

Stime della disponibilità a pagare attesa da interviste CVM a responso dicotomico: forma funzionale e metodi di simulazione della varianza campionaria.

Marina Bravi* - Riccardo Scarpa**

1. Introduzione

È noto che la domanda di beni pubblici è un'entità economica di difficile determinazione. L'economia del benessere indica come il meccanismo di mercato spesso fallisca nell'efficienza allocativa dei beni pubblici. Parte di questa può essere oggetto di misure correttive, a condizione che una stima dei benefici ottenibili sia disponibile. Contestualmente, i manager pubblici debbono oggi confrontarsi con una crescente scarsità di risorse. Questo stato di cose rende più prezioso il contributo conoscitivo di metodi d'indagine mirati alla produzione di informazioni economiche relative al valore che la collettività assegna ai servizi pubblici.

Il metodo della valutazione contingente (CVM) viene frequentemente applicato nella stima della disponibilità a pagare (DAP) per l'approvvigionamento di beni e servizi pubblici. Alla vasta letteratura di settore, prevalentemente prodotta negli Stati Uniti (Mitchell e Carson; 1989), sono venute recentemente ad affiancarsi applicazioni sviluppate in Europa (Navrüd, 1992; Navrüd e Pruckner, 1997) e anche in Italia (Bishop e Romano, 1998).

Il metodo è scarsamente sostituibile nello studio di quei beni privi di un mercato competitivo dal quale rilevare il reale comportamento dei consumatori al variare del prezzo. Il CVM consiste nell'estrazione di un campione da una popolazione di utenti/consumatori e nella conduzione di interviste, tramite le quali, vengono presentate dettagliate informazioni riguardanti uno scenario di base e una sua ipotetica variazione. Supponendo che, nello scenario ipotetico, lo stato del bene pubblico oggetto di stima venga migliorato rispetto a quanto descritto in quello di base, allora si

(*) Marina Bravi, architetto, è Ricercatore n.c. presso il DICAS del Politecnico di Torino.

(**) Riccardo Scarpa, agronomo, è Ricercatore c. presso il DEAR dell'Università della Tuscia, Viterbo.

presume che l'*utente medio*, rappresentato dall'*intervistato medio*, abbia una DAP positiva per la variazione di approvvigionamento descritta. In caso contrario, ovvero di un ipotetico peggioramento, ci si attende che, in media, sia la disponibilità ad accettare un compenso (DAC) a essere positiva. Dal punto di vista estimativo l'obiettivo è la derivazione di stime monetarie delle aspettative statistiche di queste due entità, oppure di alcuni loro parametri distributivi, come i quantili. Tra questi ultimi, la mediana assume particolare rilevanza perché associabile al comportamento dell'*elettore mediano*, che, in caso di voto, determinerebbe un'eventuale maggioranza referendaria.

Nel corso dello sviluppo del CVM si è venuto ad affermare tra gli esperti l'impiego del *formato di elicitazione* del responso di DAP/DAC di *tipo dicotomico*. Questo risulta favorito, in ambito applicativo, anche dagli autori italiani, come emerge dalla recente raccolta di scritti sull'argomento (Bishop e Romano, 1998). In questo formato l'intervistato viene posto di fronte a un quesito in cui si propone un determinato costo/compenso in corrispondenza di un miglioramento/peggioramento, al quale egli risponderà soltanto sì o no. Si ottiene così un responso dicotomico in corrispondenza dei vari costi o compensi.

Da questo tipo di informazione campionaria si è solitamente interessati a derivare la DAP o DAC attesa della popolazione. Fissando ora l'attenzione sul caso di un ipotetico miglioramento dell'offerta di un bene pubblico, il parametro di interesse per un'analisi di tipo costi-benefici è la DAP attesa, ovvero $E(DAP)$. Le stime di questa entità monetaria sono fortemente dipendenti dalle assunzioni che l'analista è disposto a incorporare nella definizione del suo modello formale. Esistono vari stimatori $\hat{E}(DAP)$ per la derivazione di queste stime che, in ordine di crescente robustezza, vanno dai parametrici ai semi-non parametrici, semi-parametrici, sino ai totalmente non parametrici. Questi ultimi sono considerati i più robusti, ma spesso i più conservativi e, a parità di dimensione campionaria, sono meno precisi.

Tipicamente, si procede attraverso la stima di una curva di probabilità di responso positivo $f(y | p)$ in funzione del livello del prezzo p , che viene poi integrata nell'intervallo che va da zero al prezzo massimo indagato p_{max} . In altri casi, quando si assume una forma parametrica per $f(y | p)$, che permette l'estrapolazione oltre p_{max} , si può integrare anche al di fuori del supporto osservato, spesso sino a un determinato quantile superiore, solitamente il 99° percentile. Una volta effettuata la scelta di uno stimatore per $f(p)$, si può applicare la seguente definizione elementare di aspettativa

matematica di una variabile casuale:

$$\hat{E}(DAP) = \int_{-\infty}^{\infty} pf(Si'|p)dp$$

dove il limite inferiore dell'integrale è troncato a zero se il beneficio è assunto essere non negativo, come, ad esempio, nel caso di uno scenario che presenti un ovvio miglioramento dell'offerta del servizio per il quale è, a priori, escludibile che esistano membri della collettività per cui la DAP sia negativa. Alcuni stimatori di $f(Si'|p)$, come nel caso delle specificazioni Logit lineari, permettono una forma analitica chiusa dell'integrale di cui sopra; più di frequente è necessario approssimare l'integrale con tecniche di computazione numerica, come nel caso di specificazioni Probit, Weibit ed altre ancora, di tipo non parametrico.

