

LAURA MACCHI

Il ragionamento probabilistico. Ruolo delle euristiche e della pragmatica

Firenze, La Nuova Italia, 1994

(Pubblicazioni della Facoltà di Lettere e Filosofia dell'Università degli Studi di Milano, 156)

*Quest'opera è soggetta alla licenza **Creative Commons Attribuzione - Non commerciale - Non opere derivate 2.5 Italia (CC BY-NC-ND 2.5)**. Questo significa che è possibile riprodurla o distribuirla a condizione che*

- *la paternità dell'opera sia attribuita nei modi indicati dall'autore o da chi ha dato l'opera in licenza e in modo tale da non suggerire che essi avallino chi la distribuisce o la usa;*
- *l'opera non sia usata per fini commerciali;*
- *l'opera non sia alterata o trasformata, né usata per crearne un'altra.*

*Per maggiori informazioni è possibile consultare il testo completo della licenza **Creative Commons Italia (CC BY-NC-ND 2.5)** all'indirizzo <http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/2.5/it/legalcode>.*

Nota. Ogni volta che quest'opera è usata o distribuita, ciò deve essere fatto secondo i termini di questa licenza, che deve essere indicata esplicitamente.



PUBBLICAZIONI
DELLA FACOLTÀ DI LETTERE E FILOSOFIA
DELL'UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI MILANO

CLVI

SEZIONE DI PSICOLOGIA

1

LAURA MACCHI

IL RAGIONAMENTO PROBABILISTICO:
RUOLO DELLE EURISTICHE
E DELLA PRAGMATICA



LA NUOVA ITALIA EDITRICE
FIRENZE

Macchi, Laura

Il ragionamento probabilistico : ruolo
delle euristiche e della pragmatica. –
(Pubblicazioni della Facoltà di Lettere
e Filosofia dell'Università degli Studi di Milano ; 156.
Sezione a cura dell'Istituto
di Psicologia ; 1). –
ISBN 88-221-1457-4
1. Linguaggio - Pragmatica
I. Tit.
401.41

Proprietà letteraria riservata

Printed in Italy

© Copyright 1993 by « La Nuova Italia » Editrice, Firenze

1ª edizione: giugno 1994

INDICE

INTRODUZIONE	1
I. LA <i>BASE RATE FALLACY</i> (O FALLACIA DELLA PROBABILITÀ PRIMARIA)	12
IL PROGRAMMA DI RICERCHE « EURISTICHE E BIASES »	12
1.1. Una breve premessa: il conservatorismo	14
1.2. Il paradigma del « giudizio sociale » (<i>social judgment paradigm</i>)	15
1.3. Considerazioni sul significato effettivo della richiesta	19
1.4. La stereotipicità	23
1.5. La rappresentatività	25
1.6. La familiarità	28
1.7. Il paradigma dei « problemi scolastici » (<i>textbook problem paradigm</i>)	29
1.8. La vividezza	32
1.9. La causalità	33
1.10. La specificità	37
ALCUNE CONDIZIONI D'USO DELLA <i>BASE RATE</i> : GLI EFFETTI DELLE VARIABILI PROCEDURALI	40
1.11. La trasmissione delle relazioni aleatorie fra le informazioni	41
1.12. La comunicazione effettiva del campionamento casuale	43
1.13. L'intenzione dello sperimentatore	44
IL MODELLO FREQUENTISTICO	46
1.14. Effetti della ripetizione e della casualità dell'estrazione	47
II. LA <i>CONJUNCTION FALLACY</i> (O FALLACIA DELL'INTERSEZIONE)	49
2.1. Le « euristiche naturali »	49

2.2. L'ipotesi del <i>misunderstanding</i> (frintendimento)	53
2.3. L'attivazione del concetto di probabilità aleatoria	56
2.4. La valutazione della relazione d'inclusione nei bambini	59
2.5. La formulazione della richiesta	61
2.6. L'intenzione dello sperimentatore in compiti di valutazione estensionale	64
III. REGOLE PRAGMATICHE DEL LINGUAGGIO NATURALE E LORO INFLUENZA IN CONTESTI CONVERSAZIONALI E SPERIMENTALI	68
IV. ANALISI CRITICA DI ALCUNE QUESTIONI SPERIMENTALI	76
4.1. La funzione degli elementi del discorso nella considerazione della probabilità primaria	80
4.2. Questioni metodologiche	82
4.3. La funzione della formulazione della richiesta	89
Il problema dei Suicidi e il problema dei Libri (Esperimento 1)	
4.4. La funzione della formulazione dell'informazione specifica	100
Il problema dei Suicidi e la versione "percentuale" (Esperimento 2)	103
Il problema dei Taxi (Esperimento 3)	109
4.5. Gli effetti dell'oscuramento dell'indipendenza dei dati	114
Ancora il problema dei Suicidi nella versione causale (Esperimento 4)	116
4.6. La funzione del contesto psicoretorico nella <i>conjunction fallacy</i>	120
CONCLUSIONI	129
BIBLIOGRAFIA	134

RINGRAZIAMENTI

Desidero ringraziare Giuseppe Mosconi, direttore dell'Istituto di Psicologia della Facoltà di Lettere e Filosofia dell'Università degli Studi di Milano, che ha seguito la realizzazione del presente lavoro, dalla definizione del progetto a tutte le fasi della ricerca.

A Daniel Kahneman va un ringraziamento per la sua disponibilità al confronto, e per avermi dato l'opportunità di discutere i più recenti sviluppi in questo ambito di studi. Ringrazio inoltre Maria Bagassi per aver partecipato allo studio di riproducibilità interosservatore relativo alla classificazione delle risposte, e Maya Bar-Hillel con la quale ho discusso alcune questioni teorico-sperimentali sollevate dall'approccio utilizzato in questo lavoro.

INTRODUZIONE

Lo studio psicologico del giudizio probabilistico e dei processi decisionali prende l'avvio da un famoso articolo di Ward Edwards del 1954 in cui venivano utilizzati concetti provenienti dall'ambito economico, dalla teoria delle decisioni e dalla stessa psicologia. Con questo lavoro iniziò un ampio programma di ricerca che comparava il ragionamento probabilistico intuitivo con modelli teorici decisionali e inferenziali tratti dalla teoria della probabilità e dalla teoria della massimizzazione dell'utilità attesa. Tuttavia lo studio del giudizio probabilistico e della *decision making*, inserendosi nello sviluppo della scienza cognitiva, ha iniziato a configurarsi come un'area autonoma di ricerca solo dagli anni sessanta. Lo sviluppo dell'informatica ha favorito inoltre la costruzione di modelli matematici del giudizio e dei processi decisionali al fine di rappresentare e/o valutare la razionalità del giudizio umano.

Il *giudizio* può essere definito come un processo cognitivo o intellettuale nel corso del quale una persona giunge ad una conclusione, o a una inferenza, relativamente a qualcosa che non è conosciuto, sulla base di dati che possono essere conosciuti. In altri termini i giudizi sono prodotti a partire da dati tangibili, che servono da indizi per eventi o circostanze non tangibili.

Fino a metà degli anni settanta le ricerche sul giudizio probabilistico intuitivo hanno condotto alla conclusione che la maggior parte delle persone forma il proprio giudizio con modalità razionali che risultano in accordo con le principali regole di statistica e di teoria della probabilità (per una revisione della letteratura, si veda Slovic e Lichtenstein, 1971).

Tuttavia Simon, già in un articolo del 1956, si mostrò critico verso la nozione di « massimizzazione dell'utilità attesa », che proponeva una con-

cezione della scelta e della decisione in termini razionali, introducendo invece il concetto di « razionalità limitata ».

In seguito, l'identificazione di errori sistematici nello svolgimento di compiti di giudizio ha portato a riconsiderare il rapporto fra norma e pensiero, studiando le modalità di ragionamento a livello di statistica intuitiva (Beach, Wise e Barclay, 1970; Rapoport e Wallsten, 1972; Slovic e Lichtenstein, 1971; Wyer, 1974, 1976).

Le ricerche psicologiche sul giudizio in condizione di incertezza hanno avuto uno sviluppo notevole a partire dal programma elaborato da Amos Tversky e Daniel Kahneman, denominato « euristiche e biases ». I loro esperimenti, condotti nei primi anni '70, si sono focalizzati sulla dimostrazione di biases, fallacie ed errori nel giudizio, nelle scelte e nel comportamento decisionale. Si considera in questo ambito *errore* o *fallacia* il fallimento nel fare un'inferenza, che ogni teoria normativa della probabilità classificherebbe come necessaria e *bias* una tendenza sistematica (che viene assunta come capace di rendere conto di tali errori) a tenere in considerazione fattori irrilevanti per la risoluzione di un dato compito e/o a trascurarne altri che invece risultano rilevanti (cfr. Evans, 1990)¹.

In un certo senso il lavoro di Tversky e Kahneman può essere considerato come l'inizio di una scienza della decisione orientata in senso cognitivo, che tenta di individuare i fondamenti psicologici (cognitivi) del comportamento decisionale. Un assunto chiave di questa linea di ricerca è l'esistenza di un parametro di riferimento assunto come valido, rispetto al quale valutare il giudizio e le decisioni. Negli studi sul giudizio, le stime intuitive prodotte dai soggetti sperimentali sono state comparate con parametri di inferenza bayesiana, statistiche di campionamento, analisi della regressione. Negli studi sulla scelta i parametri sono stati tratti invece dalla teoria dell'utilità attesa (*Subjective Expected Utility Theory*).

Tversky e Kahneman hanno cercato di formulare una teoria del giudizio probabilistico intuitivo attribuendo funzioni decisive ad euristiche cognitive quali: la « rappresentatività » (Kahneman e Tversky, 1972), « la disponibilità » (Tversky e Kahneman, 1973), « l'ancoramento » (Tversky e Kahneman, 1974) e la « rilevanza causale » (Tversky e Kahneman, 1977, 1980).

¹ Secondo Kruglanski e Ajzen (1983) il bias non conduce necessariamente all'errore e viene definito come una preferenza soggettiva per una data inferenza o conclusione.

Il termine «euristica» è stato utilizzato ampiamente in filosofia e psicologia (cfr. Groner, Groner e Bischof, 1983). Simon (1957) lo ha utilizzato, giustificando questo concetto con le limitate capacità di elaborazione delle informazioni nell'uomo. A causa di tali limiti, secondo Simon, l'uomo ha costruito dei modelli del mondo semplificati. Le euristiche, che si basano su questi, sarebbero scorciatoie in grado di portare a decisioni efficienti, anche se non sempre formalmente corrette (strategie adattive).

Tversky e Kahneman all'inizio degli anni '70 importarono questo termine dall'ambito dell'intelligenza artificiale a quello del ragionamento probabilistico. Nelle ricerche sull'intelligenza artificiale le euristiche avevano appunto una connotazione positiva, «potevano rendere i computer intelligenti». Nel programma di ricerca di Tversky e Kahneman il termine è usato solo in un'accezione di fatto negativa, nel senso che le euristiche dovrebbero spiegare perché le persone non ragionano in modo conforme alla norma (teoria della probabilità). Essi sostengono che tali euristiche, benché in generale siano piuttosto utili, producono tendenze di ragionamento (*biases*) che conducono ad importanti e sistematici errori nella risoluzione di problemi di probabilità, con la conseguente violazione di alcune regole di logica e di statistica, quali: l'inclusione in classi (regola dell'intersezione), la considerazione della numerosità del campione (legge dei grandi numeri), l'utilizzo della probabilità primaria nella valutazione della probabilità di eventi condizionati (Teorema di Bayes).

Due dei fenomeni più studiati in questo ambito di ricerca sono le cosiddette «*base rate fallacy*» (fallacia della probabilità primaria) e «*conjunction fallacy*» (fallacia dell'intersezione). Questi due paradigmi innanzitutto si riferiscono a dei meccanismi cognitivi fondamentali nel ragionamento probabilistico e sono stati oggetto di molte controversie sulle teorie della rappresentazione delle informazioni, sulla natura della razionalità umana e sul concetto di probabilità.

Molti dei problemi adottati in questi due paradigmi violano alcune regole fondamentali del linguaggio naturale, mentre riteniamo essenziale per lo studio del pensiero il rispetto di tali norme. Le ricerche nell'ambito della psicolinguistica (cfr. Clark, 1985; Higgins, 1981), le elaborazioni teoriche sui fondamenti della conversazione (Grice, 1975; Sperber e Wilson, 1986) e l'ampia produzione teorico-sperimentale nello studio del problem solving (Mosconi e D'Urso, 1974; Mosconi, Serafini e Bagassi, 1989) hanno consentito di analizzare queste violazioni. È stato così possibile riconsiderare le interpretazioni dei risultati e i presupposti teorici di questi paradigmi, attraverso lo studio dell'influenza della organizzazione del di-

scorso, sia a livello micro che macrostrutturale, sull'orientamento del ragionamento probabilistico nei testi utilizzati da questi paradigmi.

1) La « *base rate fallacy* » è stata definita da Tversky e Kahneman (1973) come un errore relativo alla valutazione della probabilità di eventi condizionati, in cui verrebbe privilegiata l'informazione specifica o individuante, riferita ad un sottogruppo o ad un membro specifico della popolazione considerata, a scapito della probabilità primaria (relativa alla popolazione a cui si fa riferimento). Un tale procedimento viola, da un punto di vista normativo, quanto prescrive il teorema di Bayes, che fornisce un algoritmo per « pesare » entrambe le informazioni ai fini della valutazione finale. Questo tipo di fenomeno è stato studiato utilizzando alcuni problemi ormai classici in questo ambito (il problema dei Taxi, il problema degli Avvocati/Ingegneri ecc.).

2) La « *conjunction fallacy* ». Numerosi studi nell'ambito del ragionamento probabilistico (Tversky e Kahneman, 1982b, 1983; Wyer, 1974; Yates e Carlson, 1986) hanno evidenziato un errore relativo alla valutazione della probabilità dell'intersezione di due eventi (più recentemente oltre alla *conjunction fallacy* è stato indicato un altro fenomeno ad esso analogo, la cosiddetta « *disjunction fallacy* », Bar-Hillel e Neter, 1991).

In alcune situazioni, l'intersezione di due eventi ($A + B$) viene considerata più probabile di ciascuno degli eventi (A), (B) che la compongono. Da un punto di vista normativo, questo tipo di valutazione viola uno degli assiomi fondamentali (il terzo) della teoria della probabilità².

Nel tentativo di analizzare lo stato attuale della ricerca su questi due fenomeni, verrà presa in esame la recente letteratura sperimentale da cui emergono alcune delle questioni più controverse. I principali modelli di spiegazione relativi alla « *base rate fallacy* » sono i seguenti:

- a) il programma « euristiche e biases » (Tversky e Kahneman, 1980);
- b) il modello frequentistico (Gigerenzer, 1991).

a) All'interno del programma « euristiche e biases » (Tversky e Kahneman, 1980) sono stati individuati tre principi: l'euristica della rappresentatività, gli schemi causali, l'euristica della disponibilità. Questi principi sono considerati fondamentali dai ricercatori che li hanno introdotti per spiegare il ragionamento probabilistico ingenuo, anche se non risultano sempre chiaramente definiti e non completamente esaustivi.

² Questo effetto è collegato implicitamente ad un fenomeno studiato molti anni prima da Piaget e Szeminska (1941) relativo alla capacità di inclusione di classe nei bambini.

– La *rappresentatività*: una persona che segua questa euristica valuta la probabilità di un evento incerto, o di un campione secondo il grado in cui esso:

« (i) è simile nelle proprietà essenziali alla sua popolazione d'origine;
 (ii) riflette i fattori salienti del processo attraverso il quale è generato » (Kahneman, Slovic e Tversky, 1982, p. 431).

– Gli *schemi causali*: la base rate viene usata solo quando è causalmente legata all'evento per il quale è richiesto un giudizio di probabilità.

– La *disponibilità* (che può essere veicolata da vividezza e salienza): in molti casi i giudizi di probabilità vengono influenzati dalla « facilità con cui istanze rilevanti sono accessibili alla mente » (Tversky e Kahneman, 1973, p. 207). La base rate è presa in considerazione se è « vivida, saliente, concreta » (Nisbett e Ross, 1980; Wallsten, 1983). D'altro lato allora la base rate tende ad essere ignorata se è « remota, pallida, astratta » (Nisbett, Borgida, Crandall e Reed, 1982) o se i numeri usati nei problemi non sono né facili da ricordare né semplici da utilizzare nei calcoli (Carrol e Siegler, 1977).

– La *specificità*: l'altra dimensione, oltre alla causalità, ritenuta in grado di favorire la considerazione di una informazione è il suo grado di specificità. Bar-Hillel (1980) riprende, sviluppandolo, questo concetto da Tversky e Kahneman (1973). L'informazione più specifica dominerebbe la probabilità primaria in quanto, essendo riferita ad un sottoinsieme o ad un elemento della popolazione, avrebbe un grado di pertinenza maggiore relativamente all'oggetto da valutare. L'autrice definisce quindi un principio esplicativo più generale, la *rilevanza*, che comprende il carattere di specificità e causalità.

L'attivarsi delle euristiche esclude l'utilizzo delle regole estensionali. Il pensiero estensionale è conforme alle regole di logica e della teoria della probabilità per il suo carattere scompositivo, algoritmico e frequentistico. In contrasto, il pensiero intensionale (di cui le euristiche descritte sono espressione) è generalmente non conforme al sistema normativo in quanto, secondo gli autori, retto dalla salienza, dalla tipicità, dalla specificità dell'informazione.

Un altro gruppo di ricerche (Christensen-Szalanski e Beach, 1982; Ginossar e Trope, 1987) ha mostrato indirettamente la non validità di queste spiegazioni quando vengono manipolate alcune *variabili procedurali*, che il modello delle euristiche e biases considera poco rilevanti (Bar-Hillel, 1983), quali quelle che caratterizzano la modalità di presentazione dei dati – visiva vs. verbale –, le caratteristiche contestuali, la fonte dell'informazione.

b) Un altro modello teorico (Gigerenzer, 1991) sostiene che la presunta *base rate fallacy*, come le altre fallacie individuate dal modello sopra esposto, risulta un errore di ragionamento per effetto dell'applicazione di parametri normativi e dell'utilizzo di problemi di tipo bayesiano. Infatti lo statistico intuitivo sarebbe, secondo questo approccio, un frequentista. Più in generale il concetto di probabilità non sarebbe applicabile ad un singolo evento, come avviene nell'approccio bayesiano (cfr. von Mises). La teoria della probabilità per Gigerenzer è relativa alle frequenze di eventi ripetuti e non ai singoli eventi. Sulla base di tali assunzioni, l'autore ha riformulato in versione frequentistica i classici problemi utilizzati per lo studio dei cosiddetti «biases», ottenendo una riduzione o scomparsa degli effetti riportati nella letteratura precedente.

Per quanto riguarda la «*conjunction fallacy*» prendiamo in considerazione le seguenti ipotesi:

a) Il modello proposto dal programma «euristiche e biases» di Tversky e Kahneman individua nella *rappresentatività* la principale ipotesi esplicativa (accanto alla causalità). Secondo questa impostazione, quando nel problema sono presenti degli elementi, per es., rappresentativi, le regole logiche, che dovrebbero servire alla soluzione del problema stesso, verrebbero dominate dal principio euristico attivato.

b) Una tesi che potremmo definire «debole» rispetto a quella del programma considerato è quella proposta in varie versioni da Agnoli e Kranz (1989), Brainerd e Reyna (1991) e da Overton (1990). Secondo questa ipotesi, perché si verifichi la fallacia è necessaria oltre alla presenza di una o più euristiche naturali, anche il mancato riconoscimento della relazione di inclusione. L'incapacità di riconoscere la relazione di inclusione ha origine da una «mancanza di coscienza che le relazioni logiche possono essere usate per ottenere una soluzione migliore del problema» (Agnoli, 1985). Le difficoltà risiederebbero quindi nella incapacità di richiamare le conoscenze logiche nel contesto di quel problema o nella difficoltà ad applicarle coerentemente. Di qui l'importanza che questi autori attribuiscono al training orientato alla facilitazione del riconoscimento delle relazioni logiche. È da rilevare il contrasto dei risultati positivi ottenuti con il training con i risultati ottenuti dal primo gruppo di ricerche con soggetti esperti in statistica (Tversky e Kahneman, 1983), che commettevano invece la fallacia.

c) Un ricco filone di ricerche (Kwoc e Winer, 1986; Winer, Hemphill e Craig, 1988) si è orientato allo studio delle relazioni di inclusione e dei compiti di conservazione nei bambini (riprendendo gli studi piage-

tiani) e dei compiti di ragionamento probabilistico negli adulti (es. Politzer e Noveck, 1991), seguendo l'ipotesi del fraintendimento degli eventi di cui si devono stabilire le probabilità (invece che confrontare un sovrainsieme con un sottoinsieme, si verificherebbe un confronto fra sottoinsiemi). L'assunto implicito che questi ultimi studi non condividono dei modelli precedenti è quello secondo cui i soggetti razionali debbono utilizzare le informazioni date esplicitamente in compiti di giudizio e ragionamento. Assunto centrale di questo nuovo filone di ricerca è invece il seguente: le interpretazioni razionali dei messaggi sono guidate dalle ipotesi che colui che riceve il messaggio costruisce sull'intenzione comunicativa di chi emette il messaggio. Il mancato riconoscimento del ruolo delle assunzioni conversazionali nei processi inferenziali può portare a considerare le risposte dei soggetti come del tutto razionali e quindi ad attribuirle erroneamente a scorciatoie cognitive.

Anche da questa disamina emergono alcune questioni irrisolte, che possono essere così sintetizzate:

– È la natura dell'informazione specifica rispetto a quella generale la responsabile della base rate fallacy, come sembra sostenere il modello di Tversky e Kahneman? Se è così, le euristiche sono davvero dei principi esplicativi o si riducono a delle semplici ridescrizioni delle caratteristiche delle informazioni? Questa teoria comunque non spiega i risultati ottenuti dalle modificazioni delle variabili procedurali, che di fatto non incidono sulla natura delle informazioni stesse.

– È la natura del compito bayesiana vs. frequentistica all'origine della base rate fallacy? Se così fosse, come sostiene il modello di Gigerenzer, se fosse cioè la natura bayesiana del compito a determinare il fenomeno, non si spiegherebbe la forte riduzione del bias stesso ottenuta in problemi bayesiani (quelli in cui sono state modificate alcune variabili procedurali e quelli in cui veniva variato il contesto della presentazione della domanda, Durlan, Hilton, 1991; Schwartz, Strack, Hilton e Naderer, 1991).

– Relativamente alla conjunction fallacy, come si concilia quanto sappiamo sulle acquisite competenze logiche relative alla inclusione in classi perfino nei bambini, con i risultati che Tversky e Kahneman ottengono con soggetti adulti, esperti di statistica? E in relazione a questo interrogativo, come si spiegano i buoni effetti ottenuti con forme di training più o meno formale rispetto sempre alle conoscenze dei soggetti esperti, acquisite in ambito statistico, ma, a differenza del training, non attivate nel contesto del compito proposto?

Nel tentativo di rispondere a questi interrogativi, verranno conside-

rati i risultati riportati in letteratura (nel secondo capitolo), alla luce di un'ipotesi interpretativa che verrà indagata a livello sperimentale nel quarto capitolo. Secondo tale ipotesi, ciò che accomuna le modificazioni procedurali di compiti bayesiani e la struttura frequentistica data ad alcuni di questi compiti non dipende propriamente dalla natura delle informazioni (specifiche vs. generale) né dalla teoria probabilistica adottata (bayesiana vs. frequentistica), ma da un fattore di carattere più generale. Il tratto comune è l'adeguatezza dei compiti adottati ad esprimere le relazioni fra le informazioni (casualità del campionamento, definizione dell'ampiezza del campione ecc.), che sono fondamentali per la comprensione della natura aleatoria dei problemi di probabilità, specie per soggetti non esperti.

Nell'ambito del modello euristico (sia nella sua versione forte che debole), si dà per scontata una corrispondenza fra il piano logico-normativo (la regola formale) e quello del linguaggio comune/naturale in cui è formulato il testo. Solo tale presupposta coincidenza permette la considerazione delle risposte non conformi alla risposta normativa in termini di errori di ragionamento (illusioni cognitive). Ora, da un'analisi dei compiti utilizzati in letteratura è possibile sostenere che neppure le informazioni richieste come necessarie per una regola formale siano in realtà trasmesse in modo adeguato in gran parte dei problemi utilizzati. Le regole formali, l'apparato degli assiomi e dei teoremi, proprio in quanto astrazioni dall'esperienza sono il frutto di generalizzazioni e della definizione precisa delle condizioni in cui è lecito e funzionale adottare un certo tipo di ragionamento. L'astrazione è quindi compensata dalla estrema definizione delle coordinate di applicabilità di un ragionamento, poiché altrimenti verrebbe persa una parte di informatività connessa alla complessità dell'esperienza. Se non si presta sufficiente attenzione alla discrepanza fra il livello formale e quello del linguaggio naturale, nel processo di passaggio dal codice formale a quello del linguaggio comune molte informazioni possono andare perdute. Per questo risulta per noi fondamentale che la formulazione dei problemi non solo sia appropriata ad un'analisi puramente formale, ma che il messaggio effettivo sia una traduzione corretta del messaggio formale. È una situazione per qualche verso analoga a quella in cui si trattasse di tradurre un termine da una lingua straniera e lo si facesse in senso letterale. Questa può sembrare ad alcuni la condizione di maggiore garanzia di fedeltà al significato originario della parola stessa, in realtà ciò può creare una situazione di discordanza di significato. Ad esempio il verbo inglese « *to realize* », se tradotto con « *realizzare* » non esprime nella lingua italiana il significato effettivo

(« *comprendere/rendersi conto di* ») che quella parola esprime nella lingua inglese.

In problemi di tipo bayesiano (a cui si riferisce la *base rate fallacy*), in cui si tratta di valutare la probabilità di un evento sulla base della probabilità di eventi indipendenti, risulta essenziale che tale relazione di indipendenza non sia oscurata o occultata. In problemi in cui è richiesta la comparazione della probabilità di due eventi, uno incluso nell'altro (condizioni in cui si produrrebbe la *conjunction fallacy*), essenziale, per poter affermare che i soggetti commettono un errore nel ragionamento probabilistico, è che ai soggetti venga trasmessa in modo adeguato la richiesta che riguarda la relazione di inclusione. In altri problemi ancora è importante trasmettere quali sono le condizioni di campionamento (casuali vs. intenzionali).

Se il testo del problema non permette di comprendere che le informazioni fornite godono di tali relazioni, in quanto la struttura del discorso utilizzato viola ad es. qualche regola conversazionale, risulta improprio, se non assurdo, considerare errori di ragionamento le risposte diverse da quelle normative. In tali condizioni è infatti possibile che i soggetti rispondano sulla base di presupposti diversi da quelli degli sperimentatori (cfr. Fig. 1).

In questo lavoro ci proponiamo di controllare se alcuni dei cosiddetti errori probabilistici siano davvero errori di ragionamento o non siano piuttosto fenomeni connessi a fattori coinvolti nel passaggio di informazioni dal livello formale a quello del linguaggio comune. Tali fattori possono coinvolgere la micro e la macro struttura del testo-problema. I fattori di organizzazione del discorso e le regole conversazionali sono responsabili della chiarificazione o dell'oscuramento delle relazioni fra le informazioni. La violazione di regole fondamentali del linguaggio naturale, ad es. la massima della quantità (Grice, 1975), può provocare, una trasmissione solo parziale delle informazioni necessarie alla corretta comprensione del compito, in quanto risultano omessi elementi necessari al ragionamento. Dall'analisi della letteratura di base rileveremo che gli errori, così come i casi di valutazione normativamente corretta, possono essere reinterpretati alla luce di questa ipotesi. Nella sezione sperimentale analizzeremo alcuni biases rilevati con dei classici problemi di ragionamento probabilistico. Dimostreremo che la struttura discorsiva dei problemi considerati risulta responsabile dei fenomeni denominati biases e che delle modificazioni nella organizzazione del discorso, (pur tali da non interessare i dati oggettivi o aspetti riguardanti presunte euristiche) comportano una forte riduzione del bias o una sua scomparsa.

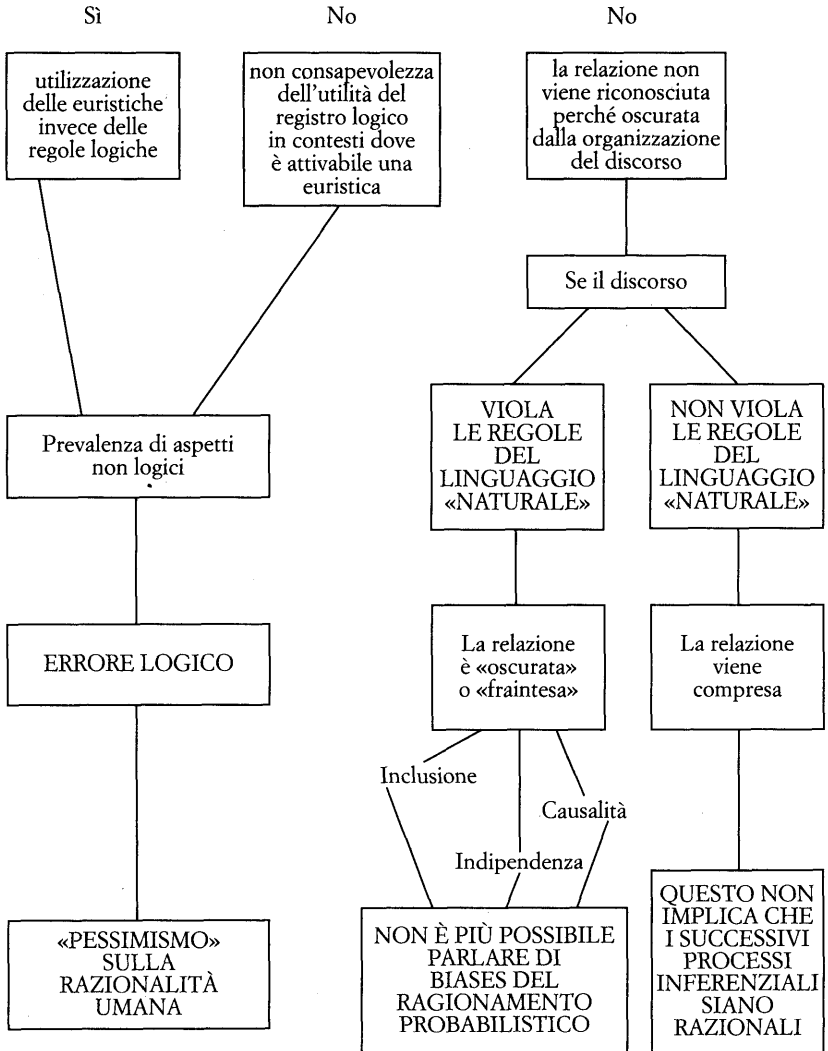
FIG. 1

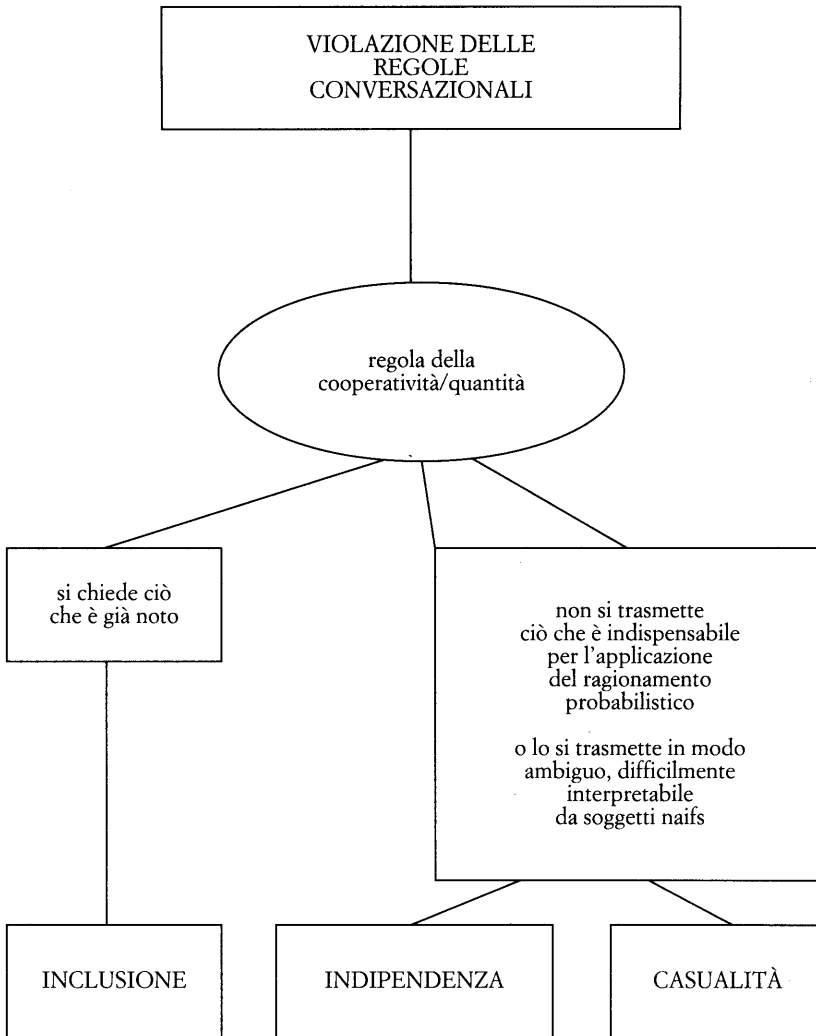
Programma «euristiche e bias»

Tesi debole del programma

Analisi del discorso

Le relazioni logiche fra le informazioni vengono comprese dalle persone?





I.

LA BASE RATE FALLACY (O FALLACIA DELLA PROBABILITÀ PRIMARIA)

IL PROGRAMMA DI RICERCHE « EURISTICHE E BIASES »

Uno dei paradigmi sperimentali più noti e studiati è quello relativo alla cosiddetta *base-rate fallacy*, ovvero la mancata considerazione della probabilità primaria nel giudizio della probabilità di eventi condizionati (Tversky e Kahneman, 1973). Molte delle discussioni fondamentali nel dibattito sulla decisione psicologica hanno a che fare con tale paradigma (a partire dalla controversia sulla razionalità umana; cfr. Cohen, 1981). La probabilità di eventi condizionati è ottenuta considerando sia la probabilità primaria relativa alla popolazione di riferimento, sia la probabilità riferita ad un sottogruppo o ad un membro specifico della popolazione stessa (come illustrato dal teorema di Bayes).

Un esempio che possiamo trarre dall'esperienza è il caso della diagnosi medica: un paziente manifesta dei sintomi, che possono essere segno di due tipi di malattie autoescludentisi (H1 e H2). Il paziente viene sottoposto ad un test diagnostico per discriminare fra H1 e H2. Supponiamo che il test risulti positivo (T) relativamente ad H1 e che il test abbia una specificità del 90% e una sensibilità dell'80%. Il medico al fine di formulare una diagnosi, proprio in quanto il test non è « sicuro al 100% » (condizione difficilmente riscontrabile nella realtà), dovrà considerare l'incidenza della malattia H1 nella popolazione di provenienza del paziente (circoscritta per età, sesso, condizioni di vita ecc.). Se H1 è una sindrome molto rara nella popolazione da cui proviene il paziente, allora anche la probabilità finale che il paziente soffra di quel disturbo si riduce molto, nonostante l'esito positivo riscontrato al test diagnostico, in accordo con quanto prescritto dal teorema di Bayes.

$$P(H1/T) = \frac{P(T/H1) \times P(H1)}{P(T/H1) \times P(H1) + P(T/H2) \times P(H2)}$$

Tversky e Kahneman sostengono che gran parte delle persone valuta la probabilità di un evento considerando solo l'informazione specifica (relativa a casi singoli o a sottogruppi della popolazione di riferimento) a discapito della probabilità primaria (relativa all'intera popolazione), persino qualora quest'ultima sia fornita in modo esplicito.

Questo tipo di errore (base-rate fallacy) era stato riscontrato in diversi studi sperimentali, nell'ambito dell'uso e della costruzione di test diagnostici (Meehl e Rosen, 1955); in ambito legale, relativamente al processo di « fact-finding » in cui vengono ritenuti irrilevanti i dati che si fondano su probabilità primarie in quanto non pertinenti al caso preso in esame (Tribe, 1971).

Anche nella percezione interpersonale era stato identificato questo tipo di bias. Una famosa ricerca di Nisbett e Borgida (1975) ha mostrato che nella attribuzione di causalità la probabilità primaria (in questo caso l'informazione consensuale, cioè l'informazione che si riferisce al manifestarsi di un dato comportamento anche in altre persone oltre a quella presa in esame dal soggetto) ha un peso inferiore rispetto all'informazione specifica.

Il principale modello di spiegazione relativo alla *base rate fallacy* si può trovare nel programma di ricerche denominato « euristiche e biases » (Tversky e Kahneman, 1980).

Tversky e Kahneman, iniziatori di questo programma, furono i primi a studiare questa fallacia in laboratorio e a tentare di spiegare il fenomeno da un punto di vista cognitivo. A tale scopo utilizzarono due tipi di problemi. Da un lato problemi in cui veniva usato il *paradigma del giudizio sociale* (*social judgment paradigm*). In questi problemi, in cui non vengono fornite esplicitamente tutte le probabilità, viene presentata una descrizione di personalità, che dovrebbe risultare « rappresentativa » di una data formazione scolastica (scientifica vs. umanistica, cfr. problema di « Tom W. ») o di una scelta professionale (« Avvocati/Ingegneri »). A tale descrizione viene aggiunta un'altra informazione, relativa alla frequenza di tali attributi nella popolazione da cui tale descrizione è tratta (ad es. 30% di ingegneri e 70% di avvocati).

Dall'altro lato, i problemi che adottavano il *paradigma dei problemi scolastici* (*textbook paradigm*) in cui le probabilità sono fornite esplicitamente e che hanno una soluzione normativa unica.

1.1. UNA BREVE PREMessa: IL CONSERVATORISMO.

Intorno agli anni '60 il principale oggetto di studio nell'ambito del ragionamento probabilistico è stata la possibile corrispondenza fra il modo di valutare le probabilità da parte di soggetti non esperti e il criterio normativo indicato dal teorema di Bayes. Uno dei classici problemi in cui veniva applicato il teorema di Bayes è il seguente:

Immagina questo esperimento. Due urne contengono un gran numero di palline. La prima urna contiene il 70% di palline Rosse e il 30% di palline Blu. La seconda contiene il 70% di palline Blu e il 30% di palline Rosse. Io sperimentatore lancia una moneta per scegliere una delle due urne, cosicché la probabilità di estrarre una successione di palline dall'urna che è stata scelta col sistema della moneta è pari al 50%. Supponi che il campione estratto contenga 8 palline Rosse e 4 Blu. Qual è la probabilità che l'urna estratta sia quella con il maggior numero di palline Rosse? (testo di Peterson e Beach, 1967).

A questo problema gran parte dei soggetti rispondeva .75 quando invece in accordo con il teorema di Bayes, la probabilità a posteriori è pari a .96. Si manifestava così, secondo gli autori, una sorta di « prudente » revisione della probabilità a priori da parte di soggetti non esperti. Tali soggetti, statistici intuitivi, vennero considerati a quel punto « quasi-bayesiani », e molto conservatori, in quanto non prendevano in considerazione i nuovi dati ($P(\text{campione}/\text{urna})$), per dare invece grande peso alle probabilità a priori. Secondo Peterson e Beach questo era dovuto alla difficoltà a calcolare la probabilità relativa al dato, mentre il teorema di Bayes sarebbe stato usato dai soggetti correttamente, sebbene con probabilità relative al dato specifico – *likelihoods ratio* o rapporto di probabilità tra un dato D e due ipotesi considerate, H1 e H2, tale che $P(D/H1)/P(D/H2)$ – errate. Edwards (1968) ha proposto una spiegazione opposta a questa: la mente calcolerebbe correttamente la $P(D/H1)$, ma non la probabilità di $P(H1/D)$, ovvero la probabilità a posteriori.

Al di là delle diverse posizioni esplicative, l'impostazione generale di questi studi, secondo cui ciò che sembra richiedere spiegazioni è solo la deviazione eventuale dal ragionamento bayesiano, non risulta plausibile sul piano psicologico. In questi studi infatti il teorema di Bayes è diventato il punto di riferimento non solo per valutare le deviazioni, ma anche per descriverle. Il linguaggio utilizzato riconduce le deviazioni a delle operazioni interne al teorema stesso, senza neppure ipotizzarne altre. Si parla infatti di « aggregazione erronea », « calcolo erroneo » della likelihood ecc., mutuando queste espressioni dal teorema. Questi studi inoltre igno-

rano fondamentalmente il contenuto e il contesto del problema specifico, in quanto solo la struttura matematica sembra rilevante, anche da un punto di vista psicologico.

È comunque significativo che tale fenomeno parve scomparire quando Tversky e Kahneman (1973) riproposero i problemi bayesiani con contenuti diversi, cercando di avvicinarli alle situazioni di vita reale. Il punto di partenza dei loro studi è stata l'idea che cambiamenti di alcune caratteristiche del compito avrebbero influenzato il ragionamento. I soggetti in questi casi sembravano addirittura manifestare il comportamento opposto: trascuravano la probabilità a priori.

1.2. IL PARADIGMA DEL GIUDIZIO SOCIALE (SOCIAL JUDGMENT PARADIGM).

Il problema proposto da Tversky e Kahneman era il seguente:

« Un gruppo di psicologi ha intervistato 30 ingegneri e 70 avvocati, tutte persone di successo nei rispettivi ambiti di lavoro, sottoponendoli ad alcuni test di personalità. Sulla base delle informazioni raccolte sono state create delle descrizioni succinte dei 30 ingegneri e dei 70 avvocati. Sui tuoi moduli troverai 5 descrizioni che sono state tratte a caso dalle 100 descrizioni disponibili. Per ciascuna descrizione, indica su una scala da 0 a 100 la probabilità che la persona descritta sia un ingegnere ».

Questa informazione veniva fatta seguire da una descrizione di personalità che voleva essere rappresentativa, o tipica dello stereotipo della categoria degli ingegneri:

« Giovanni ha 45 anni. È sposato e ha quattro figli. Di solito è moderato, prudente e ambizioso. Non ha interessi di tipo socio-politico e passa la maggior parte del suo tempo libero con hobby come il bricolage, la vela e gli enigmi matematici ».

Ad un secondo gruppo di soggetti veniva fornito lo stesso testo ma la proporzione fra Ingegneri e Avvocati nel campione da cui era estratta la descrizione veniva modificata in « 70 ingegneri e 30 avvocati ». Lo scopo dello studio era di verificare l'effetto che le due diverse base rates avrebbero avuto sul giudizio finale. Vennero quindi confrontate le risposte dei due diversi gruppi sperimentali (bassa base rate/alta base rate a favore degli ingegneri)³.

