



Oct. 2016 Volume 24 No. 5
2016年10月 第24卷 第5期

证据科学

Evidence Science

我国刑事诉讼中意见证据规则适用的实证分析 李学军 张鸿绪

德国刑事诉讼法中的证据使用禁止 [德] 迈克尔·赫格曼斯 著 周 婧 译

徜徉于哲学与法学之间 刘译劼

国外法医临床学发展史 杨天潼 姜竹青

“同一认定”中的意见决策论 A. Biedermann S. Bozza F. Taroni 李 冰 译

中国政法大学

ISSN 1674-1226



CN 11-5643/D
ISSN 1674-1226

“同一认定”中的意见决策论

[瑞士] A.Biedermann [意大利] S.Bozza [瑞士] F.Taroni 李冰译* 赵东审校

【摘要】纵观法庭科学和其相关学科分支，学术研究人员和司法鉴定实践者对“同一认定”概念的理解存在着不同程度的偏离，其主张为“可以从潜在的一组来源中确定唯一的来源”。特别是近年来，在“同一认定”作为一种鉴定意见的实践发展进程中，关于“同一认定”的理解和认识仍停留在原有阶段，实践中基本没有实质性的改变^[1]。更重要的是，专业协会和司法鉴定实践者舍弃了正式的意见决策论的概念来界定“同一认定”的本质，主要的难题是我们难以把握鉴定意见结果可取还是不可取的衡量尺度（如，利用效用函数）。在该领域现有的研究基础上，本论文引入并介绍了效用函数及损失函数的基本概念，同时特别提及他们在司法鉴定同一认定领域中的应用。本文强调，正确地理解同一认定意见决策工具，不仅可以减少“个人的”主观影响，而且还展示了如何将该理论与现实中的意见判断问题的构成特点联系起来。

【关键词】同一认定；意见决策理论；似然率

【中图分类号】D915.13

【文献标识码】A

【文章编号】1674-1226(2016)05-0627-15

The decisionalization of individualization. A. Biedermann, S. Bozza, F. Taroni. Translated by Li Bing, Zhao Dong. 1. "2011 Plan" China Collaborative Innovation Center of Judicial Civilization; 2. Key Laboratory of Evidence Science, Institute of Evidence Law and Forensic Science, China University of Political Science and Law.

【Abstract】Throughout the forensic science and its adjacent branches, academic researchers and forensic practitioners continue to diverge to some extent in their perception and understanding of the notion of 'individualization', which 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. Additionally, 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 in dealing 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 alleviates the subjective influence of the individual, 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 decisionalization of individualization requires such fundamental insight to initiate changes in the fields' underlying understandings, not merely in their label.

【Key Words】Individualization, Decision theory, Likelihood ratio

* Corresponding author, A.Biedermann, University of Lausanne, Faculty of Law, Criminal Justice and Public Administration, School of Criminal Justice, 1015 Lausanne-Dorigny, Switzerland. S.Bozza, University of Lausanne, Faculty of Law, Criminal Justice and Public Administration, School of Criminal Justice, 1015 Lausanne-Dorigny, Switzerland, Università Ca' Foscari Venezia, Department of Economics, 30121 Venice, Italy. F.Taroni, University of Lausanne, Faculty of Law, Criminal Justice and Public Administration, School of Criminal Justice, 1015 Lausanne-Dorigny, Switzerland.

李冰，讲师，高级工程师。中国政法大学证据科学教育部重点实验室（证据科学研究院），“2011”司法文明协同创新中心。该文发表在《国际法庭科学》(Forensic Science International)杂志2016年第4期上。

致谢：本文作者感谢为完善、改进本论文内容所提出宝贵意见的所有匿名审稿人。这项研究成果受到项目编号为“BSSGIO_155809”的瑞士联邦科学基金会（SNSF）和洛桑大学（UNIL）基金的共同支持。

如果你不从贝叶斯意见决策论的角度来思考了解问题，那么你将无法像在黑暗中击中目标那样精准地领会并解决问题。（赫尔曼·切尔诺夫与马丁麦金托什的通信，^[2]）

“给我一个支点，我将撬动整个地球。（阿基米德^[3,4]）¹

一、引言

在法庭科学和其他领域（如医学和法律），学术研究人员和司法鉴定实践者对“同一认定”概念的理解存在着不同程度的偏离，其主张为“可以从潜在的一组来源中确定唯一的来源”^[5]。有关其定义的不同观点集中在同一性范围和其实践可行性问题上^[1,6,7]。在过去的十年中，一个标志性的事件是，美国国家研究委员会在2009年发布的报告——描述了当前法庭科学领域所面临的严峻问题^[8]，这一报告引发了业界激烈的讨论。随着报告的发布，不仅引发了业界从司法鉴定机构、实践人员到专家、学者们不同的反应，还受到了美国国内及世界各地法院的广泛关注^[9]，但截至今天，实践中的种种问题仍然悬而未决。很明显，法庭科学中如指印和工具痕迹等痕迹领域（能否同一认定很大程度上取决于它们的痕迹质量）能帮助人们区分客体的共性和个性特征，并且，在受控条件下，司法鉴定人能够阐述检验的可靠性——从这两方面而言是毫无争议的。然而实践领域仍然存在其概念上的争论。由此涉及两个基本问题：第一个问题是在一个具体的案件中，比对检验的权重问题；第二个问题是如何通过论证来恰当、合理地表述鉴定意见。

这两个问题中的前者——证据价值问题，本文并未涉及。在法庭科学领域中，证据价值的衡量，是依据似然比，或者更概括地讲，是依据具有统一的、基本逻辑属性的贝叶斯要素辩证地获取的^[10-13]，尽管根据其不同的应用领域，它们可能表现出不同的形式和专业性程度，（如指印[例如，14]，DNA[例如，15]，笔迹[例如，16]，等等）。本文将焦点集中于上述两个问题中的后者——即“鉴定意见的正当理由”的主旨，并通过最近一个以指纹领域为例的有关NAS报告的回应行动进行阐述。这一回应举动主要围绕“鉴定意见”这一概念，正如由指纹分析、研究和技术科学工作组（SWGFAST）²出版的标题为“指纹检验领域中个体识别的鉴定意见形成过程指南”³这一文件中所提及的部分内容。在3.1节中，该文件承认“（……）我们应该意识到，鉴定意见应该正确地表述为一种“意见判断”，而不是一种“结论性的证明”；同时，在第10.2.2节中，给出了如下定义：“同一认定是由一个鉴定人通过足够的特征反映来得出两个不同客体的指纹痕迹是否来自于同一来源的判断。”这一重要术语的定义被众多司法鉴定人作为标准定义广泛地应用在所谓的同一认定领域。

然而，这个领域向“鉴定意见”这一新的术语转变的真实情况依然值得怀疑。指纹行业最近大量的研究之一——“意见转移”，科尔^[1]揭示了⁴“鉴定意见”这一术语似乎只是一个新的标签，而在概念理解或实践中没有任何根本变化。最有趣的是，与科尔观点不同，SWGFAST宣称，如某些仅供参考的出版文献中^[17,18]所认同的，“鉴定意见”这一概念不依赖于意见决策理论。这样的争论提供了一个不错的开放性讨论话题。值得一提的是，这样的选择对鉴定意见决策理论本身，尤其是其逻辑的有效性并没有影响。此外，这也有益于人们将现行实践做法与从（贝叶斯）意见决策理论

