experiments*, o esperimento di scelta, è una metodologia di valutazione multi attributo utilizzabile per la stima di valori di uso e non uso associati a beni impuri (Mazzanti e Montini 2001). Nelle applicazioni ad ogni intervistato vengono presentati dei *sets* di scelta, detti anche alternative o scenari, tra i quali indicare il preferito (modalità di risposta *choice*). Gli scenari proposti sono tra loro mutualmente esclusivi. Ogni alternativa descrive il bene da valutare attraverso le sue salienti caratteristiche, o attributi, espresse con diversi gradi, o livelli. L'intervistato non valuta il bene nella sua interezza, come un blocco unico, ma in quanto composto da sub-unità. Come proposto da Lancaster (1966; 1971) i beni possono essere scomposti nelle loro diverse caratteristiche, ognuna apportante il proprio contributo all'utilità totale. Sono gli attributi del bene ad essere direttamente "utili", quindi, mentre il bene lo è solo indirettamente. A differenza, però, dell'approccio di Lancaster, in cui i beni vengono presentati come infinitamente divisibili, i beni valutati attraverso la metodologia dei *Choice Experiments* sono discreti. Questo significa che per ogni caratteristica del bene è possibile considerare un *range* di valori entro il quale ogni caratteristica rimane costante. Un tale approccio fu sviluppato nel 1974 da Rosen, il quale, in questo modo, poté descrivere un modello in cui il prezzo e la quantità di una certa caratteristica erano le variabili dipendenti della scelta di massimizzazione dell'utilità. Sia Lancaster che Rosen consideravano la scelta di tipo oggettivo, determinata unicamente dalle caratteristiche del bene e indipendenti dal soggetto effettuante la scelta. Questo tipo di approccio rende i modelli di Lancaster e Rosen non sufficientemente calzanti con i *CE*. L'analista è consapevole del fatto di non poter cogliere tutta la variabilità del dato proprio perché esiste eterogeneità nei gusti di chi compie la scelta, che è quindi soggettiva. Proprio per questo sono stati sviluppati modelli che, al momento della stima, considerano la presenza di eterogeneità nei gusti e di variabilità di cui non si conosce la fonte.

Modelli che considerano tale eterogeneità sono i modelli *Nested Logit* (McFadden 1981) e i *Random Parameter Model* o *Mixed Logit* (Train 1998).

2.1 Il modello econometrico

La funzione di utilità latente dell'alternativa i per il soggetto n , nella situazione di scelta q , al tempo t , può essere considerata costituita da una parte sistematica e una latente,

$$U_{ni} = \alpha_{in} + \gamma_i S_n + \beta_n X_{nit} + \varepsilon_{nit} \quad (1)$$

Dove X_{nit} è il vettore degli attributi e S_n quello delle caratteristiche socio economiche. v_{in} rappresenta l'intercetta alternativa specifica, cioè la preferenza intrinseca per l'alternativa, mentre $v_{in} S_n$ cattura l'eterogeneità sistematica nelle preferenze legata alle caratteristiche individuali. v_n infine, è il vettore dei coefficienti relativi agli attributi, che varia nella popolazione con una densità pari a $f(v|w)$ con v vettore dei veri parametri della distribuzione dei gusti (Carlsson *et al.* 2006). Per applicare un modello a parametri *random* è necessario effettuare alcune assunzio-

ni riguardo alla distribuzione dei parametri, che l'analista non conosce ma di cui deve specificare la forma. La flessibilità rispetto agli elementi di β è molto ampia (Train 2003): possono essere indipendenti o correlati, con distribuzioni identiche o diverse tra loro. Le distribuzioni più frequentemente utilizzate sono la normale, la triangolare, l'uniforme e la logistica. Hensher *et al.* (2005) a queste aggiungono la distribuzione non stocastica. Ogni distribuzione presenta dei vantaggi e degli svantaggi legati prevalentemente alla loro forma.

Se nella (1) si suppongono gli errori distribuiti secondo un valore estremo di tipo I, allora abbiamo un *Random Parameter model* (Train 1998). La probabilità condizionata che l'individuo n -esimo scelga l'alternativa i -esima, viene espressa come:

$$P_n(i|\beta_n) = \frac{\exp(\alpha_{in} + \gamma_i S_n + \beta_n X_{nit} + \varepsilon_{nit})}{\sum_{j=1}^J (\alpha_{jn} + \gamma_j S_n + \beta_n X_{njt} + \varepsilon_{njt})} \quad (2)$$

La probabilità condizionata di osservare una certa sequenza di scelte a partire dal *choice set* sarà data dalla produttoria delle singole probabilità condizionate. In un esperimento di scelta, il numero di scelte dipende dal questionario. La probabilità non condizionata per un individuo i -esimo di effettuare una certa sequenza si troverà integrando in v la produttoria di probabilità:

$$P_n(\theta) = \int S_n(\beta) f(\beta|\theta) d\beta \quad (3)$$

Si fa notare come tutto dipenda dal termine $f(v|v)$ i *modelli multinomial logit* (MNL) possono essere considerati come un caso degenero di *mixed* e le classi latenti come un caso particolare (Train 2003). Infatti si può scrivere

$$f(\beta|\theta) = 1 \text{ per } \beta = b \quad (4a)$$

$$f(\beta|\theta) = 0 \text{ altrimenti} \quad (4b)$$

Se $f(v|v)$ è discreta, anziché continua, e quindi assume b_1, b_2, \dots, b_n valori finiti, si ricade nel caso dei modelli a classi latenti. Nel caso il valore sia nullo allora la scelta è oggettiva e influenzata dai soli attributi e il modello di riferimento è un MNL. Nel caso di $f(v|v)$ continua si rimane nel caso più generico dei *mixed logit*.

