L'individualizzazione come decisione*

Alex Biedermann[+], *Silvia Bozza*[‡+], *Franco Taroni*[+]

Abstract: Throughout forensic science and adjacent branches, academic researchers and practitioners continue to diverge in their perception and understanding of the notion of 'individualization', that is the claim to reduce a pool of potential donors of a forensic trace to a single source. In particular, recent shifts to refer to the practice of individualization as a decision have been revealed as being a mere change of label [1], leaving fundamental changes in thought and understanding still pending. What is more, professional associations and practitioners shy away from embracing the notion of decision in terms of the formal theory of decision in which individualization may be framed, mainly because of difficulties to deal with the measurement of desirability or undesirability of the consequences of decisions (e.g., using utility functions). Building on existing research in the area, this paper presents and discusses fundamental concepts of utilities and losses with particular reference to their application to forensic individualization. The paper emphasizes that a proper appreciation of decision tools not only reduces the number of individual assignments that the application of decision theory requires, but also shows how such assignments can be meaningfully related to constituting features of the real-world decision problem to which the theory is applied. It is argued that the decisonalization of individualization requires such fundamental insight to initiate changes in the fields' underlying understandings, not merely in their label.

Keywords: Individualization; Decision theory; Likelihood ratio.

"If you don't understand a problem from a Bayesian decision theory point of view, you don't understand the problem and trying to solve it is like shooting at a target in the dark."

(Herman Chernoff, corrispondenza privata con Martin McIntosh, citato in [2, p. 6])

"Give me a place to stand, and I shall move the earth."

(frase attribuita ad Archimede [p. es. 3,4])[1]

Premessa introduttiva alla versione italiana de "*L'individualizzazione come decisione*", di Marcello Di Bello (Dipartimento di Filosofia, Herbert H. Lehman College, City University of New York). Versione del 27 novembre 2018

L'articolo che segue — pubblicato originariamente su *Forensic Science International* nel 2016 e qui tradotto in italiano — discute la teoria bayesiana della decisione nell'ambito delle scienze forensi. Il lettore a digiuno di teoria della probabilità potrebbe incontrare, ad una prima lettura, qualche difficoltà. È dunque opportuno fornire alcune indicazioni preliminari.

La teoria bayesiana della decisione si basa sul principio secondo cui per prendere una decisione si devono soppesare probabilità e utilità. Immaginiamo di dover decidere se prendere l'ombrello prima di uscire di casa. In linea di massima, gli scenari possibili sono due: o piove o non piove. Se le previsioni del tempo danno una probabilità di pioggia per la giornata in questione abbastanza alta, diciamo, del 70 percento, che facciamo? Prendiamo l'ombrello o no? Si potrebbe rispondere che una probabilità del 70 percento è tanto alta quanto basta per convincerci a prendere l'ombrello. Tuttavia, questo ragionamento, per quanto plausibile, è troppo generico e tralascia alcune variabili importanti.

Secondo la teoria bayesiana, la decisione di prendere l'ombrello deve tener conto non solo della probabilità di pioggia — qui ipotizzata essere del 70 percento — ma anche delle utilità (o perdite) in gioco. Siccome le decisioni possibili sono due (cioè, o prendere o non prendere l'ombrello) e due sono gli scenari possibili (cioè, o piove o non piove), abbiamo in totale quattro combinazioni, che chiameremo conseguenze:

A. piove e si è preso l'ombrello;
B. piove ma non si è preso l'ombrello;
C. non piove ma si è preso l'ombrello;
D. né piove né si è preso l'ombrello.

A queste quattro conseguenze dobbiamo assegnare delle utilità. Benché questo non sia semplice, è facile convincersi di come alcune conseguenze siano preferibili rispetto ad altre. Prendere l'ombrello quando piove - conseguenza (A) - è scelta opportuna, laddove lasciarlo a casa quando piove - conseguenza (B) - è da evitare a meno che non ci si voglia bagnare tutti. D'altra parte, lasciare l'ombrello a casa quando non piove - conseguenza (D) - scelta opportuna, laddove prendere l'ombrello quando non piove - conseguenza (C) - è una seccatura da evitare. In linea di massima, quindi, (A) è migliore di (B) e (D) migliore di (C). In valori monetari, supponiamo che il verificarsi delle conseguenze (A) o (D) sia paragonabile alla vincita di un euro, e il verificarsi delle conseguenze (B) o (C) sia paragonabile alla perdita di un euro. Questi valori monetari, per quanto arbitrari, rendono tangibile la nostra preferenza per alcune combinazioni di eventi rispetto ad altre.

Possiamo usare i valori monetari appena stipulati, assieme alla stima di probabilità del 70 percento di pioggia, per scegliere la decisione migliore. In questo senso, possiamo paragonare la decisione di prendere l'ombrello a una scommessa. Se scegliamo di prendere

[+] Università di Losanna, Facoltà di Diritto, Scienze Criminali e Amministrazione Pubblica | [‡] Università Ca' Foscari Venezia, Dip. di Economia
Lausanne, Switzerland | Venice, Italy
emails: alex.biedermann@unil.ch | silvia.bozza@unive.it | franco.taroni@unil.ch

Philosophical Readings XII.1 (2020), pp. 335-347.
DOI: 10.5281/zenodo.3854491

l'ombrello possiamo vincere un euro (nel caso in cui effettivamente piova) con una probabilità del 70 percento oppure perdere un euro (nel caso in cui non piova) con una probabilità del 30 percento. Quindi, l'utilità cosiddetta *attesa* della decisione di prendere l'ombrello è data dal possibile guadagno di un euro, moltiplicato per il 70 percento di probabilità, a cui si deve sottrarre la possibile perdita di un euro, moltiplicata per il 30 percento di probabilità. Cioè, l'utilità attesa in questo caso sarà pari a 0.7-0.3=0.4 euro. D'altra parte, se scegliamo di lasciare a casa l'ombrello possiamo perdere un euro (nel caso in cui piova) con una probabilità del 70 percento oppure vincere un euro (nel caso in cui non piova) con una probabilità del 30 percento. Quindi, l'utilità attesa della decisone di non prendere l'ombrello è data dal possibile guadagno di un euro, moltiplicato per il 30 percento di probabilità, a cui si deve sottrarre la possibile perdita di un euro, moltiplicata per il 70 percento di probabilità. Cioè, l'utilità attesa in questo caso è pari a 0.3-0.7=-0.4 euro. Date queste premesse, è logico scegliere di prendere l'ombrello, semplicemente perché l'utilità attesa della decisione di prendere l'ombrello è più alta. La teoria bayesiana consiglia appunto di prendere la decisione con la più alta utilità attesa.

Se la probabilità di pioggia fosse stata del 40 percento, l'utilità attesa della decisione di non prendere l'ombrello sarebbe stata quella più alta. Cambiando le probabilità cambiano anche le utilità attese delle decisioni possibili. Si noti altresì che nell'esempio le assegnazioni di utilità alle conseguenze erano arbitrarie. Per esempio, si è supposto che il costo derivante dal lasciare l'ombrello a casa nel caso di pioggia fosse lo stesso - pari alla perdita di un euro - del costo derivante dal prendere l'ombrello nel caso di bel tempo. Ma non è detto che sia così. Alcuni considereranno più fastidioso bagnarsi fradici che trasportare un ombrello quando non piove. Quindi, cambiando le assegnazioni di utilità (o, simmetricamente, di perdita) relative alle conseguenze possibili potrebbero anche cambiare le utilità attese delle decisioni possibili.

Una volta chiariti questi concetti - e in particolare il principio secondo cui si deve scegliere la decisione con la massima utilità attesa, tenendo presenti sia probabilità sia utilità in gioco - si può comprendere meglio il contributo dell'articolo che segue. Esso applica il modello decisionale bayesiano al contesto delle scienze forensi.

Si consideri un perito che ha esaminato le tracce digitali sulla scena del crimine confrontandole con le impronte di un sospetto. Al perito è sovente richiesto di pronunciarsi affermativamente o negativamente sulla presunta origine delle impronte. Le tracce trovate sulla scena del crimine appartengono al sospetto o no? Questo tipo di domanda è passibile di un'analisi in termini di teoria bayesiana, o per lo meno questa è l'ipotesi di lavoro portata avanti nell'articolo. In questo contesto specifico, le decisioni possibili sono due: dichiarare che le tracce provengono dal sospetto o dichiarare che esse provengono da fonte ignota. Gli scenari possibili sono anch'essi due: le tracce effettivamente provengono dal sospetto o provengono da ignoto. Come nel caso della decisione di prendere l'ombrello o di lasciarlo a casa, ci troviamo di fronte a quattro conseguenze possibili:

A. dichiarare che le tracce provengono dal sospetto quando esse effettivamente provengono dal sospetto;
B. dichiarare che le tracce provengono dal sospetto quando esse, di fatto, provengono da ignoto;
C. dichiarare che le tracce provengono da ignoto quando esse effettivamente provengono dal sospetto; e
D. dichiarare che le tracce provengono da ignoto quando esse, di fatto, provengono da ignoto.

Se assegnamo una utilità a queste quattro conseguenze e un valore di probabilità agli scenari possibili (cioè, che le impronte effettivamente provengono dal sospetto o che provengono da ignoto), allora possiamo applicare la teoria bayesiana della decisione. L'articolo si propone di spiegare - nel dettaglio - come questo sia possibile e come alcune difficoltà concettuali possano essere superate.

Il lettore potrebbe domandarsi perché il perito che fa da teste in tribunale debba complicarsi la vita con la teoria bayesiana, con assegnazione di utilità e probabilità, e con il principio secondo cui la decisione da prendere è quella con la maggiore utilità attesa. Tutto ciò potrebbe apparire un inutile armamentario teorico. Il lettore si potrebbe anche domandare perché mai il perito dovrebbe stimare l'utilità delle conseguenze risultanti dalle decisioni possibili. Non è forse questo il compito di chi prende le decisioni in tribunale, cioè del giudice?

Queste domande mettono in luce come il compito del perito non sia affatto chiaro. Ci sono due tipi di problemi a questo riguardo, un problema teorico (o concettuale) e un problema di natura pratica. L'articolo si focalizza sul problema teorico. Abbiamo bisogno di una teoria che descriva lucidamente i criteri che possano guidarne le decisioni. I due problemi - teorico e pratico - sono strettamente connessi, nel senso che la chiarificazione concettuale è un requisito per una valida raccomandazione pratica. Anche se la teoria bayesiana non sembra essere ciò di cui il perito ha bisogno nel suo lavoro quotidiano, la fondazione teorica che essa fornisce non va sottovalutata.

È sorprendente che le scienze forensi non abbiano ancora ad oggi una chiara fondazione teorica. In questo contesto, l'obbiettivo dell'articolo è ambizioso, cioè contribuire a fornire una fondazione teorica precisa alle scienze forensi, o almeno una fondazione per la branca che si occupa della cosiddetta individualizzazione, quel processo tramite cui tracce trovate sulla scena del crimine sono ricondotte ad un individuo quale loro origine. L'articolo ha il merito di contribuite a un dibattito importante, iniziato nel 2009 con una relazione del consiglio nazionale delle ricerche statunitense. In quella relazione l'organo accademico si lamentava del fatto che le scienze forensi non fossero ancora delle scienze nel vero senso del termine.