¹ 此处的引用在意见决策理论和法庭科学领域中的同一认定的相关性将在本文第4节中讨论。

² 在本文中的讨论将主要参考SWGFAST的形成文件，以确保其原始出处。须注意的是，SWGFAST已经重组成为了指纹研究分委会小组，它是科学领域委员会组织（OSAC）的一部分。

³ 版本1.0参见此链接：http://www.swgfast.org/documents/articulation/130427_Articulation_1.0.pdf，最后访问日期：2015年7月15日。

⁴ 科尔的研究[1]部分是基于SWGFAST对其发布的一个指导方针草案的公开征求意见有关问题的答复。

推导出的方法进行权衡,比较利弊。这种观点阐述的重点是在不确定条件下如何以一种分析方式对“鉴定意见”的概念进行界定表述,并且区别于人根据所观察到的(鉴定意见)的行为、直觉等描述性地表达此概念。在这篇文章中,我们将集中在对“鉴定意见”概念的分析 and 规范方法的研究,并对促进法庭科学核心问题进展的基本了解进行讨论[例如,19],因此,通过以上论述,最终促使我们提出(同一认定方面的)鉴定意见决策论这一话题。

除了那些对意见决策理论持否定态度的极端立场的人外,还有一些人,接受这一逻辑理论但却不使用这种方法,理由是他们不知道如何在不同的公式化表述中处理数字,或者不清楚这些数字的实际含义。在贝叶斯意见决策理论中,数字均指代概率和效用函数⁵(或指代与效用函数相反的是损失函数)。在法庭科学领域中概率的应用已被确认,然而特别是应用在主观意见阐述的分析说明部分^[18,20,21],效用函数的概念是最近几年才引入的,所以较少被人所熟知^[22,23]。

从最近的研究来看,针对贝叶斯决策理论构成要素的研究仍存在讨论的空间,特别是“效用”(统计学术语)这一构成要素,从法庭科学的角度来看,这是本文的主要研究目的。本文第2部分回顾了应用在同一认定情况下的传统贝叶斯决策理论的主要元素;而第3部分将重点论述“效用”范围的选择和随后的效用函数的推导。在此部分,本文将试图证明“效用”的赋值并不是像批评者所声称的那样随意的、说不清的,而是可以解释清楚的。最重要的是,我们将强调,这种解释还将涵盖前述勾勒出的同一认定的概念要素,同时,这也是支持有关贝叶斯意见决策理论应用到法庭科学意见推理方面的一个强有力的论证。我们还将指出,在公平和合理的假定条件下,重视同一认定鉴定意见理论公式的运用可以减少鉴定人的工作量;第4部分将展开对前述研究成果分析和归集的概括性讨论,特别是理解这一理论规范属性的重要性^[24]。本节的讨论还将在鉴定意见决策框架和贝叶斯决策理论逻辑的可行性语境中,强调证据权重的传统表现形式——似然率,这一形式也可从追溯到古希腊阿基米德时期的物理学等其他领域的知识背景中得以解读。熟知这一理论的读者可以跳过本论文的第2部分,但应该注意本部分阐述中使用的符号标注。第5部分则是本文结论的论述。

二、贝叶斯鉴定意见决策理论对同一认定“问题”的解答

(一) 意见决策问题的基本构成要素

在贝叶斯意见决策理论中,一个意见问题是由三个要素基本构成的。我们需要在(本文第1节开头部分讨论的)法庭科学中界定的同一认定的语境下,来研究探讨这些要素。举例来说,假设有从犯罪现场提取的痕迹物质,如指纹,以及从个体(嫌疑人)处提取的参考样本(通常作为犯罪现场指纹的一个潜在来源);那么,在受控条件下,对犯罪嫌疑人的指纹与现场提取的指纹进行比对检验,之后,我们所要讨论解决的即是意见判断问题——同一认定的问题随之产生⁶。

意见决策问题的第一个要素是可行性意见 d ,它定义了意见判断的空间。为了使我们的讨论在一个难易程度较为适中的技术层面,我们这里只设定两个意见判断, d_1 :简称“认定同一”,和 d_2 :简称“不能认定同一”。对于一个“不能认定同一”的意见,我们可以将其分解为“否定同一”意见和“无明确结论”意见,例如,[17,19]。请注意,简单的否定同一意见,并不算是一个精确的结果表述方法,因为一般来说,一个案件中会同时存在多种对立的主张(可能性陈述)以及他们各自的价值也应当被充分考虑^[26]。另外需说明,假如在“不能认定同一”的情形下,也需要对另一种

⁵“效用”,在目前的上下文讨论中的含义,是在一个给定结果的前提下,个体的可取性,即依据某一特定的主张所得出的一种意见判断结果。这些术语将在本文第2节中进一步阐述。

⁶注意,涉及是否寻找客体表面指印的决定问题并不在本文的研究范围。具体细节详见[25]。

主张（即与之对立的可能性陈述）指定的行为进行陈述。

当面对不同的选择时，我们通常不知道哪种主张陈述是真实的。因此，涉及意见决策理论的第二个要素，是一系列不确定事件，也叫主张陈述，以“ θ ”表示。显然，在一个“同一认定”的案件中，对意见决策者⁷普遍而言，不确定的主张陈述如下：“嫌疑人是犯罪痕迹的来源（或微量物质的来源）”的主张（ θ_1 ），和“除嫌疑人外的其他人是其痕迹来源”的主张（ θ_2 ）。这对互斥的主张 $\{\theta_1, \theta_2\}$ 形成了一个事件可能性陈述的集合，以符号“ Θ ”表示。由依据主张 θ_j 做出的意见 d_i 得到的结果 C_{ij} 。简而言之，所有结果的集合标示为 C 。它代表了意见决策问题的第三个要素。用符号表示， C_{11} 表示当嫌疑人确实是现场指纹的来源（ θ_1 ）时（即主张 θ_1 为真），一个“认定同一”意见（ d_1 ）导致的结果； C_{12} 表示当嫌疑人不是现场指纹的来源（ θ_2 ）时（即主张 θ_2 为真），同样一个“认定同一”意见（ d_1 ）导致的结果。因此， C_{11} 和 C_{12} 分别代表了正确和不正确的“认定同一”的意见。类似地， C_{21} 、 C_{22} 分别表示“未认定同一”的意见（即主张 θ_1 为真时，一个“不能认定同一”意见（ d_2 ）导致的结果 C_{21} ）；与正确的“否定同一”的意见（即主张 θ_2 为真时，一个“不能认定同一”意见（ d_2 ）导致的结果 C_{22} ）⁸。还应注意的是，以作者的经验来看，仅仅主张陈述是不确定的，而依据其推导出的结果是确定的：即表述具体行为的一个主张陈述的组合必然能导出一个确切的结果。

