国 防 科 技 大 学 学 报
第21卷 第6期 JOURNAL OF NATIONAL UNIVERSITY OF DEFENSE TECHNOLOGY Vol. 21 No. 6 1999

态势估计中基于假设检验的统计时间推理方法*

姚春燕 胡卫东 郁文贤

(国防科技大学自动目标识别重点实验室 长沙 410073)

摘 要 在战场态势估计中,常常需要判断事件发生的时间顺序,而对事件发生时间的观测往往含有统计不确定性。这里将假设检验理论引入时间推理,建立了一种判别两个事件发生顺序的新方法,同时研究了在统计不确定性下时间顺序的传递性,从而有效增强了态势估计中对时间关系的描述和推理能力。

关键词 统计时间推理,态势估计,假设检验

分类号 O212.1

Stochastic Temporal Reasoning Method Based on Hypothesis Detection Theory in Situation Assessment

Yao Chunyan Hu Weidong Yu Wenxian

(ATR State Key Lab, NUDT, Changsha, 410073)

Abstract In tactical SA, it is important for commanders to decide the temporal order of events. But imprecise observations make it diffcult to make. In this paper, hypothesis detection theory is introduced into temporal reasoning, and a new method to decide the temporal order of two events under stochastic imprecision is developed. The transitivity of the stochastic order is also discussed, which enhances the ability of describing time relation and temporal reasoning in situation assessment.

Key words Stochastic Temporal Reasoning, Situation Assessment, Hypothesis Detection

态势估计(Situation Assessment, SA)作为决策支持系统智能化的支撑技术,在工业控制、故障诊断、环境监测、军事决策分析辅助等领域有着广泛的应用。在 C^3I 系统中,通过态势估计推断对方意图。可以将态势估计看作一个多假设动态分类问题,Kirillov 提出了一个态势假设的专家知识模型[1]。态势假设可以根据固有的逻辑关系分解,成为由子事件(或称子态势、子任务)组成的层次结构。由于发生时间是事件的固有属性之一,态势假设中的各子事件发生的时间模式常常为态势假设分类提供有力的依据,因此时间知识处理是态势估计中不可缺少的一个方面。

Allen 提出了确定时间区间之间的13种关系[2];Dubois 和 Prade 建立了模糊不确定性下时间点与时间区间之间的各种关系,提出了对这些关系的匹配方法和利用这些关系进行时间推理的方法[3];Kirillov 建立了在已知时间间隔的统计不确定估值的情况下,两个时间点之间的关系:'预测关系'[1],并给出了根据这一关系对未知时间变量进行估值的方法和对这一关系进行匹配的方法。然而,在态势估计中,更经常遇到的是需要判断两个事件发生的顺序,即时间点之间的大于、等于、小于关系。由于观测误差及专家知识含有统计不确定性,将统计不确定性引入时间推理很有必要。因此,如果能够完整地建立统计不确定性下时间点之间各种关系的匹配方法,会有助于增强态势估计专家系统中对时间关系的描述和推理能力。

本文提出的方法解决了时间间隔未知情况下,两个统计时间点之间的关系匹配问题。

1 时间点之间关系的匹配算法

在态势估计中,当两事件发生的时间 t_k 和 t_j 之间的时间间隔未知时,它们的基本关系可归纳为以下几种:

* 1999年3月2日收稿
第一作者:姚春燕,女,1972年生,博士生

(1) $R1(t_k, t_j): t_k > t_j$;

(2) $R2(t_k, t_j): t_k = t_j$;

(3) $R3(t_k, t_j): t_k < t_j$.

