



Università degli Studi di Ferrara

DIPARTIMENTO DI ECONOMIA, ISTITUZIONI, TERRITORIO

Corso Ercole I D'Este n.44, 44100 Ferrara

Quaderni del Dipartimento

n.23/2002

Settembre 2002

*Valutazione microeconomica multi-attributo e schemi di analisi Choice
Experiments. Un'applicazione ai beni culturali*

di

Massimiliano Mazzanti

Settembre 2002

*Valutazione microeconomica multi-attributo e schemi di analisi Choice
Experiments. Un'applicazione ai beni culturali*

di

Massimiliano Mazzanti[©]

Abstract

The paper presents alternative multinomial specifications for analysing discrete choice preferences expressed over different supply options of a multi-dimensional and multi-attribute cultural heritage site. The database derives from a stated preference choice modelling experiment carried out on visitors of the Galleria Borghese Museum in Rome, Italy, a worldwide known cultural heritage site. Econometric analysis relies both on Conditional Logit and on mixed logit models.

First, alternative Conditional Logit specifications are investigated, testing relative performances and consistency. An analysis based on sample segmentation by socio-economic elements is also presented, as an alternative option of addressing heterogeneity. Both approaches shed light on which socio-economic factors determine choice heterogeneity in the sample, affecting the parameters of the model. A systematic test of IIA violation is carried out using Hausman statistics. Then, models not based on the IIA assumption are introduced. Heterogeneity is addressed both by classic and systematic approaches.

The main result arising is that hybrid forms of conditional logit, which incorporate heterogeneity by the classic approach of adding interaction socio-economic terms, do not violate the IIA assumption and show outcomes which are consistent with a priori expectation based on microeconomic theory. Thus, specifications relaxing IIA do not outperform the Conditional Logit model. Most attributes defined arise as significantly affecting choices: choice experiments capture both the relative relevancy of attributes for users, and the latent heterogeneity.

Finally, marginal willingness to pay point estimates and economic surplus figures are presented, showing that changes in conservation and additional services, multi-media services and temporary exhibition, with respect to the status quo, are relevant attributes for visitors, who reveal positive Willingness to pay (WTP) at the margin.

Choice experiments confirm to be a practical and effective tool for non-market valuation based on stated preference, aiming at informing and justifying - on economic grounds- demand led policies in the cultural sector. It is specifically targeted to evaluation of mixed good with relevant private components. Information on marginal WTP for changes in supply, and on factors determining visitor's preference heterogeneity, may be extensively studied.

Nonetheless, given the complexity in design and estimation, each case study needs a comprehensive econometric analysis, which makes use of many different specifications and a wide array of test statistics.

Further research is encouraged in order to achieve generality of results, for the setting of choice experiment as an effective tool for cultural policy making.

Key words: conditional logit, mixed logit, cultural heritage, valuation experiment, IIA, discrete choice models, non market goods, mixed goods, heterogeneity

Jel: C25, C42, H4, Q26, Z1

▼ Dottore di ricerca in *Istituzioni, ambiente e politiche per lo sviluppo economico* (Università Roma Tre), Msc in Environmental Economics (UCL); collaboratore di ricerca nel Dipartimento di Economia Istituzioni Territorio, Università di Ferrara. ma.maz@iol.it

1. Introduzione

La valutazione economica di beni misti, risorse ambientali e culturali con caratteristiche “impure” di non rivalità e non escludibilità, finalizzata a rivelare valori ombra, cioè non riflessi da prezzi di mercato, mediante le metodologie estimative sviluppate dalla moderna economia del benessere, ha generato un’estesa letteratura ed un acceso dibattito infra ed inter-disciplinare. Il dibattito verte essenzialmente sulla liceità e sulla possibilità di effettuare una stima dei prezzi ombra, e in secondo luogo sulla possibilità di utilizzare tali dati per la gestione e la programmazione relativa a tali risorse. Soprattutto le metodologie di valutazione “diretta” (basate su preferenze espresse), quale la valutazione contingente (VC), sono state al centro dell’attenzione di economisti e studiosi di varie discipline.

Recentemente, l’attenzione degli studiosi di valutazione economica si è rivolta alla famiglia di metodologie derivanti dall’analisi multi-attributi, che sono accomunate dalle seguenti caratteristiche (Hanley, Mourato e Wright, 2001): (i) Il bene da valutare è disaggregato in più attributi e livelli; (ii) La scelta posta all’interessato è fra diversi scenari di offerta alternativi (contingenti) caratterizzati da differenti livelli degli attributi; (iii) L’analisi si struttura su scelte ripetute effettuate su nuclei di scelta composti di almeno due alternative, dai quali si ottengono i dati necessari alla stima delle misure di benessere e delle DAP medie e mediane.

Tale schema di analisi delle preferenze consente di ottenere sia misure monetarie hicksiane- i prezzi impliciti delle variazioni negli attributi- sia una classificazione implicita di tali attributi (*implicit ranking*), in base alla relativa significatività statistica dei coefficienti stimati. La tecnica è un’estensione del formato VC a scelta dicotomica, e presenta affinità con gli schemi di analisi dei prezzi edonici.

Il presente contributo presenta un esperimento di valutazione delle preferenze di consumo, e della associata disponibilità a pagare, relativamente ai servizi prodotti da un bene capitale di patrimonio culturale (*cultural heritage*). Nello specifico, la presente analisi è volta a stimare il benessere individuale, in termini di misure compensative di reddito hicksiane, derivante da ipotetici incrementi dei servizi forniti da un’istituzione museale. Le preferenze dei “consumatori” sono rivelate mediante schemi di analisi diretta e sperimentale a scelta multipla, inseriti come componente principale di un’indagine via questionario strutturato. Gli schemi sperimentali a scelta multipla sono finalizzati a fornire valutazioni di carattere sia monetario sia qualitativo, all’interno di uno schema di analisi nel quale il bene culturale, come bene pubblico impuro (*mixed good o impure public good*), è definito in uno spazio multi-attributo¹. Per ciò che concerne la stima delle misure monetarie, la disponibilità a pagare (DAP) relativa agli incrementi di offerta è stimata in modo indiretto, differentemente quindi dalle analisi di valutazione contingente.

Il fine del presente lavoro è sia quello di provare la robustezza e l’operatività di tali schemi sperimentali nell’ambito dei consumi culturali sia quello di fornire uno schema di valutazione microeconomica come supporto per il *decision making* delle istituzioni culturali.

¹ Dove gli “attributi” sono le caratteristiche del bene offerto, in senso Lancasteriano (Lancaster, 1991).

Per ciò che riguarda l'analisi econometrica, di ambito multinomiale, sono presi in considerazione sia modelli strutturati sull'ipotesi IIA (*Independence on Irrelevant Alternatives*²), come il *Conditional logit* (CL), sia modelli che abbandonano la suddetta ipotesi, quali il modello HEV (*Heteroskedastic Extreme Value*) e il modello RPL (*Random Parameter Logit o Mixed Logit*). L'obiettivo principale dell'analisi è la stima di misure compensative di reddito (Disponibilità a Pagare, DAP) per variazioni delle caratteristiche che risultano statisticamente significative. Gli obiettivi più specificamente econometrico-metodologici riguardano invece l'analisi della consistenza interna e della significatività relativa dei modelli utilizzati.

Il database origina da un *choice modelling experiment* sui visitatori di un bene culturale, il museo di Galleria Borghese a Roma. Il risultato metodologico principale che emerge dal caso di studio, è che le forme ibride di CL, che incorporano eterogeneità secondo un approccio classico (introducendo cioè le variabili socio-economiche come covariate), sono associate alle *performance* più elevate sia in termini di pseudo-R², sia per ciò che riguarda la significatività dei coefficienti. Inoltre, uno studio sistematico sulla violazione dell'ipotesi IIA mostra come non sia possibile rifiutare l'ipotesi nulla (IIA), se non in pochi casi. Così, le specificazioni che non utilizzano l'ipotesi IIA non risultano "dominare" per performance le specificazioni CL ibride. Inoltre, sia i modelli HEV sia i modelli RPL sono strutturalmente (statisticamente) non differenti dalle specificazioni CL, a parità di covariate incluse nella regressione.

Sulla base dei coefficienti stimati si derivano, per le caratteristiche risultate rilevanti, le misure puntuali (*point estimates*) relative alla disponibilità a pagare. In altre parole, si ricava un vettore dei prezzi impliciti delle variazioni negli attributi risultate rilevanti. Su questa base si traggono alcune implicazioni di policymaking e management delle istituzioni culturali. Lo studio mostra come la disaggregazione del bene in un vettore di attributi multi-livello consenta un'analisi più approfondita delle preferenze, sulla cui base si possono strutturare gestioni culturali di tipo *demand-oriented*, all'interno delle quali il processo di valutazione sia centrale (Pearce e Mourato, 1998; Mourato e Mazzanti, 2002).

Infatti, la stima del valore (dei valori) economico del patrimonio culturale è stata riconosciuta, negli ultimi anni, come una fase fondamentale delle strategie di policy, sia a livello macro sia microeconomico (ICCRUM, 1999³; Pearce e Mourato, 1998). A livello microeconomico, ci sono due ragioni rilevanti per l'utilizzo di strumenti di analisi economica: (i) le istituzioni culturali, pubbliche o private, hanno la necessità di giustificare le decisioni di spesa delle risorse loro allocate in termini di 'user benefits', intesi in una accezione valoriale ampia (Bariletti e Causi, 1998); inoltre (ii), in mercati dove la domanda si evolve in

² Modelli derivanti dal modello di Luce (Luce, 1959). L'ipotesi IIA sulla quale si strutturano tali modelli implica che la scelta fra ogni coppia di alternative presentate sia indipendente dalle altre opzioni del set di scelta. In altre parole, la scelta in ogni *subset* non influenzata dalla struttura del *choice set* completo. In termini statistici, questo implica che la struttura dei coefficienti stimati non deve mutare passando da un modello che incorpori tutte le alternative e un modello che en ometta una (alcune). Un test chi-quadro può analizzare la rilevanza della restrizione imposta nel modello.

³ Il presente studio origina dalle discussioni e suggerimenti di ricerca emersi durante il forum ICCROM-World Bank su *Economic valuation of cultural heritage*, tenutosi a Roma e Firenze fra settembre e ottobre 1999 (si veda www.iccrom.org).

termini quantitativi e qualitativi, le destinazioni culturali devono necessariamente rinnovare e differenziare l'offerta di servizi e funzioni, fondandosi su scenari *demands oriented*. Questo anche con l'obiettivo di incrementare gli introiti diretti ricavati dall'uso fruizione del bene (mediante "cattura" di surplus del consumatore), aumentando di conseguenza l'autonomia finanziaria delle istituzioni. Autonomia che deve essere concepita non come percorso verso una completa autonomia finanziaria⁴, ma come una strategia di differenziazione delle fonti di entrata, e di riduzione della dipendenza delle istituzioni dai fondi di bilancio pubblico. La valutazione economica delle risorse destinate ad incrementare l'offerta culturale è una *policy issue* di particolare rilevanza soprattutto in Italia (Causi e Mazzanti, 2002), per le seguenti ragioni: (i) il patrimonio museale ed archeologico italiano è il più vasto al mondo; (ii) per sostenere le spese di conservazione e valorizzazione del patrimonio sono necessarie, anche in conseguenza della crisi del welfare pubblico, ingenti risorse provenienti da molte fonti; (iii) dati i flussi copiosi ed eterogenei di visitatori sono sempre più necessari approcci di gestione *demand oriented*. Inoltre, gli approcci orientati alla valutazione della domanda rivestono un ruolo rilevante come strumento da utilizzarsi in modo complementare alle recenti "innovazioni" istituzionali che hanno caratterizzato il panorama italiano⁵.

⁴ L'ipotesi, che talvolta oggi emerge nel dibattito sul ruolo relativo di "Stato e Mercato" nel settore culturale, secondo la quale le istituzioni culturali possano divenire autosufficienti in termini finanziari, non appare consistente né sul piano teorico né su quello empirico (Boorma *e al.*, 1999; Leon, 1991).

⁵ Possiamo definire due tipologie di innovazione istituzionale nel caso del settore dei beni culturali: innovazioni finanziarie ed innovazioni organizzative. Entrambe fanno parte del processo evolutivo di cambiamento e presentano elementi di sovrapposizione. Le diverse innovazioni finanziarie ed organizzative costituiscono gli elementi fondanti dei processi di decentralizzazione, autonomizzazione e "privatizzazione" dei servizi culturali.