很显然，如果实际案件中的主张陈述（也就是犯罪嫌疑人是否是犯罪现场痕迹的来源）是确定已知的，就不会有鉴定意见的判断问题。当嫌疑人是犯罪现场痕迹的来源时，我们可以直接做出“认定同一”的意见（ d_1 ），反之亦然，当嫌疑人不是犯罪现场痕迹的来源时直接做出“不能认定同一”的意见（ d_2 ）。在这两种情况下，我们都会得出正确的结论。然而，当实际案件中的主张陈述未知时，我们显然不可能一眼就得出结论。尽管如此，根据上文概括的意见决策问题的三要素，对于得出一个最佳的意见判断有着明显的益处。因此，意见判断的标准（见本论文第2.2节）——包括可能结果的可取性（或不可取性）及主张陈述的不确定性的评价，以便权衡比较可获得的不同意见间的价值，同时避免不相干因素的干扰——是我们需要解决的关键问题。

（二）贝叶斯意见决策规则

贝叶斯意见决策理论解决意见判断问题的方法还需基于（除了上一节中介绍的三个要素外的）两个附加的概念。第一个附加概念是由概率表示的关于某种主张陈述不确定性的度量。在当前的讨论中，主张陈述 θ 是离散的，因此，我们可以应用概率密度函数 $\Pr(\theta|I)$ ，其中，用 I 表示得到某种意见时可用的案件信息。第二个附加概念是结果的可取性度量。这个度量需要借助“效用函数”的形式，记为 $U(\cdot)$ 。关于效用函数，我们在一定的数值范围内将效用值分配给每个结果。当某种主张陈述不确定时，对于每个意见，我们可以用每个结果的可取性乘以得出该结果的某种主张陈述的概率，然后取这些结果的总和。其结果被称为意见决策的预期效用（EU）。例如，认定同一意见（ d_1 ）的预期效用等于正确的认定同一意见效用 $U(C_{11})$ 乘以 $\Pr(\theta_1|I)$ ，即犯罪嫌疑人确实是现场痕迹来源的概率，加上错误的认定同一意见效用 $U(C_{12})$ 乘以嫌疑人不是现场痕迹来源的概率 $\Pr(\theta_2|I)$ ：

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

与其相对应的另一种主张（不能认定嫌疑人）的预期效用，与上述导出公式一致：

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

$U(C_{21})$ 和 $U(C_{22})$ 分别表示“未认定同一”和正确的“否定同一”意见的效用（见表1）。后两

⁷ 在本文中，诸如“意见决策者”和“意见决策分析者”这两个词交替使用。事实上，本文所介绍的理论是完全通用的，适用于任何人在面对意见决策问题时以自己的方式来思考，特别是，他们对于不同主张的态度和不同结果的偏好选择方面。

⁸ “不能认定同一”这一术语看起来比较别扭，但它确是除了认定意见外的另一种意见事实的结果。

个效用通过 $\Pr(\theta_1|I)$ 概率和 $\Pr(\theta_2|I)$ 概率 (嫌疑人是或不是现场痕迹的来源) 加权, 得到预期效用 $EU(d_i)$ 。

	主张陈述: 嫌疑人是……	……来源 (θ_1)	……不是来源 (θ_2)
意见:	认定同一 (d_1)	$U(C_{11})$	$U(C_{12})$
	不能认定同一 (d_2)	$U(C_{21})$	$U(C_{22})$

表 1: 此意见决策表用 d_1 和 d_2 两个效用标记分别表示认定嫌疑人和没有认定嫌疑人的意见。主张 θ_1 和 θ_2 分别表示嫌疑人是犯罪现场痕迹的来源和嫌疑人不是犯罪现场痕迹的来源。符号 U_{ij} 表示当假定意见 d_i 和主张 θ_j 为真实时, 结果的效用 C_{ij} (此表中 i, j 用 1, 2 表示)。

在得出的某种意见判断的条件下, 等式 (1) 和 (2) 量化了期望得到的某种结果的总体价值。这些预期效用表征了可用意见, 可供我们进行比较权衡, 并且形成一个意见决策规则: 取最大预期效用的意见。因此, 在我们不知道哪种主张陈述为真时, 哪种意见可以获得最好的结果的选择是十分重要的——合理的最佳途径是选择具有最高预期效用的意见。这被称为最大预期效用 (MEU) 的普遍标准, 我们可以从中选择具有最高预期效用的选项[例如, 26]。

$\Pr(\theta_1|I)$ 和 $\Pr(\theta_2|I)$ 的概率表示在必须做出意见的时候, 考虑所有可用已知信息的条件下, 意见决策者关于主张陈述的个人信念。我们对两个等式 (1) 和 (2) 的概率赋值是相同的, 并且在其量程范围内的任何变化⁹ 都可能影响意见的预期效用。因此, 它们是影响具有最大预期效用意见的一个因素。第二个明显的影响因素来自于效用: 它们在等式 (1) 和 (2) 中是截然不同的术语。为了确保有意义地、专业地使用贝叶斯意见决策规则, 如何理解这些效用术语, 并对它们进行赋值的问题是需要我们思考的一个相关的探究话题。

三、结果价值评估尺度的选择

(一)“效用”观点的引入

表 1 总结了在意见决策理论术语语境中同一认定的不同意见选择。为了运用等式 (1) 和 (2), 即得到具有最大预期效用的意见, 意见决策者必须构思以某种方式来表达各种结果 C_{ij} 的可取性。更确切地讲, 在表 1 中, 可取性 (或称为偏好) 用效用术语 $U(C_{ij})$ 来表示。与其相关的概念是“损失”, 将在本文后续的第 3.3 节阐述。值得一提的是, 意见决策理论仅仅表述了效用是等式的一部分, 以及效用如何与意见决策理论等式中的其它要素联系起来; 但它并没有提及应该如何对效用进行赋值。这似乎是意见决策理论应用于法庭科学领域的主要干扰因素。下面涉及的几个注意事项, 有助于帮助我们理解为效用赋值的方式应当依据实际案件的具体情况。

为了便于理解, 下面介绍的是从一般到特殊的方法, 我们不需要一开始就用特殊的数值来阐述。事实上, 大多司法鉴定人共同的主张是, 原则上效用不能被赋值, 所以才出现相关的提问: “我们真的对结果 C_{ij} 一无所知吗?” 这一观点似乎带有某种程度的局限性, 因为, 人们至少可以合理地对各种结果有个预期的排序 (偏好)。也就是说, 指出至少一个最有利的结果和一个最不利的结果应该是可能的。显然, 假定在“认定同一”意见的情况下, 正确的结果 C_{11} (在嫌疑人是犯罪现场痕迹的来源这一主张是真实的情况下的“认定同一”意见) 和 C_{22} (在嫌疑人不是犯罪现场痕迹的来源这一主张是真实的情况下的“否定同一”意见) 是最好的结果。反过来说, 没有人会希望将嫌

⁹ 需要注意的是, 随着证据 E 的不断增加, $\Pr(\theta_j|I)$ 通过贝叶斯定理变换成 $\Pr(\theta_j|E, I)$ 。

疑人与现场痕迹错误地联系起来，因此， C_{12} ，错误的认定同一，是最糟糕的结果。基于这些考虑，我们会得到一个介于正确与错误之间的中间结果—— C_{21} ，“未认定同一”。于是，“如何在不同的结果中对最好的结果和最差的结果进行定位”随即成了一个亟需解决的问题。