Si deduce, da quanto sopra, che lo stimatore $E_N(DAP)$ è una variabile stocastica con una sua distribuzione campionaria. Associato a un campione di dati e a un certo insieme di assunzioni di specificazione, è quindi importante derivare, non solo una stima puntuale, ma anche il suo intervallo di confidenza. All'interno di esso ricadrà il parametro $E(DAP)$ della popolazione con una determinata probabilità. In altre parole, è possibile identificare gli intervalli di confidenza di $\hat{E}(DAP)$, che sono funzione della varianza di $\hat{E}(DAP)$, $V[\hat{E}(DAP)]$. Questa nozione è essenziale e deve accompagnare ogni studio perché senza di essa non è possibile, dalle sole stime puntuali, derivare con quale probabilità il valore individuato può corrispondere a quello della popolazione dalla quale proviene il campione.

Sfortunatamente i comuni stimatori di $E(DAP)$ sono funzioni non lineari dei parametri di $f(Si'|p;\beta)$; pertanto la distribuzione campionaria di ogni stimatore di $V[\hat{E}(DAP)]$ è di complessa determinazione.

In questo lavoro si mettono a confronto tre modalità di approssimazione numerica degli intervalli di confidenza di $\hat{E}(DAP)$, usando due comuni specificazioni di $f(p)$: la specificazione logistica e quella Weibull lineare. Inoltre si condiziona $f(p)$ su un'altra variabile rilevante nelle scelte economiche: il reddito. I tre metodi consistono in tre forme di ricampionamento: del campione iniziale (*Boostrapping* secondo Cooper, 1993), delle deviazioni (*Jackknife* secondo Cooper, 1993), e del *ricampionamento della distribuzione asintotica* delle stime di massima verosimiglianza dei parametri Logit, metodo reso popolare da Krinsky e Robb (1986).

Il software impiegato in questo studio è il linguaggio di programmazione GAUSS, i cui relativi codici sono disponibili su richiesta

presso il Website dell' USDA/ERS di Washington D.C., USA o presso gli autori.

2. Metodologia

Un risultato noto dalla statistica matematica è che una funzione continua di variabili casuali è essa stessa una variabile casuale, le cui caratteristiche distributive verranno derivate da quelle delle variabili casuali dalle quali essa dipende. Questa nozione si pone, tra l'altro, alla base del cosiddetto metodo *Delta* per la derivazione degli stimatori della varianza di tali funzioni.

Si supponga di ottenere una statistica campionaria $T_{N'}$ per cui sia noto che $\sqrt{N}(T_{N'} - \theta)$ si approssima alla distribuzione normale $\Phi(0, \Omega^2)$ e di utilizzare una funzione $h(T_{N'})$, che sia continua e differenziabile in θ , allora si avrà che $h(T_{N'})$ è asintoticamente distribuita normale $\Phi(\theta, [h'(\theta)]^2 \Omega^2 / N)$, dove $h'(\cdot)$ è la derivata prima (Goldberger, 1993).

Nel nostro caso, si osserva che il responso a un quesito dicotomico di un membro del campione casuale è anch'esso una variabile casuale. Se l'analista è pronto ad assumere che la probabilità di responso positivo segue una distribuzione di tipo logistico e che il campione è casuale così da garantire l'indipendenza delle osservazioni, si può procedere alla stima dei parametri β attraverso la massimizzazione della seguente funzione di log-massima verosimiglianza nello spazio dei parametri:

$$\ln(L_v) = \sum_i \{ y_i \ln[1 - \Lambda(\beta' x_i)] + (1 - y_i) \ln[\Lambda(\beta' x_i)] \}$$

dove $\Lambda(\cdot)$ è la funzione cumulata logistica $(1 + \exp(-\beta' x_i))^{-1}$.

È noto che se la matrice di dati non è particolarmente *mal condizionata*, il massimo è prontamente ottenibile tramite algoritmi di massimizzazione non lineare (ad esempio il metodo Newton-Rapson). Il fatto che nella formulazione $\ln(L_v)$ è strettamente concava nello spazio dei parametri β , rende questa specificazione molto attraente dal punto di vista computazionale perché il massimo è unico e non ci sono punti di flesso o di estremo locale in cui l'algoritmo di ottimizzazione si può bloccare. Inoltre, essendo il vettore dello stimatore di massima verosimiglianza distribuito asintoticamente normale multivariato, si può impiegare il metodo *Delta* per approssimarne la varianza di ogni sua funzione continua.

Se, nel nostro caso:

$$\Pr(\text{risponso}=\text{Si}) = 1 - (1 / (1 + \exp(-\beta'x))) = 1 - (1 / (1 + \exp(-\Delta v)))$$

allora, per ottenere uno stimatore non distorto, si può impiegare il noto risultato di Hanemann (1984,1989), secondo il quale:

$$\hat{E}(\text{DAP}) = -\alpha / \beta_p = \text{Mediana}(\text{DAP})$$

dove α è la stima di massima verosimiglianza della costante e delle covariate diverse dal prezzo, assunte a un dato ammontare, e β_p quella del prezzo. Essendo la divisione una funzione continua, allora il metodo *Delta* è sicuramente utilizzabile per ottenere una stima della varianza asintotica di $-\alpha / \beta_p$. Ovvero:

$$\text{Var}[\hat{E}(\text{DAP})] = \text{Var}(-\alpha / \beta_p) = \text{Var}(\gamma) \approx \beta_p^{-2} [\sigma_{\alpha\alpha} + \sigma_{\beta\beta} \gamma^2 - 2\gamma \sigma_{\alpha\beta}].$$

dove $\sigma_{\alpha\alpha}$ e $\sigma_{\beta\beta}$ sono le varianze di α e β_p rispettivamente, mentre $\sigma_{\alpha\beta}$ è la loro covarianza. Normalmente queste ultime sono derivabili dalla matrice di varianza-covarianza dei parametri che massimizzano la funzione di verosimiglianza usata come stimatore della matrice di varianza dei parametri della popolazione. Ma occorre ricordare che, anche tale stimatore, risulta un'approssimazione di una legge che vale solo asintoticamente; in pratica si avrà sempre un campione finito di osservazioni. Inoltre, in molte altre specificazioni parametriche (Weibull per esempio), il metodo Delta è di difficile computazione ed è quindi utile ottenere altri stimatori, o altre approssimazioni, da impiegare e confrontare per la validazione dei risultati.