È utile soffermarsi sul significato del termine privatizzazione relativamente al processo di innovazione in atto: possiamo intendere l'introduzione di servizi profit di carattere commerciale come attività complementare a quella prettamente culturale, oppure si può intendere la gestione dell'istituzione da parte di agenti privati, con obiettivi profit e non profit. Gestione che può essere contestuale o separata dalla effettiva proprietà del bene (dei beni) culturale.

Crediamo difficile, data la struttura dei costi e della domanda, e lo scenario temporale di lungo periodo di riferimento, strutturare l'offerta culturale, nelle forme di gestione e negli assetti di proprietà, su basi profit. Il tema è piuttosto quello di integrare la proprietà dello stato con forme gestionali di natura non profit, che si avvalgono (anche) di servizi commerciali.

Il panorama di riforma olandese (Boorma *e al.*, 1998), che si caratterizza per l'intenzione di trasformare i musei e le istituzioni culturali in enti autonomi e in "business units", offre un esempio dei possibili processi di innovazione istituzionale. Il paradigma che emerge è un assetto di proprietà che rimane di natura pubblica-statale (sullo stock di capitale fisico), e che, su specifiche basi contrattuali, continui a fornire parziale sostegno finanziario. La governance e il management delle istituzioni sono affidate ad agenti non pubblici, ma non profit, che perseguono obiettivi culturali (ed economici) disponendo di flessibilità operativa, parziale autonomia, e potendo decidere strumenti e livello quantitativo dell'offerta di servizi.

In tale ambito, la maggiore autonomia può essere associata a diverse forme di privatizzazione della gestione e dell'offerta di servizi. I fenomeni di privatizzazione ed autonomizzazione sono quindi indipendenti, ma tendono e possono sovrapporsi ed interrelarsi nei processi di innovazione istituzionale.

Infine, gli strumenti di valutazione extra mercato, se flessibili e affidabili, sono strumenti necessari in presenza di mercati dove i segnali di prezzo, quando esistenti, non riflettono i reali valori impliciti dei servizi e delle funzioni (Grefe, 1990). In tale contesto, il sito culturale preso in esame è identificato nel *survey design* come un bene multi-attributo, multi-dimensionale e multi-valoriale (Mazzanti, 2002; Sable e Kling, 2001).

È inoltre da sottolineare che, in questo contesto, la stima del “prezzo” dei servizi culturali non è l’unico obiettivo dell’analisi economica, come ad esempio negli schemi più “olistici” di Valutazione Contingente (VC), in quanto in schemi multi-attributo il prezzo-valore è solo uno degli attributi rilevanti per lo studio della domanda. Seguendo l’approccio evidenziato da Bailey e Falconer (1998), si può sottolineare che è in atto: “[...] a change of emphasis from an overwhelmingly narrow focus on admissions charges to a much broader consideration of the many factors affecting access [...] It will be argued that decisions on whether to charge (and if, so at what levels) can only be determined at the level of the individual museum”.

Il contributo è così strutturato. La sezione 2 introduce l’ambiente *choice experiment*, definendo brevemente i temi teorici e metodologici. La sezione 3 prosegue presentando in dettaglio lo studio di caso. La sezione 4 presenta l’analisi econometrica sulla base dei diversi modelli. La sezione 5 mostra le stime di disponibilità a pagare e alcune misure di stima del valore di incrementi dei servizi dallo status quo. La sezione conclusiva riassume i risultati raggiunti e offre suggerimenti per future ricerche e per gli aspetti di *decision making* relativi alle istituzioni culturali.

2. Valutazione microeconomica in ambito discreto e multi-attributo

L’ambiente di analisi a scelte multiple di carattere sperimentale fornisce una struttura concettuale all’interno della quale implementare un’analisi applicata di tipo multi-dimensionale e multi-attributo (Foster e Mourato, 2002; 2000). Nelle tecniche sperimentali utilizzate, definite in letteratura “*Choice Experiment*” (CE) o “*Choice Modelling*” (CM) (Bennett, 1999), la valutazione avviene chiedendo ai rispondenti qual è l’opzione maggiormente preferita, fra quelle presentate, cioè quella associata alla maggiore utilità (indiretta)⁶. In base ad una serie di alternative, si chiede all’utente-consumatore di selezionare l’alternativa maggiormente preferita (*most preferred option*). La disponibilità a pagare marginale- il prezzo implicito- è ricavata, come nei modelli di prezzi edonici, dal rapporto fra la stima del coefficiente concernente la caratteristica (attributo) e la stima del coefficiente associato all’attributo monetario (utilità marginale del reddito). Quindi è derivata in modo indiretto, non domandando direttamente la disponibilità a pagare. Evitare l’esplicito riferimento a misure di *willingness to pay* rilevate mediante domande dirette, stimando invece la variazione compensativa in modo “indiretto”, sulla base cioè delle scelte espresse fra alternative

Inoltre, possono essere accompagnati da processi di decentralizzazione, i quali costituiscono la terza via di innovazione istituzionale.

⁶ Si sceglie di utilizzare una tassonomia secondo la quale la tecnica definita *choice experiments* è uno degli strumenti dell’ambito *choice modelling*, insieme a *contingent rating* e *contingent ranking* (Hanley, Mourato e Wright, 2001).

differenti, è un vantaggio teorico rispetto allo schema di Valutazione Contingente (VC)⁷. Il fattore monetario viene de-enfaticizzato agli occhi dell'intervistato.

Come affermano Rolfe *e al.* (2000): *“An alternative technique, choice modelling appears to hold some promise because it can be used to model complex situations and to frame choices consistent with “real life” choices”*. Questi schemi di valutazione discendono da un più ampio ambiente teorico rappresentato dalla *Conjoint analysis*. *Conjoint analysis* è un termine che identifica una serie di approcci dove le scelte e classificazioni fra alternative definite su più attributi e livelli sono l'oggetto di analisi⁸.

Una prima fase delle applicazioni *choice modelling* a problemi di valutazione (hicksiana) extra-mercato, si è focalizzata su modelli Conditional Logit (CL), strutturati sull'ipotesi IIA, la quale deriva dalla distribuzione *iid* dell'errore stocastico. La letteratura applicata si è finora evoluta intorno a questo modello, anche per ragioni di maggiore semplicità dell'analisi statistica. Tuttavia l'ipotesi IIA costituisce spesso un'ipotesi troppo restrittiva, e necessita di un'attenta analisi volta a comprovare l'effettiva validità delle specificazioni adottate. La nuova frontiera di analisi si basa di conseguenza sull'utilizzo di modelli che non utilizzano tale ipotesi restrittiva, nel caso essa sia violata (EFTEC, 2001).

Hanley *e al.* (1998, p.426) infatti affermano: *“A topic that is receiving attention in choice modelling, in models employing revealed and/or stated preference data, is the treatment of heterogeneity in the population sample. Heterogeneity can be addressed using latent class approaches or using heterogeneous model estimators like the random coefficient probit and logit models”*⁹

Inoltre, Train (1998, p.230) afferma, riguardo al modello CL: *“First, the coefficients of variables that enter the model are assumed to be the same for all people. This assumption implies that different people with the same observed characteristics have the same values (i.e. tastes) for each factor entering the model. Second, Logit and nested Logit exhibit the IIA property (Logit for all alternatives, and nested Logit exhibits it within nests. [...] This substitution pattern may be unrealistic in many settings. Third, in situations with repeated choices over time, Logit and nested Logit assume that unobserved factors are independent over time for each decision maker”*.

⁷ L'ambiente Choice experiment è definito come un ampio spettro di strumenti di analisi che, a mia opinione, “comprende” come caso limite la valutazione contingente con schemi dicotomici.

⁸ Per analisi introduttive si vedano Bennett e Blamey (2001), Hanley, Mourato e Wright (2001). Per analisi più tecniche i contributi di Bennett (1999) e Hensher, Louviere e Swait (2000). Per una disamina delle difficoltà cognitive si veda Garrod e Willis (1999).

⁹ Sintetizzando, l'eterogeneità può essere incorporata nei modelli secondo un approccio classico, cioè aggiungendo come covariate i termini di interazione, fra le variabili socio-economiche e gli attributi, originando una sorta di CL ibrido. L'indice di utilità diviene quindi funzione di tale vettore di termini di interazione, fra i quali identificare quelli significativi. Un secondo approccio consiste nel far dipendere in modo sistematico e strutturale i coefficienti del modello dalle variabili socio-economiche (modello RPL). Una terza via è assumere che la parte stocastica, non deterministica, della regressione, dipenda da tali fattori socio-economici, in modo classico o sistematico. Il presente studio analizza i primi due approcci allo studio dell'eterogeneità.

I contributi presenti in letteratura hanno però raramente effettuato un'attenta disamina della violazione suddetta, e/o hanno assunto spesso a priori la relativa maggiore consistenza dei modelli non-IIA¹⁰.

Quindi, uno degli obiettivi principali del presente studio è provare la robustezza relativa dei modelli, e la conseguente significatività del vettore dei prezzi impliciti, nel caso specifico di preferenze per un bene culturale: ciò è rilevante per offrire informazioni significative e affidabili al *policymaking*. La comparazione della fit, della consistenza e dei cambiamenti strutturali che possono avvenire fra modelli è utile, in quanto: (i) l'affidabilità del modello CL è garantita solo in caso di non violazione dell'ipotesi IIA (Foster e Mourato, 2000), (ii), il valore aggiunto teorico di modelli alternativi deve essere empiricamente suffragato caso per caso (Brefle e Morey, 2000; Layton, 2000; McConnel e Tseng, 1999; Train, 1998; Eymann e Ronning, 1997).

L'analisi inizia considerando i modelli CL, nelle loro diverse possibili specificazioni, con o senza covariate relative a (i) variabili socio-economiche; (ii) attributi-caratteristiche del bene. Definiamo ibride (tra il *Conditional Logit* e il *Multinomial Logit*) quelle specificazioni che includono sia covariate relative agli attributi sia covariate relative a elementi socio-economici (Long, 1997). La "cattura" dell'eterogeneità latente e la verifica dell'ipotesi IIA sono i due argomenti principali. In seguito, si adotta e prova un modello (HEV) che abbandona l'ipotesi IIA, ma cattura l'eterogeneità in modo non sistematico. Il modello HEV è analizzato e discusso per specificazioni base e ibride. Per finire, si presentano alcune regressioni ottenute utilizzando specificazioni alternative per il modello RPL, che incorpora invece gli elementi di eterogeneità in modo sistematico¹¹.

L'analisi è strutturata con riferimento a *utility maximising consumers*. Tuttavia, possiamo porre l'enfasi del discorso all'interno di uno schema di *rational choice theory* nel senso indicato da Cowen (1989), il quale definisce "*loose neoclassicism*" un approccio per il quale "*self interested individual actions are constrained by costs, meaning no more that users pursue their own interest, taking into account prices, incomes, and also norms and conventions*" (Blaug, 2001)¹².

¹⁰ In caso di violazione, i parametri stimati del logit possiedono le proprietà di *unbiasdness e consistency* ma non la proprietà di efficienza. Sebbene le stime puntuali sono corrette, gli standard errors sono inappropriati se l'ipotesi IIA non è suffragata dai dati (Fry e Harris, 1998).

¹¹ Per ogni approfondimento sulle questioni metodologiche ed econometriche, relative al design della survey e ai modelli utilizzati, si faccia riferimento a Eftec (2001), Bennett e Blamey (2001) e Mazzanti e Montini (2001).

¹² Si veda anche McFadden (1999) per un'analisi della *economic rationality* nei termini delineati dalla moderna teoria microeconomica (applicata), ovvero in termini di *Consistent Choices*, dove il riferimento alle funzioni di utilità è puramente strumentale (Freeman, 1993).

3. Il caso di studio sui visitatori di Galleria Borghese

3.1 Il caso di studio e i metodi di indagine

Per la scienza economica il museo di Galleria Borghese è un bene misto, o quasi-pubblico (*Quasi public goods*)¹³ per quanto riguarda la fruizione (funzione di valorizzazione) e un bene pubblico-collettivo per ciò che riguarda i benefici di conservazione (funzione di tutela e conservazione).

Le “funzioni” del sito possono essere di seguito disaggregate:

1. Funzione conservativa (tutela, restauro, attività di mantenimento dello stock, ordinarie e straordinarie);
2. Funzione espositiva (di uso diretto);
3. Funzioni accessorie o complementari (fornitura di servizi aggiuntivi e servizi culturali complementari alle funzioni 1. e 2.)

Ciascuno di questi sub-sistemi concorre, secondo le attese dei visitatori, a definire l’esperienza complessiva della visita. Il grado di apprezzamento e soddisfazione può essere utilizzato come valido indicatore del raggiungimento degli obiettivi (Creigh-Tyte e Selwood, 1998).