Qual è, dunque, il compito del perito? Per prima cosa, il perito lavora in condizioni di incertezza. Il perito ha sì potuto visionare le tracce sulla scena del crimine e le impronte digitali del sospetto, ma non possiede prove inconfutabili. Rifacendosi a riscontri periziali passibili di errore, il primo compito del perito sarà quello di fornire una stima della forza probatoria dei riscontri periziali, cioè, in termini di probabilità, una stima della probabilità di osservare le caratteristiche della traccia digitale se il sospetto è (o non è) effettivamente all'origine delle tracce.

Questa misura è conosciuta con il termine di rapporto di verosimiglianza (*likelihood ratio* in inglese). Una volta che una stima della forza probatoria dei riscontri periziali è stata fatta, bisognerà prendere una decisione sulle ipotesi d'interesse, e cioè dichiarare che le tracce provengono dal sospetto o da ignoto. Data l'incertezza sull'origine delle tracce e data l'incertezza sulle ipotesi, è naturale concepite la decisione periziale, almeno da un punto di vista teorico, come un processo in cui si soppesano probabilità e utilità, proprio come quando uno deve decidere se prendere l'ombrello o meno. È dunque del tutto plausibile concepire il lavoro del perito in termini di teoria bayesiana della decisione.

Un consiglio di lettura. L'articolo che segue contiene un po' di notazione formale e alcune formule matematiche. Dovrebbe essere comprensibile, con po' di pazienza, al lettore interessato. Tuttavia, alcune Sezioni potrebbero rivelarsi difficili. Sono le Sezioni 3.1, 3.2, 3.4 e 4.2, contrassegnate da un asterisco*. Il lettore può saltarle ad una prima lettura senza perdere il filo generale della discussione e poi ritornarci con più calma in seguito.

1. Introduzione

Studiosi e professionisti delle scienze forensi e di altre discipline quali la medicina e il diritto hanno espresso punti di vista diversi in merito alla 'individualizzazione', quel processo tramite il quale un gruppo di soggetti potenzialmente all'origine di una traccia è ridotto ad un solo individuo [5]. I punti di vista sono diversi a proposito della definizione, portata e applicabilità dell'individualizzazione [1, 6, 7]. Degna di nota, nell'ultimo decennio, è la relazione del consiglio nazionale delle ricerche (in seguito, CNR) statunitense del 2009 [8] che ha animato il dibattito tracciando un'immagine alquanto critica dell'attuale situazione delle scienze forensi. Questa relazione ha suscitato reazioni diverse da parte di istituzioni, professionisti e studiosi, ed è stata oggetto di attenzione nelle aule di giustizia sia negli Stati Uniti che altrove, benché la situazione ad oggi rimanga ambivalente. Per un verso, non c'è dubbio che tracce quali tracce digitali o di utensili possano avere, a seconda della loro qualità, un ruolo importante nell'aiutare a discriminare tra ipotesi alternative sulla loro origine, e che vi siano professionisti in grado di dimostrare di seguire procedure attendibili nell'ambito di esperimenti condotti in condizioni controllate. Tuttavia, rimane un problema di natura concettuale. Questo riguarda due aspetti fondamentali: primo, la questione della forza probatoria da attribuire ai risultati di analisi comparative in casi specifici; secondo, la questione di come conclusioni particolari possano essere giustificate sulla base di un ragionamento.

Il tema della valutazione dell'evidenza scientifica non sarà trattato in questo articolo. Nelle scienze forensi, benché ci possano essere diverse forme e livelli di formalizzazione a seconda del campo di applicazione (per esempio, tracce digitali [p. es. 14], DNA [p. es. 15], perizie calligrafiche [p. es. 16]), il valore probatorio è formalizzato dal rapporto di verosimiglianza o, più in generale, dal fattore di Bayes che fornisce la logica unitaria sottostante [10-13]. Questo articolo si occupa, invece, della seconda questione — la giustificazione delle conclusioni — focalizzandosi sulla reazione di alcuni esperti di impronte digitali alla relazione del CNR statunitense. Il nodo cruciale è la nozione di decisione quale appare nel documento 'Guideline for the Articulation of the Decision-Making Process for the Individualization in Friction Ridge Examination'[2] pubblicato dal Scientific Working Group on Friction Ridge Analysis, Study and Technology (SWGFAST).[3] Nella Sezione §3.1, si riconosce come 'sia ora accettato che le nostre conclusioni possono essere caratterizzate più propriamente come una *decisione* piuttosto che una prova'. Nella Sezione §10.2.2, si legge la seguente definizione: 'l'individualizzazione è la *decisione* da parte di un perito che vi sono un numero sufficiente di caratteristiche comuni tali da poter concludere che le impronte presenti in due zone di attrito hanno un'origine comune' [*corsivo* degli autori]. L'uso del termine 'decisione' è ora divenuto parte della terminologia standard per molti professionisti delle scienze forensi che si occupano di identificazione.

Tuttavia, questo cambiamento nella direzione di una nuova terminologia — decisione — rimane poco chiaro. In uno degli studi più attenti su questa tematica, Cole [1] rivela[4] che il termine 'decisione' sembra essere solo una nuova etichetta che non ha apportato alcun cambiamento significativo dal punto di vista teorico o di pratica periziale. Di particolare interesse è il fatto che, in un confronto con Cole, il gruppo SWGFAST abbia dichiarato di *non* rifarsi alla teoria della decisione come descritta in articoli quali [17, 18], sebbene esso faccia riferimento a queste pubblicazioni. Benché questa possa essere una scelta esplicita, è importante ricordare che essa non si esprime sulla validità stessa della teoria della decisione o, più precisamente, sulla logica sottostante. Inoltre, questa scelta non preclude — per chi fosse interessato — un confronto delle pratiche correnti della professione forense con le prescrizioni che derivano dalla teoria bayesiana della decisione. Siffatte prescrizioni su come agire in condizioni di incertezza sono proprie dell'approccio analitico alla nozione di decisione e non riguardano direttamente il comportamento, intuitivo o meno, osservabile da un punto di vista descrittivo. In questo articolo, ci concentreremo sull'approccio analitico e normativo alla nozione di decisione. Sosterremo la tesi di come questo approccio possa favorire una migliore comprensione di alcuni temi fondamentali delle scienze forensi [p. es., 19] e, per questa ragione, guidare verso quella che chiameremo la decisionalizzazione dell'individualizzazione.

A parte la posizione intransigente di coloro i quali rifiutano la teoria della decisione, ci sono coloro i quali, per quanto interessati alla logica sottostante, si astengono dall'applicarla in virtù della presunta incapacità di scegliere quali numeri adoperare nelle formule matematiche coinvolte o di attribuire un significato a tali numeri. Nella teoria bayesiana della decisione, questi numeri si riferiscono alle probabilità e alle utilità (o, in alternativa, alle perdite).[5] Sebbene il significato di probabilità nelle scienze forensi sia ben noto — in particolare, l'interpretazione soggettivista [18, 20, 21] — la nozione di utilità è più recente e meno nota [22, 23].

Visto lo stato del dibatto corrente, c'è dunque spazio per uno studio e discussione degli elementi fondativi della teoria bayesiana della decisione — in particolare l'aspetto dell'utilità — dal punto di vista delle scienze forensi. Questo è l'obbiettivo del presente articolo. La Sezione 2 richiama i principali elementi della teoria bayesiana della decisione e la loro applicazione al problema dell'individualizzazione. La Sezione 3 si concentra invece sulla scelta della scala della funzione di utilità e sulla costruzione della funzione di utilità. A questo punto, l'articolo si proporrà di giustificare il punto di vista secondo il quale i numeri da assegnare alle utilità in gioco non sono indefinibili e neppure arbitrari, come invece sostengono alcuni, ma sono di fatto passibili di una chiara interpretazione. In particolare, ci proporremo di sottolineare come questa interpretazione sia in grado di cogliere gli elementi essenziali del processo di individualizzazione quale delineato all'inizio, fornendo un argomento forte a favore dell'applicazione della teoria bayesiana della decisione a problemi di inferenza e decisione nelle scienze forensi. Inoltre, metteremo in risalto come un esame attento del processo di individualizzazione dal punto di vista della teoria della decisione — una volta accettati alcuni assunti peraltro ragionevoli e non troppo impegnativi — possa semplificare il compito dell'analista riducendo il numero di valutazioni a suo carico. La Sezione 4 presenterà una discussione generale delle considerazioni di cui sopra, per arrivare a conclusioni già sviluppate in alcuni lavori precedenti, in modo particolare, sull'importanza di riconoscere il carattere normativo della teoria della decisione [24]. La discussione nella Sezione 4 sottolineerà altresì il ruolo esemplare di espressioni ben note che quantificano il peso delle prove, quali il rapporto di vero-simiglianza, all'interno del quadro teorico decisionale. La stessa Sezione dimostrerà la fattibilità di illustrare la logica della teoria bayesiana della decisione attraverso scoperte di altre discipline, quali la fisica, che possono essere ricondotte ad Archimede. Il lettore in possesso di conoscenze di base di elementi dell'approccio decisionale può saltare la Sezione 2, tenendo unicamente conto delle convenzioni di notazione ivi introdotte. Le conclusioni sono presentate nella Sezione 5.

2. La risposta bayesiana al problema dell'individualizzazione

2.1. Gli elementi basilari del problema della decisione

Secondo l'approccio bayesiano al problema decisionale, le componenti fondamentali del problema della decisione sono formalizzate da tre elementi. Si considerino questi elementi nel contesto dell'individualizzazione forense come definita all'inizio del presente articolo (Sezione 1). In particolare, si supponga che esistano delle tracce rilevate sulla scena del crimine, quali ad esempio tracce digitali, e che sia disponibile del materiale di confronto appartenente ad un individuo (il sospetto) ritenuto la possibile fonte di una traccia digitale. A seguito dell'esame comparativo, in condizioni controllate, tra le tracce digitali e le impronte digitali del sospetto, si pone il problema dell'individualizzazione.[6]

Il primo elemento nel quadro teorico ci è fornito dalle decisioni possibili d, le quali costituiscono lo spazio delle decisioni. Al fine di mantenere la discussione ad un livello tecnico accessibile, si considerino solamente due decisioni: d_1, che si riferisce alla decisione di 'individualizzare', e d_2, che si riferisce alla decisione di 'non individualizzare'. Quest'ultima può essere ulteriormente suddivisa nella decisione di escludere il sospetto quale possibile origine della traccia e nella decisione di sospendere il giudizio; si veda, su questo punto, p. es. [17, 19]. Si noti che considerare la semplice negazione della decisione di individualizzare è di rado un approccio accettabile poiché, in linea di massima, ci sono molte decisioni alternative all'individualizzazione e va attentamente considerato il merito di ciascuna [26]. In altre parole, la decisione alternativa all'individualizzazione deve essere specificata al di là della semplice decisione di non individualizzare.