Stimatori della varianza del benessere economico basati sulla tecnica del ricampionamento

Questi stimatori producono approssimazioni della varianza di $\hat{E}(\text{DAP})$ usando le proprietà del campione casuale. Si può pensare a questo come a un'entità che dovrebbe incorporare tutte le caratteristiche rilevanti della popolazione statistica da cui è stato estratto; è per questo motivo che il principio analogico è alla base dello sviluppo di numerosi stimatori (Manski, 1994). Una volta definita la proprietà saliente di un parametro nella popolazione si procede all'identificazione del suo analogo

campionario, da impiegare come stimatore per quel particolare parametro. Nel caso delle tecniche basate sul ricampionamento, si procede secondo un processo pseudo-casuale al ricampionamento dell'insieme di osservazioni iniziale, oppure della distribuzione asintotica dei parametri (Krinsky e Robb, 1986), o, ancora, dei residui di una regressione.

Tale ricampionamento viene condotto un numero T ($T \leq 1000$, o più volte secondo Efron) e, per ogni estrazione pseudo-casuale, le stime vengono reiterate, ottenendo, ad ogni passo, un valore numerico diverso. Seguendo Efron (1981) questi valori vengono poi ordinati in modo crescente e i quantili sono interpretati come approssimazioni di quelli della distribuzione campionaria di $E_N(\text{DAP})$.

Ricampionamento delle osservazioni campionarie

Questo metodo è forse il più intuitivo. Venne usato per la prima volta nella letteratura relativa al CVM da McLeod e Bergland (1989). Si ricampiona T volte il gruppo di casi iniziale, assegnando a ciascuna osservazione la stessa probabilità di essere scelta in ogni successiva estrazione (*campionamento con reintroduzione*). Per ogni campione così ottenuto si procede alla massimizzazione della funzione di log-verosimiglianza, ricavando le stime dei parametri β_t con $t \dots T$. Si ricomputa poi la stima di $\hat{E}(\text{DAP})_t = -\alpha_t / \beta_t$ per ogni campione così estratto. Infine, usando il metodo dei percentili di Efron (1981), si ordinano le $\hat{E}(\text{DAP})_t$ così ottenute e si assumono tali percentili come stime dei quantili della distribuzione campionaria di $\hat{E}(\text{DAP})_t$. Ad esempio con $T=1000$, si otterrà che il limite superiore dell'intervallo di confidenza al 90% (il 95° percentile) sarà la 950ª osservazione del vettore $\hat{E}(\text{DAP})_t$ riordinato in modo crescente. Il limite inferiore (il 5° percentile) sarà la 50ª osservazione. Più in generale, dato $0 < \theta < 1$, un intervallo di confidenza del $(1-\theta)100\%$ si ottiene rimuovendo $\theta T/2$ elementi dagli estremi del vettore $\hat{E}(\text{DAP})_t$ riordinato.

Ricampionamento della distribuzione asintotica del vettore dei parametri strutturali

Questo metodo si avvale del fatto che il vettore di stima β , quando ottenuto con la massimizzazione della funzione di log-verosimiglianza, si presenta con una distribuzione asintotica normale multivariata centrata su β e con matrice di varianza-covarianza approssimabile tramite lo stimatore di Fisher, ovvero usando l'inverso dell'hessiano della funzione

di massima verosimiglianza computata al suo massimo. Utilizzando questa proprietà si estraggono direttamente osservazioni di β da tale distribuzione, senza doverli ricomputare ad ogni ricampionamento come negli altri due metodi qui impiegati. Con ognuna di queste estrazioni si procede a computare $\hat{E}(\text{DAP})_i = -\alpha_i/\beta_i$. Questo calcolo è compiuto T volte e poi si riordina in senso crescente il vettore di $\hat{E}(\text{DAP})_i$ e si computano gli intervalli di confidenza come sopra.

Ricampionamento delle deviazioni

Per applicare questo metodo si ottiene in un primo momento la stima di β e, in seguito, si computano i valori della funzione cumulata $F_i = F(\beta'x_i)$ ad ogni osservazione x_i . Si ottengono i residui $r_i = y_i - F_i$ e si crea la variabile $g_i = (F_i(1-F_i))^{0.5}$. Avendo quindi la matrice $G = (r_i, g_i)$ di dimensione $(N \times 2)$, si ricampionano, pseudocasualmente con reintroduzione, le righe di G , ottenendo una nuova matrice G^* di cui si effettua la divisione dei residui r_i sulle variabili g_i , elemento per elemento, ottenendo il vettore R^* . A questo punto, la matrice delle x , viene moltiplicata, sempre elemento per elemento, per le g_i e si ottiene la matrice x^* . Il nuovo vettore $\beta^* = \beta - [(x^*)^T(x^*)]^{-1}[(x^*)^T R^*]$ verrà utilizzato per calcolare le probabilità di un responso positivo ($y_i=1$), usando la formula $\Lambda(\beta^*x_i')$ e generando così i nuovi responsi y^* ; questi, assieme alla matrice x , verranno impiegati per ottenere le nuove stime di massima verosimiglianza β_i . Si ripete il procedimento T volte e si adotta il metodo dei percentili di Efron per la costruzione degli intervalli di confidenza.

