

206631 Advanced Engineering Stochastic Processes

Juta Pichitlamken

Second Semester 2005

Take-home final exam

กำหนดส่ง วันพุธที่ 15 มีนาคม พ.ศ. 2549 ก่อนเวลา 9.00 น.

ที่ธุรการภาคฯ หรือจะอีเมลมาที่ [juta.p@ku.ac.th](mailto:juta.p@ku.ac.th) ก็ได้

มีการปรับลดคะแนนข้อสอบที่ส่งช้ากว่ากำหนด

### แนวทางในการทำข้อสอบ

- ให้คุณแสดงวิธีทำโดยละเอียด โดยสามารถใช้ซอฟต์แวร์ทางคณิตศาสตร์ เช่น Maple หรือ Matlab ช่วยคำนวณได้ กรุณาเขียนด้วยลายมือที่อ่านออก หากไม่แน่ใจ ให้ใช้พิมพ์แทน
- ไม่อนุญาตให้ปรึกษาคนอื่น ทั้งที่เป็นเพื่อนร่วมเรียนและไม่ใช้
- อนุญาตให้ใช้หนังสืออื่น นอกเหนือจากหนังสือเรียนได้

โจทย์จาก **Taylor and Karlin (1998)** ข้อละ 6 คะแนน (เก็บ 30% ของเกรดรวมวิชานี้)

1. Problem 4.7 (page 132)
2. Problem 4.7 (page 258) ทำเฉพาะกรณีมีรถ 1 คัน  
ข้อชี้แจงเพิ่มเติม: ความน่าจะเป็นที่ฝนตกในช่วงเช้า = ความน่าจะเป็นที่ฝนตกในช่วงบ่าย =  $p$  โดยไม่ขึ้นกับอดีต
3. Problem 3.5 (page 296)
4. Problem 4.3 (page 377)
5. Problem 5.4 (page 457)

.....

(วฐา มินเสน)

48850226

ข้อ 1

ให้  $X_n$  เป็น Markov chain กับ Transition Probabilities  $P_{ij}$  เมื่อพวกเรากำหนดให้ “discount factor”  $\beta$  กับ  $0 < \beta < 1$  และ cost function  $c(i)$  และ พวกเราปรารถนาให้ตัดสินใจเกี่ยวกับ the total expected discounted cost เมื่อเริ่มที่ state  $i$  เมื่อกำหนดให้

$$h_i = E \left[ \sum_{n=0}^{\infty} \beta^n c(X_n) \mid X_0 = i \right]$$

ใช้ประโยชน์กับ First step analysis เพื่อพิสูจน์ว่า  $h_i$  เป็นไปตามนี้

$$h_i = c(i) + \beta \sum_j P_{ij} h_j \quad \text{สำหรับทุก States } i$$

ตอบ

$$h_i = E \left[ \sum_{n=0}^{\infty} \beta^n c(X_n) \mid X_0 = i \right]$$

เนื่องกำหนดจุดเริ่มต้นแล้ว  $n = 0$  คือ

$$X_0 = i$$

ดังนั้น

$$c(X_0) = c(i)$$

และอัตรา Discount factor  $\beta^n$  เมื่อ  $n=0 \therefore \beta^0 = 1$

$$h_i = E \left[ \left\{ \beta^0 c(X_0) \mid X_0 = i \right\} + \left\{ \sum_{n=1}^{\infty} \beta^n c(X_n) \mid X_0 = i \right\} \right]$$

$$h_i = E \left[ \left\{ c(i) \right\} + \left\{ \sum_{n=1}^{\infty} \beta^n c(X_n) \mid X_0 = i \right\} \right]$$

$$h_i = c(i) + E \left[ \underbrace{\left\{ \sum_{n=1}^{\infty} \beta^n c(X_n) \mid X_0 = i \right\}} \right] \quad \text{----- (0)}$$

พิจารณา First step analysis [1]

$$[1] \quad E \left[ \left\{ \sum_{n=1}^{\infty} \beta^n c(X_n) \mid X_0 = i \right\} \right]$$

$$[1] \quad E \left[ \sum_j \left\{ \sum_{n=1}^{\infty} \beta^n c(X_n) \mid X_0 = i, X_1 = j \right\} \Pr \{ X_1 = j \mid X_0 = i \} \right]$$