³ Secondo la versione a rapporto del teorema di Bayes è possibile confrontare questi due gruppi. Il rapporto di probabilità primarie $P(\text{Ing})/P(\text{Avv})$ è pari a 30/70

La differenza fra le risposte date nella prima condizione rispetto alla seconda avrebbero indicato l'ampiezza dell'uso della base rate. Invece la media delle risposte fornite dai soggetti nelle due condizioni non si rivelò significativamente diversa. Secondo Tversky e Kahneman, i soggetti basarono le loro risposte solo sulla *tipicità*, o *rappresentatività*⁴ delle caratteristiche descritte rispetto alla categoria degli ingegneri, trascurando quasi del tutto la quantità di ingegneri presenti nel campione. Secondo l'ipotesi della rappresentatività la probabilità di eventi incerti è spesso giudicata in relazione al grado in cui essi sono simili alla loro fonte o ai processi che li generano.

Tversky e Kahneman fornivano altre quattro descrizioni insieme alla descrizione sopra esposta. Il disegno sperimentale usato era between-subjects, per misure ripetute. Il fattore between-subjects era la base rate che veniva variata nei due gruppi sperimentali. La misura ripetuta era la stima relativa ad ognuna delle 5 descrizioni fornite. Una di queste era formulata in modo tale da risultare neutra, cioè non tipica, rispetto alle due categorie professionali:

« Dick è un uomo di 30 anni. È sposato senza figli. È un uomo dotato di grande abilità e molto motivato. Promette di avere un notevole successo nel suo campo. Egli, inoltre, è ben voluto dai suoi colleghi ».

Anche con questa descrizione, che, secondo gli autori, non forniva informazioni utilizzabili, i soggetti non consideravano la base rate, tanto che in entrambi i gruppi le risposte mediana e modale erano pari a « 50% », indipendentemente dai valori delle base-rates. Tversky e Kahneman interpretarono questi risultati come un'ulteriore conferma della base-rate fallacy, che si verificava anche quando l'informazione individuante risultava neutra (la risposta « 50% » rispecchierebbe la condizione di non informatività della informazione specifica). Questi risultati favorirono numerose speculazioni in tal senso: « il fatto che la base rate venga ignorata persino quando l'informazione individuante è inutile suggerisce che la

(O1) nel primo gruppo e 70/30 (O2) nel secondo. I rapporti di probabilità « likelihood », $P(D/Avv)/P(D/Ing)$ (L), è assunta uguale nei due gruppi.

$$\frac{Q1}{Q2} = \frac{O1}{O2} \times \frac{L1}{L2} = \frac{O1}{O2}$$

⁴ Rimandiamo per la discussione della nozione di *rappresentatività* al par. 1.5.

preferenza per un dato specifico è così forte che la base rate non è considerata neppure quando il soggetto tenta di fare una previsione sulla base dell'informazione specifica » (Holland, Holyoak, Nisbett e Thagard, 1986, p. 218).

Tuttavia proprio il caso di Dick costituisce un problema per il principio esplicativo proposto da Tversky e Kahneman, la rappresentatività. In questo caso infatti, le risposte dei soggetti non si possono spiegare ricorrendo alla tipicità, proprio in quanto la descrizione è stata formulata in modo da non essere tipica, e nonostante ciò è l'unica informazione ad essere considerata. La tipicità non sembra essere la caratteristica che fa considerare in modo privilegiato l'informazione specifica in questo caso, poiché anche quando risulta assente, viene utilizzato comunque solo questo tipo di informazione.

Fischhoff, Slovic e Lichtenstein (1979) hanno supposto che il disegno sperimentale stesso fosse alla base di tale effetto. L'ipotesi era che l'effetto fosse dovuto al disegno between-subjects, che, facendo variare un'informazione (le 5 descrizioni), mantenendo costante l'altra (la base rate), focalizzava l'attenzione dei soggetti solo sulla prima informazione, quella che subiva delle variazioni (da più a meno tipica). Questi ricercatori allora, in un esperimento parallelo, studiarono le variabili procedurali facendo variare, questa volta, i livelli della base rate (da 70% Ing., a 50% Ing., fino a 30% Ing.), mantenendo costante l'informazione specifica. Ottennero in questo modo una chiara considerazione della base rate. In tal senso risultarono in parte spiegati i risultati relativi al caso dell'informazione neutra (Dick): i soggetti utilizzavano solo questa informazione data la struttura del disegno sperimentale impiegato⁵.

In tab. 1.1 (tratta da Gigerenzer e Murray, 1987) vengono riportati i risultati di alcuni studi condotti con quest'ultima descrizione. Le base rates nei due gruppi sperimentali erano sempre 30% e 70%. In accordo con quanto sostenuto da Tversky e Kahneman (1973), la differenza fra i due gruppi dovrebbe avvicinarsi alla differenza fra le due base rates, ovvero al 40%. È evidente dalla tabella che molti studi mostrano differenze sostanziali delle medie dei due gruppi, fino al 37%, valore molto vicino alla differenza attesa.

⁵ L'importanza di tali variazioni sperimentali venne mostrata anche in altri studi condotti da Birnbaum (1983).

Tab. 1.1 *Tabella relativa al problema di « Dick », tratta da Gigerenzer e Murray (1987)*

<i>Study</i>	<i>No. of descriptions</i>	<i>« Dick » encountered first (relative frequency)</i>	<i>Mean difference between base rate groups⁵</i>
Gigerenzer, Hell & Blank (1988) ¹	6	1/6	1.2
Kahneman & Tversky (1973) ²	5	1/5	0.0
Wells & Harvey (1978)	2	1/2	18.0
Ginossar & Trope (1987) ³	1	1	24.0
Ginossar & Trope (1980) ²	1	1	31.0
Gigerenzer, Hell & Blank (1988) ⁴	1	1	37.0

¹ Order of descriptions systematically varied.

² Medians (no means reported).

³ Three descriptions were used, but « Dick » was always encountered first.

⁴ Separate analysis for all subjects who encountered « Dick » first.

⁵ Entries are $\{p_{70}(E/D) - p_{30}(E/D)\} \times 100$, where $p_{70}(E/D)$ is the mean probability judgment that « Dick » is an engineer, given the description and the 70% base rate.

La varietà dei risultati quantomeno riduce la cosiddetta robustezza della base rate fallacy. Dai risultati presentati si può notare come esista una correlazione fra il numero di descrizioni sottoposte ad ogni soggetto e la differenza media fra i due gruppi in cui varia la base rate. La variabile chiave sembra essere relativa alla frequenza con cui i soggetti hanno incontrato la descrizione di Dick per prima, che è una funzione diretta del numero delle descrizioni. In tutti gli studi dove era stata usata solo questa descrizione, o dove è stata fatta una analisi separata per tutti i soggetti che avevano affrontato la descrizione di Dick per prima, è stata rilevata una forte influenza della base rate.

Veniva quindi confutato un punto importante delle conclusioni tratte da Tversky e Kahneman (1980), che sosteneva che « anche quando la rappresentatività non fornisce elementi per la previsione della probabilità di un evento (nel caso dell'informazione non rappresentativa), l'informazione specifica domina la base rate » (p. 215).

In seguito, per studiare in modo più appropriato il ruolo della rappresentatività, vennero condotti esperimenti *within-subjects*. Questo disegno sperimentale venne ritenuto più appropriato, in quanto liberava da alcune delle interferenze provenienti dal contesto in cui il problema veniva proposto. Quando Ginossar e Trope (1980) replicarono l'esperimento, ma sottoponendo una sola descrizione di personalità ad ogni soggetto sperimentale, (*within-subjects*), dimostrarono nuovamente che, con descrizioni definite non rappresentative (ad es. Dick), la base rate veniva conside-

rata. Nel caso di Tversky e Kahneman la presenza di altre descrizioni di personalità creava una sorta di tendenza verso l'utilizzo di quella informazione specifica.

In questi studi venivano indagate principalmente le *variabili evidenziali*, definite da Tversky e Kahneman (1982b) come quelle che « si riferiscono alla natura della fonte e all'interpretazione del dato specifico (*evidence*) » (p. 154): ad es. la funzione della tipicità dell'informazione individuante e della fonte di provenienza dell'informazione stessa.

Riprendendo l'ipotesi di Tversky e Kahneman sulla tipicità, Bar-Hillel e Fischhoff (1981) costruirono numerose descrizioni di personalità che differivano per il loro grado di rappresentatività/diagnosticità ed in cui veniva fatta variare anche la base rate al fine di evitare l'effetto between-subjects. Con questo tipo di procedura sperimentale sebbene sia stato riscontrato un incremento dell'uso della base rate al diminuire della rappresentatività dell'informazione specifica, l'effetto della base rate è rimasto comunque piuttosto debole. Si legge nelle conclusioni dell'articolo: « Questi risultati indicano che l'ampiezza dell'effetto della base rate in entrambi gli esperimenti è relativamente modesto perché le condizioni di bassa diagnosticità (dell'informazione individuante) *erano solo leggermente considerate meno diagnostiche di quelle altamente diagnostiche* » (pp. 408, 409) (corsivo nostro).

Sembra quindi che in condizioni meno diagnostiche la base rate venga considerata ma non in maniera esclusiva. Le risposte non coincidono mai con i valori della base rate. Perché informazioni che non forniscono nessuna informazione diagnostica non vengono scartate? Questo è un aspetto che l'interpretazione proposta da Tversky e Kahneman non riesce a spiegare.

Se fosse la tipicità la spiegazione del fenomeno, qualora questa sia assente dall'informazione specifica, questa non dovrebbe essere più considerata, proprio perché, per definizione, non è diagnostica.

1.3. CONSIDERAZIONI SUL SIGNIFICATO EFFETTIVO DELLA RICHIESTA.

Il problema « avv/ing » ci sembra un caso esemplare di discrepanza fra quanto viene richiesto dagli sperimentatori e quanto comprendono i soggetti. Il problema fornisce una informazione specifica, la descrizione di Giovanni (cfr. p. 26). In questo problema non è indicato né l'esito della descrizione (cioè se si tratta di una descrizione classificata come propria di un Avvocato o di un Ingegnere) né, di conseguenza, l'accuratezza di

tale esito (cioè la sensibilità e la specificità del criterio di attribuzione di una descrizione ad una delle due categorie, ad es. la probabilità che un avvocato possa essere descritto nel modo indicato). I soggetti hanno, su un piano puramente ipotetico, due opportunità:

- decidere che tale informazione è irrilevante (e quindi basarsi sulla base rate). Questo è quanto, da un punto di vista normativo, Tversky e Kahneman si aspettano dai soggetti, sulla base della presunta non informatività della descrizione;

- o attribuire essi stessi una probabilità, in quanto mancante, a tale descrizione.

Poiché considerare irrilevante o trascurabile una informazione all'interno di una comunicazione è contrario alle regole del linguaggio naturale (cfr. la « massima della quantità », Grice, 1975; la « rilevanza », Sperber e Wilson, 1986), sembra difficile pensare che i soggetti possano scegliere la prima strada. Sembra poco ragionevole supporre che delle persone a cui viene fornita un'informazione, la trascurino completamente. Infatti, sempre secondo le regole del linguaggio si suppone che il nostro interlocutore (nel nostro caso lo sperimentatore) segua la massima della quantità, ovvero non fornisca intenzionalmente (come sarebbe in questo caso) un'informazione, a meno che non desideri che tale informazione sia considerata dal locutore (nel nostro caso il soggetto). Quindi se tali informazioni vengono di fatto considerate, allora, da un punto di vista bayesiano, non sono sufficienti per la risoluzione del compito. Infatti per poter valutare la probabilità a posteriori che Giovanni sia un avvocato, data la descrizione, $P(A/D)$, è necessario sapere qual è la probabilità che un avvocato possa essere descritto così, $P(D/A)$. Se tale probabilità non viene fornita e la descrizione non può essere trascurata, questo può spingere i soggetti ad interpretare la domanda come una richiesta relativa alla probabilità che quella descrizione sia adeguata ad un avvocato, o tipica, nel linguaggio di Tversky e Kahneman, $P(D/A)$.

Il problema avv/ing è bayesiano da un puro punto di vista formale, ovvero solo se si presuppone che l'informazione fornita non sia informativa e vada quindi trascurata.

Tenendo conto inoltre che i soggetti rispondono a tale domanda con percentuali che variano dal 90 al 98%, e considerando che da studi condotti a proposito della quantificazione numerica di espressioni di probabilità verbali (Mosteller e Youtz, 1990), tali percentuali corrispondono alla espressione di « certezza », possiamo supporre che i soggetti rispondono a questa domanda come se fosse loro chiesto di classificare la descrizione

fornita loro come propria di un Ingegnere o di un Avvocato. In questo senso i soggetti non fornirebbero una valutazione della $P(H/D)$, cioè della probabilità dell'ipotesi che una persona corrispondente alla descrizione sia un Ingegnere, ma si limiterebbero a stabilire se la descrizione può essere propria di un Ingegnere o di un Avvocato (e non a caso si esprimono, come abbiamo visto, in termini di certezza) $P(D/H)$, dato necessario e preliminare per la risoluzione del problema.

Un parallelo può consentirci di comprendere meglio questo punto.

In una valutazione diagnostica un medico classifica in primo luogo un test clinico come positivo o negativo e, solo in un secondo momento, tenendo conto dell'accuratezza dello strumento diagnostico che sta usando e dell'incidenza della malattia che si sta valutando nella popolazione da cui il soggetto proviene, arriva a formulare la diagnosi definitiva.

Allo stesso modo, in questo caso, è necessario che il soggetto classifichi prima come I o A la descrizione fornitagli, per poter successivamente, conoscendo la propria accuratezza di classificazione e l'« incidenza » di I nella popolazione in oggetto (base rate), arrivare ad una valutazione finale della probabilità richiestagli.

In sintesi, se dare un'informazione non è mai del tutto non informativo da un punto di vista psicologico, allora questo problema è mal posto. Infatti se l'informazione è in qualche misura informativa, allora è incompleta. Mancano l'esito della valutazione (I o A) e l'accuratezza dello strumento di valutazione (sensibilità/specificità); solo specificando queste due condizioni è possibile valutare se il ragionamento del soggetto è bayesiano o no. In assenza di queste informazioni, si rischia di spingere il soggetto a completare le informazioni dando egli stesso un esito del test.

Si può ipotizzare, vista l'analogia dei problemi, che qualcosa di analogo sia accaduto con il problema delle urne studiato da Edwards. Le differenze fra gli esperimenti e i risultati di Edwards e quelli di Tversky e Kahneman sarebbero in tal caso più apparenti che sostanziali. Qui sotto sono riportate in modo schematico le informazioni fornite dai due problemi:

le due ipotesi sono:

problema delle « urne »

$H_r = 70\%$ rosse e 30% blu

$H_b = 30\%$ rosse e 70% blu

Il dato specifico è:

$D = 8$ rosse e 4 blu

problema degli « avv/ing »

$H_a = 70\%$ avv

$H_i = 30\%$ ing

$D =$ descrizione

Analizziamo le ipotesi: H_r può sembrare molto diversa da H_a , ma se traduciamo verbalmente quanto espresso in H_r (70% rosse e 30% blu) in «urna a prevalenza rossa», H_r , indipendentemente dal contenuto, non risulta più molto diversa da H_a .

Anche il dato relativo alla descrizione di Giovanni non è sostanzialmente diverso da quello relativo al campione di palline. Consideriamo la distribuzione di palline del primo esperimento (in prevalenza rosse) come un analogo quantitativo della distribuzione di caratteristiche (in prevalenza «da ingegnere») della descrizione di personalità dell'esperimento di Tversky e Kahneman.

In tal caso la risposta mediana pari al «75%» data al problema delle urne corrisponde sostanzialmente alla risposta mediana pari a «95%», fornita con il problema «avv/ing». Come una percentuale di «95%» esprime il grado di «quasi-cerchezza» che un ingegnere possa essere descritto così, allo stesso modo, «75%» esprime l'idea che il campione (in cui le proporzioni sono 8 r : 4 b, a prevalenza rossa) è stato tratto dall'urna a prevalenza rossa (70% rossa).

Se tale analisi è corretta, entrambi i fenomeni, il conservatorismo e la base rate fallacy, così come sono stati studiati con questi problemi, sarebbero effetti della struttura incompleta del compito usato.

Una conferma indiretta a questa ipotesi viene da uno studio condotto da McCauley e Stitt (1978). Questi autori hanno trovato una correlazione fra la base rate relativa a tratti di personalità e le probabilità che questi tratti siano adeguati ad una particolare nazionalità (probabilità a posteriori). Nel loro esperimento veniva però fornita la probabilità relativa alla «descrizione» dei tratti di personalità, mentre nel problema di Tversky e Kahneman questa non è data. Con quel testo la base rate veniva utilizzata dalla maggior parte dei soggetti.

Riassumendo, nella teoria della probabilità soggettiva, per stabilire la probabilità di un evento, sono quindi necessari:

1) una scala numerica o almeno qualitativa (certo, molto probabile...) da cui scegliere i gradi di probabilità - $P(D/I)$ - di una affermazione.

2) esempi canonici per ogni grado di probabilità su questa scala. Esempi dove ci sia un accordo generale su quale grado di probabilità è appropriato (nel nostro caso ad es. la descrizione di Dick=poco probabile che sia un ingegnere; la descrizione di Giovanni=molto probabile, ecc.).

3) un calcolo, insieme di regole per combinare giudizi semplici e ottenere giudizi complessi.

Fornire la risoluzione normativa con il teorema di Bayes, nella versione a rapporto, lasci irrisolto un punto. Questa versione (vedi nota 3) consente agli sperimentatori di eliminare il rapporto tra likelihoods (informazioni specifiche) e quindi anche la definizione del valore della probabilità della descrizione nel caso degli Ingegneri (D/I), rispetto alla probabilità della descrizione nel caso degli Avvocati (D/A). Non viene così esplicitato come, secondo gli sperimentatori, dovrebbe essere valutata dai soggetti la likelihood, né sotto quale soglia di informatività essa sia da considerare irrilevante.

1.4. LA STEREOTIPICITÀ.

La stereotipicità dell'informazione specifica è stata oggetto di numerosi studi dell'area « euristiche e biases », tendenti a confermarne la funzione centrale nella determinazione del fenomeno indicato come base rate fallacy. Uno di questi è stato lo studio degli stereotipi sessuali nel giudizio sociale (Locksley, Borgida, Brekke e Hepburn, 1980; Locksley, Hepburn e Ortiz, 1982; Rasinski, Crocker e Hastie, 1985)⁶.

In questi studi gli autori confrontavano l'influenza degli stereotipi sessuali sul giudizio (ad es. se l'assertività è propria degli uomini o delle donne), rispetto alle informazioni relative al comportamento di un dato individuo. Gli stereotipi sociali venivano qui considerati come stime intuitive, soggettive delle frequenze di certi attributi all'interno di determinati gruppi sociali, con funzione di probabilità a priori. Alcune delle prime ricerche condotte in quest'ambito dimostrarono l'esistenza di un fenomeno analogo alla base rate fallacy, ovvero, in presenza di informazioni relative al comportamento dell'individuo, gli stereotipi sociali venivano trascurati (Locksley et al., 1980, 1982). In seguito tuttavia uno studio condotto da Rasinski et al. (1985), che riprendeva un esperimento dell'articolo di Locksley dell'80, non trovò alcun supporto per l'ipotesi della base rate fallacy. Quando veniva costruito un criterio normativo bayesiano per ogni soggetto, basato sui giudizi stereotipici propri di ogni soggetto, e questo veniva confrontato con i giudizi relativi alla « assertività », fatti in presenza della informazione individuante, non veniva confermato che i soggetti ignorassero o utilizzassero in modo ridotto i loro stereotipi

⁶ Gli stereotipi sociali (sessuali in questo caso) sono stati definiti come la credenza che vari tratti o atti siano caratteristici di particolari gruppi sociali.

(base rate) come era previsto dalla ipotesi del programma « euristiche e biases ».

Più recentemente Hilton e Fein (1989) hanno cercato di definire il concetto di diagnosticità dell'informazione specifica, identificando due dimensioni:

a) *diagnosticità specifica del giudizio* (valore diagnostico dell'informazione per il giudizio specifico richiesto, ad es. per valutare la forza del carattere, avere come dato episodi in cui un individuo ha dimostrato tale tratto);

b) *diagnosticità tipica* (valore diagnostico relativo a diverse aree di giudizio, relativo a quelle informazioni che sono diagnostiche, informative, per diversi tipi di giudizio. Ad es. sapere l'occupazione lavorativa di una persona può essere importante per diversi tipi di giudizio, mentre sapere cosa quella persona ha mangiato a pranzo è informativo per un ristretto genere di giudizi).

Ciò che è stato notato, facendo variare anche all'interno della stessa informazione queste due coordinate, è il cosiddetto « dilution effect » (Nisbett, Zuckier e Lemley, 1981). L'impatto degli stereotipi era « diluito » maggiormente dalla presenza di informazioni non diagnostiche in senso specifico, ma diagnostiche in senso tipico. La maggior parte degli studi ha esaminato la predominanza dell'informazione specifica sulla base rate, manipolando solo la « diagnosticità specifica del giudizio ». Recentemente però (Hilton e Fein, 1989), è stato notato un effetto della informazione specifica anche in condizioni di bassa diagnosticità specifica ma di alta diagnosticità tipica.

Nel tentativo di risolvere un apparente paradosso emergente dai risultati riportati nella letteratura sul giudizio statistico e sul ragionamento deduttivo, anche Evans, Brooks e Pollard (1985), mostrano la funzione della base rate nei giudizi che coinvolgono le credenze dei soggetti (prior beliefs). Il paradosso risultava dalla comparazione fra la tendenza ad ignorare la base rate (cioè la probabilità a priori bayesiana) e la constatazione che le credenze dei soggetti influenzano le inferenze deduttive, anche quando esse sono formalmente irrilevanti (in netto contrasto con quanto rilevato da Locksley). Vennero condotti alcuni esperimenti dove, come probabilità a priori venivano fornite le credenze dei soggetti relative al mondo reale. I risultati di questi esperimenti dimostrano che queste ultime influenzano in modo significativo le inferenze dei soggetti.

Questi studi tuttavia utilizzano disegni sperimentali piuttosto diversi che avrebbero bisogno di una attenta analisi, al fine di poter valutare la

loro funzione nella determinazione di risultati così differenti da quelli ottenuti in precedenza.

Un punto debole degli studi di Locksley e di Tversky e Kahneman riguarda la funzione dello stereotipo. Infatti sembra che questo abbia, seguendo la loro interpretazione, la funzione di far considerare in maniera privilegiata una informazione (quella individuante) proprio in quanto questa sarebbe in grado di attivare idee stereotipiche (sulle categorie professionali ad es.) ma sia del tutto ininfluenza se intesa come base rate. Tipicità, o stereotipicità, definiscono allora l'elemento esplicativo o descrivono la diversità nel tipo di informazione stessa? È il carattere di stereotipicità ad influenzare i processi di giudizio o il tipo di informazione in se stessa?

1.5. LA RAPPRESENTATIVITÀ.

Il fatto che in molti casi i soggetti basino i loro giudizi di probabilità sulla rappresentatività degli eventi fu la prima spiegazione offerta per il cosiddetto fenomeno della base rate fallacy (Kahneman e Tversky, 1973). Secondo questa ipotesi, la probabilità di un evento è valutata in relazione al grado in cui questo « rappresenta » o somiglia alla sua fonte o al processo che lo produce. I due autori fanno riferimento a tale proposito al concetto di prototipo (cfr. Rosch, 1983), nel senso che la stima di probabilità è direttamente proporzionale al grado di « prototipicità » di un evento rispetto ad una determinata classe. Poiché, secondo questi autori, la base rate è di solito meno rappresentativa dell'informazione specifica, viene ad essere largamente ignorata.

Tversky e Kahneman (1982b) parlano di rappresentatività in due sensi distinti:

- 1) giudizio « by representativeness », usata per inferenze e previsioni;
- 2) giudizio « of representativeness », in cui le persone giudicano i campioni altamente rappresentativi della popolazione d'origine.

Rispetto al primo significato essi distinguono quattro casi:

- 1) Rappresentatività come *relazione tra una classe H e un valore D* di una variabile definita in questa classe (ad esempio la misura dell'altezza D in una determinata popolazione H, oppure l'età di matrimonio D in una determinata cultura H).

La rappresentatività è determinata qui da ciò che il soggetto sa della distribuzione di frequenza della variabile e della vicinanza del valore D

alla media. In questo caso la rappresentatività è identica alla likelihood di un valore osservato, data una distribuzione soggettiva di H , cioè $P(D/H)$, dove H è una distribuzione unidimensionale e D una singola osservazione.

2) Rappresentatività come *relazione tra una classe* (ad es. l'insieme degli studenti) e un elemento o 3) *un sottoinsieme* (l'insieme degli studenti in astronomia). Il ragionamento è analogo a quello per il punto 1, con la differenza che qui D è un campione invece di un singolo evento.

4) Rappresentatività come *relazione fra un sistema causale* (ad es. le caratteristiche di personalità) e una *conseguenza possibile* (la scelta professionale). Qui non è più una classe, ma un sistema a produrre la conseguenza (D). Ad es. se H è « avere la polmonite », D è « avere la febbre alta ».

Sebbene secondo Tversky e Kahneman le euristiche non siano influenzate da fattori estensionali, in molti, se non in tutti i casi, la rappresentatività e la similarità sono sinonimo di « likelihood », intesa come relazione unidirezionale tra un campione D e una popolazione o ipotesi H , $P(D/H)$, nel senso che un campione è più o meno rappresentativo di una popolazione particolare, ma non viceversa.

Gigerenzer e Murray (1987) ritengono che la rappresentatività non sia altro che una ridescrizione del fenomeno empirico invece che esserne una spiegazione.

Quindi la rappresentatività, che si presenta come alternativa ad un ragionamento formale, in realtà è concepita nei termini di una legge astratta:

– la rappresentatività opera indipendentemente dal contenuto e dal contesto del problema e non dà indicazioni sul processo di ricerca delle informazioni.

L'enfasi su una legge astratta di questo tipo ha posto in secondo piano l'importanza dello studio delle caratteristiche del compito nella strutturazione del pensiero.

Molte critiche sono state mosse all'euristica della rappresentatività e da punti di vista diversi. Tale principio si è dimostrato innanzitutto limitato, come esplicitamente riconosciuto anche dagli stessi Tversky e Kahneman, poiché non sempre la base rate fallacy è attribuibile ad esso (Bar-Hillel, 1983; Tversky e Kahneman, 1980). Bar-Hillel (1980) pur restando all'interno del programma euristiche e biases, sostiene che la spiegazione proposta da Tversky e Kahneman è incompleta, notando che la base rate fallacy non è necessariamente causata dall'euristica della rappresentatività.

Secondo Evans e Pollard (1982), inoltre, « il problema risiede nel fatto che le predizioni, formulate a partire dalla ipotesi della rappresentatività, sono basate su che cosa può accadere quando i soggetti basano i

loro giudizi sulla rappresentatività, ma non sono state specificate chiaramente le circostanze in cui essi lo farebbero » (p. 126).

Inoltre è stato dimostrato che alcuni dei risultati di Tversky e Kahneman dipendono in gran parte dalle caratteristiche del compito. Un esperimento condotto da Olson (1976) ha dimostrato l'influenza di questo fattore con il « problema della maggioranza » di Kahneman e Tversky (1972). In questo compito, ai soggetti era stato detto che metà di una classe in una scuola (programma A) conteneva il 65% di maschi, mentre l'altra metà (programma B) conteneva il 45% di maschi. Venne chiesto ai soggetti, sulla base del 55% di maschi in un'altra classe scelta a caso, se la classe apparteneva al programma A o B. Di 88 soggetti, 67 hanno risposto A, sebbene B risulti da un punto di vista normativo un po' più probabile di A. Tversky e Kahneman hanno spiegato queste risposte con la rappresentatività: il campione dato è più rappresentativo di A, poiché sia il campione sia la popolazione contengono la « maggioranza » di ragazzi. Olson ha mostrato che le risposte dei soggetti non dipendono da questa distinzione. Egli ha infatti formulato un problema analogo in cui la percentuale di maschi nel gruppo A era pari al 55%, nel gruppo B al 35% e nel campione da valutare al 45%. Stando alle previsioni del principio di maggioranza, in questo caso i soggetti avrebbero dovuto rispondere che il gruppo con la minoranza di maschi (35%) avrebbe dovuto essere considerato come il più probabile quello da cui il campione era stato tratto. Invece la maggior parte dei soggetti ha valutato come più probabile che il campione fosse tratto dal gruppo A.

La spiegazione di Olson fu relativa ad un bias che consiste nel trattare le % come numeri assoluti, 55 in tal senso è un sottoinsieme di 65, ma non di 45. Il problema della maggioranza, sebbene riveli un bias non normativo, sembra non abbia nessuna relazione con la rappresentatività.

Almeno due punti della concezione della rappresentatività proposta da Tversky e Kahneman nel 1973 sono stati modificati nel corso di questi ultimi anni:

- il primo riguarda l'idea che « la base rate venga ignorata perché non è influenzata dalla rappresentatività ». Infatti nel problema dei Taxi (1973) ad es., la presunta base rate fallacy non è spiegabile nei termini dell'euristica della rappresentatività;

- la rappresentatività « domina le considerazioni basate sulla base rate » (Bar-Hillel, 1983) anche quando non è una guida per la valutazione (è questo il caso di Dick nel problema « avv/ing »). Gli studi condotti da Ginossar e Trope (1980) e da Fischhoff et al. (1979) mostrarono che,

quando l'informazione specifica non era rappresentativa, la base rate veniva in qualche modo utilizzata. I risultati opposti raggiunti da Tversky e Kahneman nel caso di « Dick » (descrizione non rappresentativa) erano quindi un effetto di alcune caratteristiche del compito, nel caso specifico del disegno sperimentale (between-subjects).

Il concetto di « rappresentatività » quindi non può essere considerato come un'euristica generale che sta alla base delle performance dei soggetti in compiti di giudizio.

1.6. LA FAMILIARITÀ.

Scopo di un lavoro di Gigerenzer, Hell e Blank (1988, Esp. 2) era quello di dimostrare l'influenza della familiarità del contenuto sull'uso della base rate. Nel problema del « calcio » venne chiesto a degli studenti dell'allora Germania occidentale di valutare la probabilità che una data squadra di calcio avesse vinto una particolare partita del torneo « Bundesliga », dopo aver fornito loro sia l'informazione sulla proporzione di vittorie/sconfitte per quella data squadra nelle altre partite giocate (base rate), sia il punteggio ottenuto a metà tempo di quella data partita (informazione individuante). I soggetti di questo esperimento, nel formulare il giudizio, si basarono sulla base rate, in modo « non distinguibile dal procedimento Bayesiano » (p. 513).

Gli autori spiegarono i risultati assumendo che la popolarità di questo torneo in Germania avesse reso familiare a molti soggetti fare previsioni con questo tipo di compito.

Tuttavia ad un'analisi più attenta notiamo che le variabili modificate dagli autori, rispetto al problema « avv/ing » che viene assunto come modello sperimentale, non si limitano al contenuto che risulterebbe, secondo Gigerenzer e collaboratori, « più familiare ». Nel loro lavoro è stata modificata innanzitutto la diagnosticità dei punteggi forniti nella informazione specifica. Infatti il punteggio a metà partita, pari a « 2 : 1 »⁷, non risulta sufficientemente diagnostico di una vittoria finale. Potrebbe molto probabilmente avere esito in un pareggio o addirittura in una sconfitta. Ci sembra quindi assimilabile, quanto a rappresentatività (rispetto alla vittoria), alla descrizione di « Dick » nel problema « avv/ing » di Tversky e Kahne-

⁷ « 2 : 1 » è il risultato più estremo fornito da Gigerenzer e collaboratori; gli altri sono: « 1 : 2 » e « 1 : 1 ».

man. Ben diverso sarebbe il caso in cui venisse fornita un'informazione simile in diagnosticità a quella usata per « Giovanni » (cioè una descrizione vicina a quella propria di un ingegnere), ad es. in questo caso un risultato a metà partita pari a « 4 : 1 » o « 3 : 1 ». Sarebbe interessante verificare se si otterrebbe anche in questo caso la considerazione della base rate. Se queste osservazioni sono corrette, allora Gigerenzer e collaboratori avrebbero costruito una situazione problematica che rappresenta per certi aspetti un corrispettivo del problema degli avv/ing, nella versione particolare in cui l'informazione specifica è di tipo neutro (Dick). Ma già tutti gli studi precedenti avevano mostrato che con il problema neutro la base rate tende ad essere considerata in misura maggiore dai soggetti. Per poter concludere che la familiarità del contenuto (la previsione dell'esito delle partite di calcio rispetto alla previsione della professione di un individuo) è la variabile responsabile della considerazione della base rate, Gigerenzer e collaboratori avrebbero dovuto mantenere gli altri fattori invariati, seppure tradotti nel nuovo contesto⁸. Se questi elementi non vengono controllati, è azzardato attribuire alla « familiarità » la responsabilità dei risultati ottenuti. Inoltre, poiché gli autori non forniscono l'accuratezza dell'informazione specifica (in questo caso la probabilità che, data la vittoria della partita, si abbia un vantaggio a metà partita per la squadra di cui deve essere valutata la probabilità di vittoria finale, $P(\text{Vantaggio/Vittoria})$), anche il problema del « calcio », come quello degli « avv/ing » di Tversky e Kahneman, non è un problema accettabile.

In conclusione: nell'esperimento in cui è stato usato il problema del calcio sono stati modificati, insieme alle variabili oggetto di studio (la concretezza, la familiarità ecc.), altri elementi della formulazione verbale del problema, che vengono poi trascurati nell'analisi dei risultati.

1.7. IL PARADIGMA DEI « PROBLEMI SCOLASTICI »

(*TEXTBOOK PROBLEM PARADIGM*).

Un altro tipo di problema di ragionamento probabilistico molto usato nella letteratura recente è quello definito « dei problemi scolastici ». In questo paradigma sperimentale entrambe le probabilità relative alle informazioni vengono fornite dal problema stesso, a differenza del paradigma

⁸ Un'altra differenza, non esplicitata dagli autori, risiede nell'aver fornito i dati in forma di frequenza (10 vittorie su 30 partite giocate).

precedente dove l'informazione specifica era ad es. una semplice descrizione di personalità. Nei problemi utilizzati da questo paradigma di ricerca vengono fornite esplicitamente due tipi di informazioni:

– la base-rate che può essere definita come la frequenza relativa con cui un evento si verifica o una proprietà è presente in una data popolazione (Ginossar e Trope, 1987; Hinsz, Tindale, Nagao, Davis e Robertson, 1988; Lanning, 1987);

– l'informazione specifica (« additional information » o informazione diagnostica) che fornisce una probabilità relativa ad un sottogruppo o ad un membro della popolazione.

La soluzione di questi problemi è⁹ normativamente unica.

Un problema molto noto in questo ambito di ricerca è quello dei Taxi, formulato da Tversky e Kahneman (1973). In questo caso la mancata considerazione della base rate da parte dei soggetti non può essere attribuita all'euristica della rappresentatività, in quanto l'informazione specifica – la accuratezza di una testimonianza – non è considerabile più o meno rappresentativa, tuttavia, anche in questo caso si verificherebbe, secondo Tversky e Kahneman, la non considerazione della base rate da parte dei soggetti.

Testo T1

Un taxi è stato coinvolto in un incidente con omissione di soccorso durante la notte.

Due compagnie di taxi, la verde e la blu, operano nella città. Ti vengono forniti i seguenti dati:

(i) L'85% dei taxi della città è costituito da taxi verdi e il 15% da taxi blu;

(ii) un testimone ha identificato il taxi come blu. Il tribunale ha esaminato la sua abilità nell'identificazione dei taxi in condizioni di visibilità appropriate all'incidente.

Quando gli è stato presentato un campione di taxi (metà blu e metà verdi) il testimone ha identificato correttamente i taxi nell'80% dei casi e ha sbagliato nel restante 20%.

Qual è la probabilità che il taxi implicato nell'incidente fosse blu piuttosto che verde?

Il testo fornisce due tipi di informazioni:

– la *probabilità primaria*, cioè le frequenze osservate dei taxi di colore blu e verde circolanti in città, rispettivamente $P(B)$ e $P(V)$;

⁹ Esiste tuttavia una controversia sull'appropriatezza del teorema di Bayes rispetto ad altre formulazioni alternative dell'inferenza probabilistica, per la quale rimandiamo a Birnbaum, Anderson e Hynan, 1990; Cohen, 1979, 1981; Schum, 1981.

– l'*informazione specifica*, cioè la testimonianza, che è in relazione specifica con l'evento oggetto di giudizio; essa viene espressa nella sintassi della teoria della probabilità mediante l'uso di due probabilità condizionate, rispettivamente: $P(\ll B \gg/B)$ cioè la probabilità di riconoscere come blu un taxi che è effettivamente blu e $P(\ll B \gg/V)$ cioè la probabilità di riconoscere come blu un taxi verde. Il modo appropriato di ottenere la probabilità a posteriori richiesta $P(B/\ll B \gg)$ (ovvero la probabilità che il taxi sia effettivamente blu posto che sia stato riconosciuto come blu dal testimone) è, secondo il teorema di Bayes, il seguente:

$$\frac{P(B/\ll B \gg)}{P(V/\ll B \gg)} = \frac{P(\ll B \gg/B).P(B)}{P(\ll B \gg/V).P(V)} = \frac{(.80).(15)}{(.20).(85)} = \frac{0.12}{0.17}$$

$$P(B/\ll B \gg) = \frac{0.12}{0.12 + 0.17} = 0.41$$

I soggetti tuttavia facevano riferimento solo alla testimonianza (80%), prescindendo dal numero dei taxi in circolazione. Il procedimento corretto invece dovrebbe considerare che i taxi riconosciuti come blu sono in parte effettivamente blu (riconoscimento corretto) ed in parte verdi (errato riconoscimento). I taxi blu riconosciuti come tali costituiscono l'80% del 15% del totale, quindi 12 taxi, mentre il numero di taxi verdi riconosciuti come blu (riconoscimento erroneo) è maggiore, in quanto rappresenta il 20% dell'85% del totale, cioè 17 taxi (su un'ipotetica popolazione di 100 taxi).

A questo punto è chiaro che la probabilità che il taxi riconosciuto come blu sia effettivamente blu $P(B/\ll B \gg)$ è inferiore a quella che un taxi riconosciuto come blu sia invece verde $P(V/\ll B \gg)$. Risultato ben diverso da quello a cui si perviene considerando, in modo erroneo, la percentuale di riconoscimento corretta solo in relazione al singolo taxi blu riconosciuto durante l'incidente (80%).

Lyon e Slovic (1976) hanno cercato di individuare alcune condizioni per delimitare e comprendere il fenomeno. A tal fine sono stati tentati diversi tipi di manipolazioni (quasi tutte a livello quantitativo) delle informazioni, senza ottenere cambiamenti significativi dei risultati. Sono stati così modificati:

- 1) l'ordine di presentazione dei dati;
- 2) l'ampiezza della diversità fra la base rate e la probabilità relativa all'informazione specifica (venne aumentata la concordanza fra base rate

e informazione specifica, di modo che quest'ultima confermasse la prima, *confirming evidence*);

3) la base rate (60%, 50%);

4) la credibilità del testimone (60%, 50%);

5) l'utilizzazione di espressioni verbali invece che numeriche¹⁰ (Lyon e Slovic, 1976; Bar-Hillel, 1980).

Al fine di definire meglio le condizioni di tale fenomeno vennero proposte anche delle modificazioni di alcune caratteristiche della base rate: l'estremità e la salienza. Tversky e Kahneman avevano ipotizzato che la probabilità primaria avrebbe potuto avere una qualche influenza sul giudizio se fosse stata « estrema »; per valutare questa possibilità Lyon e Slovic (1976) modificarono la base rate da 85% e 15% a 1% e 99% nel problema delle lampadine¹¹ senza peraltro ottenere delle differenze significative rispetto alla condizione originale. Tuttavia Ofir (1988) fornendo ai soggetti delle versioni del problema dei taxi in cui le base rates erano più estreme riporta un forte effetto di questa informazione.

1.8. LA VIVIDEZZA.

Un altro fattore proposto come spiegazione della base rate fallacy è la vividezza o salienza dell'informazione specifica. Secondo Nisbett e Borgida (1975) la base rate risulta « remota e astratta » in contrasto con la vividezza e la concretezza (*saliienza*) dell'informazione specifica che è relativa ad un insieme di elementi più ristretto rispetto alla popolazione generale.

¹⁰ L'ipotesi che una possibile spiegazione del fenomeno fosse da imputare alla difficoltà di computazione di un calcolo così difficile è stata contrastata da Bar-Hillel con un problema in cui veniva soppressa la base rate, ma venivano fornite due informazioni specifiche contrastanti (due testimoni in disaccordo), che venivano entrambe considerate.

¹¹ *Il problema delle lampadine:*

« Una fabbrica di lampadine usa una apparecchiatura che individua ogni lampadina difettosa. L'85% delle lampadine sono funzionanti; il rimanente 15% sono difettose. Questa apparecchiatura di selezione è corretta nell'80% dei casi, indipendentemente dal fatto che la lampadina sia funzionante o difettosa. Cioè, quando una lampadina è buona, lo scanner la classifica come funzionante nell'80% dei casi. Quando la lampadina è difettosa, lo scanner la classifica correttamente come difettosa nell'80% dei casi. Supponi che qualcuno scelga a caso una lampadina, e la sottoponga allo scanner. Lo scanner la classifica fra le difettose. Quale pensi sia la probabilità (espressa in percentuale) che questa lampadina sia davvero difettosa? ».

Tuttavia Lyon e Slovic (1976) hanno mostrato il persistere del bias anche eliminando questa caratteristica dell'informazione specifica. Essi hanno riformulato ad es. il problema dei taxi ponendo al posto del testimone un dispositivo automatico di riconoscimento ed eliminando così la vividezza della testimonianza umana.

Venne formulato un altro problema per valutare l'ipotesi che una base rate « ben stabilita o facilmente ricordabile (ad es. saliente) possa essere incorporata » e possa avere quindi più peso nella valutazione finale (p. 293). Venne a tale scopo formulato il problema del « destrimane »:

« L'esame di un incidente in cui un uomo è stato ferito con un coltello è stato recentemente sottoposto ad una giuria di una città. Un punto centrale nel caso in questione era stabilire se l'assalitore fosse destrimane o mancino. Circa l'85% degli abitanti di quella città sono destrimani; il rimanente 15% sono mancini. Un testimone affermò in tribunale che l'assalitore teneva un coltello nella mano sinistra » (il resto del problema non è riportato nel testo, ma dovrebbe avere una struttura simile a quello dei taxi).

Anche in questo caso non venne rilevata un'influenza della base rate sul giudizio finale.

1.9. LA CAUSALITÀ.

All'ipotesi della *salienza* Kahneman e Tversky (1980) contrappongono la *causalità* come principio esplicativo.

Sulla base dell'euristica della rilevanza *causale* solo l'informazione che è in relazione causale con l'evento oggetto di giudizio verrebbe considerata ai fini della valutazione della sua probabilità. Anche questa euristica non risulta del tutto esaustiva sul piano teorico e sperimentale, come verrà illustrato in relazione ad alcuni problemi specifici.