3. Offerta di beni e servizi culturali: il caso della Palazzina di Caccia di Stupinigi

Le ragioni dello studio

Il crescente interesse nei confronti delle politiche d'offerta di beni e servizi culturali, di cui i musei e i beni architettonici rappresentano una delle categorie più importanti, è certamente motivato anche dalla capacità di queste risorse pubbliche di generare significativi flussi di benefici economici per la collettività. Una parte di questi vengono ricavati direttamente dall'incasso dei biglietti pagati dai visitatori per la fruizione dei servizi, mentre un'altra parte è derivata, ad esempio, dall'indotto

originato dal turismo. Il reale valore del beneficio all'utenza è tuttavia rappresentato dalla rendita (o surplus) del consumatore, ovvero dalla differenza tra quanto questi paga di fatto ed il suo prezzo di riserva p^* , incorrispondenza del quale viene raggiunta l'indifferenza tra il godimento dei benefici e l'ammontare di p^* . Questa entità è misurabile tramite il metodo della valutazione contingente.

Le informazioni utilizzate in questo studio si basano su un'indagine condotta nel 1996 presso la Facoltà di Architettura del Politecnico di Torino, riguardante un bene architettonico di rilevanza nazionale, la Palazzina di Caccia di Stupinigi, presso Torino, originariamente destinato a Residenza Sabauda e ospitante, oggi, il museo di arredamento, a testimonianza della cultura artistico-architettonica e relativa alle arti minori, tra XVIII° e prima metà del XIX° secolo. La Palazzina è prima di tutto uno dei massimi risultati dell'opera (1729-1765) di Filippo Juvarra a Torino, innestata su un tessuto di edilizia rurale, in parte ancora dedita alle funzioni originarie, in diretto rapporto con la città (sin dalle sue origini) grazie allo scenografico accesso dall'asse dell'attuale corso Unione Sovietica. Di proprietà dell'Ordine Mauriziano, è visitabile a pagamento sostenendo un costo massimo di L. 10.000.

Disegno campionario e scelta delle modalità d'intervista

L'identificazione della popolazione interessata alla fruizione per la conservazione, o trasformazione, della risorsa culturale risulta di grande importanza in questi studi, almeno altrettanto quanto la scelta del formato d'intervista e, in particolare, del formato di domanda di elicitazione della DAP. Ma le decisioni relative all'estrazione di un campione di intervistati dalla popolazione e al mezzo di distribuzione dipendono anche dalle risorse a disposizione dell'ente promotore.

La nostra intervista è stata condotta *faccia a faccia* nell'arco di circa un semestre su un campione casuale di utenti diretti del servizio. Lo *scenario proposto* nel corso della stessa prefigurava un generale miglioramento delle condizioni di fruibilità del bene. In particolare ad ogni singolo intervistato veniva posta la seguente domanda di elicitazione della DAP:

"Il castello di Stupinigi è una residenza sabauda di primaria importanza. Purtroppo gli investimenti effettuati dagli enti di gestione e le somme ricavate dai biglietti d'ingresso non sono sufficienti per garantirne

la conservazione. Se ciascuno di noi non collaborerà di prima persona alla valorizzazione del Castello non sarà possibile, per mancanza di fondi, *renderlo fruibile per la sua interezza*. In funzione di quanto esposto lei sarebbe disponibile a pagare una cifra pari a lire __. come quota annuale di adesione ad un'associazione che affianchi gli enti di gestione attuali, per consentire tale maggiore fruibilità del castello al costo odierno del biglietto di entrata?"
Si__ No__

L'attenzione era rivolta alle politiche di riqualificazione e recupero del manufatto architettonico più che alla funzione specifica di una parte dell'edificio dedicata al museo di arredamento. All'intervistato risulta evidente che il miglioramento proposto consiste nel rendere visitabile l'intero edificio e il parco che, al momento dell'intervista, risultavano solo parzialmente accessibili. Si nota come, in un'indagine come questa, che di fatto precede il progetto vero e proprio, esista una difficoltà intrinseca nel sottoporre al singolo intervistato una visione di dettaglio del tipo di riqualificazione proposta. Pertanto la DAP stimata deve essere interpretata come una generica disponibilità a contribuire a un progetto di massima, indipendentemente dalle soluzioni tecniche successivamente adottate in sede esecutiva. Viceversa, in fase progettuale avanzata, avendo di fronte una serie di specifici progetti, sarebbe possibile ottenere una stima della DAP attraverso un formato alternativo d'intervista denominato *Contingent Ranking* (Signorello, 1994). Proprio perché, nella situazione indagata, ciò non risultava attuabile, il bene pubblico investigato è rappresentato da un miglioramento che implica la fruizione dell'intera struttura, anziché di una parte di essa.

La condizione di accessibilità al miglioramento proposto veniva identificata nel pagamento di una quota annuale d'iscrizione a un'associazione che avrebbe affiancato l'ente di gestione, in aggiunta alla tariffa ordinaria d'accesso al museo. Questo *veicolo di pagamento*, a nostro avviso, risulta realistico soprattutto se paragonato alla situazione di altri paesi. È, in effetti, in atto da tempo una politica di diversificazione dei servizi, delle tariffe e dei mezzi di pagamento nei paesi europei per mezzo di tessere e abbonamenti annuali, basati su circuiti o tipologie di beni culturali e ricreativi (compresi, oltre ai musei, giardini, parchi, ecc.). Alla domanda di elicitazione del valore economico assegnato al

miglioramento descritto, l'intervistato rispondeva in modo affermativo o negativo, fornendo un responso di *tipo dicotomico*. L'ammontare proposto veniva casualmente estratto dal seguente vettore prezzi (lire*1000) [5, 10, 15, 20, 30, 40, 50, 60, 70, 80, 90, 100, 110, 120].