L'integrale (3) ha una formulazione relativamente semplice che permette ai coefficienti di variare tra i soggetti, mantenendo costante la situazione di scelta per ognuno di loro, così come previsto dall'assunzione di stabilità nelle preferenze (Train 2003). L'integrale della (3) non può essere calcolato analiticamente ma necessita di simulazioni di probabilità. Per questo, pur essendo nota da tempo la loro formulazione, i ML hanno visto un largo utilizzo solo recentemente, in seguito allo sviluppo di software in grado di effettuare simulazioni di probabilità in modo semplice e preciso.

I modelli a classi latenti cercano di individuare la presenza di variabilità latente non associata in modo sistematico a variabili socio-economiche misurabili, attraverso una modellizzazione di tipo discreto. I soggetti del campione vengono suddivisi in più segmenti, all'interno dei quali si assume che gli individui condividano una certa forma di funzione di utilità. In questo modo l'eterogeneità viene catturata dal gruppo o segmento.

Premesso ciò, la probabilità marginale di scelta assume la forma:

$$\Pr(J) = \sum_{c=1}^C \Pr(j|c) * \Pr(c) \quad (5)$$

La probabilità di scelta sarà condizionata all'appartenenza alla classe c e si dovrà tenere in considerazione la frequenza della classe nella popolazione, $\Pr(c)$. Formalizzando maggiormente, nominando con C il numero di classi presenti, la probabilità che l'individuo n -esimo scelga l'alternativa j -esima può essere scritta come:

$$\Pr_n(J) = \sum_{c=1}^C \frac{\exp(X_j \beta_k)}{\sum_{i \in C_n} \exp(X_i \beta_k)} \omega_c \quad (6)$$

Dove v_c è la frequenza relativa non nota di individui appartenenti alla classe c -esima. La probabilità di ogni classe deriva da una media ponderata, su tutte le classi, della probabilità del modello *MNL*. Le ponderazioni sono pesate tramite le frequenze delle classi.

2.2 La struttura di un Choice Experiments

Il nucleo di un esperimento di scelta è rappresentato dalle alternative, a loro volta composte da attributi espressi in diversi livelli. Per definire gli attributi e i loro livelli è necessario scomporre il bene nelle sue componenti fondamentali, individuando le caratteristiche essenziali, quelle che in caso di esclusione, od omissione, non permettono la completa identificazione del bene (Boxall *et al.* 1996; Batsell e Louviere 1991). Ogni caratteristica fondamentale costituisce un attributo. Nel caso di attributi quantitativi (es.: tempo di attesa, prezzo...) il livello sarà un numero, mentre nel caso di attributi qualitativi (es. comfort...) si esprimerà tramite aggettivi. I diversi attributi costituiscono le alternative o profili, cioè il paniere delle scelte. Rispetto alla completezza, i profili possono essere di due tipi: completo (*full profile*) se considerano tutti gli attributi del bene oppure parziale (*partial profile*) nel caso se ne impieghino solamente alcuni. Le alternative possono essere classificate anche in *unlabel* e *label*. Nel primo caso l'alternativa viene "etichettata", cioè le viene assegnato un nome (es. "alternativa treno", "alternativo aereo", "alternativa auto"). Nel caso di alternative *unlabel*, invece, queste sono descritte solamente dai loro attributi e livelli (Hensher *et al.* 2005).

3. Il bacino di Montedoglio

Il Lago di Montedoglio è un bacino artificiale derivante dalla costruzione dell'omonima diga sul Tevere. La diga è stata realizzata all'altezza del restringimento di Montedoglio, molto prossima alla sorgente (circa 30 Km), con scopi originari prevalentemente irrigui. Il bacino idrografico del lago è di 275.8 km² diventano circa 300 km² l'integrazione delle acque del contiguo bacino del Sovara. Il lago ha una capienza di 142.5 m³ l'Ente Irriguo Umbro Toscano, attuale gestore, ne utilizza annualmente circa 102 m³ La restante quota viene interpretata dall'ente come quota di riserva per facilitare il riempimento del bacino in caso di inverni siccitosi o come quota di emergenza in caso di grave carenza idrica. Situato in Toscana, immediatamente a ridosso del confine umbro, il lago di Montedoglio ha le sue sponde in tre comuni: Sansepolcro, Caprese Michelangelo e Pieve Santo Stefano che è il maggiormente interessato.

L'opera, rientrando tra i progetti previsti dal Piano Generale Irriguo a sua volta contenuto nel Sistema Irriguo Generale (S.I.G.), finanziato nell'ambito della legge 984/77 ("legge Quadrifoglio"), doveva servire parte del territorio umbro e di quello toscano. Precisamente, il Piano prevedeva opere indirizzate all'irrigazione della Val di Chiana e del comprensorio del Trasimeno. Il bacino di Montedoglio avrebbe alimentato con il ramo occidentale (Sistema Occidentale Montedoglio) il territorio toscano e con il ramo orientale (Comprensorio Orientale Montedoglio) l'umbro.

L'ampio lasso di tempo occorso tra la stesura del progetto (1965), il suo deposito (1971), la sua rielaborazione e il progetto esecutivo (1982) ha portato ad una realizzazione del Piano profondamente diversa dall'originaria, così come ha modificato gli effettivi usi del bacino. Inoltre, la realizzazione di opere di adduzione in anticipazione, realizzate dalla regione Umbria nell'Alto Tevere, ha concentrato in tale area l'utilizzo delle acque di Montedoglio, mentre i territori originariamente destinatari (bacino del Trasimeno) non sono ancora serviti.