Gli ultimi quindici anni sono stati testimoni dello sforzo di continuare questo programma di ricerca, studiando gli effetti della funzione della rilevanza causale come mezzo per incrementare la considerazione delle informazioni. Ma la « base rate causale » risulta un concetto largamente indefinito. Tversky e Kahneman (1980) e Ajzen (1977) hanno ipotizzato che la base rate sarebbe stata usata in relazione al grado in cui risulta causalmente rilevante per un giudizio particolare. Tversky e Kahneman definiscono (1980) la relazione causale fra due dati in questo modo: se D è percepito come una causa dell'occorrenza o meno di X, allora D è un dato

causale (X/D). L'attivazione del presunto bias verso ciò che è o appare rilevante a livello causale viene mostrato con due paradigmi sperimentali:

1) comparando inferenze causali con inferenze diagnostiche (cfr. problema « madre/figlia », Tversky e Kahneman, 1980);

2) con problemi in cui cambia l'impatto di dati causali e incidentali di uguale informatività, « i dati che rientrano in uno schema causale vengono utilizzati, mentre i dati ugualmente informativi ai quali non può essere data una interpretazione causale non vengono utilizzati » (Tversky e Kahneman, 1980, p. 65).

Ci occuperemo del secondo paradigma, che è stato utilizzato per lo studio della base rate fallacy. Tversky e Kahneman formularono una versione del problema dei taxi che hanno definito « causale ». Nella prima versione del problema dei taxi la base rate era relativa ai taxi circolanti in città; nel problema dei taxi versione causale, veniva fornita oltre alla base rate dei taxi circolanti in città (pari al 50%), anche quella dei taxi coinvolti negli incidenti (ritenuta dagli autori causale). Tale percentuale, secondo alcuni autori (Gigerenzer e Murray, 1987), favorisce una spiegazione causale della diversa distribuzione di incidenti fra i due gruppi di taxi, nel senso che i guidatori della compagnia verde sono meno competenti di quelli della compagnia blu. Il presupposto dell'ipotesi di Tversky e Kahneman è l'informatività uguale fra i due tipi di base rate. Qui, rifacendoci anche all'ipotesi di Gigerenzer (1991), la base rate dà un'informazione del tutto diversa. Se l'evento da valutare è « il colore del taxi responsabile dell'incidente con omissione di soccorso durante la notte », dare delle informazioni sulla percentuale di taxi di quel colore o sulla facilità con cui i taxi di quel colore commettono incidenti, o addirittura la percentuale di taxi di quel colore che essendo responsabili degli incidenti omettono il soccorso (e magari di notte), significa trasmettere delle informazioni diverse che, se fornite tutte nello stesso problema, dovrebbero essere tutte considerate. Fornite in problemi diversi portano necessariamente ad una diversa rappresentazione del problema. Gigerenzer (1991) sostiene addirittura che dovrebbe essere considerata solo la base rate che ha tutte le specificazioni/determinazioni che sono proprie dell'evento da valutare. L'unico aspetto che Tversky e Kahneman hanno mantenuto uguale rispetto al problema originario sono i dati quantitativi (85% e 15%), ma questo ha poco significato. Infatti la base rate cosiddetta « incidentale » (la percentuale di taxi di un determinato colore) è stata annullata nel secondo problema ponendola uguale a 50%. Se non c'è un legame causale anche tra la capacità di guidare e l'atto criminale di non dare soccorso, allora la

base rate relativa al « fare incidenti » (capacità di guidare) è anch'essa « non causale ». La probabilità a priori relativa alla « omissione di soccorso » risulta comunque non specificata. Poiché è assente, Tversky e Kahneman dovrebbero spiegare la loro scelta alternativa di utilizzare la « base rate di taxi » o « di incidenti » o piuttosto il principio di indifferenza che si potrebbe utilizzare in situazioni in cui è assente un'informazione. Sovrapporre la probabilità relativa alla omissione di soccorso a quella relativa agli incidenti sarebbe come inferire la mancanza di onestà dalla mancanza di competenza. La scelta di quale base rate usare deve essere giustificata, altrimenti si rischia di confondere i tipi di esperimenti.

Quindi:

1) Per considerare la probabilità primaria e per dire che la probabilità a posteriori è una sola, è necessario che la base rate rilevante sia specificata. Altrimenti, nel caso di base rate incidentali, non ha senso parlare di mancata considerazione.

2) Più diventa specifico il contenuto (incidente, di notte, con omissione di soccorso), più ambiguo diventa decidere quale base rate è rilevante.

Bisogna considerare, a questo punto, altri aspetti problematici di questa euristica, che verranno poi trattati a livello sperimentale. Uno di questi concerne l'ambiguità dell'accezione in cui è usato questo termine a seconda del problema specifico a cui si riferisce.

Relativamente al problema dei Suicidi, formulato da Bar-Hillel (1980) e poi ripreso e sviluppato da Tversky e Kahneman (1980), « la diversa proporzione di suicidi implica che una persona non sposata (single) abbia una maggiore propensione a commettere il suicidio rispetto ad una persona sposata » (corsivo nostro).

Testo S1

Considera le seguenti informazioni sui casi di suicidio.

In una popolazione di giovani adulti, 80% degli individui sono sposati e 20% sono single.

La percentuale di morti per suicidio è tre volte maggiore tra i single che tra gli sposati.

Qual è la probabilità che un individuo, scelto a caso fra coloro che hanno commesso un suicidio, sia un single?

La relazione *causale*, che qui indica una sorta di connessione fra una certa categoria di persone e un comportamento particolare, sembra essere prodotta semplicemente dalla differenza di percentuali, indipendentemente « da credenze a priori sulle tendenze suicidarie nella popolazione » (Tversky e Kahneman, 1980).

Nella versione del problema dei Suicidi definita « causale », il legame sembra invece essere stabilito dal fatto che esiste una relazione fra l'informazione e l'evento da valutare, un'accezione anch'essa piuttosto generica che può significare anche pertinenza.

Testo S(C)1

Considera le seguenti supposizioni sul suicidio.

In una popolazione di adolescenti, 80% dei tentati suicidi sono commessi da ragazze, e il 20% da ragazzi. La percentuale di tentati suicidi che hanno esito nella morte è tre volte più alta tra i maschi che tra le femmine.

Qual è la probabilità che un adolescente, scelto a caso fra coloro che sono morti per suicidio, fosse un maschio?

Nel problema dei Libri al contrario, sempre secondo Tversky e Kahneman, non esiste rapporto di causalità fra le due informazioni, poiché non c'è legame fra la lingua in cui è stato scritto un libro e il modo in cui è stato rilegato.

Testo L1 (usato da Tversky e Kahneman)

Una libreria rifornisce il proprio magazzino di libri sia in lingua tedesca che francese: 80% dei libri in magazzino sono in tedesco e il restante 20% sono in francese.

La proporzione di tascabili è tre volte più alta tra i libri in francese che tra quelli in tedesco.

Qual è la probabilità che un tascabile, scelto a caso dal magazzino, sia in francese?

Tuttavia, se la seconda accezione di causalità concerne la relazione tra l'informazione e l'evento da valutare, dovrebbe essere rinvenibile anche tra la « percentuale di tascabili » e la probabilità di scegliere un tascabile scritto in una lingua particolare. Ciò non è possibile se, in quest'ultimo caso, non esistono o sono difficilmente rinvenibili idee a priori. Ma, come abbiamo detto sopra, questo non è il modo in cui questi autori concepiscono la causalità.

La complessità del modo in cui viene utilizzato il principio di causalità da Tversky e Kahneman emerge soprattutto nel confronto fra il problema dei Taxi e quello dei Libri. In entrambi i testi le informazioni sono ritenute non rilevanti a livello causale, ma nel caso dei Taxi proprio tale caratteristica è ritenuta responsabile della fallacia (tanto che la probabilità primaria viene invece considerata quando è rilevante a livello causale), mentre nel caso dei Libri tale assenza è data come spiegazione della corretta considerazione della probabilità primaria, con risultati molto divergenti.

1.10. LA SPECIFICITÀ.

Secondo Bar-Hillel (1980) la probabilità primaria viene considerata anche in situazioni non significative a livello causale. Come ipotesi esplicativa l'autrice propone allora il concetto di *rilevanza*, definendolo nei termini della *specificità* dell'informazione relativa ad un sottogruppo della popolazione, qualora il giudizio in questione riguardi un membro di tale sottogruppo (Bar-Hillel, 1980, pp. 216-217). L'informazione che è relativa a sottogruppi di popolazione o a membri specifici di questa, risulta più rilevante della base rate nel processo di valutazione della probabilità a posteriori. Quando questo sottogruppo contiene solo il caso oggetto di giudizio, l'informazione specifica viene chiamata « informazione individuante » (Tversky e Kahneman, 1973). Spesso tale informazione specifica dovrebbe in effetti essere considerata più importante delle informazioni generali. Ad es., come afferma Bar-Hillel (1980), per stimare lo stato coniugale di una giovane adulta dovrebbe essere usata la percentuale delle giovani donne sposate invece della percentuale delle persone sposate in generale. In altri casi tuttavia, in problemi di inferenza bayesiana nella quale è espressa la base rate generale, l'informazione specifica non dovrebbe essere considerata come informazione unica.

Già Tversky e Kahneman sostenevano che una informazione più specifica tende a dominarne una meno specifica (ad es. nel problema « avv/ing »). Bar-Hillel si spinge ancora oltre ed esprime la generalità di questo principio ponendolo alla base anche della rappresentatività: « è questo il motivo per cui il risultato del giudizio basato sulla rappresentatività non viene integrato con la base rate: essendo più specifico semplicemente domina la base rate stessa » (1983, p. 35). La specificità sembra essere la base comune con cui Bar-Hillel ridefinisce anche la causalità (1980) nei termini di « uno strumento per estrarre caratteristiche individuali, specifiche dalle caratteristiche della popolazione » (p. 218). Sembra tuttavia che tale principio, forse perché così descrittivamente generico, venga introdotto a livello esplicativo quando le altre « euristiche naturali » non riescono a spiegare la fallacia. Ne è un esempio il problema dei Taxi, in cui la testimonianza domina la base rate, ma ciò non è attribuibile né alla causalità né alla rappresentatività né alla vividezza. Lo stesso per altri due problemi (il problema dei Sognatori e quello delle Urne, Bar-Hillel, 1980) « i quali non possono essere spiegati da questi principi esplicativi ».

Dall'unione del concetto di specificità e quello di causalità, l'autrice

giunge a formulare il principio euristico della rilevanza. Se due base rates sono presenti in un problema bayesiano e nessuna delle due è più specifica o causalmente rilevante, saranno considerate entrambe.

Questa ipotesi interpretativa è in accordo con i risultati ottenuti con un altro problema (proposto da Bar-Hillel, 1980), il problema degli Interfoni, con il quale la risposta mediana fu .48, molto vicina alla risposta normativamente corretta.

Il testo proposto fu il seguente:

Due compagnie di taxi operano nella città, la Blu e la Verde. 85% dei taxi della città sono blu, e 15% sono verdi. Durante la notte un taxi è stato coinvolto in un incidente con omissione di soccorso, nel quale un passante è stato investito. Il passante ferito, più tardi testimoniò che, sebbene non avesse visto il colore del taxi, a causa delle cattive condizioni di visibilità di quella notte, ricordava di aver sentito il suono di un interfono provenire dal taxi. Le indagini della polizia hanno rilevato che l'80% dei taxi Verdi e il 20% dei taxi Blu sono dotati di interfono.

Qual è la probabilità che il taxi coinvolto nell'incidente sia verde?

L'autrice spiega il miglioramento ottenuto nei risultati, con la *minor specificità della informazione* relativa all'interfono rispetto a quella relativa al testimone (problema dei Taxi, versione standard). In questo modo, sempre secondo Bar-Hillel, si creerebbe un equilibrio fra le due informazioni che consentirebbe la combinazione della base rate con l'informazione specifica.

È innanzitutto da rilevare che l'informazione specifica rimane comunque « più specifica », poiché è relativa, per definizione, ad un gruppo più ristretto di taxi, quelli dotati di interfono.

Inoltre se si analizza il modo in cui è strutturato il testo usato, si noterà che l'informazione relativa all'interfono (a differenza di quella sul testimone nel problema dei Taxi) chiarisce che la probabilità della presenza di questo apparecchio è da riferire alla popolazione di partenza, cioè ai taxi circolanti in città. Viene chiarita in tal modo la caratteristica « partitiva » dell'informazione: l'informazione è infatti relativa ad una parte (la % di interfoni) di un tutto (i taxi circolanti), che è necessario considerare per poter giungere ad una valutazione finale. In tal senso l'incremento dell'uso della base-rate potrebbe non essere attribuibile alla minor specificità della informazione rispetto al problema dei taxi, ma ad una più chiara organizzazione discorsiva dell'informazione.

Anche Evans e Pollard (1982) affermano che con un testo del genere non è possibile tener conto dell'informazione specifica senza considerare

la base rate. Secondo questi autori, Bar-Hillel, per dimostrare la sua ipotesi della rilevanza, avrebbe dovuto costruire un esperimento per mostrare (come era negli intenti dell'autrice) che anche base rates non causali, ma più specifiche, possono essere rese più *rilevanti* e quindi essere considerate, ma in presenza di una informazione specifica forte. L'esperimento avrebbe dovuto fornire, secondo Evans e Pollard, una base-rate non causale, ma rilevante, in grado di produrre effetti (cioè essere considerata) rispetto ad una informazione specifica che (in un'altra condizione) avrebbe dominato interamente una base rate non rilevante.

Bar-Hillel non indaga la possibilità che una base rate più specifica venga usata di più rispetto ad una meno specifica. Inoltre risultano altamente indefiniti i criteri per stabilire il grado di specificità utile per far considerare dai soggetti una data informazione.

Dagli esperimenti prodotti in questo filone di ricerche emerge implicitamente come, a parte la causalità, le altre « euristiche » non descrivano caratteristiche che una volta assunte dall'informazione relativa alla base rate la facciano considerare maggiormente dai soggetti. Al contrario, sembra si tratti più della descrizione delle proprietà delle informazioni specifiche o individuanti che hanno come proprietà definitoria quella di essere relative ad un sottogruppo o ad un membro della popolazione di riferimento, l'essere appunto più specifiche. In tal senso è consequenziale che Bar-Hillel (1980) e Tversky e Kahneman (1980) non abbiano creato degli esperimenti in cui studiare queste proprietà applicandole alla base rate. Il rapporto fra informazioni più o meno specifiche è sempre stato fatto fra la base rate e l'informazione specifica e non fra base rates più o meno specifiche. Un esperimento condotto seguendo questa seconda accezione del termine con il problema dei Taxi (Koehler, in corso di stampa) non ha dimostrato nessuna differenza nella considerazione della base rate più specifica rispetto a quella meno specifica¹².

In un'altra versione del problema dei Taxi, Tversky e Kahneman (1980) sostituirono la frase « un testimone identificò il taxi come blu » con « un testimone identificò il colore del taxi ». Ai soggetti veniva chiesto: « Qual è la probabilità che il testimone abbia identificato il taxi come blu? ». La risposta mediana e modale corrispondeva qui al .15, cioè alla base rate. Gli autori spiegano questo risultato indicando nell'assenza di

¹² La base rate altamente specifica era: « l'85% degli incidenti in città con taxi aventi tutti le stesse caratteristiche rilevanti dell'incidente attuale, coinvolge i taxi verdi, e il 15% coinvolge i taxi Blu ».

informazioni specifiche il motivo della considerazione esclusiva della base rate. Secondo l'analisi che verrà poi approfondita nella parte sperimentale, la spiegazione di questo risultato potrebbe invece risiedere nel fatto che la formulazione dell'informazione specifica nel testo originale porta ad interpretare la $P(\text{riconoscimento corretto}) = 80\%$ relativamente al riconoscimento del « taxi come blu ». In questa seconda versione, mancando l'esito del riconoscimento, ovvero il colore attribuito al taxi, non sembra ai soggetti che quest'informazione abbia nessuna utilità. Se invece le percentuali riportate venissero intese (e questa sarebbe l'interpretazione corretta) come relative ai taxi circolanti in città, potrebbero essere comunque utilizzate. Questa ipotesi interpretativa è in accordo con i risultati ottenuti con il problema degli Interfoni sopra discusso (Bar-Hillel, 1980).

ALCUNE CONDIZIONI D'USO DELLA BASE RATE: GLI EFFETTI DELLE VARIABILI PROCEDURALI

Ricerche eterogenee per quanto concerne i modelli teorici di riferimento (alcuni sono iscrivibili nel programma « euristiche e biases », altre si sono differenziate rispetto ad esso) hanno mostrato l'effetto delle *variabili procedurali* (come quelle che caratterizzano la modalità di presentazione dei dati – visiva vs. verbale –, le caratteristiche contestuali ecc.), che il programma « euristiche e biases » considerava invece poco rilevanti (cfr. Bar-Hillel, 1983) sulla considerazione della base rate.

La manipolazione delle variabili procedurali, secondo l'ipotesi interpretativa che qui viene proposta, riesce a trasmettere, a volte solo indirettamente, la natura di certe relazioni che sussistono fra le informazioni fornite o di alcune loro caratteristiche aleatorie che sono essenziali per la formulazione di un giudizio probabilistico.

Il lavoro sulle euristiche cognitive, con la sua enfasi sugli errori e i biases, sembrerebbe suggerire che le persone non sono adatte al ragionamento statistico. Molti studi hanno infatti dimostrato che i giudizi statistici sono spesso conservativi (Edwards, 1968), impropriamente regressivi (Kahneman e Tversky, 1973), insensibili alla ampiezza del campione (Tversky e Kahneman, 1973) ecc. Punto di partenza per una discussione sui fattori che influenzano l'uso della base-rate è la considerazione di quelli che facilitano il ragionamento statistico in generale.

Nisbett, Krantz, Jepson e Kunda (1983) sostengono che il ragionamento statistico « povero » in alcuni contesti, non esclude la possibilità di

buone capacità statistiche in altri contesti. Dopo aver notato che le persone mostrano una buona capacità intuitiva nell'apprezzare la legge dei grandi numeri in una gran varietà di compiti di ragionamento quotidiani, questi autori concludono che le persone risolvono certi problemi con l'aiuto di euristiche statistiche intuitive, sebbene queste siano imperfette versioni delle regole statistiche. Vari studi sperimentali di Nisbett e dei suoi colleghi corroborano queste conclusioni (cfr. Fong, Kranz e Nisbett, 1986; Jepson, Kranz e Nisbett, 1983; Lehman, Lempert e Nisbett, 1988).

Fra le condizioni in grado di attivare euristiche statistiche, a prescindere dalle caratteristiche quasi-strutturali dell'informazione fornita, sono state indicate ad es. la accuratezza della fonte (tanto più accurata è la fonte tanto più viene considerata l'informazione specifica: Birnbaum e Stegner, 1979; Hinsz, Tindale, Nagao, Davis e Robertson, 1988), il materiale/le modalità utilizzati per fornire l'informazione (Christensen-Szalanski e Beach, 1982; Manis, Dovalina, Avis e Cardoze, 1980), la condizione di gruppo vs. quella individuale (Argote, Seabright e Dyer, 1986; Argote, Devadas e Melone, 1990).

1.11. LA ADEGUATA TRASMISSIONE DELLE RELAZIONI ALEATORIE FRA LE INFORMAZIONI.

Il lavoro di Christensen-Szalanski e Beach (1982) può essere utilizzato per comprendere come la modalità di presentazione delle informazioni in un problema di ragionamento può chiarire la natura delle informazioni stesse.

Nel loro esperimento i due autori fornivano la likelihood e la base-rate direttamente e contemporaneamente, mostrando una serie di diapositive ognuna delle quali indicava l'esito di un test per la diagnosi della polmonite e nello stesso tempo la presenza della malattia in quell'individuo. I soggetti potevano quindi venire a conoscenza della base-rate e della informazione specifica direttamente per ogni individuo del gruppo oggetto di valutazione.

Questa procedura consentiva, secondo gli autori, di considerare la base-rate come una informazione necessaria per la risoluzione del problema. In questo modo la relazione fra le due informazioni era esplicitamente fornita.

La conclusione principale di questi esperimenti era che il canale visivo di trasmissione delle informazioni rendeva più vivide le informazioni

e quindi ne consentiva un'adeguata considerazione (Bar-Hillel, 1983). Secondo un'altra possibile interpretazione, invece, fornendo le informazioni per via visiva vengono trasmesse alcune relazioni aleatorie che sussistono fra le informazioni stesse. Ciò che viene trasmesso tramite la modalità visiva, caso dopo caso, è innanzitutto il concetto di ripetizione (del caso singolo inserito in una serie), ma anche quello di indipendenza, per cui la % della likelihood non poteva più essere considerata come già comprensiva della probabilità primaria.

Inoltre, al termine della somministrazione visiva delle informazioni, veniva fornita l'accuratezza del test in due versioni diverse. Nella prima nei termini di veri-positivi e di veri-negativi di modo che i falsi-positivi, dati necessari per risolvere il problema, avrebbero dovuto essere ricavati. Nella seconda direttamente nei termini di veri-positivi e falsi-positivi. I due autori consideravano queste due versioni come equivalenti, essendo il loro scopo solo quello di verificare se la somministrazione ripetuta di problemi producesse un qualche effetto. Considerando la struttura del discorso rileviamo l'importanza della differenza, sopra esposta, fra le due formulazioni. I risultati diversi, migliori nel secondo caso, concordano con quanto da noi ottenuto nel problema dei Taxi (Taxi 2; cfr. cap. IV, Esperimento 2).

Dall'esperimento di questi autori emerge che la percezione della relazione fra i dati dipende dalla modalità in cui questi vengono forniti. Tuttavia mostreremo nella sezione sperimentale che oltre ad una modalità visiva, anche una formulazione verbale, purché appropriata, consente la messa in luce della relazione fra le informazioni.

Molti studi hanno mostrato inoltre la funzione che l'esperienza diretta della base rate (ottenuta attraverso prove ripetute) ne incrementa l'uso (Lindeman, Van Den Brink e Hoogstraten, 1988; Manis et al., 1980; Medin e Edelson, 1988). Secondo l'interpretazione che qui proponiamo, questa modalità non è di per sé in grado di migliorare le prestazioni dei soggetti, ma lo è in quanto trasmette l'idea di estrazione casuale e di ripetizione (cfr. anche Gigerenzer et al., 1988).

Nello studio di Manis et al. (1980) ai soggetti venivano mostrate 50 fotografie di studenti maschi e veniva chiesto loro di predire gli atteggiamenti di questi studenti rispetto a due problemi: la legalizzazione della marijuana e la legge sull'obbligo di allacciare le cinture di sicurezza.

Ad un gruppo di soggetti veniva rivelato dopo ogni singola valutazione se l'atteggiamento dello studente in esame era favorevole o contrario a quei provvedimenti. Il feedback trasmetteva indirettamente una base rate di studenti favorevoli pari all'80% e di studenti contrari pari al 20%. Ad

un altro gruppo di soggetti non venne dato alcun feedback. I risultati mostrarono che l'influenza del feedback, e quindi della base rate, era immediato e molto consistente. Già dopo solo 20 figure i soggetti a cui venne trasmessa una base rate dell'80% raddoppiavano la valutazione della quantità di studenti che erano favorevoli ai provvedimenti in esame, rispetto al gruppo in cui la base rate era solo del 20%¹³.

Anche questi risultati, come quelli riportati da Christensen-Szalanski e Beach (1982), possono essere letti come effetti della chiarificazione della relazione, in questo caso di indipendenza, esistente fra base rate e informazione individuante. In questo modo la valutazione richiesta, relativa alla previsione di atteggiamenti sociali, o alla presenza di una data malattia, non dipende dalla propria accuratezza, ma dalla consapevolezza che un elemento specifico è parte della popolazione da cui è tratto, per cui, conoscendo tale elemento, si hanno informazioni essenziali per la valutazione finale.

Anche altri studi relativi alla vividezza della informazione specifica rispetto alla natura « astratta » della base rate (Borgida e Nisbett, 1977; Brekke e Borgida, 1988; Nisbett e Borgida, 1975; Nisbett, Borgida, Crandall e Reed, 1982; Nisbett e Ross, 1980) possono forse essere riletti da questo punto di vista. Se è l'espressione della relazione esistente fra le informazioni il fattore che incrementa l'uso della base-rate, allora, non sarebbe la natura in sé più vivida della informazione specifica la spiegazione della considerazione privilegiata di questa informazione e non sarebbe la semplice esperienza diretta (visiva ad es.) della base rate a farla considerare (Collins, Taylor, Wood e Thompson, 1988; Manis et al., 1980; Taylor e Thompson, 1982; Zax, 1976). Questi sarebbero semmai degli strumenti per evidenziare tali relazioni, come è stato mostrato a proposito della casualità del campionamento (Gigerenzer et al., 1988).

1.12. LA COMUNICAZIONE EFFETTIVA DEL CAMPIONAMENTO CASUALE.

Sia Gigerenzer et al. (1988) che Ginossar e Trope (1987), pur avendo impostazioni teoriche diverse, hanno dimostrato che l'uso della base rate

¹³ Studi sull'uso della base rate condotti in gruppo rispetto alla situazione individuale, hanno mostrato che le discussioni di gruppo sembrano amplificare la tendenza ad utilizzare la rappresentatività quando l'informazione individuante risulta informativa; al contrario quando quest'ultima non è diagnostica, il giudizio di gruppo sembra essere più influenzato dalla base rate rispetto a quello individuale (Argote et al., 1986; Argote et al., 1990).

è estremamente sensibile ai mutamenti del compito e a variabili contestuali (per studi analoghi cfr. anche Li, Krosnick e Lehman, 1989).

Ginossar e Trope (1987), presentando ai soggetti l'informazione specifica del problema Avv/Ing come estratta a caso da un mazzo di carte, trasmettono la non-intenzionalità dell'informazione. Il loro punto di partenza è l'idea che i giochi che hanno a che fare con la casualità (dadi, carte) favoriscono l'uso della base-rate. In questa condizione, in accordo con le assunzioni del modello conversazionale (peraltro non contemplato dagli autori), una maggiore percentuale di soggetti considerava la base-rate. L'esperimento di Gigerenzer et al. (1988), in cui veniva replicato il problema Avv/Ing con l'estrazione diretta dei dati, trasmettendo l'idea della estrazione casuale, unica condizione che rende possibile la soluzione corretta, aveva prodotto risultati analoghi a quelli dell'esperimento precedente.

Ginossar e Trope (1987) hanno mostrato inoltre che la considerazione di una data informazione è strettamente legata all'*attendibilità della fonte* da cui proviene. Mantenendo invariata quella che è stata definita la rappresentatività dell'informazione, e facendo variare la fonte dell'informazione stessa (psicologo, studente, cartomante), gli autori ottenevano una maggiore considerazione della base-rate al diminuire della attendibilità della fonte. Il conflitto fra la rappresentatività dell'informazione specifica e la non attendibilità della fonte indurrebbe il soggetto, secondo gli autori, a cercare altre basi per il giudizio.

Schwarz, Strack, Hilton e Naderer (1991) hanno proceduto analogamente per eliminare l'assunzione dell'intenzionalità (che contrasta con la condizione di estrazione a caso dell'informazione). La stessa informazione veniva fornita ai soggetti da un calcolatore e da uno psicologo producendo risultati molto diversi nei due casi.

Zuchier e Pepitone (1984, Esp. 1) utilizzarono gli stessi principi ma agendo sul soggetto direttamente, chiedendo di svolgere lo stesso compito di valutazione mettendosi nei panni di un « clinico » o di uno « scienziato ».

1.13. L'INTENZIONE DELLO SPERIMENTATORE.

Kahneman e Tversky (1973) con il problema « avv/ing » fornivano ai soggetti cinque descrizioni di individui in condizioni di alta o bassa base rate. Tuttavia, come Ajzen (1977) e Fischhoff, Slovic e Lichtenstein (1979) hanno mostrato, la manipolazione intrasoggettiva (between-subjects) della

informazione individuante (la descrizione) e quella inter-soggettiva (between-subjects) della base rate avevano sensibilizzato i soggetti alle variazioni nel primo caso e desensibilizzati nel secondo. Quando venne utilizzato un disegno sperimentale completamente between-subjects, si ottenne un maggior uso della base rate. Allo stesso modo anche Birnbaum e Mellers (1983) dimostrarono che i soggetti erano molto più sensibili alla base rate con una versione modificata del problema dei Taxi quando dovevano risolverla nel contesto di altri problemi piuttosto che quando si trattava di risolvere un unico problema.

Possiamo trarre da questi risultati la seguente conclusione: il modo in cui le informazioni vengono proposte comunica al soggetto l'intenzione dello sperimentatore, come se la richiesta di valutazione fosse relativa all'informazione che viene fatta variare. Variando la base rate si ottiene una maggiore considerazione della base rate e viceversa, variando l'informazione specifica, essa sarà utilizzata in modo privilegiato.

Ginossar e Trope (1987, Esp. 1) hanno analizzato un altro fattore, la *prior activation assumption*, ovvero l'attivazione di una certa regola tramite l'applicazione di questa in problemi precedenti. Nel disegno sperimentale veniva variata la diagnosticità dell'informazione specifica. L'ipotesi era che la base-rate sarebbe stata considerata quando venivano dati prima dei problemi non diagnostici. La conclusione a cui giunsero fu che quando la applicazione della rappresentatività non porta a soluzioni soddisfacenti, i soggetti applicano le regole statistiche.

Jones e Harris (1987) in uno studio sulla « legge dei grandi numeri » hanno messo a confronto i diversi risultati ottenuti da Tversky e Kahneman rispetto a quelli ottenuti da Piaget. Analizzando i compiti e le consegne utilizzate in due esperimenti analoghi, gli autori rilevano che nel problema di Piaget, a differenza di quello di Tversky e Kahneman, ai soggetti veniva formulata una domanda esplicita in merito agli effetti provocati dalle variazioni della grandezza del campione. Viene anche qui sottolineata l'importanza che riveste ai fini della risposta, l'esplicitazione dell'oggetto « reale » della richiesta dello sperimentatore.

Anche Ginossar e Trope hanno messo in rilievo che la finalità del compito orienta il tipo di ragionamento adottato dai soggetti. In un esperimento (Esp. 3, 1987) da loro condotto fornivano, come informazione aggiuntiva, il risultato corretto del problema dei Taxi. Veniva chiesto ai soggetti di ordinare le informazioni in ordine di importanza, al fine di poter ottenere il risultato indicato. I soggetti a cui veniva fornito il risultato consideravano la base-rate, mentre quelli, a cui il risultato non veniva

fornito, consideravano più importante l'informazione specifica. Secondo questi autori, quando l'informazione specifica sembra insufficiente per conseguire il risultato voluto, si cercano altre fonti di informazione. Ci sembra tuttavia che questo esperimento non fornisca nessuna indicazione sul modo spontaneo di considerare la base-rate.

In altri due esperimenti viene chiesto ai soggetti di valutare la probabilità mettendosi nei panni dell'avvocato della compagnia di taxi blu (a cui appartiene il taxi « riconosciuto dal testimone »). Come conseguenza si ha un abbassamento della probabilità che il taxi colpevole sia quello blu. Questo risultato è interessante, non tanto perché ci consenta di concludere che è aumentata la considerazione della base-rate, come sostengono Ginossar e Trope, ma in quanto ci mostra l'importanza del contesto e delle finalità di un compito. I risultati infatti potrebbero anche essere la conseguenza dell'abbassamento della credibilità del testimone, a prescindere dalla considerazione della base-rate.

IL MODELLO FREQUENTISTICO

In generale i compiti di ragionamento di tipo frequentistico definiscono in maniera non ambigua l'ampiezza del campione, adottano procedure di selezione casuale, e sono prevedibili in modo imperfetto in parte a causa del ruolo giocato dalle variazioni casuali. I compiti frequentistici sono anche caratterizzati dal fatto che si basano sui risultati di una serie di prove indipendenti ripetute. Le osservazioni che Gigerenzer et al. (1988) fanno a tale proposito, cioè che le persone usano la base rate quando è possibile osservare i processi di produzione dei dati, sono consistenti con la tesi della rappresentazione frequentistica del compito.

Ciò che nel programma di Tversky e Kahneman è chiamata la « teoria normativa della probabilità » è, secondo Gigerenzer e collaboratori, un tipo molto ristretto di visione neo-bayesiana, non condivisa dai frequentisti. Il fatto che il proprio grado di credenza in un singolo evento sia diverso dalla frequenza relativa delle risposte corrette che uno può generare in una sequenza, di per sé non è un errore. I frequentisti alla Gigerenzer sostengono che il concetto di probabilità non è applicabile ad un singolo evento, ma a sequenze di eventi osservabili.

Gigerenzer (1991) sottolinea l'importanza che riveste la chiarezza dell'assunzione del campionamento *casuale* in problemi tipo quello degli « avv/ing » per una adeguata trasmissione delle frequenze relative. Se la

descrizione non fosse estratta a caso, ma selezionata intenzionalmente, la base rate indicata sarebbe del tutto irrilevante. La tesi dell'autore è che *in effetti* l'estrazione nell'esperimento originale non era affatto casuale, e che il problema non si risolve semplicemente indicando che il campionamento era casuale, come facevano Tversky e Kahneman. Inoltre non « possiamo assumere che le persone abbiano familiarità con situazioni in cui le descrizioni di personalità sono estratte a caso dalla popolazione ». Seguendo tali assunzioni Gigerenzer et al. hanno avanzato l'ipotesi che la base rate fallacy possa essere eliminata se si trasmette in modo appropriato ai soggetti la fondamentale informazione relativa al campionamento casuale. Il modo appropriato consiste, secondo questi autori, nel far estrarre ai soggetti stessi le descrizioni da un'urna. Così facendo non è necessario comunicare verbalmente la casualità del campionamento perché i soggetti stessi hanno potuto verificarla. In questa condizione è stata effettivamente eliminata la « fallacia » (Gigerenzer et al., 1988).

1.14. EFFETTI DELLA RIPETIZIONE E DELLA CASUALITÀ DELL'ESTRAZIONE.

La selezione casuale da un campione ben definito facilita la soluzione del compito per l'attivazione di una rappresentazione frequentistica, in quanto, dal mio punto di vista, chiarifica le relazioni fra le informazioni. Un fenomeno analogo avviene per le situazioni in cui si ha un campionamento ripetuto. La base rate sembra avere un impatto relativamente minore in compiti che riguardano un singolo caso, rispetto a quelli in cui si ha la ripetizione su più casi. In uno studio di Casscells, Schoenberger e Graboys, 1978, riportato da Tversky e Kahneman (1982, p. 154), venne fornita a dei medici una bassa base rate relativa ad un'ipotetica malattia, e alcuni dati di test clinici che orientavano fortemente verso la presenza della malattia. Il testo del problema era il seguente:

Se un test per individuare una malattia, la cui incidenza è 1/1000, ha una percentuale di falsi positivi pari al 5%, qual è la probabilità che una persona che è risultata positiva al test abbia quella malattia, supponendo di non sapere niente sui sintomi della persona?

Quasi metà dei sessanta studenti di medicina a cui fu sottoposto il problema valutarono la probabilità richiesta pari a 95%, mentre solo il 18% dei soggetti rispose 0.02. Quest'ultima è la risposta che gli autori ritenevano corretta. Non venne spiegato il perché di tanta variabilità. Ai

soggetti era stata chiesta una valutazione relativa ad un singolo evento, cioè la probabilità che « una persona che risulta positiva al test abbia in effetti la malattia ». Secondo i frequentisti una domanda di questo tipo non necessariamente è connessa con la teoria della probabilità. Inoltre anche da un punto di vista bayesiano questo problema non fornisce informazioni sufficienti. Sono omesse infatti: la percentuale di veri positivi, e la specificazione se il paziente è stato tratto *a caso* dalla popolazione alla quale la base rate si riferisce. I medici sanno che i pazienti di solito non sono scelti a caso, ma che sono selezionati dalla presenza dei sintomi. In assenza di questa condizione non è chiaro che cosa risulta necessario fare con la base rate.

Un recente studio di Cosmides e Tooby (1990) ha mostrato che le persone si basano molto di più sulla base rate se il giudizio è relativo a più prove. Essi replicarono lo studio di Casscells et al. (1978) e mostrarono che se veniva chiesto ai soggetti di valutare il numero di pazienti su 100 che realmente avevano una determinata malattia, la maggior parte dei soggetti (76%-92%) dava delle risposte che corrispondevano ad un uso « Bayesiano » della base-rate. In numerose altre versioni del problema della diagnosi medica questi autori dimostrarono che la considerazione della base rate era dovuta al passaggio da una versione relativa ad un « singolo evento » ad una frequentistica. Se la domanda veniva riformulata in modo frequentistico allora la risposta pari a « 0.02 » (ovvero « uno su 50 ») veniva fornita dal 76% dei soggetti.

Tuttavia è da rilevare che risultati analoghi sono stati ottenuti in altri studi di natura bayesiana (Ginossar e Trope, 1987) già esposti, in cui erano state esplicitate la natura casuale del campionamento e l'ampiezza del campione stesso. Sembra allora che al di là della natura bayesiana o frequentistica del compito, si ottenga la considerazione della base rate in relazione al grado in cui si trasmette la natura casuale e ripetuta del campionamento da uno spazio definito del campione. In questo modo si rende possibile al soggetto la comprensione delle condizioni essenziali per l'utilizzazione della base rate e la base rate avrà un impatto corrispondentemente maggiore sul giudizio.

II.

LA CONJUNCTION FALLACY (O FALLACIA DELL'INTERSEZIONE)

2.1. LE « EURISTICHE NATURALI ».

Numerosi studi nell'ambito del ragionamento probabilistico (Birnbbaum e Mellers, 1983; Tversky e Khaneman, 1982, 1983; Wyer, 1976; Yates e Carlson, 1986) hanno evidenziato un errore relativo alla valutazione della probabilità dell'intersezione di due eventi (*conjunction fallacy*). In alcune situazioni, l'intersezione di due eventi (A e B) viene considerata più probabile di ciascuno degli eventi (A) e (B) che la compongono. Questo tipo di valutazione viola uno degli assiomi fondamentali (il terzo) della teoria della probabilità.

La $P(A \text{ e } B)$ risulta, da un punto di vista normativo, uguale alla probabilità condizionale di A dato B, $P(A/B)$, moltiplicato per la $P(B)$ e viceversa, ovvero la probabilità che si verifichi A, all'interno della probabilità che si verifichi B.

$$P(A \text{ e } B) = P(A/B) P(B) = P(B/A) P(A) \quad (i)$$

L'intersezione è definita dalle seguenti quattro espressioni:

- 1) $P(A \text{ e } B) < 0 = P(A)$
- 2) $P(A \text{ e } B) < 0 = P(B)$
- 3) $P(A \text{ e } B) < 0 = P(A/B)$
- 4) $P(A) - P(\text{non } B) < 0 = P(A \text{ e } B) < 0 = P(B/A)$

Queste sono conseguenze del fatto che tutti i valori di (i) sono compresi fra 0 e 1.

Tversky e Kahneman hanno mostrato molti esempi in cui si verificava la violazione di 1) e 2) in disegni sperimentali intrasoggettivi (*within-subjects*).

Uno dei problemi più noti utilizzati da Tversky e Kahneman (1983) per mostrare l'effetto della conjunction fallacy fu il seguente:

Linda è una donna di 31 anni, è nubile, parla lingue straniere ed è molto intelligente. È laureata in filosofia. Da studentessa era profondamente impegnata contro la discriminazione e a favore della giustizia sociale. Partecipava inoltre a dimostrazioni anti-nucleari.

Ordinate le seguenti asserzioni dalla più alla meno probabile:

Linda è un'insegnante di scuola elementare

Linda lavora in una libreria e prende lezioni di yoga

Linda è attiva in un movimento femminista (F)

Linda è un'assistente sociale

Linda è una commessa (C)

Linda è un'assicuratrice

Linda è una commessa ed è attiva in un movimento femminista (C e F).

Quest'ultima asserzione (C e F) è data dalla somma di una caratteristica ritenuta poco rappresentativa della donna descritta (essere una commessa) con una più rappresentativa (essere femminista). L'errore della congiunzione in questo caso consisterebbe nel considerare maggiore la probabilità di (C e F) rispetto alla probabilità di (C), come faceva l'87% dei soggetti a cui il problema era stato sottoposto. L'euristica della rappresentatività è stata ritenuta da questi autori la principale responsabile di tale errore (così come di un altro ad esso specularmente, denominato da Bar-Hillel e Neter « *disjunction fallacy* », 1991; cfr. anche Carlson e Yates, 1989)¹.

Tversky e Kahneman eseguirono una serie di prove in cui veniva variata:

- la competenza statistica dei soggetti (soggetti non competenti, soggetti con conoscenze di base relative alla statistica e soggetti esperti di statistica);
- il disegno della prova (diretto, in cui venivano sottoposte a valutazione solo (C) e (C e F), vs. indiretto, in cui la valutazione era relativa a tutte le asserzioni; within vs. between-subjects).

¹ Secondo la regola dell'unione (disjunction rule) la probabilità di (A o B) non può essere minore né della probabilità di A né della probabilità di B, poiché le contiene entrambe.

I risultati ottenuti non furono significativamente diversi nelle differenti condizioni illustrate.

Un'altra ipotesi considerata dagli autori era relativa alla mancata accettazione, da parte dei soggetti, delle proprietà della regola. L'ipotesi è stata studiata proponendo ai soggetti le formulazioni di due argomentazioni contrastanti, una aderente alla regola e l'altra contraria. Anche qui la maggior parte dei soggetti scelse l'argomentazione che si basava sulla rappresentatività.

La percentuale di soggetti che commettevano l'errore si riduceva invece (pur rimanendo pari al 56%) quando ai soggetti veniva richiesto di scommettere su una delle due opzioni (C e F rispetto a C). Secondo gli autori il contesto della scommessa orientava l'attenzione sulle condizioni nelle quali una « puntata » avrebbe fatto guadagnare, consentendo a numerosi soggetti di scoprire che una scommessa su C sarebbe risultata vincente rispetto a (C e F). L'attivazione di questo contesto sembra in grado di richiamare un concetto di probabilità legata alla maggiore facilità di vincere, puntando su una classe più generale (come alla roulette dove se si scommette sulla categoria « numeri pari » le probabilità di vincere sono pari al 50%, rispetto al caso in cui si punti su un particolare numero pari, il 2 ad es., con il quale le probabilità scendono a 1/37). La conclusione a cui giunsero questi autori fu che « tutti i soggetti apprezzano in astratto la regola della congiunzione, ma la applicazione della regola al problema di Linda è bloccata dalla impressione dominante che (C e F) sia più rappresentativo di questa donna, rispetto a quanto lo sia C » (1983, p. 300).

Oltre alla rappresentatività l'altro fattore in grado di provocare la cosiddetta conjunction fallacy era, sempre secondo Tversky e Kahneman, la causalità. Come gli stereotipi sociali inducono a valutare la probabilità di un evento in relazione alla sua somiglianza con uno stereotipo, così l'idea di una possibile connessione fra un effetto ed una causa favorirebbe, secondo gli autori, la stima dell'impatto causale stesso, a danno del giudizio di probabilità regolato da principi estensionali.

Per dimostrare questa ipotesi venne formulato il seguente problema:

È stata condotta un'indagine medica in uno stato americano su un campione rappresentativo di adulti maschi di tutte le età e professioni.

Il signor F., scelto a caso entro l'universo considerato, è stato incluso nel campione.

Quale fra le due seguenti descrizioni del Signor F ti sembra più probabile?

1) Il Signor F. ha avuto uno o più attacchi cardiaci.

2) Il Signor F. ha avuto uno o più attacchi cardiaci ed ha più di 55 anni.