Il numero di interviste valide ai fini della stima ammontava a 896, su un totale di circa 1000 questionari. Il censuramento del campione, essendo pari al 10% circa, risultava quindi non particolarmente elevato.

L'analisi prevedeva inoltre l'individuazione dei principali scopi di visita, o finalità d'uso, che, assieme alle caratteristiche socio-economiche dell'intervistato, avrebbero consentito di individuare, oltre a un vettore di variabili sulle quali condizionare la probabilità di responso positivo, il profilo dell'*utente medio* relativo alle condizioni attuali del servizio

4. Il profilo socio-economico dell'utenza intervistata

Considerato l'oggetto di questo studio, di carattere metodologico, risulta di chiara importanza verificare che la composizione del campione casuale sia rappresentativa della popolazione di visitatori del sito. In assenza di informazioni statisticamente rappresentative sui caratteri della popolazione, è utile rilevare le frequenze relative degli stessi all'interno del campione, al fine di verificare la loro dimensione statistica alla luce delle aspettative teoriche. Se il profilo di queste caratteristiche campionarie discordasse dalle attese teoriche l'analista avrebbe infatti ragione di dubitare della rappresentatività del valore stimato della DAP attesa; di conseguenza, anche la stima a intervallo risulterebbe distorta. Per questa ragione si riporta di seguito una descrizione sintetica del profilo degli intervistati. In particolare, data la natura del bene pubblico, ci si attende che la frazione intervistata risulti segregata in base al titolo di studio più che in base alle altre caratteristiche socio-economiche.

Il 50% dell'utenza diretta risulta in condizioni non-professionali (pensionati, studenti, disoccupati e casalinghe) (Tab. 1). Il campione è caratterizzato da una buona percentuale di soggetti di condizione sociale media e medio-alta, quali impiegati/insegnanti, professionisti e dirigenti, pari a circa il 40% del totale. Sulla base di questa caratteristica, l'utenza risulta non segregata e abbastanza diversificata, osservazione che sembra confermata dalla distribuzione del reddito familiare mensile netto (Tab. 2). Da rilevare che circa il 55% dei casi rilevati si colloca in fasce di reddito al di sotto dei 4milioni Lit. Ciò può coerentemente interpretato anche

Tabella 1 - Categoria professionale degli intervistati

<i>Categoria</i>	<i>Conteggi</i>	<i>%</i>
Disoccupato	28	3,1
Casalinga	69	7,7
Pensionato	139	15,5
Studente	143	15,9
Operaio	47	5,2
Impieg./Insegnante	217	24,2
Comm./Artigiano	55	6,1
Universitario	11	1,2
Dirigente	39	4,3
Professionista	107	11,9
Altro	43	4,8
Totale	898	100

Tabella 2 - Classi di reddito familiare mensile netto degli intervistati

<i>Classi di reddito</i>	<i>Conteggi</i>	<i>%</i>
sino a 1.000.000	24	2,7
da 1 a 2.000.000	134	15,0
da 2 a 3.000.000	149	16,6
da 3 a 4.000.000	213	23,8
da 4 a 5.000.000	140	15,6
da 5 a 6.000.000	51	5,7
da 6 a 8.000.000	79	8,8
da 8 a 10.000.000	36	4,0
da 10 a 12.000.000	26	2,9
da 12 a 14.000.000	9	1,0
da 14 a 16.000.000	7	0,8
oltre i 16.000.000	28	3,1
Totale	896	100

grazie alla distribuzione delle età (Grafico 1), nella quale si nota una certa prevalenza dei giovani, a fronte di una certa carenza di fasce d'età intermedie, ovvero di soggetti tra i 30 e i 50 anni.

La caratteristica maggiormente significativa, per l'individuazione del profilo medio del visitatore, è quella che si deduce dalla distribuzione percentuale dei titoli di studio: il 26,3% risulta in possesso di laurea e il 52,3% di diploma di scuola media superiore (Tab. 3). Siamo in effetti di

Grafico 1 - Distribuzione delle età degli intervistati

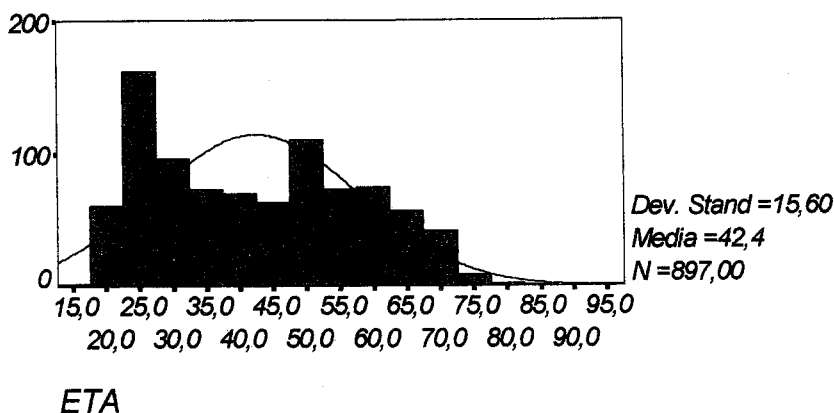


Tabella 3 - Titolo di studio degli intervistati

<i>Titolo</i>	<i>Conteggi</i>	<i>%</i>
Laurea	236	26,3
Diploma media superiore	469	52,3
Diploma media inferiore	146	16,3
Licenza elementare	37	4,1
Altro	8	0,9
Totale	896	100

fronte a un bene di grande valenza e interesse culturale, in grado di attrarre un'utenza già aggiornata e sensibile nei confronti della risorsa. Queste proporzioni, relativamente elevate, suggeriscono che il campione estratto è in accordo con le aspettative teoriche, mentre è trasversale rispetto alle altre caratteristiche socio-economiche. È possibile, pertanto, concludere che il campione è rappresentativo della popolazione di riferimento.