Al momento di scegliere tra decisioni alternative, non è generalmente noto cosa si sia effettivamente verificato. Un secondo elemento nel quadro teorico, dunque, è una lista di eventi incerti, anche chiamati stati di natura, denotati dalla lettera greca θ. Chiaramente, nel contesto dell'individualizzazione, gli stati di natura — che sono incerti dal punto di vista dell'agente che deve prendere la decisione [7]— sono quelli comunemente espressi dalle proposizioni 'il sospetto è all'origine della traccia' (θ_1) e 'un soggetto ignoto è all'origine della traccia' (θ_2). La coppia $\{\theta_1, \theta_2\}$ forma l'insieme dei possibili stati di natura, denotato Θ. Prendere una decisione d_i quando si verifica lo stato di natura θ_j porta alla conseguenza C_{ij}. L'insieme di tutte le conseguenze è denotato dalla lettera C. Esso costituisce il terzo elemento del quadro teorico decisionale. Seguendo la notazione appena introdotta, C_{11} denoterà la conseguenza della decisione di individualizzare (d_1) nel caso in cui il sospetto sia di fatto all'origine della traccia (θ_1), laddove C_{12} denoterà la conseguenza della stessa decisione nel caso in cui il sospetto non ne sia all'origine (θ_2). Quindi, C_{11} and C_{12} rappresentano, rispettivamente, le conseguenze della decisione di individualizzare, l'una corretta e l'altra erronea. In maniera analoga, C_{21} e C_{22} denotano, rispettivamente, la mancata individualizzazione e la corretta non-individualizzazione[8]. Si noti, inoltre, che gli stati di natura sono incerti, laddove le conseguenze non lo sono: la combinazione di uno stato di natura con una data azione porta, nel nostro caso, ad una conseguenza certa.

Evidentemente, se lo stato di natura fosse noto con certezza — vale a dire, se fosse noto che il sospetto è (o non è) all'origine della traccia — il problema decisionale non si porrebbe neppure. Uno dovrebbe immediatamente optare per la decisione di individualizzare (d_1) nel caso in cui il sospetto fosse all'origine della traccia ovvero scegliere la decisione di non individualizzare (d_2) nel caso contrario. In entrambi i casi, si arriverebbe alla conclusione corretta. D'altra parte, ogniqualvolta lo stato di natura non è noto, non è più così ovvio quale decisione prendere. Ciononostante, è opportuno prendere la decisione migliore a partire dagli elementi caratterizzanti il problema decisionale ora descritti. C'è dunque bisogno di un criterio decisionale (Sezione 2.2) che tenga conto sia della desiderabilità (o indesiderabilità) delle possibili conseguenze che dell'incertezza relativa allo stato di natura, al fine di confrontare la bontà delle possibili decisioni, evitando pratiche incoerenti.

2.2. La regola bayesiana della decisione

L'approccio bayesiano al problema della decisione si basa su due ulteriori concetti, oltre a quelli appena discussi. Il primo è la misura dell'incertezza relativa allo stato di natura, espressa da una probabilità. Nel presente articolo, gli stati di natura θ sono discreti e, quindi, ad essi si applica la funzione di probabilità $\Pr(\theta \mid I)$, dove la lettera I denota l'informazione disponibile al momento della decisione. Il secondo concetto è la misura della desiderabilità di una conseguenza. Questa misura è data da una *funzione di utilità*, denotata da U(·), la quale assegna a ciascuna delle conseguenze una utilità su una certa scala numerica. In presenza di incertezza in merito allo stato di natura, è possibile sommare per ciascuno stato di natura il prodotto della desiderabilità della relativa conseguenza per la probabilità che quella conseguenza si verifichi.

Il risultato di questa somma è l'utilità attesa (in inglese, Expected Utility, EU) della decisione. Per esempio, l'utilità attesa della decisione di individualizzare (d_1) è pari all'utilità di una corretta individualizzazione $\mathrm{U}(C_{11})$ moltiplicata per la probabilità $\Pr(\theta_1 \mid I)$ che il sospetto sia effettivamente all'origine della traccia, sommata all'utilità di un'individualizzazione erronea $\mathrm{U}(C_{12})$, moltiplicata per la probabilità $\Pr(\theta_2 \mid I)$ che il sospetto non sia all'origine della traccia:

$$\mathrm{EU}(d_1) = \mathrm{U}(C_{11})\Pr(\theta_1|I)+\mathrm{U}(\theta_{12})\Pr(\theta_2|I). \quad (1)$$

L'utilità attesa della decisione alternativa di non individualizzare — cioè di non ritenere il sospetto all'origine della traccia — è ottenuta tramite la stessa procedura:

$$\mathrm{EU}(d_2) = \mathrm{U}(C_{21})\Pr(\theta_1|I)+\mathrm{U}(C_{22})\Pr(\theta_2|I). \quad (2)$$

dove $\mathrm{U}(C_{21})$ e $\mathrm{U}(C_{22})$ sono le utilità associate, rispettivamente, alla mancata individualizzazione e alla corretta non-individualizzazione (Tabella 1). Queste due utilità vengono soppesate — proprio come nel caso di $\mathrm{EU}(d_1)$ — dalle probabilità $\Pr(\theta_1 \mid I)$ e $\Pr(\theta_2 \mid I)$ che il sospetto sia o meno all'origine della traccia.

Le formule (1) e (2) quantificano l'utilità che ci si potrebbe aspettare di ottenere come conseguenza delle decisioni prese. Le utilità attese caratterizzano le decisioni a disposizione e permettono di confrontarle e, quindi, di formulare un criterio decisionale: prendere la decisione con l'*utilità attesa più elevata*. Se non si conosce con certezza quale sia lo stato di natura effettivamente verificatosi e si è nel dubbio su quale decisione prendere al fine di ottenere il risultato migliore, il modo più ragionevole di procedere consiste nello scegliere la decisione con la maggiore utilità attesa. Questo è il criterio comunemente detto della *massima utilità attesa* (in inglese, Maximum Expected Utility, MEU) con il quale si seleziona l'azione con l'utilità attesa più elevata [p. es. 26].

Le probabilità $\Pr(\theta_1 \mid I)$ e $\Pr(\theta_2 \mid I)$ si riferiscono ai gradi di credenza relativi agli stati di natura, gradi di credenza che l'agente in procinto di prendere la decisione possiede sulla base delle informazioni disponibili. Queste assegnazioni di probabilità sono le stesse per le formule (1) e (2) e qualsiasi cambiamento[9] del loro valore numerico può cambiare le utilità attese delle decisioni. L'assegnazione di queste probabilità ha dunque un possibile impatto sull'utilità attesa di ogni decisione, e di conseguenza sulla decisione con maggiore utilità attesa. Anche le utilità, ovviamente, hanno un impatto sulle utilità attese e sulla decisione con la maggiore utilità attesa, anche se esse rappresentano, all'interno delle formule (1) e (2), quantità numeriche distinte. Ora, al fine di usare la regola bayesiana della decisione in maniera pertinente e proficua, è importante affrontare un tema di grade rilevanza, cioè il tema di come interpretare le utilità ed assegnare loro un valore.

Tabella 1: Una matrice delle decisioni che contiene le utilità, dove d_1 e d_2 denotano, rispettivamente, la decisione di individualizzare e quella di non individualizzare il sospetto. Gli stati di natura θ_1 e θ_2 sono espressi, rispettivamente, dalle proposizioni 'il sospetto è all'origine della traccia' e 'il sospetto *non* è all'origine della traccia'. La notazione $\mathrm{U}(C_{ij})$ con i, j = {1, 2} rappresenta l'utilità della conseguenza C_{ij} che risulta dal prendere la decisione d_i quando si verifica lo stato di natura θ_j.

	Stato di natura: il sospetto…	…è all'origine della traccia (θ_1)	…non è all'origine della traccia (θ_2)
Decisioni	individualizzare (d_1)	$\mathrm{U}(C_{11})$	$\mathrm{U}(C_{12})$
	non individualizzare (d_2)	$\mathrm{U}(C_{21})$	$\mathrm{U}(C_{22})$

3. La scelta di una scala delle utilità

*3.1. Il punto di vista dell'utilità**

La Tabella 1 riassume le componenti fondamentali del processo di individualizzazione nei termini previsti dalla teoria delle decisioni. Per poter usare le formule (1) e (2) — e quindi per poter scegliere la decisione cui corrisponde la massima utilità attesa — l'analista deve poter esprimere in qualche modo la desiderabilità delle varie conseguenze C_{ij}. Nella Tabella 1, la desiderabilità (o preferenza) è espressa più formalmente in termini di utilità $\mathrm{U}(C_{ij})$. Una nozione affine è quella di 'perdita' della quale si tratterà in seguito nella Sezione 3.3. È opportuno osservare che la teoria delle decisioni si limita a sottolineare che le utilità sono parte integrante del problema decisionale e devono essere collegate in maniera adeguata alle altre componenti del problema. Nello stesso tempo, la teoria non dice nulla su come effettivamente assegnare valori numerici alle utilità. Questo sembra essere l'ostacolo maggiore che si presenta a chi volesse applicare i fondamenti della teoria delle decisioni alle scienze forensi. Per ovviare a questo problema, presenteremo in seguito alcune considerazioni che dovrebbero essere di supporto all'assegnazione numerica delle utilità in relazione ai problemi che l'esperto forense si trova tipicamente ad affrontare.

Seguendo un approccio che va dal generale al particolare, non è necessario partire da un valore specifico. Una tesi comune tra i professionisti forensi è che le utilità non possano essere quantificate neppure in linea teorica. È dunque importante chiedersi se sia corretto dire di non potersi minimamente esprimere circa una data conseguenza C_{ij}. Per prima cosa, è ragionevole aspettarsi che le persone abbiano in mente un certo ordine di preferenze, partendo da una ritenuta la migliore fino a una ritenuta la peggiore. Nel contesto dell'individualizzazione, è chiaro che le conseguenze più desiderabili sono C_{11} (individualizzare se il sospetto è effettivamente all'origine della traccia) e C_{22} (non individualizzare se il sospetto non è all'origine della traccia). D'altra parte, nessuno vorrebbe essere quel sospetto erroneamente associato a una traccia e, quindi, C_{12}, l'erronea individualizzazione, sarà la conseguenza ritenuta peggiore. Queste considerazioni lasciano fuori la sola conseguenza C_{21}, la mancata individualizzazione. La questione da affrontare, dunque, è dove collocare questa conseguenza intermedia relativamente a quelle appena descritte.

Occupiamoci, per il momento, della questione dei valori numerici. Per prima cosa, dobbiamo capire come assegnare valori numerici alla conseguenza migliore e a quella peggiore, cioè come fissare i valori massimo e minimo della scala delle preferenze. Per affrontare tale questione, ci si può rifare alle proprietà delle procedure di misurazione per le utilità sviluppate da Ramsey [27] e da von Neumann e Morgenstern [28]: le funzioni di utilità sono invarianti rispetto a trasformazioni lineari. Questo significa che se $U(\cdot)$ è una funzione di utilità, allora $aU(\cdot) + b$ sarà un'altra funzione di utilità che riflette lo stesso ordine di preferenze di quello prodotto dalla funzione $U(\cdot)$. La sola differenza è data dall'origine della misura di utilità [p. es. 29]. In pratica, questo vuole dire che i valori massimo e minimo sulla scala delle utilità possono essere, rispettivamente, uno e zero. Formalmente, questo significa attribuire $U(C_{11})=U(C_{22})=1$ e $U(C_{12})=0$. Dunque, con la sola eccezione di una casella, tutte le altre caselle della matrice delle decisioni (Tabella 1) hanno un valore di utilità assegnato—e questo solo grazie alla specificazione di un ordine qualitativo delle conseguenze e alla scelta dei valori estremi della scala delle utilità. Questa specifica scelta è resa possibile dal fatto che la funzione è invariante rispetto a trasformazioni lineari. L'ordine qualitativo che sta alla base di questo procedimento non dovrebbe sollevare problemi di sorta ed essere largamente condiviso.

