

Il valore dei beni comuni nelle politiche di sviluppo locale: un caso di studio

di Daniel Franco e Luca Luiselli

Premessa

Negli ultimi decenni si sono sviluppati metodi tesi a determinare il valore economico dei servizi ecosistemici (Adams, 1993; Hanemann, 1999) anche per facilitare la loro effettiva considerazione nei processi decisionali. Infatti, sebbene i benefici vadano ben al di là della produzione primaria non sono quasi mai considerati nelle azioni di pianifica-

zione e *policy* (TEEB, 2009; *Millennium Ecosystem Assessment* 2003-5) per la difficoltà di una loro stima in termini facilmente comparabili.

Il pagamento a fronte di una gestione a garanzia del mantenimento di questi “beni comuni” è, d'altronde, uno dei meccanismi di sostegno delle politiche di sviluppo rurale (Cooper *et al.*, 2009).

I servizi ecosistemici sono classificati in valore d'uso diretto, indiretto e non uso, dove l'aggregato di questi valori è definito Valore Eco-



nomico Totale (VET) di un ecosistema o di un paesaggio (Cavatassi, 2004; Markadya *et al.*, 2002; Merlo e Croitoru, 2005; Tempesta e Marangon, 2004).

La tassonomia dei metodi utilizzati per stimare i diversi componenti del VET è riportata in figura 1: ognuno di questi metodi presenta ambiti di utilizzo, punti di forza e debolezza. I metodi di mercato applicati ai valori che non siano di uso diretto presentano una serie di problemi (Markandya *et al.*, 2002; Clarkson & Deyes, 2002) perché mancano:

- (i) i protocolli che ne consentano un uso generalizzabile e i valori al netto dei costi di accesso sono generalmente comparabili con i metodi di non-mercato;
- (ii) i dati sulle relazioni tra causa e danno stimato (limiti di affidabilità gestionale delle stime);
- (iii) i dati sulle relazioni tra i flussi di beni/servizi ambientali, funzioni ecologiche, valori economici;
- (iv) una valutazione ancora sufficiente della stima degli effetti *spillover* e di guadagno/perdita di lavoro.

Tra i metodi di non mercato, quelli a preferenza stabilita assicurano la maggiore copertura e affidabilità nella stima dei valori di non uso e d'uso indiretto, perché le debolezze metodologiche (si basano su meccanismi comportamentali e dunque rapidamente adattivi) sono state progressivamente ridotte con l'adozione di protocolli. Tra questi la valutazione contingente (CVM) è l'approccio più solido per ottenere (Alberini & Chiabai, 2007; Arrow *et al.*, 1993; Asciuto *et al.*, 2005; Carson *et al.*, 2001; Fukahory & Kubota, 2003; Meyerhoff & Liebe, 2006; Mitchell & Carson, 1989; Pagiola *et al.*, 2004; Stevens *et al.*, 2000) il viluppo complessivo di valori di uso indiretto e non uso associati ai servizi/beni ricercati, e di verificare la consapevolezza sul ruolo dei diversi servizi offerti dagli ecosistemi/paesaggi di riferimento.

Con la CVM si elicitare la disponibilità a pagare (*willingness to pay*, WTP) o ad accettare (*willingness to accept* WTA) denaro per il mantenimento di uno o più beni/servizi ambientali piuttosto che farne a meno (Green

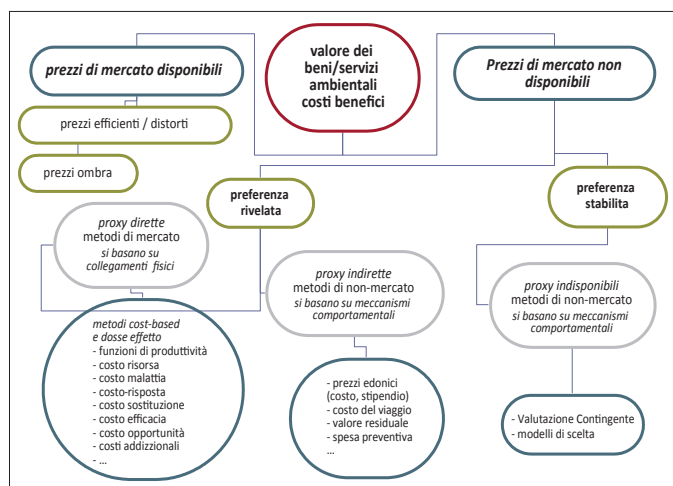
e Tunstall, 1991) sulla base di interviste. Il metodo permette di: (i) ottenere il viluppo complessivo di valori di uso indiretto - non uso associati ai servizi/beni indagati (Tempesta e Marangon, 2004); (ii) verificare la consapevolezza nella società del ruolo dei diversi servizi/beni; (iii) di stratificare l'informazione sia dal punto di vista socio-demografico che spaziale, garantendo diversi livelli di risoluzione.

Dal punto di vista temporale il periodo di invariabilità delle informazioni aggregate consente un loro utilizzo ai tempi di applicabilità delle *policies* o della pianificazione.

Il presente contributo si basa su un'indagine svolta a fini applicativi per la Provincia di Roma per definire un primo set di stime del VET, in particolare delle componenti diverse dall'uso diretto, di tre ambiti riferimento (zone umide, boschi e paesaggio rurale dell'agro-romano) per una loro implementazione nella prassi amministrativa degli uffici e nella definizione delle *policies*. Ulteriori obiettivi della ricerca erano l'analisi della consapevolezza espressa dai cittadini circa la funzione e il ruolo dei diversi servizi ecosistemici per analizzare la distribuzione sociale della consapevolezza di aspetti chiave delle politiche di sostenibilità e analizzare la distribuzione delle composizioni motivazionali che generano il valore complessivo stimato. In particolare, si descrive la procedura scelta per definire le componenti del VET diverse dall'uso diretto e i risultati raggiunti.

Materiali e metodi

L'indagine è stata effettuata mediante tre sondaggi svolti indipendentemente per ciascun ambito indagato per complessivi 124 intervistati nel pre-test e 1.612 nel test. La scelta degli ambiti di riferimento è stata definita in base alle priorità dell'Amministrazione provinciale e ai vincoli di budget. I servizi erogati dai diversi ambiti sono stati classificati nella letteratura di riferimento (Costanza *et al.*, 1997; Leschine *et al.*,



↑ Figura 1. Tassonomia dei principali metodi estimativi utilizzati per la composizione del VET (da AAVV, modificato)

Si presentano i risultati di una Valutazione Contingente utilizzata per la stima dei beni comuni di tre paesaggi della provincia di Roma, utilizzando in maniera comparata modelli mono banda e multibanda a formato chiuso