现在我们开始讨论有关“数字”的问题，首先从思考如何对最佳和最差的结果各自赋值开始——即确定偏好范围域中的最大值和最小值。为了解决这个问题，我们可以引用拉姆齐^[27]和冯·纽曼/摩根斯坦^[28]提出的主观效用测量法：他们的效用函数特有的取决于线性变换。这意味着，如果 $U(\cdot)$ 是一个效用函数，那么 $aU(\cdot)+b$ 是另一个保持与 $U(\cdot)$ 相同指令的效用函数，变化的只是效用度量的原点^[29]。实际上，这意味着，效用量程范围的最大值和最小值可以各自地被设定在 0-1 中。更正式地表示为， $U(C_{11}) = U(C_{22}) = 1$ 和 $U(C_{12}) = 0$ 。因此，我们可以看出，在意见决策表中（表 1）通过指定一个带有结果偏好性的排序和选定偏好量表范围的两个终点，借助线性变换下的不变函数的数学特性极大地方便了偏好量表范围的两个端点的选定。而偏好性的排序则应该是主体间达到共识的并且大部分没有争议的。

为了给 $U(C_{21})$ 赋值，以及中间结果赋值，主观效用度量法具体实施的步骤如下图 1 所示。从思考中间结果——“未认定同一”的后果（ C_{21} ）开始，与之相比，将最好的结果（例如， C_{11} ，一个正确的认定同一的结果），计为概率 α ，和通过计算概率 $1-\alpha$ 得出的最坏结果（ C_{12} ，一个错误的认定同一的结果）。为了更明确地表达此概率 α ，我们可以这样思考，如一个“概率轮”[例如，30]图 1 所示，其中纺扇的指针可以在任何两个扇区间停下，形成的角度与 $\alpha:(1-\alpha)$ 比率一致。一个常用的测量 α 的替代过程如下：想象从装满两种颜色球（例如，红色和白色）[例如，31] 的盒子中取出一个球出来，那么从中取出彩色球的机会取决于红球的比例，这里，我们设定红球的比例 $=\alpha$ 。这样，该过程的最后一步（图 1）包括找出一个在确切的结果 C_{21} 和最佳及最坏结果间保持中立的概率 α ，即是：

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

当关联公式（3）满足时， C_{21} 的效用可以相应地按照如下公式[32] 推导：

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

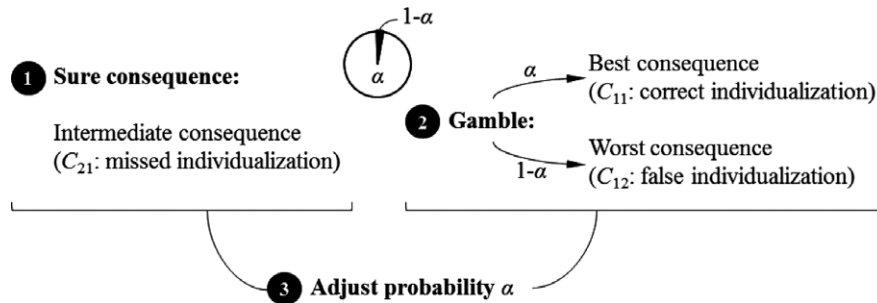


图 1 主观效用推导过程用三个步骤进行图解：1. 为导出一个效用的确切结果；2. 最好和最坏的结果分别为概率 α 和 $1-\alpha$ ；3. 概率 α 值的变换，以便使其在确切结果和博弈的两个结果间保持中立。

不管怎样，作为最好的结果 C_{11} 具有的效用值为 1 和最坏的结果 C_{12} 具有的效用值为 0，我们可以立刻获得 $U(C_{21}) = \alpha$ 。因此，根据这一方案，对中间结果可取性的数值 C_{21} 等于概率 α ，这可能会得出一个最好的结果（例如，一个正确的认定同一的结果），相反，根据概率 $1-\alpha$ 计算得出最坏的结果（即错误的认定同一的结果）。

（二）“效用”方法的讨论

上一节中介绍了效用观点涉及对一个错误的认定同一概率（ $1-\alpha$ ）的考虑。这是一个被界定为效用推导过程中的主观概率的一部分。这与“嫌疑人是犯罪现场痕迹来源的主张成立的概率”（在 2.2 节论述中以 $Pr(\theta_1|I)$ 表示）从概念上而言是截然不同的，为了使读者不将两者混淆，强调这一点

是很重要的。

就获得最好结果(正确的认定同一的结果)的概率而言,在衡量一个“未认定同一”意见结果的可取性(即中间结果 C_{21}),以及对于一个错误的认定同一概率的表述和接受性上,读者可能会有不同的意见:“特别是,在原则上主张这样一种概率可能不易被接受,因而,我们应该设定 $\alpha=1$ 。也就是说,只要假定的最佳结果成立时,我们不必在意未认定同一的结果 C_{21} 和假定的最佳结果之间的区间,此情况下, $(1-\alpha)=0$ 。”但是,让我们考虑以下情形:如果我们设定 $U(C_{21})=\alpha=1$,那么,无论 $\Pr(\theta_1|I)$ 的概率是多少,意见 d_2 (不能认定犯罪嫌疑人)的预期效用将等于 1(根据等式(2))。因此,由 $EU(d_1)=\Pr(\theta_1|I)$ (根据等式(1))导出,意见 d_2 的预期效用将总是大于意见 d_1 的预期效用。但如果总是这样的 $EU(d_2)\geq EU(d_1)$,那么这就意味着你将永远作出意见 d_2 的判断,即不能认定同一。实践中,意见决策者却较多地作出意见 d_1 ,即认定同一的意见,基于此,未认定同一后果的效用 $U(C_{21})$ 的存在应是明显小于 1 的,同样使适合两种临界结果(最好和最坏)的效用值的概率 α 也应明显小于 1。¹⁰

由此推测,效用 $U(C_{21})=\alpha$ 的值更接近于 0-1 效用范围的上限,而不是下限。随之假定的极端结果中最坏的结果(错误的认定同一),即 $(1-\alpha)$ 概率将随之明显减小。这一数值低到什么程度则是意见决策者个人自行判断的问题。这个结论可能对于司法鉴定人而言并不十分理想,因为他们为了得到具有最大预期效用的意见而需要有明确数值分配(参考等式(1)和(2))。要解决这个难题的方法之一是将 $U(C_{21})=\alpha$ 与一个意见决策者关于主张陈述 θ_1 和 θ_2 的信心偏好联系起来。例如,意见决策者可能会问:

假定我目前对关注事件的信念主张是 θ_1 为真或假,为了在意见决策理论条件中(例如,最大预期效用原则)来确保得到一个认定同一的意见 d_1 ,那么未认定同一意见的效用 $U(C_{21})$ 应该是什么呢?