(Sum j ไม่สามารถกำหนดได้ว่าเป็นใดค่าหนึ่ง เนื่องจากที่โจทย์ไม่ได้กำหนด State ของ Transient)

$$[1] \quad E \left[ \sum_j \left\{ \sum_{n=1}^{\infty} \beta^n c(X_n) \mid X_0 = i, X_1 = j \right\} p_{ij} \right]$$

Markov Property

$$[1] \quad E \left[ \sum_j \left\{ \sum_{n=1}^{\infty} \beta^n c(X_n) \mid X_1 = j \right\} p_{ij} \right]$$

แยก  $\beta^1$  ออกจากสมการเพื่อจัดรูปใหม่

$$[1] \quad E \left[ \beta^1 \sum_j \left\{ \sum_{n=1}^{\infty} \beta^{n-1} c(X_{n-1}) \mid X_{1-1} = j \right\} p_{ij} \right] \text{ จะเห็นว่า } = E \left[ \sum_j \left\{ \sum_{n=1}^{\infty} \beta^n c(X_n) \mid X_1 = j \right\} p_{ij} \right]$$

$$\beta \sum_j p_{ij} E \left[ \left\{ \sum_{n=1}^{\infty} \beta^{n-1} c(X_{n-1}) \mid X_{1-1} = j \right\} \right] \text{ ----- (1)}$$

พิจารณา First step analysis [2]

$$[2] \quad E \left[ \left\{ \sum_{n=1}^{\infty} \beta^{n-1} c(X_{n-1}) \mid X_{1-1} = j \right\} \right]$$

จัดรูปแบบใหม่

$$[2] \quad E \left[ \left\{ \sum_{n=0}^{\infty} \beta^n c(X_n) \mid X_0 = j \right\} \right]$$

สังเกตว่า (2) เหมือนกับ  $h_i = E \left[ \sum_{n=0}^{\infty} \beta^n c(X_n) \mid X_0 = i \right]$  โดยเปลี่ยนจากพิจารณา i เป็น j

$$h_j = E \left[ \left\{ \sum_{n=0}^{\infty} \beta^n c(X_n) \mid X_0 = j \right\} \right] \text{ ----- (2)}$$

แทน (2) ไปยัง (1)

$$\beta \sum_j P_{ij} E \left[ \underbrace{\left\{ \sum_{n=1}^{\infty} \beta^{n-1} c(X_{n-1}) \mid X_{1-1} = j \right\}}_{h_j} \right]$$

$$\beta \sum_j P_{ij} h_j \quad \text{----- (3)}$$

แทน (3) ไปยัง (0)

$$h_i = c(i) + E \left[ \underbrace{\left\{ \sum_{n=1}^{\infty} \beta^n c(X_n) \mid X_0 = i \right\}}_{\beta \sum_j P_{ij} h_j} \right]$$

∴ สรุปได้ว่า 
$$h_i = c(i) + \beta \sum_j P_{ij} h_j$$

ข้อ 2

การเลือกระหว่างการเดินทางหรือขับรถจากบ้านไปทำงานในตอนเช้า โดยในตอนบ่ายก็ปฏิบัติเช่นเดียวกัน เขามีกลยุทธ์ในการเดินทางดังนี้ ถ้าฝนตกในตอนเช้าและที่บ้านมีรถจอดอยู่ แล้วเขาจะขับรถไปทำงาน เช่นเดียวกัน ถ้าฝนตกในตอนบ่าย และมีรถจอดอยู่ที่ทำงาน แล้วเขาจะขับรถกลับบ้าน เขาเลือกที่จะเดินในกรณีฝนไม่ตกหรือไม่มีรถจอดอยู่ในที่ๆ เขาอยู่ทั้งตอนเช้าและตอนบ่าย สมมติว่า ความน่าจะเป็นที่ฝนตกในช่วงเช้า เท่ากับ ความน่าจะเป็นที่ฝนตกในช่วงบ่าย =  $p$  โดยไม่ขึ้นอยู่กับอดีต ในระยะยาวจงหาเศษส่วนของวัน ( $\pi$ ) ของผู้ชายที่จะเดินตากฝน ( $\pi_2$ ) จะเป็นอะไร?