valutazione

SEZIONE 1
sondaggio zone umide
<i>Le zone umide sono aree caratterizzate dalla presenza di acqua poco profonda, come le lagune, le paludi, le foci dei fiumi, gli stagni, ecc.</i>
sondaggio boschi
<i>I boschi sono ambienti maggiori di un ettaro caratterizzati da una copertura arborea maggiore del 10%, con alberi di almeno 5 metri a maturità; comprendono le strade forestali o altre piccole aperture, le fasce boscate di larghezza superiore a 20 metri e le piantagioni forestali</i>
sondaggio paesaggio rurale dell'agro-romano
<i>Uno dei paesaggi tipici della campagna romana è quello caratterizzato da coltivazioni miste (più permanenti che seminativi), pascoli e boschetti, con vecchie sistemazioni (terrazzamenti, muri a secco, ciglioni)</i>
SEZIONE 2
sondaggio zone umide
<i>Esprimere la propria opinione riguardo le seguenti affermazioni:</i> 1. Le zone umide contribuiscono a regolare la circolazione delle acque e a mantenere le riserve d'acqua; 2. Le zone umide, immobilizzando la sostanza organica (a base di carbonio: materia vegetale ed animale, suolo, detrito), contribuiscono al controllo dei gas a base di carbonio (CO₂) che alterano il clima; 3. Le zone umide contribuiscono a ridurre i rischi ambientali (protezione dagli agenti atmosferici, dalle inondazioni e alluvioni, dall'erosione, dagli incendi); 4. Le zone umide contribuiscono a depurare le acque e a ridurre l'inquinamento; 5. Le zone umide forniscono un ambiente di vita per molti animali (pesci, molluschi, uccelli, rettili, insetti, mammiferi) e piante, contribuendo a mantenere la biodiversità; 6. Le zone umide offrono opportunità ricreative (turismo, gite, osservazioni di fauna e flora, caccia, pesca, studio); 7. Le zone umide producono beni economici (legno, fibra, pesce, ecc.).
sondaggio boschi
<i>Esprimere la propria opinione riguardo le seguenti affermazioni:</i> 1. I boschi contribuiscono a regolare la circolazione delle acque e a mantenere le riserve d'acqua; 2. I boschi, immobilizzando la sostanza organica (a base di carbonio: materia vegetale, suolo, detrito), contribuisce al controllo dei gas a base di carbonio (CO₂) che alterano il clima; 3. I boschi contribuiscono a proteggere i versanti, ridurre l'erosione, migliorare la fertilità del suolo, ridurre i rischi di frana; 4. I boschi contribuiscono a ridurre l'inquinamento delle acque e dell'aria; 5. I boschi forniscono un ambiente di vita per molti animali (mammiferi, uccelli, rettili, insetti, pesci,) e piante, contribuendo a mantenere la biodiversità; 6. I boschi offrono opportunità ricreative (turismo, gite, osservazioni di fauna e flora, caccia, pesca, studio).
sondaggio paesaggio rurale dell'agro-romano
<i>Esprimere la propria opinione riguardo le seguenti affermazioni:</i> 1. Il paesaggio rurale osservato contribuisce a regolare la circolazione delle acque; 2. Il paesaggio rurale osservato, immobilizzando la sostanza organica (a base di carbonio: suolo, detrito, materia vegetale), contribuiscono al controllo dei gas a base di carbonio (CO₂) che alterano il clima; 3. Il paesaggio rurale osservato contribuisce a proteggere i versanti, migliorare la fertilità del suolo, ridurre l'erosione, ridurre i rischi di frana; 4. Il paesaggio rurale osservato offre un ambiente di vita per molti animali (mammiferi, uccelli, rettili, insetti, pesci,) e piante, contribuendo a mantenere la biodiversità; 5. Il paesaggio rurale osservato offre opportunità ricreative (turismo, gite, osservazioni di fauna e flora, caccia, pesca, studio).
SEZIONE 3
sondaggio zone umide
<i>La Regione Lazio ha approvato una legge per mantenere le zone umide. Il finanziamento ricade come prelievo fiscale sui residenti della Regione, con un costo annuo per famiglia pari a 85 euro.</i>
sondaggio boschi
<i>La Regione Lazio ha approvato una legge per mantenere i boschi. Il finanziamento ricade come prelievo fiscale sui residenti della Regione con un costo annuo per famiglia pari a 85 euro.</i>
sondaggio paesaggio rurale dell'agro-romano
<i>La Regione Lazio ha approvato una legge per mantenere il paesaggio della campagna romana. Il finanziamento ricade come prelievo fiscale sui residenti della Regione con un costo annuo per famiglia pari a 85 euro.</i>
<i>È stato proposto un referendum per abolire questa legge. Qualora il referendum venisse effettuato, lei voterebbe:</i> SÌ: pagherebbe meno tasse, ma rinunciarebbe alla salvaguardia di questi ambienti; NO: contribuirebbe al mantenimento e gestione di questo ambienti, continuando a pagare l'imposta indicata.

↑ Schema 1

2004; Millenium Ecosystem Assesement, 2003-2005) e razionalizzati per la costruzione del sondaggio (schema 1).

Sondaggio

Il test è stato fatto precedere da un *pre-test* per verificare la tenuta del questionario. Si sono utilizzate interviste faccia a faccia per massimizzare l'accuratezza dei risultati (Dillman, 1991; Moser e Duming,

1986; Tolley & Fabian, 1998) e gli intervistatori sono stati formati per ottimizzare l'omogeneità di somministrazione.

La somministrazione è avvenuta mettendo in atto le contromisure per ridurre la diffidenza dei rispondenti (neutralità della ricerca) e per intercettare un campione rappresentativo della società (Capitale, centri della provincia, luoghi e ore diversificati).

La struttura dei tre sondaggi è stata progettata per ridurre o indivi-

duare sistematicamente i fattori distorsivi (*starting point, scenario rejection, free-riding*) del valore elicitato in base alle linee guida del NOAA Panel (Arrow *et al.*, 1993) e della successiva bibliografia (e.g.: Alberini & Cooper, 2000; Alberini *et al.*, 1997; Alberini & Chiamai 2007; Buchli, 2004; Carson *et al.*, 2001; Groothuis & Whitehead, 2009; Hanley *et al.*, 2001; Jakobsson *et al.*, 2001; Mitchell e Carson, 1989; Mullarkey & Bishop, 1999; Meyrhoof & Liebe 2006; Poe *et al.*, 2002; Rose *et al.*, 2002; Strazzera *et al.*, 2003; Udziela e Bennet, 1997). Ciascun questionario somministrato è costituito da quattro sezioni (schema 1). La prima è di inquadramento dell'ambiente mediante una definizione testuale (versioni semplificate: INFC, 2005; PTPG, 2009; UNESCO, 1971) associata, nel caso del paesaggio, a 4 foto a colori. La seconda sezione serve a mettere a fuoco la capacità di comprensione/accettazione del contesto, mediante la richiesta di giudizi (accordo-non accordo) su una serie di *statements* che corrispondono alla riorganizzazione dei servizi ecosistemici classificati dalla bibliografia consolidata, dai quali sono stati esclusi riferimenti: (i) ai valori di esistenza e lascito perché impliciti nel valore assegnato a questi luoghi in quanto tali; (ii) ai valori di uso diretto per gli ecosistemi che oggi li producono nell'area considerata (boschi e paesaggio rurale), per ridurre il problema del doppio conteggio nella stima del valore.

La terza sezione serve a creare un mercato ipotetico ma credibile. Per evitare i problemi legati a pagamenti ipotetici dilazionati (Carson *et al.*, 2001) si è simulato un sondaggio di tipo pre-elettorale relativo all'abrogazione di una legge che, a fronte di una certa spesa a carico del cittadino, comporta una maggiore attenzione al mantenimento degli ecosistemi/paesaggi considerati. Nella sezione è stata inserita la domanda di *follow up* (Scarpa & Bateman, 2000; Blomquist *et al.*, 2009) che è stata rivolta nel caso di tutte le risposte non abrogative. Il *bid* pari a 85 €/anno per *tax payer* è stato individuato come valore medio degli importi di diverse imposte a livello regionale (caccia, pesca, studio) e nazionale (canone Rai). Nel formato di domanda aperto (*pre-test*) ai rispondenti favorevoli all'abrogazione è stato chiesto di quanto sarebbero stati disposti a ridurre o aumentare la tassa. Il *bid* (85 €) e i tre valori predeterminati crescenti (105, 125, 145 €) o decrescenti (25, 45, 65 €) del formato a domanda chiusa del test sono stati individuati in base alle risultanze del *pre-test*.

Nella quarta sezione sono state richieste informazioni utili a definire la rappresentatività dei campioni (Mitchell and Carson, 1989; Dillman, 1991) e i predittori; (i) del grado di consapevolezza sui valori assegnati ai flussi di beni/servizi; (ii) della loro associazione con la WTP.

Le informazioni sono state trasformate in scale ordinali: *reddito* (t € / anno) (0-10; 11-20; 21-30; 31-40; 41-60; >60); *nucleo familiare* (1; 2-4; ≥4); *occupazione* (casalinga-disoccupato-studente; operaio, pensionato; dirigente-impiegato; libero professionista-lavoro in proprio); *titolo studio* (nessuno; elementare; media; diploma; laurea triennale; laurea; dottorato); *età* (<30; 30-44; 45-60; >60); *associazione* (nessuna, altra, agricola, ambientalista, caccia/pesca); *residenza* (urbana, metropolitana, rurale); *distanza* da (bo-



I risultati sono sostanzialmente analoghi tra modelli con un trend ripetuto con massima verosimiglianza che vede valori maggiori allocati sui paesaggi dell'agro-romano, seguiti dai boschi e infine dalle zone umide

sco, zona umida, paesaggio: fasce km) (0-24; 25-44; 45-59; 60-100; >100); sesso. Non sono state adottate tecniche di ri-pesatura (Dixie Watts *et al.*, 1999; Oguz 2000, Grahn & Stigsdotter, 2003; Balram & Dragičević, 2005; Jim & Chen, 2006).

Interpolazioni

Il campione è stato sottoposto ad un'analisi di validità interna per verificare la rappresentatività statistica dei campioni (tabella 1) e selezionare gli *outliers* ed i "no di protesta" in base ad una procedura di analisi comparata delle categorie motivazionali, grado di comprensione/accettazione dello scenario, caratteristiche socio-culturali ed economiche, descritta in Franco & Luiselli (2011b).