更具体地说,我们需要探究 $U(C_{ij})$ 的值以使 $EU(d_1)>EU(d_2)$,即

$$U(C_{11})\Pr(\theta_1|I)+U(C_{12})\Pr(\theta_2|I)>U(C_{21})\Pr(\theta_1|I)+U(C_{22})\Pr(\theta_2|I) \quad (5)$$

通过公式的变换,可以得到:

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

请注意,每当选用效用函数 0-1 这一范围时,对于最佳和最坏的结果(C_{11} 和 C_{12})被分别赋值为 1 和 0(参见 3.1 节),我们将不等式(6)简化为:

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

这一结果揭示了两点:第一点是,如果 θ_2 对 θ_1 的比率大于 1,即 $\Pr(\theta_2|I)>\Pr(\theta_1|I)$,那么就不能满足上述不等式,因为此情况下效用 $U(C_{21})$ 将是负的,即超出了 0-1 的效用范围(参见图 2)。因此,意见 d_1 在这个框架中不能是首选的意见,而应当让概率 $\Pr(\theta_1|I)$ 低于 0.5。这才能符合总体思路,即我们并不打算去支持一个没有概率优势的主张;第二点是,为了使 d_1 是首选的意见,效用 $U(C_{21})$ 必须不超过 1 减去 θ_2 对 θ_1 的比率。那么,重写不等式(7):

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

原则上,从上面的不等式来看,如果允许 d_1 成为首选意见的概率略高于 0.5,但这将导出 $U(C_{21})$ 为一个相当低的限值。通过等式(4)中涉及 $1-\alpha$ 为错误的认定同一的概率推导,这可能与我们对 $U(C_{21})=\alpha$ 的评估产生矛盾。例如,如果 $\Pr(\theta_1|I)$ 的概率仅为 0.55,则 $U(C_{21})$ 必须小于 $1-(0.45/0.55)=0.18$,以确保 d_1 是首选的意见(参见图 2 中虚线所示)。然而,依据等式(4), $\alpha=$

¹⁰ 这在有罪判决的法律语境中已经进行了论述,即评价无罪裁定错判的效用[33]。因此,上述结果 $EU(d_2)>EU(d_1)$ 意味着无罪裁定(意见 d_2)相比有罪裁定(意见 d_1)更为可取,这并不反映实际的司法实践情况。

0.18 意味着一个错误的认定同一的概率为 $1 - 0.18 = 0.82$ ，这个值是相当大的。因此，为了确保意见 d_1 为首选，正如在上文中提到的，主张 θ_1 的概率不能仅仅高出 0.5 一点，而应明显的高于 0.5（即接近 1 的值）。一般来说，随着 $\Pr(\theta_1|I)$ 的值趋近于 1， $U(C_{21})$ 的上限值也趋近于 1。由此看来，通过等式（4）导出的首选意见的矛盾是可以解决的。这些趋势看起来是完全合理的。

从上面论述中我们可以得出一个重要的结论：在 $\Pr(\theta_1|I) > 0.5$ 条件下的任何认定同一意见（ d_1 ）可以借助效用价值 α 的赋值（ α 上限小于 1）进行重构；反过来，对中间结果（未认定同一），与错误认定同一的概率 $1-\alpha$ （大于 0）相关。

（三）“损失”观点的引入（相对“效用”而言）

贯穿第 3.1 和 3.2 节讨论的效用范围的选择是一个微妙且复杂的问题。例如，为了获得具有最大预期效用的意见，我们需要考虑错误认定同一意见的概率（ $1-\alpha$ ），但是这个值并不对应实际案件中认定同一意见（ d_1 ）出错的概率。很明显，后者的值是由 $\Pr(\theta_2|I)$ （现场痕迹不是来源于嫌疑人）的概率决定。请注意，在一个关于真实主张（ θ ）不确定的情况下，为了得到认定同一的意见（ d_1 ），错误认定意见的概率（ $1-\alpha$ ）必须实际大于 $\Pr(\theta_2|I)$ ，（正如在图 1 的程序图所示）。

评估结果 C_{ij} 中的损失方面是解释说明意见决策表的另一种途径，在表 2 中以 $L(C_{ij})$ 表示，从这点上看，最好的结果——正确的认定同一（ C_{11} ）和正确的否定同一（ C_{22} ）——被赋值为 0：损失与这两种结果无关，因为它们并不代表不良结果。反过来，给 C_{12} （错误的认定同一）和 C_{21} （未认定同一）这类错误意见判断的结果赋值 α 。我们先来关注这一推理过程的一般属性，而暂时搁置具体的赋值问题。事实上，考虑将损失函数应用在这里的最大优点是：从意见分析的角度而言，为了进一步理解司法鉴定中的同一认定，我们并不需要明确的赋值。

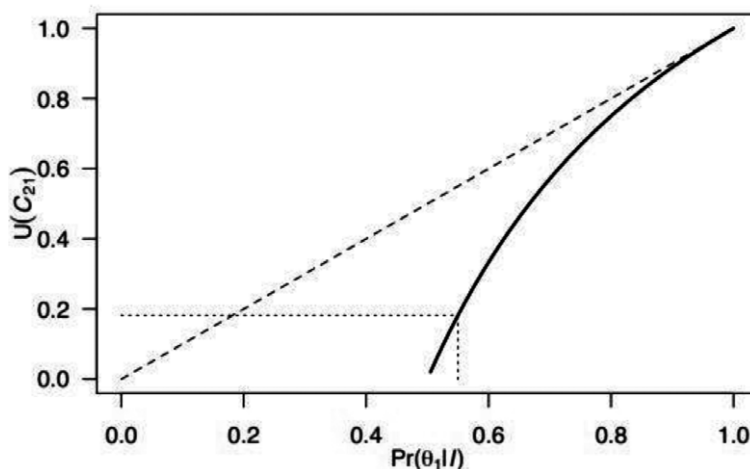


图 2 表示未认定同一的效用 $U(C_{21})$ 的最大值（粗实线所示），可以被作为一个主张 θ_1 为真的概率 $\Pr(\theta_1|I)$ 的函数，为了确保认定同一（ d_1 ）是首选的意见。这个最大值为 1 减去支持主张 θ_2 的几率（不等式（8））并且明显小于 $\Pr(\theta_1|I)$ （虚线所示）。细点线图解了在正文中讨论的一个例子，其中设定 $\Pr(\theta_1|I) = 0.55$ 。

	主张陈述：嫌疑人是……	……来源 (θ_1)	……不是来源 (θ_2)
意见：	认定同一 (d_1)	$L(C_{11})$	$L(C_{12})$
	不能认定同一 (d_2)	$L(C_{21})$	$L(C_{22})$

表 2 用 $L(C_{ij})$ 对表 1 进行改写，在主张 θ_j 为可能的条件下，设定 $i, j = \{1, 2\}$ 分配给由意见 d_i 产生的结果中。

我们同样从重写等式（1）和（2）开始，用损失替代效用。这会导致意见 d_1 和 d_2 的预期损失 EL 分别为：

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

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

现在的意见决策标准是选择最大限度地减小预期损失。例如,认定同一意见(d_1)是首选的意见,如果其预期损失低于不能认定同一意见(d_2)的预期损失,即 $EL(d_1) < EL(d_2)$ 。在这种情况下,重点在于给不良结果的损失 $L(C_{12})$ 和 $L(C_{21})$ 赋值。我们可以把注意力集中在这两个损失的值上,因为其他两个损失 $L(C_{11})$ 和 $L(C_{22})$ 是0。将 $EL(d_1) < EL(d_2)$ 这个不等式展开,同时消去已知损失值为0的 $L(C_{11})$ 和 $L(C_{22})$,导出下面的不等式:

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

不等式(11)指出,认定同一意见(d_1)是首选的条件是,当且仅当支持主张 θ_1 (现场痕迹是来源于嫌疑人)的几率大于损失 $L(C_{12})$ 与 $L(C_{21})$ 之比。

(四)“损失”观点的讨论

值得一提的是,不等式(11)是贝叶斯意见决策论在解决如何在任意两个相互对立主张[例如,29]¹¹之间进行选择的标准结果。例如,我们很容易看出,如果错误主张的意见(即结果 C_{12} 和 C_{21})被同样认为是不可取的,即分配相同的损失值,那么贝叶斯意见决策规则是:当且仅当主张 θ_1 比主张 θ_2 更可能为真时,取 d_1 的意见。这个规则时常被用来解释涉及民事诉讼的案件,即裁判结果将支持其中“事实”主张的概率大于0.5的一方,那么,对方“事实”主张的概率则小于0.5,并且错误的判决对任何一方而言是同等不可取的[例如,35]。

不等式(11)暗含的比较实质上是定性的,并且可以简化成一个单一的影响因素,为简单起见称之为“X”,它表达了与其它因素相比,损失值有多大。假设一个错误认定同一(C_{12})的结果比未认定同一(C_{21})的结果更糟糕,用不等式表示即为 $L(C_{12}) > L(C_{21})$,并且我们可以定义如下等式:

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

等式(12)表明:在损失的对比中,关键因素是X,对于给定的X,使用0-1的范围域,我们可以设定 $L(C_{12})$ 的值(与最差结果相关的损失),然后除以X得到 $L(C_{21})$ 的值;或者相反,先设定 $L(C_{21})$ 的值,然后再与X相乘得到 $L(C_{12})$ 的值。因此,实际上意见决策者只需要指定错误认定同一的后果比未认定同一的后果还要糟糕多少倍。

例1:假设意见决策者认为错误认定(C_{12})比未认定同一(C_{21})的结果糟糕五十倍¹²。那么在等式(12)中X是50。为了得到认定同一的意见,不等式(11)要求意见决策者支持主张 θ_1 (犯罪嫌疑人是犯罪现场痕迹的来源)的几率至少是50,这相当于 $\Pr(\theta_1|I)$ 的概率约为0.98。

例2:假设相对于主张 θ_2 (其它未知的人是犯罪现场痕迹的来源)而言,意见决策者支持主张 θ_1 (犯罪嫌疑人是犯罪现场痕迹的来源)的几率为1000,那么相对应的 $\Pr(\theta_1|I)$ 的概率为0.999。鉴于这种对 θ_1 和 θ_2 的主张的确信程度,即当且仅当一个错误认定的损失 $L(C_{12})$ 比一个未认定同一的损失 $L(C_{21})$ 小一千倍时,根据意见决策准则(11),意见决策者才能作出认定同一的意见(d_1)。

请注意,变量X有时被联想到与布莱克斯通:“宁可漏掉十个罪犯,也不冤枉一个无辜者”^[36, p.352]的观点相联系。然而,正如凯伊^[35]指出的,对于一个具体的案件,上面这句话表达的是实际的错误率,而不是损失率(相对损失而言),如不等式(11)右侧所示。

而依据等式(12)损失值的解释更为直观清晰,为了确保意见决策者意见偏好选择的整体连贯性,考虑损失和效用价值之间的关系是十分有意义的。那么获取损失函数的一个标准方法是:对

¹¹ 参见[34]“对于贝叶斯理论在法庭科学中分级结果的应用。”

¹² 读者可以根据自己的经验对此赋值。

于每一种可能的主张 θ (即表 1 中的列), 权衡在给定的某种主张为真的条件下最佳结果的效用与偏好结果的效用之间的差异。某个具体结果的损失值, 表示在某种主张为真的条件下, 没有选择最佳意见的惩罚。更正式地说, 任何结果 C_{ij} 的损失可以写为 $L(C_{ij}) = \max\{U(C_{1,ij})\} - U(C_{ij})$ 。表 3 显示了如何从第 3.1 节中的效用赋值中获得损失值。对于一个给定的主张 θ_j , 我们从判断最大的效用值 (例如, 在 θ_1 主张下的数值 1) 开始。接下来, 减去每个可能结果的效用 $U(C_{ij})$ 。这将使最佳结果的效用 1 转换成其损失为 0, 即表达了没有产生损失的角度。请注意, 在这个意义上, 所产生的损失函数与效用函数是密切相关的, 它仅受限在 1 和 0 之间的区间值。同样值得注意的是, 中间结果 C_{21} 的效用 (未认定同一), 即概率 α (见图 1), 通过 $1-\alpha$ 成为损失, 这在效用导出过程中被解释为错误认定的概率 (参见第 3.1 节)。

考虑到上述损失公式的结构, 我们再问一个与第 3.2 节中考虑过的相似的问题:

假定我目前的主张 θ_1 为真实 (或者为假), 那么, 为了在意见决策理论条件中确保得到认定同一的意见 (d_1) (即, 最低预期损失原则), 未认定同一意见的损失 $L(C_{21})$ 的逻辑约束是什么?

主张陈述:	嫌疑人是……	……来源 (θ_1)	……不是来源 (θ_2)	……来源 (θ_1)	……不是来源 (θ_2)
意见:		效用		损失	
	认定同一 (d_1)	1	0	0	1
	不能认定同一 (d_2)	α	1	$1-\alpha$	0

表 3 在假定一对主张 θ_1 (嫌疑人是现场痕迹的来源) 和主张 θ_2 (除嫌疑人外的其他人是现场痕迹的来源) 的情况下, 意见 d_1 和 d_2 意见结果的效用和损失表。效用的分配依据第 3.1 节中为获得最佳结果而讨论的概率 (见图 1)。

我们用表 3 中设定的损失值将不等式 (11) 改写为:

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

继续将不等式变换为

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

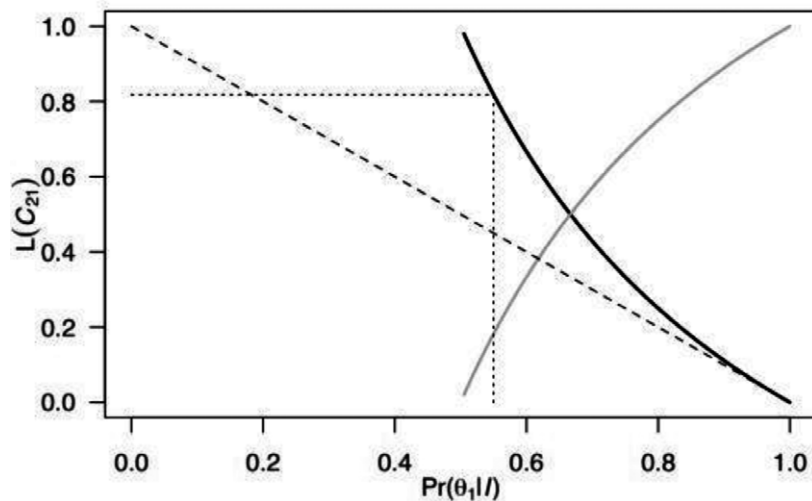


图 3 最小值表示的是, 为了使认定同一意见 (d_1) 成为首选, 未认定同一的损失 $L(C_{21})$, 必须作为 (加粗黑线) $\Pr(\theta_1|I)$ 的概率函数。这个最小值是通过主张 θ_2 相对主张 θ_1 的比率得出的 (见不等式 (13)) 并且远远大于 $\Pr(\theta_2|I)$ (虚线)。通过比较, 灰色实线再现了如图 2 所示的未认定同一意见的效用最大值 ($U(C_{21})$)。点状线以 $\Pr(\theta_1|I) = 0.55$ 为例在正文的讨论中进行了阐述。

