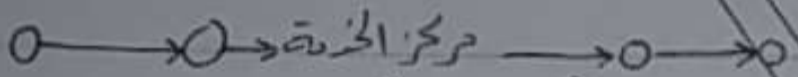


نظرية الأرتال . queue Theory

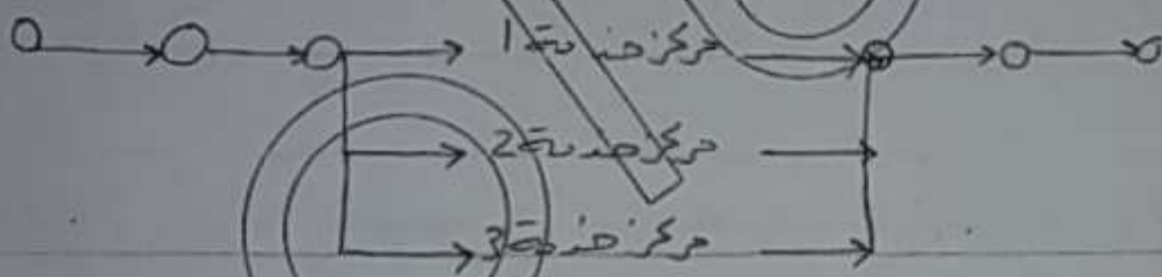
تهدف نظرية الأرتال إلى جعل الفترة الزمنية للانتظار مقياساً مادياً لتكلفة الانتظار ودراسته وإيجاد توازن بين تكلفة الانتظار وتكلفة اتخاذ القرار لتقليل فترة الانتظار .

- فن الأنواع السيئة وجود عدة أرتال وعدة مراكز خدمة وذلك لندرس هذا النوع ، ندرس الحالة الترتيبية فيها رتل واحد ونسأل الحالة التالية :

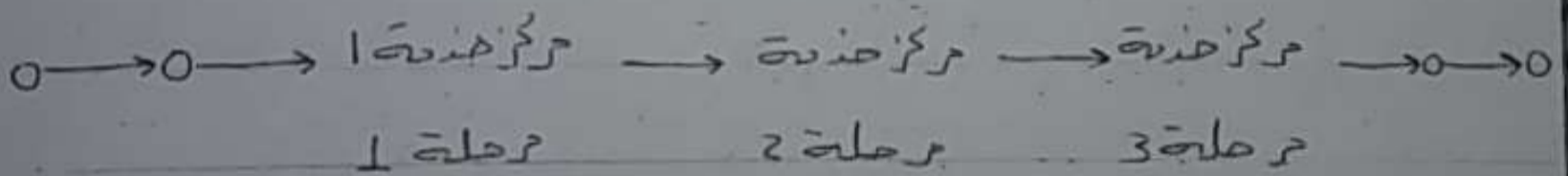
(1) النمط الأول : مركز خدمة واحد رتل واحد ويمكن تمثيله بيانياً كما يلي :



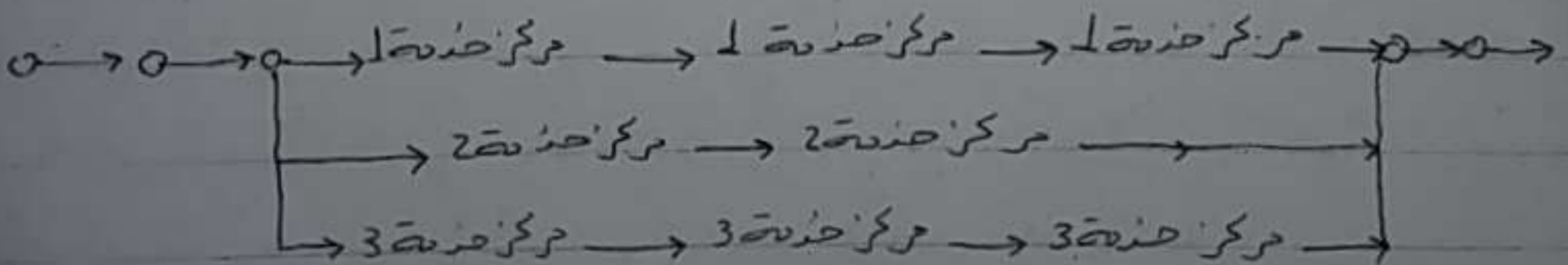
(2) النمط الثاني : عدة مراكز خدمة رتل واحد