Il principale uso delle acque del bacino rimane l'irriguo, anche se con volumi molto contenuti rispetto a quanto previsto dal progetto originario. Sempre più importante l'uso idropotabile, di cui inizialmente si è avvalsa solo la società Nuove Acque S.p.A. (gestore servizio idrico A.T.O. n. 4 Toscana) e dal 2007 anche la Umbria Acque S.p.A. (gestore servizio idrico A.T.O. n. 1 Umbria).

A lato degli usi tradizionali si sono sviluppate, nel tempo, diverse attività ricreative. Le più importanti sono legate al circolo velico "Circolo del remo e della vela" e alla riserva di pesca "Tailwater Alto Tevere". Quest'ultima, da sola, richiama circa 10.000 presenze annue pur essendo ancora in una fase "sperimentale". Di minore importanza risulta, per il momento, l'utilizzo delle rive del lago da parte di turisti o residenti anche per la scarsa presenza di strutture attrezzate e il divieto di balneazione dovuto ai continui rinvii del collaudo della struttura. Ciò nonostante il bacino di Montedoglio viene proposto da numerosi agrituristi locali come un'attrazione naturalista, anche per la presenza del vicino percorso strutturato "Le vie dell'acqua".

Le acque del bacino vengono sfruttate anche in termini energetici, se pur minimamente, con la produzione di pochi KWH da parte di due piccole turbine. Infi-

ne, il bacino svolge un ruolo importante dal punto di vista della regolamentazione dei flussi del Tevere, attraverso la laminazione delle piene ed il rilascio controllato delle acque durante tutto l'anno.

4. Choice experiments: design e applicazione

La fase di raccolta dati ha avuto luogo tra luglio ed ottobre 2007. Sono stati coinvolti dodici comuni, di cui otto dell'alto Tevere umbro e quattro dell'alto Tevere toscano. In tali comuni sono stati intervistati i residenti, utilizzatori diretti o meno del bacino. Il campione stratificato è stato costruito in base alle percentuali riportate nel Censimento della popolazione 2001, mantenendo autonome le categorie "agricoltori", "operatori alberghieri e/o ristoratori", "commercianti" e "dipendenti di enti pubblici", raggruppando tutte le altre in "altro".

In totale sono stati somministrati 522 questionari, con tre ripetizioni per soggetto per un totale di 1566 esperimenti di scelta. Ogni questionario conteneva tre *cards* di scelta, contenenti alternative *unlabeled*, organizzate in *full-profile*; tra le scelte è stata presentata anche l'ipotesi di mantenimento descritta tramite attributi e non identificata come alternativa zero. Le interviste sono state condotte nella maggior parte dei casi personalmente da due intervistatori e per i soli "dipendenti di enti pubblici" si è ricorso all'invio tramite e-mail unitamente alle istruzioni di compilazione.

Tabella 1. Caratteristiche socio-economiche del campione intervistato

Età media	42 anni
Femmine	47.54%
Maschi	52.16%
elementari	0.31%
medie inferiore	19.75%
medie superiore	62.04%
laurea	17.90%
Fascia di reddito inferiore 10.000 €	15.43%
Fascia di reddito tra 10.000 e 20.000 €	52.78%
Fascia di reddito tra 20.000 e 30.000 €	24.07%
Fascia di reddito superiore ai 30.000 €	7.72%
Settore agricolo	5.86%
Settore ristorazione/ alberghiero	3.70%
Settore commercio	12.35%
Altro	78.09%

Fonte: ns. elaborazione sui risultati dei questionari.

Gli attributi e livelli, riportati nella Tab. 2, sono stati scelti in modo da poter valutare la funzione ambientale- ricreativa e contemporaneamente tenere in considerazione anche gli altri usi del bacino. Per definirli si è ricorso ad interviste in profondità con esperti e rappresentanti del territorio e delle attività operanti su di esso. Nel caso dell'attributo "variazioni medie" si è ricorso al software ABT sviluppato dal Dipartimento di Ingegneria Civile ed Ambientale dell'Università degli studi di Perugia, che permette di simulare, sulla base di un *database* storico di dati meteorologici, l'andamento dell'intero bacino del fiume Tevere. Utilizzando il software ABT sono stati simulati gli andamenti dei livelli del lago durante l'anno, considerando prima l'attuale utilizzo delle acque e poi alcune possibili intensificazioni sulla base della rete di adduzione secondaria. Per ogni scenario sono state calcolate le oscillazioni settimanali annuali. Infine si sono utilizzate le sole settimane rientranti nella stagione irrigua (22 settimane) e su queste si è calcolata l'oscillazione media rispetto alla quota massima delle acque. La scelta di utilizzare come attributo le oscillazioni permette di evidenziare il *trade-off* esistente tra le funzioni ricreative ed ambientali, da una parte, e le attività produttive, dall'altra. L'attributo "rilasci", invece, indica le quantità di acqua che dal bacino vengono restituite al Tevere. La loro grandezza influenza la vita degli ecosistemi fluviali a valle, nonché le attività di pesca sportiva che ivi si svolgono. Il livello minimo inserito è quello obbligatorio per i gestori della diga, salvo casi di carenza che obbligano a rilasci controllati d'emergenza. L'attributo "strutture", invece, è stato costruito considerando il Piano Regolatore Generale del Comune di Pieve Santo Stefano (L.R. 5/95), comune che occupa la maggior parte delle sponde del bacino. Oltre al livello attuale, caratterizzato da strutture nulle, sono stati considerati due livelli: strutture per la breve e la lunga sosta. Nelle prime sono state considerate tutte quelle strutture

