第二章 递归状态估计

于小咸

1.

这道题目与2.4.2 的例题很相似, 练习离散贝叶斯滤波的使用。根据题意可知:

$$bel(X_0 = broken) = 0.01 (36)$$

$$bel(X_0 = not_broken) = 0.99 (37)$$

$$p(Z_t < 1|X_t = broken) = 1 (38)$$

$$p(Z_t < 1|X_t = not_broken) = 1/3 \tag{39}$$

其中 Z_t 表示 t 时刻距离传感器的测量值,在 $0 \sim 3m$ 范围内连续取值; X_t 表示距离传感器的状态,取值为离散的 broken , not_broken 。

下面根据贝叶斯滤波算法进行计算,由于这道题中没有对距离传感器进行任何控制,因此贝叶斯滤波的第一步(预测)并不改变系统状态的置信度:

$$b\bar{e}l(X_t) = bel(X_{t-1}) \tag{1}$$

贝叶斯滤波的第二步(观测),题干中介绍到 $Z_t < 1$,于是有以下递推式

$$bel(X_t = broken)$$
 = $\eta p(Z_t < 1 | X_t = broken) bel(X_t = broken)$ (2)

$$bel(X_t = not_broken) = \eta p(Z_t < 1 | X_t = not_broken) \bar{bel}(X_t = not_broken)$$
 (3)

其中 n 为归一化因子

$$\eta = [p(Z_t < 1 | X_t = broken) \bar{bel}(X_t = broken) +
p(Z_t < 1 | X_t = not_broken) \bar{bel}(X_t = not_broken)]^{-1}$$
(4)

对以上5、6、7式代入先验初值1、2进行迭代,即可得到各个时刻距离传感器故障的概率如下

时刻	$bel(X_t = broken Z_t < 1)$	$bel(X_t = not_broken Z_t < 1)$	η
0	0.01	0.99	
1	0.029411764705882353	0.9705882352941176	2.941176470588235
2	0.0833333333333333	0.9166666666666666	2.83333333333333
3	0.2142857142857143	0.7857142857142857	2.5714285714285716
4	0.45000000000000007	0.55	2.1
5	0.7105263157894737	0.2894736842105263	1.5789473684210524
6	0.8804347826086958	0.11956521739130438	1.2391304347826089
7	0.9566929133858267	0.043307086614173235	1.0866141732283463
8	0.9851351351351351	0.014864864864866	1.0297297297296
9	0.9949954504094631	0.0050045495905368526	1.0100090991810737
10	0.9983262325015215	0.0016737674984783934	1.0033475349969567

最后推导公式:

$$bel(X_{t} = broken) = \eta_{t} \times 1 \times bel(X_{t-1} = broken)$$

$$= \eta_{t} \eta_{t-1} \times 1 \times bel(X_{t-2} = broken)$$

$$= \prod_{i=0}^{n} \eta_{i} bel(X_{0} = broken)$$
(5)

$$bel(X_{t} = not_broken) = \eta_{t} \times \frac{1}{3} \times bel(X_{t-1} = not_broken)$$

$$= \eta_{t} \eta_{t-1} \times \frac{1}{3} \times bel(X_{t-2} = broken)$$

$$= \prod_{i=0}^{n} \eta_{i} \times \frac{1}{3^{n}} \times bel(X_{0} = not_broken)$$

$$(6)$$

其中 $\prod_{i=0}^n \eta_i$ 满足归一化要求,即

$$\prod_{i=0}^{n} \eta_i = \left[bel(X_0 = broken) + \frac{1}{3^n} \times bel(X_0 = not_broken)\right]^{-1}$$
 (7)

因此, 传感器失效的概率为

$$bel(X_t = broken) = \frac{bel(X_0 = broken)}{bel(X_0 = broken) + \frac{1}{3^n} \times bel(X_0 = not_broken)}$$
(8)

2. 已知天气状态转移矩阵

	晴 (明天)	多云	雨
晴 (今天)	0.8	0.2	0
多云 (今天)	0.4	0.4	0.2
雨 (今天)	0.2	0.6	0.2

a) 第一天是晴天,求接下来三天是多云、多云、雨的概率

可以通过贝叶斯公式得到

$$(X_4 = rainy) = P(X_4 = rainy | X_3 = cloudy)P(X_3 = cloudy)$$

$$= P(X_4 = rainy | X_3 = cloudy)P(X_3 = cloudy | X_2 = cloudy)$$

$$P(X_2 = cloudy | X_1 = sunny)P(X_1 = sunny)$$

$$= 0.2 \times 0.4 \times 0.2$$

$$= 0.016$$

$$(9)$$

b)编程随机产生天气序列的仿真器

c)计算平稳分布

首先需要知道平稳分布的定义,根据维基百科的介绍,平稳分布是指不随时间变化的状态分布,即

$$\lim_{n \to \infty} X_n = \lim_{n \to \infty} A^n X_0 \tag{10}$$

使用b) 中设计的随机天气序列仿真器,在天气序列足够长时,天气出现的频率就是平稳分布的概率,计算得到

$$P_{static} = [0.6430726, 0.2855164, 0.071411]^T$$
(11)

