

ANCORA SULLA STRUTTURA DI PREFERENZE NELLE FONDAZIONI BANCARIE

SILVIA BACCI* - BRUNO CHIANDOTTO**

1. Premessa

In un nostro precedente lavoro (Bacci e Chiandotto, 2002) abbiamo cercato di fornire un contributo che potesse rivelarsi in qualche misura utile, sia a livello teorico che operativo, alle fondazioni bancarie. Dal punto di vista teorico, l'analisi svolta è consistita in una applicazione della teoria delle decisioni in un ambito ancora inesplorato, qual è quello del *non profit* e, più specificamente, delle fondazioni bancarie, ambito che si va ad aggiungere agli altri di applicazione più comune, quali quello assicurativo, finanziario, medico e quello relativo al comportamento del consumatore. Dal punto di vista pratico, un'analisi di tal genere dovrebbe risultare utile, soprattutto, alle stesse fondazioni, in quanto consente loro di acquisire maggiore consapevolezza intorno al modo di condurre il processo di selezione delle richieste di finanziamento: nota la propria funzione di utilità, la fondazione può procedere alla selezione dei progetti da sostenere in modo più consapevole.

La costruzione della funzione di utilità ha consentito, da una parte, di individuare l'atteggiamento verso il rischio che la fondazione esaminata «Ente Cassa di Risparmio di Firenze» dovrebbe tenere nella fase di valutazione e selezione dei progetti per essere coerente con la propria struttura di preferenze e, dall'altra, di esprimere un giudizio sulla razionalità del comportamento di scelta adottato. I risultati ottenuti si sono rivelati nel complesso soddisfacenti; infatti, l'analisi delle informazioni fornite in merito all'attività svolta e alle scelte effettuate evidenzia un quadro sostanzialmente coerente con quanto deducibile dalla funzione di utilità.

Inoltre, la conoscenza della funzione di utilità risulta utile non soltanto per le fondazioni bancarie, ma anche per coloro che si rivolgono alle stesse per ottenere finanziamenti a favore della propria attività e di propri specifici progetti. Ad una organizzazione interessata a progetti

* Dipartimento di Statistica «G. Parenti». Università degli Studi di Firenze. E-mail: s.bacci@ds.unifi.it.

** Ordinario di Statistica. Università degli Studi di Firenze. E-mail: chiandot@ds.unifi.it.

particolarmente rischiosi converrà rivolgersi a fondazioni che presentano una spiccata propensione al rischio; viceversa, per quelle interessate a progetti poco rischiosi sarà più conveniente rivolgersi a fondazioni che presentano funzioni di utilità concave.

Ovviamente, le finalità sopra richiamate possono essere utilmente perseguite se l'analisi è stata condotta in modo adeguato, adeguatezza che, per quanto concerne il nostro lavoro, è stata messa in dubbio da Alberto Niccoli nell'articolo pubblicato nel precedente numero di questa Rivista. Niccoli (2003), pur sottolineando la rilevanza, metodologica e di contenuto, del contributo da noi fornito, avanza rilievi critici ai quali riteniamo di dover fornire una risposta.

I rilievi mossi (Niccoli, 2003, pag. 9) riguardano in modo particolare:

- la scelta da noi operata in merito all'analisi dei risultati conseguiti attraverso l'applicazione delle due possibili procedure *outward* e *inward* previste nel metodo del *Trade Off* (TO) per l'elicitazione della funzione di utilità: abbiamo ritenuto più affidabili i risultati conseguiti applicando la procedura *outward*;
- la conclusione cui siamo pervenuti riguardo alla forma ad *S* della funzione di utilità, forma che implica un atteggiamento misto (propensione per progetti di piccole dimensioni e avversione per progetti di grandi dimensioni) nei confronti del rischio;

In merito al primo punto l'autore contesta la scelta operata facendo riferimento ad una «... francamente non chiara dimostrazione...». A questa conclusione perviene riprendendo una parte del nostro testo (Bacci e Chiandotto, 2002, pag. 44) che, per completezza e per facilitare la comprensione di quanto verrà successivamente illustrato, viene qui riproposto in forma più estesa: «Riassumendo quanto sopra richiamato, si può ragionevolmente presumere che il metodo del *Trade Off* può essere considerato il metodo di elicitazione migliore tra quelli finora sperimentati grazie, soprattutto, a due vantaggi principali. Innanzitutto, esso consente di eliminare l'effetto certezza, nonché tutte le distorsioni implicate da cattive interpretazioni dei livelli di probabilità, grazie all'impiego di problemi di scelta tra due lotterie, piuttosto che tra una lotteria ed un risultato certo. In secondo luogo, il fatto che esso non richieda necessariamente l'esplicitazione del livello della probabilità rende più realistico il contesto di scelta presentato al soggetto decisore e non richiede allo stesso nessun tipo di conoscenza in tema di probabilità.

Il metodo del *Trade Off* presenta, però, anche degli svantaggi. In primo luogo, esso risulta più laborioso degli altri metodi, poiché confronta due lotterie, anziché una lotteria e un risultato certo e questo si riflette, tra l'altro, in una maggiore difficoltà da parte degli intervistati a rispondere ai quesiti posti. La maggiore laboriosità si riscontra anche nel fatto che, per elicitarne n valori di utilità, è necessario effettuare $n+1$ confronti, al contrario dei metodi standard che, invece, richiedono un confronto in meno. Questo avviene in quanto tali metodi utilizzano un

parametro aggiuntivo: la probabilità, appunto. Un ulteriore aspetto negativo è dovuto al fatto che si tratta di un metodo “concatenato”¹ e questo può portare alla propagazione di eventuali errori di risposta iniziali. Infine, si è rilevata una certa tendenza da parte dei soggetti intervistati a mantenere costanti le differenze tra valori elicitati consecutivamente.