La maggior parte dei soggetti (58%) a cui fu sottoposto il problema sceglieva la seconda opzione come più probabile, commettendo, secondo l'interpretazione data dagli autori, l'errore della congiunzione.

In contrasto con le ipotesi avanzate da Tversky e Kahneman, Caron, Micko e Thuring (1988) non trovarono correlazione fra il legame causale fra gli eventi e la conjunction fallacy. Studiarono la condizione in cui entrambi gli eventi erano esplicitamente correlati in senso causale (connettendoli con il termine « perché ») rispetto a quella in cui non lo erano (connettendoli con la congiunzione « e »). L'altra condizione studiata era quella in cui, nella formulazione del problema, la sequenza dei due eventi facilitava l'assunzione di una relazione causale (la causa precedeva l'effetto) o ostacolava questa interpretazione (l'effetto precedeva la causa). Sebbene entrambi i fattori avrebbero dovuto influenzare considerevolmente la salienza di una relazione causale (Caron, et al., 1988; Haberlandt e Bingham, 1984), nessuno di essi ebbe un effetto significativo sui giudizi di probabilità. Lo stesso venne dimostrato in un lavoro successivo da Thuring e Jungermann (1990), dove fu confermata invece l'ipotesi, già avanzata da Yates e Carlson (1986), secondo cui il giudizio relativo alla congiunzione di due eventi deriva dai giudizi relativi ai singoli eventi, in accordo con una regola di combinazione derivata dal calcolo della media. (cfr. Birnbaum et al., 1990).

Un'ipotesi analoga avanzata sia da Fiedler (1988) che da Birnbaum et al. (1990) è che i soggetti valutino la probabilità della congiunzione come somma delle probabilità delle singole componenti, $P(C)$ e $P(F)$ (« signed sum model »). Così una forte differenza fra la $p(C)$ e la $p(F)$ porterebbe al fatto che la $p(C \text{ e } F)$ almeno superi la probabilità più bassa (in questo caso la $p(C)$).

Numerosi sono stati gli studi volti a confermare la conjunction fallacy, utilizzando soprattutto versioni del problema di « Linda ».

Shafir, Smith e Osherson (1990) mostrarono un'alta correlazione fra la valutazione di quanto sia tipica la persona (Linda), relativamente ad una categoria (ad es. « commessa e femminista »), e la stima di probabilità che la persona appartenga a quella stessa categoria. Nel corso di un esperimento, questi autori mostrarono un effetto (definito un corollario della conjunction fallacy), che denominarono « inclusion fallacy » (fallacia dell'inclusione). Questa volta le due categorie poste a confronto erano:

- 1) « tutte le commesse di un dato negozio sono conservatrici »;
- 2) « tutte le commesse femministe di quel dato negozio sono conservatrici ».

L'errore dei soggetti in questo caso consisteva, secondo questi autori, nel giudicare più probabile la prima asserzione rispetto alla seconda. Anche questa volta la spiegazione data fu la tipicità.

Mi sembra opportuno fare una considerazione a questo proposito. Sebbene da un punto di vista « formale » questo rappresenti una violazione del principio di inclusione, in quanto l'insieme descritto al punto 2) è compreso nell'1), mi sembra che non si possa attribuire tale effetto alla rappresentatività. Le caratteristiche indicate al punto 2) evocano una condizione di forte « incompatibilità » fra l'essere « femminista » e l'essere « conservatrice ». Forse questa condizione rende altamente improbabile questa categoria e ciò non può essere ignorato nell'analisi dei risultati.

2.2. L'IPOTESI DEL MISUNDERSTANDING (FRRAINTENDIMENTO).

Un'altra ipotesi, che Tversky e Kahneman stessi considerarono come una possibile spiegazione della cosiddetta conjunction fallacy, fu l'ipotesi del *fraintendimento* della categoria « commessa » con « commessa non femminista ». L'ipotesi del fraintendimento, se accettata, non consentirebbe più di parlare di errore del ragionamento probabilistico, poiché in tal caso sarebbe del tutto lecito considerare maggiore la probabilità di una sottoclasse (C e non F) rispetto all'altra (C e F).

Riportiamo a questo punto alcuni lavori relativi a questa ipotesi che sono stati svolti all'interno del programma « euristiche e biases » stesso.

Tversky e Kahneman (1983), e più tardi Locksley e Stangor (1984) indagarono questa possibilità, sostituendo alla frase « Linda è una commessa », l'espressione « Linda è una commessa sia che sia o meno attiva in un movimento femminista ». Non ottennero risultati significativamente diversi da quelli riscontrati con la versione originale. La critica che molti autori (Dunlay e Hilton, 1991) rivolsero a tale variazione fu che l'aggiunta « wether or not », fatta da Tversky e Kahneman, fosse troppo « debole », e trasmettesse l'idea che l'essere attiva in un movimento femminista fosse del tutto secondario. L'ipotesi del fraintendimento venne studiata anche da Agnoli e Kranz (1989), i quali, pur restando all'interno del programma « euristiche e biases » di Tversky e Kahneman, hanno ammesso l'influenza che l'errore nel riconoscimento della relazione di inclusione può avere sulla produzione della cosiddetta conjunction fallacy (in tal senso rappresenta una versione, che potremmo definire « debole » del programma il-

lustrato). È da notare però che, per questi autori, « il fallimento nel riconoscimento della inclusione logica non deriva da un *fraintendimento linguistico*, ma da una *mancanza di consapevolezza che le relazioni logiche possano essere usate* per ottenere una soluzione migliore al problema » (Agnoli, 1985) (corsivo di chi scrive). Questa affermazione rimanda comunque all'ipotesi di Tversky e Kahneman relativa alla presunta difficoltà, da parte dei Ss, di applicazione della regola.

Questi autori studiano l'ipotesi che l'affermazione « Linda è una commessa » (C) venga fraintesa dai soggetti in « Linda è una commessa non femminista » (C e non F). A tal fine introducono anche quest'ultima affermazione nella lista utilizzata nell'esperimento originale. Gli autori confrontarono la differenza di posizione a cui i due items di informazione venivano posti dai soggetti rispetto alla congiunzione (C e F). Mostrarono così che (C) e (C e non F) venivano posti in posizioni diverse rispetto alla congiunzione, più vicino il primo, più lontano il secondo. La conclusione a cui pervennero gli autori fu che non è possibile accettare l'ipotesi del fraintendimento in quanto (C) e (C e non F) sono risultati non coincidenti.

Questa interpretazione ristretta del « fraintendimento », espressa dagli autori, tuttavia mi pare non consideri che la non coincidenza dei due items (C vs C e non F) non prova comunque che « Commessa » venga intesa in quel contesto come la categoria inclusiva. « C » infatti anche se non coincide con « C e non F » non necessariamente coincide con la categoria « C, F e non F » (che comprende C e F).

Un altro esperimento condotto per indagare l'ipotesi del fraintendimento della classe B come « non A » era così concepito: veniva confrontata la classe sovraordinata (in questo caso « donne ») e la classe non rappresentativa (« donne non abbronzate »), ad es. « D'estate, al mare vi sono più donne o più donne non abbronzate? ». A questa domanda i soggetti rispondevano con la classe più ampia, dando prova, secondo Agnoli e De Zuani (1990), di interpretare correttamente « donne » come la categoria inclusiva. Tuttavia questo è un caso in cui la coincidenza tra le risposte fornite e quelle attese da un punto di vista normativo non implica una corretta comprensione dei termini del problema. Infatti, non consente di distinguere fra le due possibili interpretazioni: nel caso in cui « donne » sia qui inteso come « donne abbronzate » (classe complementare), la risposta sarebbe identica a quella prodotta nel caso in cui « donne » venga invece interpretato come la classe includente.

Lo studio di Morier e Borgida (1984) utilizzò il disegno sperimentale diretto di Tversky e Kahneman, relativo al problema di « Linda ». Alle tre

affermazioni (C, F, C e F) utilizzate nello studio originale ne venne aggiunta una quarta:

– « Linda è una commessa che non è una femminista » (C e non F).

In questo modo gli autori si aspettavano risultasse più chiaro il significato inclusivo della affermazione « Linda è una commessa ». Neanche con questa nuova versione tuttavia si ottenne una riduzione della sovrastima della congiunzione rispetto alla categoria includente C (la percentuale di conjunction fallacy fu pari al 77% circa delle risposte). Tuttavia, con un altro testo (il problema di « Bill ») una modificazione analoga fece ridurre l'errore al 48%. Gli autori spiegarono questa differenza ancora una volta con il principio della rappresentatività: il problema di Linda implicherebbe un grado di « pensiero basato sulla rappresentatività » che risulterebbe più forte rispetto a quello che si voleva stimolare con le variazioni introdotte.

È opportuno rilevare un'altra differenza nei due testi utilizzati, che viene completamente ignorata dagli autori. Mentre nel problema di Linda le categorie sono costituite da caratteristiche che si riferiscono ad una stessa persona (Linda), in quello di Bill le categorie sono determinate da due condizioni di carattere più estensionale, che riguardano infatti la presenza di due persone:

Bill è un uomo estroverso, amichevole, che ama passare il suo tempo con la moglie. È molto comprensivo ed è sposato da 5 anni.

Ordina le seguenti affermazioni dalla più probabile alla meno probabile.

- trovare Bill e sua moglie a casa
- trovare Bill a casa
- trovare Bill a casa da solo (condizione aggiunta).

Al di là della rappresentatività, non si può escludere a priori che differenze così rilevanti per la natura del compito (che consiste appunto nel valutare l'estensione delle categorie) possano essere responsabili di tali differenze. Come è già risultato utilizzando il contesto della scommessa, l'attivazione di una accezione estensionale del compito, là tramite un concetto di probabilità aleatorio, qui tramite le categorie in oggetto (non più delle semplici proprietà ma in questo caso la presenza di due persone invece che una), consente di trasmettere ai soggetti il problema in modo più sintono rispetto ai termini in cui viene discusso dagli sperimentatori. Lo studio di queste caratteristiche potrebbe forse consentirci di comprendere meglio quanto accade anche con la versione originale del problema.

2.3. L'ATTIVAZIONE DEL CONCETTO DI PROBABILITÀ ALEATORIA.

Nell'ambito di diverse ricerche è emersa l'importanza della trasmissione effettiva della accezione aleatoria del concetto di probabilità, che consente di comunicare il carattere estensionale delle categorie indicate. Molti ricercatori sostengono che la difficoltà a cogliere il carattere estensionale del problema non derivi dal fatto che i soggetti ritengono inadeguata la regola dell'intersezione in questo contesto (come sostengono gli autori del programma « euristiche e biases »), ma dalla non attivazione del concetto di probabilità aleatoria. La dualità del termine indicata da Hacking (1975) è relativa proprio alle caratteristiche aleatorie (frequentistiche o logiche ad es.) ed epistemiche (la credenza soggettiva che qualcosa sia vero)².

Fiedler (1988) ipotizza che la « conjunction fallacy » potrebbe essere dovuta in parte ad un fraintendimento del concetto di probabilità che nel linguaggio comune ha un significato più ampio e più vago rispetto a quello assunto nell'ambito della teoria della probabilità. L'ipotesi di questo autore è che si sarebbe potuto ridurre il cosiddetto « errore », se il riferimento estensionale nelle istruzioni fosse stato chiarificato, usando ad es. invece di « probabilità » la parola « frequenza » di eventi relativa ad un numero totale di casi fissato. Sostituendo i termini indicati, si otteneva una riduzione della cosiddetta conjunction fallacy da 70% a 20%. Sebbene questi autori non identifichino in che modo la parola probabilità sia male interpretata (significati ipotizzati sono: « tipicità », « certezza soggettiva », « attesa », « immaginabilità »), ciò che emerge chiaramente è che la fallacia appare legata ad un problema interpretativo. Il passaggio dall'uso del termine « probabilità » a quello di « frequenza » porta, secondo l'autore, al ragionamento estensionale³.

Gigerenzer (1991) afferma che, da un punto di vista frequentistico, il problema di Linda, come quelli studiati in relazione alla cosiddetta base

² Una variante di queste posizioni è la definizione logica di probabilità, dove la probabilità è definita attraverso il suo sistema di assiomi. Kyburg (1970) ha presentato una rassegna delle « sottili » differenze fra le diverse teorie della probabilità. Ma nonostante i molti tentativi fatti non si è raggiunta una definizione univoca, generale del termine.

³ Ci sembra opportuno rilevare che, secondo quanto affermava De Finetti (1961), teorizzatore della probabilità soggettiva, non si possono sostituire « facilmente » questi due termini in quanto giocano parti opposte nei ragionamenti e nei fatti: per *probabilità* è da intendersi il preventivo di ciò che ci si aspetta accada, mentre per *frequenza* ciò che è già accaduto e ci è noto.

rate fallacy, non ha nulla a che fare con la teoria della probabilità. Ai soggetti infatti viene chiesta una stima di probabilità relativamente ad un singolo evento (che Linda sia una commessa), non alle frequenze. L'effetto denominato « conjunction fallacy » è, per questo autore, una violazione di alcune teorie della probabilità, inclusa quella bayesiana. Non è tuttavia una violazione della concezione frequentistica, che secondo l'autore è la più accettabile intuitivamente. Venne allora riformulato il problema in termini frequentistici nel seguente modo (Fiedler, 1988):

*Ci sono 100 persone che possono essere descritte così:
(veniva qui riportata la descrizione di « Linda » formulata da Tversky e Kahneman, 1983).*

Indica quante di loro sono:

(a) commesse

(b) commesse e femministe.

Se il problema è così formulato la « conjunction fallacy » scompare completamente (cfr. inoltre Tversky e Kahneman stessi, 1983, pp. 308-309).

Anche MacDonald (1986) sottolinea che la definizione della parola « probabilità » è controversa, persino da un punto di vista tecnico, e ha molteplici significati nella lingua comune. Un errore nella distinzione tra questi usi può condurre a confondere il ragionamento.

MacDonald ripercorre la letteratura da questo punto di vista e rileva che, ad es. nel problema di « John », proposto da Tversky e Kahneman (1983), la concezione di probabilità trasmessa è di tipo epistemico. Il problema era il seguente:

John è un uomo mite, ha 42 anni, è sposato con due bambini. I suoi vicini di casa lo descrivono come una persona di buone maniere, ma a volte un po' misteriosa. Egli gestisce una compagnia di importazioni-esportazioni con sede in N.Y. Viaggia molto spesso in Europa e nel Medio Oriente. John fu condannato una volta per aver trasportato pietre preziose e metalli (tra cui l'uranio) e ricevette una condanna a sei mesi di carcere e a pagare una multa molto consistente. Attualmente la polizia sta indagando su di lui.

Ordina le seguenti asserzioni in base alla probabilità che saranno fra le conclusioni dell'indagine. Ricorda che esistono altre possibilità e che più di una affermazione può essere vera. Usa 1 per la più probabile, 2 per la seconda ecc.

- J. è un pedofilo

- J. è coinvolto in una vicenda di spionaggio e ha venduto documenti segreti

- J. è un tossicodipendente

- J. ha ucciso uno dei suoi impiegati (A).

A metà dei soggetti questa fu la versione proposta mentre all'altra metà venne sostituita l'ultima affermazione con la seguente:

- *J. ha ucciso uno dei suoi impiegati per impedirgli di parlare alla polizia (A + B).*

Il secondo gruppo di soggetti ordinò l'ultima frase più in alto nell'ordine di probabilità, rispetto alla quarta affermazione, nonostante il fatto che uccidere un impiegato per motivi non specificati include il fatto di averlo ucciso per impedirgli di parlare con la polizia.

Tversky e Kahneman avevano spiegato questo risultato sempre nei termini della rappresentatività.

Secondo MacDonald i soggetti potrebbero aver usato una definizione di probabilità in termini di credenze soggettive (accezione epistemica). In tal senso non avrebbero commesso nessuna fallacia. Una storia può diventare più credibile tanto più essa si sviluppa, nonostante il fatto che c'è necessariamente di più a cui dare credito. Un'osservazione curiosa dell'autore: adottare il punto di vista di Tversky e Kahneman porta alla curiosa posizione secondo cui eventi inspiegati sono sempre più probabili (perché più generali) di quelli per i quali è specificata una spiegazione. Paradossalmente il testimone più credibile (la cui testimonianza è più probabile) è quello che non fornisce testimonianze specifiche o dettagliate.

Applicare le conseguenze di un tale uso della regola della congiunzione al sistema legale inglese porterebbe ad un altro paradosso. Nei casi civili il querelante deve provare un certo numero di fatti (A_1, A_2, \dots, A_n) per vincere la causa. La corte richiede che tutti i punti siano provati sulla base della probabilità, ma non richiede che la congiunzione di questi punti sia provata separatamente. Questo non si accorda con la regola della probabilità matematica (come sostiene L.J. Cohen), secondo cui la probabilità di una intersezione (congiunzione) di un certo numero di elementi (prove) decresce al crescere del numero delle prove. Sarebbe possibile con tale criterio vincere la causa se si considerano separatamente i vari punti e perderla se li si considera insieme.

Fiedler indica che l'esplicitazione della dimensione estensionale del termine « probabilità » risulta essenziale ai fini della valutazione di questo aspetto da parte dei soggetti; allo stesso modo, in un esperimento di Yates e Carlson (1986), la chiarificazione della natura casuale della intersezione fra le due classi porta ad una eliminazione della fallacia stessa. I due autori sostengono che questo tipo di modificazione facilita una rappresentazione

del problema in termini estensionali, che è ciò che viene richiesto ai soggetti (problema delle « urne »).

Ciò che emerge da queste ricerche che rilevano un miglioramento nelle prestazioni dei soggetti è l'importanza che riveste l'interpretazione che della comunicazione viene data nel linguaggio naturale.

Poiché Tversky e Kahneman affermano che le loro ricerche sono rilevanti per la determinazione del modo in cui le persone prendono decisioni in situazioni quotidiane, probabilmente si aspettano che i loro problemi vengano interpretati secondo il senso comune. Tuttavia nel linguaggio comune i termini non hanno necessariamente lo stesso significato che assumono nell'ambito della logica. Nelle ricerche del programma « euristiche e biases » invece sembra che venga presupposto che i soggetti convertano il significato (considerato tale dal punto di vista degli sperimentatori) dei problemi proposti in proposizioni formali, ignorando variazioni della formulazione che definiscono le condizioni anche formali del messaggio (caratteristiche aleatorie vs. epistemiche). Risulta essenziale, da quanto emerso in queste ricerche, considerare questi fattori nella determinazione del significato di certe espressioni.

2.4. LA VALUTAZIONE DELLA RELAZIONE DI INCLUSIONE NEI BAMBINI.

La « conjunction fallacy » concerne implicitamente la relazione di inclusione in classi, studiata sistematicamente da Piaget e Szeminska (1941) in poi. Molto recentemente Howe e Rabinowitz (1991) mostrano che i bambini trattano erroneamente i problemi di inclusione in classi come se fossero problemi di relazioni fra sottoclassi. La domanda che si sono posti questi autori è stata: perché i bambini rispondono in questo modo, comparando sottoclassi, quando viene richiesta una comparazione fra una classe includente e una inclusa?

Il presupposto su cui tutti concordano è che non si dovrebbero verificare errori di inclusione in classi, in quanto i bambini (4-6 anni) sono in grado di rispondere correttamente a domande sulla relazione d'inclusione. Winer (1980) e Piaget ancor prima rilevarono che i bambini che falliscono in compiti di inclusione in classi, capiscono la relazione di inclusione, ma questa competenza non è sufficiente per risolvere tali problemi. L'inclusione in classi, la « conjunction fallacy », e alcuni errori nel ragionamento sillogistico non dimostrano che i soggetti non sono in grado di ragionare in modo logico a proposito delle relazioni fra le classi, poiché

queste operazioni vengono svolte perfettamente in altri contesti. Anche se si dubitasse che i bambini possiedono le competenze necessarie per cogliere le relazioni di inclusione, gli adulti possiedono innegabilmente tale competenza, eppure sono comunque soggetti alle « illusioni » relative alle inclusioni in classi.

Forse non si dovrebbe continuare a parlare di « ragionamento sull'inclusione in classi » per descrivere questo paradigma di ricerca, quando la comprensione dell'inclusione in classi non è più messa in discussione. L'oggetto di discussione sembra essere il perché i soggetti, adulti e bambini, non applicano tale competenza in compiti di questo tipo. Da un lato, come esposto sopra, l'ipotesi è che non venga riconosciuta l'importanza dell'applicazione della regola dell'intersezione per la forza delle euristiche naturali (Tversky e Kahneman, 1983). Questa impostazione, in quanto attribuisce l'errore alla incapacità del soggetto di applicare la regola, utilizza il training come un mezzo per aiutarlo a « compensare » la forza delle euristiche « naturali », che spingerebbe invece il soggetto verso l'errore (Overton, 1990; Agnoli e Kranz, 1989). Dall'altro lato, secondo l'ipotesi conversazionale, il modo in cui è costruito il compito impedisce il riferimento ad un concetto di probabilità aleatorio e il riconoscimento della relazione fra le classi. Da questo punto di vista la manipolazione delle variabili procedurali è in grado di trasmettere appropriatamente la relazione d'inclusione.

È stata studiata l'influenza della formulazione della richiesta in problemi di questo tipo. Alcuni modi di formulare richieste sulle relazioni di inclusione sono trasparenti e facili da risolvere, mentre altre producono difficoltà persino agli adulti.

Un caso classico di quest'ultimo tipo è il problema di Linda. Esso risulta analogo a problemi di inclusione in classi, del tipo: « ci sono più animali o più mucche? » (in situazioni in cui vengono mostrati 10 animali di cui 7 sono mucche) (Brainerd e Reyna; 1990). In entrambi i problemi, la relazione di inclusione esprime una relazione quantitativa: la numerosità nei problemi di inclusione in classi, la probabilità in problemi relativi all'intersezione⁴.

⁴ Un altro errore di inclusione si verifica nel ragionamento sillogistico. Per es., la frase « Tutti gli A sono inclusi in B » conduce ad un maggior numero di errori di « B include tutti gli A », e « Tutti gli A sono B » è a volte fraintesa con « Tutti i B sono A ». Così, a volte i soggetti da:

– Alcuni A sono B

e

Essere in grado di applicare il principio di cardinalità (numerosità) comunque non è lo stesso del ritrovarlo nel contesto (Overton, 1990). Secondo alcuni autori (Brainerd e Reyna, 1990; Howe e Rabinowitz, 1991) i soggetti sono consapevoli della relazione di inclusione, ma semplicemente le relazioni fra i sottoinsiemi e le relazioni di inclusione, come nel caso delle figure ambigue, non sono riconoscibili contemporaneamente. Sono due modi incompatibili di vedere il problema: nell'esperimento di Brainerd e Reyna (1990) è difficile vedere le « mucche » come « mucche », categoria contrapposta a « cavalli », e come « animali » contemporaneamente. Una volta che le mucche sono viste come mucche, non è più possibile vederle come animali (Howe e Rabinowitz, 1991). Se un soggetto volesse leggere quella domanda dal punto di vista della relazione di inclusione, poiché tutti gli items (mucche e animali) sono membri dell'insieme sovraordinato, gli animali, la sottoclasse non verrebbe più considerata, poiché già inclusa per definizione; e non c'è altro insieme accessibile per la comparazione. Al contrario, una volta che la focalizzazione è sul sottoinsieme nominato nella domanda, l'insieme includente viene eliminato dalla comparazione e la domanda sembrerebbe riguardare solo la relazione fra i due sottoinsiemi (mucche/animali non mucche). Nei problemi il ragionamento si orienta sulla rappresentazione del problema più saliente, quella relativa alla relazione fra sottoinsiemi, rispetto alla rappresentazione più ovvia, quella relativa alla inclusione fra classi subordinate.

2.5. LA FORMULAZIONE DELLA RICHIESTA.

Brainerd e Reyna (1991) hanno attuato anche manipolazioni di tipo numerico del tipo: « ci sono 8 animali, 5 mucche e 3 cavalli » in modo da sottolineare la relazione quantitativa fra le classi. Confrontare un'istanza di un principio (che gli animali sono più numerosi delle mucche) aumenta le probabilità di ritrovare quel principio (che la classe inclusiva è più numerosa o è uguale alle sue sottoclassi).

- Tutti i C sono B
- deducono erroneamente che:
- Alcuni A sono C

(il fatto che tutti i C siano B non implica che tutti i B siano C; possono esserci elementi di B che non sono C e che sono, al contempo A).

Winer (1974) aveva in precedenza adottato una manipolazione simile con risultati analoghi, chiamando questo tipo di variazioni « facilitazioni verbali ». I bambini a cui veniva fornita questa facilitazione verbale soltanto nella seconda metà dei problemi miglioravano in questa porzione di compito; coloro che la ricevevano all'inizio continuavano a far bene nella seconda metà dei problemi, anche quando la facilitazione era assente. Una volta che il principio viene attivato questa influenza anche le performance successive. Winer, Howe e Rabinowitz interpretano questi risultati come l'effetto di fattori linguistici, ad es. l'interpretazione delle domande di inclusione in classi, come comparazione fra sottoclassi, invece che nei termini di un problema di « retrieval », ritrovamento, recupero della regola (Overton). Winer discute in tal senso l'ipotesi che la « o » venga considerata esclusiva, e che quindi il termine « mucche » venga inteso come « altri animali ».

Secondo Shipley (1979) tale interpretazione è data dai soggetti perché la struttura della domanda utilizzata in questi compiti di solito si riferisce a classi coordinate. I bambini interpretano, in tal senso, questa domanda come una richiesta « sgrammaticata » (in quanto un termine « generale » viene usato in una accezione « particolare »).

Brainerd e Reyna criticano questa impostazione in quanto ritengono implausibile che i bambini interpretino in modo grammaticalmente corretto ciò che è sgrammaticato, non avendo ancora le competenze linguistiche necessarie.

Secondo questi autori, la conseguenza inevitabile della posizione di Shipley è che: poiché i bambini commettono più errori di inclusione rispetto agli adulti essi dovrebbero essere più bravi nel fare inferenze pragmatiche che vadano oltre il significato letterale stabilito. Tuttavia, seguendo il filo della loro argomentazione, saremmo indotti a pensare che gli adulti, in quanto più aderenti alle leggi pragmatiche, dovrebbero anche supporre che l'interrogante non possa formulare una domanda di cui conosca già la risposta (implicita nella formulazione); così « animali » dovrebbe essere riferito da essi ad « altri animali », escluse le mucche. Questo a sua volta dovrebbe condurre ad una maggiore frequenza di errori. Tuttavia i dati mostrano l'opposto e cioè una diminuzione di questo tipo di errori con il progredire dell'età.

Partiamo ora da un punto di vista diverso: entrambi i gruppi, bambini e adulti, sono in possesso, inconsapevolmente il più delle volte, di tali regole di inferenza pragmatica di base. Ciò che varia a livello evolutivo, ed è qui rilevante, è la capacità di riconoscere oltre a questo piano del discor-

so anche quello letterale. Gli adulti infatti riconoscono quest'ultimo livello in compiti semplici per bambini, (es. animali), ma non riescono a farlo in compiti in cui questa chiave di lettura è molto nascosta (Linda). Non viene attivato questo livello di interpretazione proprio perché le valutazioni fra la probabilità di due eventi viene richiesta per due classi coordinate, mai per classi subordinate. Infatti in quest'ultimo caso si sonderebbe una competenza che non è messa in dubbio, neanche con i bambini, ovvero valutare se la parte è minore del tutto.

Il declino del numero di errori, riportati su uno stesso compito in età più avanzata, ha portato alcuni autori a sostenere che l'uso dell'euristica della rappresentatività venga « ristretto » dai soggetti più grandi. Ritengo invece che, con l'avanzare dell'età, il soggetto impari a cogliere al di là del significato discorsivo dell'espressione, il significato letterale (« animali » come categoria generale ad es.). Tale riconoscimento consente di comprendere il senso logico della richiesta. Tuttavia questa operazione di lettura contemporanea di un'espressione secondo il « doppio codice »⁵ logico e discorsivo appare assai difficile, anche da parte di soggetti adulti, per compiti in cui risulti più « mascherato » il senso letterale della espressione. In età adulta, secondo questa ipotesi, non si verificherebbe quindi un restringimento dell'uso della rappresentatività a certi contesti, ma una maggiore capacità di riconoscimento del significato letterale di un'espressione.

Una gran varietà di spiegazioni è stata offerta per questo fenomeno. Abbiamo discusso alcune di queste spiegazioni, quali l'incompetenza logica, il fraintendimento della domanda. La conclusione generale a cui alcuni sperimentatori sono giunti è che i bambini fanno una comparazione fra sottoclassi, ma le ragioni per cui viene fatta tale comparazione erronea non sono state chiarite. L'ipotesi della incompetenza logica non è sostenibile, poiché la capacità di apprezzare le implicazioni delle relazioni di inclusione può essere dimostrata al di fuori di questi compiti di inclusione in classi. Consideriamo ora in particolare l'ipotesi conversazionale, relativa a compiti in cui la formulazione della richiesta è analoga a quella fino ad ora considerata.

⁵ Cfr. Mosconi, «Teoria del doppio codice », cap. III.

2.6. L'INTENZIONE DELLO SPERIMENTATORE IN COMPITI DI VALUTAZIONE ESTENSIONALE.

Gli studi sull'*inferenza conversazionale* non condividono quello che è un implicito assunto degli studi illustrati finora, ovvero che i soggetti razionali debbono utilizzare le informazioni date esplicitamente in compiti di giudizio. Al contrario essi sostengono che le interpretazioni razionali dei messaggi sono guidate dalle ipotesi che colui che riceve il messaggio costruisce sull'intenzione comunicativa di chi lo emette.

Il modello conversazionale è in grado di predire come le manipolazioni sperimentali delle fonti e delle caratteristiche delle informazioni influiscano sul giudizio dei soggetti. Il mancato riconoscimento del ruolo delle assunzioni conversazionali nei processi inferenziali può portare, secondo questi autori, a classificare erroneamente risposte del tutto razionali e ad attribuirle erroneamente al risultato di scorciatoie cognitive. Coloro che spiegano le performances legate al ragionamento probabilistico solo nei termini di: ampiezza della memoria, fattori attentivi, livelli di attivazione mnemonica, strategie di ricerca, euristiche di giudizio ecc., possono correre il rischio di commettere un errore attribuzionale (Cheng e Novick, 1990). In questi modelli teorici tutto è spiegato in termini intrapersonali, trascurando completamente la rappresentazione del problema in termini interpersonali.

Molti sono gli esperimenti che confermano l'importanza della intenzione comunicativa in compiti di valutazione dell'inclusione o di valutazione estensionale. Consideriamo ad es. l'importanza della intenzione dello sperimentatore in studi di valutazione della conservazione. La procedura utilizzata da Piaget e Szeminska (1941) per valutare la capacità dei bambini di conservare la quantità (numerica o di volume) è stata ampiamente utilizzata nell'ambito della psicologia dello sviluppo. Per es. ad un bambino vengono mostrate due file di lunghezza uguale, composte di quattro oggetti ciascuna. Al bambino viene chiesto se ci sono più oggetti in una fila che nell'altra, o se sono uguali. Di solito il bambino conviene che sono uguali. Lo sperimentatore allora modifica una delle due file cosicché gli stessi quattro oggetti sono ora disposti su una linea più lunga, e ripete la domanda. Generalmente il bambino risponde che ce ne sono di più nella fila che risulta più lunga. Questo risultato è considerato una prova del fatto che il bambino non riesce a « conservare » il numero degli oggetti, e che forse confonde la lunghezza con la numerosità.

È da notare tuttavia che la tradizionale procedura piagetiana implica

una trasformazione deliberata della situazione sperimentale da parte dello sperimentatore. I bambini possono quindi aver inferito che la trasformazione voleva essere *significativa* in qualche modo. Per esempio essi possono aver riconosciuto che le due file hanno ancora lo stesso numero di oggetti, ma potrebbero aver deciso che lo sperimentatore è interessato a determinare se il bambino ha riconosciuto che la lunghezza della linea è cambiata. Potrebbero quindi a questo punto aver reinterpretato la domanda in termini di lunghezza, per poter dare alla manipolazione dello sperimentatore una qualche rilevanza.

McGarrigle e Donaldson (1974; Donaldson, 1982) hanno indagato questa ipotesi producendo la trasformazione della lunghezza delle file di oggetti questa volta in modo accidentale. Nello specifico, dopo che al bambino sono state mostrate le due file ed è stata formulata la domanda circa la numerosità, un « orsetto meccanico », che si trova sul tavolo, « accidentalmente » urta una fila, allungandone indirettamente la dimensione. Sebbene la trasformazione ottenuta in questo caso sia esattamente la stessa dell'esperimento precedente, le prestazioni dei bambini nel caso « accidentale » risultano ampiamente superiori a quelle ottenute nella condizione « intenzionale ». In particolare, nella condizione accidentale, 50 bambini su 80 di età compresa fra i 4 e i 6 anni mostrano di utilizzare il criterio di conservazione, contro i 13 bambini dell'altra condizione.

Come Donaldson (1982) rileva, questi risultati (insieme a quelli ottenuti da Siegal, Waters e Dunwiddy, 1988) sono consistenti con la distinzione indicata da Grice (1968) tra il ciò che la frase dice « letteralmente » e il suo significato da un punto di vista conversazionale (ciò che la frase significa quando viene interpretata nel contesto in cui viene usata). Sebbene la Donaldson cautamente osservi che permangono molte risposte non conservative anche nella condizione « accidentale », tuttavia nota che le procedure adottate tradizionalmente sottostimano gravemente la capacità dei bambini di usare questo criterio.

Per esempio Winer et al. (1988) mostrano che bambini e adulti danno risposte di non-conservazione quando la richiesta sembra implicare che la conservazione non è possibile. Ad esempio la domanda « Quando pesi di più: quando sei in piedi o accovacciato? » sembra implicare che il peso corporeo cambi da una posizione all'altra, e porta a produrre un maggior numero di risposte che indicano che il peso cambia da uno stato all'altro rispetto a quando alla domanda viene aggiunto « o pesi uguale? ».

Kwock e Weiner (1986) hanno studiato le variabili del contesto sociale che spingono i bambini a rifiutare le domande fuorvianti. Ai bambini

veniva dato un compito di classificazione, dove veniva mostrata loro una figura e veniva chiesto se questa raffigurava X o Y, quando in realtà raffigurava entrambe. Se la figura era un cane, la domanda era: « questo è un cane o un animale? ». Se la figura era un quadrato nero, la domanda era: « questo è nero o è quadrato? ».

I bambini che venivano allenati precedentemente con domande che violavano sistematicamente le norme conversazionali erano maggiormente in grado di rifiutare le implicazioni fuorvianti delle domande poste. Quando un adulto pone una serie di domande chiaramente bizzarre da un punto di vista conversazionale, la sua credibilità risulta diminuita agli occhi del bambino, che è in grado così di refutarle (Siegal et al., 1988).

In un altro esperimento gli autori mostrarono che se a porre queste domande è un coetaneo, questo favorisce una corretta performance, poiché i bambini considerano gli altri bambini come fonti con un basso grado di credibilità.

Loftus e Palmer (1974) mostrarono che le presupposizioni implicite nelle domande sull'incidente di un'automobile influenzavano il ricordo dell'evento stesso (« the effect of leading question on memory »). Se ai soggetti veniva chiesto a che velocità andava la macchina quando si *fracassò contro* il camion, essi fornivano una stima della velocità più alta di quando veniva loro chiesto « a che velocità andava la macchina quando urtò il camion? » (Hornby, 1972; 1974).

La presupposizione implicita dei soggetti poteva essere la cooperatività dello sperimentatore. Infatti Dodd e Bradshaw (1980) non trovarono questo effetto quando la stessa frase (o domanda) veniva posta da una fonte che si riteneva antagonista (ad es. in ambito legale). Infatti quando la fonte è dichiaratamente avversa, si sospende l'assunzione di cooperatività.

Strack, Martin, Schwarz (1988) affermano che se una domanda specifica ne precede una generale che la include logicamente, il soggetto crederà che la domanda generale escluda l'informazione appena menzionata nella prima domanda. Ad esempio la domanda: « come sta la tua famiglia? ». Sarà intesa relativamente alla moglie e ai figli. Se questa è preceduta da: « come sta tua moglie? » si riferirà alla famiglia, esclusa la moglie.

Dulany e Hilton (1991) applicano questo approccio all'analisi della conjunction fallacy. Nell'esperimento di Tversky e Kahneman veniva fornita la descrizione di « Linda » che costituiva la condizione « modello » (la descrizione appunto), mentre nella condizione « senza modello » il soggetto riceveva solo l'informazione relativa all'età di Linda. Le ricche informa-

zioni date al soggetto nella prima condizione possono giustificare, secondo Dulany e Hilton, l'inferenza che lo sperimentatore sappia molte cose su Linda. Il soggetto può quindi arguire che se lo sperimentatore sa molto su Linda, allora il fatto di omettere di dire che Linda è attiva in un movimento femminista (nella condizione in cui « Linda è una commessa »), è perché sa invece che è il contrario. In contrasto, nella condizione « senza modello », il soggetto può pensare che lo sperimentatore omette di dire che Linda è una commessa, perché egli non sa se è così oppure no. Di conseguenza quando ai soggetti venne chiesto di valutare se è più probabile « C e F » rispetto a « C », è più probabile secondo gli autori che i soggetti abbiano interpretato « C » come « C e non F » nella condizione « modello » che in quella « senza modello ». I due autori nel loro studio hanno confermato questa ipotesi⁶.

Anche Tversky e Kahneman (1983) riconobbero questa possibilità, ma non la verificarono direttamente. Formularono invece una versione diretta del compito, in cui la natura estensionale della congiunzione veniva, secondo Tversky e Kahneman, esplicitamente espressa. Così ai soggetti fu chiesto di giudicare la probabilità che « Linda sia una commessa, sia che sia o meno una femminista ». Questa soluzione non è comunque molto soddisfacente, secondo Dulany e Hilton, perché potrebbe essere reinterpretata come « Linda è una commessa anche se è attiva in un movimento femminista » (oppure « indipendentemente dal fatto che sia una femminista »). Dulany e Hilton allora costruirono una versione da loro considerata meno ambigua del test diretto (ad es. « Linda è una commessa e non ci sono basi per sapere se è o non è attiva in un movimento femminista »; « ed è ugualmente probabile che sia o non sia attiva in un movimento femminista ») e la percentuale di risposte « erronee » fu meno della metà di quella ottenuta da Tversky e Kahneman.

⁶ Questo esperimento non consente tuttavia di escludere che alla base dei risultati ottenuti vi sia il fattore « rappresentatività », presente, secondo Tversky e Kahneman, nella versione « modello ».

III.

REGOLE PRAGMATICHE DEL LINGUAGGIO NATURALE E LORO INFLUENZA IN CONTESTI CONVERSAZIONALI E SPERIMENTALI

L'analisi del discorso è un tema che si è sviluppato in un percorso teorico ampio e strutturato, che va da Grice e Searle a Sperber e Wilson, per l'analisi del discorso, agli studi pragmatici, a Mosconi per lo studio di retorica e pensiero.

Il lavoro di Grice (1975), che tentava di andare dall'analisi del significato inteso dal parlante all'analisi linguistica della frase, è stato preso come punto di partenza per un modello inferenziale di comunicazione, che introduce le regole comuni, vigenti fra parlante e ascoltatore. Grice definisce il significato dal punto di vista del parlante. La sua formulazione, che ha avuto anche storicamente una notevole importanza, riconduce il significato delle unità linguistiche all'intenzione comunicativa del parlante proprio tramite il riconoscimento da parte degli ascoltatori dell'intenzione presente nel messaggio. Questa definizione mette in rilievo la presenza di caratteristiche extralogiche del linguaggio naturale e la parte attiva che hanno gli interlocutori. La comunicazione, oltre agli aspetti lessicali, comporta la presenza di un elemento pragmatico (implicatura conversazionale). Il significato « comunicato » si costituisce anche su base pragmatica, ossia in riferimento alle intenzioni del parlante e dell'ascoltatore.

Affinché la comunicazione abbia successo, non basta che il ricevente riconosca il significato linguistico della espressione, ma è necessario che inferisca da questo il significato inteso dal parlante. L'interazione umana è largamente determinata dalla interpretazione del comportamento in termini intenzionali piuttosto che « oggettivi ». Il fatto che la comunicazione umana comporti l'abilità di attribuire intenzioni agli altri potrebbe apparire ovvia da un punto di vista psicologico, e non nuova, se ci rifacciamo al concetto di intenzionalità già ampiamente indagato in ambito filosofico

(Brentano, Husserl). L'originalità di Grice sta, secondo Sperber e Wilson, nel tentativo da lui compiuto di riabilitare una visione comune e tradurla in termini sistematici. Le elaborazioni successive di questa idea si sono spesso allontanate da quella di Grice (Strawson, Searle, Schiffer). Searle (1975) ad es. cercando di mostrare la connessione fra il significato inteso dal parlante e il significato linguistico di una espressione, riconduce l'analisi griceana alla analisi di codice. L'originalità di Grice invece non sta nel suggerire che la comunicazione umana implica semplicemente il riconoscimento di intenzioni, cosa di per sé piuttosto ovvia, ma nel mostrare che questa caratterizzazione è sufficiente alla comunicazione, anche in assenza di un codice.

Un breve esempio tratto da Sperber e Wilson (p. 25) può contribuire ad illustrare questo punto:

«Pietro chiede a Maria: "Come ti senti oggi?". Maria risponde traendo dalla borsa una scatola di aspirina e mostrandogliela. Il suo comportamento non è codificato: non esiste nessuna regola o convenzione che dica che mostrare una scatola di aspirina significhi non sentirsi bene. [...] D'altro canto è una prova forte della sua intenzione di informare Pietro rispetto al fatto che non si sente bene, tanto che il suo comportamento consente a Pietro di riconoscere la sua intenzione. Maria comunica con successo con lui, senza usare nessun codice» (pp. 25, 26).

Numerose ricerche in ambito psicolinguistico mostrano che il discorso sociale procede in accordo con alcuni principi: la «*cooperatività*» per Grice (1975), la «*rilevanza*» per Sperber e Wilson (1986). Il principio di cooperatività indica che il parlante tende ad essere informativo, veritiero, rilevante e chiaro e che colui che ascolta interpreta l'espressione del parlante «*sulla assunzione che quest'ultimo stia cercando di rispettare questi ideali*» (Clark, 1985), o più precisamente queste assunzioni. Questo principio viene sviluppato da Grice in nove massime raggruppate in quattro categorie. Secondo la massima della *qualità*, il parlante non dovrebbe dire niente che egli reputi falso o non fondato. Secondo la massima della *relazione*, colui che parla dovrebbe partecipare alla conversazione con contributi rilevanti o pertinenti all'oggetto della conversazione stessa. La massima della *quantità* indica che il parlante deve dare un contributo informativo, quando questo è richiesto, ma non più informativo di quanto è richiesto. Infine la massima del *modo* afferma che il contributo dovrebbe essere chiaro (evitando l'«*oscurità*» d'espressione), non ambiguo, breve e ordinato.

In accordo con Grice, Sperber e Wilson (1986) affermano che l'informazione trasmessa nella comunicazione è sostenuta da una garanzia di rilevanza e colui che ascolta assume che il parlante tenda ad essere informativo, veridico e chiaro. Gli autori definiscono rilevante la comunicazione per la quale è richiesto il minimo sforzo di elaborazione (chiara) e che comporta il massimo grado di cambiamento del contesto in cui si attua (informativa).