ตอบ

State space  $\mathcal{M} = \{1,2,3,4\}$

- 1 คือ ฝนตก และมีรถอยู่ (ในอีกความหมาย คือ ขับรถ)
- 2 คือ ฝนตก และไม่มีรถ (เดินตากฝน)
- 3 คือ ฝนไม่ตก และมีรถอยู่ (เดินไป)
- 4 คือ ฝนไม่ตก และ ไม่มีรถอยู่ (เดินไป)

Discrete-state stochastic process  $\{S_n; n = 0,1,2,3,4,\dots\}$  โดย  $n^{\text{th}}$  เป็น transaction that half days (Morning, Afternoon) เช่น  $S_0 \rightarrow S_1$  หมายถึง ตอนเช้าไปตอนบ่าย หรือ ตอนบ่ายไปตอนเช้าของวันถัดไป

$P_{ij}$			ฝนตก		ฝนไม่ตก	
			มีรถ	ไม่มีรถ	มีรถ	ไม่มีรถ
			(1)	(2)	(3)	(4)
ฝนตก	มีรถ	(1)	P	-	1-P	-
	ไม่มีรถ	(2)	P	-	1-P	-
ฝนไม่ตก	มีรถ	(3)	-	P	-	1-P
	ไม่มีรถ	(4)	P	-	1-P	-

ต้องการหา ผู้ชายเดินตากฝน ( $\pi_2$ )

$$\pi_1 = P\pi_1 + P\pi_2 + P\pi_4$$

$$\pi_2 = P\pi_3$$

$$\pi_3 = (1-P)\pi_1 + (1-P)\pi_2 + (1-P)\pi_4$$

$$\pi_4 = (1-P)\pi_3$$

$$1 = \pi_1 + \pi_2 + \pi_3 + \pi_4$$

$$0 = (P-1)\pi_1 + P\pi_2 + P\pi_4 \quad \underline{\hspace{10em}} \quad (1)$$

$$0 = -\pi_2 + P\pi_3 \quad \underline{\hspace{10em}} \quad (2)$$

$$0 = (1-P)\pi_1 + (1-P)\pi_2 - \pi_3 + (1-P)\pi_4 \quad \underline{\hspace{10em}} \quad (3)$$

$$0 = (1-P)\pi_3 - \pi_4 \quad \underline{\hspace{10em}} \quad (4)$$

$$1 = \pi_1 + \pi_2 + \pi_3 + \pi_4 \quad \underline{\hspace{10em}} \quad (5)$$

เนื่องจากการแก้สมการดังกล่าวนี้ ไม่ยุ่งยาก

โดยพิจารณาสมการ (5) และ (3) จะเห็นว่าสามารถหาค่า  $\pi_3$  ได้ดังนี้

นำ (1-P) คูณ (5) แล้วนำไปลบ (3)

$$(1-P) = (1-P)\pi_3 + \pi_3$$

$$(1-P) = (2-P)\pi_3$$

$$\frac{(1-P)}{(2-P)} = \pi_3$$

$$\therefore \pi_3 = \frac{(1-P)}{(2-P)}$$

เมื่อได้ค่า  $\pi_3$  แล้วสามารถนำมาแทนค่าหาค่า  $\pi$  อื่นๆ ได้ดังนี้

แทนค่า  $\pi_3$  ในสมการที่ (4)

$$\pi_4 = \frac{(1-P)(1-P)}{(2-P)}$$

$$\therefore \pi_4 = \frac{(1-P)^2}{(2-P)}$$

แทนค่า  $\pi_3$  ในสมการที่ (2)

$$\pi_2 = \frac{P(1-P)}{(2-P)}$$

$$\therefore \pi_2 = \frac{P(1-P)}{(2-P)}$$

แทนค่า  $\pi_2, \pi_4$  ในสมการที่ (1)