Al fine di assegnare un valore alla conseguenza intermedia C_{21}, la procedura per determinarne l'utilità si articola come segue (Figura 1). Si consideri la conseguenza intermedia, la mancata individualizzazione (C_{21}), e la si metta a confronto con una scommessa immaginaria in cui la conseguenza migliore (p. es. C_{11}, corretta individualizzazione) si verifica con probabilità α e la conseguenza peggiore (C_{12}, individualizzazione erronea) si verifica con probabilità 1–α. Al fine di rendere esplicito il valore da assegnare ad α, si consideri una cosiddetta "ruota probabilistica" [p. es. 30] come visualizzata nella Figura 1, ove a seguito di un giro di ruota la bacchetta può fermarsi in uno dei due settori con angoli che corrispondono al rapporto α : (1-α). Una procedura alternativa piuttosto comune per misurare la probabilità α, consiste nell'immaginare di estrarre una pallina da un'urna contente palline di due colori (p. es. rosso e blu) [p. es. 31], dove l'estrazione di una pallina di un certo colore dipende dalla proporzione di palline di colore rosso, corrispondente al valore α. In questo modo, l'ultimo passaggio della procedura (Figura 1) consiste nel trovare la probabilità α corrispondente alla posizione di neutralità, dal punto di vista delle preferenze dell'agente, tra la scommessa immaginaria di cui sopra e una situazione in cui la conseguenza C_{21} si verifica con certezza, vale a dire

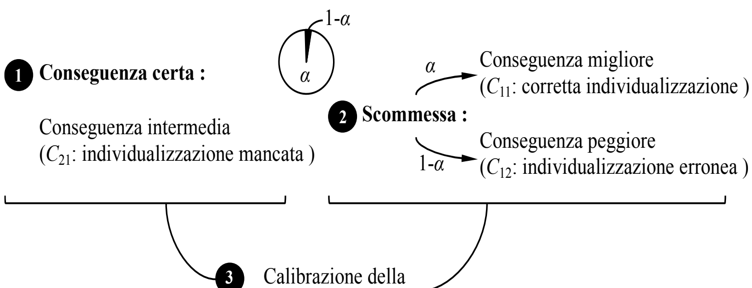
$$C_{21} \sim \alpha\, C_{11} + (1-\alpha) C_{12}\,. \qquad (3)$$

Quando la relazione (3) è soddisfatta, si può dimostrare che l'utilità di C_{21} può essere derivata, rifacendosi a [32], in termini di

$$U(C_{21}) = \alpha\, U(C_{11}) + (1-\alpha) U(C_{12}). \qquad (4)$$

In virtù del fatto che la conseguenza migliore ha utilità pari a uno e quella peggiore ha utilità pari a zero, ne segue immediatamente che $U(C_{21}) = \alpha$. Quindi, secondo questo schema di ragionamento, la misura numerica della desiderabilità della conseguenza intermedia C_{21} è uguale alla probabilità α con cui la conseguenza migliore (p. es. la corretta individualizzazione) si verifica, laddove, nell'ambito della scommessa immaginaria di cui sopra, 1–α è la probabilità con cui si verifica la conseguenza peggiore (cioè l'individualizzazione erronea).

Figura 1: Schematizzazione della procedura per l'assegnazione delle utilità soggettive, in tre passaggi: (1) fissare la conseguenza certa la cui utilità si deve assegnare; (2) immaginare una scommessa in cui la conseguenza migliore e quella peggiore si verificano con probabilità α e probabilità 1-α, rispettivamente; (3) calibrare la probabilità α in maniera tale da raggiungere la posizione di indifferenza tra la conseguenza certa e la scommessa immaginaria.



*3.2 Discussione dell'approccio basato sull'utilità**

La procedura appena presentata tiene in considerazione la probabilità di un'individualizzazione erronea (1–α). Si tratta di una probabilità soggettiva, la quale è parte integrante della procedura per assegnare il valore dell'utilità di C_{21}. È importante sottolineare come questa probabilità sia concettualmente differente dalla probabilità della proposizione che il sospetto sia all'origine della traccia, denotata $\Pr(\theta_1 \mid I)$ nella Sezione 2.2. Le due probabilità non vanno confuse.

Ora, una procedura che misuri la desiderabilità della mancata individualizzazione (cioè della conseguenza intermedia C_{21}) attraverso la probabilità della conseguenza migliore (corretta individualizzazione) e la probabilità dell'individualizzazione erronea potrebbe sollevare qualche perplessità. In particolare, si potrebbe argomentare che nessun valore associato a questa probabilità possa essere difendibile, e che pertanto l'unico valore accettabile dovrebbe essere α=1. Vale a dire, uno dovrebbe essere indifferente tra la conseguenza certa C_{21} e la scommessa immaginaria solo se quest'ultima *non* porta in alcuno modo ad un'individualizzazione erronea, una situazione in cui $(1-\alpha)=0$. Tuttavia, si osservi che cosa succederebbe se si assegnasse $\mathrm{U}(C_{21})=\alpha=1$. L'utilità attesa della decisione d_2, non individualizzare il sospetto, sarebbe uguale a uno (Formula (2)), indipendentemente dal valore assegnato a $\Pr(\theta_1 \mid I)$ e, quindi, essa sarebbe sempre maggiore dell'utilità attesa della decisione d_1, dato che $\mathrm{EU}(d_1)= \Pr(\theta_1 \mid I)$ (Formula (1)). Eppure, se è sempre vero che $\mathrm{EU}(d_2) \geq \mathrm{EU}(d_1)$, allora uno dovrebbe sempre decidere d_2, vale a dire non individualizzare mai. Tuttavia, coloro i quali prendono decisioni nel mondo reale talvolta decidono di individualizzare. Di conseguenza, l'utilità $\mathrm{U}(C_{21})$ che essi assegnano alla mancata individualizzazione deve essere minore di uno e così pure per la probabilità α che rende la scommessa immaginaria accettabile dal punto di vista di chi è chiamato a decidere. [10]

Presumibilmente, l'utilità $\mathrm{U}(C_{21})=\alpha$ assumerà un valore più vicino al valore massimo che al valore minimo sulla scala 0–1 dell'utilità. Questo deriva dal fatto che la probabilità $(1-\alpha)$ della conseguenza peggiore (l'individualizzazione erronea) nella scommessa immaginaria dovrebbe essere bassa. Chiaramente, la quantificazione di una soglia opportuna è una questione di opinione personale dell'agente chiamato a prendere la decisione. Questa conclusione, tuttavia, potrebbe sembrare insoddisfacente per l'analista, il quale si aspetta un'assegnazione esplicita di valori numerici che permetta di scegliere la decisione con la massima utilità attesa (Formula (1) e (2)). Per affrontare questa difficoltà, si può collegare $\mathrm{U}(C_{21})= \alpha$ alle credenze dell'agente circa le proposizioni θ_1 e θ_2. Per esempio, l'agente potrebbe domandarsi:

Dato il mio attuale stato conoscitivo circa la verità o meno di θ_1, quale dovrebbe essere l'utilità da assegnare alla mancata individualizzazione, $\mathrm{U}(C_{21})$, affinché l'individualizzazione (decisione d_1) possa essere giustificata secondo i canoni teorici della teoria delle decisioni (cioè, secondo il principio della massima utilità attesa)?

In modo più formale, l'agente che si trova a prendere la decisione deve interrogarsi su quali siano i valori di $\mathrm{U}(C_{ij})$ tali che $\mathrm{EU}(d_1) > \mathrm{EU}(d_2)$, e cioè

$$\mathrm{U}(C_{11})\Pr(\theta_1|I)+\mathrm{U}(C_{12})\Pr(\theta_2|I)>$$

$$\mathrm{U}(C_{21})\Pr(\theta_1|I)+\mathrm{U}(C_{22})\Pr(\theta_2|I). \qquad (5)$$

Riorganizzando i termini, si ottiene

$$\frac{\Pr(\theta_2|I)}{\Pr(\theta_1|I)} < \frac{\mathrm{U}(C_{11})-\mathrm{U}(C_{21})}{\mathrm{U}(C_{22})-\mathrm{U}(C_{12})} . (6)$$

Si noti che ogniqualvolta la funzione di utilità è su scala 0-1, i valori uno e zero vengono assegnati, rispettivamente, alle utilità associate alla conseguenza migliore e alla conseguenza peggiore (C_{11} e C_{12}) (Sezione 3.1) e, quindi, la formula (6) si semplifica come segue:

$$\frac{\Pr(\theta_2|I)}{\Pr(\theta_1|I)} < 1 - \mathrm{U}(C_{21})=1-\alpha . (7)$$

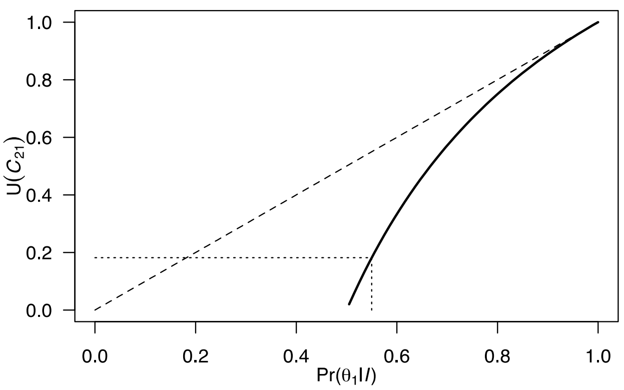
Questo risultato rivela due cose. Primo, se le quote contro θ_1 sono superiori a 1, vale a dire se $\Pr(\theta_2 \mid I) > \Pr(\theta_1 \mid I)$, allora la diseguaglianza non può essere soddisfatta poiché l'utilità $\mathrm{U}(C_{21})$ deve essere negativa e, quindi, al di fuori della scala 0-1 dell'utilità (cf. Fig. 2). Quindi, se la probabilità di θ_1 è inferiore a 0.5, la decisione d_1 non può essere quella ottimale. Questo rispecchia l'idea generale secondo la quale non si può decidere a favore di una proposizione che non abbia una probabilità elevata. Il secondo punto è che, affinché d_1 sia la decisione ottimale, l'utilità $\mathrm{U}(C_{21})$ non può eccedere il valore corrispondente a uno meno le quote contro θ_1. In altri termini, rielaborando la formula (7), si ottiene:

$$1-\frac{\Pr(\theta_2|I)}{\Pr(\theta_1|I)} > \mathrm{U}(C_{21}) . (8)$$

In linea di principio, sulla base di quanto appena detto, la decisione d_1 può essere considerata ottimale a partire da una probabilità anche solo leggermente superiore a 0.5. Questo però risulterebbe in un valore limite di $\mathrm{U}(C_{21})$ alquanto basso. Questo valore potrebbe essere in contrasto con l'assegnazione $\mathrm{U}(C_{21})=\alpha$ nella formula (4), che implica una probabilità pari a $(1-\alpha)$ per l'identificazione erronea. Per esempio, se la probabilità assegnata a $\Pr(\theta_1 \mid I)$ è solo 0.55, allora $\mathrm{U}(C_{21})$ deve essere minore di $1-(0.45/0.55) = 0.18$ affinché d_1 sia la decisione da preferire (si veda la linea tratteggiata nella Figura 2). Ora, data la formula (4), $\alpha = 0.18$ implica una probabilità di $1-0.18=0.82$ per l'identificazione erronea, il che è un valore molto alto. Quindi, al fine di prendere la decisione d_1, la probabilità di θ_1 deve essere non soltanto superiore a 0.5, come osservato nel paragrafo precedente, ma decisamente più elevata (cioè, con valore prossimo ad uno). In generale, a mano a mano che $\Pr(\theta_1 \mid I)$ si avvicina ad 1, lo stesso vale per il limite superiore $\mathrm{U}(C_{21})$. Questo dovrebbe eliminare possibili conflitti con l'ordine delle preferenze espresso nella formula (4). Queste considerazioni sembrano essere interamente ragionevoli.