Le stime di WTP medie (più conservative) sono state aggregate a livello provinciale sia in base ai contribuenti perché utilizzando i nuclei familiari si sarebbe sottostimato il dato. Infatti, i nuclei familiari fino a due persone sono il 55% e fino a tre il 76% del totale ma solo il 22% delle famiglie risulta monoreddito (ISTAT, censimento 2001; Provincia di Roma – aggiornamento al 2007; Agenzia delle Entrate – esercizio finanziario 2005; interpolazione nuclei familiari dal 2001 al 2007 in base al tasso di incremento dei residenti). La stima dei valori medi di uso diretto sono stati effettuati da rilevamenti ISTAT 2008 (utilizzazioni forestali) e 2007 (valore aggiunto per SAU) e indagini sui prezzi per il legname (Speranadio *et al.*, 2009).

valutazione

TABELLA 1. RAPPRESENTATIVITÀ DEL CAMPIONE (VALORI ESPRESSI IN %).

	pre-test								test							
	provincia		zone umide		boschi		agro romano		provincia		zone umide		boschi		agro romano	
sex																
♂	48		54		46		54		48		51		49		50	
♀	52		46		54		46		52		49		51		51	
age																
17-30	16		23		25		34		16		22		19		23	
30-44	29		34		33		26		29		31		29		33	
45-64	32		28		25		30		32		29		27		27	
>64	23		16		18		10		23		17		24		17	
education																
Nessuno	4		-		-		3		4		1		2		0	
elementare	17		10		5		1		17		7		12		9	
medie	29		16		11		13		29		14		18		18	
diploma	36		40		43		45		36		48		42		44	
laurea triennale	2		11		8		11		2		11		8		11	
laurea	12		23		30		25		12		18		18		16	
dottorato											2		1		2	
occupation	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀
casalinga, disoccupato, studente	6	22	19	32	7	16	16	30	6	22	7	14	6	22	7	14
operaio, pensionato	19	10	23	24	33	16	30	14	19	10	20	17	19	10	20	17
dirigente, impiegato	18	15	33	30	40	41	37	35	18	15	15	17	18	15	15	17
libero professionista, lavoro in proprio	7	3	26	14	21	27	16	22	7	3	9	7	7	3	9	7

Modelli econometrici e statistici

Per fornire indicazioni robuste si è adottata una procedura cautelativa utilizzando più approcci consolidati per il test:

1. *single-bounded discrete choice*, considerando le prime risposte ottenute alla proposta del bid utilizzando un modello *logit* univariato;
2. *multi-bounded discrete choice* (considerato più efficiente) (Bateman, 1993; Bateman *et al.*, 2001; Cooper & Hanemann, 1995) mediante l'utilizzo di un modello *logit* multinomiale considerando in prima istanza solo le risposte dicotomiche e quindi inserendo le variabili più significative nella spiegazione dei comportamenti economici riscontrati.

I modelli sono stati stimati separatamente per i tre sottocampioni (zone umide, boschi e agro-romano) e per il campione totale, sia sui campioni filtrati sia non filtrati dai "no di protesta" e degli ulteriori *outliers* (Franco & Luiselli, 2011b) per confronto. Inoltre, è stato valutato l'effetto dell'inserimento nei modelli multivariati dei predittori che sono risultati influire significativamente sul comportamento economico dei cittadini intervistati (Franco & Luiselli, 2011a).

I formati *close ended* (Bishop & Heberlein, 1979) sono stati proposti per semplificare il processo di risposta simulando un meccanismo *incentive compatible* (Alberini *et al.*, 1997) in base all'assunto del modello economico di base queste scelte dovrebbero essere razionali, ovvero complete, transitive pre-esistenti e invarianti, pertanto massimizzate in una condizione di equilibrio statico.

Il modello econometrico più consolidato in letteratura è quello "lineare a utilità casuali" (Green, 2008). Nel caso del formato di domanda aperto che

stima direttamente la WTP, l'utilizzo della statistica di base è sufficiente per analizzarli, ma nel caso del *discrete choice* la WTP viene elicitata mediante l'utilizzo di modelli logistici univariati o multinomiali (Appendice 1).

Altri metodi attendibili (Cameron & Huppert, 1989; Antony & Rao, 2010; Whitehead *et al.*, 2000, Santagata & Signorello, 2000) non sono stati presi in considerazione perché la risoluzione dei modelli univariati e multinomiali ha fornito risultati estremamente robusti dal un punto di vista statistico.

Il rapporto tra predittori (parametri selezionati su scala ordinale) sufficientemente non-autocorrelati ($r < 0,70$) e variabile dipendente dicotomica (risposta alla domanda di abrogazione) nei modelli *logit univariati o multinomiali*, è stata calcolata sia nei singoli campioni sia nel campione totale mediante un modello *backward* di regressione logistica *uni band* (Luiselli, 2006a). La validazione del modello è stata effettuata con: (i) massima verosimiglianza ($-2 \log Likelihood$ test); (ii) *goodness of fit* (*Pearson's chi² test*); (iii) *pseudo R²*; (iiii) percentuale di casi correttamente classificati. Nel caso degli *pseudo R²* si è utilizzato il test di Nagelkerke, per l'elevata autocorrelazione dei risultati dei due test e per la maggiore completezza interpretativa.

Nel caso dei modelli multinomiali la robustezza dei vari modelli è stata effettuata mediante la consueta analisi della significatività mediante l'*F-value* ($\alpha = 5\%$) e mediante l'analisi di verosimiglianza utilizzando il criterio AIC (*Akaike Information Criterion*) di secondo ordine corretto per piccoli campioni (AICc; Burnham & Anderson, 2002; Hamer *et al.*, 2006). AIC è un indicatore che misura in positivo il *fit* del modello sui dati (in base alla massima verosimiglianza) e in negativo il numero di

APPENDICE 1. STATISTICA

La WTP elicita si collocherà in un intervallo compreso tra un valore superiore WTP^H e inferiore WTP^L con una probabilità pari a

$$P(WTP^L < WTP < WTP^H) = P([WTP^L - WTP] < z < [WTP^H - WTP]) \quad (1)$$

dove z è una variabile normale standardizzata. Se bid^L e bid^H sono i valori inferiori e superiori proposti la WTP cadrà nell'intervallo $[0, bid^L]$ se la risposta è NO-NO, nell'intervallo $[bid^L, \infty]$ se la risposta è SI-SI, nell'intervallo $[bid^L, bid^H]$ se la risposta è NO-SI, nell'intervallo $[bid^H, bid^L]$ se la risposta è SI-NO.

In questo caso la funzione di Log-verosimiglianza (Alberini & Cooper, 2000) è data da

$$\sum_{i=1}^n \log [F(WTP^H; \Phi) - F(WTP^L; \Phi)] \quad (2)$$

La distribuzione logistica del modello logit costituisce una risoluzione efficiente di modelli complessi in cui i vari predittori siano eventualmente auto correlati (Hosmer & Lemeshow, 1989). Il caso più semplice della rappresentazione del modello logit univariato (Hanemann e Kanninen, 1999) sulla base di quanto sopra è:

$$\text{Prob}(Y = 1 | x) = \frac{1}{1 + e^{-\alpha - \beta \text{bid}}} \quad (3)$$

Dove α è il coefficiente della costante, nel caso in cui non siano state incluse altre variabili indipendenti oltre la WTP dichiarata e β è il coefficiente per la variabile bid del modello stimato. Attraverso l'integrazione della curva ottenuta con il modello logit univariato (ovvero con la funzione logit ricavata dall'equazione logistica rettificata della funzione) si arriva alla stima (Hanemann e Kanninen, 1998) del valore medio della WTP, che è come segue:

$$WTP_{\text{mean}} = \left(\frac{1}{-\beta} \right) * \ln[1 + \exp(\alpha)] \quad 8 \quad (4)$$

e della WTP mediana, che è come segue:

$$WTP_{\text{med}} = -\frac{\alpha}{\beta} \quad 9 \quad (5)$$

Per determinare i parametri α e β viene utilizzato il metodo della massima verosimiglianza (Schwartz et al., 1997).

Il modello logit viene utilizzato anche nel caso del multiple-bounded discrete choice, dove la scelta tra le alternative dovrebbe avvenire massimizzando l'utilità U dalla scelta fatta la possibilità che l' n -mo consumatore possa scegliere un'alternativa i -sima dall'insieme delle j alternative è

$$\text{Prob}(U_{ni}) > \text{Prob}(U_{nj}) \quad (6)$$

per ogni $j \neq i$ e l'utilità dell' i -sima scelta dell' n -mo consumatore, sarà costituita da una componente sistematica e da una stocastica:

$$U_{ni} = V_{ni} + \varepsilon_{ni} \quad (7)$$

dove V_{ni} è la componente sistematica che sintetizza gli attributi del consumatore e del prodotto definita come combinazione lineare di ogni attributo pesato con un unico coefficiente

$$V_{ni} = \beta_0 + \beta_1 f(x_1) + \dots + \beta_k f(x_k) \quad (8)$$

dove β_1 è il peso associato all'attributo x_1 e all'alternativa i -sima; β_0 la costante. Il modello multinomiale (MLN) utilizzato è

$$\text{Prob}(Y_{ni} = i) = \frac{e^{x_n \beta_i}}{1 + \sum_{j=1}^J e^{x_n \beta_j}} \quad (9)$$

dove Y_i è il risultato osservato; x_n è il vettore delle variabili esplicative e i parametri β_i stimati per ciascuna variabile indipendente indicano se la variabile esplicativa aumenti o diminuisca la probabilità che la scelta sia pari a j .