$$0 = (P-1)\pi_1 + P \frac{P(1-P)}{(2-P)} + P \frac{(1-P)^2}{(2-P)}$$

$$(P-1)\pi_1 = - \left( P \frac{P(1-P)}{(2-P)} + P \frac{(1-P)^2}{(2-P)} \right)$$

$$(P-1)\pi_1 = - \left( \frac{P^2(1-P) + P(1-P)^2}{2-P} \right)$$

$$(P-1)\pi_1 = - \frac{P(P-1)}{P-2}$$

$$\pi_1 = - \frac{P}{P-2}$$

$$\therefore \pi_1 = - \frac{P}{P-2}$$

ตรวจสอบค่า  $\pi$  โดยใช้สมการ (5) ตรวจสอบ

$$1 = \pi_1 + \pi_2 + \pi_3 + \pi_4$$

$$1 = \frac{-P}{P-2} + \frac{P(1-P)}{2-P} + \frac{(1-P)}{2-P} + \frac{(1-P)^2}{2-P}$$

$$1 = \frac{-P}{P-2} + \frac{P(1-P)}{2-P} + \frac{(1-P)(1+(1-P))}{2-P}$$

$$1 = \frac{-P}{P-2} + \frac{P(1-P)}{2-P} + \frac{(1-P)(2-P)}{2-P}$$

$$1 = \frac{-P}{P-2} + \frac{P(1-P)}{2-P} + (1-P)$$

$$1 = P + (1-P)$$

$$1 = 1$$

แสดงว่า  $\pi$  ที่คำนวณได้เป็นความจริง

ตรวจสอบคำตอบ เมื่อกำหนด  $P = 0.2$



$$j = \begin{bmatrix} p & 0 & 1-p & 0 \\ p & 0 & 1-p & 0 \\ 0 & p & 0 & 1-p \\ p & 0 & 1-p & 0 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} p & 0 & 1-p & 0 \\ p & 0 & 1-p & 0 \\ 0 & p & 0 & 1-p \\ p & 0 & 1-p & 0 \end{bmatrix}$$

$$p := 0.2$$

$$0.2$$

$$j^{50}$$

$$\begin{bmatrix} 0.111109525280341834 & 0.0888904747196588990 & 0.444438101121367335 & 0.355561898878635596 \\ 0.111109525280341834 & 0.0888904747196588990 & 0.444438101121367335 & 0.355561898878635596 \\ 0.111113093399573593 & 0.0888869066004271264 & 0.444452373598294370 & 0.355547626401708506 \\ 0.111109525280341834 & 0.0888904747196588990 & 0.444438101121367335 & 0.355561898878635596 \end{bmatrix}$$

ใช้สูตรคำนวณ

$$\pi_1 = \frac{-0.2}{0.2-2} = 0.111111$$

$$\pi_2 = \frac{0.2(1-0.2)}{2-0.2} = 0.08888$$

$$\pi_3 = \frac{1-0.2}{2-0.2} = 0.4444444$$

$$\pi_4 = \frac{(1-0.2)^2}{2-0.2} = 0.355555$$

สูตรที่พิสูจน์มีความถูกต้อง

ดังนั้นสรุปได้ว่า

$$\therefore \text{ผู้ขายเดินตากฝน} = \pi_2 = \frac{P(1-P)}{(2-P)}$$

ข้อ 3

ให้  $X(t)$  ให้เป็นขบวนการปัวซองกับพารามิเตอร์  $\lambda$  ให้  $T$  เป็นตัวแปรสุ่มที่เป็นอิสระ มีการแจกแจงแบบ Exponential ที่มี pdf. เป็น

$$f_T(t) = \theta e^{-\theta t} \quad \text{for } t > 0$$

ให้ตัดสินใจ The probability mass function สำหรับ  $X(T)$

ตอบ

$$X(t) \sim P(\lambda)$$

$$\Pr(X(t) = k) = \frac{e^{-\lambda t} \lambda t^k}{k!}$$

$$T \sim \text{Exp}(\theta)$$

$$\Pr(T = t) = \theta e^{-\theta t}$$

เมื่อ  $X(T)$  ทำให้  $T$  กลายเป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบ Exp ดังนั้นจำเป็นต้องจัดตัวแปรสุ่มนี้ออกไป ด้วยการสร้างเงื่อนไขกับ  $T$  และใช้ The Law of total probability

$$\begin{aligned} X(T) \Rightarrow \Pr\{X(T) = k\} &= \int_0^{\infty} P_{XT}(k/t) f_T(t) dt \\ &= \int_0^{\infty} \frac{e^{-\lambda t} \lambda t^k}{k!} \theta e^{-\theta t} dt \end{aligned}$$