Il metodo del *Trade Off* può essere applicato in due varianti: la variante outward TO (OTO) e la variante inward TO (ITO). Nella variante OTO il soggetto decisore è chiamato a determinare una serie di valori di indifferenza concatenati che diventano via via più grandi in valore assoluto: in altri termini, il confronto tra lotterie è posto in modo che si generino intervalli tra i risultati, di volta in volta elicitati, sempre più lontani dal punto di riferimento (si parla, in tal caso, di vincolo di monotonia crescente). Viceversa, nella variante ITO il problema di scelta viene presentato in modo che, affinché sussista la relazione di indifferenza tra lotterie, il soggetto decisore sia portato a determinare risultati che si avvicinano sempre più al punto di riferimento 0 (vincolo di monotonia decrescente).

È evidente che il decisore è posto sempre davanti allo stesso problema di scelta, benché presentato in due modi diversi: è logico, quindi, attendersi gli stessi valori elicitati sia per la procedura outward che per la inward. In realtà, spesso, i risultati sperimentali contraddicono tale affermazione (Fennema e Van Assen, 1999).

Nell’analisi condotta sono state applicate entrambe le procedure e sono state altresì impiegate procedure d’inferenza statistica per verificare l’eventuale “significatività” delle differenze empiricamente rilevate. I test svolti hanno evidenziato che i due metodi presentano, effettivamente, differenze statisticamente significative ($\alpha = 5$ per cento): in particolare, il metodo ITO determina una maggiore avversione al rischio rispetto al metodo OTO, evidenziando così di meno l’assenza dell’effetto certezza. Questa considerazione, unita alla constatazione delle maggiori difficoltà di risposta incontrate dai soggetti intervistati per il quesito relativo all’applicazione del metodo ITO, ha indotto a ritenere più affidabile il metodo OTO. Quindi, la costruzione e analisi della funzione di utilità della fondazione è avvenuta sulla base dei dati raccolti tramite il metodo OTO».

Relativamente al secondo punto, Niccoli (2003, pag. 9) ritiene staticamente indimostrabile l’affermazione di una forma ad *S* per la funzione di utilità se si utilizzano i soli dati da noi considerati rilevanti.

Nei due paragrafi successivi si cercherà di chiarire le ragioni delle scelte operate e di giustificare le conclusioni cui siamo pervenuti senza la pretesa di voler dimostrare qualcosa che per sua natura risulta indi-

¹ Un metodo si dice concatenato quando per determinare x_i è necessario aver prima determinato x_{i-1} .

mostrabile; infatti, i metodi e modelli statistici applicati a dati di osservazione possono soltanto confortare sulla ragionevolezza di certe affermazioni o «credenze» ma non consentono di dimostrare alcunché.

2. Scelta del metodo di elicitazione e risultati conseguiti attraverso l'applicazione della procedura Outward Trade Off (OTO)

L'approccio da cui si è partiti per individuare un buon metodo di elicitazione tra i numerosi sviluppati in letteratura si è basato sull'analisi degli effetti distorsivi che spesso si manifestano in esperimenti empirici, comportando una violazione degli assiomi di razionalità su cui si fonda la Teoria dell'Utilità Attesa sviluppata da Von Neumann e Morgenstern (1953). Tali violazioni empiriche mostrano come la base assiomatica della Teoria dell'Utilità definisca un comportamento razionale non sempre coerente con il comportamento effettivo dei soggetti. Per ovviare a tale problema possono essere proposte due soluzioni alternative.

La prima soluzione prevede un parziale abbandono della Teoria dell'Utilità Attesa in favore delle cosiddette Teorie Generalizzate dell'Utilità (Kahneman e Tversky, 1979; Luce e Fishburn, 1991; Quiggin, 1993). Tali teorie cercano di raggiungere una migliore capacità descrittiva rispetto alla teoria classica, adottando una base assiomatica meno rigorosa che prevede l'impiego di forme deboli degli assiomi più frequentemente violati oppure, in certi casi, la loro abolizione. Benché il contributo apportato dalle teorie generalizzate alla soluzione delle violazioni empiriche della teoria di Von Neumann e Morgenstern sia considerevole, neanche esse sono sempre in grado di spiegare adeguatamente i comportamenti effettivi degli individui (Camerer, 1989).

La seconda soluzione, invece, mantiene le ipotesi di razionalità della teoria classica dell'utilità e procede piuttosto all'adozione di metodi di elicitazione che risentano il meno possibile degli effetti distorsivi. Preferendo non abbandonare la teoria classica in virtù del suo impianto assiomatico più rigoroso, nell'indagine svolta è stata adottata proprio quest'ultima soluzione.

