

Maria De Salvo  
Giovanni Signorello

Dipartimento di Scienze Economico-Agrarie ed Estimative (DISEAE), Laboratorio di Valutazione Ambientale (ENVALAB), Università degli Studi di Catania

E-mail: [mdesalvo@unict.it](mailto:mdesalvo@unict.it);

[g.signorello@unict.it](mailto:g.signorello@unict.it)

Parole chiave: *esperimenti di scelta, effetto decoy, razionalità.*

## Razionalità e stabilità delle preferenze espresse negli esperimenti di scelta. Una verifica mediante le alternative *decoy*

This paper reports on an empirical test aimed at verifying rationality of stated preferences in choice experiments. The test has been conducted by overlapping two applications of choice experiments. The former has been set up according standard practice. The latter has been set up and implemented by including choice tasks with decoy alternatives. The design of the test allowed to identify in the sample a significant proportion of respondents with anomalies in their stated preferences, to classify these anomalies, to search for their possible causes, and to assess their effects on willingness to pay estimates.

---

### 1. Introduzione

Nelle applicazioni degli esperimenti di scelta si assume che le preferenze espresse dagli intervistati durante il processo di simulazione siano coerenti con gli assiomi, i principi e le ipotesi della teoria della scelta razionale, e siano inoltre conformi al principio di invarianza procedurale. Alcune recenti ricerche empiriche (e.g. Bateman *et al.* 2008; Rigby e Burton 2009, San Miguel *et al.* 2005; Scarpa *et al.* 2007) evidenziano però che le preferenze individuali possono discostarsi in modo anche significativo da quelle previste dal paradigma neoclassico, per effetto sia di varie euristiche, sia per la complessità del processo e del contesto decisionale<sup>2</sup>. Tra le possibili anomalie, la più insidiosa per la valenza descrittiva e normativa della teoria delle scelte razionali è la cosiddetta inversione di preferenza (*preference reversal*) che, quando si verifica, viola al contempo l'assioma della transitività e il principio di stabilità, secondo il quale le preferenze sono ordinate e formano pre-

---

<sup>1</sup> Lavoro svolto nell'ambito del PRIN "La valutazione economica nei processi di riqualificazione urbana e ambientale" (PRUA) coordinato dal prof. Carlo Carraro dell'Università degli Studi di Venezia. Gli Autori desiderano ringraziare i partecipanti al PRUA, nonché i *referees* e il Comitato di Redazione della rivista AESTIMUM per i preziosi suggerimenti.

<sup>2</sup> In realtà l'economia neoclassica non nega la presenza, a livello individuale, di questi fattori devianti ma li considera alla stregua di un "rumore di fondo", destinato ad auto-compensarsi a livello aggregato.

stabiliti insieme di curve di indifferenza (Lichtenstein e Slovic 1971). L'inversione di preferenza segnala, infatti, che l'ordine delle preferenze viene costruito durante il processo stesso della scelta, ed è inoltre influenzato dal contesto (Kahneman e Tversky 2000; McFadden 1999; Tversky e Kahneman 1986; Tversky e Thaler 1990)<sup>3</sup>.

Un tipo particolare di inversione di preferenza prodotta dal contesto, che riveste una certa importanza anche per la verifica della validità delle applicazioni *choice experiments*, è il cosiddetto *Asymmetric Dominance Effect* (ADE). L'ADE si manifesta quando, in un insieme di scelta definito da due opzioni, *target* e *competitor*, l'aggiunta di una terza opzione detta *decoy*, dominata asimmetricamente<sup>4</sup>, provoca un aumento delle preferenze a favore dell'alternativa *target*, che domina completamente la *decoy*, a discapito dell'alternativa *competitor*, che invece domina solo parzialmente la *decoy*, la quale quindi è una vera e propria "esca" che serve ad attrarre maggiormente le scelte verso l'alternativa *target*.

L'*Asymmetric Dominance Effect* (ADE), o effetto *decoy*, viola al contempo due fondamentali assiomi del paradigma neoclassico: i) quello della regolarità delle preferenze, ossia il principio della Indipendenza dalle Alternative Irrilevanti (IIA); ii) e quello della similarità tra le alternative (Bonaccio e Reeve 2006; Colman *et al.* 2007; Doyle *et al.* 1996).

L'ADE è stato empiricamente riscontrato in molteplici situazioni: nelle attività di consumo, reali o simulate, di beni privati (Huber *et al.* 1982; Huber e Puto 1983; Ratmeshwar *et al.* 1987; Doyle *et al.* 1999; Simonson e Tversky 1992; Ariely e Wallsten 1995; Simonson 1989; Masatlioglu e Uler 2006); nelle espressioni di voto (Herne 1997); nella scelta del partner (Sedikides *et al.* 1999); nel mercato del lavoro (Highhouse 1996; Wedell e Pettibone 1996; Slaughter *et al.* 1999; Slaughter 2007); nelle scelte delle mete turistiche (Josiam e Hobson 1995), nella teoria dei giochi (Colman *et al.* 2007); e di recente anche nel campo della valutazione ambientale (Bateman *et al.* 2008; Rigby e Burton 2009).

Di solito la verifica dell'ADE si basa su disegni sperimentali che impiegano procedure aggregate del tipo *split sample*. Se invece si segue un approccio individuale l'analisi si potenzia atteso che la *decoy*, oltre al tradizionale ADE, potrebbe causare altri tipi di anomalie. Per esempio, gli intervistati potrebbero cambiare la loro scelta dal *target* al *competitor*, ovvero a favore dell'alternativa che nel paniere non è né dominante né dominata, segnalando in tal modo di avere preferenze instabili. O ancora, gli intervistati potrebbero scegliere l'alternativa *decoy*<sup>5</sup>, mostrando così di avere preferenze irrazionali.

<sup>3</sup> Esistono diverse tipologie di inversione di preferenze. Wedell (1991) le classifica in *task-induced preference reversal*, *frame-induced preference reversal* e *context-induced preference reversal*. Alla prima tipologia sono riconducibili quei casi in cui l'inversione dell'ordine delle preferenze è causata dalla modalità di risposta impiegata dal *task* che influenzerebbe il peso attribuito durante il processo di valutazione ai singoli attributi che caratterizzano le alternative.

<sup>4</sup> Un'alternativa domina pienamente un'altra quando il livello degli attributi è superiore per tutti gli attributi considerati. Se la dominanza si verifica pienamente per alcune alternative dell'insieme di scelta ma non per altre si è in presenza di dominanza asimmetrica.

<sup>5</sup> Le alternative *competitor* e *target* sono reciprocamente non dominanti. L'alternativa *target* domina l'alternativa *decoy*.

Questo lavoro si propone di verificare la razionalità e la stabilità delle preferenze espresse negli esperimenti di scelta. A tal fine si segue un approccio individuale e un particolare disegno statistico che ad un'applicazione standard di *choice experiments* ne sovrappone una analoga opportunamente modificata con l'inserimento di alternative *decoy*. Il test è condotto analizzando le preferenze espresse da 480 studenti universitari, chiamati a esprimere in laboratorio le proprie preferenze tra diversi piani di conservazione della biodiversità mediante la rete Natura 2000<sup>6</sup>. Ogni piano è modulato in funzione dell'estensione dei SIC, delle ZPS, e della donazione monetaria a un ipotetico fondo. La verifica empirica, oltre a identificare i soggetti con preferenze anomale, classifica e spiega le diverse anomalie riscontrate, facendo riferimento alle principali interpretazioni proposte in letteratura (Weidell 1991; Heath e Chatterjee 1995; Huber *et al.* 1982; Ratmeshwar *et al.* 1987; Doyle *et al.* 1999), e infine ne valuta gli effetti sulle stime della disponibilità a pagare.

Il resto del lavoro è strutturato nel seguente modo. Nel secondo paragrafo si illustra l'effetto *decoy* richiamando brevemente le principali teorie esplicative proposte in letteratura. Nel terzo paragrafo si illustra il disegno statistico impiegato per individuare gli eventuali effetti della *decoy* e le possibili interpretazioni. Nel quarto paragrafo vengono riportati e discussi i principali risultati ottenuti. Seguono infine le considerazioni conclusive.

## 2. L'effetto *decoy*

La teoria delle scelte razionali assume che dinanzi a un insieme finito di opzioni  $T = \{x, y, z, \dots\}$  ogni individuo è in grado di esprimere il proprio ordine di preferenza tra i panieri disponibili, segnalando la scelta ottimale in grado di massimizzare la propria funzione di utilità.

Rispetto a un determinato *set* di alternative  $S \subset T$ , l'opzione scelta  $C(S)$  da un individuo soddisfa la teoria della massimizzazione dell'utilità solo se esiste una funzione di utilità  $v(\cdot)$  in grado di attribuire un valore reale a ogni alternativa  $x \in T$ , tale che  $x \in C(S)$  se  $v(x) \geq v(y)$ ,  $\forall y \in S$  (Tversky e Simonson 1993).

La teoria della massimizzazione dell'utilità, fondata sull'assioma di intransitività delle preferenze, implica che l'ordine delle preferenze espresso è indipendente dal *choice set* in cui matura la scelta. Ovvero se  $x$  è preferita a  $y$  in una scelta binaria, lo sarà anche in presenza di più opzioni di scelta. Dati quindi due *choice set*  $S$  ed  $R$ , se  $x \in C(S)$  e  $x \in R \subseteq S$ , allora  $x \in C(R)$ . Ciò discende dal principio di Indipendenza dalle Alternative Irrilevanti (IIA) (Huntington 1938; Nash 1950; Arrow 1951) per il quale un'opzione non preferita a un'altra non può diventare la preferita se nel *choice set* vengono introdotte nuove opzioni di scelta.

---

<sup>6</sup> La rete Natura 2000 è la principale azione promossa dall'Unione Europea a favore della tutela biodiversità. Si fonda sulle direttive comunitarie n. 79/409/CEE del 2 Aprile 1979 e n. 92/43/CEE del 21 maggio 1992, che prevedono rispettivamente la costituzione nei vari Paesi membri di Siti di Importanza Comunitaria (SIC) per la tutela di determinati habitat e di Zone di Protezione Speciale (ZPS) per la protezione dell'avifauna in pericolo di estinzione.

Per garantire il rispetto dei principi della massimizzazione dell'utilità a livello aggregato, la teoria standard della scelta razionale include gli assiomi della *regolarità*<sup>7</sup> e della *monotonicità* negli attributi  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  che caratterizzano ogni opzione di scelta  $x \in T$ <sup>8</sup>.

Simonson e Tversky (1992) e Tversky e Simonson (1993), al fine di spiegare alcune anomalie del modello standard, ricorrono all'ipotesi di similarità (*Betweenness inequality*), secondo la quale l'introduzione nel *choice set*  $T$  di un'altra opzione di scelta riduce la "popolarità" delle alternative preesistenti tanto più quanto i livelli della nuova opzione sono prossimi a quelli delle opzioni già presenti in  $T$ . Se l'ordine delle preferenze espresse è  $x > y > z$ , ne consegue che per ogni  $i$ -esimo attributo  $x_i \leq y_i \leq z_i$  oppure  $x_i \geq y_i \geq z_i$  la proprietà di similarità viene soddisfatta se e solo se:  $P(y;x) \geq P_z(y;x)$ , dove  $P_z(y;x) = P(y;x,z)/[P(y;x,z) + P(x;y,z)]$ <sup>9</sup>.