Una conclusione fondamentale che risulta da quanto detto sopra è che ogni decisione di individualizzare (d_1), presa in una condizione epistemica tale che $\Pr(\theta_1 \mid I) > 0.5$, può essere ricostruita nei termini di un valore di utilità α, minore di uno, assegnato alla conseguenza intermedia di 'mancata individualizzazione', la quale a sua volta è collegata a una probabilità di individualizzazione erronea $(1-\alpha)$ maggiore di zero.

Figura 2: Rappresentazione del valore massimo che l'utilità di una individualizzazione mancata, $\mathrm{U}(C_{21})$, può assumere (linea in grassetto), quale funzione della probabilità che il sospetto sia all'origine della traccia ($\Pr(\theta_1 \mid I)$), affinché la decisione di individualizzare (d_1) sia la decisione da preferire. Questo valore massimo è dato da 1 meno le quote a favore di θ_2 (formula (8)) ed è strettamente minore di $\Pr(\theta_1 \mid I)$ (linea spezzata). La linea tratteggiata esemplifica la situazione in cui $\Pr(\theta_1 \mid I)=0.55$ come discusso nel testo.



3.3 *L'approccio basato sulle perdite*

La scelta della scala della funzione di utilità presa in considerazione nelle Sezioni 3.1 e 3.2 è concettualmente sottile e intricata. Per esempio, al fine di scegliere la decisione con la massima utilità attesa, è necessario considerare la probabilità dell'individualizzazione erronea (1–α). Tuttavia, questo valore *non* corrisponde alla probabilità che la decisione di individualizzare (d_1) nel caso in questione sia erronea. Chiaramente, quest'ultima è data dalla probabilità $\Pr(\theta_2 \mid I)$ che la traccia non abbia origine dal sospetto. Data l'incertezza relativa allo stato di natura, si noti che al fine di individualizzare (decisione d_1), la probabilità di una identificazione erronea (1-α), come visto nella procedura per l'assegnazione delle utilità (Fig. 1), deve in effetti essere maggiore di $\Pr(\theta_2 \mid I)$. Si tratta di elementi distintivi di non facile comprensione.

Un metodo alternativo per costruire la matrice delle decisioni consiste nel valutare le conseguenze C_{ij} in termini di perdite, denotate $L(C_{ij})$ nella Tabella 2 (dal termine anglosassone Losses). Secondo questo approccio, alle conseguenze migliori — l'individualizzazione corretta (C_{11}) e la corretta esclusione (C_{22}) — viene assegnato valore zero. Nessuna perdita è loro ascritta perché non rappresentano conseguenze indesiderabili. A loro volta, alle conseguenze C_{12} (individualizzazione erronea) e C_{21} (mancata individualizzazione) sono assegnati valori diversi da zero. Per il momento, lasciamo da parte le specifiche assegnazioni numeriche e concentriamoci invece solo sugli aspetti generali. Il vantaggio dell'approccio basato sulle perdite è, di fatto, che non è necessario arrivare ad assegnazioni numeriche specifiche per capire il processo di individualizzazione forense da un punto di vista analitico-decisionale.

Per prima cosa, dobbiamo riscrivere le formule (1) e (2) in termini di perdite e non più di utilità. Questo ci permette di arrivare alla nozione di perdita attesa EL (dal termine anglosassone Expected Loss) relativa alle decisioni d_1 e d_2, rispettivamente:

$$\mathrm{EL}(d_1) = \mathrm{L}(C_{11})\Pr(\theta_1|I) + \mathrm{L}(C_{12})\Pr(\theta_2|I). \quad (9)$$

$$\mathrm{EL}(d_2) = \mathrm{L}(C_{21})\Pr(\theta_1|I) + \mathrm{L}(C_{22})\Pr(\theta_2|I). \quad (10)$$

Il criterio decisionale consiste nell'optare per la scelta che *minimizza* la perdita attesa. Per esempio, la decisione di individualizzare (d_1) è quella da preferire ammesso che la relativa perdita attesa sia inferiore a quella associata alla decisione di non individualizzare (d_2), vale a dire se $\mathrm{EL}(d_1) < \mathrm{EL}(d_2)$. Per capire quali siano le condizioni che soddisfano questa diseguaglianza, bisogna rifarsi ai valori di $\mathrm{L}(C_{12})$ e $\mathrm{L}(C_{21})$. Ci possiamo concentrare su questi e tralasciare gli altri, $\mathrm{L}(C_{11})$ e $\mathrm{L}(C_{22})$, che hanno valore zero. Dunque, riscrivendo la disuguaglianza $\mathrm{EL}(d_1) < \mathrm{EL}(d_2)$ ed eliminando i termini che hanno valore zero, cioè $\mathrm{L}(C_{11})$ e $\mathrm{L}(C_{22})$, si ottiene la seguente espressione:

$$\mathrm{L}(C_{12})\Pr(\theta_2|I) < L(C_{21})\Pr(\theta_1|I),$$

vale a dire

$$\frac{\Pr(\theta_1|I)}{\Pr(\theta_2|I)} < \frac{\mathrm{L}(C_{12})}{\mathrm{L}(C_{21})}. \quad (11)$$

Dalla formula (11) risulta che la decisione di individualizzare (d_1) è da preferire se e solo se le quote a favore di θ_1 (la proposizione secondo cui la traccia proviene dal sospetto) sono superiori al rapporto tra le perdite $\mathrm{L}(C_{12})$ e $\mathrm{L}(C_{21})$ associate, rispettivamente, ad una individualizzazione erronea e ad una mancata individualizzazione.

Tabella 2: Riformulazione della Tabella 1 in termini di perdite $\mathrm{L}(C_{ij})$, dove i, j = {1, 2} sono associati a conseguenze C_{ij} conseguenti alle decisioni d_i quando si verifica uno dei possibili stati di natura θ_j.

	Stato di natura: il sospetto…	…è all'origine della traccia (θ_1)	…non è all'origine della traccia (θ_2)
Decisioni	individualizzare (d_1)	$\mathrm{L}(C_{11})$	$\mathrm{L}(C_{12})$
	non individualizzare (d_2)	$\mathrm{L}(C_{21})$	$\mathrm{L}(C_{22})$

3.4 *Discussione dell'approccio basato sulle perdite**

È opportuno rilevare che, quando si tratta di scegliere tra due teorie o modelli alternativi, la formula (11) è un risultato ben noto della teoria delle decisioni [p. es. 29].[11] Per esempio, se si ritiene che le decisioni erronee (quelle, cioè, che portano alle conseguenze C_{12} e C_{21}) comportano lo stesso livello di indesiderabilità, allora la regola bayesiana suggerisce di individualizzare (d_1) se e solo se θ_1 è considerato più probabile di θ_2. Questo procedimento viene talvolta esemplificato in riferimento ai processi in sede civile nei quali, ammesso che le eventuali decisioni erronee a scapito dell'una o dell'altra parte siano considerate ugualmente indesiderabili, si decide a favore della parte la cui versione dei fatti ha una probabilità superiore a 0.5, cosicché la probabilità della versione dei fatti della parte avversa avrà una probabilità inferiore a 0.5 [p. es. 35].

Il confronto sottinteso nella formula (11) è di natura essenzialmente qualitativa e si riduce ad un solo fattore — lo si chiami x per semplicità — il quale esprime il valore di un tipo di perdita in termini relativi rispetto al valore dell'altro tipo di perdita. Si assuma, per esempio, che l'identificazione erronea (C_{12}) sia peggiore dell'individualizzazione mancata (C_{21}). Questo si traduce nella disuguaglianza $L(C_{12}) > L(C_{21})$, così da poter definire

$$L(C_{12}) = xL(C_{21}), \text{ per } x > 0. \quad (12)$$

L'elemento cardine nella formula (12) è proprio il fattore x. Dato un qualsiasi valore di x, usando la scala 0-1, si può fissare il valore di $L(C_{12})$ — la perdita associata alla conseguenza peggiore — e poi dividerlo per x così da ottenere il valore di $L(C_{21})$, oppure si può inizialmente fissare il valore di $L(C_{21})$ e poi ottenere quello di $L(C_{12})$ moltiplicando per x. La conclusione pratica, quindi, è che coloro i quali si trovano a prendere una decisione devono solamente specificare *quanto peggiore* ritengano sia l'identificazione erronea rispetto all'individualizzazione mancata.

Esempio. Supponiamo che chi prende la decisione ritenga che l'individualizzazione erronea (C_{12}) sia cinquanta[12] volte peggiore dell'individualizzazione mancata (C_{21}). Il valore di x, nella formula (12), sarà quindi pari a 50. Data questa premessa, al fine di giustificare la decisione di individualizzare, la formula (11) richiede che il decisore abbia delle quote a favore di θ_1 (il sospetto è all'origine della traccia) pari ad almeno 50, che corrisponde ad una probabilità di $\Pr(\theta_1 \mid I)$ approssimativamente pari a 0.98.

Esempio. Supponiamo che, dal punto di vista di chi prende la decisione, le quote a favore di θ_1 (il sospetto è all'origine della traccia) contro θ_2 (un soggetto ignoto è all'origine della traccia) siano pari a 1000. Questo significa che la probabilità $\Pr(\theta_1 \mid I)$ deve essere pari a 0.999. Date queste premesse circa la probabilità di θ_1 e θ_2, ne segue che il criterio espresso attraverso la formula (11) permette a chi prende la decisione di individualizzare (decisione d_1) se e solo se la perdita $L(C_{12})$ indotta da una individualizzazione erronea è *inferiore* a mille volte la perdita o danno $L(C_{21})$ che seguirebbe da una eventuale individualizzazione mancata.