Tabella 2. Attributi e livelli dell'esperimento di scelta

Attributi	Definizione	Livelli	Sigla
Variazioni medie (m)	Rappresenta le oscillazioni medie durante la stagione irrigua rispetto alla quota massima	8.97	CV
		10.26	
		19.18	
Rilasci a valle (m ³ /sec)	Rilasci minimi a valle del bacino durante l'anno per garantire la permanenza delle attività ambientali fluviali	0.25	CR
		0.75	
		1.5	
Strutture	Livello di servizi e strutture sulle sponde per favorire l'accesso ai "ricreatori", sia locali che da fuori regione	nessuna	CS
		breve sosta	
		lunga sosta	
Tassa annuale (€/anno)	Livello di tassazione annuo per nucleo familiare	0.00	CT
		7.00	
		19.00	

idonee ad attività ricreative giornaliere, più indirizzate alla fruizione locale, mentre nelle seconde strutture adatte anche ad una permanenza turistica di più giorni. L'attributo monetario è rappresentato da una tassa annuale familiare.

I dati sono stati elaborati impostando un modello *Multi Nominal Logit (MNL)*, un modello a classi latenti (*CL*) e un *Mixed Logit (ML)*. Il software utilizzato per le stime è Nlogit 3.0.

5. Risultati

5.1 Il modello Multinomial logit

Nello stabilire il *design* dell'esperimento di scelta si è assunta una funzione di utilità osservabile con forma strettamente additiva. Essendo le alternative inserite *unlabelled*, la scelta è guidata solo dagli attributi e non è presente una costante alternativa specifica. Il modello stimato presenta valori di R^2 di McFadden e di R^2 *adjusted* confrontabili con quanto presente in letteratura, anche se leggermente più schiacciati verso il basso (Birol *et al.* 2006). Tutti i coefficienti presentano valori altamente significativi, con segno coerente con quanto previsto *a priori* (colonna 1 Tab. 3). Sia per l'attributo "strutture" che per "rilasci" si ritiene, infatti, coerente la presenza del segno positivo, in quanto concorde con l'incremento della fruizione di

Tabella 3. Risultati dei modelli MNL, CL e ML: confronto

Parametri	MNL	CL1	CL2	ML	ML'
	Coeff. (s.e.)				
Variazioni medie (n)	-0.126*** (0.117)	-0.183*** (0.017)	0.233*** (0.041)	-0.195*** (0.024)	-0.175 (0.0946)
Rilasci a valle (n)	1.219*** (0.122)	1.089*** (0.160)	5.719*** (0.339)	1.450*** (0.255)	0.708 (0.928)
Strutture (n)	1.230*** (0.913)	1.415*** (0.121)	2.462*** (0.339)	2.010*** (0.229)	1.338 (0.717)
Tassa (non random)	-0.038*** (0.008)	-0.034*** (0.009)	-0.128*** (0.025)	-0.060*** (0.132)	-0.064*** (0.140)
Variazioni*toscana					-0.257 (0.066)
Variazioni*umbri					0.056 (0.059)
Variazioni* sesso					-0,120** (0,043)
Variazioni*reddito					-0.031 (0.024)

Parametri	MNL Coeff. (s.e.)	CL1 Coeff. (s.e.)	CL2 Coeff. (s.e.)	ML Coeff. (s.e.)	ML' Coeff. (s.e.)
Rilasci*toscana					0.870 (0.670)
Rilasci*umbri					1.402* (0.647)
Rilasci*sesso					-0.961* (0.482)
Rilasci*reddito					0.074 (0.244)
Strutture*toscana					-0.224 (0.518)
Strutture*umbri					-0.763 (0.417)
Strutture*sesso					0.844* (0.351)
Strutture*reddito					0.375* (0.191)
Loglikelihood	-768,04249	-756.8891	-756.8891	-738,5342	-718,2194
R-sqd	0,20283	0,30271	0,30271	0,31962	0,33833
Pseudo-R-sqd	0,19771	0,29868	0,29868	0,31392	0,3289
Latent class probability	-	0.82*** (0.040)	0.18*** (0.040)	-	-
Previsioni correttamente classificate	67,18%	-	-	67,30%	68,32%

Livello di significatività: 0.001*** , 0.01** , 0.05*

servizi ricreativi ed ambientali. Il segno negativo per l'attributo monetario è quanto ci si aspetta di rilevare, come per il segno delle "variazioni medie" che indicano un avversione per l'abbassamento del livello del bacino. Il coefficiente, infatti, presenta un segno negativo in quanto il valore delle oscillazioni è presentato in valore assoluto, ad indicare l'aumento del dislivello. Valutando la stabilità delle scelte, si nota una sostanziale inelasticità delle probabilità di scelta al cambiare di tutte le variabili, sia che si consideri l'elasticità diretta che incrociata. Unica eccezione la variabile "variazione media" che presenta un'elasticità diretta praticamente unitaria. Per l'attributo "strutture", che ha natura discreta, per la valutazione degli effetti marginali si è seguita la procedura suggerita da Hensher *et al.* (2005). Il passaggio dal livello delle strutture da "nessuna" a "breve sosta" e da "nessuna" a "lunga sosta" comporta un cambiamento nella probabilità di scelta pressoché unitario, mentre nel caso del passaggio da "breve sosta" a "lunga sosta" c'è un incremento inferiore all'unità.