L'ADE rappresenta un esempio di violazione delle ipotesi di regolarità e di similarità delle preferenze che si verifica quando a un predefinito *choice set*, composto da un'alternativa *target* ( $t$ ) e da un'alternativa *competitor* ( $c$ ), si aggiunge un'opzione asimmetricamente dominata ( $d$ ), detta appunto *decoy*<sup>10</sup>. Numerosi esperimenti dimostrano che l'aggiunta della *decoy* causa l'inversione di preferenza a favore dell'alternativa dominante la *decoy*, vale dire dell'opzione obiettivo-*target* che sarà selezionata con maggiore frequenza nello scenario *target-decoy-competitor* rispetto allo scenario originario *target-competitor*. La Fig. 1, proposta da Huber e Puto (1982), dà una sommaria rappresentazione grafica delle situazioni in cui l'ADE potrebbe manifestarsi; le tre alternative sono definite da due soli attributi, entrambi positivi.

Come mostra la successiva Fig. 2, aggiungendo l'alternativa *decoy* allo scenario *target-competitor* si verifica una vera e propria modificazione delle preferenze, rappresentata graficamente dalla traslazione delle curve di indifferenza. Nello scenario *competitor-target* la mappa di indifferenza è rappresentata dalle curve  $U_1$ ,  $U_2$  e  $U_3$ , e la scelta ricade sull'alternativa  $c$ . Se esiste l'effetto *decoy*, nello scenario *competitor-target-decoy* la scelta ricadrà sull'alternativa *target*. In tal caso, mutano le preferenze, rappresentate dalle curve di indifferenza  $U_1'$ ,  $U_2'$  e  $U_3'$ .

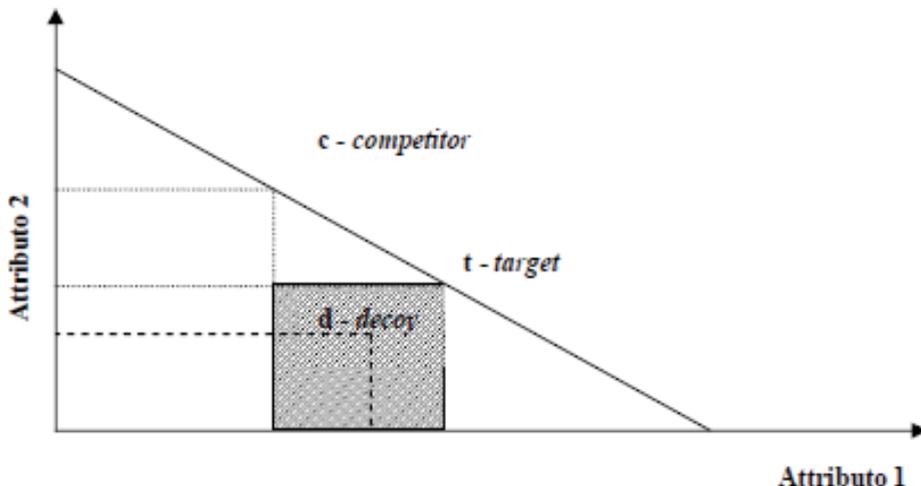
In letteratura esistono molteplici teorie per individuare le cause delle diverse anomalie nelle preferenze prodotte dal "contesto" in cui matura la scelta. Tutte le

<sup>7</sup> Se  $x \in RCS$  allora  $\Pr(x;R) \geq \Pr(x;S)$ .

<sup>8</sup> La monotonicità implica che l'alternativa  $y$  si troverà nell'ordine delle preferenze tra le alternative  $x$  e  $z$  se e solo se per ogni  $i$ -esimo attributo  $x_i \geq y_i \geq z_i$  oppure  $x_i \leq y_i \leq z_i$ .

<sup>9</sup> L'indice  $P_z(y;x)$  misura la popolarità dell'opzione  $y$  sull'opzione  $x$  quando  $z$  è aggiunta al *choice set*.

<sup>10</sup> In letteratura sono stati indagati anche altri tipi di *context effects* dovuti alla *decoy*: l'*attraction effect*; il *compromise effect*; e il *phantom decoy effect* (Simonson 1989; Pratkanis e Farquhar 1992). L'*attraction effect* si verifica quando l'alternativa *decoy* è un'alternativa inferiore. Il *compromise effect* si verifica quando si inserisce un'alternativa non dominata, che però fa apparire il *target* come una scelta di compromesso, per cui ne aumenta la probabilità di scelta. Infine, un effetto simile si verifica se allo scenario *competitor-target* si aggiunge un'alternativa *phantom*, vale a dire non realmente disponibile e dominata dal *target*.

Figura 1. Effetto *decoy* (*Asymmetric Dominance Effect, ADE*).

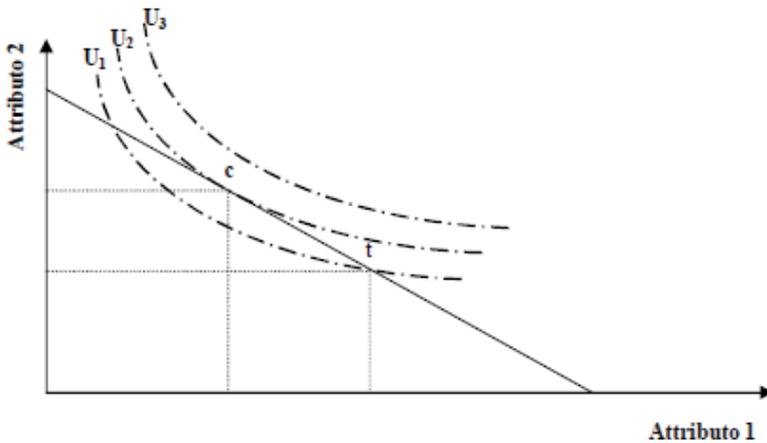
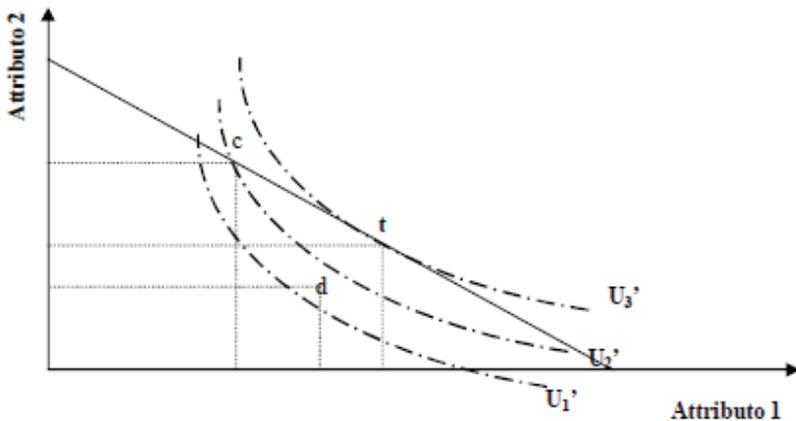
Fonte: Huber e Puto (1982).

teorie proposte sul *context effects* possono essere però ricondotte all'analisi della percezione cognitiva del problema decisionale e del processo di valutazione utilizzato per compiere la scelta (Huber *et al.* 1982; Weidell 1990)<sup>11</sup>.

La percezione cognitiva del problema decisionale può essere alterata da diversi fattori. Secondo Huber *et al.* (1982) il fenomeno potrebbe dipendere dalla "popolarità" attribuita dagli intervistati alle diverse alternative presenti nell'insieme di scelta. Nel profilo *competitor-target* non ci sono elementi indicativi. Aggiungendo la *decoy*, invece, l'intervistato può essere indotto a credere che il *target* sia maggiormente preferito tra la collettività, e quindi lo sceglierà con maggiore probabilità<sup>12</sup>. Simonson (1989) propone l'*Added Value Approach* secondo cui è più facile per l'individuo giustificare la scelta dell'alternativa *target* anziché del *competitor*. Simonson e Tversky (1992) imputano l'effetto *decoy* all'aumento del numero delle alternative nella "regione" dello spazio delle preferenze in cui ricadono il *target* e la *decoy*. La "regione" con più alternative attrae maggiormente l'attenzione dell'individuo. In questa regione, nel confronto tra le alternative *decoy* e *target*, è maggiore la probabilità che tra le due venga preferita l'alternativa dominante. Ratneshwar *et al.*

<sup>11</sup> "... nelle decisioni in condizioni di incertezza, quando il risultato della scelta dipende da fattori imprevedibili e non ci sono ovvie regole che guidano le decisioni, gli individui tendono a cogliere qualsiasi ragione che può aiutarli a scegliere una particolare alternativa piuttosto che un'altra". L'alternativa *decoy*, ad esempio, può innescare un ragionamento che, semplificando lo sforzo cognitivo richiesto da una scelta in assenza di regole certe, porta alla selezione del *target* quale scelta preferita.

<sup>12</sup> "La ragione per preferire una strategia dominante è che questa strategia è incondizionatamente migliore della strategia che essa stessa domina" (Colmar *et al.* 2007).

Figura 2. Effetto *decoy* (*Asymmetric Dominance Effect*, ADE).Scenario 1: target vs. competitorScenario 2: target vs. competitor vs. decoy

(1987) attribuiscono invece l'effetto *decoy* alla mancata familiarità con il bene analizzato e alla possibile ambiguità dello scenario di scelta. Heath e Chatterjee (1995) testano l'ipotesi che un *competitor* di migliore qualità possa contrastare maggiormente la capacità della *decoy* di indurre fenomeni di *preference reversal*. Tversky e Simonson (1993) ritengono che l'effetto *decoy* dipenda dalle informazioni a disposizione degli individui, sia in *background* (*background context*) sia fornite durante l'esperimento (*local context*).

Secondo la prospettiva del processo decisionale, l'effetto *decoy* si manifesterebbe quando la scelta non si fonda sull'analisi dei *trade-off* tra i diversi livelli che caratterizzano gli attributi delle alternative ma segue invece una strategia euristica finalizzata a minimizzare lo sforzo cognitivo. Secondo Huber *et al.* (1983) la scelta del

*target* potrebbe essere facilitata da un processo di scelta che prevede una serie di confronti a coppia, dove viene valutata, volta per volta, la differenza nei valori dei singoli attributi. Con questa strategia, una prima comparazione *decoy-competitor* potrebbe agevolare l'alternativa *decoy*. Il successivo raffronto di questa alternativa vincente con il *target* può facilitare la scelta finale di quest'ultimo. Payne (1982) ritiene che la decisione di utilizzare una particolare strategia decisionale scaturisce da una vera e propria analisi costi-benefici. Ogni strategia di scelta, infatti, presenta dei benefici e dei costi. Tra i benefici si possono citare la probabilità di compiere una scelta che si dimostrerà corretta, la velocità del processo decisionale e la giustificazione sociale della decisione. I costi, invece, riguardano essenzialmente l'acquisizione delle informazioni e lo sforzo cognitivo legato all'utilizzo di una particolare strategia. Per Russo e Doshier (1983) la selezione di una particolare strategia è frutto soprattutto di un compromesso tra il desiderio di compiere una decisione corretta (e.g. minimizzare l'errore) e quello di minimizzare lo sforzo cognitivo. Christensen-Szalanski (1978) ritengono invece che nel compiere le scelte non sempre si considerano tutti i costi e tutti i benefici. In particolare, lo sforzo cognitivo assumerebbe un ruolo chiave nella selezione della strategia di scelta per cui si ricorre alle euristiche che comportano uno sforzo cognitivo ridotto rispetto alle strategie comparative fondate sui *trade-off*.