5. Stima parametrica puntuale e a intervallo di $E(DAP)$

L'analisi econometrica è consistita nella stima di massima verosimiglianza di 4 modelli. Due di questi assumono una distribuzione di tipo Weibull, confinata all'ortante positivo della DAP. Gli altri due

assumono invece la classica forma Logit resa popolare da Haneman (1984). Dato che questa forma permette sia la troncatura a zero della DAP che la sua definizione nell'intera retta, da questo modello si sono derivate le stime con e senza troncatura, rispettivamente definite come $\hat{E}(DAP | DAP > 0) = \ln(1 + \exp(\alpha)) / \text{abs}(\beta)$ e $\hat{E}(DAP) = -\alpha / \beta = \text{Med}(DAP)$ (Hanemann, 1984, 1989), dove α è il parametro stimato per la costante, mentre β è quello per il prezzo. Per entrambe le specificazioni distributive sono state stimate due forme lineari nei parametri: la prima comprende esclusivamente il prezzo, mentre la seconda comprende prezzo e reddito: le due variabili che identificano la funzione di domanda marshalliana e la funzione di utilità indiretta (Mas-Colell et. al., 1995).

Dal punto di vista propriamente econometrico, i primi risultati che presentiamo qui tendono a dimostrare che, nell'ambito della classe degli stimatori parametrici, il calcolo di $\hat{E}(DAP)$ è condizionato dalla forma funzionale prescelta e, in particolare, dalla decisione di troncare o meno la distribuzione a zero. Questo risultato è ben noto (cfr. anche Boyle, 1990) ed è intuitivo, ma le sue implicazioni spesso non sono completamente tenute presenti. Si rammenta che le stime dei benefici ottenute con questi modelli non sono distorte *solo se* il modello è correttamente specificato; infatti, sebbene la teoria economica dia delle indicazioni rispetto alle variabili su cui condizionare la probabilità di responso, essa non è affatto chiara sulla forma distributiva da assumere.

I risultati delle stime da questo campione sono presentate in Tab. 4 per il modello Logit lineare e in Tab. 5 per il modello Weibull. Tutti i parametri stimati sono decisamente significativi. La specificazione Weibull lineare raggiunge il massimo della funzione di log-verosimiglianza del campione ad un valore più elevato della specificazione

Tabella 4 - Risultati della stima di massima verosimiglianza del modello Logit lineare con e senza reddito

Caratteristiche	Logit lineare	
N. of osservazioni	896	896
Valore Log-verosimiglianza	- 571,421	-573,416
Costante	0,771	(0,188) (*)
	1,042	(0,132)
Prezzo	-0,0186	-0,0185
	(0,0020)	(0,0020)
Reddito	0,058	
	(0,029)	

(*)Errore standard in parentesi

Tabella 5 - Risultati della stima di massima verosimiglianza del modello Weibull lineare con e senza reddito, con relative stime puntuali e a intervallo di $\hat{E}(DAP | DAP_0)$

<i>Caratteristiche</i>	<i>Weibull lineare</i>	
N. of osservazioni	896	896
Valore Log-verosimiglianza	-569.318	-571.525
Costante	0.182 (0.125) (*)	0.376 (0.082)
Prezzo	- 0.0139 (0.001)	- 0.014 (0.001)
Reddito	0.042 (0.020)	
$\hat{E}(DAP DAP_0)$	76.504	76.722
I. C. 95% di $\hat{E}(DAP DAP_0)$	67.483 -88.123	68.702 -88.498

(*) Errore standard in parentesi.

Logit lineare. Ma entrambe le specificazioni distributive si assestano su un valore della funzione di log-verosimiglianza attorno a -570, indicando che nessuna delle due assunzioni distributive è decisamente superiore all'altra, almeno in questo campione. Uno dei possibili test formali (*log-likelihood ratio test*), che avvalora l'ipotesi nulla che il reddito faccia parte della specificazione, fornisce un valore di probabilità per il chi-quadro pari a 0.93 in entrambe le forme distributive. L'ipotesi è pertanto rifiutata ai livelli di confidenza del 5% e dell'1%, mentre non viene rifiutata al 10%. Per questo motivo si riportano entrambe le stime.

L'effetto della scelta o meno di troncare la DAP a zero è rilevante perché la stima puntuale non ristretta della DAP attesa è inferiore di circa Lit. 15mila a quella limitata all'ortante positivo. Si noti, invece, come la stima puntuale di questo stesso parametro nella specificazione Weibull sia di circa Lit. 5mila più alta di quella ottenuta con la Logit, indicando così che anche la scelta distributiva influenza la stima.

Le tecniche di stima dell'intervallo di DAP sono applicate solo a partire dalle stime del modello Logit lineare (Tab. 6). Si noti come esse producano risultati numerici molto simili ai vari livelli di confidenza investigati. È possibile però osservare una sistematica restrizione degli intervalli muovendosi dal campionamento delle deviazioni a quello delle osservazioni, sino a quello del ricampionamento della distribuzione asintotica che produce gli intervalli più ristretti. Ciò dovrebbe essere tenuto presente quando si impiega questa tecnica, che, tra l'altro, per i