L'analisi del discorso e la sua importanza per la comprensione del pensiero ha avuto molteplici evidenze sperimentali ottenute attraverso lo studio del problem solving (Mosconi, 1990). Il problema eteroposto¹ è concepito in quest'ottica nei termini di un messaggio, diversamente codificato da soggetto sperimentale e sperimentatore. L'autore distingue tra *messaggio dato*, che è costituito dai dati, dal modo in cui è formulata la richiesta e dal materiale fornito, e *messaggio effettivo*. Il messaggio effettivo si distingue da quello dato in quanto è portatore di elementi, implicazioni che non sono direttamente affermate nel messaggio esplicito, ma che, purtuttavia agiscono a livello psicologico.

Ritroviamo questa differenza nella distinzione, operata dall'autore, fra *compito* e *problema*, per cui nel primo caso c'è un'interpretazione univoca del messaggio. Nel secondo invece il senso del messaggio è diverso per i due soggetti della situazione sperimentale. Ciò che è rilevante è che questa discrepanza che si produce fra « parlante » e « ascoltatore » non è qualcosa di accidentale, che si aggiunge al problema, ma costituisce, se così concepito, il problema stesso, che altrimenti non si sarebbe posto. In sintesi « doppia decodificabilità e impressione di errore (in caso di fallimento rivelato) caratterizzano i problemi; uso di un unico codice da parte dell'emittente e del ricevente e impressione di insufficienza (in caso di fallimento rivelato) caratterizzano il compito » (1990, p. 22).

Una caratteristica tipica del messaggio problematico è che la decodificazione naturale porta ad una lettura che è incompatibile con la soluzione. Nel messaggio ci sono degli elementi che rendono difficile al soggetto decodificarlo in modo compatibile con la soluzione. D'altro canto se non fosse così, non sussisterebbe il problema stesso. « L'impossibilità (di giungere alla soluzione) non è dovuta ad errori nella formulazione del problema, tanto che è possibile in un secondo tempo reinterpretare il messaggio

¹ Un altro caso che viene considerato dall'autore è quello dei problemi *autoposti*, nei quali è lo stesso soggetto che si pone il problema.

in modo compatibile con la soluzione » (p. 22). La teoria del *doppio codice* indica che il messaggio dato è portatore sia del messaggio effettivo sia del messaggio « legale », che attiene al codice formale. Il messaggio effettivo si impone e rende impossibile la soluzione, l'altro invece, che la permetterebbe, rimane latente.

Gli aspetti impliciti del messaggio dato che costituiscono i loci problematici possono essere di diversa natura, legata al materiale usato (come nel caso del « problema delle perle » della Bulbroock, in Mosconi e D'Urso, 1974), all'effetto della attivazione di contesti indotta da problemi forniti in precedenza ecc.

Un caso in cui la violazione delle regole di Grice costituisce la fonte del problema stesso è il seguente:

« Un aereo viaggia a velocità doppia di un treno. Il treno parte da Parigi per Roma. Contemporaneamente l'aereo parte da Roma e vola incontro al treno. Quando lo incontra torna istantaneamente indietro; quando arriva a Roma vola di nuovo verso il treno e così via. Quando il treno arriva a Roma, quanta strada ha fatto l'aereo? ».

In questo problema la difficoltà risiede in quella parte dell'enunciato in cui si descrive l'andare e venire dell'aereo dal punto di partenza al treno e viceversa. Questa descrizione dinamica e minuziosa induce i soggetti a calcolare quanta strada ha percorso l'aereo rispetto al treno su queste frazioni di percorsi, fino a giungere, dopo numerose operazioni, alla risposta, ovvero che l'aereo percorre il doppio della strada rispetto al treno. Se viene eliminata la formulazione fuorviante, dicendo semplicemente che l'aereo « continua a spostarsi fra il treno e Roma » (Mosconi, 1990), la gran maggioranza dei soggetti dà subito la soluzione. In questo caso un artificio espositivo orienta il ragionamento verso una scomposizione del percorso dell'aereo che rallenta il perseguimento della soluzione.

Un caso particolarmente interessante è quello rappresentato dal problema delle tre scatole (Mosconi, 1986; Mosconi e Bagassi, 1986):

Ci sono tre scatole identiche. Una contiene due palline bianche, una contiene due palline nere, una contiene una pallina bianca e una pallina nera. Su ogni scatola c'è un'etichetta. Dapprima ciascuna di esse corrispondeva al contenuto; poi sono state tutte cambiate di posto. Si vuol conoscere il contenuto delle tre scatole tirando fuori il minor numero possibile di palline.

Quasi la metà dei soggetti risolve il problema estraendo 4 palline (ed inferendo le altre due per esclusione), in modo del tutto antieconomico. Solo il 15% dei soggetti riesce a risolvere il problema con una estrazione sola. Essenziale ai fini di giungere a quest'ultima soluzione, la più economica, è la considerazione dell'informatività delle etichette, che « sono state cambiate tutte di posto » e quindi non corrispondono mai al contenuto della scatola (dando così informazione almeno su cosa sicuramente non sarà contenuto nella scatola).

Se si parte dalle palline (cosa che risulta più « naturale »), per ogni coppia ho due possibili etichette, ad es. le due palline bianche possono avere come etichetta sia NB che NN. A quel punto il nostro percorso è bloccato in quanto non si può sapere quale delle due è corrispondente e qualsiasi estrazione non aggiungerà informazioni (in quanto ipotizzo già che le palline sono bianche). Invece partendo dalle etichette ci si trova sempre nella situazione di ambiguità per cui ad una stessa etichetta, NB, corrispondono due possibili combinazioni di palline NN, BB, ma in questo caso con una estrazione è possibile definire il contenuto della scatola. Ciò che risulta importante è scegliere la scatola con l'etichetta soggetta a maggiori limitazioni; la soluzione più economica è ottenibile partendo appunto dall'etichetta NB². Se dalla scatola con l'etichetta NB si estrae ad es. una pallina N, l'altra sarà sicuramente N; se ora passiamo alla scatola con l'etichetta BB, sappiamo che essa può contenere due palline, NN o NB. Sapendo che nella prima sono già contenute le due nere, concludiamo che questa scatola conterrà la coppia NB. Per esclusione inferiamo il contenuto della terza scatola (BB). (È possibile svolgere lo stesso tipo di ragionamento partendo dall'estrazione di una pallina B). In questo problema la centrazione o focalizzazione del messaggio su una informazione inutilizzabile (le palline) poneva sullo sfondo l'informazione fornita dalle etichette.

Questo è un altro genere di meccanismo pragmatico che può influire sull'utilizzazione dei dati da parte dei soggetti. Questo effetto veniva paradossalmente aumentato da ciò che l'informazione stessa comunicava, ovvero « che le etichette erano state tutte cambiate di posto » (l'interpretazione possibile era: « e quindi non ci dicono nulla sulle palline contenu-

² Si verifica qualcosa di analogo a quanto avviene per i problemi di criptoaritmica (Simon, 1956) dove per ottenere la soluzione è necessario partire dalle lettere soggette a maggiori limitazioni.

te »). Mosconi e Bagassi riformulano quindi il problema ponendo come « soggetto » informativo le etichette stesse:

« Ci sono tre scatole identiche. Su ogni scatola c'è un'etichetta. Su una c'è scritto "2 palline bianche", su una c'è scritto "2 palline nere", su una c'è scritto "1 pallina bianca e 1 pallina nera". Dapprima ciascuna di esse corrispondeva al contenuto; poi sono state tutte cambiate di posto. Si vuol conoscere il contenuto delle tre scatole tirando fuori il minor numero possibile di palline ».

Con questo testo il 60% dei soggetti risolveva il problema con una estrazione e solo il 10% ricorreva all'estrazione di 4 palline. Anche in questo caso si può notare che l'organizzazione del discorso è alla base della costituzione del problema, che è dato dall'annullamento dell'informatività di una parte del messaggio (l'etichetta sicuramente non corrisponde al contenuto, quindi è possibile sapere almeno cosa non è contenuto nella scatola). Ritroviamo il concetto di non coincidenza tra linguaggio logico e linguaggio comune anche negli studi sperimentali di Mosconi dove il linguaggio comune potrebbe essere un modello in parte comprensivo della logica, che risulta in realtà ben più complesso. Questa posizione ha come risvolto consequenziale la critica al ricorso a sistemi di riferimento extrapsicologici come condizione necessaria allo studio psicologico del pensiero e di conseguenza espunge dal metodo psicologico il giudizio di erroneità, se non per utilizzarlo in termini operativi. Quando si verifica la non corrispondenza tra codice logico, utilizzato dallo sperimentatore per progettare l'esperimento e per valutare la prestazione del soggetto sperimentale, e codice « naturale » (o psicoretorico) proprio del soggetto, oltre a far sembrare illogica la risposta che si discosta da quella normativa, può far apparire come logica una soluzione ad un problema che logica non è, anche se il risultato « nominale » coincide con quello proprio del parametro normativo. Un esempio illuminante di quest'ultimo caso è lo studio compiuto da Mosconi sulla base dell'esperimento di Johnson-Laird, Legrenzi e Sonino Legrenzi (1972) sul noto « compito di selezione » di Wason (1972), dove si chiedeva ai soggetti di controllare una regola della forma « Se A, allora B ».

Questi autori, per ottenere prestazioni migliori nel compito di selezione, avevano utilizzato un contenuto che poteva essere familiare ai soggetti. La regola in oggetto era questa volta: « Se una lettera è chiusa, allora ha un francobollo da 50 L. ». Veniva chiesto ai soggetti di immedesimarsi in un impiegato delle Poste e di verificare che fosse rispettata la regola. Il

materiale impiegato sostituiva alle quattro carte, utilizzate nel problema originario di Wason, quattro buste:

- retro di una busta chiusa (p)
- retro di una busta aperta (q)
- verso di una busta con francobollo da 50 L. (non p)
- verso di una busta con francobollo da 40 L. (non q)

In questo caso la quasi totalità (21 su 24) dei soggetti compiva la scelta corretta (p e non q)³.

Gli autori dell'esperimento spiegano questi risultati nei termini della familiarità del contenuto.

La regola su esposta coincide con una parte della norma vigente in Italia negli anni '70, e comunica implicitamente che « se una lettera è chiusa non deve avere un francobollo di valore inferiore alle 50 L. ». Di conseguenza una busta chiusa con un francobollo di valore superiore alle 50 L. non costituirebbe una infrazione alle norme postali. L'ipotesi di Mosconi a questo punto è che proprio a tali norme i soggetti si siano attenuti nel risolvere il problema precedente, risolvendo quindi un « problema reale », anche se le risposte sono poi state interpretate come una dimostrazione di « capacità di ragionamento deduttivo ». Se, pur mantenendo il materiale realistico, si rompe la coincidenza fra « logica della situazione reale » e « logica della falsificazione di una regola », si annulla il numero di soggetti la cui risposta può essere considerata corretta da un punto di vista logico.

È quanto Mosconi ottiene sostituendo alla busta affrancata con un francobollo da 40 L. una con francobollo da 100 L. La affrancatura superiore alle 50 L., come detto sopra, non costituisce un'infrazione alle norme postali e quindi, se è su queste che i soggetti si basano per rispondere, la busta con L. 100, che, da un punto di vista logico rappresenta « non q », non dovrebbe essere girata. Tutti i soggetti utilizzati affermarono che questo atto non sarebbe stato di nessuna utilità, « poiché alle Poste non interessa affatto se il valore del francobollo supera le 50 L. » (p. 195).

La regola che è considerata oggetto di valutazione non è solo quella data esplicitamente (messaggio dato) ma quella in cui sono implicite altre informazioni (messaggio effettivo)⁴.

³ Lo stesso problema con materiale astratto veniva risolto da 2 soggetti su 24.

⁴ Lo stesso venne ottenuto fornendo come regole « se la busta è aperta, allora il francobollo è da 40 L. ».

È chiaro che l'interpretazione del comportamento dei soggetti in termini puramente « logici » può portare a delle conclusioni arbitrarie (come il corretto ragionamento deduttivo in problemi con contenuto familiare). Risulta essenziale invece che lo sperimentatore consideri quale può essere la rappresentazione che i soggetti si costruiscono del problema. In tal senso l'analisi del messaggio è una fase essenziale ed ineliminabile nello studio dei processi di pensiero.

IV.
ANALISI CRITICA
DI ALCUNE QUESTIONI SPERIMENTALI

La ricerca ha avuto come oggetto le due aree di studio sopra introdotte: la cosiddetta fallacia della probabilità primaria (*base-rate fallacy*) e quella dell'intersezione (*conjunction fallacy*). Motivi principali di questa scelta, come indicato sopra, sono stati: la centralità di questi temi per lo studio del pensiero e la problematicità dei risultati raggiunti in questi ambiti.

Risulta importante, per lo studio del ragionamento probabilistico, comprendere se i principali assiomi e teoremi della teoria della probabilità sono estranei al ragionamento delle persone non esperte in statistica, oppure se i fenomeni considerati « biases del ragionamento probabilistico » siano effetti di altri fattori più generali, connessi, secondo la nostra ipotesi, alla struttura discorsiva dei testi utilizzati.

La tendenza dominante fino agli anni '80 e che in parte vige a tutt'oggi, è stata caratterizzata dalla attenzione esclusiva alla rappresentatività e alla specificità dell'informazione specifica (o individuante) come cause dei fenomeni denominati come biases. Tali fenomeni venivano spiegati ricorrendo a delle proprietà delle informazioni in grado di farle considerare dai soggetti in modo privilegiato, se non esclusivo, a scapito di altre informazioni. Secondo l'interpretazione data dagli autori del programma « euristiche e biases » (Tversky e Kahneman), come abbiamo visto, l'informazione specifica viene considerata proprio in quanto specifica, rappresentativa, vivida e rilevante, attributi questi, propri della sua stessa natura. La base rate viene presa in considerazione, secondo questa teoria, solo nel caso in cui risulti rilevante a livello causale.

Le euristiche, concetti non ben definiti da un punto di vista teorico, da quando sono state indicate (Tversky e Kahneman, 1973, 1980, 1983)

non hanno portato ad uno sviluppo delle conoscenze dei processi cognitivi sottesi ad esse. Più che strategie cognitive sembrano evidenziare delle caratteristiche dell'informazione che risultano a volte tautologiche e a volte indefinite.

Un altro gruppo di ricerche (come mostrato nel cap. 2), che rientrano generalmente nello stesso modello teorico, ha considerato l'importanza degli effetti delle variabili procedurali, quelle variabili cioè, che caratterizzano il modo di presentare le informazioni e le caratteristiche contestuali: ad esempio presentazione verbale dell'informazione versus visiva, provenienza dell'informazione da fonti che differiscono quanto all'accuratezza, orientamento del discorso a fini diversi da quelli previsti dallo sperimentatore. Queste modificazioni apportate ad alcuni dei classici problemi studiati hanno provocato cambiamenti significativi nelle risposte fornite, con un incremento della considerazione della base rate. Questi interventi erano finalizzati ad aumentare ora il grado di vividezza dell'informazione (Christensen-Szalanski e Beach, 1982), ora la sua concretezza (Manis et al., 1980) ora la sua finalità (Ginossar e Trope, 1987). In generale i risultati ottenuti sono stati attribuiti a questi fattori. In realtà, secondo la nostra ipotesi interpretativa, il miglioramento ottenuto è dipeso dall'efficacia (in genere non prevista) che queste variazioni hanno avuto nell'esprimere (seppur con modalità diverse) alcune relazioni fra le informazioni, che risultano fondamentali per rendere comprensibile, anche a soggetti non esperti, la natura aleatoria dei problemi di probabilità.

Infine un filone di ricerche (Gigerenzer, 1991), che utilizza come parametro di riferimento il concetto frequentistico di probabilità, ripropone gli stessi problemi utilizzati da Tversky e Kahneman, riformulandoli conformemente al punto di vista frequentistico. L'idea che giustifica questo intervento sta nel rifiuto da parte dei teorici frequentisti alla Gigerenzer dell'utilizzo del concetto di probabilità riferito ad eventi singoli. Anche in questo caso le risposte cosiddette erranee si riducono notevolmente. Tuttavia, sempre secondo la nostra interpretazione, la riformulazione del problema in termini di frequenze relative, che inserisce la valutazione del caso singolo all'interno di una sequenza finita di casi singoli, trasmetta anche alcune di queste relazioni aleatorie, quali la definizione dell'ampiezza del campione e la casualità dell'estrazione.

Le condizioni di chiarificazione delle relazioni fra gli eventi che abbiamo individuato sono quindi:

- *La casualità dell'estrazione dell'informazione*, che viene messa in rilievo fornendo, nei casi considerati, come fonti di informazione

soggetti diversi relativamente a questa caratteristica, quali ad es. un calcolatore (Schwartz et al., 1991), una cartomante (Ginossar e Trope, 1987), o uno scienziato. L'effetto non è dovuto all'accuratezza della fonte, ma, secondo il mio punto di vista, al fatto che il tipo di fonte trasmette qualcosa sul metodo di rilevazione del campione: casuale (ad es. il computer) vs. intenzionale (ad es. lo psicologo).

Nel problema « Avv/Ing » tale casualità viene evidenziata anche facendo estrarre le descrizioni da un'urna direttamente dai soggetti (Gigerenzer et al., 1988). Anche qui l'effetto di tale procedura non è dovuto tanto alla vividezza dell'esperienza in sé, come è stato sostenuto dagli autori, ma alla effettiva estrazione *a caso* della descrizione, che viene qui addirittura agita dal soggetto, che ne viene informato e ne diviene pertanto consapevole.

- *La definizione della ampiezza del campione* da cui è stata estratta l'informazione, che ad esempio viene chiarita nell'esperimento di Christensen-Szalanski e Beach (1982). Anche in questo esperimento, al di là della connotazione in termini di « vividezza » dell'informazione, ciò che viene evidenziato è il fatto che ad ogni caso proveniente dalla popolazione generale di pazienti (base rate) corrisponde un risultato al test diagnostico. Cosicché risulta chiara anche la relazione di indipendenza che è l'oggetto del prossimo punto.

- *L'indipendenza dei dati*, quando la probabilità relativa all'informazione specifica non è ottenuta sulla base della considerazione della probabilità primaria (che deve quindi essere compresa nel caso del calcolo delle probabilità condizionate). Questo tipo di relazione fra i dati sarà l'oggetto della nostra ricerca.

- *L'inclusione fra gli eventi*, nel senso che la valutazione richiesta è relativa al rapporto estensionale fra classi subordinate, una inclusa nell'altra (ad es. il rapporto fra intersezione e insiemi componenti l'intersezione; oppure la relazione fra un insieme e un suo sottoinsieme), relativamente al fenomeno denominato « conjunction fallacy ».

Per poter comprendere il motivo per cui sia con problemi frequentistici che con problemi bayesiani (modificati in alcuni aspetti procedurali) si ottengono riduzioni dei « biases », dobbiamo ricercare gli aspetti comuni a questi diversi filoni sperimentali. Nella nostra ricerca verranno utilizzati compiti di natura bayesiana, in cui sono state chiarificate le relazioni sopra discusse. Se anche in tal caso otterremo una riduzione dei cosiddetti biases, potremo concludere che, indipendentemente dalla natura bayesiana vs. frequentistica del compito, ciò che facilita il ragionamento proba-

bilistico aleatorio è la chiarificazione delle relazioni (aleatorie) fra le informazioni fornite, che è appunto ciò che hanno in comune queste ricerche. Risulta poco rilevante contrapporre il compito frequentistico a quello bayesiano, supposto da Gigerenzer più vicino al concetto di probabilità epistemica. Il fatto è, semmai, che l'impostazione frequentistica trasmette chiaramente lo spazio del campione e l'indipendenza dei dati. Proprio per come è strutturata definisce chiaramente le relazioni indicate. Se ciò che rende possibile l'uso delle informazioni, secondo il concetto di probabilità aleatoria, è innanzitutto la chiarezza delle relazioni fondamentali fra le informazioni, allora tale « chiarezza » può essere ottenuta anche in compiti bayesiani.

Sebbene in alcuni testi venga menzionata esplicitamente ad es. la casualità del campionamento (Avv/Ing), questo non è tuttavia sufficiente a mostrare tale relazione nel senso sopra indicato. Non basta che tali condizioni vengano espresse « letteralmente », ma è necessario che queste risultino effettivamente trasmesse a persone statisticamente naïfs. Quest'ottica risulta non più centrata sulla « natura » della informazione, (che sia informazione specifica o probabilità primaria) ai fini della considerazione dei dati stessi da parte dei soggetti sperimentali.

Credo che le euristiche « naturali » non siano spiegazioni adeguate dei fenomeni indicati come biases, e che i fenomeni che sono stati interpretati come biases siano l'effetto di un oscuramento delle relazioni di natura aleatoria fra le informazioni. Se non si assicura la trasmissione al soggetto di tali relazioni, e quindi la effettiva possibilità di comprensione da parte sua di queste proprietà, non è lecito fare considerazioni sul suo ragionamento probabilistico. Non si può studiare tale ragionamento se la presenza di presupposti indispensabili per esso non è assicurata.

Mostreremo che, se i testi in cui le informazioni vengono fornite, seguono dei particolari criteri di organizzazione del discorso, possiamo eliminare o ridurre molto il fenomeno cosiddetto delle fallacie, pur mantenendo immutate le caratteristiche di queste (specificità, rappresentatività, causalità) e la « natura » bayesiana del compito. Poiché non può essere data per scontata la coincidenza fra linguaggio logico-formale e discorsivo, lo studio della struttura del discorso risulta uno strumento essenziale per la formulazione delle informazioni reali affinché queste vengano comprese dai soggetti.

Dall'analisi dei testi utilizzati per lo studio di ciò che è chiamato « base rate fallacy » rileviamo che:

- Molti dei problemi che producono il fenomeno della fallacia hanno

la caratteristica di rendere oscura l'indipendenza fra i dati. Gli elementi del discorso che, secondo la nostra ipotesi creano tale effetto sono:

a) la domanda relativa alla sola informazione specifica (problema dei Suicidi);

b) la formulazione della informazione specifica come se fosse dipendente (comprensiva cioè della base rate: problemi dei Suicidi e dei Taxi).

– In altri problemi in cui non si verifica la fallacia, Tversky e Kahneman attribuiscono alla « causalità » tale risultato. Gli stessi testi, analizzati dal nostro punto di vista mostrano di avere alcune caratteristiche discorsive in grado di esplicitare le relazioni indicate. Mostriamo che, se tali costruzioni del discorso vengono applicate anche ai testi in cui si verificano i cosiddetti errori, tali fenomeni si riducono molto, fino a scomparire in alcuni testi.

– Relativamente alla « conjunction fallacy », un'altra relazione che risulta in questo caso « oscurata » o « occultata » è quella d'inclusione in classi in problemi che evidenziano quel fenomeno denominato « conjunction fallacy ». La percezione di tale relazione è qui ostacolata dalla violazione di alcune regole fondamentali del discorso naturale, ad es. quella della quantità, e più in generale della regola della cooperatività (Grice, 1975). Secondo queste regole una richiesta come: « è maggiore il tutto o la parte », risulta improponibile proprio in quanto relativa ad una relazione che è di per sé tautologicamente ovvia e del tutto ininformativa, implicando quindi una richiesta diversa da quella letterale. In tal senso l'intenzione attribuita dai soggetti allo sperimentatore diventa centrale. Infatti, una richiesta ovvia, in quanto inaccettabile in contesti discorsivi comuni, favorisce un'interpretazione diversa (le classi oggetto di valutazione non sarebbero più sovraordinate, ma entrambe sottoclassi). L'importanza della intenzione che il soggetto attribuisce alla richiesta dello sperimentatore nell'orientare il processo di ragionamento appare rinvenibile anche dal confronto fra esperimenti dello stesso genere, ma che differivano nel modo in cui la richiesta era esplicitata (Jones e Harris, 1987, relativamente ad uno studio sull'ampiezza del campione).

4.1. LA FUNZIONE DEGLI ELEMENTI DEL DISCORSO NELLA CONSIDERAZIONE DELLA PROBABILITÀ PRIMARIA.

Per poter considerare la « *base rate fallacy* » un errore di ragionamento si deve presupporre la corretta trasmissione dei termini del problema

e della richiesta al ricevente. Per questa ragione è importante comprendere qual è la rappresentazione effettiva che i soggetti si costruiscono del problema. Nello specifico, in un gruppo fra i più noti problemi presentati in letteratura (textbook problem paradigm) la difficoltà di rappresentare alcuni concetti probabilistici, la mancanza di corrispondenza fra linguaggio naturale e linguaggio logico e l'utilizzazione impropria del linguaggio naturale per esprimere strutture e rapporti altrimenti indicati dal linguaggio logico, potrebbe determinare un fraintendimento del testo da parte dei soggetti.

La nostra ipotesi è che i risultati ottenuti da alcuni autori e da loro interpretati come comprovanti l'esistenza di una « base rate fallacy », siano una conseguenza, nei problemi in questione, della discrepanza fra la struttura discorsiva del testo e la struttura logica che gli autori presumono essere trasmessa da tale struttura discorsivo-naturale. L'ipotesi generale è che, in questi problemi, le probabilità degli eventi non vengano interpretate come indipendenti. Il presupposto di base (solo in parte esplicitato) invece delle ricerche di Tversky e Kahneman è che i soggetti comprendono i dati e le relazioni fra essi. Questa è infatti l'unica assunzione che rende possibile parlare di errori del ragionamento.

La probabilità relativa all'informazione specifica-sarebbe quindi considerata in termini di probabilità a posteriori, come conseguenza della indistinzione indotta dal testo:

a) *nella formulazione della domanda (quando questa concerne solo l'informazione specifica senza alcun riferimento alla popolazione generale)*. Ad es. dal problema dei Suicidi:

« qual è la probabilità che un individuo, scelto a caso fra i suicidi, sia un single? ».

b) *nella formulazione della informazione specifica nell'enunciato (come se fosse già il risultato della sua combinazione con la probabilità primaria)*. Ad es. dal problema dei Taxi:

« [...] Il testimone ha identificato correttamente i taxi nell'80% dei casi e ha sbagliato nel restante 20% [...] ».

L'indipendenza dei dati può risultare chiara se questi vengono formulati come distinti, e ciò può essere ottenuto:

– facendo riferimento esplicito nella domanda alla probabilità primaria, cioè rendendo manifesto (o se si vuole, non mascherando) che questa

non è già compresa nella probabilità relativa alla informazione specifica. Ad es. nel problema dei Libri:

« qual è la probabilità che un tascabile, scelto a caso dal magazzino, sia in francese? » (cfr. Esp. 1).

– o tramite l'espressione del legame fra le informazioni, non occultando così la loro distinzione. Tali formulazioni sono state da noi denominate «partitive» poiché indicano chiaramente che l'informazione specifica è la parte di un tutto (la base rate) e non è un insieme a sé stante, già ottenuto dalla considerazione delle proporzioni esistenti nella popolazione totale (come è il caso della versione causale del problema dei Suicidi, cfr. Esp. 3).

È ragionevole supporre che, se almeno uno di questi elementi del testo, l'informazione specifica o la domanda, esprime in modo chiaro l'indipendenza delle due informazioni, ciò è sufficiente a chiarire tale rapporto. Se gli eventi fossero davvero dipendenti (se ad es. la percentuale dei single suicida dipendesse dalla percentuale di single nel problema dei Suicidi) sarebbe giustificata la considerazione della sola informazione specifica da parte dei soggetti sperimentali, in quanto già ottenuta sulla base della probabilità primaria. L'ipotesi è quindi che la non utilizzazione da parte dei soggetti della base rate (probabilità primaria) sia l'effetto del fraintendimento della relazione che lega i dati, non indicati come indipendenti.

4.2. QUESTIONI METODOLOGICHE.

Oltre ad analizzare le risposte numeriche fornite dai soggetti ci siamo serviti dell'analisi dei protocolli verbali per poter ottenere informazioni sulla comprensione del testo e sul tipo di ragionamento adottato dai soggetti stessi, al fine di evidenziare i processi cognitivi sottesi alle loro risposte.

Il presupposto di tale scelta metodologica risiede nell'oggetto stesso di questo ambito di studio, cioè nell'identificazione del processo di ragionamento che porta alla valutazione della probabilità di un evento. Da questo punto di vista, il quesito fondamentale consiste nel determinare se tale processo è vicino ad un ragionamento che, in prima istanza, possiamo definire bayesiano (con utilizzazione cioè di tutti i dati forniti dal problema e loro combinazione) o se è diverso rispetto a questo (considerazione esclusiva dell'informazione specifica, d'ora in poi: IS). Negli studi

precedenti tale processo di ragionamento è stato inferito esclusivamente dall'entità numerica delle stime di probabilità fornite dai soggetti sperimentali:

- una risposta numericamente corrispondente all'IS (ad esempio « 80% » nel problema dei taxi) è stata ritenuta indizio della mancata considerazione della base-rate (BR);

- una risposta numericamente coincidente con la BR (ad esempio « 15% » nel problema dei Taxi) è stata invece ritenuta indice della mancata considerazione della IS;

- una risposta numericamente compresa fra la BR e la IS (ad esempio compresa fra « 15% » e « 80% » nel problema dei Taxi) è stata ritenuta indice della considerazione e combinazione di entrambi i dati e quindi di un ragionamento approssimantesi a quello bayesiano (RI).

La nostra interpretazione si differenzia da questa, che risulta peraltro prevalente in quest'ambito di studio, sulla base delle seguenti considerazioni.

L'entità numerica della risposta non è necessariamente indicativa del ragionamento sotteso. Ciò vale in particolare nel caso di soggetti non esperti, rispetto ai quali non è possibile, in linea di principio, ipotizzare una conoscenza degli strumenti matematici (in questo caso del teorema di Bayes) e una dimestichezza con alcune tecniche computazionali (uso di percentuali, proporzioni, equazioni etc.) necessarie per risolvere correttamente il problema da un punto di vista formale. Non è quindi possibile escludere che, pure a fronte di un ragionamento di natura bayesiana, il soggetto pervenga, a causa di errori nel calcolo o nell'impiego di algoritmi matematici, a conclusioni che numericamente possono risultare anche molto distanti da quelle corrette, così come non è ovviamente possibile escludere l'eventualità opposta, quella di un ragionamento che, pur trascurando la BR, pervenga a stime non dissimili da quelle basate sul teorema di Bayes.

A titolo d'esempio dall'analisi dei protocolli verbali dell'esperimento sul problema dei Taxi (versione di controllo T1) si ricava come la risposta 60% è a volte il risultato di una combinazione approssimativa dei due dati forniti dal problema (80% e 15%), ma spesso indica semplicemente una riduzione della fiducia circa l'attendibilità del testimone (dall'80% al 60%) per una forma di tutela dai rischi connessi a questo giudizio.

Per questi motivi non ci sembra corretto l'utilizzo puro e semplice di tali stime numeriche come se si trattasse di dati di misura espressi su una scala reale, e la loro conseguente caratterizzazione con indici di posizione quali la moda, la mediana e la media. Questi indici non sono necessaria-

mente rappresentativi del giudizio sottostante poiché, come già detto, risposte che forniscono lo stesso risultato numerico possono essere associate a modalità di ragionamento contrastanti.

Pertanto queste considerazioni ci hanno portato ad analizzare i dati espressi dai soggetti su un continuo (stime di probabilità) a partire da un loro raggruppamento in tre classi di risposte sulla base dell'esame dei protocolli verbali, oltre che delle risposte numeriche fornite dai soggetti stessi.

Nelle tre classi di risposte, indicate con RIS (risposte basate solo sull'informazione specifica), RI (risposte intermedie) e INC (risposte incerte), sono stati raggruppati rispettivamente i soggetti che dimostravano di considerare esclusivamente l'informazione specifica, quelli che dimostravano di voler combinare quest'ultima con la base-rate e quelli per cui non è stato possibile evidenziare in modo inequivocabile una ben precisa modalità di ragionamento. La quarta possibilità teorica è quella che corrisponderebbe alle risposte che si basano esclusivamente sulla base rate (BR), e che non consideriamo perché tali risposte non sono quasi mai prodotte dai soggetti non esperti in statistica (cfr. il problema dei Taxi).

Lo studio della stabilità di tale classificazione è stato condotto valutando il grado di accordo tra due osservatori (calcolo della riproducibilità interosservatore) e il grado di accordo tra le classificazioni effettuate da uno stesso osservatore in due occasioni diverse (calcolo della riproducibilità intraosservatore). Il test di riproducibilità impiegato è stato quello della K-statistic (Cohen, 1960).

Consideriamo per es. una classificazione dicotomica dove ci sono solo due livelli di misurazione: presenza o assenza di un dato evento. Possiamo esprimere il semplice accordo fra due osservatori come la proporzione di risposte esaminate in cui i due osservatori concordano nella loro valutazione. Sebbene molto facile da interpretare questa misura è molto influenzata dalla distribuzione dei casi positivi e di quelli negativi: se c'è una prevalenza di casi positivi o negativi, ci sarà un elevato accordo dovuto solo al caso. Il coefficiente K permette di affrontare questa situazione esaminando la proporzione di risposte nelle due celle di accordo in relazione alla proporzione di risposte in queste celle che si sarebbero avute per caso.

Un'estensione di questo approccio, chiamata « weighted K » (Cohen, 1968), considera anche l'accordo parziale e permette di trattare situazioni in cui la classificazione non è dicotomica, ma basata su una scala a n punti. Il più usato schema di pesi (pesi quadratici) basa il peso del disaccordo sul

quadrato dell'ammontare della discrepanza; così si dà peso 1 a differenze in una categoria, peso 4 a differenze di 2 categorie, etc.

Quest'ultimo schema è quello che abbiamo utilizzato sulla scala di classificazione a tre punti sopra esposta. Si è convenuto di considerare più grave una discrepanza di giudizio fra i due osservatori, o dello stesso osservatore in momenti successivi, del tipo RIS-RI (ovvero un soggetto è stato classificato prima nella classe RIS e poi in quella RI, o viceversa) rispetto a discrepanze del tipo RIS-INC o RI-INC (ovvero quelle in cui un soggetto è stato classificato prima nella classe RIS o RI e poi in quella INC, o viceversa).

Nel condurre uno studio sulla riproducibilità abbiamo cercato di stimare il coefficiente di riproducibilità con la massima accuratezza possibile, volendo essere sicuri che il vero coefficiente di riproducibilità fosse ragionevolmente vicino alla stima che avevamo determinato. È questa una forma di intervallo di confidenza. Come è logico attendersi, quanto più ampio è il campione considerato, tanto più piccolo risulterà l'intervallo di confidenza. Seguendo le indicazioni di Guilford (1956) e di Kline (1986), abbiamo condotto lo studio di riproducibilità interosservatore su 197 soggetti. Ciò corrisponde a stimare il coefficiente di riproducibilità con un intervallo di confidenza al 95% di ampiezza .14, che potrebbe cioè estendersi da 0.71 a 0.99, attorno ad una stima di 0.85.

I risultati di tale studio sono presentati in Tabella 5.1. Il valore di K per la riproducibilità interosservatore è risultato pari a 0.82 con un intervallo di confidenza al 0.95, che va da .68 a .96. Tale valore è espressione di un ottimo accordo fra i due osservatori che hanno condotto la classificazione.

È da notare che sebbene molti ricercatori sostengano che la dimostrazione di una buona riproducibilità sia inter- che intra-osservatore sia un requisito irrinunciabile per poter valutare correttamente i dati di un esperimento, ciò può risultare non necessario. Se ammettiamo che la riproducibilità interosservatore contiene tutte le sorgenti di errore che contribuiscono alla riproducibilità intraosservatore, oltre alle differenze che possono sorgere tra gli osservatori, allora è evidente che la dimostrazione di un'elevata riproducibilità interosservatore è sufficiente, poiché la riproducibilità intraosservatore sarà necessariamente più elevata.

Basandoci su queste considerazioni e sull'elevato valore di K ottenuto per la riproducibilità interosservatore, abbiamo condotto lo studio di riproducibilità intraosservatore su un campione sperimentale di dimensioni più ridotte (53 soggetti). I risultati sono riportati in Tabella 5.2. Il valore di K è in questo caso risultato pari a 0.92.

Tab. 5.1 *Studio di riproducibilità interosservatore.*

		Osservatore 1		
		RIS	INC	RI
Osservatore 2	RIS	91	1	3
	INC	12	14	3
	RI	1	-	72
N = 197	K = 0.82			

Tab. 5.2 *Studio di riproducibilità intraosservatore.*

		1 ^a Osservazione		
		RIS	INC	RI
2 ^a Osservazione	RIS	37	-	-
	INC	1	4	-
	RI	-	1	10
N = 53	K = 0.92			

Avendo adottato una diversa modalità di classificazione delle risposte rispetto a quella basata sulla semplice considerazione dell'entità numerica delle stime di probabilità fornite dai soggetti sperimentali, si potrebbe pensare che la differenza tra i risultati degli esperimenti che verranno in seguito esposti e quelli di ricerche precedenti i cui dati sono espressi su scala reale possono, in qualche modo, derivare da una differenza fra i campioni sperimentali studiati. Per sondare quest'ipotesi abbiamo espresso le risposte dei soggetti cui era stato somministrato il problema dei Taxi (T1) su scala reale, ovvero come stime numeriche di probabilità, e senza tenere conto dei protocolli verbali. Le abbiamo raggruppate nelle 3 classi di risposte riportate da Tversky e Kahneman (1980): « 80% », cioè risposte coincidenti con l'informazione specifica; « 15% », cioè risposte coincidenti con la base rate; RI, cioè risposte intermedie fra la base rate e l'informazione specifica. Abbiamo infine effettuato un confronto tra la frequenza delle suddette risposte ottenute con la versione da noi usata (T1) e quelle riportate da Tversky e Kahneman, per controllare l'ipotesi di un'eventuale differenza fra le popolazioni di provenienza dei gruppi sperimentali oggetto di studio. Il confronto è stato condotto utilizzando un test del Chi-quadrato su una tabella di contingenza 2×3 (Tab. 5.3). Non è stata messa in evidenza alcuna differenza statisticamente significativa fra i 2 gruppi sperimentali (Chi-quadrato = 0.13, $p = 0.94$).

Tab. 5.3 *Confronto fra le risposte « numeriche » riportate con il problema dei Taxi.*

	Taxi T. e K. (1980)	T1
« 80% »	31 (45%)	24 (45%)
RI	24 (35%)	19 (36%)
« 15% »	5 (7%)	3 (6%)
Totale	60 (87%)	46 (87%)
Risposte non indicate	9 (13%)	
Risposte comprese fra 80% e 100%		7 (13%)

È da considerare attentamente il fatto che nei risultati riportati da Tversky e Kahneman 9 risposte (13%) non vengono classificate in nessuna delle tre categorie di risposte sopra citate. Questa percentuale è identica a quella dei soggetti che nel nostro campione forniscono stime di probabilità comprese tra l'80% e il 100%. Senza la considerazione dei protocolli verbali è impossibile far corrispondere queste risposte ad una ben precisa modalità di ragionamento, e andrebbero quindi escluse dall'analisi. La loro eliminazione dall'analisi dei risultati comporta tuttavia una grave perdita di informazione e altera sostanzialmente i rapporti di frequenza fra le varie classi di risposte. Analizzate dal punto di vista dei protocolli verbali esse sono invece riconducibili alle categorie di risposte utili per valutare se è avvenuta o meno la considerazione da parte dei soggetti della base rate.

Poiché i dati sono espressi su scala nominale, i risultati vengono presentati mediante tavole di contingenza e istogrammi di frequenze e il test impiegato per saggiare la differenza fra proporzioni è il test del Chi-quadrato a 2 code con la correzione per la continuità di Yates, che fornisce una buona approssimazione della soluzione esatta, basata sulla distribuzione binomiale, quando il più piccolo numero atteso in una delle caselle è uguale a 5 (Lison, 1982).

Nel nostro caso avremo tabelle di contingenza 2×2 in cui verrà studiata l'associazione fra una variabile di gruppo dicotomica (Testo A, Testo B) e una variabile dipendente dicotomica (RIS, RI). Ogni cella di questa tavola contiene un valore di frequenza, cioè il numero di soggetti del gruppo indicato che fornisce quel dato tipo di risposta.

Come è noto, la potenza di un disegno statistico, ovvero la probabilità che un test dell'ipotesi nulla su un campione di dati sperimentali dia

correttamente una significatività statistica quando l'ipotesi nulla è in realtà falsa per la popolazione da cui il campione proviene (potenza = $1 - \beta$ con β = probabilità di un errore del II tipo), dipende da una molteplicità di fattori fra cui i più importanti sono:

- Il tipo di test statistico impiegato: le ricerche basate sulla classificazione per attributi sono molto meno efficaci di quelle basate sulla misurazione di variabili; con i dati di enumerazione occorre dunque più materiale per ottenere la stessa precisione che si ottiene con dei dati di misura.

- Il livello di alfa prefissato (ovvero la probabilità di commettere un errore del I tipo): al suo aumentare diviene più facile raggiungere la significatività statistica e quindi si ha un aumento della potenza.

- L'ampiezza del campione: al suo aumentare diminuiscono gli errori legati al campionamento e questo a sua volta determina un aumento della potenza.

- L'ampiezza dell'effetto da rivelare: quanto più essa è grande tanto più facile risulterà raggiungere la significatività statistica e tanto più alta risulterà la potenza.

In questa ricerca il valore di alfa necessario per la significatività del test è stato posto pari a 0.01. Questo valore è inferiore a quello generalmente accettato di 0.05; ciò fornisce un'ulteriore protezione contro la possibilità di commettere un errore del I tipo nella valutazione statistica dei dati, errore che risulterebbe particolarmente grave considerando la natura degli esperimenti.

Non esiste una corrispondente convenzione per β . Noi abbiamo fissato a .80 il valore minimo della potenza ($1 - \beta$), valore che secondo quanto suggerito da Cohen (1968) è in linea con i presupposti di una ricerca di base.

L'ampiezza dell'effetto da rivelare (vale a dire la differenza fra le proporzioni di soggetti che, nei due test a confronto, considerano solamente l'informazione specifica) è stata stimata a partire da studi pilota condotti su campioni di dimensioni relativamente ridotte ($n = 30$ per ogni gruppo) per ciascuno degli esperimenti considerati. Queste stime hanno consentito di calcolare l'ampiezza del campione sperimentale necessario in ogni singolo esperimento per realizzare un test delle ipotesi sulla differenza fra le proporzioni nelle popolazioni con le caratteristiche minime su menzionate (alfa = 0.01, potenza = .80). Tale determinazione è stata effettuata avvalendosi delle tavole riportate in Lemeshow (1990).

4.3. LA FUNZIONE DELLA FORMULAZIONE DELLA RICHIESTA.

Il problema dei Suicidi e il problema dei Libri (Esperimento 1).

L'esperimento 1 si propone di mettere a confronto le predizioni derivanti dalla nostra ipotesi, relativa alla chiarezza delle relazioni fra i dati, e quelle, contrastanti, derivanti dalla teoria delle euristiche naturali.

Rispetto ai problemi che verranno studiati nel presente esperimento¹, la teoria delle euristiche naturali (Tversky e Kahneman, 1980) propone come principi esplicativi del fenomeno denominato *base rate fallacy* la causalità e la specificità (o la rilevanza, secondo Bar-Hillel, 1983).