Weidell (1990) propone tre modelli per spiegare le cause dei fenomeni di *contextually induced preference reversal*. Se si confrontano solo due alternative, A e B, definite su due attributi (*dimension I* e *dimension II*) (Cfr. Fig. 3), non emergono rapporti di dominanza, e l'importanza (*weight*) attribuita alle due dimensioni è costante. Secondo il *Dimensional Weight Model* l'inserimento in questo scenario di scelta dell'alternativa *decoy* ( $R_A$ ) causa una diminuzione dell'importanza attribuita alla dimensione (*dimension I*) per cui si verifica un aumento del *range* di variazione (nella Fig. 3 questo fenomeno è rappresentato dalla rotazione degli assi). Il diverso "peso relativo" attribuito alle dimensioni in seguito all'inserimento dell'alternativa *decoy* viene imputato essenzialmente alla rilevanza, identificabilità e attendibilità delle informazioni fornite. Secondo questo modello, l'insorgere di un *context effect* dipende quindi dalla localizzazione della *decoy* nello spazio multidimensionale e dalla modificazione dell'importanza attribuita alle *dimensions* che caratterizzano il problema di scelta in seguito all'inserimento dell'alternativa *decoy*. In accordo con questo modello, il peso attribuito a una *dimension* è inversamente proporzionale al *range* di variazione della dimensione stessa. Huber *et al.* (1983) formulano il *Value Shift Model* secondo cui l'effetto *decoy* non sarebbe determinato tanto da una variazione dell'importanza relativa assegnata agli attributi quanto da un vero e proprio cambiamento del valore soggettivo attribuito alle singole dimensioni. Questo modello supporta la *range-frequency theory* di Parducci (1965) secondo cui il valore soggettivo di un attributo varia in funzione della posizione della *decoy*. In particolare, la posizione della *decoy* può generare una modificazione del *range value* e/o del *frequency value* delle dimensioni. Il *range value* riflette la posizione della *decoy* rispetto al *range* di variazione delle dimensioni considerate, mentre il *frequency value* indica la localizzazione dello stimolo rispetto alle altre alternative di scelta. L'effetto *decoy* generato da ogni stimolo ( $R_A$ ,  $F_A$ ,  $RF_A$ ) (Cfr. Fig. 3) dipende quindi congiuntamente dall'effetto sul *range value* e dall'effetto sul *frequency value*. La *frequency-decoy*  $F_A$  si

inserirsi nella dimensione per la quale il *target* è dominante e fa apparire il *competitor* più lontano rispetto alla sua posizione nello scenario *target-competitor*. In questo caso predomina il *frequency effect*, aumenta il *frequency value* della dimensione II e viene favorita la scelta dell'alternativa *target*. Viceversa la *range-decoy*  $R_A$  aumenta il *range value* della dimensione in cui il *target* è dominato. Il minor valore dell'alternativa *target* per questa dimensione rispetto al *competitor* può quindi essere percepito come meno importante e questa alternativa può apparire più vicina all'alternativa *competitor* rispetto al precedente scenario di scelta *competitor-target*. Alcuni soggetti, che in precedenza hanno scelto l'alternativa *competitor*, possono quindi modificare la scelta a favore del *target* qualora predomini il *range effect*. L'effetto *decoy* generato dalla *range-frequency-decoy*  $RF_A$  è indotto dalla somma degli effetti *range* e *frequency*.

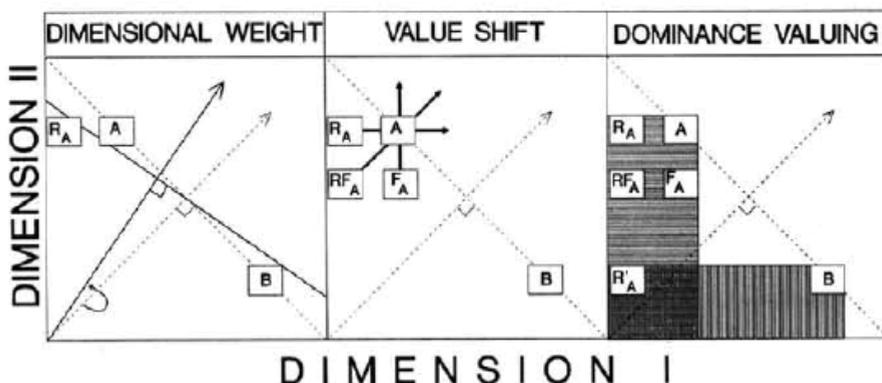
Un'ulteriore possibile spiegazione a sostegno del *Value Shift Model* discende dal *Reference Dependent Choice Model* di Tversky e Kahneman (1991) secondo cui quando si compie una scelta in assenza di rischio gli individui analizzano le varie opzioni in funzione delle "perdite" o delle "vincite" che le stesse alternative esibiscono rispetto a un punto di riferimento neutrale (*status quo*)<sup>13</sup>. Diverse prove sperimentali evidenziano che gli individui mostrano un'avversione alle perdite (svantaggi) superiore all'attrazione per le vincite (vantaggi) di pari entità (Tversky e Simonson 1993; Tenbrunsel e Diekmann 2002). Per cui, l'effetto *decoy* scaturirebbe dall'attribuzione di un peso diverso agli attributi che caratterizzano il problema di scelta. Il *target* è preferito perché viene attribuito un peso maggiore alla dimensione per cui è dominante. La "perdita" mostrata dal *competitor* (minor livello in una dimensione) appare più grave della perdita mostrata dal *target* per l'altra dimensione del problema di scelta<sup>14</sup>. Sia il *Dimensional Weight Model* che il *Value Shift Model* imputano l'effetto *decoy* a una modificazione della percezione cognitiva del problema decisionale causata da un cambiamento dell'interpretazione delle informazioni relative alle dimensioni che caratterizzano il problema di scelta<sup>15</sup>.

Il terzo modello proposto da Wedell (1991), invece, attribuisce l'effetto *decoy* al processo di valutazione basato su strategie euristiche che, pur attribuendo maggiore importanza alle informazioni legate alle singole dimensioni delle alternative, ignorano parte delle informazioni disponibili. Il peso relativo e il valore soggettivo attribuito a ogni dimensione non cambiano. Ciò che muta è la percezione globale della relazione di dominanza, che favorisce la scelta dell'alternativa *target*.

<sup>13</sup> La *prospect theory* (Cfr. Kahneman e Tversky 1979) analizza invece le scelte in condizioni di rischio e conduce agli stessi risultati del *Reference Dependent Choice Model*, per cui le scelte dipendono dal contesto (*reference point*) e dall'asimmetria tra perdite e vincite.

<sup>14</sup> Secondo Tversky e Simonson (1992; 1993) inoltre subentrerebbe un ulteriore fenomeno detto di *polarizzazione*. Una perdita pesa di più all'aumentare del numero di alternative presenti nel *choice set*.

<sup>15</sup> Il *Dimensional Weight Model*, ammette la presenza dell'effetto *decoy* soltanto per gli stimoli  $R_A$  ed  $RF_A$ . Inoltre, questo modello prevede un effetto *decoy* inferiore per l'alternativa  $RF_A$  rispetto all'effetto previsto per la stessa *decoy* dal modello *Value Shift*. Il *Dimensional Weight Model*, infatti, considera soltanto il *range effect*, mentre per il *Value Shift Model* per stimare l'effetto *decoy* al *range effect* bisogna sommare il *frequency effect*.

Figura 3. Modelli proposti da Wedell (1991) per spiegare le cause dell'effetto *decoy*.

### 3. Disegno statistico

Il disegno statistico impiegato per la verifica della razionalità e della stabilità delle preferenze individuali prevede che ad un'applicazione standard di *choice experiments* ne sia sovrapposta una analoga opportunamente modificata con l'inserimento di alternative *decoy* negli insiemi di scelta.

L'applicazione standard di *choice experiments* è stata condotta secondo consolidati protocolli operativi (Hensher *et al.* 2005; Louviere *et al.* 2000).

Le diverse alternative, relative a piani di attuazione della Rete Natura 2000 in Sicilia, sono state definite in funzione degli attributi e dei livelli riportati nella Tab. 1.<sup>16</sup>

Per la selezione delle alternative è stato impiegato un *full factorial design*<sup>17</sup>. Dalle ottanta alternative prodotte ne sono state eliminate due perché chiaramente incongruenti<sup>18</sup>. Ogni *choice set* è stato formato con tre alternative denominate: A, B, e *status quo*. Le alternative A e B rappresentano due differenti piani di tutela, mentre l'alternativa *status quo* è quella in cui il livello assunto da ogni attributo è pari a zero. Le alternative A e B sono state estratte in modo casuale, evitando comunque nell'accoppiamento relazioni di completa dominanza. Gli insiemi di scelta sono stati quindi raggruppati in 16 blocchi, in 14 dei quali gli intervistati sono stati

<sup>16</sup> La donazione come veicolo di pagamento monetario potrebbe indurre comportamenti strategici e distorsioni ipotetiche. Tuttavia, il suo impiego appare giustificato sia in relazione agli obiettivi metodologici del lavoro sia alla sua maggiore credibilità rispetto ad altri veicoli di pagamento (tasse, imposte) che, per quanto comunemente usati in letteratura, appaiono alquanto estranei al contesto socio-economico e culturale del caso di studio.

<sup>17</sup> Il numero di tutte le possibili combinazioni è pari ad  $A^L$ , dove A rappresenta il numero di attributi ed L il numero di livelli.

<sup>18</sup> Le alternative eliminate sono state: 1) massima superficie tutelata per SIC e ZPS e minima donazione (SIC=380.000 ha; ZPS=364.000 ha; DONAZIONE = € 25) e 2); minima superficie tutelata e massima donazione (SIC=95.000 ha; ZPS=91.000 ha; DONAZIONE = € 125).

Tabella 1. Attributi e livelli impiegati nell'applicazione standard di *choice experiments*.

Attributi	Livelli
Superficie SIC	95.000 ha (25%)
	190.000 ha (50%)
	285.000 ha (75%)
	380.000 ha (100%)
Superficie ZPS	91.000 ha (25%)
	182.000 ha (50%)
	273.000 ha (75%)
	364.000 ha (100%)
Donazione <i>una tantum</i> a un fondo ipotetico	€ 10
	€ 20
	€ 30
	€ 40
	€ 50

chiamati a compiere la scelta tra le tre alternative cinque volte di seguito, mentre nei rimanenti due blocchi il numero di esperimenti di scelta per individuo è stato pari a quattro. La Fig. 4 mostra un esempio di una generica *card* impiegata durante l'esperimento.