Non risulta in letteratura che il secondo tipo di modello consenta stime generalmente più robuste (Green, 2008).



parametri del modello, dove AICj è la differenza di AIC tra il valore minimo e il valore del modello j. Il modello più rappresentativo corrisponde a quello con AICc o QAICc inferiore.

I pacchetti utilizzati sono stati STATISTICA (StatSoft release 10) e SPSS (release 10.0, Anonymous, 1999). L'integrazione per l'ottenimento dei valori di media e mediana è stata calcolata impostando le opportune funzioni 8 e 9 in R (R Development Core Team, 2008).

Risultati

Sia i campioni di pre-test che, a maggior ragione, quelli di test sono risultati statisticamente rappresentativi della popolazione della provincia di Roma.

Pre test

La distribuzione delle percentuali di chi voterebbe no all'abrogazione della legge che impone una tassa regionale annuale di 85 € per i sistemi indagati si colloca tra il 70 e il 75% degli intervistati. Il peso dei "no di protesta" va da 10 risposte delle zone umide a 5 nei boschi e 3 per l'agro romano, con percentuali comprese nell'intervallo 15-30% del campione riportato in letteratura (Halstead et al., 1992; Jakobsson & Dragun, 2001; Meyerhoff & Liebe, 2006).

I valori di media, moda e mediana della WTP calcolata sui campioni tal quali e filtrati dei "no di protesta" sono riportati in tabella 2. I valori medi tendono ad aumentare passando dal campione tal quale al campione filtrato rimanendo inferiori al bid proposto. Per zone umide e boschi l'eliminazione dei "no di protesta" annulla sostanzialmente la variabilità del campione, che risulta più ampia e meno influenzata dal filtraggio nel caso del paesaggio rurale.

Nel caso delle zone umide la minore consapevolezza circa le funzioni ecosistemiche svolte rispetto agli altri ambienti indagati (Franco & Luiselli, 2011a) determina la minore predisposizione, nel formato aperto, ad indicare prezzi diversi da quelli proposti. Questa predisposizione aumenta

TABELLA 2. STATISTICHE DELLA WTP OTTENUTA CON DOMANDE A FORMATO APERTO E SIGNIFICATIVITÀ DELLE DIFFERENZE TRA WTP DEI CAMPIONI TAL QUALI E FILTRATI DAI NO DI PROTESTA

	zone umide		bosco		agro-romano	
	WTP	WTP filtrata	WTP	WTP filtrata	WTP	WTP filtrata
n. osservazioni	80	70	79	72	80	77
min	0	0	0	0	0	0
max	170	170	170	170	135	135
media	75	85,7	73,55	77,66	78,75	81,82
moda	85	85	85	85	85	85
mediana	85	85	85	85	85	85
10° percentile		27,5		40		45
25° percentile	66,5	85	52,5	85	60	62,5
50° percentile	85	85	85	85	85	85
75° percentile	85	85	85	85	100	100
90° Percentile		108		100		120
Wilcoxon Matched Pairs Test	differenza non significativa p <,0100		differenza non significativa p <,0100		differenza non significativa p <,0100	

progressivamente per i boschi e il paesaggio rurale, che mostrano una distribuzione meno compressa nel valore offerto dai rispondenti in risposta al *bid*, a conferma della maggiore dimestichezza cognitiva con le funzioni descritte. L'analisi ha confermato, vista l'elevata percentuale di cittadini disposti a pagare il valore proposto, la ragionevolezza del *bid* estrapolato e la possibilità di proporre valori superiori a chi è disposto a non abrogare la legge. Tenendo conto dei percentili inferiori e superiori del campione filtrato e delle simulazioni ottenute con il foglio di calcolo BECWTP (Brun, 2002), si è mantenuto il *bid* proposto, costruendo un formato *multiple bounded* chiuso con valori pari a 105, 125, 145 € nella coda superiore, e di 65, 45, 25 € nella coda inferiore, facendo precedere la proposta ai *bid* superiori e inferiori dalla domanda di *follow up*. Nel caso del paesaggio rurale si sarebbe potuto traslare il *bid* proposto e i limiti corrispondenti di una decina di Euro. Si è preferito, per il ridotto impatto che questo dovrebbe produrre sui risultati complessivi dell'indagine e per maggiore omogeneità rispetto alle investigazioni parallele, mantenere il *bid* iniziale.

Test

I modelli stimati per le funzioni logistiche per i campioni filtrati sono riportati in tabella 4. Nei modelli *uniband* dopo il livello massimo di verosimiglianza si raggiunge dopo l'ottava interazione; i coefficienti sono sempre significativi a livelli di probabilità elevati, tranne nel caso del coefficiente β

(*bid*) poco significativo per zone umide e boschi e α (costante) poco significativo per l'agro romano. Nel considerare questo dato si tenga conto che, nei modelli di regressione univariati, l'informazione utile alla costruzione della funzione *logit* e alla determinazione della verosimiglianza del modello stesso è la significatività del modello generale (criterio della massima verosimiglianza, *goodness of fit* e *Nagelkerke R²*) e non quella relativa ai singoli parametri. Il segno del coefficiente β è sempre negativo come atteso, indicando come la disponibilità a pagare tenda a diminuire con l'aumentare del *bid* proposto. Il criterio dei -2 (*log Likelihood*) rigetta in maniera altamente significativa l'ipotesi nulla (indicando che $\beta \neq 0$) e conferma il ruolo esplicativo della variabile *bid* all'interno del modello. Il parametro di *goodness of fit* conferma l'elevata probabilità che la distribuzione dei dati osservati e di quelli ottenuti dal modello sia eguale. Il test del pseudo-R² *Nagelkerke* indica una elevata probabilità che la disponibilità a pagare sia spiegata in modo verosimile dal *bid* proposto, ma che la verosimiglianza spiegata esclusivamente dal *bid* in una scala > 0 e < 1 non è elevata. Infine, la % dei valori della variabile dipendente correttamente previsti dal modello ammonta varia tra il 65 e il 98%, con i valori superiori riferiti all'agro romano e al campione totale.

Nei modelli *multinomiali* il -2(*log likelihood*) è diminuito meno dell'1% solo dopo la 12° iterazione di convergenza. I coefficienti β sono sempre significativi con livelli di probabilità elevati o molto elevati, anche nei casi non significativi riscontrati nei modelli univariati (zone umide e boschi). Il segno del coefficiente β è nelle previsioni sempre negativo, indicando come la disponibilità a pagare tenda a diminuire con l'aumentare del *bid* proposto. Il coefficiente α rimane poco significativo per l'agro romano e per le zone umide. Anche in questo caso si tenga conto che il valore di significatività di β esprime una indicazione sulla casualità di partecipazione delle diverse variabili considerate. I parametri di verosimiglianza hanno andamenti analoghi a dei modelli univariati: il *log Likelihood* rigetta in maniera altamente significativa l'ipotesi nulla (indicando che $\beta \neq 0$) e conferma il ruolo esplicativo della variabile *bid* all'interno del modello. Il parametro di *goodness of fit* conferma l'elevata probabilità che la distribuzione dei dati osservati e

Il valore assegnato dai cittadini ai beni comuni indagati assomma a buona parte del bilancio provinciale ed i valori di uso diretto per ettaro sono o comparabili (uso del suolo agricolo) o nettamente inferiori (bosco) a quelli di uso indiretto e di non uso

TABELLA 3. PARAMETRI E STATISTICHE DI MASSIMA VEROSIMIGLIANZA DEI MODELLI LOGIT CALCOLATI PER LA STIMA DELLA WTP DEI CAMPIONI FILTRATI E NON FILTRATI DAI “NO DI PROTESTA” E DAGLI ALTRI OUTLIERS

	Zone umide (n. 455)			Boschi (n. 452)			Agro Romano (n. 468)			Campione Totale (n. 1375)		
MODELLO UNIVARIATO FILTRATO												
Variabile	Coefficiente	err. st.	Prob.	Coefficiente	err. st.	Prob.	Coefficiente	err. st.	Prob.	Coefficiente	err. st.	Prob.
Costante (α)	0,2989	0,0561	0,000001	0,3261	0,0669	0,0007	0,4055	0,9128	0,6569	0,4035	0,0709	0,00001
Bid proposto (β)	-6,5016	5,6498	0,0926	-5,5257	5,6429	0,0914	-5,6821	1,3590	0,0006	-6,5235	5,6410	0,0914
		DF	Prob		DF	Prob		DF	Prob		DF	Prob
log likelihood	1774,885	1	0,00001	1770,970	1	0,00001	1768,91	1	0,00001	161,107	1	0,00001
Goodness of Fit	1301,031	1	0,00001	1301,031	1	0,00001	1301,031	1	0,00001	356,004	1	0,00001
Nagelkerke - R2	0,244	1	0,00001	0,246	1	0,00001	0,247	1	0,00001	0,247	1	0,00001
% casi corretti	65,63	1	0,00001	65,63	1	0,00001	98,57	1	0,00001	98,57	1	0,00001