换句话说,例如,假设错误认定的概率 $(1-\alpha)$ 大于主张 θ_2 相对于主张 θ_1 的几率 $(\frac{\Pr(\theta_2|I)}{\Pr(\theta_1|I)})$,那么认定同一的意见 (d_1) 应该是可取的。图3提供了这个条件下的图示并说明 $(1-\alpha)$ 应该严格大于 $\Pr(\theta_2|I)$ 。图中还展示了这样一种情况:如果主张 θ_1 的概率趋于中间值0.55,那么根据最小预期损失的原则,为了得到偏好的认定同一意见 (d_1) ,这就需要一个错误认定的概率 $(1-\alpha)$ 至少是 $0.45/0.55 = 0.82$ (图3虚线所示)。还要注意的, $(1-\alpha)$ 这样一个较大的值意味着 α 的值较小,同样未认定同一的效用值也较小。显然,如3.2节中提到的,为使认定同一意见 (d_1) 更可取,只有在 $\Pr(\theta_1|I)$ 的概率值接近于1时,错误认定的概率 $(1-\alpha)$ 才能适当地保持在较小值。综上所述,意见决策理论模型以一种更直观、易于接受的方式呈现出来。

四、讨论和总结

(一)“阿基米德”杠杆定律和贝叶斯意见决策准则中的同一认定

在第3节中,通过讨论我们已经明确,在本质上认定同一意见依赖于以下两方面之间的比较:一方面,相对于主张 θ_2 ,支持主张 θ_1 的比率(即潜在来源是真正的来源不是一个未知的来源的可信性程度);另一方面,错误意见的相对损失,即一个错误认定同一的损失 $(L(C_{12}))$ 与一个未认定同一的损失 $(L(C_{21}))$ 的比率。每当前者的比值超过后者的比值时(见不等式(11)),根据贝叶斯意见决策准则,我们会选择认定同一的意见 (d_1) 。

为了帮助读者理解,作者选择以图释的方式来表达贝叶斯意见决策逻辑。在阿基米德的杠杆定律中这一理论可以被很好的诠释,如图4(i)和(ii)所示。总之,此定律陈述了“(……)的两级(……)将在臂长与其大小相互成比例的情况下处于平衡状态”[4,第305页]。就是说,例如,要保证杠杆两极相等大小的A和B是平衡的,只有当各自杠杆臂长度R和S是相同的(如图4i所示的情况)。如果B大于A,则需要增加R的长度以维持这个平衡:如图4(ii)所示,如果B的大小是A的两倍,要建立一个平衡则需要R的长度是S长度的两倍,概括成等式即为: $A \times R = B \times S$,将此等式变换如下:

$$\frac{A}{B} = \frac{S}{R} \quad (14)$$

显而易见,等式(14)具有与贝叶斯意见决策准则(11)相同的结构,因此,杠杆两极大小A和B可以解释为不良结果的损失以及长度R和S可以理解为不同意见主张的概率。这在图4(iii)中图释说明:显然,如果错误认定的损失 $(L(C_{12}))$ 乘以犯罪嫌疑人不是犯罪现场痕迹来源的概率 $\Pr(\theta_2|I)$,小于未认定同一的损失 $(L(C_{21}))$ 乘以嫌疑人是犯罪现场来源的概率 $\Pr(\theta_1|I)$,天平将下降到左边,这意味着不能认定同一(意见 d_2)的预期损失比认定同一意见 (d_1) 的预期损失更大,因而,我们会选择 d_1 的意见,因为它具有较小的预期损失。同样,我们也可以用两极大小A和B的大小来解释主张 θ_1 和 θ_2 的概率以及他们距支点的距离来解释错误意见损失的概率,如图4(iv)所示。从这个角度来看,显然当两个损失 $L(C_{12})$ 和 $L(C_{21})$ 是相等的,那么平衡要求杠杆两极大小也是相等的—即概率 $\Pr(\theta_1|I)$ 和 $\Pr(\theta_2|I)$ 相等;对于不相等的情况,杠杆转动到一侧或另一侧将取决于哪边的概率较大。这正好说明了在第3.4节开始时所提到的涉及民事案件裁判的例子,裁判意见是基于这种“概率平衡”的原理做出的。

杠杆定律为司法实践领域提供了一个生动概括的通俗解释。特别是,杠杆定律说明,尽管 $\Pr(\theta_1|I)$ 的大小(嫌疑人是可疑痕迹来源的概率)可明显大于对立的主张 θ_2 的概率,那么一个与 C_{12} 有关的足够大的损失(错误认定同一的结果)可使杠杆支点移向左侧,这意味着认定同一意见 d_1 的预期损失 $EL(d_1) = L(C_{12})\Pr(\theta_2|I)$ 大于 d_2 的预期损失(不能认定同一),从贝叶斯意见决策法则的观点看,不能认定同一的意见 d_2 是更为可取的。否则,即使在一个支持嫌疑人是犯罪现场痕迹来源的主张概率具有盖然性优势的情况下,即 $\Pr(\theta_1|I) > \Pr(\theta_2|I)$,当错误认定的损失 $L(C_{12})$ 远远大于未认

定同一的损失 $L(C_{21})$ ，并足以使杠杆左倾如图 4 (iv) 所示，使 $EL(d_1)$ 大于 $EL(d_2)$ 时，那么认定同一的意见将不是最优的意见选择。¹³

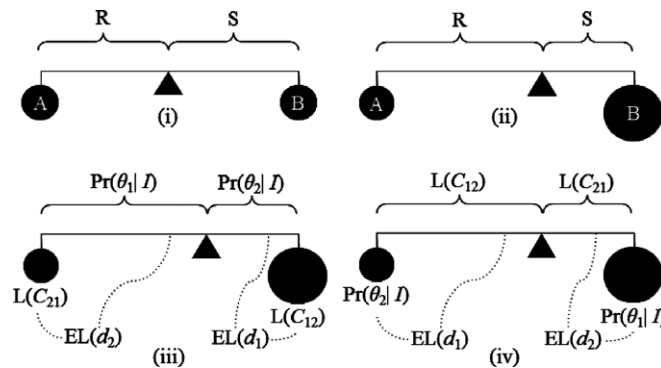


图 4 (i 和 ii) 以两极大小 A 和 B 及距支点距离 R 和 S 表示的阿基米德定律图释。(iii 和 iv)：将主张 θ_1 和主张 θ_2 的概率，以及在贝叶斯意见决策准则，不等式 (11) 中定义的错误意见的损失 L 用阿基米德定律图释说明。