5.2 Il modello *Mixed logit*

La stima del *MNL* è stata realizzata come riferimento e confronto, in quanto si è supposta la presenza di eterogeneità nel campione, non trattabile con tale approccio. Per questo si è stimato un *Mixed logit*, che permette invece di considerare la componente di eterogeneità dei gusti. Tutti i parametri presentano valori di deviazione standard significativi confermando la presenza di variabilità. Il modello *ML* risulta essere migliore dal punto di vista della *fit* e delle stime di *welfare* (Birol *et al.* 2006; Carlsson *et al.* 2003).

Nella presente applicazione l'attributo "tassa" è stato inserito come parametro fisso, mentre si è supposto che gli altri parametri si distribuiscano normalmente. La scelta della tassa fissa permette di mantenere il segno del parametro e di conoscere la distribuzione delle *WTP*, che per ogni parametro sarà coincidente con la distribuzione di quest'ultimo (Sillano e Ortuzar 2005; Hensher *et al.* 2005; Birol *et al.* 2006; Carlsson *et al.* 2003). Inoltre, inserire solo alcuni parametri come random permette una maggiore stabilità del modello (Carlsson *et al.* 2003). La scelta della distribuzione normale è abbastanza comune in letteratura (Birol *et al.* 2006; Carlsson *et al.* 2003). Per la simulazione di probabilità sono state utilizzate 1000 ripetizioni della sequenza standard di Halton (*SHS- Standard Halton Sequence*).

Il modello *ML* è riportato nella penultima colonna della Tab. 3; l'ultima colonna della stessa tabella riporta, invece, un modello sempre *ML* ma in cui si valuta l'effetto sulla variabilità intorno alla media delle caratteristiche dei singoli rispondenti (*ML*). Confrontando i due modelli *ML* con il modello *MNL*, due osservazioni sono evidenti. La prima è la grandezza dei coefficienti: i modelli *ML* presentano coefficienti numericamente maggiori. Questo è dovuto al fatto che, nei modelli *ML*, parte della varianza viene trattata esplicitamente come una componente separata dell'errore (Sillano e Ortuzar, 2005). La seconda è l'incremento della *fit* in termini di R^2 dei modelli *ML*, che presentano un migliore adattamento ai dati; anche la percentuale di previsioni corrette è leggermente superiore.

I parametri dei coefficienti sono stati stimati permettendo correlazione tra loro. Emerge, analizzando la matrice di Cholesky, che la variabilità del modello è strettamente legata alla presenza di correlazione. In pratica, la variabilità non è dovuta ai singoli parametri indipendentemente uno dall'altro ma dalla loro variabilità congiunta. In modo particolare emerge come coloro che preferiscono i rilasci abbiano una forte preferenza, in termini positivi, per le variazioni, mentre coloro che preferiscono un elevato livello di strutture non gradiscono un corrispondente elevato valore nei rilasci e nelle variazioni.

Cercando di capire meglio l'eterogeneità presente, si è valutato l'effetto di alcune caratteristiche personali dei rispondenti, facendole interagire con i singoli attributi. Inizialmente si è stimato un modello più esteso, contenente tutte le caratteristiche rilevate tramite questionario (genere, istruzione, presenza di figli sotto i 14 anni, ecc...), ma molte di queste non sono risultate significative e, per tanto, il modello è stato stimato nuovamente con le sole caratteristiche dotate di significato. Sono risultate significative le caratteristiche: "genere", "reddito", "toscana" e "umbri". Riguardo quest'ultime va fatto un chiarimento. Per valutare l'effetto di

appartenenza ad una certa realtà territoriale si è provveduto a suddividere il campione in tre gruppi: i residenti in Toscana, i residenti in Umbria nei comuni più vicini al lago (Città di Castello, San Giustino, Citerna e Umbertide) e i residenti in altri comuni dell'alto Tevere. Tale divisione è stata riportata con due *dummy*: toscana (1 se residente in Toscana, 0 altrimenti) e umbri (1 se residente in comune umbro vicino, 0 altrimenti), risultate poi significative.

Valutando l'effetto sui parametri delle variabili, si nota che il genere è sempre significativo. Precisamente, gli uomini sembrano preferire maggiori livelli di rilasci a valle e un maggiore uso delle acque del bacino, e quindi maggiori variazioni rispetto alla quota massima, mentre le donne preferiscono livelli di strutture maggiori. Il reddito è significativo solo rispetto alla variabilità delle strutture, con segno positivo. Aumentando il reddito aumenta anche la preferenza per un maggiore livello di strutture. Le *dummy* territoriali mostrano una differenza dei gusti da parte dei soli residenti nei comuni umbri "vicini", ma sono state riportate entrambe per motivi di interpretazione del comportamento. "Umbri" risulta significativa per gli attributi "variazioni medie" e "rilasci"; rispetto a "strutture" risulta non significativa anche se accentuando un livello di non significatività leggermente superiore (7%) lo diviene. Le persone residenti nei comuni umbri più vicini al bacino mostrano, rispetto a tutti gli altri, una maggiore preferenza per i rilasci a valle, il che è comprensibile perché da questi dipende il livello del Tevere, soprattutto nei primi km che interessano tali comuni. Per quanto riguarda gli altri due attributi e accentuando un livello di significatività leggermente minore, gli umbri vicini sembrano preferire il mantenimento del livello del bacino e contemporaneamente l'aumento del livello delle strutture presenti. La lettura delle preferenze dei residenti umbri più prossimi può sembrare a questo punto incoerente. Un elevato livello dei rilasci mal si sposa con i restanti due. È vero però che queste preferenze rispecchiano le dinamiche locali. L'attenzione per il fiume è molto alta nella popolazione ma allo stesso tempo c'è un grande interesse per lo sfruttamento ricreativo del bacino. Tra l'altro sia il circolo velico che la riserva di pesca sono gestite da residenti nel comune di Città di Castello.