MODELLO MULTINOMIALE FILTRATO												
Costante (α)	0,2877	0,7638	0,7064	-3,7512	1,3350	0,0050	0,4055	0,9128	0,6569	4,2272	0,9425	0,8385
Bid proposto (β)	-6,526	2,05	0,0017	-6,1879	2,26	0,01	-6,1448	2,29	0,0001	-7,2704	2,30	0,01
		DF	Prob		DF	Prob		DF	Prob		DF	Prob
log likelihood	175,704	5	0,00001	138,006	5	0,00001	161,107	5	0,00001	136,293	5	0,00001
Goodness of Fit	1114,645	5	0,00001	2610,130	5	0,00001	356,004	5	0,00001	1191,613	5	0,00001
Nagelkerke - R2	1	5	0,00001	1	5	0,00001	1	5	0,00001	1	5	0,00001
% casi corretti		92,48	0,00001	98,24	5	0,00001	92,66	5	0,00001	98,57	5	0,00001

	Zone umide (n. 537)			Boschi (n. 536)			Agro Romano (n. 539)			Campione Totale (n. 1612)		
MODELLO UNIVARIATO NON FILTRATO												
Variabile	coefficiente	e.s	Prob.	coefficiente	e.s	Prob.	coefficiente	e.s	Prob.	coefficiente	e.s	Prob.
Costante (α)	0,3997	0,0695	0,000001	0,500	0,0695	0,000001	0,5046	0,0705	0,000001	0,4680	0,057	0,000001
Bid proposto (β)	-9,6697	5,6452	0,0867	-0,0985	0,1215	0,4176	-9,6752	5,6486	0,0867	-9,6707	5,6498	0,0870
		DF	Prob		DF	Prob		DF	Prob		DF	Prob
Log likelihood	1731,412	1	0,000001	1733,641	1	0,000001	1733,506	1	0,000001	1732,26	1	0,000001
Goodness of Fit	1301,031	1	0,000001	1301,031	1	0,000001	1301,031	1	0,000001	1301,031	1	0,000001
Nagelkerke - R2	0,268	1	0,000001	0,267	1	0,000001	0,267	1	0,000001	0,267	1	0,000001
% casi corretti	68,92	1	0,000001	72,22	1	0,000001	70,20	1	0,000001	72,00	1	0,000001

MODELLO MULTINOMIALE NON FILTRATO												
Variabile	coefficiente	e.s	Prob.	coefficiente	e.s	Prob.	coefficiente	e.s	Prob.	coefficiente	e.s	Prob.
Costante (α)	0,2642	0,8612	0,7590	-2,5514	1,3686	0,0623	0,475	0,8165	0,999	0,4055	0,9128	0,6569
Bid proposto (β)	-7,9548	2,12	0,0004	-7,4662	2,33	0,001	-8,0179	1,95	0,0002	-7,9482	2,11	0,0001
		DF	Prob		DF	Prob		DF	Prob		DF	Prob
Log likelihood	110,077	5	0,00001	91,417	5	0,00001	101,783	5	0,00001	114,925	5	0,00001
Goodness of Fit	919,274	5	0,00001	1886,327	5	0,00001	338,002	5	0,00001	516,002	5	0,00001
Nagelkerke - R2	1	5	0,00001	1	5	0,00001	1	5	0,00001	1	5	0,00001
% casi corretti	99,13	5	0,00001	99,19	5	0,00001	99,13	5	0,00001	99,07	5	0,00001

TABELLA 4. MEDIE, INTERVALLI DI CONFIDENZA (PROB. 95%) E MEDIANA CALCOLATA IN BASE AI MODELLI LOGIT STIMATI NEL CAMPIONE FILTRATO DAI “NO DI PROTESTA” E DAGLI ALTRI OUTLIERS

	modello uninomiale					modello multinomiale			
	conf. Inf.	media	conf. sup.	mediana		conf. Inf.	media	conf. sup.	mediana
Zone umide	45	46	47	46		40	44	48	44
Boschi	58	59	60	59		53	59	65	60
Agro Romano	64	70	77	71		60	64	68	66
Campione totale	61	60	62	62		57	58	62	58

valutazione



Le indicazioni ottenute sembrano sufficientemente solide per indirizzare scelte di *policy* su quanto e come pagare la gestione dei beni comuni, come quelle di sviluppo rurale oggi basate su criteri e valutazioni quantomeno poco convincenti

di quelli ottenuti dal modello sia eguale. Si modifica il *Nagelkerke pseudo- R^2* , che indica non solo una probabilità molto elevata che la disponibilità a pagare sia predetta dal *bid* proposto, ma che la verosimiglianza possa essere spiegata esclusivamente dal *bid* (in una scala tra 0 e 1). Anche la percentuale dei valori della variabile dipendente correttamente previsti dai modelli aumenta significativamente con valori compresi tra il 92 e il 99%, sempre lievemente inferiori nel caso delle zone umide e dei boschi. Per confrontare i risultati ottenuti con quelli che si sarebbero ottenuti senza l'isolamento degli effetti di *bias* si sono prodotte le medesime analisi sui campioni non filtrati (tabella 3). Il coefficiente β non è mai significativo nei modelli uninomiali e quello α nei modelli multinomiali. Le statistiche sulla robustezza della verosimiglianza delle regressioni logistiche sono anche in questo caso sempre molto significative e sostanzialmente comparabili ai casi precedenti.

L'inserimento delle covariate più significative nel comportamento rilevato (reddito - titolo di studio - l'associazionismo - distanza dal sistema indagato) ha generato un unico modello, relativo al campione totale, con una verosimiglianza comparabile ai modelli multinomiali basati sul solo *bid* (*Log Likelihood* 122.029, $P < 0.01$; *Goodness of Fit* 1062.658, $P < 0.01$; *Cox & Snell* e *Nagelkerke* R^2 1.0, $P < 0.01$). In questo caso, però, nessuna covariata risulta significativa nella costruzione del modello e non viene inserita nella equazione logistica, non modificando il calcolo della media e mediana del modello multinomiale basato solo sul *bid*.

Utilizzando la Equazione 4 e Equazione 5 riportate nell'Appendice, si sono stimate le medie e le mediane dei singoli modelli: β è dato dal coefficiente

la variabile dicotomica del *bid* centrale nel modello univariato e dalla somma dei coefficienti β delle risposte dicotomiche (si-si, si-no, no-no, no-si) che entrano significativamente nella definizione del modello multinomiale; α è dato dal coefficiente della costante nel modello uninomiale e dal prodotto del coefficiente α per tutti i coefficienti β per le rispettive medie delle variabili inserite nel modello.

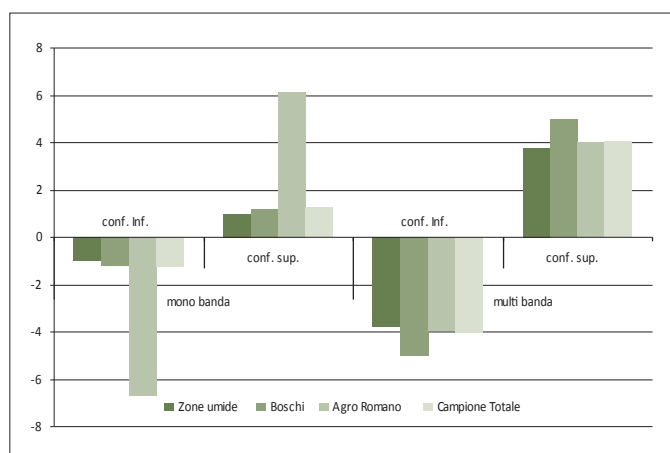
Gli intervalli di confidenza al 95% di probabilità statistica sono stati ottenuti secondo la procedura Wald (tabella 4). Le stime della media e della mediana sono molto simili per ambito indagato con valori molto simili o coincidenti sia nei modelli univariati sia multinomiali. I valori ottenuti con il modello uninomiale a banda singola tendono ad essere, con l'eccezione dei Boschi, leggermente superiori a quelli ottenuti con i modelli multi banda, che però mostrano una diversa distribuzione degli intervalli di confidenza, che tendono ad ampliarsi (o a diminuire nel caso dell'agro romano). Infine la probabilità di risposta "si" è piuttosto bassa rispetto al livello del *bid* centrale proposto (85 €) cosa che fa ritenere il valore proposto sovrastimato in modo conservativo, ovvero tendente a produrre per conseguenza verosimile risposte "caute" da parte degli intervistati. Ciò non compromette l'attendibilità delle argomentazioni e delle conclusioni fornite, ma, eventualmente, una leggera sottostima del valore aggregato finale.