โดย  $t = 0$  จะทำให้ความน่าจะเป็นมีค่าเป็น 0 อยู่แล้วจึงเริ่ม Integrate จาก 0 ได้ (เนื่องจากโจทย์กำหนด  $t > 0$ )



$$\int_0^{\infty} \frac{e^{(-\lambda \cdot t)} \cdot (\lambda \cdot t)^k}{k!} \cdot \theta \cdot e^{(-\theta \cdot t)} dt$$

$$\frac{\lambda^k \theta^{(-k+1)} \left(\frac{\lambda + \theta}{\theta}\right)^{(-k)}}{\lambda + \theta}$$

ตรวจสอบคำตอบ The probability mass function

$$= \sum_{k=0}^{\infty} \left( \frac{\left(\frac{\lambda + \theta}{\lambda}\right)^{-k} \lambda^k \theta^{(1-k)}}{\lambda + \theta} \right) \quad \text{ต้องมีค่าเท่ากับ 1}$$



$$\sum_{k=0}^{\infty} \frac{\left( L^k \cdot C^{(1-k)} \cdot \left( \frac{(L+C)}{C} \right)^{-k} \right)}{L+C}$$

1

---

∴ The probability mass function for X(T) คือ

$$\Pr \{ X(T) = k \} = \frac{\left( \frac{\lambda + \theta}{\lambda} \right)^{-k} \lambda^k \theta^{(1-k)}}{\lambda + \theta}$$

โดยมีพารามิเตอร์ คือ  $(\lambda, \theta)$

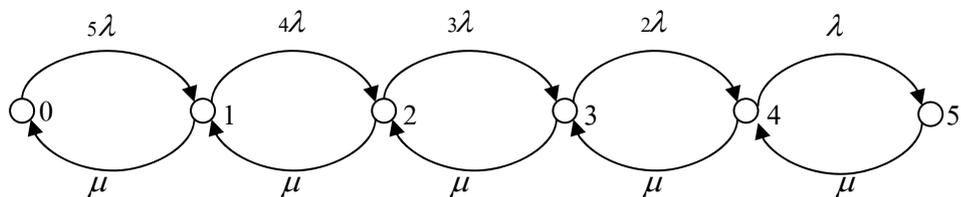
ข้อ 4

มีเครื่องจักร 5 เครื่อง และมีคนซ่อมเครื่อง 1 คน เวลาทำงานจนกระทั่งเครื่องเสียของเครื่องจักรเป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบ Exponential มีค่าพารามิเตอร์ (Rate) 0.20 ต่อ ชั่วโมง เวลาในการซ่อมเครื่องที่เสียเป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบ Exponential มีค่าพารามิเตอร์ (Rate) 0.50 ต่อ ชั่วโมง

ทั้ง 5 เครื่องทำงานและการเสียที่เป็นอิสระกัน แต่อย่างมากที่สุดมี 1 เครื่องที่จะถูกซ่อม ในระยะยาว เศษส่วนของเวลา ( $\pi$ ) ที่คนซ่อมเครื่องจะว่างงานคืออะไร?

**ตอบ**

จากการกำหนดอัตราเสียของเครื่องจักรแต่ละเครื่องคือ  $\lambda = 0.2$  ต่อชั่วโมง ดังนั้น โมเดลนี้จึงเป็น M/M/1/5 (With finite population)



State space  $\mathcal{N} = \{0,1,2,3,4,5\}$

(จำนวนเครื่องที่เสีย 0 ถึง 5 โดย 0 หมายถึงเสีย 0 เครื่องหรือคนซ่อมว่างงาน)