Come già affermato nel precedente articolo (Bacci e Chiandotto, 2002, pagg. 42 e 43), i metodi di elicitazione possono essere distinti in due tipologie principali: metodi basati sul confronto tra una lotteria non degenera e un risultato certo (*standard gamble*) e metodi basati sul confronto tra coppie di lotterie non degeneri (*paired gamble*). Ciò che li contraddistingue è il fatto che i metodi del tipo *standard* risentono, per il modo stesso in cui sono definiti, di uno dei più comuni effetti distorsivi riscontrabili in pratica, l'effetto certezza, effetto questo che nei metodi *paired gamble* (di cui le due varianti *Outward* e *Inward Trade Off* fanno parte) non dovrebbe essere rilevato.

Si parla di effetto certezza ogni volta che un individuo effettua una scelta tra azioni alternative dando maggior peso ai risultati certi (cioè con probabilità pari ad uno) rispetto ai risultati incerti (cioè con proba-

bilità inferiore ad uno), violando così uno degli assiomi base della Teoria dell'Utilità Attesa che prevede il rispetto del principio di linearità delle probabilità: cioè a tutte le probabilità il soggetto dovrebbe dare sempre la stessa importanza. A questo proposito è utile riportare uno dei più tipici esempi di effetto certezza, il cosiddetto paradosso di Allais (Allais, 1953). Consideriamo le due seguenti ipotetiche situazioni di scelta:

Scelta tra la situazione A e la situazione B

Situazione A: certezza di ricevere 100 milioni.

Situazione B: 500 milioni con probabilità del 10 per cento; 100 milioni con probabilità del 89 per cento e niente con probabilità 1 per cento.

Scelta tra la situazione C e la situazione D

Situazione C: 100 milioni con probabilità del 11 per cento, niente altrimenti ($p=89$ per cento).

Situazione D: 500 milioni con probabilità del 10 per cento, niente altrimenti ($p=90$ per cento).

Spesso la maggior parte degli intervistati ha mostrato di preferire A a B e D a C. Queste due scelte considerate singolarmente sono pienamente razionali, ma considerate insieme violano la teoria dell'utilità attesa. Infatti, dalla prima preferenza si ottiene:

$$u(100) > 0,10 \cdot u(500) + 0,89 \cdot u(100) + 0,01 \cdot u(0)$$

$$\rightarrow 0,11 \cdot u(100) > 0,10 \cdot u(500)$$

Dalla seconda preferenza risulta, invece:

$$0,11 \cdot u(100) < 0,10 \cdot u(500)$$

È evidente che le due preferenze non possono coesistere contemporaneamente, almeno in base alla teoria dell'utilità attesa. Questo fenomeno viene spiegato (Kahneman e Tversky, 1979) proprio tramite il fatto che gli individui non danno lo stesso peso alle probabilità, ma le pesano in maniera differente sovrastimando gli eventi certi, elemento questo che spinge verso un atteggiamento di avversione al rischio per lotterie con domini positivi (e di propensione al rischio per lotterie con domini negativi).

Sulla base di queste considerazioni si è deciso di non impiegare metodi *standard gamble* (benché di più facile comprensione da parte di soggetti intervistati che non hanno familiarità con la teoria dell'utilità) in favore del metodo del *Trade Off* che, essendo basato su confronti tra coppie di lotterie non degeneri, non dovrebbe risentire dell'effetto certezza, in nessuna delle sue due varianti. A questo proposito

Tabella 1 – Dati medi normalizzati – Wakker e Deneffe

	TO ₁	TO ₂	TO ₃	CE ₁	CE ₂	CE ₃	PE ₁	PE ₂	PE ₃
1° esperimento (#)	0,227	0,458	0,695	0,177	0,392	0,630	0,535	0,698	0,875
2° esperimento (\$)	0,238	0,475	0,730	0,216	0,462	0,679	0,358	0,562	0,793

alcuni esperimenti sembrano confermare la solidità del metodo OTO, ma non sembrano fare altrettanto per il metodo ITO. Merita, comunque, puntualizzare che per quanto ci risulta il metodo ITO è stato impiegato una sola volta (Fennema e Van Assen, 1999).

Gli esperimenti che ci sono parsi più significativi sono quelli condotti da Wakker e Deneffe (1996) e da Fennema e Van Assen (1999) dei quali si riassumono di seguito gli aspetti che più interessano ai nostri fini.

Wakker e Deneffe (1996) hanno applicato due metodi del tipo *standard gamble*, il metodo degli Equivalenti Certi (CE) e il metodo delle Probabilità Equivalenti (PE)², e il metodo OTO a due differenti situazioni sperimentali. La Tabella 1 riporta i dati medi normalizzati ottenuti dai due autori, mentre le Figure 1 e 2 mostrano le relative funzioni di utilità.

Secondo la teoria dell'utilità, per un soggetto coerente con le proprie preferenze, data l'utilità pari a $j/4$, dovrebbero sempre essere rispettate le uguaglianze $TO_j = CE_j$, per tutti gli i e j (in tal caso j assume i valori 1, 2, 3). Test t d'ipotesi condotti sui risultati del primo esperimento ponendo tali uguaglianze come ipotesi nulle hanno portato al rifiuto ($p < 0.05$ oppure $p < 0.01$) delle stesse e all'accettazione delle seguenti ipotesi alternative: $TO_1 > CE_1$; $TO_2 > CE_2$; $TO_3 > CE_3$. Un risultato analogo è stato osservato anche dal confronto tra il metodo TO e il metodo PE: se una persona soddisfa a pieno la teoria dell'utilità attesa, allora le uguaglianze $u(TO_j) = j/4$ implicano che $PE_j = j/4$ ³. Invece, i test d'ipotesi svolti hanno portato al rifiuto di questa ipotesi, evidenziando valori di PE_j sistematicamente maggiori di $j/4$. In altri termini, le analisi condotte sul primo esperimento sembrano confermare la distorsione dovuta all'effetto certezza che, infatti, determina un atteggiamento di maggior avversione al rischio per i metodi del tipo *standard gamble* rispetto al metodo OTO: tutto ciò si risolve in funzioni di utilità che nel primo caso si allontanano maggiormente dall'ipotesi di linearità rispetto al secondo. Relativamente al secondo esperimento sono stati condotti test d'ipotesi analoghi, che, benché non consentano di

² I due metodi sono stati descritti nei loro tratti essenziali in Bacci e Chiandotto (2002), pagg. 41-42.