用 τ_k 表示对 t_k 的观测变量。并假设 $E[\tau_k] = t_k$, 且 $\tau_k \sim N(t_k, \sigma^2_{\tau_k})$, τ_k 表示 τ_k 的一个样本值。在态势估计中, 通常可获得 τ_k 和 $\sigma^2_{\tau_j}$ 的值。对 t_j 作同样的假设: $\tau_j \sim N(t_j, \sigma^2_{\tau_j})$, τ_j 和 $\sigma^2_{\tau_j}$ 已知。问题在于如何根据这些已知条件来判断 t_k 与 t_j 的关系。(～: 近似于)

1.1　对关系 R1 (t_k, t_j) 的匹配

当某一态势子任务的时间关系中包含 $R1(t_k, t_j)$ 时, 我们需要判断 $(\tau_j, \sigma^2_{\tau_j})$ 与 $(\tau_k, \sigma^2_{\tau_k})$ 是否满足 $R1(t_k, t_j)$。这样, 问题变为: 已知 $\tau_k \sim N(t_k, \sigma^2_{\tau_k})$ 和 τ_k; 以及 $\tau_j \sim N(t_j, \sigma^2_{\tau_j})$ 和 τ_j; 假设 τ_k 与 τ_j 相互独立; 判断两个假设:

$$H_0: t_k < t_j$$
$$H_1: t_k \geq t_j$$

哪一个成立。

令 $\tau_{kj} = \tau_k - \tau_j$, $\Delta t_{kj} = t_k - t_j$, $\sigma^2_{\tau_{kj}} = \sigma^2_{\tau_k} + \sigma^2_{\tau_j}$, 则 $\tau_{kj} \sim N(\Delta t_{kj}, \sigma^2_{\tau_{kj}})$。$H_0$ 与 H_1 分别等价于:

$$H'_0: \Delta t_{kj} < 0$$
$$H'_1: \Delta t_{kj} \geq 0$$

态势估计中通常可以确定 Δt_{kj} 的一个大致范围, 因此, 假设 $-a_1 \leq \Delta t_{kj} \leq b_1 (a_1 \geq 0, b_1 \geq 0)$。根据经典的贝叶斯方法, 将未知参数 Δt_{kj} 看作一个随机变量, 并有一个已知的概率密度 $f_{\Delta t_{kj}}(\Delta t_{kj})$ [4]。由贝叶斯假设可得到,

当 H_0 成立时

$$f_{\Delta t_{kj}}(\Delta t_{kj} \mid H_0) = \begin{cases} 1/a_1 & -a_1 \leq \Delta t_{kj} < 0 \\ 0 & \text{其他} \end{cases} \tag{1}$$

当 H_1 成立时

$$f_{\Delta t_{kj}}(\Delta t_{kj} \mid H_1) = \begin{cases} 1/b_1 & 0 \leq \Delta t_{kj} \leq b_1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases} \tag{2}$$

$$\begin{aligned} f(\tau_{kj} \mid H_0) &= \int_{-\infty}^{\infty} f(\tau_{kj} \mid \Delta t_{kj}, H_0)\, f_{\Delta t_{kj}}(\Delta t_{kj} \mid H_0)\, \mathrm{d}\Delta t_{kj} \\ &= \int_{-a_1}^{0} \frac{1}{a_1} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{\tau_{kj}}} \exp\left[-\frac{(\tau_{kj} - \Delta t_{kj})^2}{2\sigma^2_{\tau_{kj}}}\right] \mathrm{d}\Delta t_{kj} \end{aligned} \tag{3}$$

类似地

$$f(\tau_{kj} \mid H_1) = \int_{0}^{b_1} \frac{1}{b_1} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{\tau_{kj}}} \exp\left[-\frac{(\tau_{kj} - \Delta t_{kj})^2}{2\sigma^2_{\tau_{kj}}}\right] \mathrm{d}\Delta t_{kj} \tag{4}$$

计算似然比得:

$$\frac{f(\tau_{kj} \mid H_0)}{f(\tau_{kj} \mid H_1)} = \frac{b_1\left[\Phi\left(\frac{-\tau_{kj}}{\sigma_{\tau_{kj}}}\right) - \Phi\left(\frac{-a_1 - \tau_{kj}}{\sigma_{\tau_{kj}}}\right)\right]}{a_1\left[\Phi\left(\frac{b_1 - \tau_{kj}}{\sigma_{\tau_{kj}}}\right) - \Phi\left(\frac{-\tau_{kj}}{\sigma_{\tau_{kj}}}\right)\right]} \triangleq \gamma$$