Generator Matrix is

$$G := \begin{bmatrix} -1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0.5 & -1.3 & 0.8 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0.5 & -1.1 & 0.6 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.5 & -0.9 & 0.4 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0.5 & -0.7 & 0.2 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0.5 & -0.5 \end{bmatrix}$$

แก้สมการหาคำตอบของแต่ละ  $\pi$

$$0 = -\pi_0 + 0.5\pi_1$$

$$0 = \pi_0 - 1.3\pi_1 + 0.5\pi_2$$

$$0 = 0.8\pi_1 - 1.1\pi_2 + 0.5\pi_3$$

$$0 = 0.6\pi_2 - 0.9\pi_3 + 0.5\pi_4$$

$$0 = 0.4\pi_3 - 0.7\pi_4 + 0.5\pi_5$$

$$0 = 0.2\pi_4 - 0.5\pi_5$$

$$1 = \pi_0 + \pi_1 + \pi_2 + \pi_3 + \pi_4 + \pi_5$$

$$\pi_0 = 0.0697, \pi_1 = 0.1394, \pi_2 = 0.2231, \pi_3 = 0.2677, \pi_4 = 0.2142, \pi_5 = 0.0856$$

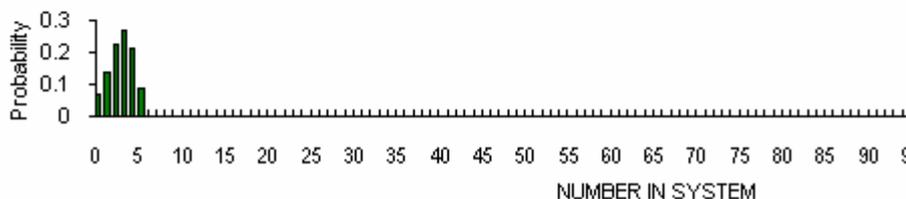
ตรวจสอบคำตอบ(โปรแกรม q ใน Excel)



### M/M/s with Finite Population

Arrival rate	<b>0.2</b>	(per machine)
Service rate	<b>0.5</b>	(per server)
Number of servers	<b>1</b>	
Population size	<b>5</b>	

Utilization	<b>93.03%</b>
P(0), probability that the system is empty	<b>0.0697</b>
Lq, expected queue length	<b>1.7441</b>
L, expected number in system	<b>2.6743</b>
Wq, expected time in queue	<b>3.7496</b>
W, expected total time in system	<b>5.7496</b>
Probability that a customer waits	<b>0.9303</b>

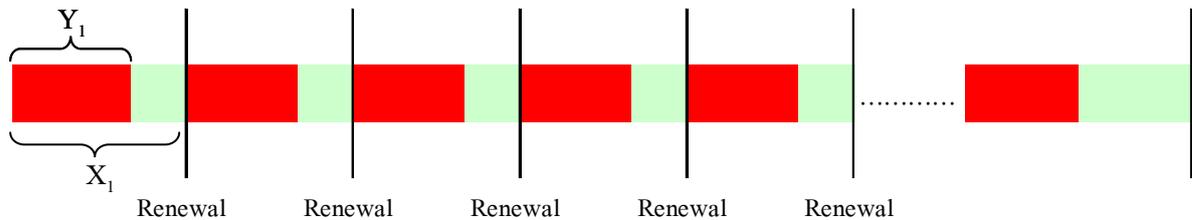


$\therefore$  ในระยะยาว โอกาสที่คนซ่อมเครื่องจะว่างงาน  $\pi_0 = 0.0697$

ข้อ 5 ศาสตราจารย์ขี้เกียจคนหนึ่งมีห้องอยู่ประจำบนเพดานในห้องของเขา ซึ่งของชิ้นนั้นก็คือหลอดไฟ 2 หลอด การเปลี่ยนหลอดไฟ ศาสตราจารย์ต้องปีนบันไดซึ่งเขาก็เริ่มขี้เกียจ ดังนั้นถ้ามีหลอดไฟเสีย 1 หลอด เขาจะรอไม่ยอมเปลี่ยนจนกระทั่งหลอดไฟหลอดที่ 2 จะเสีย จึงจะเปลี่ยนมันทั้งคู่ สมมติว่าอายุการใช้งานของหลอดไฟทั้ง 2 เป็นตัวแปรสุ่มที่อิสระกัน