(3) النمط الثالث : عدة مراكز خدمة متساوية رتل واحد



(4) النمط الرابع : عدة مراكز خدمة بمراحل متعددة رتل واحد :



للمناقشة الرياضية الواقعية لحل مسائل الأرتال :

لفرض أن الحدودية $p(t)$ تعبر عن احتمال أن ينتظر n زبون حيث $n \geq 0$

$$p_0(t), p_1(t), \dots, p_n(t)$$

نريد أن نوجد علاقة بين الحدوديات

بفرض : n : عدد الزبائن في النظام

t : الوحدة الزمنية

h : وحدة زمنية حرجية جداً

λ : معدل وصول الزبائن إلى مركز الخدمة خلال واحدة الزمن

μ : معدل الخدمة التي يقدر بها مركز الخدمة للزبائن خلال واحدة الزمن

في الحقيقة ، عند دراسة حالات الانتظار مماثلة عادةً نحتاج إلى وقت كبير

في حالات زمنية صغيرة ، وبالتالي نفترض دوماً أن $t \rightarrow \infty$

عندئذ المسألة تكون كيف أصل من فترة انتظار للزبائن وحتى يكون زمن انتظار الزبون

أقل مما يمكن يجب أن يكون احتمال انتظاره أضعف مما يمكن أي أن تكون $p(t)$

أضعف مما يمكن ربما تغيرت t أي يجب أن يتوقف :

$$\frac{d(p_n(t))}{dt} = 0$$

عندما $t \rightarrow \infty$

سنتخذ p_n بدلاً من $p_n(t)$ للسهولة فقط

ومبدأ هذه الفرضيات نفقودنا إلى حالة الاستقرارية (الثبات)

والمؤخذ الآن علاقة تفاضل بحسرة الحدود $p(t)$ بالنسبة للزمن كما يلي :

بحري تغييراً طفيفاً جداً h على الزمن t ، عندئذ يكون الحالات الآتية :

$$1) \quad n \text{ زبون في النظام في اللحظة } t + h :$$

أ- لم يدخل أو خرج أي زبون :

$$\left\{ \begin{array}{ll} \text{لم يدخل احتمالها} & 1 - h\lambda \\ \text{لم يخرج احتمالها} & 1 - h\mu \end{array} \right\}$$

$$(1 - h\mu)(1 - h\lambda) p_n(t)$$

$$\Rightarrow (1 - h\lambda - h\mu + h^2\mu\lambda) p_n(t)$$

عما أن h صغيرة جداً يمكن اعتبار $h^2 \rightarrow 0$

$$(1 - h\lambda - hu + h^2 u \lambda) p_n(t)$$

$$\Rightarrow (1 - h(u + \lambda)) p_n(t)$$

$$\Rightarrow p_n(t) - h(u + \lambda) p_n(t)$$

ب - دخل رسوب وخرج رسوب :

$$(\lambda h)(u h) p_n(t) = h^2 \lambda u p_n(t) \left\{ \begin{array}{l} \lambda h : \text{دخول واحد احتمال} \\ u h : \text{خروج واحد احتمال} \end{array} \right.$$

$$n \gg 2 : h^2 \lambda u p_n(t) = 0 \quad \leftarrow h^2 \rightarrow 0$$

③ $n-1$ رسوب في اللحظة t

احتمال عدد الرسائل $n-1$ في اللحظة $t+h$
 أ - احتمال وصول رسوب وخرج رسوب
 ب - احتمال عدم وصول أو خروج أي رسوب

إذا دخل رسوب وخرج رسوب أو لم يدخل أي رسوب فإن عدد الرسائل سيبقى $n-1$
 وبالتالي هذه الحالة نفس الحالة السابقة عندما كان عدد الرسائل n وبقي n
 أ -