Discussione

L'assenza di contributo di covariate nella costruzione di modelli significativi è dovuta, presumibilmente, all'elevata collinearità tra la variabile dicotomica e le covariate, che tende ad aumentare dal campione non filtrato a quello filtrato. L'inserimento di ulteriori variabili oltre al *bid*, pertanto, porterebbe a ridurre l'affidabilità delle statistiche desunte (media e mediana). Antony & Rao (2010) riportano che i modelli *double bound* producono stime più precise dei parametri che misurano la tendenza centrale della WTP e intervalli di confidenza più stretti, differenza che si dovrebbe ridurre e scomparire con campioni di media entità, come in questo caso. L'andamento tendenzialmente opposto rispetto alle attese degli intervalli di confidenza indica non tanto una maggiore incertezza sull'individuazione del parametro considerato, ma piuttosto la tendenza dei modelli multi-banda a tenere conto delle motivazioni multiple che inducono la variabilità dei comportamenti dei rispondenti, riducendo la distorsione indotta da un mercato con un prezzo unico (modello monobanda). In questo caso (figura 2) i valori associati al paesaggio agro-romano tendono a ridurre la loro dispersione, anomala rispetto agli altri sistemi indagati, mentre i valori associati ai boschi ed alle zone umide ad aumentare la dispersione intorno al valore medio, pur rimanendo in tutti i casi l'equivalenza tra media e mediana sostanzialmente invariata.

La quasi coincidenza tra la WTP media e mediana e l'aumento dell'uniformità dell'intervallo di confidenza nei tre sistemi indagati indicano che le funzioni logistiche aumentano il loro bilanciamento e tendono a non esibire problemi legati a "code grasse", ovvero che la curva tende asintoticamente a zero velocemente.

L'inserimento di un numero variabile per campione di valori pari a 0 i valori medi risultano depressi del 10-20%, con percentuali maggiori per l'agro-romano (modello univariato) e boschi (modello multivariato). Queste dif-



↑ Figura 2. Si riportano gli intervalli, posto 0 il valore medio, degli intervalli di confidenza al 95% del valore medio nelle stime ottenute con i modelli univariati (monbanda) e i modelli multinomiali (multibanda)

ferenze sono dovute (tabella 4) alle diverse percentuali di “no di protesta” selezionati e alla diversa distribuzione di risposte sì-sì e no-sì ai vari *bid* alternativi proposti (una maggiore frequenza dei *bid* inferiori e/o una minore frequenza di *bid* superiori tende a deprimere più che proporzionalmente il valore medio nel modello multinomiale). Una stima non preceduta da una approfondita preparazione sistema di rilevamento e della modalità di somministrazione seguita da una altrettanto approfondita selezione degli *outliers* “strategici” avrebbe generato una sottostima compresa tra il 10 e il 40% del valore desunto.

Conclusioni

Il confronto tra i diversi modelli utilizzati e le diverse stime ottenute consente di affermare la validità dei modelli più conservativi dal punto di vista

statistico e nella individuazione dei parametri utilizzabili per la stima della WTP media.

Come atteso (Whitehead *et al.*, 2000), i valori medi e mediani ottenuti con i modelli monobanda sono tendenzialmente superiori a quelli ottenuti con i modelli multibanda, ma in misura modesta (1-8%). Ciò conferma la coerenza dei due metodi quando applicati conservativamente.

Dai risultati ottenuti, sostanzialmente analoghi con i due approcci, risulta che il valore associato a servizi e beni ambientali non è eguale per i diversi ambiti considerati, con un andamento che si ripete con la massima verosimiglianza sia con i diversi modelli adottati sia con i campioni filtrati o meno. La WTP è maggiore per i paesaggi dell’agro-romano, seguita da quella dei boschi e infine dalle zone umide.

I motivi di questa diversità risiedono, oltre alla diversa capacità di spesa, nella diversa percezione e, di conseguenza, nella diversa influenza dei meccanismi psico-sociali e cognitivi nella valutazione.

Il quadro di fattori che costruisce le scelte delle zone umide è probabilmente frutto di una condivisione solo parziale di conoscenze acquisite da esperienza personale (vicinanza al luogo) o formativa (studio, associazionismo) e la minor presenza (Franco & Luiselli, 2011a) di riferimenti socio-culturali che inducano norme soggettive (Ajzen, 1991) o preferenze intuitive. Le differenze marginali di valore rilevate tra boschi e paesaggio rurale non sono legate alla limitatezza di una percezione condivisa di valore e neppure alla mancanza di riferimenti cognitivi, che si discriminano in base alla diversa appartenenza culturale, all’esperienza specifica o allo studio, ma: (i) ad una loro diversa composizione; (ii) alla difficoltà di escludere dal giudizio servizi non considerati nel sondaggio ma difficilmente escludibili dal punto di vista inconscio (legna, agricoltura, allevamento).

Nella parte dello studio dedicata all’analisi motivazionale dei comportamenti di scelta (Franco & Luiselli, 2011a) si è potuto rilevare che:

- per i boschi contano (i) l’allentamento del senso di appartenenza, indicato anche dal fatto che le variabili spaziali non sono in grado di discriminare le scelte di abrogazione (quasi inesistenti come per il paesaggio

TABELLA 5. VALORI AGGREGATI PER CONTRIBUENTI E PER UNITÀ DI SUPERFICIE RIPORTATI ALLE CATEGORIE DI USO DEL SUOLO RILEVATE E ASSIMILABILI A QUELLE RILEVATE

Ambito	Tipo	Valore aggregato	Stima delle superfici	Valore superficiale	Valore medio di uso diretto
		Contribuenti (2005): 2.052.539 (stima standard)	ha	€ ha-1anno-1	€ ha-1
zone umide	zone umide (fonte: banca dati Servizio Ambiente Provincia di Roma)	€ 90.003.835,15	80.280	1.121,12	
	zone umide - comprese aree temporanee (fonte: banca dati Servizio Ambiente Provincia di Roma)		160.560	560,56	
boschi	bosco alto (fonte: INFC 2005)	€ 121.777.138,87	136.282,00	893,57	78,35
	bosco (fonte: INFC 2005)		157.119,00	840,38	
paesaggi rurali	paesaggio agricolo collinare con coltivazioni miste (fonte: PTPG Roma)	€ 132.039.833,87	141.139,93	935,52	906,60
	Paesaggio agricolo collinare con coltivazioni miste - ad alta densità insediativa; paesaggio agricolo collinare con prevalenza di oliveti (fonte: PTPG Roma)		184.930,52	714,00	
	paesaggio agricolo della campagna romana oltreTevere (fonte: PTPG Roma)		267.623,24	493,38	
totale		€ 343.820.807,89			

dell'agro-romano) legate invece all'appartenenza ad associazioni (ambientalisti, cacciatori-pescatori), (ii) la perdita di antica consapevolezza di alcune funzioni protettive (idrologiche); (iii) la mancanza pressoché totale di consapevolezza di funzioni che dovrebbero essere attuali (cambiamenti climatici);

- per il paesaggio agro-romano conta il ruolo deontologico che assume questo ambito, che induce attitudini fortemente normative, come si rileva anche dall'impossibilità di individuare predittori legati alla scelta abrogativa. Infatti, la capacità valutativa di servizi specifici (regimazione delle acque o controllo rischi ambientali) non è superiore a quella di servizi comparabili nei boschi, e rimane costantemente sottorappresentato il valore di uso indiretto non visibile "controllo cambiamenti climatici".

L'aggregazione dei dati di medi di WTP (più conservativi) a livello provinciale riferiti ad ogni ambito indagato è riportata in tabella 5 considerando l'uso del suolo effettivamente utilizzato per l'indagine e usi del suolo assimilabili. I risultati indicano che il valore assegnato dai cittadini della Provincia di Roma ai beni comuni indagati assommi a buona parte del bilancio della Provincia di Roma (597 milioni di euro), e che i valori di uso diretto sono o decisamente comparabili o nettamente inferiori a quelli di uso indiretto e di non uso.

La WTP non è dedotta semplicemente dalle ragioni sequenziali assunte dal modello economico standard, ma indotta anche da motivazioni etiche e filosofiche, come accade in positivo o in negativo alla generalità dei comportamenti umani. Ciò non indica un limite della CVM ma piuttosto la tendenza ad una accezione dogmatica (Franco, 2008) del modello economico standard. Considerare i valori di uso indiretto e non uso senza i motivi che li generano, costituisce una distorsione delle scelte espresse dei cittadini, perché *certamente* generate anche da componenti etiche e psicologiche non considerate dai modelli economici standard. Per supportare una politica robusta è molto più utile accoppiare ad un aggrega-

to, basato su assunti che di per se mancano di rappresentare appieno il patrimonio socio-culturale di una società, la stima della distribuzione dei molteplici motivi che la generano, legati alla consapevolezza di molteplici e interdipendenti servizi ambientali erogati (Franco *et al.*, 2007; IFEN, 2000; Luginbühl, 2001; Spash, 2009; Turner *et al.*, 2003).