Si noti che il fattore x viene talvolta interpretato nei termini dell'adagio di Blackstone secondo il quale 'dieci colpevoli in libertà sono da preferire alle sofferenze di un solo innocente in carcere' [36, p. 352]. Tuttavia, come Kaye ha fatto notare [35], l'adagio si riferisce più propriamente al tasso di errore e non tanto al rapporto delle perdite in un dato caso, che è invece quanto espresso dalla parte a destra dell'uguale nella formula (11).

Ora, sebbene l'interpretazione delle perdite nella formula (12) sia intuitivamente chiara, è importante fare il punto circa la relazione tra perdite e utilità così da garantire la coerenza dell'ordine delle preferenze dell'agente che si trova a decidere. Il modo tradizionale per ricostruire la funzione di perdita in questo contesto consiste nel considerare, per ciascuno stato di natura (vale a dire, le colonne nella Tabella 1), la differenza tra l'utilità della conseguenza migliore, dato lo stato di natura in questione, e l'utilità della conseguenza considerata. Il valore di perdita da assegnare ad una data conseguenza, quindi, esprime la penale associata al fatto di non prendere la decisione migliore dato lo stato di natura in questione. Più precisamente, la perdita associata ad una data conseguenza C_{ij} può essere scritta come $L(C_{ij}) = \max\{U(C_{\{.\}j})\} - U(C_{ij})$. La Tabella 3 mostra come derivare i valori delle perdite a partire dalle utilità assegnate nella Sezione 3.1. Dato uno stato di natura θ_j, per prima cosa si identifica il valore massimo dell'utilità (p. es. 1 dato θ_1). Fatto questo, si sottrae, per ciascuna conseguenza, l'utilità $U(C_{ij})$ della conseguenza in questione. Questo procedimento trasformerà l'utilità con valore uno assegnato alla conseguenza migliore in perdite con valore zero, esprimendo l'idea che prendere la decisione migliore non porta a nessuna perdita. Si noti che la funzione di perdita che ne risulta rispecchia la funzione di utilità nel senso che assume valori tra 0 e 1. È altresì importante far notare come l'utilità della conseguenza intermedia C_{21} (mancata individualizzazione), corrispondente alla probabilità α (Figura 1), diventi la perdita $(1-\alpha)$, che corrisponde alla probabilità di una individualizzazione erronea data la procedura per assegnare le utilità descritta nella Sezione 3.1.

Una volta stabilita la struttura delle perdite, è possibile porsi una domanda simile a quella vista nella Sezione 3.2:

Affinché la decisione di individualizzare (d_1) sia giustificata secondo i canoni della teoria delle decisioni (cioè, secondo il principio della massima utilità attesa) e data una certa assegnazione di probabilità circa la verità o meno di θ_1, quali sono i limiti logici da imporre ai valori delle perdite conseguenti alla mancata individualizzazione, $L(C_{21})$?

Considerati i valori assegnati alle perdite nella Tabella 3, si può riscrivere la formula (11) come segue:

$$\frac{\Pr(\theta_1|I)}{\Pr(\theta_2|I)} > 1/(1-\alpha)$$

da cui segue che:

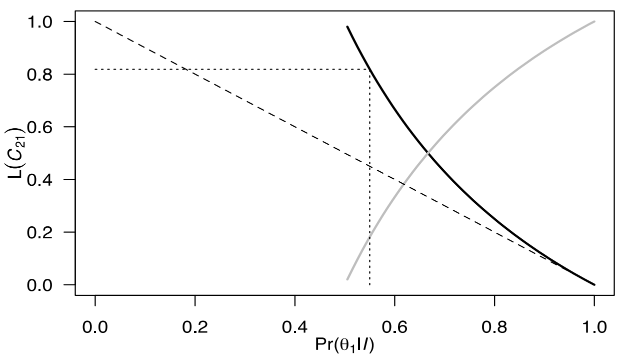
$$\frac{\Pr(\theta_2|I)}{\Pr(\theta_1|I)} < (1-\alpha)\ . \quad (13)$$

Ne consegue che la decisione di individualizzare (d_1) risulta preferibile se la probabilità di una individualizzazione erronea $(1-\alpha)$ è *superiore* alle quote contro θ_1. La Figura 3 fornisce una rappresentazione grafica di questa condizione ed illustra come $(1-\alpha)$ debba rimanere strettamente maggiore della probabilità $\Pr(\theta_2 \mid I)$. La stessa figura esemplifica uno scenario in cui la probabilità di θ_1 è relativamente bassa, nello specifico pari a 0.55. In questo scenario, la probabilità dell'individualizzazione erronea $(1-\alpha)$ (data la scommessa definita nella Figura 1) deve essere pari ad almeno 0.45/0.55=0.82 (linea tratteggiata) affinché la decisione ottimale, secondo il principio della minima perdita attesa, sia quella di individualizzare (d_1). Si noti, inoltre, come un valore così elevato di $(1-\alpha)$, implichi una probabilità α contenuta, e così pure per l'utilità associata alla mancata individualizzazione. Evidentemente, come abbiamo già fatto notare nella Sezione 3.2, sarebbe più consono avere una probabilità contenuta $(1-\alpha)$ per l'identificazione erronea, il che renderebbe preferibile la decisione di individualizzare (d_1) soltanto quando la probabilità $\Pr(\theta_1 \mid I)$ è prossima ad 1. Considerato tutto ciò, possiamo concludere che il modello teorico qui presentato riflette un punto di vista intuitivamente accettabile.

Tabella 3: Matrice delle decisioni con utilità e perdite relative alle decisioni d_1 e d_2 dati gli stati di natura θ_1 (il sospetto è effettivamente all'origine della traccia trovata sulla scena del crimine) e θ_2 (un soggetto ignoto è all'origine della traccia). Le utilità sono assegnate secondo la procedura discussa nella Sezione 3.1, dove α si riferisce alla probabilità che si verifichi la conseguenza migliore (si veda anche la Figura 1).

	Stato di natura: il sospetto…	…è all'origine della traccia (θ_1)	…non è all'origine della traccia (θ_2)	…è all'origine della traccia (θ_1)	…non è all'origine della traccia (θ_2)
		Utilità		Perdite	
Decisioni	individualizzare (d_1)	1	0	0	1
	non individualizzare (d_2)	α	1	1–α	0

Figura 3: Rappresentazione del valore minimo che la perdita associata alla mancata individualizzazione, L(C_{21}), deve avere (linea nera in grassetto), quale funzione della probabilità che la potenziale origine della la traccia sia quella effettiva (Pr(θ_1 | *I*)), affinché la decisione di individualizzare (d_1) sia quella da preferire. Tale valore minimo è dato dalle quote contro θ_1 (formula (13)) ed è maggiore della probabilità Pr(θ_2 | *I*) (linea spezzata). Per facilitare il confronto, la linea grigia rappresenta il valore massimo che l'utilità della mancata individualizzazione (U(C_{21})) può assumere secondo quanto illustrato nella Figura 2. La linea tratteggiata esemplifica il caso in cui Pr(θ_1 | *I*)=0.55 come discusso nel testo.



4. Discussione e conclusione

4.1. La legge sulla leva di Archimede e l'individualizzazione bayesiana

Nella Sezione 3 abbiamo illustrato come la *decisione di individualizzare* si fondi, in sostanza, sul confronto, da una parte, tra le quote a favore della proposizione che il sospetto sia all'origine della traccia (θ_1) contro la proposizione che un soggetto ignoto ne sia all'origine (θ_2), e dall'altra, il rapporto tra le perdite relative a decisioni erronee, cioè il rapporto tra la perdita associata ad una individualizzazione erronea (L(C_{12})) e la perdita associata ad una mancata individualizzazione (L(C_{21})). Quando il primo rapporto supera il secondo, il criterio decisionale bayesiano suggerisce di individualizzare (decisione d_1).

Per capire meglio questo risultato formale, è opportuno chiarire la logica dell'approccio decisionale bayesiano con un esempio. A questo scopo facciamo riferimento, in particolare, alla legge di Archimede sulla leva visualizzata nelle Figure 4(i) e 4(ii). In breve, questa legge asserisce che '(…) le grandezze (…) saranno in posizione di equilibrio a distanze reciprocamente proporzionali alle grandezze' [4, p. 305]. In altri termini, due grandezze uguali A e B sono in equilibrio se le loro distanze R e S dal fulcro di rotazione della leva sono anch'esse uguali (si veda la Figura 4(i)). Se la grandezza B fosse maggiore della grandezza A, allora la distanza R dovrebbe aumentare al fine di mantenere la posizione di equilibrio. Come mostrato nella Figura 4(ii), se la grandezza B è due volte la grandezza A, allora la posizione di equilibrio può essere mantenuta a patto che la distanza R sia anch'essa due volte la distanza S. Più in generale, A x R = B x S, da cui segue che

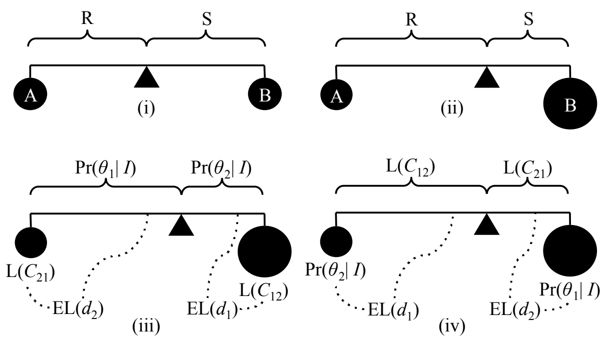
$$\frac{\mathrm{A}}{\mathrm{B}} = \frac{\mathrm{S}}{\mathrm{R}} \text{ , (14)}$$

vale a dire il rapporto tra le grandezze A e B è uguale al reciproco del rapporto delle loro distanze R e S.

È facile rendersi conto di come la formula (14) abbia la stessa struttura formale della formula (11) che esprime la regola di decisione bayesiana. Le grandezze possono essere interpretate come perdite risultanti dal verificarsi di conseguenze negative e le distanze R e S come le probabilità delle proposizioni relativamente alle quali una decisione deve essere presa. Questo è visualizzato nella Figura 4(iii). Evidentemente, se la perdita associata all'individualizzazione erronea (L(C_{12})) moltiplicata per la probabilità che il sospetto non sia all'origine della traccia, Pr(θ_2 | *I*), è minore della perdita associata alla mancata individualizzazione moltiplicata per la probabilità che il sospetto sia effettivamente all'origine della traccia, Pr(θ_1 | *I*), allora la leva si inclinerà verso sinistra. Questo consente di evidenziare come la perdita attesa associata alla decisione di non individualizzare (d_2) sia maggiore della perdita attesa associata alla decisione di individualizzare (d_1). La decisione da prendere è dunque d_1 poiché essa comporta una perdita attesa inferiore. In modo analogo, è possibile interpretare le grandezze come le probabilità delle proposizioni θ_1 e θ_2, e le loro distanze dal fulcro di rotazione come le perdite derivanti da decisioni erronee, come illustrato nella Figura 4(iv). Da questo punto di vista è chiaro che quando le due perdite L(C_{12}) e L(C_{21}) sono uguali, la posizione di equilibrio ha bisogno di due grandezze — cioè le due probabilità Pr(θ_1 | *I*) e Pr(θ_2 | *I*) — di uguale entità, perché se così non fosse la leva di sbilancerebbe da un lato o dall'altro, in funzione del preponderare dell'una o dell'altra probabilità. Questo fornisce un'illustrazione precisa di quanto detto all'inizio della Sezione 3.4 a proposito del processo civile nel quale le decisioni sono prese sulla base della preponderanza delle prove.