Tabella 6 - Stime puntuali e a intervallo a confronto

	$\hat{E}(DAP DAP \geq 0) = \ln(1 + \exp(\alpha)) / \text{abs}(\beta) \hat{E}(DAP) = -\alpha / \beta$			
	Solo Prezzo	Prezzo e Reddito	Prezzo e Reddito	
Stima Puntuale di DAP	72.381	72.455	56.166	
Stime ad intervallo (Confidenza del 99%)				
Ricamp. delle deviazioni	61.172 — 92.905	61.902 — 92.672	44.060 — 67.702	44.865 — 66.968
Ricamp. delle osservazioni	61.413 — 86.869	62.740 — 86.988	46.189 — 66.542	45.308 — 66.232
Ricamp. distr. asintotica	63.246 — 86.169	62.298 — 87.364	45.610 — 65.058	46.117 — 65.274
Stime ad intervallo (Confidenza del 95%)				
Ricamp. delle deviazioni	63.774 — 86.441	63.955 — 87.242	47.838 — 64.541	48.204 — 64.036
Ricamp. delle osservazioni	64.123 — 83.682	64.619 — 83.428	48.581 — 63.524	48.338 — 63.625
Ricamp. distr. asintotica	65.075 — 83.291	64.850 — 83.195	48.913 — 63.802	48.742 — 63.824
Stime ad intervallo (Confidenza del 90%)				
Ricamp. delle deviazioni	65.098 — 83.520	65.420 — 83.654	49.401 — 63.100	49.569 — 62.855
Ricamp. delle osservazioni	65.426 — 81.616	65.521 — 81.227	49.89 — 62.114	49.859 — 62.526
Ricamp. distr. asintotica	66.254 — 81.121	66.298 — 81.100	49.872 — 62.728	50.075 — 62.507
Mediana della distribuzione simulata				
Ricamp. delle deviazioni	72.465	72.625	56.130	56.898
Ricamp. delle osservazioni	72.508	71.934	56.028	56.255
Ricamp. distr. asintotica	72.505	72.526	56.149	56.325
Media della distribuzione simulata				
Ricamp. delle deviazioni	73.122	73.242	56.116	56.083
Ricamp. delle osservazioni	72.822	72.501	55.891	56.130
Ricamp. distr. asintotica	72.968	72.907	56.220	56.282

suoi vantaggi di computazione, è la più frequentemente utilizzata. Essa, infatti, richiede unicamente un programma che abbia la possibilità di estrarre numeri pseudo-casuali da una funzione multivariata normale.

Nel loro insieme questi risultati confermano quanto evidenziato in altri studi di simulazioni Monte Carlo (Cooper, 1994). Considerata la prossimità dei risultati numerici, per campioni di questa dimensione, sembrerebbe plausibile usare una qualsiasi di queste tre tecniche. Queste conclusioni debbono essere estese con cautela a campioni più piccoli che potrebbero evidenziare comportamenti differenti.

L'effetto di inclusione della variabile reddito produce un lieve aumento della DAP stimata nei modelli di tipo Logit, mentre per il modello Weibull comporta una lieve diminuzione degli importi (cfr. Tabb. 4, 5). Come messo in evidenza da McFadden (1994), condizionare la stima della probabilità di responso positivo ha una sua giustificazione in sede inferenziale (maggior precisione) solo se si hanno informazioni accessorie sulle probabilità marginali nella popolazione oggetto di inferenza. Nel caso del reddito si ha spesso disponibilità di queste probabilità a partire da resoconti di indagini specifiche, ma, come si è

visto, è improbabile che questi segreghino la popolazione dei fruitori diretti della reggia di Stupinigi. Tuttavia, se l'intervista fosse stata condotta nella popolazione dei residenti, l'introduzione di questa variabile avrebbe potuto essere preziosa nel momento dell'inferenza.

6. Conclusioni

Quest'analisi ha utilizzato informazioni provenienti da un'indagine di valutazione contingente con responsi dicotomici e ha investigato l'effetto di forme funzionali alternative e di due diverse distribuzioni della componente stocastica (Weibull e Logistica) sulla stima di un unico parametro: la disponibilità a pagare attesa per un data variazione nell'approvvigionamento di un servizio culturale pubblico.

Stime puntuali di DAP sono di scarso interesse per la definizione di specifiche politiche di intervento se non sono accompagnate dai relativi intervalli di confidenza. Gli stimatori di $E(DAP)$ sono funzioni non-lineari dei parametri stimati e la loro distribuzione campionaria ha proprietà ignote. Pertanto i loro secondi momenti centrali sono di difficile derivazione e i metodi di simulazione costituiscono convenienti strumenti di approssimazione.

Si sono applicati tre diversi metodi di simulazione per la determinazione di tali intervalli di stima della disponibilità a pagare attesa: ricampionando delle singole osservazioni, dei parametri stimati e delle deviazioni dalle previsioni. In sintesi, tra queste tecniche di ricampionamento per la stima della varianza della disponibilità a pagare, non si sono rilevate grosse differenze. Il metodo c.d. di Krinsky e Robb sembra produrre stime poco più ristrette degli intervalli di confidenza e offre vantaggi computazionali in quanto i tempi di calcolo risultano minori rispetto alle altre due tecniche.

Questi strumenti forniscono un'importante informazione di tipo probabilistico relativa all'intervallo economico entro il quale, in un campionamento ripetuto e casuale della popolazione, il parametro oggetto di stima viene a cadere con una definita probabilità. Il miglioramento descritto nello scenario dell'intervista di questa indagine CVM produce un valore della DAP attesa che, con una probabilità del 90%, giace al di sopra delle Lit. 50mila annue per utente. Questo valore di minimo può utilmente essere considerato dalle autorità competenti per pianificare un programma tariffario *ex-post* in grado di incorporare parte della rendita

del consumatore che il miglioramento produrrà. La stima evidentemente dipende dall'insieme di assunzioni tipiche dei differenti modelli e dalle decisioni di troncatura più che dalle due forme distributive assunte per la componente stocastica. Uno degli obiettivi di ulteriore ricerca potrebbe riguardare la derivazione di stime a intervallo con metodi più robusti rispetto a eventuali specificazioni della forma funzionale o distributiva, come ad esempio i metodi non parametrici e semi-parametrici.