La seconda applicazione di *choice experiments*, che è stata sovrapposta alla prima, si basa su contesti ipotetici opportunamente modificati. Al fine di semplificare il disegno sperimentale e di rendere comparabili i risultati di questo studio con quelli di altri studi analoghi, si è deciso di escludere dagli scenari di scelta l'alternativa riferita allo *status quo*<sup>19</sup>. Ogni intervistato è stato chiamato a esprimere le sue preferenze cinque volte. La prima volta, la scelta da compiere è stata tra due generiche alternative, A e B, reciprocamente non dominanti. Nelle quattro successive volte, invece, all'intervistato è stato chiesto di scegliere fra tre alternative: A, B, e la *decoy*. Ciò allo scopo di meglio individuale le cause delle eventuali preferenze anomale.

In funzione delle caratteristiche delle alternative A, B e della *decoy* sono stati poi definiti dei gruppi omogenei. In alcuni gruppi le due alternative A e B presentano lo stesso livello dell'attributo relativo alla donazione; in altri gruppi il livello della donazione assegnata all'alternativa A è maggiore di quello presente nell'alternativa B; in altri gruppi ancora viene configurato un scenario in cui l'alternativa B è caratterizzata da una donazione superiore a quella prevista nell'alternativa A. In modo analogo, si è proceduto riguardo agli altri due attributi (superficie SIC e superficie ZPS). In alcuni gruppi il livello di superficie SIC è maggiore nell'alternativa A, e in altri gruppi nell'alternativa B; in alcuni gruppi, la superficie ZPS è

<sup>19</sup> Tale esclusione preclude l'analisi dello *status quo bias* ed in particolare del cosiddetto *status quo attraction effect*. Masatlioglu e Uler (2006) verificano infatti la presenza di un maggiore effetto *decoy* quando lo *status quo* rappresenta il *target*, probabilmente perché più frequentemente impiegato come *reference point* durante il processo di scelta.

Figure 4. Esempio di *choice card*.

	A	B	Status quo
SCI protected surface	190.000 ha (50%)	285.000 ha (75%)	
SPA protected surface	91.000 ha (25%)	182.000 ha (50%)	
Una tantum donation (€)	30	40	0

maggiore nell'alternativa A e in altri gruppi la stessa variabile ha maggiore modalità nell'alternativa B. Infine, sono stati formati dei gruppi dove l'alternativa A presenta per tutti gli attributi il massimo livello, e dei gruppi in cui i livelli massimi sono invece attribuiti all'alternativa B. Questa ulteriore articolazione del campione si è resa necessaria al fine di verificare l'eventuale correlazione positiva tra la frequenza delle anomalie e la complessità dello scenario di scelta.

Riguardo alle possibili relazioni tra il *target* e la *decoy*, sono stati formati dei gruppi in cui la *decoy* è dominata dall'alternativa A, e dei gruppi in cui invece la *decoy* è dominata dall'alternativa B. In tutti i casi, nelle *card* l'alternativa A è sempre collocata a sinistra, la B al centro, mentre la *decoy* a destra. Ciò al fine di verificare l'eventuale presenza di un *framing effect* a favore dell'ADE quando l'alternativa *target* è posizionata vicino all'alternativa *decoy*. Infine, per verificare l'effetto relativo al rapporto di dominanza, sono stati creati alcuni gruppi in cui la *decoy* presenta lo stesso importo monetario del *target*, e altri gruppi invece in cui la *decoy* ha un importo monetario superiore.

I quattro scenari di scelta comprendenti la *decoy* si differenziano tra di loro soltanto per le caratteristiche della stessa *decoy* la quale, nello spazio degli attributi, si colloca in una diversa posizione rispetto all'alternativa *target* (A o B). La Fig. 5 chiarisce questo particolare aspetto del disegno statistico mediante un esempio in cui l'importo da donare per le diverse alternative è costante (questa dimensione non è quindi rappresentata nel grafico). Nella Fig. 5 l'alternativa A è il *target*, l'alternativa B è il *competitor*<sup>20</sup>. Il *target* domina il *competitor* per l'attributo SIC. Il *com-*

<sup>20</sup> Sebbene nel caso in specie l'impiego dei termini *target* e *competitor* sia improprio, si è preferito mantenerli per congruenza terminologica con la letteratura sull'argomento.

*petitor* domina il *target* per l'attributo ZPS. L'alternativa *decoy* assume progressivamente nei quattro scenari di scelta le posizioni  $d_1$ ,  $d_2$ ,  $d_3$ ,  $d_4$ . Nelle posizioni  $d_1$  e  $d_2$  la *decoy* è dominata dal *target* per l'attributo ZPS, mentre nelle posizioni  $d_3$  e  $d_4$  la *decoy* è dominata per l'attributo SIC. Come mostra la Fig. 5 nelle posizioni  $d_2$  e  $d_4$  la distanza tra *decoy* e *target* è maggiore rispetto a quella assunta nelle posizioni  $d_1$  e  $d_3$ . Questa specifica articolazione spaziale delle alternative permette di verificare le teorie sull'ADE proposte da Huber *et al.* (1983) e da Wedell (1991), secondo cui l'ADE dipende da un *local context effect*.

La ripetizione del processo di scelta in presenza della *decoy* per quattro volte consecutive consente anche di verificare l'eventuale presenza di un *learning effect* per il quale le scelte anomale dovrebbero progressivamente ridursi.

Inoltre, per verificare se la distrazione degli intervistati potesse avere una qualche influenza sulla manifestazione dell'ADE, sono stati formati altri due sotto campioni. Nel primo sotto campione il processo di scelta si svolge senza alcuna interruzione. Nel secondo sotto campione, gli intervistati vengono in qualche modo distratti, attraverso la rivelazione delle loro caratteristiche socio-economiche, dopo i primi due esperimenti di scelta con *decoy*.

Infine, per verificare se l'ADE possa dipendere anche dalla stanchezza dovuta alla lunghezza dell'intervista, sono stati formati due ulteriori sotto campioni. Nel primo sottocampione gli intervistati sono chiamati dapprima a scegliere per quattro volte consecutive tra le alternative A, B e *decoy*, e in un secondo momento a compiere la scelta tra le alternative A, B e *status quo*, per come richiesto dall'applicazione standard dei *choice experiments*. Al contrario, gli intervistati appartenenti al secondo sotto campione sono chiamati dapprima a scegliere tra le alternative A, B e *status quo*, per come richiesto dall'applicazione standard dei *choice experiments*, e successivamente a compiere, sempre per quattro volte di seguito, la scelta tra le alternative A, B e *decoy*. Il quadro sinottico delle modalità seguite per il test è riportato in Tab. 2.

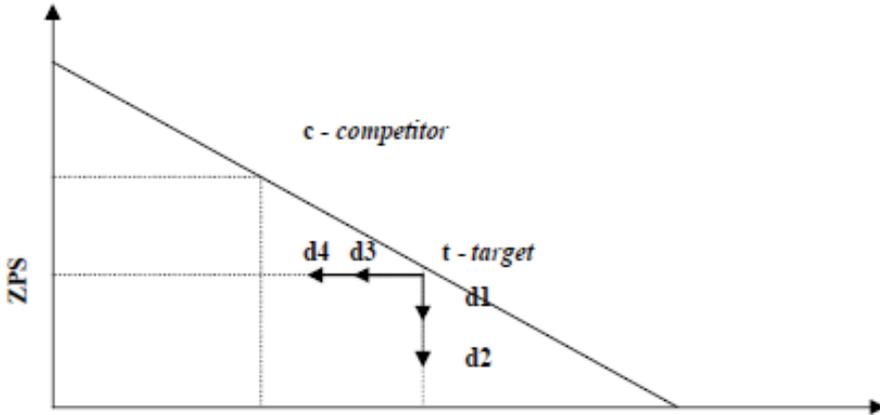
Infine, a un sub-campione formato soltanto da 110 soggetti è stato chiesto di compiere un'ulteriore scelta tra le alternative A, B e due alternative *decoy* (Fig. 7). Ciò allo scopo di verificare la plausibilità di quelle ipotesi che attribuiscono all'alternativa *decoy* la funzione di incrementare l'attrazione degli intervistati verso il *target*. L'inserimento di due alternative *decoy*, ognuna relativa a una delle due alternative non reciprocamente dominanti, dovrebbe infatti annullare ogni possibile effetto di attrazione.

L'inserimento di un'alternativa *decoy* in un predefinito scenario *competitor-target* ha consentito in qualche modo di distinguere gli individui con preferenze razionali da quelli con preferenze instabili e irrazionali. Ai fini di questo studio, si considerano instabili le preferenze degli individui che invertono le loro scelte a favore del *target*, qualora abbiano preferito precedentemente il *competitor*, oppure il *competitor* dopo aver precedentemente scelto il *target*. Nel primo caso, si tratta di individui con preferenze asimmetricamente dominate (ADE). Gli individui che invece scelgono la *decoy* dimostrano di avere preferenze irrazionali.

Per individuare le cause esplicative delle tre diverse tipologie di preferenze anomale sono stati formulati e stimati tre differenti modelli *logit*.

Con riferimento alle preferenze instabili di tipo ADE, sono state sottoposte a test le seguenti possibili ipotesi:

Figura 5. Posizione assunta dalla *decoy* nei test condotti sull'ADE nell'ipotesi in cui l'importo da donare è costante per tutte le alternative dello scenario.



1. Le anomalie dipendono dall'alterazione cognitiva del problema decisionale (Colman *et al.* 2007; Simonson 1989; Simonson e Tversky 1992; Tversky e Simonson 1993). Questa ipotesi è verificata a livello individuale modificando, per tutti gli attributi, nello spazio delle alternative la distanza tra la *decoy* e il *target*. Come già detto, ogni individuo è stato chiamato a scegliere cinque volte di seguito. La prima volta la scelta è stata tra A e B. In questo scenario la definizione di *target* e *competitor* varia tra i gruppi (*cf.* Tab. 2). Le quattro volte successive le scelte sono avvenute in presenza della *decoy*. In questi scenari il livello degli attributi dell'alternativa *decoy* è stato assegnato in modo da modificare i rapporti di dominanza con il *target*. Per alcuni gruppi (*cf.* Tab. 2) l'importo monetario della *decoy* coincide con quello del *target*. In questi casi, nel secondo e nel terzo scenario di scelta, il *target* domina la *decoy* soltanto per l'attributo SIC, con maggiore rapporto di dominanza nel terzo scenario. Nel quarto e nel quinto esperimento, invece, il *target* domina la *decoy* soltanto per l'attributo ZPS, con maggiore rapporto di dominanza nel quinto scenario. Nei gruppi in cui la donazione per la *decoy* è superiore rispetto a quella richiesta per il *target*, nel secondo e nel terzo scenario di scelta il *target* domina la *decoy* per l'attributo donazione e per l'attributo SIC, con maggiore rapporto di dominanza per la superficie SIC nel terzo scenario. Nel quarto e nel quinto esperimento di scelta, invece, il *target* domina la *decoy* sia per il livello della donazione sia per l'attributo ZPS, con maggiore rapporto di dominanza per la superficie ZPS nel quinto scenario. La verifica empirica di questa ipotesi si basa sull'analisi dei coefficienti stimati nel modello *logit*<sup>21</sup> e relativi alle

<sup>21</sup> Per ogni individuo sono stati ottenuti quattro osservazioni, paragonando la scelta maturata in presenza della *decoy* (secondo, terzo, quarto e quinto scenario) con quella relativa al primo scenario (A vs. B).