La stima delle *WTP* è stata calcolata come il rapporto, cambiato di segno, tra il coefficiente di ogni attributo e quello dell'attributo monetario. La disponibilità a pagare può essere calcolata così semplicemente perché rappresenta il *trade-off* tra ogni attributo non monetario e quello monetario, il quale può essere ricondotto al mero rapporto tra coefficienti. Nel caso dell'attributo "variazione media" non si è invertito il segno del rapporto, per evitare *WTP* negative, in teoria associabili ad una disponibilità ad accettare, mentre nei questionari veniva richiesta una disponibilità a pagare. Il segno negativo del coefficiente, però, si configura come corretto, in quanto correlato all'aumento in valore assoluto del dislivello. Se il valore fosse stato presentato come un calo con segno negativo, il coefficiente avrebbe assunto segno positivo. Inoltre è presumibile che un bacino maggiormente vuoto sia meno preferibile.

Le stime di *WTP* sono riportate nella Tab. 4: i primi tre valori sono relativi al modello senza interazioni e i secondi a quello con interazioni. Si possono notare delle differenze nelle stime prodotte dai due. Il modello con interazioni da stime più basse anche se viene mantenuto un maggior livello di disponibilità a pagare

per l'attributo "strutture" seguito dagli altri due, con "variazioni medie" decisamente più piccolo. Il modello con interazioni presenta un valore negativo per la *WTP* minima solo per il primo attributo. Si ritengono per tanto tali stime migliori rispetto al modello senza. Valori negativi, infatti, delle *WTP* non sono economicamente accettabili (Hensher *et al.* 2005). I *trade-off* sono concordi con le *WTP*, mostrando sempre una maggiore preferenza per le "strutture".

Tabella 4. Disponibilità a pagare calcolate per il modello ML senza interazioni e con effetto di interazione interno alla media delle caratteristiche socio economiche

	WTP		
	Variazioni medie	Rilasci	Strutture
Media	3,34	-23,21	-33,08
Minimo	-11,90	-188,11	-106,60
Massimo	15,83	111,97	27,20
Media	2,82	11,06	20,91
Minimo	-12,66	10,12	20,82
Massimo	15,52	12,19	21,01

5.3 Il modello a classi latenti

I logit a mistura finita, o classi latenti, catturano un'eterogeneità discreta, che permette una divisione del campione in gruppi con preferenze simili, in base ad una qualche componente non osservabile. Alcuni autori preferiscono tale approccio piuttosto che i logit a parametri random per l'assenza di assunzioni "pesanti" riguardo alla distribuzione e per la loro maggiore semplicità computazionale (Louviere J. 2006).

Per definire il numero di classi si sono utilizzati sia il criterio di Akaike che il criterio di informazione bayesiano (Birol *et al.* 2006). Tali criteri, accompagnati all'analisi della *loglikelihood* e del valore di *pseudo-R²*, hanno permesso l'individuazione di un modello a due classi.

Il modello a due classi latenti rispetto al modello base *MNL* si adatta meglio ai dati (Tab. 3, seconda e terza colonna). I suoi coefficienti sono tutti significativi, ma i segni non sono tutti concordi con le attese; nella classe II il segno del coefficiente delle variazioni medie è positivo invece che negativo e per tanto c'è una preferenza per lo "svuotamento" del bacino. Le motivazioni di tale "gusto" potrebbero essere la preferenza per una maggior presenza di attività *off stream* (es. uso irriguo, potabile, ecc...) o per un maggior rilascio al fiume Tevere vista la contemporanea preferenza per il corrispondente attributo da parte dei soggetti di tali gruppo. In realtà l'aumento dei rilasci, anche quando considerevole, non influenza così profondamente i livelli del bacino è nelle possibilità, invece, degli usi tradizionali, come

il potabile o l'irriguo. Il modello a classi latenti identifica un gruppo più corposo (classe I) in linea con quanto emerso dai modelli *MNL* e *ML* e un secondo gruppo (classe II) più piccolo, profondamente diverso. Questo secondo gruppo preferisce i rilasci due volte e mezzo rispetto alla stabilità dei livelli del bacino e ventiquattro volte rispetto alle strutture, contro i *trade-off* di 0.8 e 6 mostrati dalla classe I. La classe II sembra configurarsi con preferenze più naturalistiche che ricreative.

Cercando una discriminante per l'appartenenza ad una delle due classi, nessuna delle caratteristiche socio-economiche individuate tramite i questionari è risultata significativa. Si ricorda che nei modelli a classi latenti la divisione nei diversi segmenti avviene in base a componenti di variabilità latenti, per tanto non osservabili, anche se a volte è possibile trovare un collegamento con alcune variabili socio-economiche.

Valutando i *trade off*, la classe I preferisce le strutture ai rilasci e alle variazioni medie, rispetto alla classe II. La seconda classe invece, ha una nettissima preferenza per i rilasci. La stima delle *WTP* conferma in qualche modo quella dei *trade off*. Nella seconda classe cresce, infatti, marcatamente, la disponibilità a pagare per i rilasci mentre nella prima crescono le disponibilità per gli altri due attributi. La prima classe, invece, è più orientata agli aspetti ricreativi, visto che ha una maggiore disponibilità a pagare per mantenere i livelli del bacino e aumentare le strutture.