عدد الرسائل n في اللحظة $t+h$ (معناها دخل رسوب ولم يخرج أحد)

$$\left\{ \begin{array}{l} \lambda h : \text{دخول واحد احتمال} \\ 1 - u h : \text{لم يخرج أحد احتمال} \end{array} \right.$$

$$(\lambda h)(1 - u h) p_{n-1}(t) = (\lambda h - u \lambda h^2) p_{n-1}(t) \Rightarrow \lambda h p_{n-1}(t)$$

③ من أجل $n+1$ رسوب في اللحظة $t+h$: لتأخذ حالة n رسوب
 - عدد الرسائل n في اللحظة $t+h$ (معناها لم يدخل أحد وخرج واحد)

لم يصل أحد احتمالاً : $1 - \lambda h$
 خرج واحد احتمالاً : $u h$

$$(u h)(1 - \lambda h) p_{n+1}(t) = \left[\begin{array}{l} 1 - \lambda h \\ u h \end{array} \right] p_{n+1}(t)$$

$$\Rightarrow (u h - u \lambda h^2) p_{n+1}(t) \Rightarrow u h p_{n+1}(t)$$

- بقية الحالات احتمالها يسبح إلى الصفر : $\alpha(h) \rightarrow 0$
 وبالتالي يصبح الشكل التالي :

$$p_n(t+h) = \lambda h p_{n-1}(t) + p_n(t) - h(u+\lambda) p_n(t) + u h p_{n+1}(t) + o(h)$$

نقل الحد $p_n(t)$ للطرف الأيسر ثم تقسم على h فنحصل على :

$$\frac{p_n(t+h) - p_n(t)}{h} = \lambda p_{n-1}(t) - (u+\lambda) p_n(t) + u p_{n+1}(t)$$

والآن جعل $h \rightarrow 0$ نحصل في النهاية على حاصل كثيرة الحدود $p_n(t)$ النسبة للمرين

$$\frac{d p_n(t)}{d t} = \lambda p_{n-1}(t) - (u+\lambda) p_n(t) + u p_{n+1}(t)$$

وما أن حالة الأعداد n تزداد فنحصل على $\frac{d p_n(t)}{d t} = 0$:

$$\lambda p_{n-1}(t) - (u+\lambda) p_n(t) + u p_{n+1}(t) = 0$$

علاقة المخطط الأول : علاقة حدية واحدة

وصلنا إلى العلاقة التالية التي تربط احتمالات التطور الزمان لبعضها

$$\lambda p_{n-1}(t) - (u+\lambda) p_n(t) + u p_{n+1}(t) = 0 \quad ; \quad n \gg 0$$

ومن خلال هذه العلاقة يمكن الوصول إلى علاقة تكرارية أعطتها ذلك

$$n=0 : \quad \lambda p_{-1}(t) - (u+\lambda) p_0(t) + u p_1(t) = 0$$

هذا الحد غير موجود .

$$\Rightarrow u p_1(t) = u p_0(t) + \lambda p_0(t)$$

لكن عندما $n=0$ فهذا يعني أننا في الحالة الابتدائية المتتالية التي لا يكون قد

وصل فيها بعد أي زمن، وبالتالي الحد لم تبدأ بعد، أي يمكن أن نقول

ان $u \rightarrow 0$ عددا لا يكون هناك أي شخص أي $u p_0(t) \rightarrow 0$

فقط لدينا: $u p_1(t) = \lambda p_0(t) \Rightarrow \boxed{p_1(t) = \frac{\lambda}{u} p_0(t)} \quad (1)$

عندما $n=1$: $\lambda p_0(t) - (u+\lambda) p_1(t) + u p_2(t) = 0$

منوهن ① هنا صفر:

$$\lambda p_0(t) - (u+\lambda) \frac{\lambda}{u} p_0(t) + u p_2(t) = 0$$

$$\Rightarrow \lambda p_0(t) - \lambda p_0(t) - \frac{\lambda^2}{u} p_0(t) + u p_2(t) = 0$$

$$\Rightarrow p_2(t) = \frac{\lambda^2}{u^2} p_0(t) \Rightarrow \boxed{p_2(t) = \left(\frac{\lambda}{u}\right)^2 p_0(t)} \quad (2)$$