³ Si ricorda che nel metodo delle Probabilità Equivalenti il decisore è chiamato a determinare la probabilità che lo rende indifferente tra un risultato certo e una lotteria, mentre nel metodo degli Equivalenti Certi la probabilità è fissata e deve essere determinato il risultato certo che determina una situazione di indifferenza.

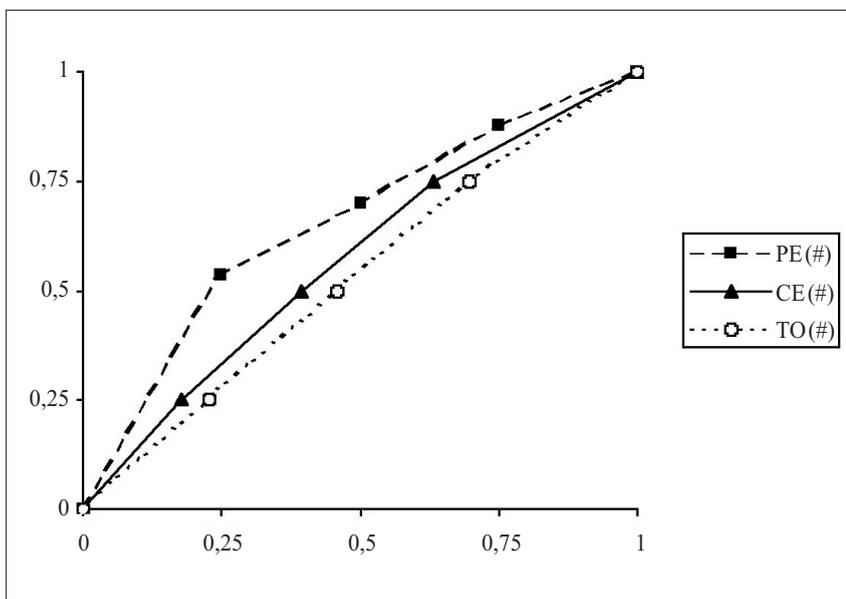


Fig. 1 – Funzioni di utilità relative al primo esperimento – Wakker e Deneffe

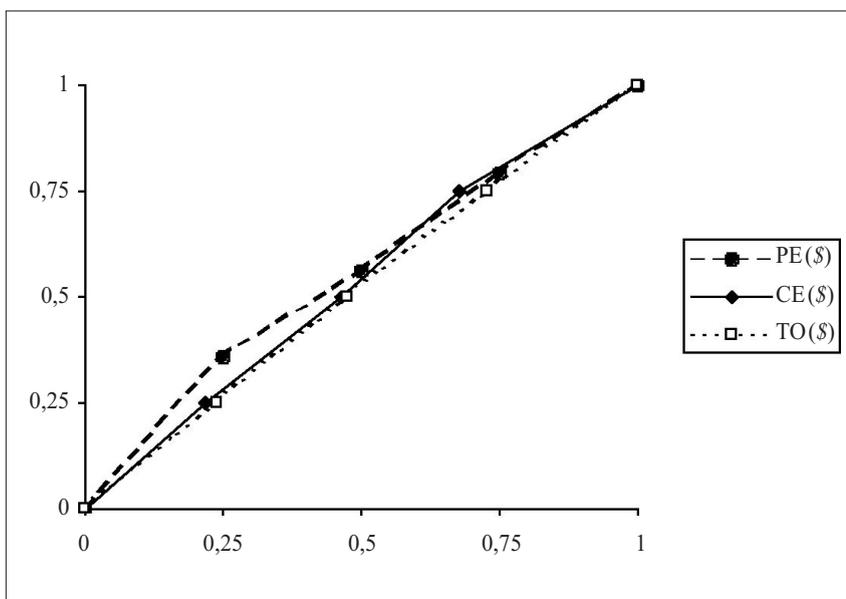


Fig. 2 – Funzioni di utilità relative al secondo esperimento – Wakker e Deneffe

concludere per una differenza statisticamente significativa tra il metodo CE e il metodo OTO, evidenziano di nuovo una differenza significativa tra i metodi OTO e PE.

In un lavoro più recente, a cui si rimanda per maggiori dettagli, Bleichrodt, Pinto e Wakker (2001) hanno applicato nuovamente i tre metodi PE, CE, OTO, giungendo a conclusioni sostanzialmente analoghe a quelle di Wakker e Deneffe (1996).