Le indagini socioeconomiche sulla domanda nei musei si pongono, in sintesi, il fine di analizzare: (i) Le caratteristiche della domanda: età, sesso, professione, reddito, provenienza, scolarizzazione, conoscenza precedente del museo, indicazione relative ai motivi della visita; (ii) Il processo decisionale dei visitatori: motivazioni e disponibilità a pagare; (iii) Informazioni qualitative quali le motivazioni per la visita ex ante, e la qualità complessiva dell’esperienza percepita ex post; (iv) Le valutazioni di carattere complessivo sulle funzioni offerte dal museo: conservazione, servizi erogati, ecc.

Ai fini di una motivata politica culturale è importante esaminare sia il grado di soddisfazione dei visitatori riguardo ai servizi offerti nello status quo, sia le preferenze per eventuali variazioni marginali dei servizi dallo status quo. In altri termini, quali siano le preferenze e le percezioni degli utenti, e quale la loro disponibilità a pagare per la visita (consumo diretto) e per la conservazione *nello* status quo e quali le DAP marginali per variazioni *dallo* status quo (Creigh-Tyte e al., 2001).

Un’analisi sul pubblico è ancora più rilevante nel presente caso, in quanto nessuna rilevazione statistica è stata effettuata dalla riapertura della Galleria, avvenuta nel 1997 dopo 13 anni di lavori di consolidamento e restauro, con costi totali per le varie fasi e vari cantieri che assommano a decine di miliardi (circa nove solo nel biennio 1996-1997). Tuttavia, nessuna *survey* sui visitatori è stata effettuata, per verificare il grado di soddisfazione sui servizi, le motivazioni, e quale fosse l’eterogeneità socio-economica dei visitatori. Nel 1999 il museo ha attratto 426000 visitatori (144000 entrate gratuite). La tendenza, dopo l’esplosione di visitatori del 1998, è stata una stabilizzazione- diminuzione dei flussi. È perciò rilevante esaminare le preferenze relative al valore marginale di future (ipotetiche) espansioni dell’offerta di servizi e funzioni (Darnell, 1998).

¹³ Bene pubblico misto che presenta parziale rivalità nel consumo ed è escludibile.

L'obiettivo primario dell'analisi è quello di stimare della disponibilità a pagare, mediante *survey based techniques* quali VC e CE. Lo studio di caso qui presentato utilizza sia la metodologia della valutazione contingente, come indagine complementare e preliminare, sia quella delle scelte sperimentali (*Choice experiments*), come strumento principale di stima del valore di variazioni nei servizi. In entrambi i casi, nell'alveo della tradizione hicksiana della nuova economia del benessere, il valore economico è in metrica monetaria, e assume natura strumentale rispetto agli obiettivi specificamente culturali.

La rilevanza dello studio emerge sotto diverse prospettive. Innanzitutto, è una delle prime applicazioni, a noi note, della tecnica Choice Experiment su un sito culturale¹⁴. In secondo luogo, è uno dei pochi studi strutturati e specifici ai beni culturali che analizzino il valore economico dei servizi museali nello status quo e in scenari alternativi¹⁵. Infine, è uno dei pochi studi in letteratura che effettua una analisi CM *in situ* su utenti via interviste dirette (non somministrate via posta);

Esposte le motivazioni di ricerca, gli obiettivi principali del lavoro sono:

1. Verificare e sperimentare l'uso della metodologia *Choice Modelling* applicata al patrimonio culturale;
2. Definire un "vettore" di meta-attributi caratterizzanti i siti culturali, che possano indirizzare future analisi basate su schemi CE
3. Fornire ai decisori pubblici e alle istituzioni culturali un nucleo di strumenti estimativi complementari per l'analisi quanti-qualitativa della domanda;

3.2 L'indagine sui visitatori

L'indagine sui visitatori si è evoluta su diverse fasi successive nel corso dell'estate e autunno del 2000. Un primo "studio pilota", basato su interviste dirette e relativa discussione con i visitatori, è stato effettuato su un campione di 25 utenti, intervistati *in situ*. Sulla base di queste informazioni, completate con una serie di interviste al personale del museo, è stato possibile definire i meta attributi per l'indagine, individuare i livelli degli attributi e determinare i "range" monetari di riferimento per la disponibilità a pagare individuale.

Il successivo studio intermedio, effettuato su di un campione di 190 visitatori nell'agosto 2000, si proponeva invece di effettuare una prima indagine di valutazione contingente e testare formati diversi di rivelazione delle preferenze e verificare un primo design dell'esperimento CE.

L'indagine finale è stata compiuta su un campione di 205 visitatori, nell'ottobre 2000. Il questionario introduce prima il visitatore al problema della gestione e valutazione dei beni culturali, poi presenta due fasi di valutazione contingente per scenari di status quo mediante una scala di pagamento (*payment ladders*) e

¹⁴ Gli altri due casi di studio emersi recentemente sono Morey e Ronsmann (1999) e Maddison e Foster (2001). Si raccolgono inoltre i suggerimenti presenti in Martin (1994), e Pearce e Mourato (1998).

¹⁵ Ad esempio, Martin (1994) esamina e presenta stime solo per il museo nello status quo. Il suo studio è inoltre parte di una survey generale, non specificamente mirata all'analisi della domanda culturale.

infine presenta lo schema sperimentale nella sua struttura finale. Si conclude chiedendo di fornire le informazioni socio-economiche necessarie per l'analisi delle componenti di eterogeneità (Tabella 1). La somministrazione del questionario è stata effettuata con metodo *drop off-pick up*, ma con assistenza costante agli intervistati. La compilazione ha avuto una durata media di 15 minuti. Inoltre si sono intervistati i visitatori sia prima sia dopo la visita¹⁶.

Il tasso di rifiuto si è rivelato basso (circa il 5%), ed il questionario è stato generalmente accettato e compreso dagli intervistati. I questionari risultati validi per l'analisi CE sono 185, su 205 compilati in totale (90,2%)¹⁷.

Al fine di definire i *choice set* delle scelte sperimentali, lo studio pilota e lo studio preliminare hanno condotto alla individuazione di 4 attributi rilevanti e dei relativi livelli. Il museo della Galleria Borghese è perciò definito in uno spazio *multi attributo*. Gli attributi e i loro livelli sono stati così delineati¹⁸:

- Tariffa di entrata (fattore monetario)¹⁹
 - 18000
 - 20000
 - 24000
- Attività-livello di conservazione
 - Status quo
 - Maggiore attività di conservazione e restauro non ordinaria
- Politica di accesso (ore di visita)
 - 2 ore (status quo)
 - 3 ore
- Servizi complementari alla visita
 - Status quo
 - Servizi multimediali e audio-visuali interattivi
 - Come sopra più “esposizione temporanea”, addizionale all’esposizione principale, localizzata esternamente rispetto alla galleria²⁰

Le variabili qualitative sono incluse nella regressione come *code effect dummies*. Per verificare la presenza di uno “status quo bias” la costante specifica per alternativa (*alternative specific constant (ASC)*) è indicata come una dummy 1-0.

¹⁶ Il 90% sono visitatori alla “prima visita”.

¹⁷ Il questionario è disponibile su richiesta.

¹⁸ Si è cercato di limitare lo sforzo cognitivo richiesto limitando il numero dei livelli e presentando tre o quattro choice set per intervista.

¹⁹ Nello Status quo era di 7,23€ (14000 lire).

²⁰ Questa possibilità fu considerata prima dell’apertura nel 1997, ma poi mai realizzata.

Il fattoriale completo di attributi e livelli fornisce 36 combinazioni potenziali, o *full factorial*. Non essendo però possibile presentare ai visitatori tutte le combinazioni effettive (le alternative di offerta), è stato necessario generare, mediante processo statistico, una matrice ridotta di combinazioni ortogonali (*routine* contenuta in SPSS)²¹. Più precisamente, la permutazione dei quattro attributi e dei livelli genera un $[2*2*3*3]= 36$ full factorial, in altre parole il vettore delle combinazioni possibili attributi-livelli (*profile sets*). Dal *full factorial* $[2*2*3*3]$, si seleziona un *fractional orthogonal factorial* di 9 profili. Poiché gli attributi relativi allo status quo sono presenti per tutti gli elementi tranne che per il prezzo, due combinazioni sono state omesse perché implausibili²².

La seguente tabella sintetizza il livello degli attributi per ogni profilo definito:

| Profili | Attributi | | | |
|----------|-----------|-----------------------------|---|---------------|
| | Accesso | Conservazione ²³ | Servizi aggiuntivi | Prezzo £/€ |
| <u>1</u> | 3 ore | 0 | Servizi multimediali+ Esposizione Temporanea | 18000/9,30 |
| <u>2</u> | 2 ore | 1 | Servizi multimediali+ Esposizione Temporanea | 22000/11,36 |
| <u>3</u> | 2 ore | 1 | Servizi multimediali | 18000/9,30 |
| <u>4</u> | 3 ore | 1 | Status quo | 24000/12,39 |
| <u>5</u> | 2 ore | 0 | Servizi multimediali+ Esposizione Temporanea | 24000/12,39 |
| <u>6</u> | 2 ore | 0 | Servizi multimediali | 24000/12,39 |
| <u>7</u> | 3 ore | 0 | Servizi multimediali | 22000/11,36 |

Dalle sette opzioni residue è stato generato un nucleo di *paired comparisons* (coppie di alternative) da associare e confrontare, in ogni *choice set*, all'opzione status quo. Le *paired comparisons* sono state poi ulteriormente ridotte, eliminando quelle dominate e/o dominanti. Il nucleo di 14 alternative costituisce la base per l'analisi delle preferenze. Si è scelto di raggruppare le 14 opzioni di offerta in quattro sottogruppi,

²¹ 9, poi ridotte a 7 causa della implausibilità di due dei profili.

²² Lo studio intermedio rivela che profili i cui attributi si differenziano tutti dallo status quo non sono accettati come plausibili da molti intervistati.

²³ 0= status quo; 1= attività aggiuntive per attività di conservazione e restauro straordinarie.

due di 4 e due di 3²⁴; ognuno dei nuclei di opzioni è presentato al campione di utenti tramite il questionario. In questo modo rispettiamo l'indicazione fornita da Bennett (1999), il quale suggerisce un minimo di almeno 50 rispondenti per ogni sottogruppo di nuclei (come "regola del pollice"). Nel nostro caso è inoltre possibile testare se un diverso numero di opzioni (3 vs. 4) genera differenze relativamente alle stime dei parametri, e se sono presenti fenomeni di affaticamento o di apprendimento dell'intervistato.

In ogni choice set definito, i rispondenti scelgono tra tre opzioni, A, B e lo status quo (SQ). Le scelte multiple e ripetute dai visitatori generano un database multinomiale, dove gli "1" sono le alternative selezionate come preferite in ogni terzina di alternative (choice set). Il campione finale è di 1935 osservazioni (*rows*), derivanti da 645 choice sets ("1") presentati.

Lo status quo è presente come opzione specificata su attributi, ed è associato ad un prezzo. Di solito, in letteratura, lo status quo o non è un'opzione effettiva (*no choice option*), o non è associato ad un prezzo. In questo caso, il prezzo di base determina una soglia finanziaria e psicologica per l'utenza.

Ricordiamo che il database è stimato dapprima con una specificazione Conditional Logit (CL) (Greene, 2000; Long, 1997). Il modello è un caso del *Luce model*²⁵, dove l'indice di utilità indiretta è funzione lineare degli attributi.

Gli acronimi per gli attributi²⁶ utilizzati nelle regressioni sono:

| Attributo | Acronimo | Variabile |
|--|----------|-----------|
| Tariffa di ingresso | Fee | Continua |
| Politica di accesso (durata visita) | Access | Coded |
| Attività di Conservazione | Cons | Coded |
| Servizi accessori Multimediali | Service1 | Coded |
| Esposizione temporanea + Servizi accessori Multimediali | Service2 | Coded |
| Alternative specific constants | ASC | Dummy |

²⁴ Si è dedotto, dallo studio intermedio, che gli utenti, in un'intervista diretta, non potessero confrontarsi con più di 4-5 scelte. Si sono osservati fenomeni di affaticamento e meccanicità nelle risposte anche con quattro opzioni. Per questo motivo si limitano i nuclei a tre e quattro opzioni. Hanley e al. (1998) propongono una soglia massima di otto scelte. Altri autori sottopongono i rispondenti anche a 16 e 32 scelte, ma con interviste postali.

²⁵ Long (1997, p.178) nota: "*The conditional Logit model (CLM), sometimes referred as to Luce model of choice or (confusingly) the multinomial Logit model, is a closely related model in which the coefficients for a variable are the same for each outcome, but the values of the variables differ for each outcome. For example, if I am trying to explain a commuter's choice of transportation among the options of train, bus and private automobile, I might consider the amount of time or the cost per trip for each option. The effect of time would be the same for each mode of Travel, but the amount of time would differ by the mode of transportation*"

²⁶ Gli acronimi per le covariate socio-economiche introdotte nelle regressioni sono presentati nella tabella 1.