La legge di Archimede sulla leva fornisce una generalizzazione dell'idea della "bilancia della giustizia". In modo particolare, essa consente di illustrare come, sebbene la grandezza Pr(θ_1 | *I*) — la probabilità che il sospetto sia effettivamente all'origine della traccia — possa essere maggiore della probabilità della proposizione alternativa, θ_2, una perdita sufficientemente grande associata alla conseguenza C_{12} — l'individualizzazione erronea — può far sbilanciare la leva verso sinistra. Date queste premesse, la perdita attesa associata alla decisione d_1 sarebbe sempre maggiore della perdita attesa associata alla decisione d_2 (non individualizzare), rendendo così, secondo il criterio decisionale bayesiano, la decisione d_2 preferibile alla decisione d_1. Detto in altri termini, sebbene vi possa essere una preponderanza delle probabilità a favore della proposizione secondo cui il sospetto è all'origine della traccia, cioè $\Pr(\theta_1 \mid I) > \Pr(\theta_2 \mid I)$, la decisione di individualizzare non è necessariamente ottimale qualora sia ragionevole assumere che la perdita associata all'identificazione erronea $L(C_{12})$ sia sufficientemente grande rispetto alla perdita associata alla mancata individualizzazione $L(C_{21})$, e quindi in grado di far inclinare la leva verso sinistra nella Figura 4(iv), rendendo così la perdita attesa associata a d_1 più grande rispetto alla perdita attesa associata a d_2.[13]

Figura 4: (i e ii) Illustrazione della legge di Archimede sulla leva per due grandezze A e B a distanza R e S dal fulcro di rotazione della leva. (iii e iv) Interpretazione della legge di Archimede sulla leva in termini di probabilità per le proposizioni θ_1 e θ_2 e le perdite L associate a decisioni erronee in uno scenario di individualizzazione, come definite dal criterio decisionale bayesiano illustrato nella formula (11).



*4.2. Rapporti di verosimiglianza nel contesto decisionale**

Vale la pena osservare, e così facendo illustrare, come la teoria bayesiana della decisione non sia incompatibile con l'approccio basato sul rapporto di verosimiglianza utilizzato per la valutazione dell'evidenza nell'ambito forense. Si consideri di nuovo la formula (11). Le quote a posteriori a favore di θ_1 possono essere ottenute come prodotto tra le quote a priori e il rapporto di verosimiglianza, dove E rappresenta il risultato delle analisi comparative:

$$\frac{\Pr(\theta_1|I,E)}{\Pr(\theta_2|I,E)} = \frac{\Pr(\theta_1|I)}{\Pr(\theta_2|I)} \times \frac{\Pr(E|\theta_1,I)}{\Pr(E|\theta_2,I)} > \frac{L(C_{12})}{L(C_{21})} \;. (15)$$

La formula (15) descrive la condizione che si deve verificare affinché la decisione di individualizzare (d_1) sia preferibile alla decisione di non individualizzare (d_2), vale a dire quando il prodotto a sinistra supera il rapporto tra le perdite a destra. Il criterio decisionale bayesiano può essere riformulato nel modo seguente ponendo enfasi sul rapporto di verosimiglianza:

La decisione di individualizzare (d_1) è ottimale se il prodotto del rapporto di verosimiglianza e delle quote a priori è maggiore del rapporto tra la perdita associata all'individualizzazione erronea e la perdita associata alla mancata individualizzazione (cioè le perdite associate al verificarsi di conseguenze avverse).

Al fine di facilitare i calcoli è talvolta opportuno fare ricorso ai logaritmi che permettono di sommare i termini [p. es., 37]. Applicando la trasformazione logaritmica alla formula (15), si ottiene:

$$\log\left[\frac{\Pr(\theta_1|I)}{\Pr(\theta_2|I)}\right] + \log\left[\frac{\Pr(E|\theta_1,I)}{\Pr(E|\theta_2,I)}\right] > \log\left[\frac{L(C_{12})}{L(C_{21})}\right] . (16)$$

Risistemando i termini in modo da isolare il rapporto di verosimiglianza, si ottiene:

$$\log\left[\frac{\Pr(E|\theta_1,I)}{\Pr(E|\theta_2,I)}\right] > \log\left[\frac{L(C_{12})}{L(C_{21})}\right] + \log\left[\frac{\Pr(\theta_2|I)}{\Pr(\theta_1|I)}\right] . (17)$$

Il logaritmo del rapporto di verosimiglianza è comunemente interpretato come il peso dell'evidenza, un'idea attribuita a Good [37]. Nel contesto dell'approccio decisionale bayesiano, questo conduce alla seguente condizione:

L'individualizzazione (d_1) è la decisione da preferire se e solo se il peso dell'evidenza è maggiore della somma del logaritmo delle quote a priori contro la proposizione θ_1 e del logaritmo del rapporto tra la perdita associata all'individualizzazione erronea e la perdita associata all'individualizzazione mancata (cioè, il rapporto delle perdite risultanti del verificarsi di conseguenze avverse).

Dato un certo valore assegnato al rapporto tra le perdite, la Tabella 4 mostra alcuni esempi di combinazioni di quote a priori e valori di soglia che il rapporto di verosimiglianza deve superare al fine di rendere la decisione di individualizzare ottimale secondo l'approccio decisionale bayesiano (formula (16)).

Tabella 4: Esempi di valori minimi del rapporto di verosimiglianza (o *likelihood ratio*, abbreviato LR) affinché la decisione di individualizzare (d_1) sia preferibile alla decisione di non individualizzare (d_2) date diverse combinazioni di quote a priori (PO, dal termine anglosassone *Prior Odds*) e di rapporti tra le perdite (RL, dal termine anglosassone *Relative Losses*), come definiti nella formula (17). I valori nella colonna dalla quarta alla sesta sono i logaritmi (in base 10) dei valori nelle prime tre colonne.

PO= $\Pr(\theta_1 \mid I)$/ $\Pr(\theta_2 \mid I)$	LR	RL	log(PO)	log(LR)	log(RL)
1/10=0.1	100	10	-1	2	1
1/10=0.1	1000	100	-1	3	2
1/1000=0.001	10^5	100	-3	5	2
1/1000=0.001	10^6	1000	-3	6	3

5. Conclusione

I tre elementi principali della teoria bayesiana della decisione, cioè le proposizioni e le probabilità a loro associate, le decisioni e le preferenze tra le conseguenze, forniscono un quadro teorico rigoroso con il quale si può analizzare il problema dell'individualizzazione nel contesto forense. In modo particolare, come Stoney [38] ha fatto notare, questi tre elementi ci fanno capire come la prassi tradizionale dell'individualizzazione in ambito forense si sia posta un compito che va al di là di ciò che è fattibile su base scientifica:

Per più di cento anni i tribunali e la gente comune sono stati convinti, con la compiacenza degli esperti, che le testimonianze esperte sulle tracce digitali costituivano non prove fallibili, ma prove matematicamente certe, lasciando così da parte le probabilità e le utilità in gioco. Questo ha creato un onere eccessivo a carico degli esperti d'impronte digitali i quali si sono trovati a dover offrire, sulla base della scienza, qualcosa che la scienza non può offrire. Quale conseguenza inevitabile di tutto ciò, le pratiche periziali degli esperti d'impronte digitali divennero prive di base scientifica [38, p.400].

Le valutazioni di preferenza tra le conseguenze, quindi, giocano un ruolo fondamentale nel problema decisionale. Tuttavia, la natura di queste espressioni di preferenza, la loro assegnazione e collocazione all'interno del problema dell'individualizzazione — rimane argomento di accesa discussione (si veda anche la Sezione 1). Le difficoltà alle quali si fa riferimento nel rispondere a queste domande sembrano costituire l'ostacolo maggiore per un più vasto apprezzamento della prospettiva decisionale bayesiana.

In questo articolo, l'assegnazione dei valori nella matrice delle decisioni è stato affrontato in due modi, facendo riferimento alle utilità o alle perdite. Si è osservato come le proprietà matematiche della funzione di utilità (o di perdita) possano agevolare il compito di definire una scala delle utilità (o delle perdite), riducendo il numero di assegnazioni numeriche che l'analista deve effettuare. Nell'ambito del problema dell'individualizzazione, infatti, le assegnazioni numeriche da affrontare sono state ridotte ad una soltanto, cioè il valore associato alla mancata individualizzazione (partendo da una matrice decisionale 2x2 delle decisioni possibili e da una funzione di utilità (o di perdita) su scala 0–1). Il valore associato alla mancata individualizzazione può essere assegnato separatamente o in modo comparativo alla luce del valore assegnato all'individualizzazione erronea. Da un punto di vista più generale, la decisone di individualizzare può essere concepita come il risultato del confronto tra i gradi di credenza nelle due proposizioni alternative (cioè, il sospetto oppure un ignoto è all'origine della traccia) considerando altresì le perdite risultanti dal verificarsi delle possibili conseguenze avverse (si veda, a questo proposito, la formula (11)). Questi ultimi elementi costituiscono ciò che gli analisti già tengono in considerazione a livello intuitivo, e l'approccio decisionale bayesiano fornisce il supporto formale per renderli espliciti. Inoltre, il consolidato strumento per la valutazione dell'evidenza nella applicazioni forensi, cioè il rapporto di verosimiglianza, ha un ruolo definito chiaramente nel quadro teorico qui descritto: come mostrato nelle formule (15)—(17), il rapporto di verosimiglianza deve essere messo in relazione con le quote a priori e con le perdite risultanti dal verificarsi di conseguenze avverse.

Le considerazioni di cui sopra non forniscono — e non intendono fornire — regole rigide che gli attori del processo decisionale sono tenuti a seguire. Non si vuole nemmeno suggerire che la responsabilità del decisore possa essere interamente delegata a una teoria formale. Il quadro concettuale appena presentato vuole fornire strumenti analitici e teorici che possano essere d'aiuto agli attori del processo decisionale al fine di contemplare tutti i fattori che possano avere un impatto del processo di decisione. Se, tuttavia, se si accetta il precetto secondo il quale "la funzione di utilità approriata è quella della Corte" [39, p. 141], allora il contesto decisionale qui discusso fornisce un quadro metodologico rigoroso di come le utilità possano essere considerate, e da quali partecipanti nei processi giudiziari.

La decisionalizzazione dell'individualizzazione potrebbe non essere nulla di nuovo nel senso che, da sempre, i periti forensi hanno preso *decisioni* su quali conclusioni trarre, il che non è altro che una *descrizione* dell'operato dei periti, anche stando alle recenti dichiarazioni delle associazioni professionali [1]. D'altra parte, come argomentato da Stoney nella citazione di cui sopra [38], la pratica periziale si discosta dal metodo scientifico e va al di là delle linee guida attuali [e.g. 13]. La teoria bayesiana della decisione ci permette di tracciare distinzioni precise tra valore probatorio e decisione ed esprimerle in maniera formale, fornendo così una prospettiva *normativa*. Questo dovrebbe essere d'interesse alle associazioni professionali e ai periti stessi. Basare le loro considerazioni su precetti normativi può rinsaldare la credibilità delle pratiche periziali correnti, così da favorire una proficua discussione circa il ruolo degli esperti e ripensare il ruolo delle testimonianze esperte nel contesto forense. Questo risponde alle esigenze attuali e aiuta a sedare le critiche secondo cui i cambiamenti in atto nelle scienze forensi sono meri cambi di etichetta, piuttosto che cambi della pratica effettiva.