Figura 6. Choice card usate per il test di validazione mostrato in Figura 5.

**Primo choice set: target (A) vs. competitor (B)**

	A	B
SCI protected surface	182.000 ha (50%)	364.000 ha (100%)
SPA protected surface	380.000 ha (100%)	190.000 ha (50%)
Una tantum donation (in €)	50	50

**Secondo choice set: target (A) vs. competitor (B) vs. decoy (d<sub>1</sub>)**

SCI protected surface	182.000 ha (50%)	364.000 ha (100%)	180.000 ha (49,45%)
SPA protected surface	380.000 ha (100%)	190.000 ha (50%)	380.000 ha (100%)
Una tantum donation (in €)	50	50	50

**Terzo choice set: target (A) vs. competitor (B) vs. decoy (d<sub>2</sub>)**

SCI protected surface	182.000 ha (50%)	364.000 ha (100%)	175.000 ha (48,08%)
SPA protected surface	380.000 ha (100%)	190.000 ha (50%)	380.000 ha (100%)
Una tantum donation (in €)	50	50	50

**Quarto choice set: target (A) vs. competitor (B) vs. decoy (d<sub>3</sub>)**

	A	B	d <sub>3</sub>
SCI protected surface	182.000 ha (50%)	364.000 ha (100%)	182.000 ha (50%)
SPA protected surface	380.000 ha (100%)	190.000 ha (50%)	375.000 ha (98,68%)
Una tantum donation (in €)	50	50	50

**Quinto choice set: target (A) vs. competitor (B) vs. decoy (d<sub>4</sub>)**

	A	B	d <sub>4</sub>
SCI protected surface	182.000 ha (50%)	364.000 ha (100%)	182.000 ha (50%)
SPA protected surface	380.000 ha (100%)	190.000 ha (50%)	372.000 ha (97,89%)
Una tantum donation (in €)	50	50	50

Tabella 2. Disegno sperimentale del test di validazione delle preferenze

Gruppo	Alternativa Target	Donazione A vs. B	Donazione target vs. decoy	Attributi per cui A domina B	Attributi per cui B domina A	Test in sequenza (1)	Tipo di questionario (2)
1	B		=	SIC E DONAZIONE	ZPS	NO	VAL+ADE
2	B	=	=	SIC	ZPS	SÌ	ADE+VAL
3	B			SIC E DONAZIONE	ZPS	NO	VAL+ADE
4	B	=		SIC	ZPS	SÌ	ADE+VAL
5	A		=	ZPS E DONAZIONE	SIC	NO	VAL+ADE
6	A	=	=	ZPS	SIC	NO	ADE+VAL
7	A			ZPS E DONAZIONE	SIC	SÌ	VAL+ADE
8	A	=		ZPS	SIC	NO	ADE+VAL
9	B		=	SIC E ZPS	DONAZIONE	SÌ	VAL+ADE
10	B			SIC E ZPS	DONAZIONE	NO	ADE+VAL
11	A		=	DONAZIONE	SIC E ZPS	SÌ	VAL+ADE
12	A			DONAZIONE	SIC E ZPS	SÌ	ADE+VAL

Legenda:

(1) Se "SÌ" i cinque test sono stati in sequenza, altrimenti dopo la prima scelta (*target*, *competitor*) l'intervistato è stato distratto dall'auto-compilazione dei quesiti riguardanti le sue caratteristiche socio-demografiche.

(2) Se VAL+ADE l'intervistato ha prima effettuato l'esperimento di valutazione e dopo ha compilato la sezione del questionario relativo ai test sull'effetto *decoy*. Viceversa in ADE+VAL.

variabili equivalenti alla misura, per ogni attributo, della distanza tra l'alternativa *target* e *decoy*.

2. L'anomalia dipende dall'impiego di strategie euristiche nel processo di scelta (Huber *et al.* 1983; Paine 1982). Questa ipotesi viene verificata mediante l'analisi dei coefficienti del modello *logit* relativi alla misura, per ogni attributo, della distanza tra l'alternativa *target* e *decoy*. Infatti, se la scelta viene compiuta utilizzando delle euristiche il valore dei coefficienti delle variabili DIST\_SIC, DIST\_ZPS, DIST\_PRICE dovrebbe essere diverso, e proporzionalmente superiore per le variabili a cui il processo euristico attribuisce una maggiore importanza.
3. L'anomalia accade perché l'intervistato si distrae durante il processo di scelta. Questa ipotesi viene verificata mediante una procedura *split-sample* (*cf.* Tab. 2): metà degli intervistati è stata chiamata ad auto-compilare la parte del questionario relativa alle caratteristiche socio-demografiche dopo la somministrazione del terzo scenario e prima del quarto scenario. Nel modello *logit* la variabile che misura questa distrazione è indicata come DISTRACTION.

4. Le anomalie si riducono se l'intervistato dichiara di avere familiarità col bene oggetto di stima (Ratneshwar *et al.* 1987). Questa ipotesi è verificata inserendo nella prima sezione del questionario una domanda specificatamente rivolta a sapere se l'intervistato, prima dell'intervista, avesse conoscenza della problematica ambientale in questione. Nel modello *logit* la variabile che misura questa conoscenza è KNOW.
5. Le anomalie aumentano al crescere della complessità dell'esperimento di scelta. La verifica di questa ipotesi avviene modificando nei vari gruppi la complessità dell'esperimento di scelta, misurata in termini di rapporti di dominanza tra le tre alternative (*cfr.* Tab. 2, *target vs. competitor* e *target vs. decoy*). Le relative variabili sono PA\_PB, TdD, TdC.
6. Le anomalie aumentano col grado di stanchezza dell'intervistato (*tired effect*). La verifica di questa ipotesi si affida a una procedura *split-sample* (*cfr.* Tab. 2): metà del campione esegue prima l'applicazione "standard" e successivamente quella volta alla rilevazione di eventuali preferenze anomale. Viceversa avviene per la restante metà del campione. La variabile che misura questo aspetto è VAL\_ADE.
7. Le anomalie si riducono a causa di un *learning effect*, ovvero del progressivo apprendimento delle caratteristiche dell'esperimento in presenza della *decoy*. L'incidenza delle forme di instabilità dovrebbe quindi diminuire con il numero d'ordine dell'esperimento in presenza della *decoy* in quanto è possibile che negli ultimi esperimenti i rapporti di dominanza del *target* rispetto alla *decoy* appaiano più evidenti. Le variabili che misurano questo fenomeno sono SEC, TER, e QUAR.
8. Le anomalie dipendono da un *framing effect*. Questa ipotesi tiene conto della posizione assunta dalla *decoy* nella *choice card*. Se l'alternativa dominata affianca il *target*, è possibile allora che i rapporti di dominanza siano più evidenti e quindi dovrebbe essere maggiore l'effetto *decoy*. La variabile che misura questo particolare aspetto spaziale è denominata TARGET.
9. Le anomalie accadono in relazione alla posizione assunta dall'alternativa *decoy* nello spazio delle alternative dominate dal *target* (Weidell, 1991). Questa ipotesi tiene conto del *Local Context Effect* (*range effect vs. frequency effect*) e viene misurata dalle variabili DIST\_SIC, DIST\_ZPS, e DIST\_PRICE.
10. Le anomalie si riducono all'aumentare della qualità complessiva dell'alternativa *competitor* rispetto al *target* (Heath e Chatterjee, 1995). Questa ipotesi attribuisce una maggiore resistenza all'effetto *decoy* a un *competitor* con maggiore qualità. La variabile che misura questo aspetto è TdC.
11. Le anomalie aumentano al crescere del livello di dominanza del *target* sulla *decoy*. Ciò implicherebbe, infatti, un maggiore *attraction effect* sul *target*. Le variabili impiegate per misurare questo aspetto sono TdD, DIST\_SIC, DIST\_ZPS, e DIST\_PRICE.

Per quanto concerne le forme di instabilità diverse dall'ADE, sono state sottoposte a test le prime otto ipotesi. Per la verifica delle ipotesi 1 e 2, le variabili DIF\_SIC, DIF\_ZPS, e DIF\_PRICE si riferiscono alla distanza tra le alternative *target* e *competitor* nello spazio degli attributi.

Relativamente alle preferenze irrazionali sono state sottoposte a verifica le ipotesi 3, 5, 6 e 7.

La Tab. 3 riassume le variabili e le codifiche usate per la stima dei modelli *logit* e le ipotesi sottoposte a verifica.

#### 4. Risultati

La Tab. 4 mostra che l'80% degli intervistati esprime preferenze razionali. Il restante 20% presenta invece preferenze anomale che, contrariamente alle attese, sono solo in parte (6,77%) riconducibili all'ADE.

Le Tabb. 5-7 riportano le stime dei modelli *logit*. In relazione alla presenza nel campione di un elevato numero di osservazioni con variabile dipendente uguale a zero, le stime dei coefficienti sono state svolte mediante la routine *re-logit* per STATA proposta da King e Zeng (2001) per correggere le distorsioni generate da eventi rari. Infatti, il modello *logit* standard conduce alla sottostima della probabilità che l'evento raro si verifichi e alla sovrastima della probabilità che lo stesso evento non si verifichi.

Riguardo all'ADE, le variabili risultate statisticamente significative al 5%, sono TARGET, DIST\_SIC, TdC. Tenendo conto dei segni stimati, risulta che l'effetto di dominanza asimmetrica aumenta qualora il *target* sia l'alternativa B, ovvero quella posizionata al centro della *card* impiegata per l'espressione delle preferenze. L'ADE aumenta, inoltre, con la distanza tra il *target* e la *decoy* in riferimento all'attributo SIC, e col numero di attributi rispetto ai quali il *target* domina il *competitor*. La significatività statistica della variabile TARGET lascia presumere la presenza di un *framing effect*: la posizione nella *card* della *decoy*, sempre a destra delle alternative A e B, tende a favorire la scelta di quest'ultima qualora sia il *target*. Sembra quindi che i soggetti con preferenze asimmetricamente dominate concentrino la loro attenzione sulle alternative poste nella parte destra della *card*. La significatività della variabile DIST\_SIC porterebbe a escludere eventuali alterazioni del processo cognitivo (*Dimensional Weight Model*, *Value Shift Model*), dal momento che le altre variabili relative alla distanza tra *target* e *decoy* non sono risultate altrettanto significative. Questo risultato rivela invece l'adozione di euristiche da parte degli intervistati con preferenze asimmetricamente dominate; sembra infatti che taluni individui abbiano considerato, nella scelta delle alternative, esclusivamente l'attributo SIC, violando in tal modo qualsiasi *trade off* tra gli attributi. L'inserimento della *decoy* ha facilitato dunque la scelta del *target* tanto più quanto questo domina la *decoy* rispetto all'attributo SIC. La significatività della variabile TdC, che mette in relazione la comparsa dell'ADE con la complessità dello scenario di scelta, indica che quanto più cresce il numero di attributi rispetto ai quali il *target* domina il *competitor* e quindi il numero di *trade-off* necessari per compiere razionalmente la scelta, tanto più si presenta il fenomeno ADE. Inoltre, i risultati provano il riscontro dell'ipotesi consolidata in letteratura (Heath e Chatterjee, 1995) secondo cui l'ADE si manifesta di meno quando nell'insieme di scelta il *competitor* è percepito come qualitativamente superiore al *target*.