d)通过公式计算平稳分布

根据平稳分布的定义,我们需要求的其实是状态转移矩阵的特征值1对应的特征向量

$$Ax = x \tag{12}$$

这里我们采用偷懒的方法,使用矩阵特征向量在线计算工具,计算得到特征向量为

$$[9,4,1]^T (13)$$

对该向量进行概率归一化得到

$$P_{static} = [9/14, 2/7, 1/14]^T (14)$$

f) 计算给定今天天气时,昨天天气的概率表

需要计算以下条件概率

$$P(X_{t-1} = i | X_t = j) = \frac{P(X_t = j | X_{t-1} = i)P(X_{t-1} = i)}{P(X_t = j)}$$

$$P(X_t = j) = \sum_{i=1}^{3} P(X_t = j | X_{t-1} = i)P(X_{t-1} = i)$$
(15)

其中 $P(X_{t-1}=i)$ 作为先验概率,由平稳分布给出,从而计算得出概率表

	晴 (今天)	多云	<u>R</u> 3
晴 (昨天)	0.8	0.45	0
多云	8/45	0.4	0.8
雨	1/45	0.15	0.2

g) 如果天气状态转移概率与季节相关,这个过程还满足马尔科夫特性吗

不满足。马尔科夫特性要求,当前时刻的系统状态只与上一时刻的系统状态有关,与其他变量无关。如果引入季节这一变量,就会破坏马尔科夫特性。但是在一个季节内,状态转移矩阵不发生变化,该过程依然保持马尔科夫特性。

3. 若有传感器观测矩阵

	晴 (实际)	多云 (实际)	雨(实际)
晴 (观测)	0.6	0.3	0
多云 (观测)	0.4	0.7	0
雨 (观测)	0	0	1

a) 已知第一天是晴天,2~5天观测到为多云,多云,雨,晴,求第五天是晴天的概率

由第二题可知状态转移矩阵为

$$A = \begin{bmatrix} 0.8 & 0.4 & 0.2 \\ 0.2 & 0.4 & 0.6 \\ 0 & 0.2 & 0.2 \end{bmatrix} \tag{16}$$

由本题题干可知观测矩阵为

$$C = \begin{bmatrix} 0.6 & 0.3 & 0 \\ 0.4 & 0.7 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \tag{17}$$

根据贝叶斯准则

$$b\bar{e}l(x_t|x_{t-1}) = A \cdot bel(x_{t-1}) \tag{18}$$

$$bel(X_t = i | Z_t = j) = \eta P(Z_t = j | X_t = i) P(X_t = i)$$
(19)

$$\eta = (\sum_{i=1}^{n} P(Z_t = j | X_t = i) P(X_t = i))^{-1}$$
(20)

初值和观测序列

$$bel(x_1) = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \end{bmatrix}^T$$

$$z_2 = cloudy, z_3 = cloudy, z_4 = rainy, z_5 = sunny$$
(21)

迭代计算可得

	z_t	$b\overline{e}l(x_t)$	$bel(x_t)$	η
1		$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \end{bmatrix}^T$	$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \end{bmatrix}^T$	1
2	cloudy	$\begin{bmatrix} 0.8 & 0.2 & 0 \end{bmatrix}^T$	$\begin{bmatrix}16/23 & 7/23 & 0\end{bmatrix}^T$	50/23
3	cloudy	$\begin{bmatrix} 78/115 & 30/115 & 7/115 \end{bmatrix}^T$	$\begin{bmatrix} 312/522 & 210/522 & 0 \end{bmatrix}^T$	1150/522
4	rainy	$\begin{bmatrix} 0.6390 & 0.2805 & 0.0805 \end{bmatrix}^T$	$\begin{bmatrix} 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}^T$	124.2857
5	sunny	$\begin{bmatrix} 0.2 & 0.6 & 0.2 \end{bmatrix}^T$	$\begin{bmatrix} 0.4 & 0.6 & 0.0 \end{bmatrix}^T$	3.3333