Le indicazioni ottenute con questo tipo di approccio sulle dimensioni economiche complessive e per unità superficiale sembrano sufficientemente chiare per indirizzare già oggi scelte, come quelle di sviluppo rurale su quanto e come pagare per la gestione dei beni comuni, basate su criteri e valutazioni quantomeno poco convincenti.

Bibliografia

- Adams J., 1993. The emperor's old clothes: the curious comeback of cost benefit analysis. *Environmental Values* 2(3), 247-260.
- Ajzen, I., 1991. The theory of planned behaviour. *Organisational Behaviour and Human Decision Processes*. 50: 179-211.
- Alberini A, Cooper J., 2000. Applications of contingent valuation methods in developing countries. *FAO Economic and Social Paper* 146. FAO, Roma.
- Alberini A., Kanninen B., Carson R.T.; 1997. Modeling Response Incentives in Dichotomous Choice Contingent Valuation Data. *Land Economics*. 73: 309-324.
- Alberini, A. & Chiamai, A. 2007. Urban environmental health and sensitive populations: How much are the Italians willing to pay to reduce their risks? *Regional science and urban economics*, 37, pp.239-258.
- Anonymous, 1999. SPSS for Windows, release 10.0. SPSS, New York.
- Antony J., Rao A., 2010. Contingent Valuation: A review with Emphasis on Estimation Procedures. *interstat.statjournals.net/INDEX/Jul10.html*
- Arrow, K., Solow, R., Portney, P.R., Leamer, E.E., Radner, R. & Schuman, H. (1993) Report of the NOAA Panel on Contingent Valuation, <http://www.darp.noaa.gov/library/pdf/cvblue.pdf>.
- Asciuto A., Fiandaca F., Schimmenti E.; 2005. Formati di domanda nella valutazione contingente. *Estimo e Territorio*. 2: 9-21.
- Balram S., Dragičević S., 2005. Attitudes toward urban green spaces : integrating questionnaire survey and collaborative GIS technique to improve attitude measurements. *Landscape and Urban Planning*. 71: 147-162.
- Bateman I.J., 1993. Evaluation of environment: a survey of revealed preference technique. *CSERGE/GEC working paper* 93-06. UEA, Norwich.
- Bateman I.J., Langford I.H., Jones A.P., Kerr G.N.; 2001. Bound and path effects in double and triple bounded dichotomous choice contingent valuation. *Resource and Energy Economics*. 23: 191-213.
- Bazzani G. M., Grillenzoni M., Malagoli C., Ragazzoni A., 1993. Valutazione delle risorse ambientali, Ed agricole, Bologna.
- Bishop R.C., Heberlein T.A.; 1979. Measuring Values of Extra Market Goods: Are Indirect Measures Biased? *American Journal of Agricultural Economics*. 61:926-930.
- Blomquist G. C., Blumenschein K., Johannesson M., 2009. Eliciting Willingness to Pay without Bias using Follow-up Certainty Statements: Comparisons between Probably/Definitely and a 10-point Certainty Scale. *Environ Resource Econ*, 43:473-502.
- Brun F., 2002. Impiego dei fogli elettronici per il calcolo della disponibilità a pagare in valutazioni contingenti a domanda chiusa e "double bounded". *Aestimum*, 41: 113-128.
- Buchli L., 2004. Protest bids in CV studies: an analysis of WTP bids for a river flow enhancement, Monte Verità Conference on Sustainable Resource Use and Economic Dynamics – SURED
- Buijs, A.E., Petroli, B. & Luginbühl, Y.; 2006. From hiking through farmland to farming in a leisure landscape: changing social perception of the European Landscape. *Landscape Ecology*. 21: 375-389.
- Burnham, K. P. & Anderson, D. R. 2002. Model selection and multimodel inference. Springer, New York. 236 pp.
- Cameron T.A., Huppert D.D., 1989. OLS versus ML estimation of non-market resource values with payment card interval data. *Journal of Environmental Economics and Management*. 17: 230-246.
- Carson, R.T., Flores, N.E., & Meade, N.F. 2001. Contingent valuation: controversies and evidence. *Environmental Resource Economics*, 19, pp.173-210.
- Cavatassi R., 2004. Valuation methods for environmental benefits in forestry and watersheds investment projects. *ESA Working Paper* n. 04-01. Agricultural and Development Economics Division – Investment Center Division. FAO.
- Clarkson R., Deyes C., 2002. Estimating the social cost of carbon emissions. *Government Economic Service Working Paper* 140. DEFRA, London.
- Cooper J., Hanemann W.M.; 1995. Referendum Contingent Valuation Goods: An Assessment of the Contingent Valuation Method. Rowman and Allenheld, Totowa.

ABSTRACT

The paper describes the results a Contingent Valuation used to estimate the common goods of three landscapes (woods, wetlands, rural landscape "agro-romano") of the Province of Rome for application purpose, using in a comparative way single and multi-bounded discrete choice models. Results are basically similar among models with a repeated maximum likelihood trend of higher mean values assigned to rural landscape, then woods, then wetlands. The statistical robustness of these differences is well explained by the different set of multiple consequential and deontological motives that build up preferences. The value assigned by tax payers to common goods sums up to a large extent of the province budget and direct values per hectare are comparable (agricultural land) or much smaller (woodlands) than indirect and non use values. The obtained indication seems robust enough to address decisions and policies (like that of rural development) on how and much to pay for common goods management.