其中, γ 由所采用的判决准则决定。当采用 Neyman-pearson 准则时, 可得到判决门限 τ_T 与给定的第一类错误发生概率 α 的关系式如下:

$$1/a_1 \int_{\tau_T}^{\infty} \left[\Phi\left(\frac{-\tau_{kj}}{\sigma_{\tau_{kj}}}\right) - \Phi\left(\frac{-a_1 - \tau_{kj}}{\sigma_{\tau_{kj}}}\right)\right] \mathrm{d}\tau_{kj} = \alpha \tag{5}$$

式中 $\Phi(x) = \int_{-\infty}^{x} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(\frac{-y^2}{2}\right) \mathrm{d}y$, 这样, 当 $\tau_k - \tau_j < \tau_T$ 时, 判 H'_0 成立; 当 $\tau_k - \tau_j \geq \tau_T$ 时, 判 H'_1 成立。

在作出判断的同时, 我们还可以计算用来评价所作判断的后验概率。设判定 H_0 成立, 则 H_0 确定成立的可信度(后验概率) 为:

$$P\{t_k < t_j \mid \tau_k - \tau_j < \tau_T\} = \frac{P\{\tau_k - \tau_j < \tau_T \mid t_k < t_j\} P\{t_k < t_j\}}{P\{\tau_k - \tau_j < \tau_T\}} \tag{6}$$

其中,

$$P\{\tau_k - \tau_j < \tau_T\} = P\{\tau_k - \tau_j < \tau_T \mid t_k < t_j\} P\{t_k < t_j\} + P\{\tau_k - \tau_j < \tau_T \mid t_k \geq t_j\} P\{t_k \geq t_j\}$$

$$P\{\tau_k - \tau_j < \tau_T \mid t_k < t_j\} = 1 - \alpha, P\{\tau_k - \tau_j < \tau_T \mid t_k \geq t_j\} = \beta$$

β 为发生第二类错误的概率, 则:

$$P\{t_k < t_j \mid \tau_k - \tau_j \leq \tau_T\} = \frac{(1-\alpha) P\{t_k < t_j\}}{(1-\alpha) P\{t_k < t_k\} + \beta P\{t_k \geq t_j\}} \tag{7}$$

当判定 H_1 成立时, H_1 确定成立的可信度(后验概率) 可用类似的方法求得。

2.1 对 **R2** (t_k, t_j) 的匹配

当某一态势子任务的时间关系中包含 R2(t_k, t_j) 时, 我们需要判断$(\tau_j, \sigma^2_{\tau_j})$ 与$(\tau_k, \sigma^2_{\tau_k})$ 是否满足 R2(t_k, t_j)。类似 1.1 节, 这相当于判断:

$$H'_0: \Delta t_{kj} = 0$$

$$H'_1: \Delta t_{kj} \neq 0$$

哪一个成立。当 Δt_{kj} 没有任何先验信息时, 根据贝叶斯方法, 引入无信息条件下它的广义先验概率密度: 令 $f_{\Delta t_{kj}}(\Delta t_{kj} \mid H_1) \propto 1$, 即 $f_{\Delta t_{kj}}(\Delta t_{kj} \mid H_1) = c$, c 为一常数[4]。则计算似然比:

$$\frac{f(\tau_{kj} \mid H_0)}{f(\tau_{kj} \mid H_1)} = \frac{\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{kj}} \exp\left(\frac{\tau_{kj}^2}{-2\sigma_{kj}^2}\right)}{\int_{-\infty}^{+\infty} c \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{kj}} \exp\left[\frac{(\tau_{kj} - \Delta t_{kj})^2}{-2\sigma_{kj}^2}\right] \mathrm{d}\Delta t_{kj}} \equiv \gamma$$

其中, γ 由所采用的判决准则决定。若采用 Neymann-Pearson 准则, 可得到判决门限 τ_T 与给定的第一类错误发生概率 α 的关系式如下:

$$\tau_T = -\sigma_{kj} \Phi^{-1}\left(\frac{\alpha}{2}\right)$$

式中, Φ^{-1} 是 Φ 的反函数。这样, 当 $|\tau_k - \tau_j| < \tau_T$ 时, 判 H'_0 成立, 否则, 认为 H'_1 成立。