Tabella 3. Variabili utilizzate nei modelli *logit* e ipotesi oggetto di verifica.

Variabile	Natura*	Modalità**	Nome	Ipotesi testata***
Osservazione affetta da preferenze instabili asimmetricamente dominate	M	0-1	ADE	-
Osservazione affetta da preferenze irrazionali	M	0-1	DECOY	-
Osservazione affetta da preferenze instabili	M	0-1	COMPETITOR	-
Secondo esercizio di scelta con <i>decoy</i>	M	0-1	SEC	
Terzo esercizio di scelta con <i>decoy</i>	M	0-1	TER	7
Quarto esercizio di scelta con <i>decoy</i>	M	0-1	QUAR	
Il <i>target</i> è l'alternativa B, ovvero quella posizionata nella <i>choice card</i> al centro	M	0-1	TARGET	8
<i>Target</i> e <i>competitor</i> presentano stesso importo da donare	M	0-1	PA_PB	5
Numero di attributi per cui il <i>target</i> domina la <i>decoy</i>	V	1-3	TdD	5, 11
Distanza nell'attributo SIC tra <i>target</i> e <i>decoy</i> (in ha)	V	0-7.000	DIST_SIC	
Distanza nell'attributo ZPS tra <i>target</i> e <i>decoy</i> (in ha)	V	0-8.000	DIST_ZPS	1, 2, 9, 11
Distanza nell'attributo DONAZIONE tra <i>target</i> e <i>decoy</i> (in €)	V	0-10	DIST_PRICE	
L'intervistato è stato distratto durante i test dall'auto-compilazione dei quesiti relativi alle sue caratteristiche socio-demografiche	M	0-1	DISTRACTION	3
L'intervistato ha prima compilato la sezione del questionario relativa alla valutazione e successivamente quella relativa ai test di razionalità	M	0-1	VAL_ADE	6
Numero di attributi per cui il <i>target</i> domina il <i>competitor</i>	M	0-1	TdC	5, 10
Distanza nell'attributo SIC tra <i>target</i> e <i>competitor</i> (in ha)	V	82.000-190.000	DIF_SIC	
Distanza nell'attributo ZPS tra <i>target</i> e <i>competitor</i> (in ha)	V	91.000-190.000	DIF_ZPS	1,2
Distanza nell'attributo PRICE tra <i>target</i> e <i>competitor</i> (in €)	V	0-25	DIF_PRICE	
L'intervistato ha dichiarato di conoscere la problematica ambientale oggetto dell'intervista	M	0-1	KNOW	4
Costante			CONS	

Legenda:

\* M: mutabile; V: variabile. \*\* Nella codifica delle variabili dicotomiche la modalità 1 assume il significato di "SI". \*\*\* Il numero corrisponde a quello citato nel testo.

Tabella 4. Tipologia e consistenza delle preferenze rilevate mediante la *decoy*.

	%
Preferenze razionali	79,74
Preferenze instabili - asimmetricamente dominate (ADE)	6,77
Preferenze instabili	7,76
Preferenze irrazionali	5,73
Totale	100

La non significatività delle altre variabili inserite nel modello rivela invece che l'ADE non dipende né dalla deconcentrazione, né dalla familiarità con il bene oggetto di stima, né dal *tired effect*, né dal *learning effect* e nemmeno dal *local context effect*.

L'analisi dei dati relativi alle preferenze instabili mostra che tali preferenze sono spiegate al 5% di significatività dalle variabili TARGET, DIF\_SIC, DIF\_PRICE, DISTRACTION e VAL\_ADE. La significatività della variabile TARGET, che assume stavolta segno negativo, riconferma la presenza nell'intero campione di un *frame effect* che favorisce il *target* quando questo è collocato nell'insieme di scelta a fianco della *decoy*. La significatività delle variabili DIF\_SIC e DIF\_PRICE, invece, rivela che all'aumentare delle differenze tra il *competitor* e il *target* aumenta l'instabilità a favore del *competitor* che viene preferito mediante euristiche che attribuiscono maggiore importanza agli attributi SIC e DONAZIONE rispetto all'attributo ZPS. La significatività della variabile DISTRACTION indica che i soggetti scelgono il *competitor* anziché il *target*, precedentemente scelto, se il test viene momentaneamente interrotto. Infine, la significatività della variabile VAL\_ADE segnala la presenza di un effetto stanchezza (*tired effect*) presumibilmente dovuto al fatto che il test sull'effetto *decoy* viene eseguito dopo l'applicazione standard di *choice experiment*.

L'analisi delle preferenze irrazionali evidenzia che risultano significative soltanto le variabili DISTRACTION e AdB. Ciò implica che il numero di preferenze irrazionali aumenta quando la sequenza delle scelte con *decoy* viene temporaneamente interrotta, e lo scenario di scelta diventa più complesso. Per effetto della stanchezza e del notevole sforzo cognitivo richiesto le scelte maturano in modo del tutto casuale e quindi non conformi ai principi di massimizzazione dell'utilità attesa.

Nella Tab. 8 sono riportati i risultati dell'esperimento in cui sono state inserite due alternative *decoy* nei panieri di scelta. In generale si osserva la persistenza delle anomalie già riscontrate con l'inserimento di una sola *decoy* e, inaspettatamente, l'incidenza delle anomalie aumenta in modo significativo, passando dal 13,64% al 33,64%. In particolare, si registra un aumento del numero di individui con preferenze irrazionali che in totale sono pari al 20%; il 14,55% di tali individui, tra le due *decoy*, sceglie quella dominata dal *competitor*.

La Fig. 7 mostra che l'aumento nel numero di individui con preferenze irrazionali avviene a discapito del numero di individui razionali giacché il numero di quelli con preferenze instabili rimane pressoché costante nei due esperimenti (con

Tabella 5. Stime del modello *logit*. Variabile dipendente ADE (preferenze instabili asimmetricamente dominate).

ADE	Coefficient	Robust Std. Err.	z	P>  z	95% Confidence Interval	
SEC	-0,4690078	0,4429312	-1,06	0,290	-1,3371370	0,3991215
TER	-0,0576167	0,4442923	-0,13	0,897	-0,9284135	0,8131802
QUAR	-0,7519732	0,9412480	-0,80	0,424	-2,5967850	1,0928390
TARGET	1,0559490	0,2162761	4,88	0,000	0,6320561	1,4798430
PA_PB	-0,1305259	0,2663066	-0,49	0,624	-0,6524773	0,3914255
DIST_SIC	0,0002924	0,0001020	2,87	0,004	0,0000925	0,0004923
DIST_ZPS	0,0001975	0,0001239	1,59	0,111	-0,0000452	0,0004403
DIST_PRICE	0,0039838	0,0250787	0,16	0,874	-0,0451697	0,0531372
DISTRACTION	0,2450034	0,1865153	1,31	0,189	-0,1205599	0,6105666
VAL_ADE	0,2662045	0,1853761	1,44	0,151	-0,0971259	0,6295350
AdB	0,5565291	0,2363920	2,35	0,019	0,0932092	1,0198490
KNOW	0,2626172	0,2124627	1,24	0,216	-0,1538021	0,6790364
CONS	-4,936410	0,4839223	-10,20	0,000	-5,8848800	-3,9879400

Tabella 6. Stime del modello *logit*. Variabile dipendente COMPETITOR (preferenze instabili).

COMPETITOR	Coefficient	Robust Std. Err.	Z	P>  z	[95% Conf. Interval]	
SEC	0,3581208	0,2475065	1,45	0,148	-0,1269830	0,8432246
TER	0,0669856	0,2598619	0,26	0,797	-0,4423343	0,5763056
QUAR	0,2203403	0,2525805	0,87	0,383	-0,2747085	0,7153890
TARGET	-1,1828490	0,3202502	-3,69	0,000	-1,8105270	-0,5551697
DIF_SIC	0,0000103	3,63e-06	2,85	0,004	3,22e-06	0,0000174
DIF_ZPS	-9,64e-07	2,22e-06	-0,43	0,665	-5,32e-06	3,40e-06
DIF_PRICE	0,0480310	0,0099993	4,80	0,000	0,0284327	0,0676293
DISTRACTION	0,9803987	0,1871972	5,24	0,000	0,6134990	1,3472980
VAL_ADE	0,5796954	0,1796616	3,23	0,001	0,2275652	0,9318256
KNOW	-0,3256412	0,2187454	-1,49	0,137	-0,7543743	0,1030919
CONS	-4,9072210	0,5258947	-9,33	0,000	-5,9379560	-3,8764860

una sola *decoy* e con due *decoy*). Sembra quindi che la maggiore complessità dello scenario con due *decoy* sia affrontata dagli intervistati con euristiche che li allontanano dal compiere scelte razionali. La maggiore preferenza per le alternative *decoy*

Tabella 7. Stime del modello *logit*. Variabile dipendente DECOY (preferenze irrazionali).