Fennema e Van Assen (1999), nell'esperimento condotto hanno proceduto alla elicitazione delle funzioni di utilità di 64 soggetti intervistati tramite l'applicazione del metodo degli Equivalenti Certi (CE) e delle due varianti, *Inward* e *Outward*, del metodo del *Trade Off*. È questo il primo (e forse unico) esempio di utilizzo del metodo ITO. Ai soggetti decisori vengono proposte una serie di scelte tra lotterie tali da coinvolgere sia risultati (monetari) con domini negativi (perdite) che risultati (monetari) con domini positivi (vincite): in tal modo, per ogni soggetto e per ogni metodo di elicitazione applicato si ottengono due funzioni di utilità (una per ciascun contesto di scelta). Dopo aver verificato statisticamente la significatività dei risultati raccolti, le 64 funzioni ottenute per il dominio negativo e le 64 funzioni ottenute per il dominio positivo sono state sintetizzate ricorrendo all'impiego dei valori mediani (piuttosto che delle medie aritmetiche). Le Figure 3 e 4 mostrano le 6 funzioni di utilità così ottenute.

Per poter esprimere un giudizio sui metodi di elicitazione impiegati, i due autori hanno analizzato i risultati ottenuti avvalendosi del supporto di test d'ipotesi. In primo luogo, è stato effettuato un confronto diretto tra le due varianti del *Trade Off*: l'esperimento ha mostrato come la procedura ITO produca sistematicamente funzioni di utilità «più curve» rispetto a quanto non accada con la procedura OTO⁴. Ciò implica che, per problemi di scelta con domini negativi, il metodo ITO induce atteggiamenti di maggiore propensione al rischio, là dove, per problemi di scelta con domini positivi (ed è questo l'ambito d'interesse delle fondazioni bancarie), lo stesso metodo comporta una più forte tendenza verso atteggiamenti di avversione al rischio.

A questo punto, usando come elemento di partenza il fatto che il metodo CE presenta distorsioni sistematiche dovute all'effetto certezza, Fennema e Van Assen hanno confrontato sia il metodo OTO che il metodo ITO con lo stesso metodo CE: l'idea conduttrice dell'analisi è che, dal momento che nessuna delle due varianti del *Trade Off* risente dell'effetto certezza, in entrambi i casi si dovrebbe registrare un allontanamento dalla linearità inferiore che non nel caso del metodo CE. Ebbene, tale affermazione risulta confermata per la variante OTO ma non per la variante ITO. Coerentemente a quanto rilevato da Wakker e

⁴ I test d'ipotesi impiegati sono test binomiali a «due code» che confrontano l'ampiezza degli intervalli dei risultati elicitati con le due procedure.

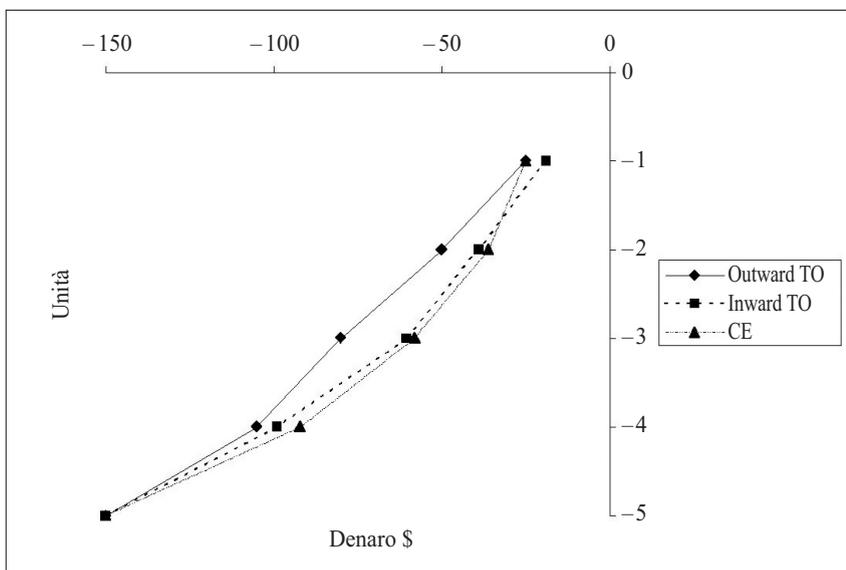


Fig. 3 – Dominio negativo: funzioni di utilità risultanti dall'applicazione dei metodi OTO, ITO e CE – Fennema e Van Assen

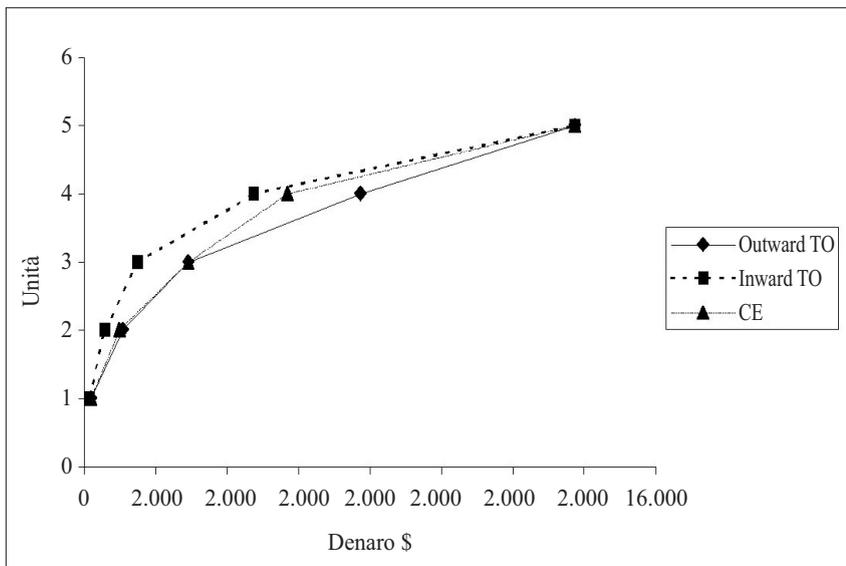


Fig. 4 – Dominio positivo: funzioni di utilità risultanti dall'applicazione dei metodi OTO, ITO e CE – Fennema e Van Assen