La nostra ipotesi invece, secondo cui è di cruciale importanza per la comprensione di questo tipo di problemi l'esplicitazione delle relazioni fra i dati, in particolare la loro indipendenza, identifica l'origine del fenomeno oggetto di studio in una formulazione della domanda che « oscura » o « maschera » tale relazione. L'informazione relativa all'indipendenza dei dati è un prerequisito fondamentale per l'adozione di un ragionamento bayesiano.

Nello specifico le previsioni formulabili in base alla nostra ipotesi sono le seguenti:

1) se la domanda non ostacola la comprensione della relazione di indipendenza fra i dati, il fenomeno della cosiddetta *base rate fallacy* sarà significativamente ridotto;

2) se la domanda invece « oscura » la relazione di indipendenza fra gli eventi si verificherà tale fenomeno, che a questo punto non potrebbe più essere considerato un errore di ragionamento, ma un effetto della formulazione del testo. Se gli eventi non sono percepiti come indipendenti, da un punto di vista bayesiano risulta del tutto lecito non considerare la base rate.

Secondo la teoria delle euristiche la base rate fallacy dipende dalla minore specificità e rilevanza della base rate rispetto all'informazione specifica. In accordo con questa teoria, le modificazioni del testo da noi introdotte in questi esperimenti, poiché lasciano invariate la rilevanza causale e la specificità, non dovrebbero influenzare la considerazione dei dati da parte dei soggetti.

L'esperimento è stato condotto su due problemi utilizzati da Tversky e Kahneman (1980):

¹ I problemi considerati (Suicidi e Libri di Tversky e Kahneman, 1980) adottano il paradigma del manuale (« textbook paradigm »), dato che in tale programma vengono fornite esplicitamente sia la base rate che l'informazione specifica.

– il problema dei Suicidi, che fornisce due dati: una probabilità primaria incidentale e una informazione che, secondo Tversky e Kahneman, può essere interpretata in senso « causale ». Con questa versione un alto numero di soggetti commette la fallacia;

– il problema dei Libri, che fornisce anch'esso due dati: una probabilità primaria e una informazione specifica, che, secondo Tversky e Kahneman (1980), non sono rilevanti a livello causale. Con questo problema la percentuale di soggetti che commettono la cosiddetta fallacia è molto ridotta.

Nel problema dei Suicidi (Tversky e Kahneman, 1980), riportato sotto, più di metà dei soggetti (54%) non considera la probabilità primaria. Quest'ultima veniva trascurata, secondo gli autori, perché non rilevante a livello *causale*. Secondo questi autori, infatti, l'informazione specifica, in questo caso quella relativa alla percentuale di suicidi, viene considerata in modo privilegiato rispetto alla base rate quando quest'ultima non ha una connotazione causale, ovvero non è connessa causalmente con l'oggetto da valutare. Secondo la loro ipotesi la percentuale relativa di sposati e single in una data popolazione non è interpretabile dai soggetti come una possibile causa della probabilità di trovare fra i suicidi un single (la discussione sull'euristica della causalità, cfr. pag. 57), mentre lo sarebbe la probabilità che un single si suicidi (informazione specifica). Questa connotazione dell'informazione specifica, che, oltre ad essere appunto specifica, è dotata anche di rilevanza causale, porterebbe alla mancata considerazione della base rate.

Testo Suicidi 1 (S1) (testo di Tversky e Kahneman (1980), tratto da Bar-Hillel, 1975)

Considera le seguenti supposizioni sul suicidio.

In una popolazione di giovani adulti, 80% degli individui sono sposati e 20% sono single.

La percentuale di morti per suicidio è tre volte maggiore tra i single che tra gli sposati.

Qual è la probabilità che un individuo, scelto a caso fra coloro che hanno commesso un suicidio, sia un single?

Quando la rilevanza causale è presente solo nell'informazione specifica (in questo caso nel rapporto tra la condizione di single e il comportamento suicidario) e non anche nella probabilità primaria, allora quest'ultima verrebbe trascurata. Quando invece c'è equilibrio (o in senso positivo o negativo) di tale attributo fra le informazioni, allora i due dati, sempre secondo i due autori, verrebbero considerati e combinati opportunamente.

Questo è il caso che si verificherebbe nel problema dei Libri, introdotto da questi autori per avvalorare la tesi della causalità.

Testo Libri 1 (L1) (usato da Tversky e Kahneman, 1980)

Una libreria rifornisce il proprio magazzino di libri sia in lingua tedesca che francese: 80% dei libri in magazzino sono in tedesco e il restante 20% sono in francese.

La proporzione di tascabili è tre volte più alta tra i libri in francese che tra quelli in tedesco.

Qual è la probabilità che un tascabile, scelto a caso dal magazzino, sia in francese?

In questo problema l'equilibrio casuale sarebbe raggiunto in negativo, data la *assenza di causalità* sia nella base rate che nella informazione specifica. Secondo gli autori la « percentuale di tascabili » non risulterebbe connessa causalmente con la possibilità di trovare un tascabile in francese, più di quanto lo sarebbe la « percentuale di libri in francese o in tedesco ».

Le risposte ottenute con questo problema sono più corrette rispetto a quelle ottenute con il problema dei Suicidi. Infatti le risposte intermedie sono lo 0.61 del totale, con una mediana dello 0.42, molto vicina alla risposta corretta (0.43). Tversky e Kahneman hanno interpretato questi risultati sostenendo che l'assenza di nesso causale nelle informazioni fornite crea un equilibrio che ne consente un utilizzo completo.

A prescindere dalla rilevanza causale, analizzando da vicino i due problemi (Suicidi 1, Libri 1), si noteranno alcune diversità nella organizzazione del testo, anche se Tversky e Kahneman (1980, p. 66) assicurano che la loro struttura formale è identica in entrambi i casi. La formulazione della domanda presenta infatti una sostanziale differenza: mentre nel problema dei « Libri » la domanda pone in relazione i due dati forniti (« un tascabile » – inf. specifica –, « scelto a caso dal magazzino » – probab. primaria –), in quello sui « Suicidi », la domanda si restringe solo al gruppo dei suicidi e quindi all'informazione più specifica, escludendo dall'attenzione la restante parte della popolazione (« un suicida » – informazione specifica – « che sia single » sottoinsieme della popolazione generale). Sulla base di queste considerazioni, si può avanzare l'ipotesi che la diversa formulazione della domanda produca una diversa rappresentazione del problema nei due casi, e, in particolare, che la seconda formulazione ostacoli la comprensione della indipendenza dei dati. Se la domanda si riferisce solo alla classe più ristretta (la proporzione di suicidi), senza far rife-

rimiento alla popolazione generale (di giovani adulti), allora anche la risposta dei soggetti sarà relativa solo alla classe dei suicidi come se questa fosse già il risultato di una considerazione della probabilità primaria. Il riferimento esclusivo ad una categoria (suicidi) accentua l'interpretazione della informazione specifica come se questa fosse relativa ad un sottoinsieme, quello costituito da coloro che hanno commesso il suicidio e che sarebbero così ripartiti: 3/4 single e 1/4 sposati. Se, al contrario, la domanda è estesa all'intera popolazione, è probabile che i soggetti nel fornire le loro risposte prendano in considerazione l'ampiezza di questa e quindi la probabilità primaria (come con L1).

METODO

Soggetti. Hanno preso parte all'esperimento 260 soggetti. I soggetti erano studenti universitari non laureati, provenienti da facoltà umanistiche, di età compresa fra i 18 e i 25 anni, di entrambi i sessi. 129 di loro sono stati assegnati ai due gruppi di controllo, ai quali sono stati riproposti i testi originali di Tversky e Kahneman (1980) (rispettivamente $n = 66$ per S1; $n = 63$ per L1) e i rimanenti 131 costituirono i due gruppi sperimentali ($n = 67$ per S2, $n = 64$ per L2). Ad ogni soggetto è stato sottoposto un solo problema, senza porre loro alcun limite di tempo.

Testi utilizzati. Sono stati utilizzati i due problemi proposti da Tversky e Kahneman (S1, L1) e due versioni da noi prodotte (S2, L2). I testi erano identici a due a due (S1/S2; L1/L2) per quanto riguarda il contenuto e le caratteristiche delle informazioni ritenute da Tversky e Kahneman « critiche » (specificità, causalità); i testi risultavano diversi invece nella formulazione della domanda. Il testo S2 è stato costruito secondo il metodo delle versioni « pseudoparallele », già utilizzato in numerose ricerche sul problem solving (cfr. Mosconi e D'Urso, 1974, p. 175), che consiste nella riformulazione del testo del problema modificando o eliminando l'elemento che si suppone ostacoli la risoluzione del problema stesso, e lasciando inalterato il resto. Le versioni così modificate risultano più aderenti al contenuto informativo del testo e alla richiesta oggettiva della domanda posta ai soggetti. Versioni definibili « peggiorative » sono invece quelle in cui vengono introdotti i fattori che, secondo l'analisi del linguaggio naturale, sono responsabili degli errori che i soggetti mostrano di commettere. Di questo secondo tipo è la versione L2.

Dal nostro punto di vista, queste modificazioni rendono tali versioni molto diverse da quelle originali, anche se, secondo l'approccio di Tversky

e Kahneman queste variazioni non dovrebbero alterare la struttura dei problemi considerati, in quanto non vengono modificate né le informazioni oggettive né i principi « euristici » che secondo Tversky e Kahneman vengono attivati in questo tipo di problemi.

In S2 (come in L1) la domanda circa la probabilità di avere un suicida tra i single era estesa all'intera popolazione (in questo caso quella dei giovani adulti): « qual è la probabilità che un *suicida*, scelto a caso dalla *popolazione* di giovani adulti, sia un single? »

In L2 (sul modello di S1) la domanda circa la probabilità di avere un tascabile in francese era relativa solo all'informazione specifica (gruppo dei tascabili): « qual è la probabilità che un *libro*, scelto a caso fra i *tascabili*, sia in francese? »

Con la domanda adottata nel problema dei libri L1 (che si riferisce ai tascabili nel magazzino) il rapporto a cui ci si riferisce è dato dall'incidenza dei tascabili in francese sull'insieme totale dei libri in magazzino. Con quella formulata invece in L2 (un libro tra i tascabili), che corrisponde a S1, la rappresentazione si restringe all'incidenza dei libri in francese sul sottoinsieme dei tascabili, con una palese contrazione della configurazione che consentirebbe invece una corretta soluzione. Questo provoca un fraintendimento della proporzione 3:1 che viene interpretata come partizione dell'insieme dei tascabili (o rispettivamente dei suicidi) (Macchi, 1991a).

Testo S1

In una popolazione di giovani adulti, 80% degli individui sono sposati e 20% sono single.

La percentuale di morti per suicidio è tre volte maggiore tra i single che tra gli sposati.

Qual è la probabilità che un individuo, scelto a caso fra coloro che hanno commesso un suicidio, sia un single?

Testo S2

In una popolazione di giovani adulti, 80% sono sposati e 20% sono single.

La percentuale di morti per suicidio è tre volte maggiore tra i single che tra gli sposati.

Qual è la probabilità che un suicida, scelto a caso dalla popolazione di giovani adulti, sia un single?

Testo L1

Una libreria rifornisce il proprio magazzino di libri sia in lingua tedesca che francese: 80% dei libri in magazzino sono in tedesco e 20% sono in francese. La

proporzione di tascabili è tre volte più alta tra i libri in francese che tra quelli in tedesco.

Qual è la probabilità che un tascabile, scelto a caso dal magazzino, sia in francese?

Testo L2

Una libreria rifornisce il proprio magazzino di libri sia in lingua tedesca che francese: 80% dei libri in magazzino sono in tedesco e 20% sono in francese. La proporzione di tascabili è tre volte più alta tra i libri in francese che tra quelli in tedesco.

Qual è la probabilità che un libro, scelto a caso fra i tascabili, sia in francese?

Schema delle domande adottate

Tipo A (L1/S2) sottogruppo + gruppo inclusivo

Tipo B (L2/S1) sottogruppo

Tipo A

probabilità di	Y	scelto a caso da	Z
	un tascabile		il magazzino
	un suicida		la popolazione

Tipo B

probabilità di	X	scelto a caso tra	Y
	un libro		i tascabili
	un individuo		i suicidi

X = individuo (single/libro in francese)

Y = sottogruppo (suicida/tascabile)

Z = gruppo inclusivo (popolazione/magazzino)

Risultati

Dall'analisi dei risultati sono state escluse le risposte classificate come INC cioè incerte (2 in S1; 3 in S2, 2 in L1 e 3 in L2).

L'ampiezza del campione necessaria per configurare un test delle ipotesi con le caratteristiche menzionate nella sezione metodologica è stata determinata a partire da studi preliminari di cui vengono riportati i risultati.

Il test impiegato è stato quello del Chi-quadrato con la correzione per la continuità di Yates; il livello di significatività statistica è stato fissato a 0.01 e viene riportata la potenza statistica del test impiegato, unitamente agli intervalli di confidenza per la differenza fra le proporzioni nella popolazione con un livello di confidenza del 99%.

Nelle Tabella 5.4 e 5.5 sono riportati per le coppie di problemi S1 S2 e L1 L2 i risultati dello studio preliminare condotto per determinare l'ampiezza minima del campione sperimentale necessaria per un test delle ipotesi con i prefissati livelli di alfa (0.01) e beta (0.2). Da tale studio pilota è stato possibile stabilire che erano necessari 120 e 100 soggetti per i confronti S1 vs S2 e L1 vs L2, rispettivamente.

In Tabella 5.6 sono riportati sotto forma di tabella di contingenza 2×2 i risultati del confronto fra le risposte fornite dai soggetti ai problemi S1 e S2; la differenza è significativa (Chi-quadrato (1) = 9.04; $p < .01$). La potenza del test è pari al 78%. Le proporzioni di soggetti che nelle risposte hanno tenuto conto solamente dell'informazione specifica (RIS) sono .66 e .38 per i testi S1 e S2 rispettivamente. La differenza fra le 2 proporzioni nei gruppi sperimentali è quindi $I p_1 - p_2 I = .28$ con un intervallo di confidenza per la differenza fra proporzioni nella popolazione che va da .06 a .50 avendo fissato un livello di confidenza pari al 99%.

Sempre in Tabella 5.6 sono riportati i risultati del confronto L1 vs L2; anche in questo caso la differenza è significativa (Chi-quadrato (1) = 14.5; $p < .001$). La potenza del test è superiore al 90%. Le proporzioni di RIS ai problemi L1 e L2 sono rispettivamente .34 e .70 con una differenza $I p_1 - p_2 I = .36$ e un intervallo di confidenza al 99% che va da .14 a .58.

Tabella 5.4 *Studio preliminare per la determinazione della ampiezza del campione dell'esperimento S1 vs S2.*

Frequenze e percentuali di risposte basate sull'informazione specifica (RIS) e di risposte intermedie (RI) nelle due condizioni.

Risposte	Testi	
	S1	S2
RIS	21 (.70)	12 (.40)
RI	9 (.30)	18 (.60)
TOT.	30	30

n stimato (per ogni gruppo) = 60

Tabella 5.5 *Studio preliminare per la determinazione della ampiezza del campione dell'esperimento L1 vs L2.*

Frequenze e percentuali di risposte basate sull'informazione specifica (RIS) e di risposte intermedie (RI) nelle due condizioni.

Risposte	Testi	
	L1	L2
RIS	11 (.37)	21 (.70)
RI	19 (.63)	9 (.30)
TOT.	30	30

n stimato (per ogni gruppo) = 50

Tabella 5.6 *Frequenze e percentuali di risposte basate sull'informazione specifica (RIS) e di risposte intermedie (RI) nelle quattro condizioni (Esperimento 1).*

Risposte	Testi			
	S1	S2	L1	L2
RIS	42 (.66)	24 (.38)	21 (.34)	43 (.70)
RI	22 (.34)	40 (.62)	40 (.66)	18 (.30)
TOT.	64	64	61	61

Discussione. Se parliamo da un lato L1 con S2 e dall'altro L2 con S1, vediamo che con strutture del discorso analoghe otteniamo risultati quasi sovrapponibili, a prescindere dalla presunta presenza o assenza di rilevanza causale nei dati. Infatti le coppie di versioni (L1/S2) e (L2/S1) accomunano problemi analoghi a livello di struttura del testo, ma molto diversi per quanto concerne la rilevanza causale, considerata come il fattore critico da Tversky e Kahneman (1980). Secondo questi autori, infatti, in S2 e S1 è riscontrabile una rilevanza a livello causale, contrariamente a quanto avviene in L1 e L2. Secondo le loro ipotesi, quindi, con L1 e L2 si dovrebbero avere risposte uguali e bayesianamente corrette per l'assenza di rilevanza causale; con S1 e S2 invece i soggetti dovrebbero incorrere nella base rate fallacy per la presenza di rilevanza causale nell'informazione più specifica.

In realtà si verifica un fenomeno molto diverso: se la formulazione dei testi è analoga, anche i risultati sono uguali, indipendentemente dalla rilevanza causale attribuita ai dati.

Con la formulazione più "ristretta" (tipo B), riscontriamo un'alta percentuale di risposte cosiddette erranee, mentre con la formulazione più "ampia" (tipo A) la maggior parte delle risposte risulta bayesianamente corretta.

In S2 si ottiene un aumento significativo del corretto ragionamento bayesiano. L'inverso avviene nell'esp. dei Libri (L2) dove la modificazione operata sulla struttura della domanda, resa analoga a quella dei Suicidi (S1), peggiora, come previsto, la qualità del rendimento in senso bayesiano.

L'analisi dei protocolli delle risposte prodotte nelle versioni dei due problemi L2 e S1 conferma l'ipotesi della restrizione dell'insieme rispetto a cui è calcolata la probabilità, nel caso in cui la domanda sia relativa ad una sola informazione.

« devo ricavare la frazione corrispondente ai tascabili. A questa domanda si potrebbe rispondere solo tenendo conto della seconda serie di dati, perché non c'è collegamento fra i primi e i secondi dati ».

« all'inizio avevo interpretato male,... avevo pensato che la domanda volesse dire "la probabilità di prendere un tascabile nel gruppo grande." Invece è fra i tascabili che devo scegliere un libro in francese o in tedesco ».

« Se prendessi da tutto il magazzino avrei più probabilità di prendere un libro in tedesco anche se tascabile, però se prendo solo dai tascabili, che sono come un'altra urna, allora c'è più probabilità di prendere un francese, perché sono di più ».

Lo stesso si verifica infatti con il testo S1:

« si parla solo dell'insieme di *coloro che si sono suicidati*, quindi 3:1. Per ogni sposato suicida ce ne sono 3 single. Quindi, analizzando l'insieme dei suicidi, il rapporto è di 3 : 1. »

« se scelgo un individuo a caso fra i 100 che si sono suicidati ho la probabilità del 75% che sia un single ».

« qui non mi dice di guardare la probabilità nella popolazione ma nel gruppo che si suicida, quindi non sto a guardare se gli sposati sono l'80% ecc. ».

Dai protocolli delle risposte prodotte nella condizione S2, al contrario, possiamo rilevare che:

« Se mi riferisco alla popolazione, la probabilità (che estragga un single suicida) è bassa perché i single sono in numero inferiore; però se mi riferisco ai single, un 70% di single si suicida ».

« quelli che muoiono in proporzione sono più i single. Però *nella popolazione ci sono più sposati e quindi numericamente di fatto sono più i suicidi di sposati* ».

« se la percentuale di sposati e single fosse la stessa, allora avremmo il triplo di probabilità per i single. Ma la percentuale maggiore di suicidi per i single viene compensata dal fatto che gli sposati sono l'80% della popolazione ».

« secondo me c'è più probabilità che sia uno sposato, perché anche se la % di single è tre volte maggiore, tuttavia la base su cui la calcolo è maggiore fra gli sposati ».

Dai protocolli ottenuti con il testo L1 abbiamo spiegazioni analoghe:

« se uno deve andare a scegliere i tascabili nel magazzino, la probabilità è bassa perché ho 4 probabilità su 5 di prendere un libro in tedesco. Per quanto siano più basse le probabilità di prendere un libro tascabile fra i libri in tedesco, sono comunque più alte che prendere un tascabile in francese ».

« Ad es. se il 9% di libri in francese sono tascabili, il 3% in tedesco sono tascabili. Quindi calcolo il 9% del 20% di libri in francese e il 3% dell'80% in tedesco ».

Come vediamo, i risultati ottenuti non sono interpretabili secondo i principi esplicativi proposti dalla teoria delle euristiche naturali, in quanto le informazioni sulla popolazione e sul sottoinsieme da considerare non variavano in termini di *specificità* e di *rilevanza causale* nelle varie versioni utilizzate. Tali principi, quindi, non possono essere ritenuti gli elementi esplicativi dei risultati stessi. Secondo la nostra ipotesi, d'altro canto, la modificazione della domanda, che si riferiva all'intera popolazione, avrebbe facilitato la comprensione dell'indipendenza delle informazioni. Viceversa, l'eliminazione del riferimento alla popolazione nel testo L2, avrebbe reso più oscura tale relazione ed aumentato la percentuale di risposte basate solo sull'informazione specifica. Infatti se la richiesta è relativa alla probabilità di estrarre un suicida dalla popolazione generale, risulta più chiaro che il dato fornito relativamente alle percentuali di suicidi non è già calcolato sulla base delle percentuali di single e sposati presenti nella popolazione. Il contrario avviene quando la domanda si riferisce alla sola classe dei suicidi. Un'obiezione che potrebbe essere mossa alla nostra interpretazione dei risultati ottenuti potrebbe essere quella che si fonda sulla teoria del « *matching bias* » proposta da Evans (1990). Secondo questo autore, che introduce questo principio per spiegare alcune risposte ottenute in compiti di ragionamento deduttivo, i soggetti avrebbero la tendenza a considerare solo i dati del problema che *corrispondono* a quelli che appaiono nell'enunciato della consegna. Ad es. nel problema delle 4 carte di Wason (in cui si chiede ai soggetti di controllare una regola condizionale – *se p allora q* – sulla base

di quattro carte corrispondenti ai casi p , non p , q , non q), i soggetti utilizzerebbero solo quegli elementi (le carte p e q) che sono nominati nella regola stessa. Lo stesso meccanismo potrebbe essere ipotizzato nel nostro caso, per cui verrebbero utilizzati i due dati (quello relativo alla popolazione e quello relativo al sottogruppo) solo in quanto entrambi sono nominati nella domanda, e non in quanto sono gli elementi in grado di evidenziare l'indipendenza dei dati. Tale ipotesi però non è supportata dai protocolli verbali nei quali (cfr. S2) viene indicato chiaramente che la valutazione viene ora fatta considerando le percentuali relative ai suicidi, che incidono su quelle relative alla popolazione totale. Se queste prestazioni fossero un semplice effetto « matching bias », tale consapevolezza non verrebbe raggiunta.

È da rilevare comunque che non tutti i soggetti riescono a cogliere la relazione di indipendenza anche qualora la domanda sia del tipo B (cfr. pag. 170) come nel testo L1 e S2. Ciò che ci proponiamo nel prossimo esperimento è di verificare se tale residuo di risposte, che si ottiene con il testo L1 di Tversky e Kahneman (1980) e con la versione S2, sia l'esito di un conflitto interpretativo originato dalla compresenza di due messaggi contrastanti.

Nel testo S2 e L1 abbiamo infatti la compresenza di due elementi contrastanti dal punto di vista della trasmissione della relazione di indipendenza:

- da un lato, la domanda, che si riferisce sia all'informazione specifica sia alla popolazione, facilita la comprensione dell'indipendenza delle informazioni;
- dall'altro l'informazione specifica, rimasta invariata, come emerge dalla analisi dei protocolli, induce a considerare le informazioni come dipendenti. Infatti i soggetti che trascurano la base rate considerano i rapporti di probabilità di un evento (3 : 1 di suicidarsi) o (3 : 1 di essere tascabile) in senso assoluto e come incidenti su un unico insieme (quello dei suicidi o dei tascabili) e non come rapporto fra percentuali (\times % e $3 \times$ %) incidenti su insiemi diversi (individui single e coniugati; libri in francese e in tedesco)².

Dall'esperimento 1 è stata corroborata l'ipotesi che, se prevale l'interpretazione suggerita dalla domanda, quella fornita dall'informazione specifica sarà annullata. Questo è infatti quanto accade nella maggioranza dei casi.

² « È tre volte maggiore (tipo il 70%) perché la % dei tascabili in francese è tre volte maggiore su 100 che sono i tascabili ». « Su 4 tascabili 3 sono in francese e 1 è in tedesco ».

Ci proponiamo a questo punto di controllare se, modificando anche la sola informazione specifica, lasciando invariata la domanda è possibile trasmettere adeguatamente l'informazione relativa all'indipendenza tra gli eventi, e di conseguenza ridurre il fenomeno in oggetto.

4.4 LA FUNZIONE DELLA FORMULAZIONE DELL'INFORMAZIONE SPECIFICA.

Il fatto che i soggetti non siano in grado di rappresentarsi correttamente i problemi in questione, non considerando l'indipendenza degli eventi, può anche dipendere, secondo la nostra ipotesi, da una formulazione dell'informazione specifica come se fosse relativa ad un insieme costituito da elementi caratterizzati in un modo specifico, di cui si forniscono i rapporti reciproci (3 : 1 ad es.) interni all'insieme stesso.

L'esperimento 2 si propone di valutare l'ipotesi dell'indipendenza dei dati da noi formulata relativamente all'informazione specifica, a confronto con altre ipotesi specifiche, che sono state avanzate per spiegare la mancata considerazione della base rate:

1) l'ipotesi della *confusione* (Cohen, 1981; Dawes, 1986; Eddy, 1982; Hamm e Miller, 1988). Secondo quest'ipotesi la probabilità condizionale che esprime l'accuratezza di una informazione specifica $P(D/H)$ (la probabilità di osservare un dato particolare, dato che una certa ipotesi H è vera) viene usata come la risposta definitiva, perché le persone confondono questa probabilità con la probabilità condizionale $P(H/D)$ (la probabilità che l'ipotesi H sia vera dato che una certa evidenza D è stata osservata). La richiesta del problema è relativa all'ultima probabilità, ma le persone pensano che la prima sia la risposta appropriata. Una ricerca condotta da Hamm e Miller (1988) ha in parte corroborato tale ipotesi. Questi autori considerano la confusione un'altra di quelle caratteristiche « irrazionali » in grado, come le euristiche, di spiegare la cosiddetta « base rate fallacy ». La confusione viene intesa da questi autori come incapacità delle persone di *comprendere il significato* diverso di queste due probabilità condizionali.

La nostra ipotesi si pone su un piano diverso: i soggetti confondono questi due tipi di probabilità condizionali non per una tendenza « naturale » a scambiarli (in quanto in molti altri contesti i soggetti sono perfettamente in grado di distinguerle, Thuring e Jungermann, 1991; Bar-Hillel, 1990), ma per una distorta trasmissione delle informazioni indotta dalla

struttura del testo-problema. La modalità di trasmissione dei rapporti condizionali risulta inadeguata in quanto opera una sorta di traduzione letterale del concetto formale in un linguaggio diverso, quello naturale, nel quale questo tipo di traduzione può essere insufficiente. Si dimentica così che la decodificazione verrà attuata dai soggetti secondo le regole del linguaggio naturale, in relazione al quale il messaggio trasmesso dagli sperimentatori risulta quindi anche formalmente incompleto. Si tratta quindi di fattori di ordine più generale, che devono essere considerati quando si utilizzano concetti logico-statistici nel linguaggio comune, poiché questo segue regole diverse dal linguaggio convenzionale utilizzato in ambito logico.

Nello specifico dei testi studiati, ad esempio in quello dei Taxi, l'elemento discorsivo responsabile di tale effetto consiste nel far precedere l'espressione relativa al riconoscimento corretto all'informazione sull'« accuratezza » del testimone (« 80% » nel problema dei Taxi). Questa formulazione rende, di conseguenza, difficilmente identificabile l'indipendenza fra le informazioni.

Questa ipotesi renderebbe ragione inoltre dei risultati discordanti e rimasti inspiegati, che Hamm e Miller (1988) hanno ottenuto utilizzando testi da loro considerati identici³. Dal punto di vista dell'analisi discorsiva i tre problemi, formulati dagli autori, differiscono proprio per questo elemento. Quando la formulazione dell'informazione, sopra indicata, è presente (cfr. problemi «Doctor» e «Twins»), si ottiene un'alta percentuale di

³ Riportiamo a titolo d'esempio il Problema del dottore (Hamm e Miller, 1988): « Questo problema riguarda un dottore che cerca di individuare la malattia di cui soffre un paziente. Il paziente è chiaramente malato, ma risulta difficile capire di che malattia si tratti. Si presenta al pronto soccorso di notte con un sintomo molto insolito: i suoi globi oculari sono di colore giallo intenso. Il dottore sa che ci sono solo due malattie in grado di provocare quel sintomo: l'epatite e l'uremia tossica. I pazienti non presentano mai entrambe le malattie contemporaneamente. Una discussione con un collega ricorda al dottore che l'uremia tossica è meno comune dell'epatite. Egli allora consulta un manuale e trova che l'85% delle persone con quel sintomo ha l'epatite e solo il 15% di loro ha l'uremia tossica. Il dottore richiede al laboratorio analisi di esaminare con il test di Spock il sangue del paziente. In due ore i risultati sono pronti: il test di Spock indica che il paziente ha l'uremia tossica. Il dottore consulta il suo manuale diagnostico e scopre che il test di Spock è il miglior metodo per capire se un paziente con gli occhi gialli ha l'epatite o l'uremia tossica. Tuttavia il test di Spock non è perfetto. Esso ha una percentuale di errore del 20% ed è corretto l'80% delle volte. Ovvero, quando il paziente ha l'uremia tossica, il test lo diagnostica così l'80% delle volte, ma indica falsamente che il paziente ha l'epatite il 20% delle volte. In modo analogo, quando il paziente ha l'epatite, il test indica che la malattia è l'uremia tossica il 20% delle volte.

Qual è la probabilità che il paziente abbia l'uremia tossica?»

«confusione» fra le due probabilità condizionali; quando è assente (cfr. problema «Insurance»), non si verifica affatto il fenomeno della confusione.

Un'altra ipotesi relativa in particolare al problema dei Taxi è la seguente:

2) Secondo Doherty, Mynatt, Tweney e Schiavo (1979) e Beyth-Maron e Fischhoff (1983) nei problemi in questione viene trascurata, oltre alla base rate anche l'informazione relativa ai falsi-positivi (nel caso del problema dei Taxi, l'informazione relativa ai taxi verdi visti come « blu ») che non sarebbe considerata importante ai fini della valutazione finale.

Secondo la nostra ipotesi tale informazione non è trascurata di per sé, ma solo nei casi in cui il testo-problema presenta due caratteristiche particolari.

a) Come abbiamo detto sopra, ci sono delle versioni in cui l'informazione relativa all'accuratezza è preceduta dall'informazione relativa al riconoscimento corretto. In tal modo il dato relativo ai falsi-positivi (i taxi verdi riconosciuti erroneamente come blu) non è trasmesso in quanto tale, ma viene appunto confuso, come illustrato sopra, nella percentuale di « riconoscimenti scorretti » (i taxi riconosciuti come blu che sono invece verdi);

b) In altre versioni i casi falsi-positivi e falsi-negativi hanno la stessa consistenza numerica, per esempio la probabilità dei taxi « B »/V è uguale a quella dei taxi « V »/B. Tale condizione è un caso limite, piuttosto raro nella realtà. Infatti difficilmente un test clinico ha sensibilità (che corrisponde alla possibilità di avere casi falsi-positivi) e specificità (che corrisponde alla possibilità di avere falsi-negativi) identiche. Ciò rende particolarmente inadeguato utilizzare questa condizione limite per studiare il ragionamento probabilistico in soggetti non esperti. Nonostante ciò, la quasi totalità dei problemi utilizzati in letteratura ricalca tale condizione.

L'esperimento 2, qui riportato, si propone quindi tre obiettivi principali:

1) in primo luogo controllare se, modificando alcuni elementi della formulazione dell'informazione specifica, e lasciando peraltro invariata specificità, causalità e informazione oggettiva, si ottiene un incremento delle risposte che considerano entrambe le informazioni.

2) in secondo luogo, e conseguentemente, controllare l'ipotesi secondo cui ci sarebbe una tendenza naturale a confondere le due probabilità condizionali $\{P(D/H)$ con $P(H/D)\}$.

Se infatti si trattasse di una difficoltà specifica a rappresentarsi correttamente la probabilità condizionale, variazioni del testo-problema che non modificano questa rappresentazione dovrebbero risultare del tutto

ininfluenti sulla valutazione finale dei soggetti. Poiché invece noi ipotizziamo che la confusione indicata sia l'effetto di una particolare organizzazione del testo-problema, ci aspettiamo che la modificazione di questa riduca od elimini il fenomeno della « confusione » e di conseguenza quello della cosiddetta « base rate fallacy ».

3) Controllare, infine, se il dato relativo ai casi falsi-positivi venga trascurato di per sé o solo quando sussistono determinate condizioni, nel nostro caso quando i casi falsi-positivi coincidono con i casi falsi-negativi. Sulla base della nostra ipotesi, è possibile predire che l'eliminazione di tale coincidenza (che costituisce peraltro un caso limite) permetterà ai soggetti di considerare questo dato, impedendo la confusione indicata al punto 2.

L'Esperimento 2 è stato condotto utilizzando due problemi:

- il problema dei Suicidi (Bar-Hillel, 1980; Tversky e Kahneman, 1980), (come nell'Esperimento 1)
- il problema dei Taxi (Tversky e Kahneman, 1973), nel quale una probabilità "incidentale" (della quale non può essere data un'interpretazione causale) è seguita da una informazione specifica.

Il problema dei Suicidi e la versione « percentuale » (Esperimento 2)

La nostra ipotesi è che la formulazione dell'informazione specifica possa ostacolare la comprensione dell'indipendenza di quest'informazione rispetto a quella relativa alla base rate.

Se si interpreta l'informazione specifica come dipendente, ossia come se già comprendesse le percentuali della base-rate, ovviamente non è più necessario considerare quest'ultima informazione. In tal caso la non considerazione della base rate deriverebbe da un fraintendimento delle relazioni fra le informazioni, piuttosto che da un errore di ragionamento.

In particolare, l'informazione specifica:

- « la percentuale di morti per suicidio è tre volte più alta tra i single che tra gli sposati »

sebbene a livello logico sia da intendersi come:

- « il suicidio viene commesso da una percentuale X dei single che è tre volte maggiore rispetto alla percentuale Y di sposati morti per suicidio » (o « sull'insieme dei single la percentuale di suicidi è tre volte superiore alla percentuale di suicidi sull'insieme degli sposati »)

in realtà può venir compresa nel modo seguente:

- « la percentuale *di single morti* per suicidio è tre volte più alta della percentuale di sposati morti per suicidio ».

In questo caso, tale informazione è già il risultato richiesto, ovvero la combinazione tra la probabilità di essere un single (probabilità primaria) e la probabilità che un single commetta il suicidio (informazione specifica) {la $P(Si/Su)$, e non la $P(Su/Si)$ }. Risulta quindi comprensibile che la risposta mediana con il testo S1 sia « 0.75 » o « 3:1 » (coincidente quindi con la sola informazione specifica). L'ambiguità del testo sembra essere legata ad un fattore particolare: l'espressione del dato come proporzione (« tre volte maggiore »), che sembra iscriversi su un insieme a sé stante, quello definito dalla proprietà indicata (« suicidarsi » nel nostro caso). In tal senso i rapporti di probabilità di un evento (3 : 1 di suicidarsi) verrebbero intesi come riguardanti un unico insieme (quello dei suicidi) e non come rapporti fra percentuali ($3 \times \%$ e $\times \%$), che riguardano insiemi diversi (il gruppo di single e quello di sposati) (cfr. i protocolli verbali dell'Esperimento 1).

Il linguaggio comune non distingue efficacemente la differenza fra la nozione di $P(D/H)$ e $P(H/D)$. Vediamo un esempio di questa confusione. Consideriamo le seguenti affermazioni:

1) il tasso di mortalità (per suicidio) tra i single è doppio di quello tra i coniugati;

2) tra i morti (per suicidio) registrati (lo scorso mese) i single erano il doppio dei coniugati.

Si tratta di due modi diversi di esprimere lo stesso fatto o si tratta di fatti diversi? Si tratta in realtà di fatti diversi. Indichiamo con M l'evento di morire, con S quello di essere un single e con C quello di essere coniugato, così che C è la negazione di S. A questo punto, usando l'interpretazione statistica della probabilità che fa riferimento a eventi ripetuti, le due precedenti affermazioni possono essere riscritte nel modo seguente:

$$1) P(M/S) = 2P(M/C)$$

$$2) P(S/M) = 2P(C/M)$$

(1) è una affermazione intorno all'evento incerto della morte, data la condizione matrimoniale; (2) è una affermazione intorno all'evento incerto della condizione matrimoniale, data la morte. (2) implica che $P(M/S) = 2/3$; (1) non implica $P(S/M) = 2/3$.

Dunque, le due affermazioni riguardano cose diverse. Potrebbero essere entrambe vere, ma in questo caso dovrebbe esserci lo stesso numero di single e coniugati: una differenza tra il numero dei single e quello dei

coniugati implica infatti che almeno una delle due affermazioni è falsa. Il teorema di Bayes comporta sia

$$(3) \quad p(M/S) = p(S/M)p(M)/p(S)$$

sia

$$(4) \quad p(M/C) = p(C/M)p(M)/p(C)$$

Usando (1) e (2) rispetto a (3) otteniamo

$$2p(M/C) = 2p(C/M)p(M)/p(S)$$

da cui, dividendo per 2, otteniamo

$$p(M/C) = p(C/M)p(M)/p(S)$$

Se combiniamo con (4) quest'ultimo risultato otteniamo

$$p(S) = p(C)$$

il che implica che entrambi sono pari a 1/2. Supponiamo invece che i coniugati siano il doppio dei single, (come può accadere se si considerano classi di età relativamente avanzate). Allora l'affermazione (1) implica:

(2') tra i morti registrati lo scorso mese vi era lo stesso numero di single e coniugati.

Per comprendere questa conseguenza, notiamo in primo luogo che nella nostra notazione la precedente supposizione equivale ad assumere che $p(C) = 2p(S)$ e che (2') equivale ad affermare che $p(S/M) = p(C/M)$. Per dedurre questa affermazione dalla nostra supposizione, oltre che da (1), usiamo il teorema di Bayes per cui

$$p(S/M) = p(M/S)p(S)/p(M)$$

Usando ora (1), la nostra supposizione e quest'ultimo risultato, otteniamo, riapplicando il teorema,

$$p(S/M) = 2p(M/C)(1/2)p(C)/p(M) = p(C/M)$$

Abbiamo dunque visto quanto diversi possano essere $p(H/D)$ e $p(D/H)$. Il teorema di Bayes collega proprio queste due quantità stabilendo che la prima deve essere uguale alla seconda moltiplicata per il fattore $p(H)/p(D)$. Nelle due probabilità i ruoli di H e D sono invertiti.

Tale interpretazione (2') risulta favorita, come mostrato nell'esperimento precedente, dall'« oscuramento » della connessione fra i due dati.

Se la cosiddetta base-rate fallacy è originata da un tale fraintendimento del testo, allora, esplicitando l'indipendenza dei due dati (la percentuale di single e sposati da un lato e la percentuale di suicidi nelle due categorie), tale bias dovrebbe essere eliminato o ridotto. In ogni modo l'esplicitazione dell'indipendenza dei dati è necessaria, anche nel caso in cui la nostra ipotesi fosse scorretta, per controllare l'ipotesi che vi sia realmente base-rate fallacy.

METODO

Soggetti: 94 soggetti hanno preso parte all'esperimento. I soggetti erano omogenei per caratteristiche di età, sesso e formazione scolastica ai soggetti dell'Esperimento 1. I soggetti sono stati così ripartiti: $n = 64$ nella condizione S1 e $n = 30$ nella condizione S3.

Testi utilizzati

La formulazione della versione pseudo-parallela proposta è la seguente:

Testo S 3

In una popolazione di giovani adulti, 80% degli individui sono sposati e 20% sono single.

L'1% degli sposati e il 3% dei single commettono il suicidio.

Qual è la probabilità che un individuo, scelto a caso fra coloro che hanno commesso un suicidio, sia un single?

L'unica variazione apportata al testo originale (S1) è la sostituzione della informazione specifica

« la percentuale di morti per suicidio è tre volte maggiore tra i single che tra gli sposati »

con

« il 3% dei single e l'1% degli sposati commettono il suicidio ».

La nostra versione pseudo-parallela trasmette la corretta informazione che è:

« l'X% (3%) dei single commette il suicidio » (indipendente) mentre la versione « classica » (S1) trasmette l'erronea informazione che:

« l'X% dei suicidi è commesso da single » (dipendente).

Risultati

Dall'analisi dei risultati sono state escluse le risposte classificate come INC (2 in S1).

L'ampiezza del campione necessaria per configurare un test delle ipotesi con le caratteristiche menzionate nella sezione metodologica è stata determinata sulla base di uno studio pilota di cui vengono riportati i risultati.

Il test impiegato è stato quello del Chi-quadrato con la correzione per la continuità di Yates; il livello di significatività statistica è stato fissato a 0.01 e viene riportata la potenza statistica del test impiegato, unitamente agli intervalli di confidenza per la differenza fra le proporzioni nella popolazione con un livello di confidenza del 99%.

Nella Tabella 5.7 sono riportati per la coppia di problemi S1 e S3 risultati dello studio pilota condotto per determinare l'ampiezza minima del campione necessaria per un test delle ipotesi con i prefissati livelli di alfa (0.01) e beta (0.20). Sulla base di questo studio si è stabilito che erano necessari 60 soggetti.

In Tabella 5.8 sono riportati, sotto forma di tabella di contingenza 2x2, i risultati del confronto fra le risposte fornite dai soggetti nelle due condizioni S1 e S3. La differenza è significativa (Chi-quadrato (1) = 23.1 $p < .001$). La potenza del test è maggiore del 99%. Le proporzioni di soggetti che hanno tenuto in considerazione solamente l'informazione specifica (RIS) sono .66 e .10 per i testi S1 e S3 rispettivamente. La differenza fra tali proporzioni è quindi $[p_1 - p_2] = .56$ con un intervallo di confidenza per la differenza fra le proporzioni nella popolazione che va da .35 a .77 avendo fissato un livello di confidenza pari al 99%.

Tabella 5.7 *Studio preliminare per la determinazione della ampiezza del campione dell'esperimento S1 vs S3.*

Frequenze e percentuali di risposte basate sull'informazione specifica (RIS) e di risposte intermedie (RI) nelle due condizioni.