A parte la variabile *Fee*, variabile continua, le altre sono “coded” dummy²⁷.

La funzione di utilità indiretta *osservabile* (per la parte deterministica) è perciò la seguente:

$$V_{ij} = \beta_0 (\text{ASC}) + \beta_1 (\text{Conservation}) + \beta_2 (\text{Fee}) + \beta_3 (\text{Service1}) + \beta_4 (\text{Service2}) + \beta_5 (\text{access}) + B_j$$

(termini di interazione-eterogeneità)

Dove β_0 si riferisce al termine costante specifico per alternativa, una dummy che assume valore uno per opzioni diverse dallo status quo. β_1 è il vettore dei coefficienti relativo agli attributi, che descrivono il sito. Nella stima statistica, si aggiunge un termine di errore iid (parte stocastica) che rappresenta l'utilità non osservata.

Il veicolo di pagamento (*payment vehicle*) è presentato come una *admission charge (fee)*, addizionale a quella esistente, che copre (ipoteticamente) i costi di servizi e funzioni presentati come addizionali allo status quo di offerta. Si rileva quindi in via diretta (*stated*) ma implicita, mediante uno schema sperimentale di rivelazione, quale è la variazione compensativa (la DAP hicksiana) di reddito associata alla eventuale scelta-preferenza di maggiori servizi (incrementi negli attributi selezionati).

4. L'Analisi econometrica

L'analisi econometrica inizia con l'analisi di modelli Conditional Logit (CL) base²⁸, per poi introdurre in un secondo stadio anche le variabili socio-economiche nella strutturazione di logit “ibridi” (Greene, 2000, p.858-59). Si presentano infine modelli che non utilizzano l'ipotesi IIA (HEV e RPL).

4.1 Il Modello Conditional Logit

Si specifica e introduce in prima analisi un CL base, che non include gli elementi di interazione socio-economici, ma solo gli attributi del sito. Per ogni attributo lo status quo è il livello *constant base*. I parametri stimati riflettono perciò le differenze nelle probabilità di scelta fra quel livello e il livello base.

Sia specificazioni lineari sia quadratiche (con reddito ed età al quadrato come covariate) sono utilizzate in una fase preliminare, al fine di compararne i risultati. Il modello lineare è associato ad una migliore performance, e viene quindi selezionato come struttura base per tutte le analisi successive²⁹.

²⁷ Utilizzate anche in contesti longitudinali. Molte sono le similarità dei modelli multinomiali con i modelli di analisi di dati panel discreti.

²⁸ Con covariate i soli attributi-caratteristiche.

²⁹ Come notano sia Hanley *e al.* (1998) sia Bennett (1999) un test preliminare sulle forme lineari e non, è necessario, non esistendo un consenso teorico a priori.

La scelta fra le due specificazioni, notano Adamowicz *e al.* (1998), dovrebbe considerare le implicazioni teoriche relative alla misurazione delle misure di valore. Infatti, McConnell (1995), sfruttando l'idea di surplus del consumatore in modelli di scelta probabilistici, ma senza assumere che il vincolo individuale sia bilanciato in ogni

L'indagine econometrica sul modello base conferma che il fattore monetario è associato ad un coefficiente negativo, risultato in linea con le attese *a priori* (l'incremento di prezzo diminuisce l'utilità individuale). Tuttavia, il coefficiente non è significativamente rilevante in termini statistici; *Cons* e *Service2* sono invece associati ad un segno positivo e sono statisticamente significativi; ASC ha coefficiente negativo mostrando uno "status quo bias", il quale sarà confermato nei modelli successivi, ma mai statisticamente significativo³⁰.

Per finire, la statistica chi-quadro permette di rifiutare l'ipotesi nulla, al 100% di significatività, per la quale le variabili non siano statisticamente significative (test sulla significatività della regressione); inoltre, il test di Hausman- McFadden evidenzia come la ipotesi IIA non sia violata: infatti la *statistica chi-quadro* non conduce al rifiuto dell'ipotesi nulla di uguaglianza strutturale dei coefficienti fra i due modelli presi in considerazione dal test (si veda la tabella 4 per un riassunto dell'analisi sistematica sull'ipotesi IIA relativa a tutti i modelli CL).

Si passa poi all'analisi di modelli CL ibridi, per valutare l'impatto dell'introduzione di elementi di eterogeneità³¹.

Esistono varie opzioni, nell'ambiente multinomiale, per "migliorare" le prestazioni di un modello (e rimuovere le violazioni IIA). Come suggeriscono Rolfe *e al.* (2000) e McConnel e Tseng (2000), l'inclusione dei fattori socio-economici rilevati dalle interviste è un semplice ma importante passo verso la formulazione di modelli più completi e verso un'analisi più approfondita dell'eterogeneità nelle preferenze.

periodo, conclude: "*The behavioural model which stems from a logit or extreme value distribution can be used to compute a willingness to pay measure which is consistent with the measure derived from utility maximisation. This means that one may use the RUM welfare measures with confidence, despite the awkward interpretation of the budget constraint. One need not worry about the time dimension of the budget constraint. This does not imply that the calculation of welfare measures should be changed. That is the point. An equivalent welfare measure stems from the model, whether one uses the behavioural interpretation or the utility theoretic interpretation*". E, inoltre: "*When the budget constraint is non linear, the equivalent interpretations fail. This is consistent with the standard result that Hicksian and Marshallian schedule differ when there is an income effect. It should make one wary of indirect utility functions which are non-linear in income*"(p.269-70).

³⁰ Per ciò che concerne la specificazione delle costanti ASC, la similarità statistica fra modelli che usano la dummy ASC e modelli che utilizzano le costanti ASCs (A, B, C) è confermata dal valore di statistiche chi-quadro (0.14 con 1 d.o.f) del test LR.

³¹ La struttura del modello Random Utility Theory (RUM) consente una disamina di due forme di eterogeneità: (i) *heterogeneity in tastes*; (ii) *heterogeneity in scale* (Adamowicz e Boxall (2001)) gli autori osservano: "*The first involves relaxing the assumption of the same indirect utility function for each individual. The second involves identifying individual characteristics that explain the noise or error variance surrounding the estimation of the indirect utility function*" (p.10). Inoltre, Long (1997, p.180) afferma: "*I suspect that at some point the most useful models for the analysis of nominal outcomes will combine characteristics of the Multinomial Logit and Conditional Logit*". Il metodo *Choice modelling* rappresenta un esempio di tale combinazione.

È quindi stato specificato un “*hybrid conditional logit model*” che include le informazioni su età, sesso, reddito, occupazione, educazione, nazionalità dei visitatori (tabella 1), utilizzando un metodo di analisi “dal generale al particolare” (*stepwise*), omettendo via via le interazioni non significative. Un possibile limite dell’approccio è che non presenta nessuna selezione preliminare dei fattori esplicativi dell’eterogeneità; di seguito si mostrerà un possibile altro approccio di selezione delle covariate rilevanti.

Età e reddito sono definite come continue, gli altri elementi sono rappresentati da dummy dicotomiche. Tali variabili sono state poste in interazione sia con la costante (ASC), procedura più usuale in letteratura, sia con la variabile monetaria *fee* (Foster e Mourato, 2000)³², comparando i risultati. La specificazione che presenta come fattore di interazione la variabile monetaria (**fee*) è selezionata per l’analisi che segue in quanto presenta una maggiore significatività.

Si sono stimate due regressioni che si distinguono da quella “base”: una che include solo fattori socioeconomici, seguendo un approccio standard in letteratura (modello 2), e una che include invece tutti i possibili effetti di interazione principale (modello 3)³³.

In sintesi, alcuni risultati relativi all’analisi tramite modelli CL sono i seguenti: (i) Per quanto riguarda gli attributi, *Conservation* risulta l’elemento sempre e maggiormente significativo. Il fattore monetario è significativo (e con segno negativo) in tutti i modelli che includono gli elementi socioeconomici. Mentre *service2* è generalmente significativo nei modelli ibridi, solo nel modello 3 appare una congiunta significatività di *service1* e *service2*. *Access* conferma in ogni scenario la sua non significatività statistica. Quindi, l’inclusione di elementi di eterogeneità è necessaria per rendere il modello più esplicativo e far emergere la rilevanza dei fattori di scelta³⁴; (ii) Per quanto riguarda i termini di interazione, il modello 2 evidenzia come variabili significative età e reddito (che ha un segno in linea con relazione teoriche fra DAP e reddito); (iii) Infine, un *Likelihood Ratio (LR) test* conduce al rifiuto dell’ipotesi nulla di similarità strutturale fra modelli base e modelli di tipo ibrido: aggiungere termini di interazione cambia il modello e spiega più eterogeneità. Si veda la tabella 5 per un’analisi sistematica delle differenze strutturali fra specificazioni CL analizzate mediante *LR tests*.

Come accennato sopra, possibile utilizzare un approccio diverso per la selezione degli elementi socio-economici da utilizzare nelle analisi di regressione. Invece di adottare una usuale procedura *stepwise* di omissione delle variabili non rilevanti, un secondo approccio è basato sull’analisi preliminare di segmenti mutuamente esclusivi, costruiti in base alle variabili socioeconomiche rilevate. Sulla base di tale pre-selezione si studia poi un modello CL di tipo ibrido che incorpora solo le covariate risultanti esplicative dell’eterogeneità (modello 4).

³² È necessario, a nostro avviso, verificare entrambe le specificazioni non esistendo, anche in questo caso, nessun risultato consolidato, né teorico né empirico, a riguardo. Sono grato a Susana Mourato per questo punto.

³³ E utilizza una procedura *stepwise* dal generale al particolare.

³⁴ Foster e Mourato (2000) notano come tendenzialmente i *t ratios* sono maggiori (anche di 3-4 grandezze) nelle analisi di contingent ranking: “*this higher degree of efficiency is attributable to the fact that the model is making use of all the available information about consumer rankings as opposed to just the first best choice*” (p. 9).

Il campione totale è a tal fine suddiviso in due sotto-campioni esclusivi, per ogni elemento socio-economico indicato nella tabella 1, al fine di testare la presenza di eventuali *structural changes*. Per verificare l'ipotesi nulla di assenza di break strutturale (nel senso di diversità strutturale dei coefficienti stimati)³⁵ si effettua un LR test. I risultati dei test (tabella 2) mostrano che, mentre età e reddito si confermano significativamente rilevanti, anche il livello di educazione e la nazionalità emergono come fattori esplicativi dell'eterogeneità.

Sulla base di questo risultato, si stima un modello (modello 4) che include solo i termini emersi come significativi come base per il vettore di interazioni. Emerge un modello di regressione con R^2 superiore e tutti gli attributi- eccetto *access*- significativi. Per quanto riguarda le interazioni, *From*cons* risulta significativa con segno positivo, mostrando una preferenza degli utenti non italiani per le attività e obiettivi di conservazione, *EDUC*servI* è anche significativa, ma con segno negativo, evidenziando una preferenza degli individui con meno educazione per i servizi multimediali. Gli stessi segnali di significatività emergevano dal modello 3, che infatti si dimostra, sulla base di un LR test, non differenziarsi strutturalmente dal modello 4.

Tuttavia, l'analisi per segmenti permette di evidenziare, sulla base delle regressioni effettuate sui sotto-campioni (non presentate), i seguenti ulteriori punti critici.

Una maggiore età, un maggiore reddito, una maggiore educazione (possesso di laurea) e l'essere non italiani, sono fattori associati ad una maggiore preferenza per le attività di conservazione, mentre gli individui con minore educazione mostrano *bias* di preferenza verso la fornitura di servizi multimediali, complementari alla visita. Età e reddito non sono invece esplicative per quanto riguarda la scelta sui servizi complementari alla visita. È interessante notare come l'analisi per segmenti evidenzia che il parametro *access* (un'ora in più di visita) diviene significativo per i visitatori italiani (con segno positivo), e non significativo per gli stranieri. Questo è in linea con le diverse attitudini dei visitatori stranieri e italiani alla visita museale. Per finire, un risultato controintuitivo è la non presenza, fra i fattori causa di eterogeneità "strutturale", della componente ex ante-ex post: l'esperienza di visita, secondo il test LR, non è fattore esplicativo di eterogeneità. Questo è un risultato controintuitivo, data la natura di *experience good* del bene "cultura"(Trimarchi, 1993), che merita ulteriori analisi future.