Tabella 5. Disponibilità a pagare per il modello multinomiale e per le classi latenti

Attributi (€)	MNL	I Classe	II Classe
Variazioni medie	3,32	5,38	1,82
Rilasci a valle	32,08	32,03	44,68
Strutture	32,37	41,59	19,23

6. Discussione

L'esperimento di scelta realizzato nell'area del lago di Montedoglio ha permesso di approfondire l'analisi delle caratteristiche del bacino. L'applicazione di varie specifiche per i modelli ha portato mediamente a risultati simili, permettendo di arrivare a conclusioni stabili.

È stata evidenziata una scarsa propensione nei confronti di una stabilità dei livelli del lago. Benché mediamente sia avversata (segno negativo del parametro), e quindi elevate variazioni dei livelli non siano preferite, i valori di disponibilità a pagare mostrano una propensione minore rispetto agli altri attributi. Uno dei gruppi individuati tramite le classi latenti mostra addirittura una disponibilità allo "svuotamento" del bacino. Tale aspetto è interessante per almeno due motivi. Il bacino fino ad oggi è stato scarsamente utilizzato, essendo ancora in fase di collaudo. Una volta a regime il lago sarà utilizzato in modo maggiore rispetto all'uso presente il che porterà a variazioni anche significative dei livelli del bacino che non

sembrano preoccupare i residenti. Tra l'altro non si sono evidenziate per l'attributo "variazioni medie" differenze di gusti da parte dei residenti nei comuni toscani che, essendo ripariali in tre casi su quattro, saranno i maggiormente interessati rispetto alle altre città della zona. Questo potrebbe essere letto come una mancanza di consapevolezza o al contrario come coscienza della necessità di acqua per i diversi usi *off-stream* afferenti al bacino (irrigazione, idropotabile, ...), rispetto ad una maggiore possibilità per uso turistico. Di contro viene anche evidenziata una certa preferenza per più strutture nell'area che sembrerebbe incoerente con quanto sopra riportato, ma può essere letto come consapevolezza di una possibilità per l'area di aumentare la propria attrattiva turistica rispetto ad altre zone sia umbre che toscane.

Molto interessante anche vedere come i residenti dei comuni umbri vicini siano maggiormente interessati alla condizioni ambientale a valle del bacino, preoccupandosi del livello dei rilasci in modo maggiore. Tale aspetto è da ricollegarsi alle situazioni di sofferenza idrica spesso riscontrate nel fiume Tevere e che la popolazione dell'Alto Tevere umbro vive con una certa preoccupazione. La maggiore disponibilità a pagare per l'attributo "rilasci" delinea un interesse forte per tali possibilità.

7. Conclusioni

La metodologia degli esperimenti di scelta si conferma adatta alla valutazione delle risorse idriche, specialmente in contesti in cui si realizzano diversi usi. Nel caso analizzato in cui è presente un bacino ad uso plurimo, i *Choice experiments* si sono dimostrati particolarmente idonei alla valutazione di un oggetto complesso. I *Choice experiments*, infatti, consentono di valutare il rapporto esistente tra le caratteristiche del bene che si sta valutando, permettendo di stimare anche gli effetti di eventuali cambiamenti nello scenario. Le sue maggiori potenzialità in ambito ambientale si registrano proprio nella valutazione dei cambiamenti in caso di miglioramenti o peggioramenti del territorio. Soprattutto tale tipologia di indagine permette di rispettare la natura dei beni ambientali e la loro capacità di svolgere diverse funzioni allo stesso tempo, proprio come sintetizzato dall'approccio del *TEV*. I *Choice experiments* per la loro capacità di cogliere le singole caratteristiche dei beni ambientali e non solo la loro globalità, risultano essere particolarmente idonei alla valutazione di beni *multipurpose*.

Per alcune caratteristiche i *Choice experiments* possono ricordare l'altro approccio valutativo, il non monetario. L'inserimento di un attributo monetario, tra l'altro, non è obbligatorio, ma lasciato alla scelta del ricercatore e alle sue necessità di indagine. Valutazioni inerenti solo a cambiamenti tra più scenari sono possibili.

Nel presente lavoro si è cercato di sfruttare a pieno la flessibilità di adattamento ai beni ambientali degli esperimenti di scelta. Per questo si è scelto di investigare una realtà "nuova" come quella del bacino di Montedoglio, in cui ancora non sono stati definiti scenari certi di sviluppo ma ci si confronta con una molteplicità di possibili futuri. La volontà di capire e conoscere le diverse aspettative e richieste per l'area da parte di soggetti diversi operanti sul territorio ha portato ad applicare modelli *ML* e a classi latenti che consente, appunto, di considerare aspetti di eterogeneità e variabilità nell'analisi. È stato così possibile individuare una diffe-

renza significativa legata all'appartenenza territoriale. Vivere in una Toscana o in Umbria, ed in una città più prossima o meno prossima, influenza le preferenze rispetto ai rilasci e alla presenza di strutture nel bacino.

Dal punto di vista della adattabilità valutativa dei due approcci, il *ML* e le classi latenti, sono emerse dei punti di forza diversi. Il modello *ML* ha permesso di individuare alcuni indicatori socio-economici da mettere in relazione con le scelte degli intervistati. Dal modello a classi latenti, invece, non è emersa nessuna discriminazione. Di contro, i valori di *WTP* individuati con il modello a classi latenti sono tutti econometricamente corretti, e non compaiono segni negativi, come accade per il modello *ML* nei valori minimi di *WTP* per alcuni attributi. L'uso di una distribuzione quale la normale, che permette sia valori negativi che positivi per i coefficienti, può, infatti, causare anche valori di *WTP* negativi per alcuni attributi. In realtà è possibile limitare od evitare, a seconda dei casi, tali valori ricorrendo a distribuzioni di tipo vincolato (Sillano e Ortuzar, 2005; Hensher *et al.*, 2005).