<i>Risposte</i>	<i>Testi</i>	
	<i>S1</i>	<i>S3</i>
RIS	21 (.70)	3 (.10)
RI	9 (.30)	27 (.90)
TOT.	30	30

n stimato (per ogni gruppo) = 30

Tabella 5.8 *Frequenze e percentuali di risposte basate sull'informazione specifica (RIS) e di risposte intermedie (RI) nelle due condizioni (Esperimento 2).*

Risposte	Testi	
	S1	S3
RIS	42 (.66)	3 (.10)
RI	22 (.34)	27 (.90)
TOT.	64	30

Discussione Con la versione S3 il fenomeno denominato base rate fallacy è quasi del tutto scomparso. In questa condizione solo 3 soggetti su 30 non combinano i dati. La quasi totalità dei soggetti infatti calcola correttamente la probabilità a posteriori. Con questa versione del testo-problema è stato possibile rendere comprensibile il significato letterale de « la percentuale di morti per suicidio » e quindi l'indipendenza di questo evento dalla base rate. Con la conseguenza che quest'ultimo dato è stato utilizzato dai soggetti nella loro valutazione finale. Risulta quindi corroborata la nostra ipotesi che il tipo di testo utilizzato da Tversky e Kahneman (1980) sia responsabile della mancata considerazione della base rate da parte dei loro soggetti. Risulta inoltre corroborata la nostra ipotesi circa il fatto che le cosiddette euristiche non hanno alcun ruolo nella determinazione dei risultati, in quanto, nella versione S3 non sono state modificate le caratteristiche che, secondo Tversky e Kahneman, determinano l'attivazione delle euristiche stesse (in questo caso la specificità e la causalità). In altri termini, possiamo concludere che la confusione fra la $p(D/H)$ e la $p(H/D)$ sia prodotta nel caso del testo-problema originale (S1) dalla formulazione dei dati a rapporto, e non dalla natura condizionale della informazione stessa (che non ha subito alcuna variazione nella versione S3). Proponiamo quindi un elemento esplicativo di natura più generale. L'elemento decisivo che determina il ragionamento con questo tipo di problemi è la formulazione dei dati a rapporto.

Ci sembra fondamentale rilevare a questo punto che, per quanto riguarda il problema dei Suicidi, Bar-Hillel (1980) ha avanzato l'ipotesi che possa verificarsi una confusione fra i due tipi di probabilità, e che tale confusione sia una possibile causa dell'effetto ottenuto. Tuttavia, secondo Bar-Hillel, la base rate fallacy si produce anche in una versione del problema in cui le « percentuali di suicidi venivano fornite direttamente » (p. 222). Sfortunatamente Bar-Hillel non riporta il testo della versione da lei

utilizzata. Ci sembra comunque possibile spiegare i risultati da lei ottenuti (che non vengono peraltro riportati interamente).

Consideriamo il seguente passo:

«...vennero fornite le percentuali stesse dei suicidi (5% e 15% delle morti) al posto dei loro rapporti di probabilità» (tre volte maggiore di) (Bar-Hillel, 1980, p. 222) (corsivo nostro).

Si può notare come in questa stessa descrizione vi sia una sorta di « confusione » fra:

- le « % delle morti » e
- le « % di single che muoiono ».

La prima espressione è ancora interpretabile (e non può essere altrimenti) nei termini della $P(\text{Single}/\text{Suicidio})$, in quanto il soggetto è la percentuale di morti ripartiti fra single e coniugati, mentre la seconda non può che essere interpretato come la $P(\text{Suicidio}/\text{Single})$, poiché il soggetto qui è la percentuale di single di cui una parte muore per suicidio.

Ancora una volta lo sperimentatore ha prodotto un'inversione fra soggetto e predicato, ma questa nuova versione è erronea anche da un punto di vista puramente formale, in quanto anche il significato letterale qui è « invertito/confuso ». La conclusione di Bar-Hillel quindi, che classifica questo tipo di spiegazioni come « riformulazioni ad hoc », ribadendo che « la base rate fallacy non è un effetto di qualche altro errore, ma un errore in sé », non sembra essere sostenuta dai risultati da lei ottenuti.

Il problema dei Taxi (Esperimento 3)

Quello dei Taxi è un classico problema della letteratura sul ragionamento probabilistico, i cui risultati sembrano essere particolarmente resistenti (Bar-Hillel, 1983; Tversky e Kahneman, 1980). Più di metà dei soggetti, infatti, trascurano la base rate nella valutazione della probabilità a posteriori (Tversky e Kahneman, 1973).

In questo problema non è applicabile l'ipotesi della rappresentatività, non essendo riscontrabile un grado maggiore o minore di rappresentatività o tipicità fra l'evento e la sua fonte. Gli stessi Tversky e Kahneman sostengono che: « la mancata considerazione delle probabilità primarie sembra essere un fenomeno più generale, che si verifica anche quando le valutazioni della probabilità non vengono mediate dalla similarità » (Tversky e Kahneman, 1980, p. 79).

Anche l'euristica della causalità nel caso dei Taxi è esplicativa soltanto se intesa al negativo, come mancanza di rilevanza causale nella proba-

bilità primaria. Infatti la rilevanza causale risulta assente in entrambe le informazioni fornite dal problema.

Nisbett e Borgida (1975) hanno attribuito l'errore alle caratteristiche dell'informazione che fornisce la probabilità primaria. Essa risulterebbe remota e astratta, in contrasto con la vividezza e la concretezza (salienza) dell'informazione specifica che è relativa ad un insieme di elementi più ristretto rispetto alla popolazione generale. Lyon e Slovic (1976) hanno mostrato tuttavia il persistere del bias anche nelle condizioni in cui viene eliminata questa caratteristica dell'informazione specifica. (Essi riformularono il problema dei Taxi ponendo al posto del testimone un dispositivo automatico di riconoscimento, eliminando così la vividezza della testimonianza umana). Tversky e Kahneman (1980) hanno ottenuto una riduzione della base-rate fallacy con una versione del problema in cui fornivano, oltre a quella originaria, una seconda probabilità primaria che definivano « causale »: la percentuale di incidenti che coinvolgono i taxi blu e verdi. Tuttavia con tale versione, come abbiamo illustrato in 1.9, la probabilità primaria che, nella versione originale, era incidentale, non è stata semplicemente trasformata in termini causali ma è stata modificata in termini di informatività. Questo tipo di variazione esula dalla nostra attuale trattazione in quanto, anche secondo quanto sostenuto da altri autori (Gigerenzer e Murray, 1987), modifica la natura dell'esperimento originale.

Sulla base di quest'insieme di risultati, i sostenitori della posizione « euristiche e biases » sono arrivati alla conclusione che è la specificità della testimonianza a rendere l'informazione specifica più « rilevante » rispetto alla base rate (Bar-Hillel, 1983).

La nostra ipotesi, come esposto sopra, è che l'informazione specifica venga considerata in modo privilegiato perché interpretata come informazione dipendente, già ottenuta cioè dalla combinazione con la base rate.

Nel problema dei Taxi l'interpretazione della informazione specifica come dipendente è ottenuta attraverso una diversa organizzazione del discorso (rispetto a S1), che però ha sostanzialmente le stesse proprietà di quelle relative al testo visto sopra.

Nel testo utilizzato da Tversky e Kahneman si dice:
« un testimone identifica il taxi come Blu... il testimone *identifica correttamente* il colore nell'80% dei casi ma sbaglia nel 20% dei casi ».

Questa frase, per la presenza della espressione « identifica correttamente » e per la coincidenza di casi falsi-positivi e falsi-negativi, delinea un illusorio insieme costituito dai taxi riconosciuti come blu (il caso che interessa il problema), che sono per l'80% correttamente riconosciuti, e

quindi blu, e per il 20% erroneamente riconosciuti, e quindi non blu (verdi). Se l'informazione fosse effettivamente questa non ci sarebbe bisogno della utilizzazione della base rate per la valutazione della probabilità a posteriori, poiché sarebbe già questa la probabilità a posteriori.

Se l'informazione specifica viene interpretata come:

« 80% delle volte in cui egli identifica un taxi come Blu, il taxi è Blu » o, il che è lo stesso,

« 80% dei taxi identificati come Blu sono Blu » (il corrispettivo del problema dei Suicidi: « 75% dei morti per suicidio sono single »)

invece di:

« 80% dei taxi Blu sono identificati come Blu »

l'item relativo all'informazione specifica risulta *fraiteso*, e questo determina il ragionamento che ne segue.

Si produce infatti in questo modo la confusione fra le probabilità condizionali $P(\ll B \gg/B)$ e $P(B/\ll B \gg)$, la seconda delle quali deve essere calcolata a posteriori sulla base della prima.

Soggetti. Il problema dei Taxi è stato sottoposto a 110 soggetti, rispettivamente $n = 53$ per il testo T1 e $n = 57$ per il testo T2.

Testi utilizzati. Nella nuova versione del problema dei Taxi (T2) sono stati modificati i seguenti elementi:

– è stata eliminata l'affermazione sul riconoscimento corretto (per evitare il fraintendimento sopra indicato) e la coincidenza fra i casi falsi-positivi e quelli falsi-negativi, fornendo i dati in forma non complementare.

In uno studio pilota ($N = 30$) è stato utilizzato un testo (T3) in cui questi dati erano complementari (80% e 20%) come nella versione originale, ma la cui formulazione verbale era identica a quella della versione T2 (il cui testo è riportato qui di seguito). Sono state ottenute differenze altamente significative rispetto al testo di Tversky e Kahneman ($\text{Chi-quadrato}(1) = 8.67$ $p < 0.005$) e differenze non significative con T2. Abbiamo inoltre proposto ad un gruppo di 15 soggetti un testo identico a quello di Tversky e Kahneman (T1) in cui venivano però forniti i falsi-positivi e i falsi-negativi in forma non complementare (« 80% » e « 40% »). Quasi tutti i soggetti rilevavano che i dati avrebbero dovuto essere complementari, confermando la nostra ipotesi sull'interpretazione delle percentuali come relative ai taxi « riconosciuti come blu » (invece che ai taxi blu o verdi). Molti soggetti quindi consideravano inutilizzabile l'informazione riguardante tali percentuali. Come vedremo, questo non si verificherà con il testo T2.

– è stato eliminato il riferimento all'incidente con omissione di soccorso e di conseguenza quello al tribunale per semplificare e concentrare l'analisi solo sugli elementi ritenuti, dai modelli teorici discussi, responsabili dell'effetto: la testimonianza specifica del passante da un lato, l'inversione delle probabilità condizionali dall'altro.

– la domanda è stata modificata di conseguenza.

Testo T1 (formulato da Tversky e Kahneman, 1973)

Un taxi è stato coinvolto in un incidente con omissione di soccorso durante la notte. Due compagnie di taxi, la verde e la blu, operano nella città. Ti vengono forniti i seguenti dati:

- (i) l'85% dei taxi della città è costituito da taxi verdi e il 15% da taxi blu;
- (ii) un testimone ha identificato il taxi come blu. Il tribunale ha esaminato la sua abilità nell'identificazione dei taxi in condizioni di visibilità appropriate all'incidente.

Quando gli è stato presentato un campione di taxi (metà blu e metà verdi) il testimone ha *identificato correttamente i taxi nell'80% dei casi* e ha sbagliato nel restante 20%. Qual è la probabilità che il taxi implicato nell'incidente fosse blu piuttosto che verde?

Testo T2

- (i) In una città l'85% dei taxi circolanti sono verdi e il 15% sono blu;
- (ii) Un passante *ricosce come blu l'80% dei taxi blu e scambia per blu il 40% dei taxi verdi*. Fra i taxi indicati come blu, qual è la percentuale di taxi effettivamente blu?

Risultati

Dall'analisi dei risultati sono state escluse le risposte classificate come BR (3 in T1; 1 in T2) e INC (3 in T2). L'ampiezza del campione necessaria per configurare un test delle ipotesi con le caratteristiche menzionate nella sezione metodologica è stata determinata sulla base di uno studio pilota di cui vengono riportati i risultati. Il test impiegato è stato quello del Chi-quadrato con la correzione per la continuità di Yates; il livello di significatività statistica è stato fissato a 0.01 e viene riportata la potenza statistica del test impiegato, unitamente agli intervalli di confidenza per la differenza fra le proporzioni nella popolazione con un livello di confidenza del 99%.

Nella Tabella 5.9 sono riportati per la coppia di problemi T1 e T2 i risultati dello studio pilota condotto per determinare l'ampiezza minima del campione necessaria per un test delle ipotesi con i prefissati livelli di alfa (0.01) e beta (0.20). Sulla base di questo studio si è stabilito che erano necessari 120 soggetti.

In Tabella 5.10 sono riportati sotto forma di tabella di contingenza 2×2 i risultati del confronto fra le risposte fornite dai soggetti nelle due condizioni T1 e T2. La differenza è altamente significativa (Chi-quadrato (1) = 23.1 $p < .001$). La potenza del test è superiore al 92%. Le proporzioni di RIS ai problemi T1 e T2 sono rispettivamente .68 e .26 con una differenza $p_1 - p_2 = .42$ e un intervallo di confidenza per la differenza fra le proporzioni nella popolazione che va da .19 a .65 avendo fissato un livello di confidenza pari al 99%.

Tabella 5.9 *Studio preliminare per la determinazione della ampiezza del campione dell'esperimento T1 vs T2.*

Frequenze e percentuali di risposte basate sull'informazione specifica (RIS) e di risposte intermedie (RI) nelle due condizioni.

Risposte	Testi	
	T1	T2
RIS	23 (.77)	8 (.27)
RI	7 (.23)	22 (.73)
TOT	30	30

n stimato (per ogni gruppo) = 50

Tabella 5.10 *Frequenze e percentuali di risposte basate sull'informazione specifica (RIS) e di risposte intermedie (RI) nelle due condizioni (Esperimento 3).*

Risposte	Testi	
	T1	T2
RIS	34 (.68)	13 (.26)
RI	16 (.32)	37 (.74)
TOT	30	30

Discussione. Lo scopo di questo esperimento era quello di controllare l'ipotesi che attribuisce la cosiddetta « base rate fallacy » ad una interpretazione dell'informazione specifica come dipendente dalla base rate. Se le risposte in cui non viene considerata la base rate dipendono da questa particolare interpretazione del testo-problema, allora, modificando gli elementi del testo ritenuti responsabili del fenomeno, si dovrebbe ottenere una riduzione di questo tipo di risposte. I risultati dell'Esperimento 3 hanno corroborato la nostra ipotesi, dimostrando che con la versione

modificata T2, vi è una riduzione delle risposte scorrette, come del resto era già stato dimostrato nell'Esperimento 2 con la versione S3 del problema dei Suicidi. In entrambi i casi, se si trasmette l'informazione specifica nella seguente forma:

« il 3% dei single commette il suicidio » (S3);

« un passante riconosce come blu l'80% dei taxi blu e scambia per blu il 40% dei taxi verdi » (T2);

allora i soggetti interpretano correttamente la percentuale relativa all'informazione specifica come indipendente e la mettono in relazione ai gruppi iniziali (base rate).

Se invece si utilizzano le seguenti espressioni:

« la percentuale di morti per suicidio è tre volte maggiore nel gruppo dei single » (S1) e

« taxi riconosciuti correttamente all'80% » (T1),

allora la percentuale viene interpretata come relativa al gruppo di Suicidi o di Taxi riconosciuti correttamente, e quindi come la probabilità a posteriori che viene richiesta nella domanda. La formulazione dell'informazione specifica che, come negli ultimi due casi riportati, fa apparire le informazioni come dipendenti, può essere considerata quindi la fonte principale dell'effetto denominato « base rate fallacy ».

4.5 GLI EFFETTI DELL'OSCURAMENTO DELLA INDIPENDENZA DEI DATI.

Nel testo dei problemi qui considerati è possibile far identificare in modo chiaro il gruppo a cui fa riferimento la percentuale espressa nell'informazione specifica. Infatti se questa indica quanta parte di una certa categoria della popolazione adotta un determinato comportamento o possiede certe caratteristiche (informazione « partitiva »), viene chiarita l'indipendenza dei dati forniti. Se invece come nelle due versioni dei problemi considerati in precedenza (S1 e T1), tale percentuale è relativa alla quantità di elementi di una certa categoria all'interno di un sottoinsieme della popolazione definito da una certa proprietà, allora i dati in questione appaiono dipendenti. In logica una proprietà definisce un insieme o un sottoinsieme costituito da tutti quegli elementi che godono di quella data proprietà. Consideriamo le due seguenti espressioni:

- La % degli individui A che sono *rossi* in una data popolazione è pari al 30%.

- La % dei rossi che sono (fra gli) individui A è del 30%.

Se riferisco la % agli elementi della categoria A che godono di una data proprietà, all'interno dell'insieme generale, ad es. « 30% degli individui A sono rossi », sapendo che A è il 20% dell'insieme totale, allora le due informazioni sono indipendenti.

Invece, « la % dei rossi che sono A è 30% » è *dipendente* dalla percentuale di individui A presenti nella popolazione totale (base rate). Il « 30% » costituirebbe già la probabilità a posteriori, per ottenere la quale non si ha più bisogno di conoscere la probabilità primaria. È possibile dare questa seconda interpretazione anche ad espressioni che risultano ambigue rispetto alla relazione di indipendenza. È il caso, come abbiamo visto negli esperimenti precedenti, dei testi-problemi S1 e T1.

Alcuni problemi proposti in letteratura sono formulati secondo il primo schema, quello in cui l'indipendenza risulta chiara.

Tra questi:

- il problema dei Taxi con interfono (Bar-Hillel, 1983, cfr. p. 65)
- il problema dei Libri Ebraici/Americani (Bar-Hillel, 1983)
- il problema dei Suicidi versione causale (Tversky e Kahneman, 1980).

Tutti questi problemi sono accomunati dalla chiara espressione della indipendenza delle informazioni, attuata con accorgimenti sintattici peculiari rispetto al contenuto. Con queste versioni si ottiene una chiara riduzione della base-rate fallacy.

Gli autori che li hanno utilizzati hanno tuttavia interpretato tali risultati sulla base di altri principi esplicativi.

Per quanto riguarda i primi due casi (Bar-Hillel, 1983) la riduzione del bias è stata attribuita all'uso delle euristiche. Secondo Bar-Hillel, l'informazione specifica non risulta né più specifica, né più rilevante, né più causale della probabilità primaria. Questo equilibrio di « rilevanza » fra probabilità primaria e informazione specifica consentirebbe la considerazione di entrambi i dati.

Per quanto riguarda il terzo problema, la riduzione della base-rate fallacy è stata attribuita da Tversky e Kahneman (1980) alla rilevanza causale della probabilità primaria. Tale caratteristica emerge dalla connessione (in senso causale) fra « essere di sesso femminile » e « avere una maggiore propensione a tentare il suicidio » (cfr. testo S(C) p. 223). I risultati da loro ottenuti mostrano che con questa versione solo il 28% dei soggetti non considera la base-rate.

La nostra ipotesi è invece che questi risultati dipendano dalla chiarezza con cui la relazione di indipendenza fra le informazioni è trasmessa nel

testo³. Al fine di controllare quest'ipotesi, abbiamo condotto un esperimento in cui abbiamo eliminato proprio quegli elementi del testo-problema che possono chiarire tale relazione, producendo, di conseguenza, un aumento della cosiddetta « fallacia ». Se, lasciando immutati rilevanza e causalità dell'informazione, otteniamo un aumento del numero di risposte basate solo sull'informazione specifica, possiamo sostenere che la cosiddetta base rate fallacy, come d'altro canto anche le risposte normativamente corrette, sono effetto dell'applicazione delle regole del linguaggio naturale anche in questo tipo di problemi.

Ancora il problema dei Suicidi nella versione causale (Esperimento 4)

La versione « causale » del problema dei Suicidi (S(C)1), così definita da Tversky e Kahneman (1980), è stata da loro introdotta allo scopo di mostrare che, rendendo « causalmente » rilevante la base rate, si faciliterebbe la sua considerazione (per una discussione della euristica della causalità cfr. par. 1.9).

Testo S(C)1

Considera le seguenti supposizioni sul suicidio. In una popolazione di adolescenti, 80% dei *tentati suicidi* sono commessi da ragazze, e 20% da ragazzi. *La percentuale di tentati suicidi che hanno esito nella morte è tre volte più alta tra i maschi che tra le femmine.*

Qual è la probabilità che un adolescente, scelto a caso fra coloro che sono morti per suicidio, sia un maschio?

Secondo questi autori, mentre nel testo S1 (cfr. Esperimento 1), la proporzione di single vs sposati non risulterebbe causalmente connessa con l'evento da valutare (la probabilità che un suicida sia single), nel testo S(C)1, la proporzione di tentati suicidi maschili vs femminili sarebbe invece causalmente legata alla probabilità che un suicida sia maschio. Come abbiamo indicato, con la versione S(C)1 solo il 28% dei soggetti si basa solo sull'informazione specifica. Questo miglioramento della prestazione dimostrerebbe, secondo Tversky e Kahneman, l'influenza positiva dell'euristica della causalità.

³ È da rilevare il fatto che nei primi due problemi (Taxi con interfono e Libri Ebraici/Americani) l'informazione specifica è corrispondente alla versione utilizzata nell'Esperimento 2 (S3), con cui abbiamo ottenuto la quasi scomparsa dell'errore.

A parte la difficoltà di definire in modo chiaro e operativamente utilizzabile il concetto di rilevanza causale, ci sembra che i loro risultati possano essere interpretati in modo diverso.

La nostra ipotesi è che in questa versione del testo, a prescindere dalla rilevanza causale, sia stata apportata una sostanziale modifica alla struttura discorsiva (rispetto alla versione originale S1). Infatti, la probabilità relativa all'informazione specifica (« percentuale di tentati suicidi che hanno esito nella morte ») viene qui indicata esplicitamente come parte della probabilità primaria (« tentati suicidi »). Inoltre se si parla di « tentati suicidi » (probabilità primaria) « che hanno esito nella morte » (informazione specifica), non è possibile considerare i « suicidi avvenuti » senza considerare i « tentati suicidi », ovvero l'informazione relativa alla probabilità primaria.

Dagli esperimenti precedenti è risultato che se il nesso fra i due dati, e la loro indipendenza, vengono esplicitati tramite la formulazione della domanda del tipo A (come ad es. nel testo L1), oppure tramite l'espressione di un dato come parte dell'altro, espressione « partitiva » (come nel testo S3), entrambi i dati verranno considerati e si ridurrà così in modo significativo la base-rate fallacy.

Di conseguenza, nel caso specifico del problema S(C)1, quest'ultima formulazione potrebbe essere la responsabile del maggior uso della base rate nella produzione delle risposte. Abbiamo quindi supposto che eliminando nell'informazione specifica il rimando alla probabilità primaria, senza mutare la rilevanza causale di quest'ultima, si sarebbe ottenuto un aumento della base-rate fallacy.

METODO

Soggetti. Hanno preso parte a questo esperimento 110 soggetti, 55 nella condizione S(C)1 e 55 nella condizione S(C)2.

Testi usati. È stato formulato il seguente testo:

Testo S(C)2

Considera le seguenti supposizioni sul suicidio. In una popolazione di adolescenti, 80% dei *tentati suicidi* sono commessi da ragazze, e il 20% da ragazzi. La *percentuale di morti per suicidio* è tre volte più alta tra i maschi che tra le femmine. Qual è la probabilità che un adolescente, scelto a caso fra coloro che sono morti per suicidio, fosse un maschio?

Come si può notare in S(C)2, rispetto a S(C)1, è stata sostituita

l'espressione: « la percentuale di tentati suicidi che hanno esito nella morte », con l'espressione « la percentuale di morti per suicidio », che, sebbene esprima formalmente lo stesso concetto (poiché i « tentati suicidi che hanno esito nella morte » non sono altro che i « morti per suicidio ») elimina la connessione fra i due dati. Questa trasformazione dovrebbe rendere più oscuro il rapporto di indipendenza fra i due dati.

Risultati

Dall'analisi dei risultati sono state escluse le risposte classificate come INC (5 in S(C)1 e 5 in S(C)2). L'ampiezza del campione necessaria per configurare un test delle ipotesi con le caratteristiche menzionate nella sezione metodologica è stata determinata a partire da uno studio pilota di cui vengono riportati i risultati.

Il test impiegato è stato quello del Chi-quadrato con la correzione per la continuità di Yates; il livello di significatività statistica è stato fissato a 0.01 e viene riportata la potenza statistica del test impiegato, unitamente agli intervalli di confidenza per la differenza fra le proporzioni nella popolazione con un livello di confidenza del 99%.

Nella Tabella 5.11 sono riportati per la coppia di problemi S(C)1 e S(C)2 i risultati dello studio pilota condotto allo scopo di determinare l'ampiezza minima del campione necessaria per un test delle ipotesi con i prefissati livelli di alfa (0.01) e beta (0.20). Sulla base di questo studio si è stabilito che erano necessari 100 soggetti in totale.

Tabella 5.11 *Studio preliminare per la determinazione della ampiezza del campione dell'esperimento S(C)1 vs S(C)2.*

Frequenze e percentuali di risposte basate sull'informazione specifica (RIS) e di risposte intermedie (RI) nelle due condizioni.

<i>Risposte</i>	<i>Testi</i>	
	<i>S(C)1</i>	<i>S(C)2</i>
<i>RIS</i>	11 (.37)	21 (.70)
<i>RI</i>	19 (.63)	9 (.30)
<i>TOT</i>	30	30

n stimato (per ogni gruppo) = 50

In Tabella 5.12 sono riportati sotto forma di tabella di contingenza 2×2 i risultati del confronto fra le risposte fornite dai soggetti nelle due

condizioni S(C)1 e S(C)2. La differenza è significativa (Chi-quadrato (1) = 17.9 $p < .001$). La potenza del test è pari al 95%.

Le proporzioni di soggetti che nelle risposte hanno tenuto in considerazione solamente l'informazione specifica (RIS) sono .34 e .78 per i test S(C)1 e S(C)2 rispettivamente. La differenza fra le 2 proporzioni nei gruppi sperimentali è quindi $[p_1 - p_2] = .44$ con un intervallo di confidenza per la differenza fra le proporzioni nella popolazione che va da .19 a .65 avendo fissato un livello di confidenza pari al 99%.

Tabella 5.12 *Frequenze e percentuali di risposte basate sull'informazione specifica (RIS) e di risposte intermedie (RI) nelle due condizioni.*

Risposte	Testi	
	S(C)1	S(C)2
RIS	17 (.34)	39 (.78)
RI	33 (.66)	11 (.22)
TOT	50	50

Discussione. L'Esperimento 4 aveva lo scopo di mettere a confronto un'ipotesi derivante dalla posizione «euristiche e biases» (Bar-Hillel, 1983; Tversky e Kahneman, 1980) con un'ipotesi pragmatica, secondo cui fonte di comprensione del problema in questione è l'espressione della relazione di indipendenza fra le informazioni.

Secondo l'ipotesi delle «euristiche» la riduzione della base rate fallacy nei test esaminati è dovuta alla presenza di equilibrio di rilevanza fra le informazioni e di rilevanza causale nella base rate.

L'ipotesi della chiarezza della relazione di indipendenza invece ha identificato nell'uso della «struttura partitiva» («80% del gruppo di...») l'elemento esplicativo del fenomeno. Con la versione S(C)2, in cui è stato eliminato tale elemento è stato ottenuto un aumento significativo della base rate fallacy. Secondo l'ipotesi delle euristiche, i risultati ottenuti con questa versione non avrebbero dovuto differire da quelli ottenuti con la versione originale del problema S(C)1. Infatti la versione S(C)2 non è stata modificata nel suo grado di rilevanza o di causalità e non differisce quindi dalla versione S(C)1 per questo aspetto. I risultati dell'Esperimento 4 hanno invece dimostrato che i due test producono risposte significativamente diverse, che la posizione «euristiche e biases» non riesce a spiegare. È da rilevare, per concludere, che nella versione S(C)2, la struttura partitiva è stata sostituita con una formulazione dell'informazione spe-

cifica molto simile a quella utilizzata in S1, con la quale si produceva infatti un'alta proporzione di « base rate fallacy ».

4.6 LA FUNZIONE DEL CONTESTO PSICORETORICO NELLA *CONJUNCTION FALLACY*.

Ci proponiamo di discutere in questa sezione alcuni aspetti teorico-sperimentali degli studi relativi alla cosiddetta *conjunction fallacy*. Sottolineiamo innanzitutto, negli studi che evidenziano la *conjunction fallacy*, una inadeguata considerazione di alcune regole fondamentali del linguaggio naturale (Grice, 1975). La nostra ipotesi è che da un punto di vista pragmatico non si possano porre domande che esprimono una relazione tautologica, nel caso si presupponga la conoscenza da parte dei soggetti di questa relazione, come ad es. chiedere se è maggiore la classe inclusiva (il tutto) o la classe inclusa (la parte). Fornire o richiedere osservazioni totalmente non informative, in contesti conversazionali, risulta inaccettabile per il principio di cooperazione (massima della quantità). L'improponibilità di tale tipo di domanda spingerebbe i soggetti, che la leggono nei termini del linguaggio naturale, ad interpretare il confronto fra classe inclusa e classe includente come contrapposizione fra classi coordinate.

Sembra ragionevole supporre che i risultati ottenuti con il noto problema di « Linda » (Tversky e Kahneman, 1983) o con quelli analoghi sull'inclusione (Agnoli, 1991) dipendano da questo fattore. In questo tipo di problemi l'interpretazione della domanda in senso letterale risulta ostacolata dalle leggi conversazionali esposte e dal fatto che vengono presentate come alternative di pari grado due classi che alternative non sono, ma fra le quali vige un rapporto di inclusione. La categoria più inclusiva (B) viene allora interpretata come non comprensiva della classe (A + B). Se è così la violazione della regola logica dell'intersezione, e di conseguenza dell'assioma probabilistico della moltiplicazione, è quindi soltanto apparente.

La ricerca che ha un carattere preliminare, è stata condotta con piccoli gruppi di soggetti preadolescenti. Nei seguenti due esperimenti la domanda sull'inclusione viene inserita in contesti argomentativi (si pensi ad es. ad un dialogo socratico o a una disputa sofistica) dove è ammesso, da un punto di vista conversazionale, porre domande di tipo ovvio. La nostra ipotesi è che in tali contesti la domanda « ovvia » non violi le regole

conversazionali e consenta di conseguenza una lettura adeguata del significato letterale dei termini, corrispondente al significato « logico ». La corretta interpretazione dei termini e l'ovvietà del paragone richiesto dovrebbe portare ad una riduzione della cosiddetta « conjunction fallacy ». Nel primo esperimento inoltre indaghiamo in modo diretto la rappresentazione che i soggetti hanno delle categorie oggetto di valutazione.

Premessa metodologica

Le assunzioni che hanno guidato la ricerca sono le seguenti:

1) per considerare un processo di giudizio un errore dobbiamo verificare che esso violi una qualche regola di inferenza logica o matematica nel percorso che va da certe premesse del soggetto ad una conclusione del soggetto. Il ragionamento erroneo risiede nelle operazioni inferenziali piuttosto che nell'allontanamento dall'interpretazione che normativamente si attribuisce alle premesse o alle conclusioni.

L'irrazionalità non starebbe quindi nella non coincidenza fra comportamento e norma, « vista dal di fuori del soggetto ». Da un punto di vista matematico non c'è nessuna violazione della regola estensionale nel dire che $p(B) > p(A)$, se B non è considerato incluso in A. Così da un punto di vista psicologico non c'è violazione della regola dell'inclusione nel dire che « tedeschi biondi » è più probabile di « tedeschi » (ogni volta che la seconda categoria non comprende la prima), se non nel caso in cui c'è anche la consapevolezza che l'interpretazione di quest'ultima categoria comprende, a livello estensionale, la prima. Anche se astrattamente considerato « tedeschi » = « tedeschi biondi e non biondi », da un punto di vista psicologico può essere diverso in un determinato contesto. Solo nel caso in cui i soggetti attribuiscano alla classe « tedeschi » (o « commessa » nel caso di Linda) un significato inclusivo, è possibile parlare del comportamento dei soggetti in termini di errore o fallacia dell'intersezione.

2) l'interpretazione delle frasi, da parte dei soggetti, sulla base della quale i giudizi vengono formulati può essere studiata tramite le dichiarazioni verbali dei soggetti (che giustifica l'uso dei protocolli verbali).

Abbiamo svolto a tal fine uno studio di carattere qualitativo che oltre ad utilizzare le risposte nominali fa ricorso a domande volte ad esplicitare l'interpretazione dei termini utilizzati nella domanda posta.

Le domande « retoriche » (Esperimento 5)

Anche in studi condotti da Agnoli e De Zuani (1990) con soggetti di 14 anni è stata riscontrata la conjunction fallacy nei giudizi di tipo estensionale. Le autrici riscontrano il 55% di risposte « erronee », ossia il 55% dei soggetti giudica più numerosa la classe « tedeschi con i capelli biondi » (classe inclusa) rispetto a « tedeschi » (classe inclusiva).

I giudizi di frequenza di bambini e preadolescenti sono stati oggetto di studio poiché la comprensione delle frequenze è fondamentale per quella relativa ai concetti probabilistici, dato che le probabilità possono essere concettualizzate come frequenze relative di eventi. La struttura logica presupposta era del tipo: « è più ampia la classe B o la sottoclasse A? ». Questi problemi erano formulati in modo tale che la sottoclasse logica A fosse rappresentativa dello scenario evocato (ad es. « D'estate, al mare vi sono più donne o più donne abbronzate? » oppure « Ci sono più tedeschi o più tedeschi biondi? ») (Agnoli e De Zuani, 1990).

Secondo l'ipotesi della rappresentatività, la classe A (ad es. tedeschi biondi) verrebbe giudicata più ampia della classe logica includente B (tedeschi), in contrasto con la regola dell'inclusione. Secondo tale impostazione anche i soggetti in età evolutiva « usano la strategia della rappresentatività in modo automatico, mostrando di non considerare le caratteristiche di tipo logico-formale, presenti nei problemi ».

Riteniamo che per poter considerare una risposta un effetto della conjunction fallacy i soggetti devono interpretare l'intersezione chiave a livello estensionale. Secondo quanto affermato sopra, la violazione di una regola discorsiva ostacola l'interpretazione estensionale della classe inclusiva (« tedeschi in generale »). Secondo la nostra ipotesi se i soggetti fossero consapevoli che « tedeschi » è inteso come « tedeschi biondi e non biondi », essi sceglierebbero come più probabile la categoria « tedeschi ». Appare ragionevole supporre che per i soggetti, in quel contesto, « tedeschi » significhi qualcosa d'altro.

Abbiamo voluto indagare l'interpretazione data da soggetti preadolescenti alle categorie oggetto di valutazione.

Secondo il principio di cooperazione (Grice, 1975) una domanda tautologica (sul confronto parte/tutto ad es.) è inaccettabile. Questo, in un contesto discorsivo, porterebbe i soggetti a trasformare la domanda per poterla accettare, interpretando le categorie come complementari appunto.

D'altro canto l'interpretazione del testo in senso letterale, che consentirebbe di « vedere » il rapporto parte/tutto, è ostacolata proprio dalla

ovvietà di tale relazione estensionale, che si dà per presupposta e non può essere oggetto di un'ulteriore domanda. Tali tipi di domande possono essere intese in senso letterale solo in particolari contesti argomentativi (dispute legali, argomentazioni filosofiche, insegnamento), in cui è accettato porre domande « ovvie » o riguardanti leggi universali, al fine di stabilire l'accordo su alcuni argomenti utili per dimostrare una certa tesi.

Nel nostro esperimento (1°), la domanda utilizzata da Agnoli e De Zuani (« tedeschi »/« tedeschi con i capelli biondi ») veniva preceduta da altre domande riguardanti leggi universali, al fine di evocare un contesto in cui fosse esplicito l'intento di richiedere ciò che è « ovvio ». Nel secondo esperimento abbiamo costruito un testo che simulasse i toni di una disputa filosofica all'interno della quale inserivamo lo stesso tipo di domande (« contesto argomentativo »). La differenza stava nell'aver ora introdotto uno scopo all'argomentazione, nel caso specifico la disputa era relativa alla razionalità umana. Queste due condizioni, secondo l'ipotesi dell'euristica della rappresentatività, non avrebbero dovuto influenzare il giudizio dei soggetti, in quanto non diminuiscono il grado di rappresentatività degli elementi oggetto di valutazione. Secondo la nostra ipotesi invece tali modificazioni rendono possibile la lettura letterale del messaggio (messaggio effettivo, cfr. Mosconi e D'Urso, 1974).

Soggetti

Il nostro campione era costituito da 40 ragazzi (20 per ciascun esperimento) della scuola media inferiore di età compresa fra i 13 e i 14 anni.

Testi utilizzati

Le domande relative alla relazione d'inclusione, oggetto d'indagine, erano precedute da domande « ovvie » o riguardanti leggi universali. Tale contesto avrebbe dovuto favorire l'accettazione della domanda nel suo significato letterale (« tedeschi » come « tedeschi in generale » e non come « tedeschi non biondi »). Le domande poste erano le seguenti:

- 1 - Una proposizione può essere vera e falsa nello stesso tempo?
- 2 - Un intero è o non è uguale alla somma di due metà?
- 3 - 1 Kg di paglia pesa come 1 Kg di piombo?
- 4 - Chi nasce prima tra padre e figlio?

Si poneva quindi la domanda sulla relazione d'inclusione:

Sono più i tedeschi o i tedeschi con i capelli biondi?

Tale domanda è sostanzialmente quella utilizzata da Agnoli e De Zuani (1990) nei loro esperimenti.

Per accertare l'interpretazione data a « tedeschi » chiedevamo al termine della prova:

E i tedeschi di che colore hanno i capelli?

Risultati

Considerando l'interpretazione data dai soggetti alla categoria « tedeschi » emerge che pochissimi intendono « tedeschi in generale », e solo a questi è attribuibile la conjunction fallacy.

Riscontriamo infatti una leggera diminuzione della percentuale (40%, 8 su 20) di soggetti che rispondono « tedeschi biondi » (classe inclusa) rispetto ai risultati di Agnoli e De Zuani, ma il dato rilevante è che, di questi, 5 descrivono la categoria « tedeschi » come classe complementare (ad es. « tedeschi che hanno i capelli scuri ») (vedi Tabella 6.1). Quindi questi soggetti non commettono la « conjunction fallacy ».

Inoltre se considerassimo le risposte solo da un punto di vista letterale avremmo due soggetti che rispondono in modo diverso: « tedeschi » uno e « tedeschi con i capelli biondi » l'altro. La prima verrebbe considerata, secondo questo criterio, una risposta corretta, l'altra una risposta erronea. Invece entrambi specificano, alla seconda domanda, che per loro « tutti i tedeschi sono biondi ». In tal senso nessuno dei due commette la conjunction fallacy poiché considerano coincidenti i due insiemi oggetto di valutazione. Quindi solo il 10% sul totale dei soggetti (2 su 20) commettono la cosiddetta conjunction fallacy, in quanto pur interpretando la categoria « tedeschi » come « tedeschi in generale », giudicano più numerosa la categoria « tedeschi biondi ».

Da questo esperimento preliminare emerge che i soggetti non commettono la conjunction fallacy. Coloro che valutano la categoria « tedeschi » come meno numerosa di quella « tedeschi con i capelli biondi », sulla base della complementarità a quest'ultima. Riclassificando le risposte in questo modo la differenza con i risultati riportati da Agnoli e De Zuani risulta altamente significativa (chi-quadrato = 10.88; $p = 0.001$).

« *Il contesto argomentativo* » (Esperimento 6)

Testi utilizzati

Il contesto retorico consentiva di porre le domande « ovvie » in un contesto finalizzato alla disputa. Il testo utilizzato era il seguente:

Due filosofi stanno discutendo. Uno di loro, Paolo, sostiene che l'uomo è razionale, mentre l'altro, di nome Giovanni, afferma l'irrazionalità dell'uomo.

P: L'uomo in generale ragiona correttamente.

G: Non sono d'accordo poiché spesso si riscontrano ragionamenti contraddittori, per non dire assurdi.

P: Prendi però ad es. il caso semplice in cui io ti chiedo: « *Una frase può essere vera e falsa nello stesso tempo?* ». Tu cosa risponderesti?

G: Che non è possibile, perché sarebbe una contraddizione dire contemporaneamente che una cosa è vera e falsa.

P: Certamente. Tuttavia alcune persone pensano al caso della « bugia », nella quale per colui che la sente e ci crede la cosa è vera, mentre per il mentitore che la dice la cosa è falsa. Ma non per questo non si può dire che queste persone siano irragionevoli. Lo stesso avviene per altri quesiti. Ad es.: « *Un intero è o non è uguale alla somma delle due metà?* ».

G: Sì, è uguale, senza ombra di dubbio.

P: È così se si vedono le cose in un certo modo, che è poi quello giusto. Si potrebbe però pensare ad es., al caso di una torta che una volta tagliata in due metà non possa più essere venduta come intera, e a casi analoghi. In tal senso l'errore nel rispondere deriverebbe non dall'irrazionalità, ma da una lettura della frase in senso pratico ad es.

Ti pongo così altre domande: (questa volta rivolte al soggetto) « *1 Kg di paglia pesa come 1 Kg di piombo?* ».

« *Chi nasce prima tra padre e figlio?* ».

« *Sono più i tedeschi o i tedeschi con i capelli biondi?* ».

Risultati

Con questo testo la totalità dei soggetti (n = 20) rispondeva alla domanda « Sono più i tedeschi o i tedeschi con i capelli biondi? » coerentemente con la regola di inclusione (« tedeschi » comprende « tedeschi con i capelli biondi »)⁴.

⁴ Inoltre, riferendoci agli studi piagetiani sulla capacità di inclusione, abbiamo ripetuto un esperimento di Piaget e Szeminska (1941) al fine di riconfermare l'ipotesi della complementarità anche con i bambini (8 anni).

L'esperimento consisteva nel mostrare ai bambini delle caramelle (8 in tutto), 5 di colore giallo e 3 di colore rosso. Veniva quindi chiesto loro, riprendendo dalla classica formulazione piagetiana:

« *Ci sono più caramelle o più caramelle gialle?* ».

Inoltre, in considerazione delle loro capacità computazionali, veniva posta la seguente domanda: « *Quante di più?* » per indagare indirettamente l'interpretazione data dai bambini alla categoria « caramelle ».

Di 16 bambini, 13 (pari all'81%) rispondono alla prima domanda «caramelle gialle», 1 risponde «caramelle», e 2 domandano chiarimenti sul senso da attribuire alla parola «caramelle». In seguito alla seconda domanda, ben 13 rispondono «2» (numero

Tab. 6.1 *Confronto fra diverse versioni del problema dei « tedeschi ».*

Risposte	Agnoli (1990) N = 75	Esp. 1 N = 20	Esp. 2 N = 20
« Tedeschi »		60% (12)	100% (20)
« Tedeschi biondi »	55%	40% (8)	
« Tedeschi non biondi »			
Tedeschi = tedeschi biondi			

Interpretazione della classe « tedeschi » (Esp. 1)

	« 60% » (12 Ss)	« 40 » (8 Ss)
« Tedeschi in generale »	55% (11)	10% (2)
« Tedeschi biondi »		
« Tedeschi non biondi »		25% (5)
« Tutti i tedeschi hanno i capelli biondi »		5% (1)

Discussione. Se si usano « ingenuamente » i dati numerici delle risposte fornite nel corso del 1° esperimento appare sostanzialmente confermata, anche se con alcune diminuzioni, la percentuale di soggetti che commette la cosiddetta « conjunction fallacy »: adolescenti 40% verso 55% (Agnoli e De Zuani, 1990).