Deneffe (si veda esperimento precedente), le utilità elicitate con la procedura OTO non risentono dell'effetto certezza (i test d'ipotesi per il dominio negativo risultano significativi); relativamente alla procedura ITO, invece, per il dominio positivo risultano utilità che deviano significativamente dalla linearità più di quanto non succeda per il metodo CE.

Quindi, «the comparison between the inward and outward procedure do suggest that the utilities of the inward procedure are biased from linearity» (Fennema e Van Assen, 1999, pag. 291).

Naturalmente, le considerazioni fin qui riportate non forniscono alcuna «dimostrazione» della superiorità del metodo OTO rispetto al metodo ITO: evidenziano, però, come la variante Outward sia più robusta nei confronti di uno dei principali fenomeni di violazione dell'utilità attesa (l'effetto certezza).

Un ulteriore elemento preso in considerazione nella scelta tra i due metodi è relativo al fatto che il metodo ITO comporta un vincolo di risposta (aggiuntivo rispetto al vincolo di monotonia, caratterizzante entrambe le versioni del *Trade Off*) nell'elicitazione dei risultati: i valori determinati dagli intervistati non possono essere inferiori a zero. Questo ovvio elemento fa sì che il decisore possa essere obbligato a rivedere la propria strategia di decisione nel momento in cui arriva ad elicitare valori molto vicini a zero. In altri termini, il metodo ITO obbliga il decisore a mantenersi entro un intervallo di variabilità prefissato, la cui ampiezza è fortemente influenzata dal valore del limite superiore (x_n) determinato in maniera fondamentalmente arbitraria dall'intervistatore. La variante OTO, invece, non presenta un vincolo di tal genere. Dal punto di vista teorico, l'intervistato può elicitare valori infinitamente grandi; naturalmente, dal punto di vista pratico, anche in questo caso esisterà un limite (superiore) fisiologico insito nella natura stessa del problema decisionale, ma stavolta è il decisore stesso a fissare, in modo più o meno inconsapevole, tale limite sulla base della propria esperienza e conoscenza del problema e sulla base del proprio atteggiamento verso il rischio.

3. Forma della funzione di utilità

Per quanto sopra richiamato, risulta del tutto evidente che la scelta da noi operata nei confronti dei risultati conseguiti attraverso l'applicazione della procedura di elicitazione OTO, piuttosto che della procedura ITO, è il frutto di «ragionevoli» considerazioni di carattere sostanzialmente soggettivo, basate in gran parte sui risultati di precedenti esperimenti e non di una «dimostrazione».

Sempre sulla base di considerazioni di ordine soggettivo siamo giunti alla conclusione che la possibile elevata presenza di effetti distortivi nei dati che derivano dall'applicazione della procedura ITO sconsiglia l'utilizzo di tali dati. Ovviamente, trattandosi di ragionevoli, almeno a nostro parere, conclusioni, altrettanto ragionevoli possono

Tabella 2 – Valori medi di x , corrispondenti valori di α e di $(1 - \alpha)$, scarti quadratici medi e somma dei quadrati degli scarti, stimati in corrispondenza a $U(x) = 0,25; 0,5; 0,75$, per gli otto componenti del CdA dell'Ente CRF

Utilità	Metodo Outward			Metodo Inward		
	0,25	0,5	0,75	0,25	0,5	0,75
x medio	0,25875	0,5095	0,74425	0,144875	0,3565	0,63875
α	1,025	1,028	0,974	0,718	0,672	0,642
$(1 - \alpha)$	-0,025	-0,028	0,026	0,282	0,328	0,358
Scarto quadratico medio di x	0,09177	0,12319	0,09735	0,08237	0,13660	0,14884
Somma dei quadrati degli scarti	0,26462			0,38081		

apparire le conclusioni cui perviene Niccoli⁵ il quale, oltre a sostenere la maggiore «affidabilità» dei risultati che si conseguono attraverso l'applicazione della procedura ITO, nello specifico caso da noi trattato, propone un uso congiunto dei risultati procedendo al calcolo della media aritmetica semplice tra i valori ottenuti attraverso l'applicazione di entrambe le procedure di elicitazione. Stante l'inaffidabilità, per quanto sopra sottolineato, dei dati che derivano dall'applicazione della procedura ITO, riteniamo tale proposta non accettabile.

Entrando nel merito della forma della funzione di utilità, Niccoli (2003, pag. 12) ipotizzando una forma analitica del tipo:

$$U(x) = x^\alpha$$

procede alla predisposizione della Tabella 2 (Niccoli, 2003, pag. 12), dove $(1 - \alpha)$ rappresenta l'indice di Arrow-Pratt per la misura puntuale di avversione al rischio: valori negativi evidenziano propensione al rischio, valori positivi avversione mentre lo zero indica neutralità nei confronti del rischio.