Ringraziamenti

Gli autori ringraziano un reviewer anonimo per i commenti che hanno contribuito a migliorare questo articolo. Il presente progetto di ricerca è stato condotto con il supporto del Fondo nazionale svizzero per la ricerca scientifica, borsa n. BSSG10_155809, e dell'Università di Losanna.

Bibliografia

[1] S.A. Cole, Individualization is dead, long live individualization! Reforms of reporting practices for fingerprint analysis in the United States, Law Prob. Risk 13 (2014) 117–150.
[2] G. Parmigiani, L. Inoue, Decision Theory: Principles and Approaches, John Wiley & Sons, Chichester, 2009.
[3] T.G. Chondros, Archimedes' influence in science and engineering, in: S.A. Paipetis, M. Ceccarelli (Eds.), The Genius of Archimedes – 23 Centuries of Influence on Mathematics, Science and Engineering, History of Mechanism and Machine Science, vol. 11, Springer, Dordrecht, 2010, pp. 411–425.
[4] E.J. Dijksterhuis, C. Dikshoorn, W.R. Knorr, Archimedes, Princeton University Press, Princeton, NJ, 1987.
[5] C. Champod, Identification/individualisation, overview and meaning of ID, in: J.H. Siegel, P.J. Saukko, G.C. Knupfer (Eds.), Encyclopedia of Forensic Science, Academic Press, San Diego, 2000, pp. 1077–1084.
[6] S.A. Cole, Forensics without uniqueness, conclusions without individualization: The new epistemology of forensic identification, Law Prob. Risk 8 (2009) 233–255.
[7] D.H. Kaye, Beyond uniqueness: the birthday paradox, source attribution and individualization in forensic science testimony, Law Prob. Risk 12 (2013) 3–11.

[8] National Research Council, Strengthening Forensic Science in the United States: A Path Forward, National Academy Press, Washington, DC, 2009.
[9] C. Champod, Fingerprint identification: advances since the 2009 NAS report, Phil. Trans. R. Soc. B Biol. Sci. 370 (2015) 1–10, http://dx.doi.org/10.1098/ rstb.2014.0259, 20140259.
[10] B. Robertson, G.A. Vignaux, Interpreting Evidence. Evaluating Forensic Science in the Courtroom, John Wiley & Sons, Chichester, 1995.
[11] C.G.G. Aitken, F. Taroni, Statistics and the Evaluation of Evidence for Forensic Scientists, 2nd edition, John Wiley & Sons, Chichester, 2004.
[12] C.G.G. Aitken, P. Roberts, G. Jackson, Fundamentals of Probability and Statistical Evidence in Criminal Proceedings (Practitioner Guide No. 1), Guidance for Judges, Lawyers, Forensic Scientists and Expert Witnesses, Royal Statistical Society's Working Group on Statistics and the Law, 2010.
[13] ENFSI, ENFSI Guideline for Evaluative Reporting in Forensic Science, Strengthening the Evaluation of Forensic Results Across Europe (STEOFRAE), Dublin, 2015.
[14] C. Neumann, I.W. Evett, J. Skerrett, Quantifying the weight of evidence from a fingerprint comparison: a new paradigm, J. R. Stat. Soc. Ser. A 175 (2012) 371–416.
[15] D.J. Balding, Weight-of-Evidence for Forensic DNA Profiles, John Wiley & Sons, Hoboken, NJ, 2005.
[16] S. Bozza, F. Taroni, R. Marquis, M. Schmittbuhl, Probabilistic evaluation of handwriting evidence: likelihood ratio for authorship, J. R. Stat. Soc. Ser. C Appl. Stat. 57 (2008) 329–341.
[17] A. Biedermann, S. Bozza, F. Taroni, Decision theoretic properties of forensic identification: underlying logic and argumentative implications, Forensic Sci. Int. 177 (2008) 120–132.
[18] A. Biedermann, P. Garbolino, F. Taroni, The subjectivist interpretation of probability and the problem of individualisation in forensic science, Sci. Just. 53 (2013) 192–200.
[19] F. Taroni, S. Bozza, A. Biedermann, G. Garbolino, C.G.G. Aitken, Data Analysis in Forensic Science: A Bayesian Decision Perspective. Statistics in Practice, John Wiley & Sons, Chichester, 2010.
[20] D.V. Lindley, Probability, in: C.G.G. Aitken, D.A. Stoney (Eds.), The Use of Statistics in Forensic Science, Ellis Horwood, New York, 1991, pp. 27–50.
[21] F. Taroni, C.G.G. Aitken, P. Garbolino, De F inetti's subjectivism, the assessment of probabilities and the evaluation of evidence: a commentary for forensic scientists, Sci. Just. 41 (2001) 145–150.
[22] F. Taroni, S. Bozza, C.G.G. Aitken, Decision analysis in forensic science, J. Forensic Sci. 50 (2005) 894–905.
[23] F. Taroni, A. Biedermann, S. Bozza, G. Garbolino, C.G.G. Aitken, Bayesian Networks for Probabilistic Inference and Decision Analysis in Forensic Science. Statistics in Practice, 2nd ed., John Wiley & Sons, Chichester, 2014.
[24] A. Biedermann, F. Taroni, C. Aitken, Liberties and constraints of the normative approach to evaluation and decision in forensic science: a discussion towards overcoming some common misconceptions, Law Prob. Risk 13 (2014) 181–191.
[25] S. Gittelson, S. Bozza, A. Biedermann, F. Taroni, Decision-theoretic reflections on processing a fingermark, Forensic Sci. Int. 226 (2013) e42–e47.
[26] D. Lindley, Making Decisions, 2nd ed., John Wiley & Sons, Chichester, 1985.
[27] F.P. Ramsey, Truth and probability, in: D.H. Mellor (Ed.), Philosophical Papers, Cambridge University Press, Cambridge, 1990/1926, pp. 52–109.
[28] J. von Neumann, O. Morgenstern, Theory of Games and Economic Behavior, 3rd ed., Princeton University Press, Princeton, 1953.
[29] J.M. Bernardo, A.F.M. Smith, Bayesian Theory, 2nd ed., John Wiley & Sons, Chichester, 2000.
[30] S. French, Decision Theory, An Introduction to the Mathematics of Rationality, Ellis Horwood Limited, Chichester, 1988.
[31] D.V. Lindley, Understanding Uncertainty, revised ed., John Wiley & Sons, Hoboken, 2014.
[32] M.H. De, Groot, Optimal Statistical Decisions, McGraw-Hill, New York, 1970.
[33] P. Garbolino, Probabilita` et logica della prova. Epistemologia Giudiziaria (Collana diretta da Giulio Ubertis), Giuffre` Editore, Milano, 2014.
[34] S. Bozza, J. Brose´ us, P. Esseiva, F. Taroni, Bayesian classification criterion for forensic multivariate data, Forensic Sci. Int. 244 (2014) 295–301.
[35] D.H. Kaye, Clarifying the burden of persuasion: what Bayesian decision rules do and do not do, Int. J. Evid. Proof 3 (1999) 1–29.
[36] W. Blackstone, Commentaries on the Laws of England, Vol. 4, A Facsimile of the First Edition of 1765–1769, University of Chicago Press, Chicago, 1996.
[37] I.J. Good, Probability and the weighing of evidence, Griffin, London, 1950.
[38] D.A. Stoney, Discussion on the paper by Neumann, Evett and Skerrett, J. R. Stat. Soc. Ser. A Stat. Soc. 175 (2012) 399–400.
[39] S.E. Fienberg, The Evolving Role of Statistical Assessments as Evidence in the Courts, Springer-Verlag, New York, 1989.

Note

[*] Originariamente pubblicato in *Forensic Science International,* 30 Aprile 2016.

[1] La rilevanza di questa citazione nel contesto della teoria della decisione e in merito all'individualizzazione forense sarà discussa nella Sezione 4 di questo articolo.

[2] Versione 1.0, disponibile su http:// www.swgfast.org/ documents/ articulation/ 130427/ Articulation 1.0.pdf, ultimo accesso il 15 luglio 2015.

[3] La discussione in questo articolo si riferisce soprattuto ai documenti redatti dallo SWGFAST. Si noti che lo SWGFAST ha cambiato denominazione in Subcommittee on Friction Ridge, e fa attualmente parte della Organization of Scientific Area Committees (OSAC).

[4] Lo studio di Cole [1] si basa, in parte, sulle risposte del gruppo SWGFAST a commenti inoltrati durante il processo di pubblica consultazione precedente la stesura delle linee guida.

[5] La nozione di utilità, nel contesto di questa discussione, rappresenta il grado di desiderabilità espresso da un individuo nei confronti di una certa conseguenza, intesa come il risultato di una decisione alla luce del verificarsi un certo stato di natura. La Sezione 2 svilupperà nel dettaglio questi termini.

[6] Si noti che un'altra decisione — non discussa in questo articolo — riguarda la questione se sia opportuno che una perquisizione si concentri o meno sulla possibile presenza di tracce su una data superficie ricevente. Si veda [25] per ulteriori dettagli.

[7] Nell'articolo i termini 'agente decisionale' e 'analista' sono usati con lo stesso significato. La teoria qui presentata, di fatto, è generale e si applica a qualsiasi individuo che si trovi a dover prendere una decisione che ha a che fare con credenze sugli stati di natura e preferenze circa le possibili conseguenze.

[8] Il termine 'non-individualizzazione' può apparire bizzarro, ma questo è una conseguenza del fatto che le decisioni diverse dall'individualizzazione non sono definite con precisione nella discussione attuale.

[9] Si noti che, quando è disponibile l'evidenza E, la probabilità $Pr(\theta_j \mid I)$ viene aggiornata, attraverso il teorema di Bayes, a $Pr(\theta_j \mid E, I)$.

[10] Questo argomento è stato formulato nel contesto di decisioni relative alla colpevolezza dell'imputato, qualora si debba assegnare un'utilità all'assoluzione erronea [33]. In questo caso, se $EU(d_2) > EU(d_1)$, allora l'assoluzione (decisione d_2) è sempre preferibile alla condanna (decisione d_1), il che non riflette la pratica giudiziaria *corrente*.

[11] Si veda [34] per un'applicazione di questa metodica di classificazione bayesiana in ambito forense.

[12] Il lettore può usare il numero che preferisce.

[13] La frase di Archimede 'dammi un punto di appoggio e ti solleverò il mondo' [p. es. 3,4] può essere interpretata in questi termini: 'si può fare leva su qualsiasi quota a favore della probabilità che il sospetto sia all'origine della traccia e può essere aumentata a patto che la perdita associata alla mancata individualizzazione sia sufficientemente grande'.