Un risultato generale ottenuto nello studio sistematico delle specificazioni CL è che si nota sia una differenza strutturale fra modelli che includono gli elementi socio-economici e quelli che li omettono, sia una maggiore significatività, in termini di fit e di parametri, dei primi sui secondi. Questo significa che le specificazioni suddette spiegano in modo più esaustivo l'eterogeneità³⁶.

³⁵ Il test è basato sulla comparazione fra la funzione di log-verosimiglianza del modello stimato nel campione *pooled* - dove i coefficienti sono implicitamente assunti uguali, e la somma delle verosimiglianze stimate sui campioni mutuamente esclusivi. La statistica test è distribuita come un chi-quadro con gradi di libertà pari alla differenza tra i parametri stimati nel modello libero e quello con restrizioni (in altre parole il numero dei parametri se un eguale numero di coefficienti è presente nei modelli).

³⁶ I "miglioramenti", in altre parole le variazioni strutturali, sono analizzati mediante una serie di Swait-Louviere log-likelihood ratio test nella tabella 5. La statistica test è distribuita asintoticamente come un chi-quadro, con gradi di

Un altro risultato generale fra modelli è relativo al test di Hausman. I modelli ibridi mostrano che l'ipotesi IIA non è mai violata, confermando un risultato già ottenuto per il CL base (tabella 4).

Per sintetizzare, l'utilizzo di metodi stepwise e di analisi per segmenti ha permesso di definire due modelli di regressione consistenti e non differenti statisticamente. I modelli 3 e 4 sono quindi robusti in termini di (i) significatività dei coefficienti; (ii) analisi per LR tests; (iii) analisi dell'ipotesi IIA.

Sebbene le indagini microeconomiche siano più orientate all'analisi della significatività dei coefficienti che alle misure di fit della regressione (per le quali l'interpretazione è a volte non chiara) si è tentato di aggiungere ulteriore informazione utilizzando i dati sulla DAP media derivati dagli esperimenti preliminari di valutazione contingente. L'idea è che le misure di DAP contengano più variabilità delle misure di reddito, e rappresentino una componente di preferenza ed eterogeneità. Si è quindi costruita una variabile di interazione utilizzando la misura media stimata per la visita nello status quo. La covariata introdotta è definita come $WTP*fee$ ³⁷.

I risultati sono i seguenti: l'inclusione della covariata di interazione ($WTP*fee$), sia nel modello base sia nei modelli ibridi, incrementa il valore di pseudo- R^2 . Il parametro della covariata è altamente significativo, e le regressioni riproducono la significatività relativa osservata nei modelli precedenti, per ciò che riguarda gli attributi. Per finire, tutti i modelli mostrano (risultato verificato da test LR) di essere strutturalmente differenti da quelli senza la variabile ($WTP*fee$). Più eterogeneità e capacità esplicativa sono possedute dai modelli esaminati.³⁸ Si nota inoltre che le stime dei pezzi impliciti sono più elevate quando tale variabile è introdotta nei modelli.

In sintesi, l'informazione derivata da esperimenti di CV è una informazione utile, almeno nel presente caso di studio, ed è associata ad una covariata esplicativa di eterogeneità. Ulteriori prove sarebbero tuttavia necessarie. Tuttavia, le statistiche di Hausman conducono ad una parziale violazione dell'ipotesi IIA, che viene rifiutata per alcune alternative. Pur aggiungendo maggiore significatività al modello di regressione, si osserva quindi una "parziale" violazione dell'ipotesi IIA (vi è violazione per una delle tre alternative omesse nel test).

Concludendo la sezione sui modelli CL, si osserva una performance relativa più significativa per le specificazioni che includono variabili socio-economiche, le quali si dimostrano necessarie per fare

libertà pari alla differenza fra i parametri stimati nei due modelli, ed è espressa come $-2(LL_1 - LL_2)$, dove LL sono le statistiche log-likelihood per i due modelli (Foster e Mourato, 2002; 2000).

³⁷ Sia modelli che includono $WTP1*ASC$ sia quelli con $WTP1*fee$ sono testati. Il secondo termine aggiunge più significatività, e i due elementi presentano bassa correlazione, perciò è scelta come opzione di analisi. Comunque, sebbene i coefficienti appaiano differenti a prima vista, un Hausman test genera una statistica di 11.222 a 7 d.o.f. l'ipotesi nulla di uguaglianza nei coefficienti non può essere quindi rifiutata.

³⁸ La seconda parte del questionario chiedeva di esprimere la disponibilità a pagare per il finanziamento di un *conservation fund* finalizzato a specifici e speciali interventi conservativi e per la visita nello status quo. Per quanto riguarda il primo esperimento di VC, escludendo i valori di protesta, i valori medi e mediani sono rispettivamente 7.460 (3.85€) e 6000 (3.10€) (6.330 (3.27€) e 4000 (2.07€) includendo le protest bids); per il secondo esperimento 16.990 (8.77€) e 16000 (8.26€).

emergere la significatività dei parametri di interesse. La variazione dell'attributo conservazione e dei due livelli di servizi complementari alla visita risultano significativi e con associati coefficienti positivi. Il fattore "ore di visita" (access) non è invece mai significativo, nell'aggregato. Si osserva inoltre uno *status quo bias*, ma mai statisticamente significativo.

Le statistiche relative al test di Hausman (IIA tests) conducono all'impossibilità di rifiutare l'ipotesi nulla in tutti i casi, a parte alcune situazioni indicate.

Al fine di fornire maggiore consistenza e "validità esterna" ai risultati ottenuti con il modello CL, si passa all'analisi dei due modelli che abbandonano l'ipotesi IIA³⁹.

4.2 Altri modelli multinomiali

L'analisi prosegue con lo studio di specificazioni relative al modello HEV, che rilascia l'ipotesi IIA, ma incorpora l'eterogeneità in modo "classico" (Bhat, 1995). Si presentano di seguito gli output ottenuti per le specificazioni base e ibride del modello (tabella 6).

Il modello HEV base, comparato al CL base, non presenta incrementi e variazioni rilevanti nella significatività generale e dei parametri. Si dimostra infatti una similarità strutturale delle regressioni mediante test LR. Nel modello HEV ibrido età e reddito emergono come i due fattori rilevanti, e la fit della regressione aumenta⁴⁰. I coefficienti confermano quindi la loro significatività assoluta e relativa. Fra i modelli HEV ibridi, è da notare che la specificazione ibrida risulta, come in precedenza, quella più significativa. Inoltre, i parametri di scala della distribuzione HEV sono significativi (tabella 6)⁴¹.

In generale, però, si può evidenziare come il "valore aggiunto" non sia significativo, rispetto all'analisi dei modelli CL, elemento che irrobustisce i risultati ottenuti in precedenza⁴².

È emersa finora dall'analisi una robustezza, interna ed esterna, delle specificazioni Conditional Logit. Un'ulteriore prova della consistenza esterna del modello CL emergerebbe dal confronto con il più complesso modello Logit misto, il quale comprende tutte le altre specificazioni.

Il Logit misto, si ricorda, modella una matrice varianze-covarianze "completely free" e introduce due fonti di possibile eterogeneità: sistematica e latente, la prima associata alla variazione dei parametri intorno ad

³⁹ Altre analisi empiriche che si basano sia su modelli CL sia su modelli alternativi si trovano in Hanley e al., (2001), Train (1998).

⁴⁰ Un'analisi mediante LR tests mostra come la statistica chi-quadro non consente il rifiuto dell'ipotesi nulla di uguaglianza strutturale fra specificazioni simili per covariate di modelli CL e HEV. Si faccia riferimento alla tabella 8 per le statistiche relative a test LR fra specificazioni simili di modelli CL e HEV/RPL.

⁴¹ Il modello HEV quando [WTP*fee] è inclusa come covariata, mostra un incremento in pseudo-R², ed il valore ed il segno dei coefficienti è robusto. Inoltre, è rilevante notare che i parametri di scala sono significativi.

⁴² Emerge che la specificazione del modello non è uno strumento sufficiente per fornire significatività alla regressione e far emergere eterogeneità: l'inclusione di dati socio-economici esaustivi della popolazione analizzata è una fase, almeno in questo caso, necessaria, sia per dare robustezza alla regressione sia ai parametri di interesse.

una media della popolazione (*overall heterogeneity*), la seconda associata alle differenze fra individui (*individual heterogeneity*) (Greene, 2000; Train, 1998).

Si discutono di seguito i risultati relativi alle seguenti specificazioni RPL (modelli I, II, III), le quali includono, come fonte di eterogeneità, differenti vettori di covariate socio-economiche (*W vector*).

Il modello (I) include tutte le caratteristiche socio-economiche rilevate. La misura di pseudo-R² è relativamente elevata, (comparabile a quella dei modelli CL ibridi)⁴³. I coefficienti degli attributi sono significativi eccetto “access” (ore di visita); si osserva anche una ridotta significatività del parametro legato all’attributo conservazione. Quindi, è da notarsi la congiunta significatività di *Service1* e *Service 2*, e la ridotta significatività dell’elemento di conservazione.⁴⁴ Questo evidenzia che una diversa specificazione dell’eterogeneità può mutare il ranking di significatività dei coefficienti. Inoltre, è da notarsi come sia necessario, per fornire significatività alla regressione, introdurre il parametro monetario come dipendente dagli elementi socioeconomici inclusi nel vettore W. Simili conclusioni si erano evidenziate nell’analisi dei modelli CL. Per finire, rispetto al modello CL base, la statistica test (LR test) chi-quadro è di 69.42 [34 dof⁴⁵], e mostra un risultato atteso, cioè che i due modelli sono significativamente differenti.

Come notato, un approccio alternativo per la scelta degli elementi strutturali di eterogeneità è un’analisi sistematica per segmenti. Utilizzando le informazioni osservate nella tabella 2 si è specificato un modello inserendo nel vettore W solo le variabili età, reddito, nazionalità e livello di educazione (modello II).

Per finire, il terzo modello (III) è stato stimato includendo nel vettore W età e reddito, al fine di fornire un termine di paragone con la specificazione ibrida CL e HEV⁴⁶.

I risultati per il modello RPL III sono presentati nella tabella 7. È rilevante sottolineare che la variazione del “ranking implicito” degli attributi, con l’attributo conservazione che emerge come non significativo, e una significatività congiunta di *service1* e *service2* (e solita assenza di significatività per *access*). La covariata *Fee* è invece sempre significativa⁴⁷

Per concludere, a nostro avviso l’analisi dei modelli RPL offre ulteriore robustezza “esterna” ai risultati delle specificazioni ibride CL. Una nota complementare è che, oltre all’analisi dell’ipotesi IIA per i modelli CL, andrebbe effettuata sempre una disamina comparata dei vari modelli multinomiali, al fine di selezionare le specificazioni più rilevanti per il caso in esame.

⁴³ La relazione fra CL e RPL è la seguente: quando la standard deviation dei parametri casuali del modello RPL generale è nulla, gli stessi parametri degenerano ai parametri del modello CL base.

⁴⁴ Lo stesso emerge in modelli CL dove solo le interazioni attributi*fattori socioeconomici sono introdotti.

⁴⁵ Dof: gradi di libertà (*degrees of freedom*).

⁴⁶ Si sono compiute anche alcune prove di regressione includendo termini di interazione, unendo quindi analisi classica e sistematica dell’eterogeneità (Morey e Ronssmann, 1999). Non si presentano in questa sede i risultati in quanto non rilevanti al margine.

⁴⁷ La rilevanza degli elementi socio-economici nello spiegare la significatività del parametro monetario era evidente nei modelli CL e HEV. Lo stesso vale qui: l’omissione del fattori di costo dal vettore dei parametri casuali conduce a specificazioni meno significative e statisticamente differenti (26.06 la statistica chi-sq con 8 d.o.f per il modello III).

5. Le misure di valore economico

5.1 Il vettore dei prezzi impliciti

Questa sezione presenta un'analisi delle stime di disponibilità a pagare, relative agli attributi emersi come rilevanti nei modelli più significativi⁴⁸. L'analisi precedente ha dimostrato che il valore marginale delle attività (i) "non ordinarie" di conservazione, (ii) dei servizi multimediali e (iii) di un'esposizione temporanea è significativo e coerente fra i diversi modelli e fra le differenti specificazioni. Invece, il valore marginale medio non è significativo per l'attributo di "accesso" (durata della visita)⁴⁹.

La variazione compensativa per l'incremento nelle attività di conservazione è compresa (stime puntuali) fra 6.700 (3,46€) e 7.640 (3,95€) considerando i CL ibridi, e fra 6.700 (3,46€) e 8.530 (4,40€) considerando anche gli HEV ibridi⁵⁰.