Osservando quanto riportato nella Tabella, per i dati che derivano dall'applicazione della procedura OTO, si rileva *propensione media al rischio* in corrispondenza di una utilità pari a 0,25 e 0,50, *avversione al rischio* in corrispondenza di un'utilità pari a 0,75, mentre risulta una avversione media al rischio abbastanza pronunciata in tutte e tre i punti (0,25, 0,50 e 0,75) per i dati che derivano dall'applicazione della procedura ITO.

⁵ Anche in questo caso riteniamo si tratti di conclusioni ragionevoli; infatti alcune considerazioni, quali ad esempio quelle relative all'impiego della distribuzione t di Student (Niccoli, 2003, pagg. 13 e 14) sono del tutto opinabili essendo basate su assunzioni, come lo stesso autore sottolinea, molto forti: la normalità del modello probabilistico generatore dei dati che andrebbe, quantomeno, verificata.

Avendo deciso, nel nostro precedente lavoro, di prendere in considerazione i soli dati OTO e volendo procedere alla scelta di una possibile forma della funzione di utilità, tra le due possibilità suggerite dai dati – linearità (neutralità nei confronti del rischio) o tipo misto (forma ad S) – si è optato per una forma di tipo misto considerando sufficienti le pur deboli informazioni desumibili dai dati a disposizione; le misure di propensione al rischio cui perviene Niccoli confortano, anche se in modo altrettanto debole, la scelta da noi operata.

Alla luce di questo ulteriore riscontro si è proceduto alla stima di una funzione di utilità (*Inverse Power Trasformation function – IPT function*) proposta ed applicata con successo in passato (Smidts, 1997; Pennings e Smidts, 2003):

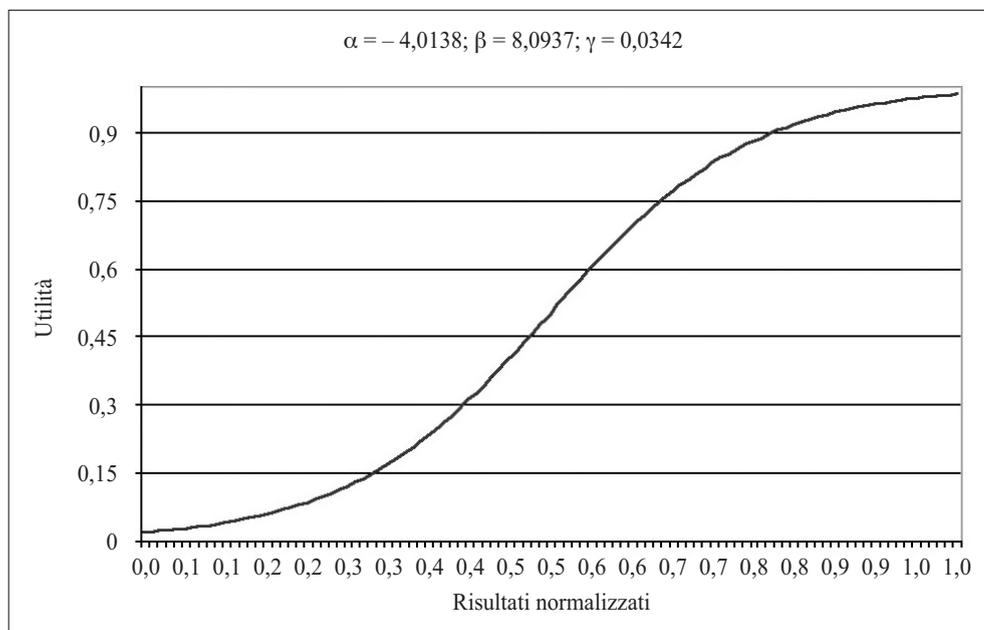
$$U(x) = \left\{ 1 + \exp \left[-\alpha - \frac{\beta}{\gamma} * \log(1 + \gamma * x) \right] \right\}$$

Questa funzione mostra caratteristiche molto interessanti; infatti si presenta estremamente flessibile sia per quanto concerne il grado di simmetria rispetto ad ogni punto di flesso sia nei riguardi della collocazione dello stesso punto rispetto ai limiti inferiore e superiore.

Per derivare la stima della funzione, la cui rappresentazione grafica è riportata nella Figura 5, si è fatto ricorso alla procedura NLIN prevista nel pacchetto statistico SAS dopo aver operato una preliminare ponderazione dei dati nei punti estremi dell'intervallo di osservazione⁶.

Il buon adattamento del modello ($R^2 = 0,897$) è indice di una sostanziale omogeneità di atteggiamento nei confronti del rischio da parte degli otto membri del Consiglio di Amministrazione, omogeneità che ovviamente può risultare di difficile riscontro al livello individuale ma che deve emergere al livello collegiale al momento della decisione. In altri termini, un buon adattamento del modello può essere ragionevolmente interpretato come indicatore di una convergenza degli atteggiamenti individuali verso un atteggiamento collegiale, e quindi unico, nei confronti del rischio.