DECOY	Coefficient	Robust Std. Err.	z	P >  z	[95% Conf. Interval]	
SEC	-0,2538579	0,2954833	-0,86	0,390	-0,8329946	0,3252788
TER	0,2402668	0,2640876	0,91	0,363	-0,2773353	0,7578689
QUAR	-0,1199884	0,2839559	-0,42	0,673	-0,6765317	0,4365549
DISTRACTION	0,5346480	0,2043471	2,62	0,009	0,1341351	0,9351609
VAL_ADE	-0,0725973	0,1977166	-0,37	0,713	-0,4601147	0,3149200
ADB	1,0523300	0,1992170	5,28	0,000	0,6618719	1,4427880
TDD	0,2325598	0,1986398	1,17	0,242	-0,1567671	0,6218866
CONS	-4,8859560	0,5249306	-9,31	0,000	-5,9148010	-3,8571110

Tabella 8. Tipologia e consistenza delle preferenze rilevate con due alternative *decoy* nel *choice set*

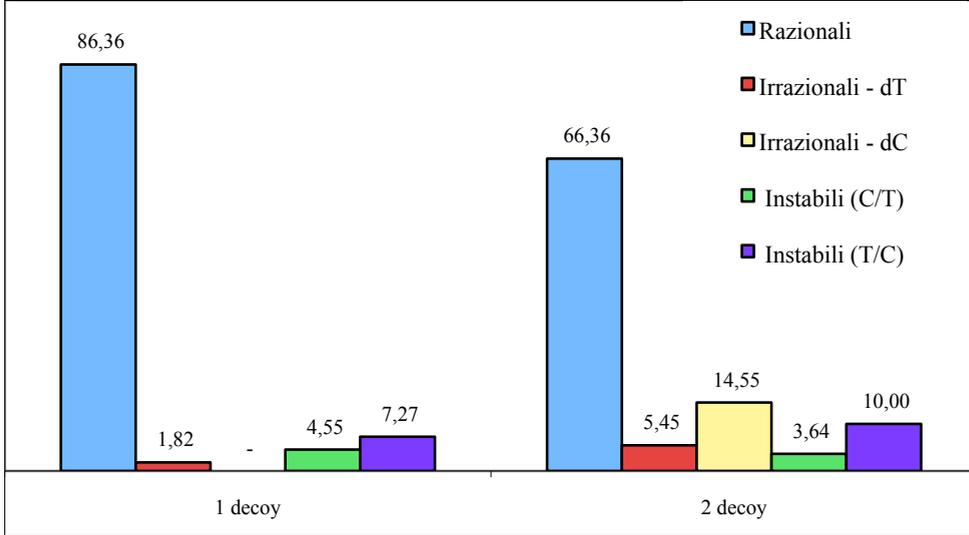
Preferenze rilevate	%
Razionali	66,36
Instabili:	
- prima il <i>Competitor</i> e dopo il <i>Target</i> (C/T)	3,64
- prima il <i>Target</i> e dopo il <i>Competitor</i> (T/C)	10
Irrazionali:	
- scelta della <i>decoy</i> dominata dal <i>target</i> (dT)	5,45
- scelta della <i>decoy</i> dominata dal <i>competitor</i> (dC)	14,55
Totale	100

potrebbe essere causata da un *frame-effect* relativo alla posizione assegnata nel pannello alle due *decoy* rispetto alle alternative A e B. Le due *decoy*, infatti, sono collocate sempre sul lato destro della *card*, per cui è possibile che vengano focalizzate con maggiore attenzione. Questa ipotesi trova riscontro nella maggiore incidenza di individui irrazionali che scelgono la *decoy* relativa al *competitor*, che nell'esperimento è stata sempre posizionata sul lato estremo destro delle *card*.

L'analisi degli effetti sulle stime della disponibilità a pagare è svolta impiegando esclusivamente i dati raccolti attraverso l'applicazione standard di *choice experiments*. Sono stati stimati cinque modelli *conditional logit*<sup>22</sup> che differiscono soltanto in relazione al numero dei osservazioni impiegate:

<sup>22</sup> Non sono stati considerati altri modelli più flessibili del *conditional logit* (e.g., modelli a classi latenti, *mixed logit*, HEV, ecc.) in quanto il campione, composto da studenti, è omogeneo.

Figura 7. Confronto percentuale tra le diverse tipologie di preferenze rilevate con una *decoy* e con due *decoy*.



$$\Pr_n(j) = \frac{\exp V_{nj}}{\sum_{j=1}^k \exp V_{nj}} = \frac{\exp \beta' X_{nj}}{\sum_{j=1}^k \exp \beta' X_{nj}} \quad (1)$$

Per la stima dei modelli *logit* si è ipotizzata una funzione di utilità indiretta  $V(\cdot)$  additiva nelle variabili e lineare nei parametri  $\beta$ :

$$\begin{aligned} V(A) &= \beta_1 * SIC + \beta_2 * ZPS + \beta_3 * DONAZIONE \\ V(B) &= \beta_1 * SIC + \beta_2 * ZPS + \beta_3 * DONAZIONE \\ V(status\ quo) &= \beta_0 + \beta_1 * SIC + \beta_2 * ZPS + \beta_3 * DONAZIONE \end{aligned} \quad (2)$$

La Tab. 9 riporta le stime dei modelli *logit*. In tutti i campioni esaminati i coefficienti inclusi nel modello sono significativi (1%) e con segno coerente alle aspettative.

La Tab. 10 riporta i risultati del *likelihood ratio test* (LRT) svolto per verificare se i diversi modelli *logit* sono statisticamente uguali o differenti:

$$D = 2 * [Lu(H_1) - Lr(H_0)] \approx \chi^2(g, \alpha) \quad (3)$$

dove  $Lu(H_1)$  rappresenta la massima verosimiglianza del modello basato sul campione dove sono inclusi anche gli individui con preferenze anomale, mentre  $Lr(H_0)$  rappresenta la massima verosimiglianza del modello basato sul campione

Tabella 9. Modelli *conditional logit*.

Variabile	Razionali (N = 312)	Razionali + ADE(N = 374)	Razionali + instabili (N = 367)	Razionali + irrazionali (N = 375)	Full sample (N = 480)
	Coefficiente (B/st.er.)	Coefficiente (B/st.er.)	Coefficiente (B/st.er.)	Coefficiente (B/st.er.)	Coefficiente (B/st.er.)
$\beta_1$	0,04773193 (12,176)	0,04390416 12,548	0,04660847 13,061	0,04301090 12,610	0, 4173858 (13,828)
$\beta_2$	0,01425140 (3,811)	0,01801312 5,278	0, 01617298 4,704	0,01779353 5,227	0,01923147 (6,387)
$\beta_3$	-0,00888564 (-6,488)	-0,00837973 (-6,693)	-0,00861498 (-6,850)	-0,00745118 (-6,050)	-0,00821201 (-7,520)
$\beta_0$	-1,56847079 (-8,377)	-1,61594372 (-9,311)	-1,49284108 (-8,713)	-1,49608307 (-8,762)	-1,60302161 (-10,591)

di osservazioni costituito soltanto dagli individui classificati come razionali<sup>23</sup>. I valori assunti dalla statistica test  $\chi^2$ , assumendo  $g$  gradi di libertà e  $\alpha = 0,05$ , indicano chiaramente che i modelli sono differenti.

La Tab. 11 riporta le stime della WTP totale per alternativa ottenute con la seguente espressione:

$$WTP = -\frac{1}{\beta_3}(V_{alternativa} - V_{status\ quo}) \quad (4)$$

dove  $V$  indica il valore dell'utilità nei diversi stati di natura, e  $\beta_3$  è il coefficiente della donazione monetaria. I valori stimati confermano quanto già evidenziato attraverso il LRT: la presenza nel campione di individui con preferenze anomale causa scarti statisticamente significativi sulla misura di variazione di benessere. In particolare, come mostra la successiva Tab. 12, la presenza di individui con preferenze asimmetricamente dominate produce una sovrastima della WTP che oscilla tra il 4% e il 12%, mentre la presenza nel campione di individui con preferenze instabili di altra natura produce una sottostima che oscilla tra il 6% e il 12% circa. Una distorsione estimativa ancora più marcata è prodotta dalla presenza nel campione di individui con preferenze irrazionali. In tal caso, si ha una sovrastima della WTP che oscilla tra il 16% e il 25% circa. Infine, l'effetto congiunto di tutte le anomalie determina una sottostima della WTP totale che varia dal 5% al 14% circa.

<sup>23</sup> Come è noto, nel LRT l'ipotesi nulla è l'uguaglianza statistica fra due diversi modelli, quello "ristretto" ( $Lr$ ) e quello "non ristretto" ( $Lu$ ). Nel caso specifico i modelli sottoposti a test differiscono non nel numero di parametri stimati, ma solo nel numero di osservazioni.

Tabella 10. *Likelihood ratio tests.*

Campione	lnL	n-k	Likelihood ratio test			
			D	g	$\chi^2$ (g, 0,05)	p-value
Razionali(N = 312)	-1203,19	1523				
Razionali + ADE(N = 374)	-1428,075	1813	449,674	290	330,7	0
Razionali + instabili(N = 367)	-1424,215	1792	442,05	269	308,3	0
Razionali + irrazionali(N = 375)	-1453,598	1827	500,816	304	345,7	0
Full sample(N = 480)	-1849,642	2336	1292,904	813	880,4	0

## 6. Conclusioni

Verificare se e in che misura le scelte compiute dagli individui che partecipano a un'applicazione del metodo *choice experiments* si distanzino dalle assunzioni di razionalità e siano resistenti alle variazioni nelle procedure di elicitazione è di fondamentale importanza per giudicare non solo il grado di validità delle stime monetarie ottenute ma anche la solidità descrittiva, previsiva e normativa del sottostante paradigma neoclassico dei processi decisionali.

In questo studio è stato proposto un test di validazione delle preferenze che può essere impiegato per cercare di differenziare nel campione di indagine gli individui razionali da quelli che invece mostrano preferenze anomale. Inoltre il test ha consentito di distinguere differenti tipologie di anomalie e di accertarne le possibili cause.

Il test è stato mutuato dalla letteratura dell'economia cognitiva e sperimentale sul cosiddetto effetto *decoy* che si verifica quando in un insieme di scelta formato da due o più alternative non reciprocamente dominanti si aggiunge un'alternativa asimmetricamente dominata.

In questa applicazione i risultati ottenuti mostrano che la presenza dell'alternativa *decoy* causa un'inversione di preferenza a favore dell'alternativa *target*. L'incidenza dell'ADE è stata tuttavia più contenuta rispetto a quella registrata in letteratura, indipendentemente dal tipo di beni (privati o pubblici) considerati (Heath e Chatterjee, 1995; Bateman *et al.* 2008). Ciò forse è attribuibile al fatto che la verifica sia stata effettuata sullo stesso individuo.

Il test ha inoltre evidenziato che la *decoy* produce altre forme di instabilità nelle preferenze individuali che si manifestano con una frequenza pressoché equivalente a quella imputabile all'ADE.

Il disegno statistico seguito per l'esecuzione del test ha consentito di accertare, inoltre, anche alcune delle ipotesi proposte in letteratura per spiegare le cause dell'ADE. L'instabilità è risultata verosimilmente influenzata da un *framing effect*, dal probabile ricorso da parte degli individui nel processo di scelta a euristiche basate su una parte soltanto dell'informazione disponibile, dalla complessità dello scenario di scelta, dal livello di attenzione dell'intervistato e dal momento in cui il

Tabella 11. WTP per alternativa.