La DAP per la variazione definita da *Service2* (esposizione e servizi multimediali) è compresa fra 4.720 (2,44€) e 5.700 (2,94€) (fra 4.720 e 5.110 (2,64€) considerando i soli modelli CL). Considerando anche i valori stimati dai modelli RPLII e RPLIII, il range aumenta da 4.300 (2,22€) a 8.100 (4,18€). La DAP marginale per i soli servizi multimediali è invece 2.630 (1,36€) e 2.950 (1,52€) nei modelli CL, e 3.700 (1,91€) e 5.440 (2,80€) in quelli RPL.

La tabella 9 presenta le misure di DAP (prezzi impliciti), relativamente ai modelli CL 3 e 4. Come già osservato, le stime dei modelli che includono [WTP*fee] sono mediamente superiori in valore⁵¹.

⁴⁸ Train nota (1998, p. 238): "*in all three scenarios (a Clogit and two RPL) the compensating variation from the logit model is between those from the two RPLs. Bhat (1995) found that the estimated WTP for travel attributes were somewhat but not greatly different in an RPL than a logit. These results might suggest that the logit model is fairly robust with respect to estimating compensating variations. However, these results are undoubtedly situation specific. Bhat, in a different situation, found large differences between a logit and an RPL in estimated WTP for travel mode attributes. Revelt and Train (1998) found that estimated WTP for appliance attributes differed between a logit and an RPL for some attributes and were similar for others. There is probably no general answer to whether logit obtains reliable estimates of compensating variations; to answer the question for any specific situation, estimation of an RPL is needed for comparison*". Si evidenzia ulteriormente la necessità di confrontare la significatività di diversi modelli e specificazioni, e la dipendenza dei risultati dalla situazione contingente studiata.

⁴⁹ Che però emerge come significativo nell'analisi dei sottocampioni (vedi sopra). Nel presente studio ci focalizziamo su misure medie di valore per il campione aggregato.

⁵⁰ 7.460 (3,85€) e 6000 (3,10€) sono i valori medio e mediano (*senzaprotest bids*) ottenuti nella survey finale mediante l'esperimento di valutazione contingente. Lo scenario è un incremento nelle attività di conservazione straordinaria.

⁵¹ In questo caso, seppure il test di Hausman non conduca al rifiuto dell'ipotesi nulla nella totalità dei casi, è possibile fare affidamento sulle stime puntuali, che possono essere considerate misure affidabili anche in presenza di violazione IIA.

5.2 Il valore economico di incrementi nell'offerta⁵²

L'analisi presentata al paragrafo 3 ha mostrato che lo status quo è ritenuto preferibile, nell'aggregato, per quanto riguarda le ore di visita, mentre una positiva e significativa disponibilità a pagare emerge in relazione all'utilizzo di servizi multi-mediali interattivi e per un'eventuale esposizione temporanea. Si evidenzia quindi che sarebbe possibile "catturare", mediante una sistema tariffario, e/o mediante contribuzioni volontarie (Santagata e Signorello, 2000), un'ulteriore quota del surplus degli utenti, associato all'utilità derivante da attività non ordinarie e specifiche di conservazione (cioè l'attuazione di particolari "progetti specifici").

Sulla base delle stime dei prezzi impliciti per ogni attributo, e sui dati delle entrate a pagamento (e non) per l'anno 2000, è possibile costruire le figure di surplus economico potenziale derivante dalle variazioni ipotizzate in questo studio. Le entrate a pagamento sono state 270855, cioè il 66% del totale (411000), con una diminuzione del 4% rispetto al 1999.

Il surplus economico, al lordo dei costi delle variazioni di offerta, che è *potenzialmente* catturabile⁵³ è compreso tra il 21% e il 121% degli introiti finanziari dell'anno 2000 derivanti da tariffe⁵⁴, e fra il 15% e l'88% rispetto alla figura di surplus economico (4.601.826⁵⁵) calcolata utilizzando il valore medio derivante dall'esperimento di valutazione contingente (16.990£ (8.7€)).

Tuttavia, queste figure di valore economico addizionale/potenziale devono essere trattate come un riferimento ideale. In pratica, è probabile che: (i) l'ammontare di valore catturabile per attività di conservazione, se si opta per il sistema di contribuzione volontarie, è dipendente dal grado di *easy riding*; (ii) siccome si considerano i valori medi, una parte dei visitatori non accetterà di pagare la somma aggiuntiva, e quindi il surplus catturabile, data l'impossibilità di attuare una perfetta discriminazione di prezzo delle tariffe all'entrata, sarà minore di quello potenziale, che tuttavia rimane una rilevante informazione per il policy making culturale.

Sistemi misti di tariffe aggiuntive e contribuzioni volontarie possono essere disegnati e sperimentati in modo da bilanciare i seguenti due obiettivi: (i) ridurre le distorsioni della domanda dovute a "barriere" di prezzo; e (ii) minimizzare il fenomeno di *easy riding*.

⁵² La tabella 10 presenta una stima del valore economico aggiunto (surplus) derivante dalle diverse opzioni, usando le stime medie ottenute del modello 4. Si calcola la variazione di surplus potenziale rispetto agli introiti diretti da bigliettazione e al surplus totale (maggiore) derivante dalla stima di DAP per lo status quo.

⁵³ La trasformazione da surplus economico a finanziario non è tuttavia una strategia necessaria, ma una delle possibilità di policy (Pearce e Mourato, 1998).

⁵⁴ L'unica fonte di finanziamento diretto al momento.

⁵⁵ 2,37 milioni di € = DAP media nello status quo per la visita, moltiplicata per il numero di visitatori.

In sintesi, le misure di valore marginale espresse ed evidenziate dovrebbero essere utilizzate come possibili fonti aggiuntive di *direct financing*, per l'implementazione di progetti di incremento dell'offerta di servizi⁵⁶. La decisione relativa alla introduzione o meno di schemi tariffari incrementali riguarda tuttavia sia aspetti di politica culturale *tout court* sia aspetti di economia della cultura, in quanto è solo in parte motivata da considerazioni economico/allocative (Davies, 1994, Montias, 1995).

È importante trarre ora alcune conclusioni di *policymaking* culturale. Lo studio mostra che, sebbene la tariffa di entrata sia percepita come abbastanza elevata per il livello di status quo dei servizi, vi è un surplus economico (DAP) associato a variazioni di offerta, le quali possono indurre a visitare il museo sia persone che lo hanno già visitato in passato, sia persone che non lo hanno mai visitato. È possibile introdurre nuovi servizi e/o rendere più esplicite (trasparenti) le attività e le esigenze di conservazione, mediante meccanismi di comunicazione/pubblicità, e catturare parte del surplus individuale con tariffe aggiunte o sistemi di contribuzione volontaria.

Il reddito ottenibile potrebbe essere rilevante in termini quantitativi, in relazione al bilancio attuale dell'istituzione. Maggiori introiti aumenterebbero i "gradi di libertà" dell'istituzione, in termini di finanziamento, pur ricordando che non è realistico prefiggersi l'obiettivo di totale autonomia finanziaria. Inoltre, se da un lato non è possibile, mediante meccanismi economici ed istituzionali, catturare tutto il surplus marginale⁵⁷, è da sottolineare che questa non è obiettivo necessario poiché le soluzioni economiche sono dipendenti da valutazioni sia di efficienza sia di equità distributiva.

La metodologia seguita si presenta particolarmente indicata per la valutazione di scenari di gestione dell'offerta in istituzioni a gestione privata (in concessione pubblica) o in istituzioni culturali a gestione pubblica dotate di autonomia finanziaria e gestionale (si veda ad esempio la sperimentazione in corso per la gestione- finanziaria ed organizzativa- autonoma del sito di Pompei).

Inoltre, appare più indicata per la valutazione di policy per beni misti con rilevanti caratteristiche "private". Per queste ragioni, emerge il suo utilizzo per le istituzioni del settore culturale in Italia, vista l'evoluzione, stimolata dalle molte innovazioni legislative introdotte nell'ultima decade, orientate sia alla conservazione sia alla valorizzazione (*demand led*) dei siti.

Lo studio evidenzia e conferma che gli strumenti di analisi *choice experiment* possono essere utilizzati in modo flessibile e consistente con gli obiettivi culturali, e sono complementari ad indagini su preferenze rivelate (es. i modelli *travel cost*), ad indagini di marketing e indagini socio-economiche. Lo scopo degli schemi di valutazione evidenziati è sia quello di giustificare, e influenzare in senso economico le azioni di policy, sia quello di fornire informazioni sulle caratteristiche e motivazioni dei "consumatori" culturali.

⁵⁶ Data la natura discreta degli attributi, è praticamente impossibile ricavare curve di domanda per attributo.

⁵⁷ Per un'analisi dei meccanismi di "*value and capture*" si veda Pearce e Mourato (1998).

6. Conclusioni

Lo studio ha evidenziato rilevanti aspetti metodologici e mostrato importanti questioni relative all'analisi di dati multinomiali per la stima di misure di DAP marginale, in contesti *choice experiment* di valutazione extra mercato e multi attributo.

Per quanto riguarda l'analisi econometrica, si è focalizzata l'attenzione sulla comparazione fra *conditional logit model* e modelli non fondati sull'ipotesi IIA e sulla comparazione fra specificazioni base CL e modelli ibridi. Questa analisi è necessaria al fine di fornire una maggiore robustezza alle stime di valore ottenute.

Infatti, la letteratura teorica, pur sottolineando la maggiore flessibilità dei modelli non soggetti ad ipotesi IIA, non fornisce chiare indicazioni su quale modello utilizzare; inoltre, la letteratura empirica è ancora in fase iniziale e i risultati, soprattutto in ambito sperimentale, non sono per nulla definitivi. Vi è quindi la necessità di procedere caso per caso, nel tentativo di ricostruire un paradigma di analisi basato sui risultati degli esperimenti effettuati. Inoltre, è sempre presente la forte necessità di investigare le ragioni strutturali sottostanti la violazione o meno dell'ipotesi IIA.

La disamina delle differenti specificazioni utilizzate in questo studio ha evidenziato come i modelli ibridi siano strutturalmente differenti da quelli che non introducono l'eterogeneità (in modo classico), sia in ambito CL sia HEV. L'introduzione di variabili socio-economiche nell'indice di utilità conduce a specificazioni più significative, in termini di analisi dei coefficienti e di fit generale della specificazione. Inoltre, si è mostrato che i modelli CL non violano l'ipotesi IIA, in questo caso di studio⁵⁸. I modelli CL non risultano statisticamente differenti dai modelli HEV ed RPL, quando lo stesso vettore di covariate socioeconomiche è utilizzato. Unitamente ai precedenti due risultati, questo elemento fornisce robustezza alle specificazioni ibride CL utilizzate.

Il presente studio di caso ha perciò mostrato come l'eterogeneità nelle preferenze sia catturata in modo esaustivo mediante approcci classici, forse meno rigorosi ma più semplici e flessibili per le fasi di stima. Si è inoltre mostrato come rendere più rigorosa la selezione delle variabili esplicative socio-economiche mediante studio econometrico e analisi di test su sub campioni *mutuamente esclusivi* della popolazione.

La significatività degli attributi delineati per gli scenari di offerta è risultata robusta e consistente fra specificazioni e modelli alternativi: le variazioni marginali negli attributi conservazione, servizi multimediali ed esposizione temporanea sono statisticamente significativi (il secondo emerge nei modelli ibridi), il fattore monetario è significativo in ogni modello ibrido, mentre la variazione nelle politiche di accesso è significativa solo in alcuni segmenti della popolazione osservata.

⁵⁸ Per quanto riguarda l'ipotesi IIA, anche se ulteriore ricerche sono necessarie, è possibile suggerire due motivazioni della non violazione, nel presente caso. La prima è relativa alla costruzione del caso di studio come scenari di offerta per un sito singolo. L'ipotesi IIA implicita, infatti, potrebbe essere ragionevole quando le alternative presentate riguardano siti simili per tipologia o lo stesso sito, mentre è meno plausibile quando gli scenari sono comparati per siti tipologicamente diversi (Haab e Hicks, 1999).

Ricordiamo sinteticamente i risultati raggiunti:

1. Il fattore monetario (elemento di costo) nei modelli ibridi, HEV e RPL, è sempre significativo.
2. Uno *status quo bias* appare (segno negativo del coefficiente legato ad ASC), sebbene non sia mai significativo, in tutte le specificazioni utilizzate.
3. La variazione marginale riguardante (i) le attività di conservazione, (ii) i servizi accessori multimediali e (iii) l'aggiunta di un'esposizione temporanea sono gli attributi emersi come rilevanti nell'aggregato del campione. Le variazioni di reddito compensative sono differenti per attributi, evidenziando un ranking implicito di preferenza.
4. La rilevanza relativa degli attributi si conferma tuttavia variabile per sottoclassi della popolazione, dipendente quindi dalle covariate rilevanti di natura socio-economica quali educazione, nazionalità, reddito e età. Inoltre, il ranking implicito degli attributi muta in certe specificazioni RPL;
5. L'introduzione fra le covariate della DAP media per lo status quo derivata da un esperimento di VC, aggiunge significatività alle specificazioni, ma conduce ad una parziale violazione IIA.