⁶ L'applicazione della procedura di stima non lineare prevista nel SAS sui dati osservati, pur fornendo risultati complessivamente soddisfacenti sia in termini di adattamento che di distanza del modello dai punti (0,0) e (1,1) (punti attraverso i quali la funzione di utilità è vincolata a passare per il modo stesso in cui viene definita) è stata modificata in modo da far sì che i valori previsti dal modello nei punti estremi fossero il più possibile vicini ai valori osservati (0,0) e (1,1). La procedura, molto empirica, cui s'è fatto ricorso è consistita in una ponderazione delle osservazioni estreme attribuendo a ciascun punto un peso pari a 200 rispetto al peso naturale 8 (numero dei membri del Consiglio di Amministrazione dell'Ente Cassa di Risparmio di Firenze che hanno partecipato all'indagine). Il notevole avvicinamento ottenuto, nei punti estremi, dei dati previsti dal modello rispetto a quelli osservati ha comportato una perdita in termini di adattamento molto contenuta; infatti, il valore dell'indice R^2 (quadrato dell'indice di correlazione di Bravais-Pearson tra valori osservati e valori previsti) è passato da 0,928 a 0,897.

Fig. 5 – Funzione di utilità stimata ($R^2 = 0,897$)

4. Conclusioni

Nel nostro precedente lavoro abbiamo avanzato l'auspicio per studi rivolti all'approfondimento dell'analisi di singole fondazioni procedendo alla elicitazione, per una stessa fondazione, delle funzioni di utilità corrispondenti ai diversi consigli di amministrazione succedutisi nel corso degli anni. I risultati conseguiti consentirebbero l'analisi dell'evoluzione temporale delle preferenze della fondazione e consentirebbero di svolgere via via un confronto con il comportamento decisionale effettivo, così da rilevare una eventuale tendenza verso una maggiore (o minore) razionalità e coerenza tra struttura di preferenze e comportamenti effettivi.

Un ulteriore auspicabile sviluppo della ricerca, che sembra ampiamente condiviso da Alberto Niccoli, è quello di procedere alla elicitazione delle funzioni di utilità di altre fondazioni bancarie tra quelle che operano in Italia⁷. Un'analisi di questo tipo consentirebbe sia di inda-

⁷ Un'iniziativa in tale direzione potrebbe essere presa dall'Associazione fra le Casse di Risparmio Italiane (ACRI), certamente interessata all'attività svolta dalle fondazioni bancarie visto che ogni anno, a partire dal 1996, pubblica un rapporto annuale sull'attività da loro svolta.

gare sui comportamenti tipici di ciascuna fondazione bancaria sia di esprimere, eventualmente, un giudizio sulla coerenza e razionalità del comportamento effettivo. Sarebbe, inoltre, possibile procedere ad una classificazione delle fondazioni stesse basandosi sia sulle diverse tipologie delle funzioni di utilità elicitate sia sul diverso grado di coerenza tra i comportamenti razionali che le funzioni stesse implicano ed i comportamenti di scelta effettivi.

Un'analisi estesa a più fondazioni bancarie potrebbe, infine, consentire approfondimenti metodologici di rilevanza certamente non marginale su aspetti fondamentali della teoria delle decisioni qual è, ad esempio, quello connesso alla scelta della migliore procedura di elicitazione della funzione di utilità. Si tratta di un problema questo che non ha ancora trovato una soluzione soddisfacente come testimoniano i numerosissimi contributi che ogni anno vengono forniti sul tema, tra cui si colloca anche l'interessante proposta metodologica di Niccoli (2003, pagg. 17-22), volta a ricondurre a coerenza le stime dell'utilità ottenute con le due procedure *Inward* e *Outward* previste dal metodo del *Trade Off*.

BIBLIOGRAFIA

- Allais M. (1953), *Le comportement de l'homme rationel devant le risque: critique des axiomes et postulats de l'école américaine* in *Econometrica*, vol. 21.
- Bacci S. - Chiandotto B. (2002), *Struttura di preferenze e decisioni razionali nelle fondazioni bancarie* in *Studi e Note di Economia*, n. 2.
- Bleichrodt H. - Pinto J.L. - Wakker P. (2001), *Making descriptive use of prospect theory to improve the prescriptive use of expected utility* in www.fee.uva.nl/creed/wakker/pcf/corrsg.pdf.
- Camerer C.F. (1989), *An experimental test of several generalized utility theories* in *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 2.
- Fennema H. - Van Assen M. (1999), *Measuring the utility of losses by means of the tradeoff method* in *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 17.
- Kahneman D. - Tversky A. (1979), *Prospect theory: an analysis of decision under risk* in *Econometrica*, vol. 47.
- Luce R.D. - Fishburn P.C. (1991), *Rank and sign dependent linear utility models for finite first order gambles* in *Journal of Risk and Uncertainty*, n. 4.
- Niccoli A. (2003), *Avversi, neutrali, o propensi al rischio? La funzione di utilità in una fondazione bancaria* in *Studi e Note di Economia*, n. 2.
- Pennings J.M.E. - Smidts A. (2003), *The shape of utility functions and organizational behavior* in *Management Science*, vol. 49.
- Quiggin J. (1993), *Generalized expected utility (the rank-dependent model)*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Resnik (1990), *Scelte. Introduzione alla teoria delle decisioni*, Padova, Muzzio.
- Smidts A. (1997), *The relationship between risk attitude and strength of preference: A test of intrinsic risk attitude* in *Management Science*, vol. 43.
- Von Neumann J. - Morgenstern O. (1953), *Theory of games and economic behavior*, Princeton, Princeton University Press.
- Wakker P. - Deneffe D. (1996), *Eliciting Von Neumann-Morgenstern utilities when probabilities are distorted or unknown* in *Management Science*, vol. 42.