BIBLIOGRAFIA

- BISHOP R., ROMANO D., 1998, *Environmental Resource Valuation: Applications of the Contingent Valuation Method in Italy*, (a cura di), Kluwer Academic Publisher, Norwell.
- BOYLE K., 1990, "Dichotomous-choice Contingent Valuation Questions: Functional Form is Important", *Northeastern Journal of Agricultural Economics*, 19:125-131.
- CAMERON T.A., 1991, "Interval Estimates of Non-market Resource Values from Referendum Contingent Valuation Surveys", *Land Economics*, 67:413-421.
- COOPER J.C., 1994, "A Comparison of Approaches to Calculating Confidence Intervals for Benefit Measures from Dichotomous Choice Contingent Valuation Surveys", *Land Economics*, 70:111-22.
- EFRON B., 1979, "Bootstrap Methods: Another Look at the Jackknife", *Annals of Statistics*, 7:1-26.
- EFRON B., 1981, "Nonparametric Standard Errors and Confidence Intervals", *Canadian Journal of Statistics*, 9:139-172.
- GOLDBERGER A. 1993, *A Course in Econometrics*, Harvard University Press.
- HANEMANN W.M., 1989, "Welfare Evaluations in Contingent Valuations Experiments with Discrete Response Data: a Reply", *American Journal of Agricultural Economics*, 71:1057-1061.
- HANEMANN W.M., 1984, "Welfare Evaluation in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses", *American Journal of Agricultural Economics* 66: 332-41.
- KRINSKY I., ROBB A., 1986, "Approximating the Statistical Properties of Elasticities", *Review of Economics and Statistics*, 68: 715-719.
- MANSKI C., 1994, "Analog Estimation of Econometric Models", *Handbook of Econometrics*, Vol.IV, (a cura di) Engle R.F e McFadden D., Elsevier Science, Amsterdam, Olanda.
- MAS-COLELL A., WHINSTON M., GREEN J.R., 1995, *Microeconomic Theory*, Oxford University Press.
- MCFADDEN D., 1994, "Contingent Valuation and Social Choice", *American Journal of Agricultural Economics*, November, 76:689-708.

MCLEOD D., BERGLAND O., 1989, *The Use of Bootstrapping in Contingent Valuation Studies*, Working Paper, Department of Agricultural Economics, Oregon State University, Corvallis.

MITCHELL R.C., CARSON R.T., 1989, *Using Surveys to Value Public Goods: the Contingent Valuation Method*, Resources for the Future, Washington D.C.

NAVRÜDS., PRUCKNER G.J., 1997, "Environmental Valuation: to Use or Not to Use? A Comparative Study of the United States and Europe", *Environmental and Resource Economics*, 10: 1-26.

NAVRÜDS., 1992, (a cura di), *Pricing the European Environment*, Oxford University Press, Oxford.

PARK T., LOOMIS J.B., CREEL M., 1991, Confidence Intervals for Evaluating Benefits from Dichotomous Choice Contingent Valuation Studies", *Land Economics*, 67:64-73.

SIGNORELLO G., 1994, "La Contingent Ranking nella stima dei beni pubblici", Atti del XXIV Incontro Ce.S.E.T., *Lo sviluppo sostenibile delle aree metropolitane: Quali strategie? Quali valutazioni?*, Napoli, 6-7 ottobre, 395-402

Gli autori hanno condiviso e contribuito equamente alla stesura dell'intero lavoro, come evidenziato dall'ordine alfabetico con cui viene siglata questa nota. Ciò nonostante si sottolinea che: Riccardo Scarpa ha curato in particolare la stesura dei paragrafi 2 e 5, mentre Marina Bravi ha curato in particolare la stesura dei paragrafi 3 e 4; introduzione e conclusioni sono stati redatti in modo totalmente congiunto.

Si ringrazia la Prof.ssa G.Sirchia, oltre che per gli utili suggerimenti nella discussione delle tematiche qui trattate, per aver messo a disposizione le informazioni raccolte nell'ambito della sperimentazione didattica condotta presso la Facoltà di Architettura del Politecnico di Torino durante l'anno accademico 1995-96; ivi restano disponibili i data-bases utilizzati allo scopo di questa analisi.

Sommario

Questo lavoro si focalizza sul confronto di stimatori per la varianza della disponibilità a pagare attesa da responsi dicotomici nelle applicazioni di valutazione contingente. Il caso di studio riguarda il beneficio sociale derivato dal miglioramento dell'offerta di un bene pubblico: la Palazzina di Caccia di Casa Savoia a Stupinigi. In particolare, basandosi su stimatori parametrici, si confrontano diverse tecniche di simulazione per la derivazione delle stime a intervallo della disponibilità a pagare attesa.

Abstract

This paper focuses on the comparison between variance of estimators for expected willingness-to-pay (WTP) from dichotomous choice responses of contingent valuation studies. The case under study concerns the estimation of the social benefits from an improvement of the supply of a public good: the hunting mansion of the Savoia's, the Italian Royal Family, in Stupinigi. In particular we compare different simulation techniques to derive interval estimates for expected WTP.

Resume

L'étude se concentre sur la comparaison des estimateurs de la variance de la disponibilité à payer attendue des réponses dicotomiques dans les applications de évaluation de contingence. Le cas d'étude concerne le bénéfice social dérivé de l'amélioration de l'offre d'un bien public: le Petit Palais de Chasse de la Maison Savoie à Stupinigi. En particulier nous nous basons sur les estimateurs paramétriques et nous confrontons différentes techniques de simulation pour la derivation des estimes de la disponibilité à payer attendue.