- Cooper, T., Hart, K. and Baldock, D., 2009. Provision of Public Goods Through Agriculture in the European Union, Report for DG Agriculture and Rural Development, Institute for European Environmental Policy, London.
- Costanza R., d'Arge R., de Groot R., Farber S., Grasso M., Hannon B., Limburg K., Naeem S., O'Neill R.V., Paruelo J., Raskin R.G., Sutton P., van den Belt M., 1997. The value of the world's ecosystem services and natural capital. *Nature*, 387: 253-260.
- Diamond P.A., Hausman J.A., 1994. Contingent valuation: is some number better than no number? *Journal of Economic Perspectives*. 8: 45-64.
- Dilman D., 1991. The design and administration of mail surveys. In *Annual Review of Sociology*, W.R. Scott e J. Blake editors, Palo Alto, California.
- Dixie Watts R., Kramer R.A., Holmes T.P., 1999. Does question format matter? Valuing an Endangered Species, *Environmental and Resource Economics*, 14, 365-383.
- Franco D., 2008. Sull'economia- critica al ruolo dell'idea dominante di economia sul pensiero delle società attuali; http://www.planland.org/pdf/una_critica_all'economia.pdf
- Franco D., Luiselli L., 2011a. Cosa c'è dietro la volontà a pagare per i beni comuni? Un caso studio nella provincia di Roma. *Territori*, 3
- Franco D., Luiselli L., 2011b. A procedure to analyse the strategic outliers and the multiple motivations in a contingent motivation. Submitted paper.
- Franco D., Mannino I., Favero L., Mattiuzzo E. 2007. The Total Economic Value of the wetlands in a European Region. Proceedings of Multifunctions of wetland systems Congress "International Conference on Multiple Roles of Wetlands". Legnano (Padova) 26-29 June 2007.
- Frey J., 1989. Survey Research by telephone. Sage, Newbury Park, California.
- Fukahori K., Kubota Y., 2003. The role of design elements on the cost-effectiveness of streetscape improvement. *Landscape and Urban Planning*, 63 (2): 75-91.
- Green C.H., Tunstall S.M., 1991. The evaluation of river water quality improvements by the contingent valuation method, *Applied Economics*. 23: 1135-1146.
- Green H.W., 2008. Econometric analysis. Prentice Hall, Upper Saddle River, New Jersey.
- Halstead J.M., Luloff A.E., Stevens T.H., 1992. Protest bidders in contingent valuation. *Northeastern Journal of Agricultural and Resource Economics*. 21: 160-169.
- Hamer T.L.; Flather C.H. & Noon B.R. (2006) Factors associated with grassland bird species richness: the relative roles of grassland area, landscape structure, and prey. *Landscape Ecology* 21:569-583.
- Hanemann M.W., 1984. Welfare Evaluation in contingent valuation experiments with discrete responses data. *American Journal of Agricultural Economics*. 66: 332-341.
- Hanemann M.W., 1994. Valuing the Environment Through Contingent Valuation, *Journal of Economic Perspectives*. 8 (4), 19-43.
- Hanemann M.W., Kanninen B., 1998. The Statistical Analysis of Discrete-Response Cv Data, California Agricultural Experiment Station Giannini Foundation of Agricultural Economics, Working Paper 798.
- Hanemann M.W., Loomis J.B., Kanninen B.J.; 1996. The Statistical Analysis of Discrete-Response CV Data. Department of Agricultural and Resource Economics, Division of Agriculture and Natural Resources, University of California at Berkeley, Working Paper 798.
- Hanemann W.M., Kanninen B.; 1999. The statistical analysis of discrete-response CV data. In: Bateman I. & Willis K. (eds). *Valuing Environmental Preferences: Theory and Practice of the Contingent Valuation Method in the US, EU, and Developing Countries*. Oxford, Oxford University Press. pp. 302-441.
- Hanley N., Wright R., Macmillan D., Philip L., 2001. Willingness to pay for the conservation and management of wild geese in Scotland. Technical Report B, Scottish Executive Central Research Unit.
- Hosmer D.W., Lemeshow S., 1989. *Applied Logistic Regression*. Wiley, New York.
- INFC - Inventario Nazionale delle Foreste e dei Serbatoi Forestali di Carbonio, 2005. *Corpo Forestale dello Stato - Ispettorato Generale*
- Jakobsson K.M. & Dragun A.K., 2001. The worth of a possum: valuing species with the contingent valuation method, *Environmental Resource Economics*, 19: 211-227.
- Jim C.Y., Chen W.Y., 2006. Recreation-amenity use and contingent valuation of urban greenspaces in Guangzhou, China, *Landscape and Urban Planning*, 75, 81-96.
- Jorgensen B. S., Syme G.F., 2000. Protest Responses and willingness to pay: Attitude toward paying for stormwater pollution abatement. *Ecological Economics*. 33: 251-265.
- Kanuk L., Berenson C., 1975. Mail surveys and response rates: a literature review, *Journal of Marketing Research*, 12, 440-453.
- Leschine T. M., Wellman K.F., Green T.H., 1997. The Economic Value of Wetlands: Wetlands' Role in Flood Protection in Western Washington. Washington Department of Ecology. Publication No. 97-100.
- Luiselli L., 2006. Ecological modelling of convergence patterns between European and African 'whip' snakes. *Acta Oecologica* 30: 62-68.
- Markandya Anil, Harou P., Bellù L.G., Cistulli V., 2002. *Environmental Economics for sustainable Growth: a Handbook for Practitioners*. Edward Elgar, Cheltenham, UK.
- Merlo M., Croitoru L. (eds), 2005. *Valuing Mediterranean Forests. Towards Total Economic Value*. CAB International.
- Meyerhoff J. & Liebe U. (2006) Protest beliefs in contingent valuation: explaining their motivation, *Ecological Economics*, 57, pp.583-594.
- Millennium Ecosystem Assessment, 2003. *Ecosystems and Human Well-being: A Framework for Assessment*. Washington: Island Press.
- Millennium Ecosystem Assessment, 2005. *Ecosystems and Human Well-being: Biodiversity Synthesis*. World Resources Institute, Washington, DC.
- Mitchell R., Carson R., 1989, *Using Surveys to Value Public Goods: The Contingent Valuation Method*, Washington D.C.: Resources for the Future.
- Moser D., Dunning M., 1986, *A Guide For Using the Contingent Valuation Methodology in Recreation Studies*, National Economic Development Procedures Manual-Recreation, Vol. 2. IWR Report 86-R-5, U.S. Fort Belvoir, Virginia, Army Corps of Engineers.
- Mullarkey D.J., Bishop R.C., 1999, Sensitivity to scope: evidence from a CVM study of wetlands. *American Journal of Agricultural Economics*, 81, 1313.
- Nuti F., 1987. L'analisi costi-benefici. Il Mulino, Bologna.
- Oguz D., 2000, User surveys of Ankara's urban parks, *Landscape and Urban Planning*, 52, 165-171.
- Pagiola S., von Ritter K., Bishop J., 2004. Assessing the economic value of ecosystem conservation. The International Bank for Reconstruction and Development. Env. Dep. Paper n. 101. Washington D.C.
- Piano Territoriale Provinciale Generale (PTPG), 2010. Supplemento ordinario n.45 "Bollettino Ufficiale della Regione Lazio" n.9 del 6 marzo 2010.
- Piano Territoriale Provinciale Generale (PTPG), 2010. Supplemento ordinario n.45 "Bollettino Ufficiale della Regione Lazio" n.9 del 6 marzo 2010
- Poe, G.L., J.E. Clark, D. Rondeau, and W.D. Schulze. 2002. Provision Point Mechanisms and Field Validity Tests of Contingent Valuation." *Environmental and Resource Economics* 23(4): 105-131.
- R Development Core Team (2008). *A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing. <<http://www.Rproject.org>> (downloaded on January 2009).
- Römer A.U., 1992, How to handle strategic and protest bids in contingent valuation studies. An application of two-steps Heckman procedure, International Conference of Econometrics of Europe 2000 of the Applied Econometrics Association, Brussels.
- Rose, S.K., J. Clark, G.L. Poe, D. Rondeau, and W.D. Schulze. 2002. The Private Provision of Public Goods: Tests of a Provision Point Mechanism for Funding Green Power Programs." *Resource and Energy Economics* 24(1/2): 131-155.
- Santagata W., Signorello G.; 2000. Contingent Valuation of a Cultural Public Good and Policy Design: the case of Napoli Musei Aperti. *Journal of Cultural Economics*. 24, 3: 181-204.
- Scarpa R., Bateman I.; 2000. Efficiency Gains Afforded by Improved Bid Design versus Follow-up Valuation Questions in Discrete-Choice Studies. *Land Economics*. 76: 299-311.
- Schwartz, R., Imai, T., Kubala, F., Nguyen, L., Makhoul, J.; 1997. A maximum likelihood model for topic classification of broadcast news. In *EUROSPEECH-1997: 1455-1458*.
- Spash C.L., Urama K., Burton R., Kenyon W., Shannon P., Hill G.; 2009. Motives behind willingness to pay for improving biodiversity in a water ecosystem: Economics, ethics and social psychology. *Ecological Economics* 68: 955 - 964.
- Spernadio G., Verani G., Pignatti G., 2009. La meccanizzazione delle imprese Forestali della Regione Lazio. Consiglio per la Ricerca e Sperimentazione in Agricoltura.. Unità di Ricerca per l'Ingegneria Agraria. Grafica Salaria, Roma, Italia
- StataCorp (2005) *Stata Statistical Software: Release 9*. College Station, TX: StataCorp LP.
- Stevens T.H., Belkner R., Dennis D., Kittredge D., Willis C., 2000. Comparison of contingent valuation and conjoint analysis in ecosystem management. *Ecological Economics*. 1(32): 63-74.
- Strazzeria E., Genius M., Scarpa R., Hutchinson G., 2003. The Effect of Protest Votes on the Estimates of Willingness to Pay for Use Values of Recreational Sites, *Environmental and Resource Economics*, 25(4), 461-476.
- TEEB, 2009. *The Economics of Ecosystems and Biodiversity for National and International Policy Makers - Summary: Responding to the Value of Nature*.
- Tempesta T., Maragnon F., 2004. Stima del valore economico totale dei paesaggi forestali italiani tramite valutazione contingente. *Genio Rurale*. 11: 32-45.
- Tolley G. & Fabian R.G., 1998: Issues in improvement of the valuation of non market goods. *Resource and Energy Economics*. 20: 75-83.
- Turner R.K., Paavola J., Cooper P., Farber S., Jessamy V., Georgiou S., 2003. Valuing nature: lessons learned and future research directions. *Ecological Economics* 46: 493-/510
- Udiziola M.K., Bennet L.L., 1997, Contingent Valuation of an Urban salt Marsh Restoration, in David Casagrande, Ed., *Restoration of an Urban salt marsh: an interdisciplinary approach*, Bulletin number 100, Yale School of Forestry and Environmental Studies, Yale University, New Haven, CT.
- UNESCO, 1971, *Convenzione di Ramsar*.
- Whitehead J.C., Clifford W.B., Hoban T.J., 2000. WTP for Research and Extension Programs: Divergent Validity of Contingent Valuation with Single and Multiple Bound Valuation Questions. Working Papers 0002, East Carolina University, Department of Economics.

Autori

Daniel Franco, dottore forestale, Planland - Roma, Italy; Luca Luiselli, biologi Eni Group-Nigerian Agip Oil Company Environmental Department, Lagos, Nigeria / Centro Studi Ambientali Demetra s.r.l., Roma, Italy; corresponding author: daniel@danielefranco.org. Il lavoro è stato svolto per conto della Provincia di Roma; si ringrazia Artifex Formazione S.r.l per lo svolgimento del sondaggio.