由上面结果可得,第五天是晴天的概率为0.4

b) 当2~4天的观测序列为晴,晴,雨时,用两种方式讨论最有可能的天气序列: 1) 考虑当天以及之前的观测结果; 2) 统一考虑所有天气

根据a)中的方法, 当观测序列为晴、晴、雨时, 最有可能的天气序列为

日期	天气	概率
1	晴	1.0
2	晴	0.8889
3	晴	0.8718
4	雨	1.0

统一考虑所有天气时

$$\begin{split} P(X_{2} = i | z_{2:4}) &= \eta P(Z_{2} = sunny | X_{2} = i, z_{3:4}) P(X_{2} = i | z_{3:4}) \\ &= \eta P(Z_{2} = sunny | X_{2} = i) P(X_{2} = i | z_{3:4}) \\ &= \eta P(Z_{2} = sunny | X_{2} = i) P(Z_{3} = sunny | X_{2} = i, z_{4}) P(X_{2} = i | z_{4}) \quad (22) \\ &= \eta P(Z_{2} = sunny | X_{2} = i) P(Z_{3} = sunny | X_{2} = i) \\ &\times P(Z_{4} = rainy | X_{2} = i) P(X_{2} = i | z_{2}) \end{split}$$

其中

$$P(Z_{3} = sunny|X_{2} = i) = \sum_{j=1}^{n} P(Z_{3} = sunny|X_{3} = j, X_{2} = i)P(X_{3} = j|X_{2} = i)$$

$$= (CA)_{1,i}$$

$$P(Z_{4} = rainy|X_{2} = i) = \sum_{j=1}^{n} P(Z_{4} = rainy|X_{4} = j, X_{2} = i)P(X_{4} = j|X_{2} = i)$$

$$= \sum_{j=1}^{n} P(Z_{4} = rainy|X_{4} = j) \sum_{k=1}^{n} P(X_{4} = j|X_{3} = k)P(X_{3} = k|X_{2} = i) \quad (24)$$

$$= (CAA)_{3,i}$$

同理可得第3天和第4天的概率

$$P(X_3 = i|z_{2:4}) = P(Z_4 = rainy|X_3 = i)P(X_3 = i|z_{2:3})$$

= $(CA)_{3,i}P(X_3 = i|z_{2:3})$ (25)

其中 $P(X_3=i|z_{2:3})$ 和 $P(X_4=i|z_{2:4})$ 已经在前一小问中求得,汇总得到2~4天的天气概率

日期	天气	概率
1	晴	1
2	晴	0.8
3	多云	1
4	ন্য	1

c) 若第2~4天的天气测量分别为晴,晴,雨,那么最有可能的天气序列是什么,该天气序列的概率是多少

根据b)的解答,最可能的天气序列为晴、多云、雨,该序列概率为每天概率的乘积,为0.8.

我们会发现,综合考虑全序列的传感器数据,和只考虑当天的观测数据,得到的天气序列的预测是不同的。根据状态转移矩阵,不存在由晴天变成雨天的转换,而第三天为雨天的概率为1,所以虽然第三天传感器检测为晴天,但综合考虑第四天的概率后,第三天的天气应为雨天。这道题使用简单的对比,向我们形象地说明:如果采用全时间序列的观测信息,能够得到更加准确的后验概率估计。

4. 考虑一维高斯分布,初始位置 $x_{init}=1000m$,方差 $\sigma_{init}^2=900m^2$,观测位置 $x_{GPS}=1100m$,方差 $\sigma_{GPS}^2=100m^2$

a) 写出先验p(x)和观测p(z|x)的概率密度函数

根据高斯分布公式可得

$$p(x) = 1/\sqrt{2\pi\sigma_{init}^2} \cdot e^{-rac{(x-x_{init})^2}{2\sigma_{init}^2}} \ p(z|x) = 1/\sqrt{2\pi\sigma_{GPS}^2} \cdot e^{-rac{(z-x)^2}{2\sigma_{GPS}^2}} \$$

b) 使用贝叶斯准则,后验概率p(x|z)是多少,能证明该分布是高斯吗

根据贝叶斯准则

$$p(x|z) = \frac{p(z|x)p(x)}{p(z)} \tag{27}$$

其中

$$p(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(z|x)p(x)dx$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} 1/\sqrt{2\pi\sigma_{init}^{2}} \cdot e^{-\frac{(x-x_{init})^{2}}{2\sigma_{init}^{2}}} \cdot 1/\sqrt{2\pi\sigma_{GPS}^{2}} \cdot e^{-\frac{(z-x)^{2}}{2\sigma_{GPS}^{2}}} dx$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{2\pi\sigma_{init}\sigma_{GPS}} \cdot e^{-\frac{(x-x_{init})^{2}}{2\sigma_{init}^{2}} - \frac{(z-x)^{2}}{2\sigma_{GPS}^{2}}} dx$$
(28)