Bibliografia

- Adamowicz W.L., Bhardwaj V. e Macnab B. (1993). Experiments on the difference between willingness to pay and willingness to accept. *Land Economics*. n. 69: 416-427.
- Alberini A., Zanatta V. e Rosato P. (2007). Combining actual and contingent behavior to estimate the value of sports fishing in the Lagoon of Venice. *Ecological Economics*. 61: 530-541.
- Batsell R. R. e J. J. Louviere (1999). Experimental analysis of choice. *Marketing letters*. 3: 199-214.
- Blamey, R. K., J. W. Bennett e M. D. Morrison (1999). Yea-Saying in Contingent Valuation Surveys. *Land Economics*. 75: 126-141.
- Boxall, P. C., W. L. Adamowicz, J. Swait, M. Williams e J. Louviere (1996). A comparison of stated preference methods for environmental valuation. *Ecological Economics*. 18: 243-253.
- Birol E., Karousakis K e Koundouri P. (2006). Using a choice experiment to account for preference heterogeneity in wetland attributes: the case of Cheimaditida wetland in Greece. *Ecological Economics*. 60: 145-156.
- Breffle W. S. e Rowe R. D. (2002). Comparing choice question formats for evaluating natural resources trade-off. *Land Economics*. 78: 298-314.
- Carlsson F, Fryblom P e Liljenstolpe C. (2003). Valuing wetland attributes: an application of choice experiments. *Ecological Economics*. 47:95-103.
- Carlsson F, Fryblom P e Lagerkvist C. (2007). Preferences with and without prices - does the price attribute affect behavior in stated preference surveys?. *Environmental Resources Economics*. 38:155-164.
- Greenly, D., R. Walsh e R. Young (1981). Option value. Empirical evidence from a case study of recreation and water quality. *Quarterly Journal of Economics*. 96: 657-672.
- Hanley N., D. Bell e Alvarez- Farizo B. (2003). Valuing the benefits of coastal water quality improvements using contingent and real behaviour. *Environmental and Resource Economics*. 3: 273-285.
- Hensher D. A., J. M. Rose e W. H. Green (2005). Applied choice analysis- a primer. Cambridge, Cambridge University Press.
- Hensher D. A., Shore N. e Train K. (2006). Water supply security and willingness to pay to avoid drought restrictions. *The Economic Records*. 82: 56-66.
- Lancaster K. J. (1966). A new approach to Consumer Theory. *The Journal of Political Economy*. n.2: 132-157.
- Lancaster K. J. (1971). Consumer demand: a new approach. New York, Columbia University Press.
- Louviere J. (2006). What you don't know might hurt you: some unresolved issue in the design

- and analysis of discrete choice experiments. *Journal of Environmental Economics and Management*. 34: 173-188.
- Mazzantini, M. e Montini A. (2001). Tecniche di valutazione multi-attributo ed esperimenti di scelta: un'analisi critica degli aspetti metodologici, *Rivista di Economia Agraria*. 2: 221-259.
- McFadden D (1981). Econometric models of probabilistic choice. In: McFadden D e Manski C. (eds): *Analysis of discrete data with econometric applications*. Cambridge, MIT press.
- Murdock J. (2006). Handling unobserved site characteristics in random utility models of recreation demand. *Journal of environmental economics and management*. 51: 1-25.
- Sillano M e Ortuzar J. (2005). Willingness-to-pay estimation with mixet models: some new evidence. *Environmental and Planning*. 37: 525-550.
- Train K. (2003). *Discrete choice methods with simulation*. Cambridge, Cambridge university press.
- Train K. E. (1998). Recreational demand models with taste differences over people. *Land Economics*. 2: 230-239.
- Turner R. K., vanden Bergh J., Soderqvust T., Barendregt A., van der Straaten J., Maltby E. e van Ierland E. C. (2000). Ecological- economic analysis of wetlands: scientific integration for management and policy. *Ecological Economics*. 35: 7- 23.
- Chiadroni, F. (1997). Ricerche sulla stima dei vigneti nell'agro veliterno. Tesi di Laurea. Viterbo.
- Di Cocco, E., (1950). Della stima dei miglioramenti fondiari. *Rivista di Estimo Agrario e Genio Rurale*.
- Di Cocco, E., (1960). *La valutazione dei beni economici*. Bologna. Calderini.
- Gallerani, V., (1980). La stima degli impianti arborei: aspetti metodologici ed applicativi. *Genio Rurale*. 3. pp. 11-17.
- Grillenzoni, M., Grittani, G., (1994). *Estimo - teoria, procedure di valutazione e casi applicativi*. Calderini. Bologna. pp. 154-173.
- Medici, G., (1958). *Principi di estimo*. Bologna. Calderini.
- Michieli, I., (1993). *Trattato di estimo*. Bologna. Edagricole. pp. 650 e segg.
- Ribaudo, F., (1995). Estimo e metodo scientifico. *Genio Rurale*. 1. pp. 25-36.
- Ribaudo, F., (1974). Esempio di ricerca estimativa: i vigneti dell'agro veliterno. *Genio Rurale*. anno XXXVII. 7-8. pp. 35-63.
- Romiti, R., Tellarini, V., Campus, F., (1984). La stima degli arboreti - Considerazioni tra teoria e pratica. *Genio Rurale*. VI. pp. 11-14.