- ถ้าอายุการใช้งานของหลอดไฟทั้ง 2 เป็น Exponential Distribution ที่มีค่าพารามิเตอร์เหมือนกันทั้ง 2 หลอด (กำหนดให้เป็น  $\lambda$ ) เศษส่วนของเวลา (Fraction of Time) ในระยะยาวที่ศาสตราจารย์ขี้เกียจคนนี้จะใช้หลอดไฟเพียงหลอดเดียว
- ถ้าอายุการใช้งานของหลอดไฟทั้ง 2 ที่ซื้อมาเป็น Uniform Distribution(0,1) ที่มีค่าพารามิเตอร์เหมือนกันทั้ง 2 หลอด เศษส่วนของเวลา (Fraction of Time) ในระยะยาวที่ศาสตราจารย์ขี้เกียจคนนี้จะใช้หลอดไฟเพียงหลอดเดียว

ตอบ



มีไฟ 2 หลอด  
 มีไฟ 1 หลอด

a)

จากคุณสมบัติ  $\lim_{t \rightarrow \infty} p(t) = \frac{E(Y_1)}{E(X_1)}$  \_\_\_\_\_ (1)

$E(Y_1)$  เป็นค่าคาดหวังของอายุการใช้งานของหลอดไฟหลอดแรกจะเสีย นั่นคือค่าคาดหวังของอายุการใช้งานของหลอดไฟที่มีอายุการใช้งานน้อยกว่าอีกหลอด  $E(\text{Min}(x_A, x_B))$  โดย  $x_A$  เป็นหลอดไฟดวงที่ 1 และโดย  $x_B$  เป็น หลอดไฟดวงที่ 2 (ดูรูปประกอบ)

$E(X_1)$  เป็นค่าคาดหวังของอายุการใช้งานของหลอดไฟหลอดที่สองจะเสีย (แสดงว่าหลอดไฟหลอดที่สองมีอายุการใช้งานยาวนานกว่าหลอดแรก) หรือค่าคาดหวังของการเสีย 2 หลอดเมื่อหลอดที่ 1 เสียไปก่อนแล้ว นั่นคือค่าคาดหวังของอายุการใช้งานของหลอดไฟที่มีอายุการใช้งานมากกว่าอีกหลอด  $E(\text{Max}(x_A, x_B))$

และจากคุณสมบัติที่โจทย์กำหนด คือ หลอดไฟทั้ง 2 เป็น Exponential Distribution ที่มีค่าพารามิเตอร์เหมือนกันทั้ง 2 หลอด(กำหนดให้เป็น  $\lambda$ ) ดังนั้นสามารถนำ Order Statistics มาช่วยในการหาคำตอบได้ ดังนี้



$$a := (1 - e^{-\lambda \cdot t})^2$$

$$(1 - e^{(-\lambda t)})^2$$

$$b := \frac{d}{dt} a$$

$$2 (1 - e^{(-\lambda t)}) \lambda e^{(-\lambda t)}$$

$$\int_0^{\infty} t \cdot b \, dt$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \left( \frac{1}{2} \frac{2 \lambda t (e^{(-\lambda t)})^2 + (e^{(-\lambda t)})^2 - 4 t \lambda e^{(-\lambda t)} - 4 e^{(-\lambda t)} + 3}{\lambda} \right)$$


---

$$F_{\max=2}(t) = [F(t)]^2$$

$$F_{\max=2}(t) = (1 - e^{-\lambda t})^2$$

$$f_{\max=2}(t) = 2(1 - e^{-\lambda t}) \lambda e^{-\lambda t}$$

$$E(X_1) = E(\text{Max}(x_A, x_B)) = \int_0^{\infty} t(2(1 - e^{-\lambda t}) \lambda e^{-\lambda t}) dt = \frac{1}{2}(0 + 0 - 0 - 0 + \frac{3}{\lambda}) = \frac{3}{2\lambda}$$



$$c := 1 - (1 - (1 - e^{-\lambda \cdot t}))^2$$

$$1 - (e^{(-\lambda t)})^2$$

$$d := \frac{d}{dt} c$$

$$2 (e^{(-\lambda t)})^2 \lambda$$

$$\int_0^{\infty} t \cdot d \, dt$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \left( -\frac{1}{2} \frac{e^{(-2\lambda t)} + 2 e^{(-2\lambda t)} \lambda t - 1}{\lambda} \right)$$