(二) 意见决策框架中的似然率

值得一提的是，用贝叶斯意见决策理论来解释同一认定的概念与用似然率来评价比对检验结果的方法是相符的。这可以通过重新考虑不等式 (11)，那么支持主张 θ_1 的后验概率——即为根据犯罪嫌疑人是犯罪现场痕迹来源的主张，将先验概率和检验结果 E 的似然率相乘取得的结果：

$$\frac{\Pr(\theta_1|I,E)}{\Pr(\theta_2|I,E)} = \underbrace{\frac{\Pr(\theta_1|I)}{\Pr(\theta_2|I)}}_{\text{先验概率}} * \underbrace{\frac{\Pr(E|\theta_1,I)}{\Pr(E|\theta_2,I)}}_{\text{似然率}} > \underbrace{\frac{L(C_{12})}{L(C_{21})}}_{\text{损失率}} \quad (15)$$

根据不等式 (15) 的要求，为了使认定同一意见 (d_1) 比不能认定同一意见 (d_2) 更具有优势，那么需等式左侧的结果 (后验概率) 大于右端的相对损失率。贝叶斯意见决策准则可以从强调似然率的角度重新表示为：

如果认定同一意见 d_1 是首选的，则似然比和先验概率的乘积大于错误认定的损失与未认定同一的损失之比 (即不良结果的损失比)。

对于后验概率我们也曾讨论是否可以通过借助对数的形式来更好的理解 [例如，37]，因而产生附加的术语。应用对数到方程 (15)，得到：

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

通过重新排列不等式 (16)，我们可以分离出似然率，如下式所示：

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

似然率的对数通常用来解释证据的权重，这个术语普遍被认为是古德的贡献^[37]。当运用贝叶斯意见决策准则推导出认定同一的意见 (d_1) 时，方程 (17) 将引出下面的条件：

¹³ 阿基米德的杠杆理论“给我一个支点，我将撬动地球。” [例如，3,4]，在本文的语境中可被理解为：“只要当未认定同一的意见损失足够大时，无论支持“同一来源”这一主张的几率多大，都可以使得 $EL(d_2) > EL(d_1)$ ，从而使认定同一的意见更为可取。”

当且仅当证据的权重大于主张 (θ_2) 对主张 (θ_1) 的先验概率倒数的对数与错误认定意见对未认定同一意见的损失比的对数总和 (即损失仅与不良结果有关), 认定同一 (d_1) 是首选的意见。

表 4 说明了几组先验概率与似然率的临界值组合的例子, 即根据贝叶斯意见决策论, 两项相加之和必须超过给定的损失比率, 以确保认定同一意见更为可取 (见不等式 (16))。

$PO=Pr(\theta_1 I)/Pr(\theta_2 I)$	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

表 4 为了使得认定同一意见 (d_1) 比不能认定同一意见 (d_2) 更为可取, 表中展示了几组先验概率与由不等式 (17) 定义的相对损失比 (RL) 的不同组合。该表中第四到第六列中的值为 (以 10 为底) 的前三列数值的对数值。

五、结论

贝叶斯意见决策论的三大要素——即主张及其相关的概率、意见、偏好的结果——三要素构建了一个严谨的逻辑框架, 通过此理论, 司法鉴定语境中的同一认定问题得以在可控的方式下解决。特别是, 正如斯托尼^[38]指出的, 这三个要素让我们看到, 司法鉴定中解决同一认定问题的传统方法已超出了科学的本质范畴。

“100 多年来, 法院和公众都期待, 指纹鉴定人能够提供融合这三个要素的专家意见: 专家证言不能直接作为证据, 但可作为其所支持的某种主张的证明, 既要假定先验概率还要进行偏好意见的判断, 这给鉴定人造成了一个过重的、不切实际的负担, 即要求指纹鉴定人以科学的名义去做科学所不能达到的任务。作为一个必然的结果, 指纹鉴定人在科学的道路上渐行渐远。”[38, 第 400 页]

对于结果的偏好选择判断, 同一认定意见决策的问题占据了核心位置。然而, 这些偏好表达式的本质、应该如何进行分配、以及他们应该如何与同一认定所定义的特征联系起来, 仍然是一个热议的话题 (见参考文献 1)。从意见决策理论的角度来看, 如何回答这些问题似乎成为了一个被普遍认同的主要障碍。

在本文中, 我们从效用和损失两个不同的角度来给意见决策表赋值。需强调的是, 根据效用和损失函数一般的数学属性, 不仅简化了价值判断的尺度范围的界定, 而且还有效地减少了那些需要鉴定人积极关注的工作量。在同一认定的具体情况中, 需要主要关注的任务, 实际上可以缩减为一个元素, 即一个未认定同一的偏好值 (例如, 假定一个 2×2 的决策表和一个 0—1 的效用 (损失) 函数)。它可以被孤立地思考, 也可以与错误认定同一的偏好值相比较的方式来思考。更一般地说, 认定同一的意见也可以理解为对主要主张 (即是犯罪嫌疑人还是其他人是犯罪现场痕迹的来源) 的相对支持程度和不良结果的相对损失 (即不等式 (11)) 之间的比较。往往意见决策者在这一过程中已经非正式地设想 (或预期) 了各种不良后果的损失。因此, 意见决策理论框架提供了一种方法, 使这些元素更清晰、明确。更重要的是, 对于“似然率”, 即在司法鉴定的实践应用中证据权重这一已确立的概念, 在同一认定语境下的意见决策理论框架中具有明确的作用: 正如不等式 (15) - (17) 所示, 针对不良结果的相对损失与先验概率进行比较。

以上的观点并不是为了给司法鉴定人提供具体实践的指南; 同样, 我们也不建议意见决策者依赖该意见决策理论来转移自己所应承担的责任。该理论框架仅仅是打算为司法实践中的意见决策者提供一个强大的逻辑分析工具, 以帮助他们应对所面临的各种可能影响意见决策问题的因素。

但是, 如果一个人认为,“(……)只有法院的效用函数才是适当的(……)”[39, 第141页],那么,贝叶斯意见决策理论框架提供了一个对效用的逻辑严谨的解释,从而此理论可以恰当地应用到法律程序中。

从出具鉴定意见——司法鉴定人本职工作的描述,以及专业术语的最新变化^[1]两方面来看,同一认定的意见决策论可能没有什么新意。但是,正如上文所引用的斯通尼的论述^[38],同一认定,这一需借助科学方法的司法实践冲突已经超出了目前指南的范围^[13]。目前,贝叶斯意见决策理论这一现代方法,以一种规范的视角,使我们清楚了证明价值与严谨的意见判断实践之间的区别,从而能够合理地、逻辑清晰地进行表达。同样,这也是专业协会和司法鉴定人所关心和考虑的问题,即通过规范来重新审视鉴定人的角色和反思鉴定意见报告的范围以提高实践的可信性。这一理论符合当前实践的需要,也有利地回应了文中最初提到的“司法鉴定领域中同一认定的变化仅仅是形式上的变更,而不是根本实践性的改变”这一批判的观点。

参考文献

- [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 Finetti'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. Gittelsohn, S. Bozza, A. Biedermann, F. Taroni, Decision-theoretic reflections on processing a fingerprint, *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, *Probabilità et logica della prova*. Epistemologia Giudiziaria (Collana diretta da Giulio Ubertis), Giuffrè Editore, Milano, 2014.
- [34] S. Bozza, J. Broséus, 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.

(收稿: 2016-06-16, 修回: 2016-09-01)

(责任编辑: 刘鑫)