Sebbene l'analisi microeconomica sia orientata a problemi di allocazione e misurazione statica, l'evoluzione delle preferenze culturali potrebbe essere osservata e analizzata con indagini ripetute nel tempo. L'analisi basata su un'indagine continua del pubblico dovrebbe essere uno degli obiettivi perseguiti (spontaneamente) dai responsabili delle istituzioni culturali, o in caso contrario, un obiettivo definito dalle istituzioni centrali preposte alla valutazione e al monitoraggio della performance culturale ed economico-finanziaria delle istituzioni.

Come suggerimenti per ulteriori analisi, possiamo infine indicare i seguenti punti di possibile estensione della ricerca. In primo luogo, si potrebbe strutturare un'indagine che definisca come oggetto campionario la popolazione, composta da utenti diretti (visitatori) e non utenti, in modo da delineare una figura di beneficio totale (valore di uso e non uso), da porre in rapporto ai costi finanziari delle azioni di policy. Ulteriori indagini potrebbero "testare" inoltre altre ipotesi metodologiche o sperimentare disaggregazioni più specifiche (più attributi o più livelli per attributo, più segmenti della popolazione) relative alla multi-dimensionalità del bene culturale e alle caratteristiche di eterogeneità della popolazione. Infine, si possono pensare indagini statistiche più approfondite che conducano a stime per intervalli⁵⁹ del vettore di prezzi impliciti.

⁵⁹ Per ottenere misure per intervalli, occorre ricorrere a metodi per simulazione che si strutturano sull'ipotesi di distribuzione normale, o a "*convolutions approaches*" (analisi non parametrica). Si vedano Foster e Mourato (2000) e Krinsky e Robb (1986).

Appendice

Tabella 1. Caratteristiche socio-economiche

| <i>CARATTERISTICHE Socio-economiche (Medie)</i> | <i>SURVEY FINALE campione CM, N=185</i> | <i>Acronimo nelle regressioni</i> |
|---|---|---------------------------------------|
| <i>Età</i> | <i>38,7</i> | <i>Age</i> |
| <i>Reddito mensile (in milioni di lire)</i> | <i>6,25</i> | <i>Inc(ome)</i> |
| <i>Membro di associazioni di conservazione (1=membro)</i> | <i>.19</i> | |
| <i>Sesso (I=F)</i> | <i>.483</i> | |
| <i>Educazione (1=laurea)</i> | <i>.626</i> | <i>Educ</i> |
| <i>Nazionalità (1=non italiano)</i> | <i>.533</i> | <i>From</i> |
| <i>Occupazione (1=occupato 0=altro)</i> | <i>.675</i> | |

**Tabella 2. Analisi per segmenti- *Ben Akiva and Lerman Likelihood ratio test* sul
cambiamento strutturale dei coefficientiⁱ**

| variabile | Test value statistic [dof] | commento |
|-----------------------------------|----------------------------|-----------------------------|
| Reddito | 33.98 [6] 25.52 [7] | Ipotesi nulla rifiutata |
| Età | 22.04 [6] | Ipotesi nulla rifiutata |
| Sesso | 8.54 [6] | Ipotesi nulla non rifiutata |
| Educazione | 13.18 [6] | Ipotesi nulla rifiutata |
| Ex ante - ex post (vissta) | 6.42 [6] | Ipotesi nulla non rifiutata |
| nazionalità | 21.5 [6] | Ipotesi nulla rifiutata |
| occupazione | 10.6 [6] | Ipotesi nulla non rifiutata |
| ¾choices presented | 1.8 [6] | Ipotesi nulla non rifiutata |

Tabella 3. Modelli Conditional Logit

| | Modelli ibridi | | |
|----------------------|--------------------|------------------|--------------------|
| Modello CL | Modello 1 (base) | Modello 2 | Modello 3 |
| Covariate | | | |
| Asc10 | -7933 (-1.187) | -802 (-1.229) | -8705 (-1.316) |
| Cons | .3802 (3.71) | .377 (3.73) | .2467 (2.180) |
| Service1 | .0708 (.509) | .102 (.746) | .3969 (2.398) |
| Service2 | .2409 (1.798) | .244 (1.84) | .2628 (1.955) |
| Access | .004 (.037) | .0093 (.089) | .0078 (.074) |
| Fee | -.0487 (-1.296) | -.181 (-3.78) | -.1909 (-3.896) |
| Age*fee | | .0016 (2.01) | .00168 (2.147) |
| Income*fee | | .01 (4.69) | .0118 (4.861) |
| From*cons | | | .2294 (2.401) |
| Inc*service1 | | | -.0192 (-1.665) |
| educ*service1 | | | -.2266 (-2.028) |
| LogL | -677.75 | -656.58 | -649.16 |
| PseudoR2 | .04332 | .07341 | .084 |
| PseudoR2 adj | .03935 | .06763 | .076 |

*I valori nelle celle sono rispettivamente il coefficiente ed il t ratio.

| Modello 4 | | | |
|--------------------------|---------------------|----------------|----------------------|
| | <i>Coefficiente</i> | <i>T value</i> | <i>DAP Marginale</i> |
| Asc10 | -.8925 | -1.355 | |
| Cons | .2655 | 2.363 | 6.7 |
| Service1 | .3013 | 1.983 | 2.95 |
| Service2 | .2655 | 1.946 | 4.72 |
| Access | .02019 | .190 | |
| Fee | -.1798 | -3.711 | |
| Age*fee | .0016 | 4.52 | |
| Income*fee | .0105 | 2.05 | |
| From*cons | .2161 | 2.284 | |
| Educ*service1 | -.2740 | -2.524 | |
| N | 1935 | | |
| Log-Likelihood | 650.57 | | |
| R₂ | .08190 | | |
| Adj R₂ | .07473 | | |

Tabella 4. Hausman tests (IIA tests)⁶⁰

| Modello | | Chisq value range | dof | Critical value ($\alpha=0.05$) | Commento |
|----------|---------------------------|--------------------------|-----|----------------------------------|----------------------|
| 1 | CL | 4.27-6.78 | 5 | 11.07 | Non violata |
| 1 | No Asc | 3.01-6.39 | 6 | 12.6 | Non violata |
| 1 | CL (con WTP1) | 15.71-20.95 | 7 | 14.06 | Parzialmente violata |
| 1 | No Asc | 7.23-21.57 | 6 | 12.6 | Parzialmente violata |
| | | | | | |
| 2 | CL2 | 7.71-9.44 | 8 | 14.06 | Non violata |
| 2 | No Asc | 8.01-10.04 | 7 | 14.06 | Non violata |
| 2 | CL2 (con WTP1) | 16.79-47.18 | 9 | 16.91 | Parzialmente violata |
| 2 | CL2 (WTP1, no ASC) | 11.6-49.62 ⁶¹ | 8 | 15.50 | Parzialmente violata |
| | | | | | |
| 3 | CL3 | 7.23-7.58 | 12 | 18.3 | Non violata |
| 3 | No ASC | 7.76-15.51 | 11 | 16.9 | Non violata |
| 3 | Con WTP1*fee | 14.79-25.7 | 11 | 19.6 | Parzialmente violata |
| 3 | No ASC | 8.3-25.96 | 10 | 18.3 | Parzialmente violata |
| | | | | | |
| 4 | CL4 | 8.52-11.79 | 11 | 19.6 | Non violata |
| 4 | No ASC | 9.1-12.44 | 10 | 18.3 | Non violata |
| 4 | Con WTP1*fee | 20.39-52.27 | 12 | 21.02 | Parzialmente violata |
| 4 | No ASC | 13.7-52.49 | 11 | 19.6 | Parzialmente violata |

⁶⁰ Con ASC significa che il test è eseguito includendo il termine costante, con WTP1 che è eseguito su regressioni che includono la covariata WTP1*fee.

⁶¹ 1 su 3 passa il test al livello 0.05, 2 su 3 al valore critico 0.01. Lo stesso si osserva negli altri casi in presenza di WTP*fee.

Tabella 5. Likelihood Ratio Swait-Louviere test[^]

| Modelli CL | CL1 | CL2 | CL3 |
|-------------------|------------|----------------------|-----------------------|
| CL1 | 66.36[1] | 42.34[2] 21.3[2]* | 53.96[5] 33.84[6]* |
| CL2 | | 45.72[1] | 14.84[3] 13.34[3] |
| CL3 | | | 44.22[1] |

*= modelli che includono WTP*fee

[^] Celle che accoppiano lo stesso numero comparano specificazioni CL con le medesime regressioni più la covariata WTP1*fee.

Tabella 6. Modelli HEV

Hev ibrido

*(fra parentesi regressioni con incluso WTP*fee)*

| <i>Variable</i> | <i>Coefficiente</i> | <i>T value</i> | <i>Marginal WTP⁶²</i> <i>(part worths)</i> |
|-------------------|-----------------------------|-------------------|--|
| <u>ASC10</u> | -1.07 (-.7670) | -.31 (-1.107) | |
| <u>CONS</u> | .483 (.3899) | 3.249 (3.733) | 3.04 (7.2) |
| <u>Accessd</u> | .576 (.3737) | .406 (.362) | |
| <u>Service1</u> | .133 (.7575) | .612 (.502) | |
| <u>Service2</u> | .365 (.2814) | 1.949 (2.088) | 2.3 (5.25) |
| <u>Fee</u> | -.292 (-.3596) | -3.46 (-4.293) | |
| <u>Income*fee</u> | .016 (.006) | 3.567 (2.36) | |
| <u>Age*fee</u> | .00319 (.0017) | 2.165 (2.14) | |
| <u>WTPfee</u> | (.012) | (4.44) | |
| <i>N</i> | 1935 | | |
| <i>Log L(0)</i> | -708.6 | | |
| <i>LogL(max)</i> | -654.4 (633.39) | | |
| <i>Chi-sq</i> | 108.33 [10] (150.41[11]) | | |
| <i>R2</i> | 0.076 (.106) | | |
| <i>R2(adj)</i> | 0.069 (.098) | | |

⁶² In migliaia di lire.

Tabella 7. Modelli RPL (logit misto)

RPL modello III

| <i>Covariata</i> | <i>Coefficienti RPLIII⁶³</i> | <i>T value</i> | <i>Prezzo implicito⁶⁴ (part worths)</i> |
|----------------------------------|---|----------------|--|
| <i>ASC10</i> | <i>-.7863</i> | <i>-1.11</i> | |
| <i>CONS</i> | <i>.3501</i> | <i>1.814</i> | <i>6.5</i> |
| <i>Accessd</i> | <i>.0918</i> | <i>.441</i> | |
| <i>Service1</i> | <i>.2897</i> | <i>1.666</i> | <i>5.44</i> |
| <i>Service2</i> | <i>.4305</i> | <i>2.487</i> | <i>8.1</i> |
| <i>Fee</i> | <i>.2317</i> | <i>3.491</i> | |
| <i>Interazioni significative</i> | | | |
| <i>Fee:age</i> | <i>.00304</i> | <i>2.236</i> | |
| <i>Fee: income</i> | <i>.00957</i> | <i>2.575</i> | |
| <i>N</i> | <i>1935</i> | | |
| <i>Log L(0)</i> | <i>-708.6</i> | | |
| <i>LogL (max)</i> | <i>-653.68</i> | | |
| <i>Chi-sq</i> | <i>109.84 [18]</i> | | |
| <i>R2</i> | <i>.07751</i> | | |
| <i>R2(adj)</i> | <i>.06445</i> | | |

⁶³ W= age, income

⁶⁴ In thousand lira.