---

$$F_{\min=1}(t) = 1 - (1 - F(t))^2$$

$$F_{\min=1}(t) = 1 - (1 - (1 - e^{-\lambda t}))^2 = 1 - (e^{-\lambda t})^2$$

$$f_{\min=1}(t) = 2\lambda(e^{-\lambda t})^2 = 2\lambda e^{-2\lambda t}$$

$$E(Y_1) = E(\text{Min}(x_A, x_B)) = \int_0^{\infty} t(2\lambda e^{-2\lambda t}) dt = -\frac{1}{2}(0 + 0 - \frac{1}{\lambda}) = \frac{1}{2\lambda}$$

$$\text{ดังนั้นแทนค่าในสมการ (1) } \lim_{t \rightarrow \infty} p(t) = \frac{E(Y_1)}{E(X_1)} = \frac{\left(\frac{1}{2\lambda}\right)}{\left(\frac{3}{2\lambda}\right)} = \frac{1}{3}$$

เนื่องจาก  $\frac{1}{3}$  เป็นความน่าจะเป็นในระยะยาวที่จะใช้หลอดไฟ 2 หลอด

ดังนั้นความน่าจะเป็นที่จะได้ใช้หลอดไฟ 1 หลอดเป็น  $1 - \frac{1}{3} = \frac{2}{3}$

∴ ในระยะยาวที่ศาสตราจารย์ชี้แจงคนนี้จะใช้หลอดไฟเพียงหลอดเดียว  $= \frac{2}{3}$

b)

จากคุณสมบัติที่โจทย์กำหนด คือ หลอดไฟทั้ง 2 เป็น Uniform Distribution ที่มีค่าพารามิเตอร์เหมือนกันทั้ง 2 หลอด กำหนดให้เป็น (0,1) ดังนั้นสามารถนำ Order Statistics มาช่วยในการหาคำตอบได้ ดังนี้

**Maple**

$$e := t^2$$

$$f := \frac{d}{dt} e$$

$$\int_0^1 t \cdot f \, dt$$

$$t^2$$

$$2t$$

$$\frac{2}{3}$$

$$F_{\max=2}(t) = [F(t)]^2$$

$$F_{\max=2}(t) = (t)^2$$

$$f_{\max=2}(t) = 2t$$

$$E(X_1) = E(\text{Max}(x_A, x_B)) = \int_0^{\infty} t(2t)dt = \frac{2}{3}$$



$$g := 1 - (1 - t)^2$$

$$1 - (1 - t)^2$$

$$h := \frac{d}{dt} g$$

$$2 - 2t$$

$$\int_0^1 t \cdot h \, dt$$

$$\frac{1}{3}$$

$$F_{\min=1}(t) = 1 - (1 - F(t))^2$$

$$F_{\min=1}(t) = 1 - (1 - t)^2$$

$$f_{\min=1}(t) = 2 - 2t$$

$$E(Y_1) = E(\text{Min}(x_A, x_B)) = \int_0^1 t(2 - 2t)dt = \frac{1}{3}$$

ดังนั้นแทนค่าในสมการ (1)  $\lim_{t \rightarrow \infty} p(t) = \frac{E(Y_1)}{E(X_1)} = \frac{\left(\frac{1}{3}\right)}{\left(\frac{2}{3}\right)} = \frac{1}{2}$

เนื่องจาก  $\frac{1}{2}$  เป็นความน่าจะเป็นในระยะยาวที่จะใช้หลอดไฟ 2 หลอด

ดังนั้นความน่าจะเป็นที่จะได้ใช้หลอดไฟ 1 หลอดเป็น  $1 - \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$

$\therefore$  ในระยะยาวที่ศาสตราจารย์จี้เกียจคนนี้จะใช้หลอดไฟเพียงหลอดเดียว  $= \frac{1}{2}$