SIC(ha)	ZPS(ha)	Razionali		Razionali + ADE		Razionali + instabili		Razionali + irrazionali		Full sample	
		media	deviazione standard	media	deviazione standard	media	deviazione standard	media	deviazione standard	media	deviazione standard
95.000	91.000	242,145	32,261	262,174	34,177	241,765	30,575	277,353	39,855	264,800	30,900
190.000	91.000	293,177	37,658	311,948	39,410	293,161	35,746	332,190	46,694	313,085	35,398
285.000	91.000	344,209	43,768	361,722	45,237	344,558	41,588	387,028	54,178	361,370	40,399
380.000	91.000	395,241	50,334	411,495	51,456	395,954	47,855	441,865	62,075	409,655	45,737
95.000	182.000	256,740	32,946	281,736	35,514	258,848	31,552	299,084	41,659	286,111	32,281
190.000	182.000	307,772	38,527	331,509	40,924	310,245	36,922	353,921	48,703	334,396	36,940
285.000	182.000	358,804	44,761	381,283	46,867	361,641	42,891	408,759	56,317	382,681	42,047
380.000	182.000	409,837	51,409	431,057	53,164	413,038	49,243	463,596	64,298	430,966	47,456
95.000	273.000	271,335	34,075	301,297	37,253	275,932	32,962	320,815	43,897	307,422	34,027
190.000	273.000	322,367	39,770	351,071	42,777	327,328	38,456	375,652	51,070	355,707	38,790
285.000	273.000	373,400	46,070	400,844	48,786	378,725	44,497	430,490	58,757	403,992	43,958
380.000	273.000	424,432	52,758	450,618	55,122	430,121	50,891	485,327	66,781	452,277	49,404
95.000	364.000	285,931	35,607	320,859	39,342	293,015	34,751	342,546	46,507	328,733	36,084
190.000	364.000	336,963	41,352	370,632	44,926	344,412	40,307	397,383	53,747	377,018	40,905
285.000	364.000	387,995	47,669	420,406	50,962	395,808	46,374	452,221	61,462	425,303	46,100
380.000	364.000	439,027	54,359	470,179	57,306	447,205	52,774	507,058	69,495	473,588	51,555

Tabella 12. Scarti assoluti e percentuali rispetto alla WTP ricavata dal modello "Razionali".

SIC (ha)	ZPS (ha)	ADE		Instabili per altre cause		Irrazionali		Full sample	
		€	%	€	%	€	%	€	%
95.000	91.000	20,030	8,27%	-20,410	-8,43%	35,589	14,70%	-12,553	-5,18%
190.000	91.000	18,771	6,40%	-18,787	-7,76%	39,029	16,12%	-19,105	-7,89%
285.000	91.000	17,512	5,09%	-17,164	-7,09%	42,470	17,54%	-25,658	-10,60%
380.000	91.000	16,254	4,11%	-15,541	-6,42%	45,911	18,96%	-32,210	-13,30%
95.000	182.000	24,996	9,74%	-22,888	-9,45%	40,236	16,62%	-12,973	-5,36%
190.000	182.000	23,737	7,71%	-21,265	-8,78%	43,677	18,04%	-19,525	-8,06%
285.000	182.000	22,479	6,26%	-19,642	-8,11%	47,118	19,46%	-26,078	-10,77%
380.000	182.000	21,220	5,18%	-18,019	-7,44%	50,558	20,88%	-32,630	-13,48%
95.000	273.000	29,962	11,04%	-25,366	-10,48%	44,883	18,54%	-13,393	-5,53%
190.000	273.000	28,703	8,90%	-23,743	-9,81%	48,324	19,96%	-19,945	-8,24%
285.000	273.000	27,445	7,35%	-22,120	-9,13%	51,765	21,38%	-26,497	-10,94%
380.000	273.000	26,186	6,17%	-20,497	-8,46%	55,206	22,80%	-33,050	-13,65%
95.000	364.000	34,928	12,22%	-27,844	-11,50%	49,531	20,46%	-13,812	-5,70%
190.000	364.000	33,670	9,99%	-26,221	-10,83%	52,972	21,88%	-20,365	-8,41%
285.000	364.000	32,411	8,35%	-24,598	-10,16%	56,412	23,30%	-26,917	-11,12%
380.000	364.000	31,152	7,10%	-22,975	-9,49%	59,853	24,72%	-33,470	-13,82%
	max	34,928	12,22%	-27,844	-11,50%	59,853	24,72%	-33,470	-13,82%
	min	16,254	4,11%	-15,541	-6,42%	39,029	16,12%	-12,553	-5,18%

test è stato effettuato (prima o dopo l'esecuzione del *choice experiments* standard).

Il test ha consentito infine di identificare gli individui con preferenze irrazionali e di individuare le cause di queste anomalie.

Nel complesso, l'analisi ha evidenziato che la mancata esclusione dal campione di individui con preferenze anomale produce effetti significativi sulla stima della disponibilità a pagare.

I risultati ottenuti riflettono ovviamente le specifiche condizioni dell'esperimento svolto e quindi necessitano di ulteriori verifiche. Tuttavia si ritiene che il test possa essere utilmente utilizzato nelle future applicazioni di *choice experiments* per accertare la razionalità e la stabilità delle preferenze espresse dai soggetti che vi partecipano.

## Bibliografia

- Ariely e Wallsten (1995). Seeking subjective Dominance in Multidimensional Space: An Explanation of the Asymmetric Dominance Effect. *Organizational Behavior and Human Decision Processes* 63 (3): 223-232.
- Bateman I.J., Munro A. e Poe J.L. (2004). *Asymmetric Dominance Effects in Choice Experiments and Contingent Valuation*, CSERGE Working Paper EDM 05-06.
- Colman A.M., Pulford B.D. e Bolger F. (2007). Asymmetric dominance and phantom decoy effects in games. *Organizational Behavior and Human Decision Processes* 104 (2): 193-206.
- Doyle J.R., O'Connor D.J., Reynolds G.M. e Bottomley P.A. (1999). The Robustness of the Asymmetrically Dominated Effect: Buying Frames, Phantom Alternatives, and In-Store Purchases. *Psychology e Marketing* 16 (3): 225-243.
- Heath T.B. e Chatterjee S. (1995): Asymmetric Decoy Effects on Lower-Quality Versus Higher-Quality Brands: Meta-Analytic and Experimental Evidence. *The Journal of Consumer Research* 22 (3): 268-284.
- Herne K. (1997). Decoy alternatives in policy choices: Asymmetric domination and compromise effects. *European Journal of Political Economy* 13: 575-589.
- Highhouse S. (1996). Context-dependent selection: the effects of decoy and phantom job candidates. *Organizational Behavior And Human Decision Processes* 65 (1): 68-76.
- Highhouse S. e Johnson M.A. (1996). Gain/loss asymmetry and riskless choice: loss aversion in choices among job finalists. *Organizational Behavior And Human Decision Processes* 68 (3): 225-233.
- Huber J., Payne J.W. e Puto C. (1982). Adding Asymmetrically Dominated Alternatives: Violations of Regularity and the Similarity Hypothesis. *Journal of Consumer Research* 9: 90-98.
- Huber J. e Puto C. (1983). Market boundaries and product choice: Illustrating attraction and substitution effects. *Journal of Consumer Research* 10: 31-44.
- Josiam B.M. e Hobson J.S.P. (1995). Consumer Choice in Context: The Decoy Effect in Travel and Tourism. *Journal of Travel Research* 34 (1): 45-50.
- King G. e Zeng L. (2001). Explaining rare events in International relations. *International Organization* 55 (3): 693-715.
- King G. e Zeng L. (1999a). *Logistic Regression in Rare Events Data*, Department of Government, Harvard University.
- King G. e Zeng L. (1999b). *Estimating Absolute, Relative, and Attributable Risks in Case-Control Studies*, Department of Government, Harvard University.
- Lehmann D.R. e Pan Y. (1994). Context Effects, New Brand Entry, and Consideration Sets. *Journal of Marketing Research* 31 (3): 364-374.
- Lichtenstein S. e Slovic, P. (1971). Reversal of Preference Between Bids and Choices in Gambling Decisions. *Journal of Experimental Psychology* 89: 46-55.

- Masatlioglu Y. e Uler N. (2006). *Status Quo or Decoy; An Experiment*. Mimeo October 11, 2006.
- McFadden D. (1999). Rationality for Economists?. *Journal of Risk and Uncertainty* 19 (1/3): 73-105.
- Motterlini M. (2006): *Economia Emotiva*, Milano, Rizzoli.
- Motterlini M. e Piattelli Palmarini M. (a cura di) (2004). *Critica della ragione economica. Tre saggi: Mc Fadden, Kahneman. Smith*, Milano, il Saggiatore.
- Payne J.W (1982). Contingent Decision Behavior. *Psychological Bulletin* 92: 382-402.
- Pettibone J.C. e Wedell J.H. (2000). Examining Models of Nondominated Decoy Effects across Judgment and Choice. *Organizational Behavior and Human Decision Processes* 81 (2): 300-328.
- Ratneshwar S., Shocker A.D. e Steward D.W. (1987). Toward Understanding the Attraction Effect: The Implications of Product Stimulus Meaningfulness and Familiarity. *The Journal of Consumer Research* 13 (4): 520-533.
- Rigby D. e Burton M. (2009). Complexity, Decoys and Design in Choice Experiments, EAERE annual meeting, Amsterdam, The Netherland.
- Russo J.E. e Doshier B.A. (1983). Strategies for Multiattribute Binary Choice. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition* 9 (4): 676-696.
- San Miguel F, Ryan M. e Amaya-Amaya M. (2005). Irrational stated preferences: a quantitative and qualitative investigation. *Health Economics* 14 (3): 307-322.
- Scarpa R., Campbell D. e Hutchinson W.G. (2007). Benefit estimates for landscape improvements: sequential Bayesian design and respondents' rationality in a choice experiment study. *Land Economics* 83 (4): 617-634.
- Simonson I. (1989). Choice based on Reasons: The case of Attraction and Compromise Effects. *Journal of Consumer Research* 16: 158-174.
- Simonson I. e Tversky A. (1992). Choice in context: Tradeoff contrast and extremeness aversion. *Journal of Marketing Research* 29: 281-295.
- Slaughter J.E. (2007). Effect of two selection batteries on decoy effects in job-finalist choice. *Journal of applied social psychology* 37 (1): 76-90.
- Slaughter J.E., Sinar E.F. e Highhouse S. (1999). Decoy effects and attribute-level Inferences. *Journal of applied psychology* 84 (5): 823-828.
- Tenbrunsel A.E. e Diekmann K.A. (2002). Job-Decision Inconsistencies Involving Social Comparison Information: The Role of Dominating Alternatives. *Journal of Applied Psychology* 87 (6): 1149-1158.
- Tomz M., King G. e Zeng L (1999). RELOGIT: Rare Events Logistic Regression, Version 1.1 Cambridge, MA, Harvard University.
- Tversky A. (1972a). Choice by elimination. *Journal of Mathematical Psychology* 9: 341-367.
- Tversky A. (1972b). Elimination by aspects: A theory of choice. *Psychological Review* 79: 281-299.
- Tversky A. e Kahneman D. (1986). Rational choice and the framing of decisions. *Journal of Business* 59 (2).
- Tversky A. e Russo J.E. (1969). Substitutability and similarity in binary choices. *Journal of Mathematical Psychology* 6: 1-12.
- Tversky A. e Simonson I. (1993). Context-Dependent Preferences. *Management Science* 39: 1179-1189.
- Tversky A. e Thaler R. (1990). Anomalies: Preference Reversals. *Journal of Economic Perspectives* 4 (2): 201-211.
- Wedell D.H. (1991). Distinguishing among models of contextually induced preference reversals. *Journal of Experimental Psychology Learning, Memory, and Cognition* 17: 767-778.
- Wedell D.H. e Pettibone J.C. (1996). Using Judgments to Understand Decoy Effects in Choice. *Organizational Behavior And Human Decision Processes* 67 (3): 326-344.