Tabella 8. Conditional logit e HEV/RPL: likelihood ratio test e Hausman tests

| | HEV | RPL |
|---|---------------------------|--------------------|
| CL (età, reddito) | LR 4.36 [2] | LR 5.79 [13] |
| CL (età, reddito, nazionalità, educazione) | | LR 9.04 [20] |
| CL (base) | LR .875 [2] | |
| CL base | Hausman test .6851 [5] | |

Tabella 9. Vettore dei prezzi impliciti**Stime puntuali**

| Attributo/ modello | CL Modello 3 | | CL Modello 4 | |
|-----------------------|--------------|-------------|--------------|-------------|
| | £ | € | £ | € |
| Conservation | 7.220 | 3,73 | 6.700 | 3,46 |
| Service1 | 2.630 | 1,36 | 2.950 | 1,52 |
| Service2 | 5.110 | 2,64 | 4.720 | 2,44 |

Tabella 10. Misure di valore economico (surplus degli scenari di variazione)

| Opzioni | Variazione | Hicksian surplus (DAP Modello 4) | Valore aggiunto opzione (sulle entrate 2000) | Introiti diretti 2000 | Aumento % | Surplus Economico stimato | % |
|------------------|------------------|----------------------------------|--|-----------------------|-----------|---------------------------|-----|
| Opzione 1 | service 1 | 2,600 | 712348,65 | 3348000 | 21% | 4601826,45 | 15% |
| Opzione 2 | service 2 | 5,110 | 1384069,05 | 3348000 | 41% | 4601826,45 | 30% |
| Opzione 3 | cons | 7,200 | 1955573,1 | 3348000 | 58% | 4601826,45 | 42% |
| Opzione 4 | 1+2+3 | 15,000 | 4051990,8 | 3348000 | 121% | 4601826,45 | 88% |

Riferimenti bibliografici

- 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*, Vol. 80, n.1, pp. 64-75
- Adamowicz, V., Boxall, P., (2001), Stated Preference Techniques, Report to the NOAA, *mimeo*
- Bailey, S., J., Falconer, P., (1998), Charging for Admissions to Museums and Galleries: A Framework for Analysing the Impact on Access, *Journal of Cultural Economics*, vol. 22, n.2-3, pp. 167-77
- Bariletti, A., Causi, M., (1998), Cultural Heritage, Resources and Employment: an Italian Perspective, paper presented at the International conference on cultural economics, Barcelona, 14-17 June 1998
- Bateman, I., Willis, K. (eds.), (1999), *Valuing Environmental Preferences*, Oxford University Press
- Bennett, J. W., (1999), Some Fundamentals of Environmental Choice Modelling, Research Report n.11, University of New South Wales, <http://ncdsnet.anu.edu.au/pdf/jbennett>
- Bennett, J., Blamey, R., (eds.) (2001), *The Choice Modelling Approach to Environmental Valuation*, Edward Elgar, Cheltenham
- Bhat, C., (1995), A Heteroskedastic Extreme Value Model of Intercity Mode Choice, Working Paper, Department of Civil Engineering, University of Massachusetts, Amherst
- Blaug, M., (2001), Where are we now in Cultural Economics?, *Journal of Economic Surveys*, vol. 15, n.2, pp. 122-43
- Boorma, P.B., Van Hemel, A., Van der Wielen, N., (eds.), (1998), *Privatization and Culture*, Kluwer Academic publisher, Dordrecht
- Boxall, P., Adamowicz, W., Swait, G., Williams, M., Louviere, J., (1998a), A Comparison of Stated Preference Methods for Environmental Valuation, *Ecological Economics*, vol. 18, n.3, pp. 243-53
- Breffle, W., Morey, E., (2000), Investigating Preference Heterogeneity in a Repeated-Choice Recreation Model for Atlantic Salmon Fishing, *Marine Resource Economics*, vol. 15, n.1, pp. 1-20
- Brooks, R.D., Fry, T.R., Harris, M.N., (1997), The Size and Power Properties of Combining Choice Set Partition Tests for the IIA Property in the Logit Model, *Journal of Quantitative Economics*, vol. 13, n.2, pp.45-61
- Causi, M., Mazzanti, M., (2002), Investimenti Pubblici nelle infrastrutture culturali: metodi e processi per la valutazione ed il monitoraggio, in Trupiano, G., (a cura di), *L'offerta culturale*, Roma, CNR, Biblink Editori, www.biblink.it
- Cowen, T., (1989), Are all Tastes Constant and Identical? A Critique of Stigler and Becker, *Journal of Economic Behaviour and Organization*, vol. 11, n.1, pp. 127-35
- Creigh-Tyte, S., Selwood, S., (1998), Museums in the UK: Some Evidence on Scale and Activities, *Journal of Cultural Economics*, vol. 22, nn. 2-3, pp.151-65

- Creigh-Tyte, S., Dawe, G., Stock, T., (2000), "The White Book". Option appraisal for Expenditure Decisions, technical paper n.2, Department for Culture, Media and Sport, Finance Division, London, www.culture.gov.uk
- Darnell, A. (1998), Some simple Analytic of Access and Revenue Targets, *Journal of Cultural Economics*, vol. 22, n.2-3, pp. 89-96
- Davies, S., (1994), *By Popular Demand*, Museums & Galleries Commission, London
- EFTEC, (2001), *Economic Valuation with Stated Preference Techniques: A Manual*, Report to the DETR, London
- Eymann, A., Ronning, G., (1997), Microeconomic Models of Tourists' Destination Choice, *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 27, n. 6, pp. 735-61
- Foster, V., Mourato, S., (2002), Testing for Consistency in Contingent Ranking Experiments, *Journal of Environmental Economics and Management* (forthcoming)
- (2000), Valuing the Multiple Impacts of Pesticide Use in the UK: A Contingent Ranking Approach, *Journal of Agricultural Economics*, vol. 51, n.1, p.1-21
- Freeman III, M. A., (1995), Hedonic Pricing Methods, in Bromley, D.W., (a cura di), *The Handbook of Environmental Economics*, Blackwell Publishers
- (1993), *The Measurement of Environmental and Resource Values*, Resources for the Future, Washington D.C.
- Fry, T.R., Harris, M.N., (1998), Testing for Independence of Irrelevant Alternatives: Some Empirical Results, *Sociological Methods and Research*, vol. 26, n.3, pp.401-424
- (1996), A Montecarlo Study of tests for the Independence of Irrelevant Alternatives Property, *Transportation Research*, vol. 30, n1, pp. 19-30
- Garrod, G.D., Willis, K., (1999), *Economic Valuation of the Environment*, Edward Elgar, Cheltenham
- Greene, W., (2000), *Econometric Analysis*, Fourth edition, McGraw Hill, New York
- Greffe, X., (1990), *La Valeur Economique du Patrimoine*, Anthropos, Paris
- Haab, T.C., Hicks, R.L., (1999), Choice Set Considerations in Models of Recreation Demand, *Marine Resource Economics*, Vol. 14, N.4, pp. 271-283
- Hanley, N., Koop, G., Alvarez-Farizo, B., Wright, R., Nevin, C. (2001), Go Climb a Mountain: an Application of Recreation Demand Modelling to Rock Climbing in Scotland, *Journal of Agricultural Economics*, vol. 52, n.1, pp. 36-52
- Hanley, N., Mourato, S. Wright. R., (2001), Choice Modelling Approaches: A Superior Alternative for Environmental Valuation?, *Journal of Economic Surveys*, vol. 15, n. 3, pp. 435-462
- Hanley, N., MacMillan, D., Wright, R., Bullock, C., Simpson, I., Parsisson, D., Crabtree, B., (1998), Contingent Valuation vs Choice Experiments: Estimating the Benefits of Environmentally Sensitive Areas in Scotland, *Journal of Agricultural Economics*, vol. 49, n. 1, pp.1-15
- Hanley, N., Wright, R.E., Adamowicz, V., (1998), Using Choice Experiments to Value the Environment, *Environmental and Resource Economics*, vol. 11, nn. 3-4, pp. 36-52

- Hansen, T., (1997), The Willingness to Pay for the Royal Theatre in Copenhagen as a Public Good, *Journal of Cultural Economics*, vol. 21, n.1, pp. 1-28
- ICCRUM, (1999), Summary report of Thematic Group 7: Valuing Heritage – Beyond Economics, Florence Conference: Culture Counts, Roma
- Johnson, P., Thomas, B., (1998), The Economics of Museums: A Research Perspective, *Journal of Cultural Economics*, vol. 22, n. 2-3, pp. 75-85
- Kirchberg, V., (1998), Entrance Fees as a Subjective Barrier to Visiting Museums, *Journal of Cultural Economics*, vol. 22, n. 1, pp. 1-13
- Kling, C., Thompson, C.J., (1996), The Implications of Model Specification for Welfare Estimation in Nested Logit Models, *American Journal of Agriculture Economics*, Vol. 78, pp. 103-114
- Krinski, I., Robb, A.L., (1986), On Approximating the Statistical Properties of Reported Elasticities, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 68, pp.715-719
- Lancaster, K., (1991), *Modern Consumer Theory*, Edward Elgar, Cheltenham
- Layton, D., (2000), Random Coefficient Models for Stated Preference Surveys, *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 40, n. 1, pp. 21-36
- Leon, P., (1991), Beni Culturali: dilemma tra Stato e Mercato, *Economia della Cultura*, anno I, n. 1
- Long, S.J., (1997), *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*, Sage Publications
- Louviere, J., Hensher, D., Swait, J., (2000), *Stated Choice Methods*, Cambridge University Press
- Luce, R.D., (1959), *Individual Choice Behaviour: a Theoretical Analysis*, John Wiley and sons, New York
- Martin, F., (1994), Determining the Size of Museums Subsidies, *Journal of Cultural Economics*, vol. 18, n.4, pp. 255-70
- Mazzanti, M., (2002), Cultural Heritage as a Multi-dimensional, Multi-value and Multi-attribute Economic Resource, *Journal of Socio-Economics*, vol. 41, n.2, pp.1-31
- Mazzanti, M., Montini, A., (2001), Valutazione economica multi attributo mediante esperimenti di scelta. Aspetti metodologici e strumenti di analisi econometrica, paper presentato alla XIII riunione scientifica SIEP, Pavia, 5-6 ottobre 2001 (forthcoming in *Rivista di economia agraria*)
- McConnell, K.E., (1995), Consumer Surplus from Discrete Choice Models, *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 29, pp. 263-70
- McConnell, K.E., Tseng, W.C., (1999), Some Preliminary Evidence on Sampling of Alternatives with the Random Parameter Logit, *Marine Resource Economics*, vol. 14, n. 4, pp. 317-32
- McFadden, D., (1999), Rationality for Economists?, *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 19, nn. 1-3, pp. 73-105
- McFadden, D., Train, K., (2000), Mixed MNL Models for Discrete Response, *Journal of Applied Econometrics*, 15, n.5, pp. 447-70
- Mohr, E., Schmidt, J., (1997), Aspects of Economic Valuation of Cultural Heritage, in Baer, N., Snethlage, R., (eds.), *Saving Our Architectural Heritage: the Conservation of Historic Stone Structures*, Wiley, London and New York

- Montias, M., (1995), Are Museums Betraying the Public's Trust?, *Journal of Cultural Economics*, vol. 19, n.1, pp. 71-80
- Morey, E., Rossmann, K.G., (1999), Combining Random Parameters and Classic Heterogeneity to Estimate the Benefits of Decreasing Acid Deposition Injuries to Marble Monuments in Washington D.C., *mimeo*
- Morey, E., K. Rossmann, L. Chestnut., Ragland, S., (1997), Valuing Acid Deposition Injuries to Cultural Resources, Report for the National Acid Precipitation Assessment Program, *mimeo*
- Mourato, S., Mazzanti, M., (2002), Economic Valuation of Cultural Heritage: Evidence and Prospects, in *Assessing the Economic Value of Cultural Heritage*, Getty Conservation Institute, Los Angeles, www.gettyfoundation.org
- Noonan, D., (2002), Contingent Valuation Studies in the Arts and Culture: an Annotated Bibliography, University of Chicago, The Cultural Policy Center, Chicago, *mimeo*
- Pearce, D.W., Mourato, S., (1998), *The Economics of Cultural Heritage*, World Bank Report, CSERGE, University College London, London
- Powe, N.A. Willis, K.G., (1996), Benefits Received by Visitors to Heritage Sites: a Case Study of Warkworth Castle, *Journal of Environmental Planning and Management*, vol. 15, pp. 259-75
- Revelt, D., Train, K., (1998), Mixed Logit with Repeated Choices: Households Choices of Appliance Efficiency Level, *Review of Economics and Statistics*, vol. 80, n.4, pp.647-57
- Rolfe, J., Bennett, J., Louviere, J., (2000), Choice Modelling and its Potential Application to Tropical Rainforest Preservation, *Ecological Economics*, vol. 35, pp. 289-302
- Sable, K., Kling, R., (2001), The Double Public Good: A Conceptual Framework for "Shared Experience" Values Associated with Heritage Conservation, *Journal of Cultural Economics*, vol. 25, pp.77-89
- Santagata, W., and Signorello, G., (2000), Contingent Valuation and Cultural Policy Design: the Case of Napoli Musei Aperti, *Journal of Cultural Economics*, vol. 24, n.3, pp. 181-204
- Train, K.E., (1998), Recreation Demand Models with Taste Differences across People, *Land Economics*, vol. 74, n. 2, pp. 230-35
- Trimarchi, M., (1993), *Economia della cultura*, Franco Angeli, Milano
-