当对 Δt_{kj} 有一定先验信息时, 则可以采用类似 1.1 节的似然比判决。当采用 Neyman-pearson 准则时, 得到的结果与采用 Δt_{kj} 的无信息先验分布时结果相同。

与 1.1 节同样地, 当 H_0 成立时, 可以得到它的后验概率为:

$$P\{t_k = t_j \mid |\tau_k - \tau_j| < \tau_T\} = \frac{(1-\alpha) P\{t_k = t_j\}}{(1-\alpha) P\{t_k = t_j\} + \beta P\{t_k \neq t_j\}} \tag{8}$$

不同之处是, 此时, 若要求得 β, 需要 Δt_{kj} 有一定先验信息。因为, 当采用 Δt_{kj} 的无信息先验分布时, $f(\tau_{kj} \mid H_1) = c_0$, $\tau_{kj} \in (-\infty, +\infty)$, c_0 为一个常数。显然, 这也是一个广义先验密度, 这会使 β 大于 1, 并使由(8) 式表示的后验概率失去意义。

对 R3(t_k, t_j) 的匹配类似于 1.1 节的判别方法, 不再赘述。

2 传递性

在态势估计中, 当新的时间数据到来时, 不仅要对相应的时间关系进行匹配, 计算它们成立的概率, 还需要对相关联的时间关系成立的概率进行计算, 即进行限制传播, 以保证知识的一致性, 并进一步进行推理。

考虑 R1 和 R1 的组合:

设 $\tau_1 \sim N(t_1, \sigma_1^2)$, $\tau_2 \sim N(t_2, \sigma_2^2)$, $\tau_1 \sim N(t_3, \sigma_3^2)$; τ_1, τ_2, τ_3 分别是 τ_1、τ_2、τ_3 的一个样本值; τ_1、τ_2、τ_3 相互独立; 已知 $P\{t_1 < t_2\} = P_1$, $P\{t_2 < t_3\} = P_2$, 判断 $t_1 < t_3$ 成立的程度。

对于这一问题, 当已知 t_1 和 t_3 的不确定估值时, 可直接采用 1.1 节所述方法计算 $t_1 < t_3$ 成立的程

度; 否则, 需要利用以下方法进行间接推理。这里采用表示形式 $P\{t_k < t_j\}$ 而不是 $P\{t_j < t_k \quad \tau_k - \tau_j > \tau_r\}$ $(j, k \in \{1, 2, 3\})$, 是基于这种考虑: 在实际的态势估计的专家知识模型中[3], 可能存在这种情况: $P\{t_1 < t_2\}$ 是通过 1.1 节的方法获得的, 而 $P\{t_2 < t_3\}$ 是由专家直接给出或通过其他途径获得的; 而在限制传播过程中, 二者均分别是目前所能获得的关于 $t_1 < t_2$ 和 $t_2 < t_3$ 的唯一信息。因此它们的来源就显得不重要了, 为书写简便起见, 统一写为这种形式。

我们将联合事件“$t_1 < t_2$ *and* $t_2 < t_3$”记为 A, 如果采用贝叶斯推理, 可得:

$$P\{t_1 < t_3\} = P\{t_1 < t_3 \quad A\} \quad P\{A\} + P\{t_1 < t_3 \quad \bar{A}\} \quad P\{\bar{A}\} \tag{9}$$

显然, $P\{t_1 < t_3 \quad A\} = 1$; 且:

$$P\{A\} = P\{t_1 < t_2 \quad t_2 < t_3\} \quad P\{t_2 < t_3\} = P\{t_2 < t_3 \quad t_1 < t_2\} \quad P\{t_1 < t_2\} \tag{10}$$

又 $P\{\bar{A}\} = 1 - P\{A\}$, 因此, (9) 式中, 只要再已知 $P\{t_1 < t_3 \quad \bar{A}\}$ 和 $P\{t_1 < t_2 \quad t_2 < t_3\}$ (或 $P\{t_2 < t_3 \quad t_1 < t_2\}$), 即可求得 $P\{t_1 < t_3\}$ 的值。