Tuttavia questi soggetti interpretano la classe che dovrebbe essere quella includente (« commessa »/« tedeschi »/« caramelle ») come la classe complementare a quella inclusa e quindi di fatto non commettono la conjunction fallacy. Nel contesto creato dalle « domande ovvie » se consideriamo le risposte fornite dai soggetti alla domanda di Agnoli e De Zuani, quasi la metà dei soggetti fornisce risposte « erranee ». Se però consideriamo l'interpretazione data dai soggetti alla categoria « tedeschi » tale percentuale si riduce al 10% (2 soggetti su 20). Questo risultato rende inaccettabile l'utilizzazione non critica dei dati numerici compresi nelle risposte come indizio di inferenze erranee o corrette (come mostra il caso dei due soggetti che, pur rispondendo in modo diverso, « tedeschi » uno e « tedeschi biondi » l'altro, intendono la stessa cosa, ovvero « tutti i tedeschi sono biondi »).

corrispondente alla differenza fra le caramelle gialle e le rosse). Tutto ciò offre una verifica indiretta della interpretazione della categoria più ampia («caramelle») con quella complementare («caramelle rosse») e risulta in linea con i risultati ottenuti da Piaget.

Nell'Esperimento 6, inserendo la stessa domanda in quello che abbiamo definito un « contesto argomentativo/retorico » (dispute filosofiche, insegnamento ecc.), tutti i soggetti la interpretano in senso letterale, valutando come più numerosa, perché inclusiva, la classe dei « tedeschi » rispetto a quella dei « tedeschi con i capelli biondi ». In questo caso sembra che l'attivazione del contesto consenta ai soggetti di interpretare il senso letterale dei termini fornendo la risposta appropriata. Risulta evidente innanzitutto che le risposte non possono essere valutate come erronee se non si considerano le premesse intese dai soggetti, che costituiscono la base del loro ragionamento. La lettura letterale di messaggi come quelli usati in questi esperimenti avviene solo in particolari contesti. La violazione di principi quali l'informatività, la quantità ecc., che regolano il linguaggio naturale, ostacola l'interpretazione letterale del messaggio. L'ovvietà della relazione estensionale, che non può essere l'oggetto della domanda in un contesto naturale, ostacola la possibilità di interpretare il testo in un senso letterale. Solo quando tale ovvietà è focalizzata e costituisce in qualche modo il tema della richiesta, essa risulta evidente e riconoscibile dagli interlocutori.

Prendiamo in considerazione l'ipotesi « debole » del programma « euristiche e biases », secondo la quale la rappresentatività ostacolerebbe il riconoscimento della relazione d'inclusione. Nell'Esperimento 6 appare evidente che la rappresentatività non è l'elemento centrale (sebbene spinga a valutare la categoria « T e B » come più ampia di « T e non B »), ma che la funzione di ostacolo o attivazione del riconoscimento della relazione è svolta dal contesto discorsivo. È in questa luce più comprensibile il motivo per cui il training è in grado di eliminare l'effetto « conjunction fallacy » (Agnoli e Kranz, 1989), mentre ampie e profonde conoscenze in ambito statistico e probabilistico non sono efficaci in tal senso (Tversky e Kahneman, 1983). Appare ragionevole supporre che il training sia quanto attiva, a differenza dell'expertise, un contesto in cui l'oggetto del « discorso » è, appunto, la relazione fra le classi.

Nei compiti di tipo frequentistico la conjunction fallacy si riduce (cfr. Fiedler, 1988; Gigerenzer, 1991), perché il tema (focus) della richiesta è la comparazione della estensione di due o più classi. Lo stesso accade con il problema di « Bill » (Morier e Borgida, 1984), dove le categorie usate non sono definite da proprietà (professioni, opinioni), ma condizioni che differiscono proprio relativamente alla loro estensione (la presenza di una persona vs la presenza di due persone). Risulta fondamentale che in un compito in cui l'obiettivo è di valutare l'estensione di due categorie

che esse differiscano *esplicitamente* per questo aspetto. Anche in questi compiti la domanda ha il carattere « ovvio » indicato sopra, ma qui proprio questo è il focus della domanda e non può essere interpretato diversamente.

Affermare che un individuo abbia commesso una fallacia può essere fatto solo se si assume che la persona abbia compreso correttamente il compito e le informazioni date, e se si suppone che lo sperimentatore abbia compreso correttamente il senso della risposta.

CONCLUSIONI

Numerosi studi nell'ambito del ragionamento probabilistico hanno evidenziato alcuni fenomeni, i cosiddetti biases, che sembrano condurre sistematicamente a valutazioni non conformi alla teoria della probabilità. Gli studi precedenti hanno rilevato un'alta frequenza di alcune fallacie nel ragionamento probabilistico, utilizzando alcuni principi esplicativi, quali la causalità, la rappresentatività, la rilevanza e la specificità delle informazioni. Queste spiegazioni, le euristiche naturali come vengono definite da alcuni autori (Tversky e Kahneman), oltre a risultare vaghe da un punto di vista teorico, non sono corroborate dai risultati sperimentali. Tali principi presuppongono l'idea di una sorta di propensione « naturale » a considerare in modo privilegiato un'informazione dotata di certe caratteristiche a scapito di altre informazioni (la probabilità primaria nel caso della *base rate fallacy*), che non hanno tali caratteristiche.

I risultati dei lavori qui riportati sembrano dimostrare che le cosiddette euristiche naturali non sono spiegazioni adeguate dei fenomeni indicati come biases nei paradigmi tipici qui studiati. Questi sono piuttosto l'effetto dell'oscuramento delle relazioni di natura aleatoria proprie delle informazioni fornite nei testi dei problemi sottoposti ai soggetti. Tale oscuramento impedisce l'adeguata trasmissione delle informazioni necessarie per la valutazione della probabilità richiesta.

I processi di ragionamento seguiti dai soggetti risultano molto influenzati da alcune caratteristiche del compito utilizzato e del contesto in cui esso viene proposto. In particolare è essenziale per poter usare un problema per lo studio del ragionamento probabilistico che il testo (o in certi casi il contesto) trasmetta adeguatamente le relazioni che intercor-

rono fra le informazioni fornite (ad es. la loro indipendenza) e le caratteristiche del campionamento (ad es. casualità vs intenzionalità).

Le ricerche da noi condotte hanno mostrato l'efficacia dei fattori dell'organizzazione del discorso nel determinare o contrastare quelle che sono state generalmente definite in letteratura « tendenze cognitive erronee » e quindi nell'orientare il ragionamento in condizione di incertezza, indipendentemente dalle euristiche, ritenute da alcuni autori esplicative. Nei problemi considerati, nelle versioni usate nella letteratura precedente, la formulazione dei dati e/o della richiesta, anche se letteralmente enuncia gli elementi « formalmente » necessari al ragionamento probabilistico, trasmette un messaggio diverso da quello inteso dallo sperimentatore, per la violazione delle regole del linguaggio comune.

Negli esperimenti bayesiani considerati, i testi utilizzati in letteratura (problema dei Suicidi, S1; problema dei Taxi, T1) non comunicavano la relazione di indipendenza fra i dati, ovvero il fatto che la probabilità relativa all'informazione specifica era stata ottenuta *indipendentemente* dalla base rate. La considerazione di quest'ultima informazione risulta invece essenziale ai fini della valutazione della probabilità a posteriori. Infatti quando la condizione di indipendenza non è soddisfatta (e la non esistenza di questa condizione è ciò che i testi in oggetto comunicano), non risulta necessario, anzi è addirittura erroneo considerare la base rate, in quanto quest'ultima è già compresa nell'informazione specifica. Su queste considerazioni critiche si fonda l'ipotesi che la *base rate fallacy* sia un effetto, non tanto di un ragionamento erroneo, quanto dell'ambiguità/oscurità con cui è trasmessa la relazione di indipendenza fra i dati.

Gli esperimenti qui riportati hanno corroborato quest'ipotesi, e in particolare:

- è stata corroborata l'ipotesi che, se si indica nel testo la relazione di indipendenza fra i dati, la quasi totalità dei soggetti considera la base rate;
- questo fattore sembra spiegare, oltre ai nostri, anche i risultati ottenuti dagli autori a cui ci siamo riferiti (Tversky e Kahneman, 1980; Bar-Hillel, 1980). In particolare con il problema dei Libri, nella versione di Tversky e Kahneman (L1), la formulazione del testo, che stabilisce nella richiesta un collegamento tra i dati, risulta più aderente alla effettiva trasmissione dei dati necessari alla risoluzione. Questo è ciò che spiega la riduzione della « base rate fallacy », che gli autori attribuivano invece alla causalità. Lo stesso si verifica con l'analoga versione del problema dei Suicidi (S2), da noi utilizzata. Una richiesta non ambigua (che richiama entrambi i dati, evidenziando così la loro indipendenza statistica) consente

una adeguata rappresentazione del problema che i soggetti devono risolvere. Al contrario, quando la formulazione della richiesta oscura la relazione di indipendenza dei dati (versione S1 di Tversky e Kahneman e versione L2 da noi utilizzata), si ottiene un aumento significativo delle risposte « erronee ». Il tipo di domanda usata nella versione del problema dei Suicidi (di Tversky e Kahneman), che si riferisce al solo gruppo dei suicidi, può facilmente venir interpretata come relativa solo all'informazione specifica, ovvero alla probabilità che un single si suicidi, oscurando completamente l'altro significato, quello letterale, che la domanda esprime (la probabilità di trovare un suicida che sia single). Questo risultato dimostra così che non ha rilevanza il fatto che la domanda, utilizzata anche nei problemi con esito infausto, sia « tecnicamente » corretta.

I presenti risultati sembrano dimostrare che la base rate viene considerata dai soggetti in versioni del problema che non risultano ambigue. I fattori che nella letteratura precedente venivano considerati cruciali per la determinazione della fallacia non risultano invece rilevanti.

– La considerazione della base rate avviene anche quando c'è almeno un punto nel testo, senza adeguamento del resto del testo, in cui appaia chiara la relazione di indipendenza. Nell'esperimento 1 è stata modificata solo la domanda (S2) e nell'esperimento 2 solo l'enunciato (S3, T2).

In particolare dall'esperimento 2 risulta che, trasmettendo chiaramente la relazione di indipendenza fra i dati nell'enunciato (in particolare nella formulazione della informazione specifica), si ottiene la quasi totale scomparsa dell'effetto « fallacy » (versione Suicidi 3, Taxi 2).

– Infine l'elemento discorsivo che abbiamo denominato « partitivo », che trasmette adeguatamente la relazione di indipendenza, è risultato responsabile della bassa percentuale di risposte erronee, ottenuta con un'altra versione del problema dei Suicidi (S(C)1), risultati che invece gli autori del programma « euristiche e biases » attribuivano alle caratteristiche causali della base rate.

In termini estensionali, l'elemento « partitivo » trasmette l'idea che l'informazione specifica è relativa ad una proprietà (ad es. che dei libri siano rilegati in versione « tascabile ») che definisce un sottoinsieme non a sé stante, ma *parte* dell'insieme a cui si riferisce la base rate. Eliminando questo elemento (cfr. versione S(C)2 o L2, da noi utilizzate), la maggior parte dei soggetti trascura la base rate nel produrre la valutazione finale.

Dai risultati ottenuti si può concludere che la non considerazione della base rate da parte dei soggetti non può essere considerata un errore nel ragionamento probabilistico. Infatti tale procedimento è del tutto

coerente con l'assunzione della *dipendenza dei dati* trasmessa dalla formulazione del discorso.

Anche a proposito della *conjunction fallacy* è stato messo in luce un meccanismo analogo. Gli esperimenti condotti hanno segnalato l'influenza delle regole del linguaggio naturale sul ragionamento probabilistico. La *conjunction fallacy* risulta un effetto di implicature (Grice, 1975) relative al rapporto di inclusione, di cui il discorso è portatore. Nel linguaggio comune risulta inaccettabile per il principio di cooperazione (in particolare secondo le massime della quantità) fornire o richiedere valutazioni non informative, in quanto assunte come note. Chiedere se è maggiore la classe inclusiva (il tutto) o la classe inclusa (la parte), in quanto non informativo, porta i soggetti ad interpretare i termini del confronto come sottoclassi coordinate. È quanto possiamo constatare nel primo esperimento, dove risulta quasi del tutto assente la violazione della regola della congiunzione, se le risposte vengono valutate in relazione a come i soggetti hanno interpretato i dati.

Domande nelle quali si implica il rapporto parte/tutto, comunemente inaccettabili, possono in contesti particolari (ambiti « argomentativo-retorici ») diventare accettabili, quando costituiscono le basi per una argomentazione (si pensi al dialogo socratico). In un tale contesto nessun soggetto giudica maggiore la classe inclusa rispetto alla classe sovraordinata.

Da un punto di vista metodologico questi risultati indicano la necessità di considerare l'interpretazione data dai soggetti al testo proposto dallo sperimentatore. Le risposte finali infatti non possono essere valutate come erranee se non si accerta quali sono le effettive premesse del ragionamento dei soggetti, che non sempre di per sé coincidono con quelle presupposte dallo sperimentatore.

La nostra ricerca ha cercato di individuare alcuni dei fattori dell'organizzazione del discorso che concorrono a favorire o a contrastare alcune erranee tendenze cognitive e che, in generale, possono orientare il ragionamento in condizione di incertezza, indipendentemente da quelle caratteristiche delle informazioni ritenute da alcuni autori esplicative. Nei problemi considerati, tali fattori erano legati alla formulazione del testo, alla presentazione non « tendenziosa » dell'enunciato e al modo in cui era orientata la domanda. Tali elementi che qualche autore (cfr. Bar-Hillel, 1980) considera variabili procedurali trascurabili, invece sembrano avere carattere di generalità e influenzano fortemente la rappresentazione che i soggetti si costruiscono del problema.

Pur non escludendo la presenza di reali difficoltà nell'utilizzo spontaneo in situazioni di incertezza di un ragionamento conforme a quello bayesiano, i nostri risultati sperimentali (assieme a quelli prodotti dalla letteratura recente, cfr. Politzer e Noveck, 1991) dimostrano che i cosiddetti biases in questo tipo di ragionamento sono dei fenomeni di portata meno ampia di quanto ritenuto in precedenza, e indicano la possibilità che le cosiddette fallacie dipendano da violazioni di regole della comunicazione e del linguaggio.

BIBLIOGRAFIA

- Adler, J. E. (1984). Abstraction is uncooperative. *Journal for the Theory of Social Behavior*, **14**, 165-181.
- Agnoli, F. (1985). Judgements of probability: Natural heuristics versus training in extensional thought. *Dissertation International Abstracts*, **46**, 1.
- Agnoli, F. (1991). Development of judgmental heuristics and logical reasoning: training counteracts the representativeness heuristic, *Cognitive Development*, **6**, 195-217.
- Agnoli, F., De Zuani, E. (1990). Fraintendimenti nel ragionamento probabilistico e implicazioni educative. *Età evolutiva*, **35**, 1525.
- Agnoli, F., Krantz, D.H. (1989). Suppressing natural heuristics by formal instruction: The case of conjunction fallacy. *Cognitive Psychology*, **21**, 515-550.
- Argote, L., Seabright, M.A., Dyer, L. (1986). Individual versus group use of base rate and individuating information. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, **38**, 65 -75.
- Argote, L., Devadas, R., Melone, N. (1990). The base rate fallacy: contrasting processes and outcomes of group and individual judgment. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, **46**, 296-310.
- Ajzen, J. (1977). Intuitive theories of events and the effects of base-rate information on prediction. *Journal of Personality and Social Psychology*, **35**, 303-14.
- Bar-Hillel, M. (1980). The base-rate fallacy in probability judgements. *Acta Psychologica*, **44**, 211-233.
- Bar-Hillel, M. (1983). The Base-rate fallacy controversy. In R.W. Scholtz (a cura di), *Decision making under uncertainty*. Amsterdam: Elsevier Science Publishers, North Holland.

- Bar-Hillel, M. (1984). Representativeness and fallacies of probability judgment. *Acta Psychologica*, **55**, 91-107.
- Bar-Hillel, M. (1990). Back to base rates. In R.M. Hogarth (a cura di) *Insights in decision making*. Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Bar-Hillel, M., Fischhoff, B. (1981). When do base rates affect predictions? *Journal of Personality and Social Psychology*, **41**, 671-680.
- Bar-Hillel, M., Neter, E. (1991). How alike is it versus how likely is it: a disjunction fallacy in probability judgments, Comunicazione presentata alla SPUDM, Friburgo.
- Bayes, T. (1963) [1763]. An essay towards solving a problem in the doctrine of chance, Facsimiles of two papers by Bayes, J. Deming (Ed.), *Philosophical Transactions of the Royal Society of London*, **53**, 370-418.
- Beach, L.R., Barnes, V.E., Christensen-Szalanski, J.J.J. (1986). Beyond heuristics and biases: a contingency model of judgmental forecasting. *Journal of Forecasting*, **5**, 143-157.
- Beach, L.R., Wise, J.A., Barclay, S. (1970). Sample proportions and subjective probability revisions. *Organizational Behavior and Human Performance*, **5**, 183-90.
- Beyth-Marom, R., Fischhoff, B. (1983). Diagnosticity and pseudodiagnosticity. *Journal of Personality and Social Psychology*, **45**, 1185-1195.
- Birnbaum, M.H. (1983). Base rates in Bayesian inference: signal detection analysis of the cab problem. *American Journal of Psychology*, **96**, 85-94.
- Birnbaum, M.H., Anderson, C.J., Hynan, L.G. (1990). *Theories of bias in probability judgement*. Manoscritto non pubblicato, Bercklay University.
- Birnbaum, M.H., Mellers, B.A. (1983). Bayesian inference: Combining base rates with reports of sources. *Journal of Personality and Social Psychology*, **45**, 792-804.
- Birnbaum, M.H., Stegner, S.E. (1979). Source credibility in social judgment: bias, expertise, and the judge's point of view. *Journal of Personality and Social Psychology*, **37**(1), 48-74.
- Borgida, E., Nisbett, R. (1977). The differential impact of abstract versus concrete information decisions. *Journal of Applied Social Psychology*, **7**, 258-271.
- Braine, M.D.S., Connell, J., Freitag, J., O'Brien, D.P. (1990). Is the base-rate fallacy an instance of asserting the consequent? in K.J. Gilhooly, M.T.G. Keane, R.H. Logie e G. Erdos, *Lines of Thinking*, vol. 1, John Wiley & Sons Ltd.

- Brainerd, C.J., Reyna, V.F. (1990). Gist is the grist: fuzzy-trace theory and the new intuitionism, *Developmental Review*, **10**, 3 -47.
- Brainerd, C.J., Reyna, V.F. (1991). Inclusion illusions: fuzzytrace theory and perceptual salience effects in cognitive development. *Developmental Review*, **10**, 365-403.
- Brekke, N., Borgida, E. (1988). Expert psychological testimony in rape trials: a social cognitive analysis. *Journal of Personality and Social Psychology*, **55**, 372-386.
- Carlson, B.W., Yates, J.F. (1989). Disjunction errors in qualitative judgment, *Organizational Behavior and Human Processes*, **44**, 368-379.
- Caron, J., Micko, H.C., Thuring, M. (1988). Conjunctions and the recall of composite sentences. *Memory and Language*, **2**, 309-323.
- Carrol, J.S., Siegler R.S. (1977). Strategies for the use of base-rate information. *Organizational Behavior and Human Performance*, **19**, 392-402.
- Casscells, W., Schoenberger, A., Graboys, T.B. (1978). Interpretation by physicians of clinical laboratory results. *New England Journal of Medicine*, **229**, 999-1001.
- Cheng, P.W., Novick, L.R. (1990). A probabilistic contrast model of causal induction. *Journal of Personality and Social Psychology*, **58**, 545-567.
- Christensen-Szalanski, J.J.J., Beach, L.R. (1982). Experience and the base-rate fallacy. *Organizational Behavior and Human Performance*, **29**, 270-278.
- Clark, H.H. (1985). Language use and language users. In Lindzey, E. Aronson (a cura di), *Handbook of social psychology*, New York: Random House, vol. 2, 179-232.
- Cohen, J. (1960). A coefficient of agreement for nominal scales. *Educational and Psychological Measurements*, **20**, 37-46.
- Cohen, J. (1968). Weighted Kappa: nominal scale agreement with provision for scale disagreement or partial credit. *Psychological Bulletin*, **70**, 213-220.
- Cohen L.J. (1979). On the psychology of prediction: whose is the fallacy? *Cognition*, **7**, 385-407.
- Cohen, L.J. (1981). Can human irrationality be experimentally demonstrated? *Behavioral and Brain Sciences*, **4**, 317-331.
- Collins, R.L., Taylor, S.E., Wood, J.V., Thompson, S.C. (1988). The vividness effect: Elusive or illusory? *Journal of Experimental Social Psychology*, **24**, 1-18.
- Cosmides, L., Tooby, J. (1990). Is the mind a frequentist? *Comunicazione*

- presentata al Second Annual Meeting of the Human Behavior and Evolution Society, Los Angeles, CA, 17 Agosto.
- Crandall, C.S. e Greenfield, B. (1986). Understanding the conjunction fallacy: a conjunction of effects? *Social Cognition*, **4**(4), 408-419.
- Curley, S.P., Yates, J.F., Young, M.J. (1990). Seeking and Applying diagnostic information in a health care setting. *Acta Psychologica*, **73**, 211-223.
- Dawes, R.M. (1986). Representative thinking in clinical judgment. *Clinical Psychology Review*, **6**, 425-441.
- Dodd, D.H., Bradshaw, J.M. (1980). Leading questions and memory: pragmatic constraints. *Journal of verbal Learning and Memory*, **19**, 695-704.
- Doherty, M.E., Mynatt, C.R., Tweney, R.D., Schiavo, M.D. (1979). Pseudodiagnosticity. *Acta Psychologica*, **43**, 111-121.
- Donaldson, M. (1982). Conservation: what is the question? *British Journal of Psychology*, **73**, 199-207.
- Dulany, D.E., Hilton, D.J. (1991). Conversational implicature, conscious representation, and the conjunction fallacy. *Social Cognition*, **9**(1), 85-110.
- Eddy, D.M. (1982). Probabilistic reasoning in clinical medicine: Problems and opportunities. In D. Kahneman, P. Slovic, A. Tversky (a cura di), *Judgement under uncertainty: heuristics and biases*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Edwards, W. (1954). The theory of decision making. *Psychological Bulletin*, **51**, 380-417.
- Edwards, W. (1968). Conservatism in human information processing. In B. Kleinmuntz (Ed.), *Formal representation of human judgment*, New York: Wiley.
- Einhorn, H.J., Hogarth R.M. (1986). Judging probable cause. *Psychological Bulletin*, **99**, 3-19.
- Evans, J.St B.T. (1990). *Bias in human reasoning: causes and consequences*. London: Erlbaum.
- Evans, J.St B.T., Brooks, P.G., Pollard, P. (1985). Prior beliefs and statistical inference. *British Journal of Psychology*, **76**, 469-477.
- Evans, J.St B.T., Dusoïr, A.E. (1977). Proportionality and sample size as factors in intuitive statistical judgement. *Acta Psychologica*, **49**, 129-137.
- Evans, J.St B.T., Pollard P. (1982). Statistical judgment: a further test of the representativeness construct. *Acta Psychologica*, **51**, 91-103.
- Fiedler, K. (1988). The dependence of the conjunction fallacy on subtle linguistic factors. *Psychological Research*, **50**, 123-129.

- Fischhoff, B., Slovic, P., Lichtenstein, S. (1979). Subjective sensitivity analysis. *Organizational Behavior and Human Performance*, **23**, 339-359.
- Fong, G.T., Krantz, D.H., Nisbett, R.E. (1986). The effects of statistical training on thinking about everyday problems. *Cognitive Psychology*, **18**, 253-292.
- Gigerenzer, G. (1991). On cognitive illusion and rationality. In E. Eells & T. Maruszewski (a cura di), *Reasoning and rationality. Essays in honour of L.J. Cohen*, Amsterdam: Rodopi.
- Gigerenzer, G., Hell, W., Blank, H. (1988). Presentation and content: the use of base rates as a continuous variable. *Journal of Experimental Psychology: Human perceptions and Performance*, **14**(3), 513-525.
- Gigerenzer G. e Murray D.J. (1987). Thinking: from insight to intuitive statistics. In *Cognition as intuitive statistics*, Hillsdale: N.J., Erlbaum.
- Ginossar, Z., Trope, Y. (1980). The effect of base rates and individuating information on judgements about another person. *Journal of Experimental Social Psychology*, **16**, 228-242.
- Ginossar, Z., Trope, Y. (1987). Problem solving in judgment under uncertainty, *Journal of Personality and Social Psychology*, **52**, 464-474.
- Grice, H.P. (1968). Utterer's meaning, sentence-meaning and word-meaning. *Foundations of Language*, **4**, 225-242.
- Grice, H.P. (1975). Logic and conversation. In P. Cole, J.L. Morgan (Eds.), *Syntax and Semantics: Vol. 3. Speech acts*. New York: Academic Press.
- Groner, M., Groner, R., Bischof, W.F. (1983). Approaches to heuristics: a historical review. In R. Groner, M. Groner, W.F. Bischof (a cura di), *Methods of heuristics*, Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Guilford, J.P. (1956). *Psychometric methods* (2^a ed.), New York: Mc Graw Hill.
- Hacking, I. (1975). *The emergence of probability*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Haberlandt, K., Bingham, G. (1984). The effect of input direction on the processing of script statements. *Journal of Verbal Learning and Verbal Behavior*, **23**, 162-177.
- Hamilton, D.L., Rose, L.T. (1980). Illusory correlation and the maintenance of stereotypic beliefs. *Journal of Personality and Social Psychology*, **39**, 5, 832-845.
- Hamm, R.M., Miller, M.A. (1988). *Interpretation of condition probabilities in probabilistic inference word problems*. Manoscritto non pubblicato.
- Higgins, E.T. (1981). The "communication game": implications for social

- cognition. In E.T. Higgins, C.P. Herman, M.P. Zanna (a cura di), *Social cognition: the Ontario symposium* (vol. 1), Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Higgins, E.T., Bargh, J.A. (1987). Social cognition and social perception. *Annual Review of Psychology*, **38**, 369-425.
- Hilton, D.J. (1990). Conversational processes and causal explanation. *Psychological Bulletin*, **107**(1), 65-81.
- Hilton, J.L., Fein, S. (1989). The role of diagnosticity in stereotype-based judgments. *Journal of Personality and Social Psychology*, **57**, 201-211.
- Hinsz, V.B., Tindale, R.S., Nagao, D.H., Davis, J.H., Robertson, B.A. (1988). The influence of the accuracy of individuating information on the use of base rate information in probability judgment. *Journal of Experimental Social Psychology*, **24**, 127- 145.
- Holland, J.H., Holyoak, K.J., Nisbett, R.E., Thagard, P.R. (1986). *Induction: processes of inference, learning and discovery*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Hornby, P.A. (1972). The psychological subject and predicate. *Cognitive Psychology*, **3**, 632-642.
- Hornby, P.A. (1974). Surface structure and presupposition. *Journal of Verbal Learning and Verbal Behavior*, **13**, 530-538.
- Howe, M.L., Rabinowitz, F.M. (1991). Gist, another panacea? Or just the illusion of inclusion, *Developmental Review*, **5**, 640-651.
- Jepson, C., Krantz, D.H., Nisbett, R.E. (1983). Inductive reasoning: competence or skill? *Behavioral and Brain Sciences*, **3**, 494-501.
- Johnson-Laird, P.N., Legrenzi, P., Sonino Legrenzi, M. (1972), Reasoning and a sense of reality, *British Journal of Psychology*, **4**, 63-75.
- Jones, C.J., Harris, P.L. (1987). Insight into the law of large numbers: a comparison of Piagetian and judgement theory, *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, **34A**, 479-488.
- Jungermann, H. (1983). The two camps on rationality. In R.W. Scholz (Ed.), *Decision making under uncertainty*, Amsterdam: North-Holland, 63-86.
- Kahneman, D. (1991). Judgment and decision making. A personal view. *Psychological Science*, **2**, 3, 142-45.
- Kahneman, D., Slovic, P., Tversky, A. (a cura di) (1982). *Judgment under uncertainty: heuristics and biases*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Kahneman, D., Tversky, A. (1972). Subjective probability: A judgement of representativeness. *Cognitive Psychology*, **3**, 430-454.

- Kahneman, D., Tversky, A. (1973). On the psychology of prediction. *Psychological Review*, **80**, 237-251.
- Kline, P. (1986). *A handbook of test construction*. London: Methuen.
- Koehler, J.J. (in press). The normative status of base rates at trial. In N.J. Castellan (Ed.). *Individual and Group Decision Making*, Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Kruglanski, A.W., Ajzen, I. (1983). Bias and error in human judgment, *European Journal of Social Psychology*, **13**(1),1-44.
- Krueger, J., Rothbart, M. (1988). Use of categorical and individuating information in making inferences about personality. *Journal of Personality and Social Psychology*, **55**, 187-195.
- Kwock, M.S., Winer, G.A. (1986). Overcoming leading questions: effects of psychosocial task variables. *Journal of Educational Psychology*, **78**, 289-293.
- Kyburg, H.E. (1970). *Probability and inductive logic*, London, Macmillan.
- Lanning, K. (1987). Some reasons for distinguishing between 'non-normative response' and 'irrational decision'. *The Journal of Psychology*, **12**, 109-117.
- Lehman, D.R., Lempert, R.O., Nisbett, R.E. (1988). The effects of graduate training on reasoning: formal discipline and thinking about everyday life events. *American Psychologist*, **43**, 431-442.
- Lemeshow, S. (1990). *Adequacy of sample size in health studies*. John Wiley & Sons.
- Li, F., Krosnick, J.A., Lehman, A. (1989). Order effects and the underuse of base-rate information. Manoscritto non pubblicato.
- Lindeman, S.T., Van Den Brink, W.P., Hoogstraten, J. (1988). Effect of feedback on base rate utilization. *Perceptual and Motor Skills*, **67**, 343-350.
- Lindley, D.V. (1990). The 1988 Wald Memorial Lectures: the present position in Bayesian Statistics. *Statistical Science*, **5**, 44-89.
- Lison, L. (1982). *Statistica applicata alla biologia sperimentale*. Milano: Casa Editrice Ambrosiana.
- Locksley, A., Borgida, E., Brekke, N., Hepburn, C. (1980). Sex stereotypes and social judgment. *Journal of Personality and Social Psychology*, **39**, 821-831.
- Locksley, A., Hepburn, C., Ortiz, V. (1982). Social stereotypes and judgments of individuals: an instance of the base-rate fallacy. *Journal of Experimental Social Psychology*, **18**, 23-42.
- Locksley, A., Stangor, C. (1984). Why versus often: Causal reasoning and

- the incidence of judgmental bias. *Journal of Experimental Social Psychology*, **20**, 470-483.
- Loftus, E.F., Palmer, J.C. (1974). Reconstruction of automobile destruction. *Journal of Verbal Learning and Verbal Behavior*, **13**, 585-589.
- Lyon, D., Slovic, P. (1976). Dominance of accuracy information and neglect of base rates in probability estimation. *Acta Psychologica*, **40**, 287-298.
- Macchi, L. (1991). The base rate fallacy and the discourse structure of problems. Relazione presentata al *Society for Judgment and Decision Making Annual Meeting*, San Francisco.
- Macchi, L. (1992). La considerazione della probabilità primaria nel ragionamento probabilistico, *Giornale Italiano di Psicologia*, **XIX** (1), 101-118.
- Macchi, L. (1994, in pubblicazione). Pragmatic aspects of the base-rate fallacy. *The Quarterly Journal of Experimental Psychology*.
- MacDonald, R.R. (1986). Credible conceptions and implausible probabilities. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, **39**, 15-27.
- Manis, M., Dovalina, I., Avis, N.E., Cardoze, S. (1980). Base rates can affect individual predictions. *Journal of Personality and Social Psychology*, **38**, 231-248.
- McCauley, C., Stitt, C.L. (1978). An individual and quantitative measure of stereotypes. *Journal of Personality and Social Psychology*, **36**, 929-940.
- McGarrigle, J., Donaldson, M. (1974). Conservation accidents. *Cognition*, **3**, 341-350.
- Medin, D.L., Edelson, S.M. (1988). Problem structure and the use of base-rate information from experience. *Journal of Experimental Psychology: General*, **117**(1), 68-85.
- Meehl, P., Rosen, A. (1955). Antecedent probability and the efficiency of psychometric signs, patterns, or cutting scores. *Psychological Bulletin*, **52**, 194-215.
- Morier, D.M., Borgida, E. (1984). The conjunction fallacy: a task specific phenomenon? *Personality and Social Psychology Bulletin*, **10**, 243-52.
- Mosconi, G. (1986). Studio su due problemi proposti da Wertheimer (con alcune note sulla ristrutturazione). *Giornale Italiano di Psicologia*, **13**, 3, 463-481.
- Mosconi, G. (1990). *Discorso e pensiero*. Bologna: Il Mulino.
- Mosconi, G., Bagassi, M. (1986). Problem solving e problem non solving. Il discorso del non solutore. *Ricerche di Psicologia*, **1**, 96-117.

- Mosconi, G., D'Urso, V. (1974). *Il farsi e il disfarsi del problema*. Firenze: Giunti-Barbera.
- Mosconi, G., Serafini, M.G., Bagassi, M. (1989). L'antefatto del problem solving. Il problema della compravendita del cavallo. *Rivista di Psicologia*, N.S., **3**, 9-27.
- Mosteller, F., Youtz, C. (1990). Quantifying probabilistic expressions. *Statistical Science*, **5**, 2-34.
- Nahinsky, J.D., Ash D., Cohen B. (1986). The conjunction fallacy: judgmental heuristic or faulty extensional reasoning? *Bulletin of the Psychonomic Society*, **24**(3), 1 86-188.
- Nisbett, R.E., Borgida, E. (1975). Attribution and the psychology of prediction. *Journal of Personality and Social Psychology*, **32**, 932-943.
- Nisbett, R.E., Borgida, E., Crandall, R., Reed, H. (1982). Popular induction: information is not necessarily informative. In D. Kahneman, P. Slovic, A. Tversky (a cura di), *Judgments under uncertainty: heuristics and biases* (pp. 101-116). New York: Cambridge University Press.
- Nisbett, R.E., Krantz, D.H., Jepson, C., Kunda, Z. (1983). The use of statistical heuristics in everyday inductive reasoning. *Psychological Review*, **90**(4), 339-363.
- Nisbett, R.E., Ross, L. (1980). *Human inference: strategies and shortcomings of social judgment*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, (trad. it. *L'inferenza umana*, Bologna: Il Mulino, 1989).
- Nisbett, R.E., Zukier, H., Lemley, R.E. (1981). The Dilution Effect: nondiagnostic information weakens the implications of diagnostic information, *Cognitive Psychology*, **13**, 248 -277.
- Ofir, C. (1988). Pseudodiagnosticity in judgment under uncertainty, *Organizational Behavior and Human Decision Performance*, **42**, 343-363.
- Olson, C.L. (1976). Some apparent violations of the representativeness heuristic in human judgment. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, **2**, 599-608.
- Overton, W.F. (1990). Competence and procedures: constraints on the development of logical reasoning, In W.F. Overton (Ed.), *Reasoning, necessity, and logic: developmental perspectives*, Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Peterson, C.R., Beach, L.R. (1967). Man as an intuitive statistician. *Psychological Bulletin*, **68**(1), 29-46.
- Piaget, J., Szeminska, A. (1941). La g n se du nombre chez l'enfant, Neuchatel: G.N.
- Politzer, G. (1986). Laws of language use and formal logic. *Journal of Psycholinguistic Research*, **15**, 47-92.

- Polizer, G., Noveck, I.A. (1991). Are conjunction rule violations the result of conversational rule violations? *Journal of Psycholinguistic research*, **20**, 2, 83-104.
- Rapoport, A., Wallsten, T.S. (1972). Individual decision behaviour. *Annual Review of Psychology*, **23**, 131-76.
- Rasinski, K.A., Crocker, J., Hastie, R. (1985). Another look at sex stereotypes and social judgments: an analysis of the social perceiver's use of subjective probabilities. *Journal of Personality and Social Psychology*, **49**, 317-326.
- Rosch, E. (1983). Prototype classification and logical classification: the two systems. In E.K. Scholmick (a cura di), *New trends in conceptual representation: challenges to Piaget's theory*, Hillsdall, N.J., Erlbaum.
- Russo, J.E., Johnson, E.J., Stephens, D.L. (1989). The validity of verbal protocols. *Memory and Cognition*, **17**(6), 759-769.
- Sbisà, M. (a cura di) (1978). *Gli atti linguistici*, Milano: Feltrinelli.
- Scholz, R.W. (1987). *Cognitive strategies in stochastic thinking*, Dordrecht: D. Reidel.
- Schum, D. (1981). Sorting out the effects of witness sensitivity and response. Criterion placement upon the influential value of testimonial evidence. *Organizational Behavior and Human Performance*, **27**, 153-196.
- Schwartz, N., Strack, F., Hilton, D., Naderer, G. (1991). Base rates, representativeness, and the logic of conversation: the contextual relevance of "irrelevant" information. *Social cognition*, **9**(1), 67-84.
- Scott Tindale, R., Sheffey, S., Filkins, J. (1990). Conjunction errors by individuals and groups. Relazione presentata al Judgment and Decision Making Society Annual Meeting, New Orleans.
- Searle, J.R. (1975). Indirect speech acts. In P. Cole, J.L. Morgan (a cura di), *Syntax and Semantics. Speech Acts*, New York: Academic Press.
- Shafer, G., Tversky, A. (1985). Languages and designs for probability judgement. *Cognitive science*, **9**, 309-339.
- Shafir, E.B., Smith, E.E., Osherson D.N. (1990). Typicality and reasoning fallacies. *Memory and Cognition*, **18**, 229-239.
- Sherman, S.J., Corty, E. (1984). Cognitive heuristics. In R.S. Wyer, T.S. Srull (a cura di), *Handbook of social cognition*, Vol. 1, Hillsdale, NJ: Erlbaum, pp. 189-286.
- Shipley, E.F. (1979). The class-inclusion task: question form and distributive comparisons. *Journal of Psycholinguistic Research*, **8**, 301-331.

- Siegal, M., Waters, L.J., Diunwiddy, L.S. (1988). Misleading children: causal attributions for inconsistency under repeated questioning. *Journal of Experimental Child Psychology*, **45**, 438-456.
- Simon, H.A. (1956). Rational choice and the structure of the environment. *Psychological Review*, **63**, 129-138.
- Slovic, P., Lichtenstein, S. (1971). Comparison of Bayesian and regression approaches to the study of information processing in judgment. *Organizational Behavior and Human Performance*, **6**, 649-744.
- Smedslund, J. (1990). A critique of Tversky and Kahneman's distinction between fallacy and misunderstanding. *Scandinavian Journal of Psychology*, **31**, 110-120.
- Smith, E.E., Osherson, D.N. (1989). Similarity and decision making. In S. Vosniadou e A. Ortony (a cura di), *Similarity and Analogical Reasoning*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Sperber, D., Wilson, D. (1986). *Relevance Communication and cognition*, Oxford: Basil Blackwell.
- Strack, F., Martin, L.L. e Schwarz, N. (1988). Priming and communication: social determinants of information use in judgments of life satisfaction. *European Journal of Social Psychology*, **18**, 429-442.
- Taylor, S.E., Thompson, S.C. (1982). Stalking the elusive "vividness" effect. *Psychological Review*, **89**, 155-181.
- Thuring, M., Jungermann, H. (1990). The conjunction fallacy: causality vs. event probability. *Journal of Behavioral Decision Making*, **3**, 61-74.
- Tribe, L.H. (1971). Trial by mathematics: precision and ritual in the legal process. *Harvard Law Review*, **84**, 1329-1393.
- Trope, Y., Ginossar, Z. (1988). On the use of statistical and non-statistical knowledge: A problem solving approach. In D. BarTal, A.W. Kruglanski (a cura di), *The handbook of cognition and motivation*. New York: Guilford.
- Tversky, A., Kahneman, D. (1973). Availability: A heuristic for judging frequency and probability. *Cognitive Psychology*, **4**, 207-232.
- Tversky, A., Kahneman, D. (1974). Judgment under uncertainty: heuristics and biases. *Science*, **185**, 1124-1131.
- Tversky, A., Kahneman, D. (1977). Causal thinking in judgment under uncertainty. In B. Butts, J. Hintikk (a cura di), *Logic, methodology, and philosophy of science*, Dordrecht, Holland: D. Reidel.
- Tversky, A., Kahneman, D. (1980). Causal schemata in judgments under uncertainty. In M. Fishbein (a cura di), *Progress in social psychology*, vol. 1, Hillsdale, NJ, Erlbaum, pp. 49-72.

- Tversky, A., Kahneman, D. (1982a). Evidential impact of base rates. In D. Kahneman, P. Slovic, A. Tversky (a cura di), *Judgment under uncertainty: heuristics and biases*, Cambridge: Cambridge University Press, pp. 153-160.
- Tversky, A., Kahneman, D. (1982b). Judgments of and by representativeness. In D. Kahneman, P. Slovic, A. Tversky (Eds.), *Judgment under uncertainty: heuristics and biases*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Tversky, A., Kahneman, D. (1983). Extensional versus intuitive reasoning: the conjunction fallacy in probability judgment. *Psychological Review*, **90**, 293-315.
- Van Schie, E.C.M., Van Der Pligt, J. (1990). Problem representation, frame preference, and risky choice. *Acta Psychologica*, **75**, 243-259.
- Zax, B.B. (1976). Some determinants of representativeness and the utilization of base rate information. *Dissertation Abstracts Interantional*, **37**, 5868-B.
- Zukier, H., Pepitone, A. (1984). Social roles and strategies in prediction: some determinants of the use of base-rate information, *Personality Processes and Individual Differences*, **47**(2), 349-360.
- Wallsten, T.S. (1983). The theoretical status of judgmental heuristics. In R.W. Scholz (a cura di), *Decision making under uncertainty*, Amsterdam: North-Holland, 21-37.
- Wason P.C. e Johnson-Laird P. N. (1972). *Psychology of reasoning*, Cambridge, MA, Harvard University Press. (trad. it. *La psicologia del ragionamento*, Firenze, Giunti-Barbera, 1977).
- Weber, E.U., Hilton, D.J. (1990). Contextual effects in the interpretations of probability words: perceived base rate and severity of events. *Journal of Experimental Psychology: Human perceptions and Performance*, **16**(4), 781-789.
- Wells, G.L. (1985). The conjunction error and the representativeness heuristic. *Social Cognition*, **3**, 266-279.
- Wells, G.L., Harvey, J.H. (1978). Naive attributors' attributions and predictions: what is informative and when is an effect an effect? *Journal of Personality and Social Psychology*, **36**, 5, 483-490.
- Winer, G.A. (1974). An analysis of verbal facilitation of classinclusion reasoning, *Child Development*, **45**, 224-227.
- Winer, G.A. (1980). Class inclusion reasoning in children: A Review of the empirical literature. *Child Development*, **51**, 309 -328.
- Winer, G.A., Hemphill, J., Craig, R.K. (1988). The effect of misleading

questions in promoting nonconservation responses in children and adults. *Developmental Psychology*, **24**, 315-340.

Wyer R.S. (1974). *Cognitive organization and change: an information-processing approach*, Hillsdale, N.J., Laurence Erlbaum.

Wyer, R.S. (1976). An investigation of the relations among probability estimates. *Organizational Behavior and Human Performance*, **15**, 1-18.

Yates, J.F., Carlson, B.W. (1986). Conjunction errors: Evidence for multiple judgement procedures, including "signed summation". *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, **37**, 230-253.