对指数二项式进行分析

$$(x - x_{init})^{2} 2\sigma_{init}^{2} + \frac{(z - x)^{2}}{2\sigma_{GPS}^{2}} = \frac{x^{2} - 2xx_{init} + x_{init}^{2}}{18\sigma_{GPS}^{2}} + \frac{z^{2} - 2xz + x^{2}}{2\sigma_{GPS}^{2}}$$

$$= \frac{10(x^{2} - 2x(\frac{x_{init} + 9z}{10}) + (\frac{x_{i}nit + 9z}{10})^{2})}{18\sigma_{GPS}^{2}} + \frac{9z^{2} + x_{init}^{2} - \frac{(x_{i}nit + 9z)^{2}}{10}}{18\sigma_{GPS}^{2}}$$
(29)

第一项是x的函数,可以写成正态分布的形式,第二项与x无关,可从积分式内提取出来,计算得到

$$p(z) = \frac{1}{2\pi\sigma_{init}\sigma_{GPS}} \cdot e^{-\frac{9z^2 + x_{init}^2 - \frac{(x_{init} + 9z)^2}{10}}{18\sigma_{GPS}^2}} \cdot \sqrt{2\pi}\sqrt{9/10}\sigma_{GPS}$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{10}\sigma_{GPS}} \cdot e^{-\frac{9z^2 + x_{init}^2 - \frac{(x_{init} + 9z)^2}{10}}{18\sigma_{GPS}^2}}$$
(30)

那么后验的分布为

$$p(z|x) = \frac{\frac{1}{2\pi\sigma_{init}\sigma_{GPS}} \cdot e^{-\frac{10(x^2 - 2x(\frac{x_{init} + 9z}{10}) + (\frac{x_{i}nit + 9z}{10})^2)}{18\sigma_{GPS}^2} - \frac{9z^2 + x_{init}^2 - \frac{(x_{i}nit + 9z)^2}{10}}{18\sigma_{GPS}^2}}{\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{10}\sigma_{GPS}} \cdot e^{-\frac{9z^2 + x_{init}^2 - \frac{(x_{i}nit + 9z)^2}{10}}{18\sigma_{GPS}^2}}}$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{9/10}\sigma_{GPS}} e^{-\frac{(x - \frac{9z + x_{init}}{10})^2}{2\times 9/10\sigma_{GPS}^2}}$$
(31)

是满足正态分布 $p(x|z) \sim N(rac{9z+x_{init}}{10}, 9/10\sigma_{GPS}^2)$

c) 测量 $x_{GPS}=1100m$ 怎样得出先验和GPS接收器的误差概率信息

不是很理解这道题目需要求什么,这里大胆猜测一下,是对GPS接收器进行误差分析,问的是怎样获取GPS接收器的值和方差,GPS的先验数据经过滤波得到,误差信息通过对时间统计得到。

5. 由式 (2.17) 推导 (2.18) 和 (2.19) ,以及本书叙述的概率准则

$$p(x|z) = \frac{p(x,y|z)}{p(y|z)} = \frac{p(x|z)p(y|z)}{p(y|z)} = p(x|y,z)$$
 (32)

$$p(y|z) = \frac{p(x,y|z)}{p(x|z)} = p(y|x,z)$$
(33)

根据一阶马尔科夫假设,当前观测只与系统当前状态 x_t 相关,与其他变量相互独立,于是可以得到

$$p(z_i|x_{0:t}, z_{1:t-1}, u_{1:t-1}) = p(z_i|x_t)$$
(34)

6. 证明式 (2.25) , 这个等式的意义是什么

根据期望的性质

$$Cov[X] = E[X - E[X]]^{2}$$

$$= E[X^{2} - 2X \cdot E[X] + (E[X])^{2}]$$

$$= E[X^{2}] - 2E[X]E[X] + (E[X])^{2}$$

$$= E[X^{2}] - (E[X])^{2}$$
(35)

这说明方差是协方差的特殊形式,对于多元分布而言,协方差是一个方阵。

小结

- 1,2,3题都是在使用贝叶斯准则解决离散问题,其中第三题给了另外一种不同的应用方法,不仅仅是按照时序计 算的贝叶斯滤波,还可以应用在解决全概率问题
- 4题解决的是一维连续问题,推导了高斯分布下的贝叶斯准则(即卡尔曼滤波),证明了后验概率也是高斯分布,更深入地理解了卡尔曼滤波
- 5题帮助更好的理解一阶马尔科夫假设下的贝叶斯准则