其余的组合如“$= <$”、“$> =$”、“$> >$”等等均可如上类推。

在另外一些情形下, 如果没有进一步的假设或知识, 不能利用这种方法进行限制传播。例如: 当已知 $t_1 < t_2$ 的概率和 $t_2 < t_3$ 的概率时, 若没有进一步的假设或知识, 我们对 t_1 与 t_3 的关系无法明确判断。

3 举例

根据敌情通报, 蓝方的一个庞大的运输船队将要通过海域 R, 海域 R 的地形简图如图 1 所示。r_1, r_2 是两条航道, A、B 是两个由红方扼守的岛屿。r_1 的部分航段在 B 的火力范围之外, r_1, r_2 都有部分航段在 A 的火力范围之内, r_2 的部分航段在 B 的火力范围之内; B 在 A 的火力范围之外, A 在 B 的火力范围之外。A 上的传感器观测到有一个蓝方的机群 g_1 正从西南方向朝它飞来, B 上的传感器观测到有一个蓝方的机群 g_2 正从东南方向朝它飞来, 根据其它情报源提供的蓝方机群的机种、起飞机场、航速、飞机载油量、带弹量等数据, 预计 g_1 进入对岛 A 的攻击阵位的时间 t_1 为 $\tau_1 = 140$, 精度 $\sigma_1 = 10$, 预计 g_2 进入对岛 B 的攻击阵位的时间 t_1 为 $\tau_2 = 142$, 精度 $\sigma_2 = 10$。当 $t_1 \geq t_2$ 时, 蓝方的企图很可能是 g_1 作为主攻力量, g_2 作为佯攻、牵制力量, 目的在于打通航道 r_1; 当 $t_1 < t_2$ 时, 蓝方的企图很可能是 g_1 作为主攻力量, g_2 也作为主攻力量, 目的在于同时打通 r_1, r_2 两条航道。

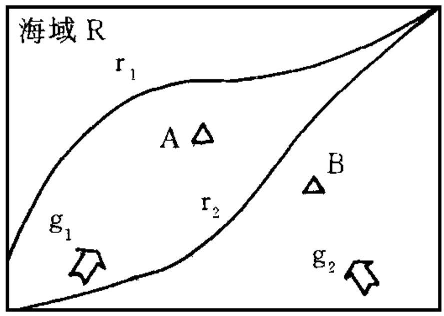

图 1 海域 R 的地形及态势简图

Fig. 1 The Terrain of Sea Area R and the Situation Map

依照 1.1 节的方法, 若给定 $\alpha = 0.05$, $a_1 = 50$, $b_1 = 125$, 由(5) 式, 计算得到 $\tau_r = 8.0$。由于 $\tau_1 - \tau_2 < \tau_r$, 所以我们认为 $t_1 < t_2$ 蓝方的目的在于同时打通 r_1, r_2 两条通道。进一步地, 可以算得 $\beta = 0.08$; 由(7) 式, 假设 $P\{t_1 < t_2\} = P\{t_1 \geq t_2\}$, 则可以算得这一判断的后验概率为 0.92。

4 结论

统计时间推理是态势估计中必不可少的一部分。本文提出的方法解决了统计不确定性下时间之间先后关系的判断问题。态势估计中, 还有相当多的时候, 需要对含有统计不确定性的时间区间进行处理, 仍需开发新的算法来解决这一问题。

参考文献

1 Kirillov V. P. Constructive Stochastic Temporal Reasoning in Situation Assessment. IEEE Trans. on Systems, Man and Cybernetics, August 1994, 21(7): 1099～1113

2 Allen J F. Towards a general theory of action and times. AI magazine, 23: 123～154

3 Dubois D and Prade H. Processing Fuzzy Temporal Knowledge. IEEE Trans. on Systems, Man and Cybernetics, July/Aug 1989, 19(4): 729～744

4 张尧庭, 陈汉峰. 贝叶斯统计推断. 北京: 科学出版社, 1994