عندما $n=2$: $\lambda p_1(t) - (u+\lambda) p_2(t) + u p_3(t) = 0$

منوهن ① و ② .. هنا صفر

$$\lambda \left(\frac{\lambda}{u}\right) p_0(t) - (u+\lambda) \left(\frac{\lambda}{u}\right)^2 p_0(t) + u p_3(t) = 0$$

$$\Rightarrow \frac{\lambda^2}{u} p_0(t) - \frac{\lambda^2}{u} p_0(t) - \frac{\lambda^3}{u^2} p_0(t) + u p_3(t) = 0$$

$$\Rightarrow p_3(t) = \frac{\lambda^3}{u^3} p_0(t) \Rightarrow \boxed{p_3(t) = \left(\frac{\lambda}{u}\right)^3 p_0(t)} \quad (3)$$

$$p_n(t) = \left(\frac{\lambda}{u}\right)^n p_0(t)$$

وبنفس الطريقة من أجل n يكون:

$$p_n = \left(\frac{\lambda}{u}\right)^n p_0 \iff \psi = \frac{\lambda}{u}$$

عما أن $p_0, p_1, p_2, \dots, p_n$ هي قيم احتمالية خلال فترات زمنية فان:

$$0 \leq p_n(t) \leq 1$$

$$\sum_{n=0}^{\infty} p_n(t) = 1$$

ويكون: $p_n(t)$ متسوية حيث n حسب أن:

$$\Rightarrow \sum_{l=0}^{\infty} \binom{l}{u} p_0(l) = 1 \rightarrow p_0(l) \sum_{l=0}^{\infty} \binom{l}{u} = 1$$

$$\Rightarrow p_0 = \frac{1}{\sum_{l=0}^{\infty} \binom{l}{u}}$$

لدينا المتسلسلة $\sum_{l=0}^{\infty} \binom{l}{u}$ تبادلي:

$$\sum_{l=0}^{\infty} \binom{l}{u} = 1 + \frac{1}{u} + \left(\frac{1}{u}\right)^2 + \dots + \left(\frac{1}{u}\right)^n + \dots$$

هذه المتسلسلة هندسية حدها الأول $\frac{1}{u}$ وهي أساس المتسلسلة.

تكون متقاربة إذا كانت $0 < \frac{1}{u} < 1$

في المسائل التطبيقية نلاحظ أن يكون المقادير $\frac{1}{u}$ أصغر تماماً من الواحد وأكبر من الصفر.

فيما يخص المتسلسلة

$$S = \frac{1}{1 - \frac{1}{u}}$$

نعوض $\frac{1}{u} = \varphi$ ونعوضها في العلاقة *

$$p_0 = \frac{1}{\sum_{l=0}^{\infty} \binom{l}{u}} = \frac{1}{1 - \frac{1}{u}} = 1 - \varphi \Rightarrow p_0 = 1 - \varphi$$

نسمي $\frac{1}{u}$ كثافة الحركة (سنة المنتقل) وهي تمثل نسبة عدد وصول الرباتين إلى أصل عند خروج الرباتين //

بشكل عام أهيولديا: احتمال وصول n وحدة في النظام في اللحظة $t + h_2$:

$$p_n = \left(\frac{1}{u}\right)^n p_0 = \varphi^n (1 - \varphi)$$

مماقترة:

عرض أن L عدد الوصلات المتوقعة في النظام:

$$L = \sum_{n=0}^{\infty} n p_n = \sum_{n=0}^{\infty} n \varphi^n (1 - \varphi) = (1 - \varphi) \sum_{n=0}^{\infty} n \varphi^n$$

لأن $0 < \frac{1}{u} = \varphi < 1$ عندئذ نضرب المتسلسلة:

$$\sum_{n=0}^{\infty} n \varphi^n = \varphi + 2\varphi^2 + 3\varphi^3 + \dots = \frac{\varphi}{(1 - \varphi)^2}$$

$$L = (1 - \rho) \frac{\rho}{(1 - \rho)^2} = \frac{\rho}{1 - \rho}$$

$$\Rightarrow L = \frac{\frac{\lambda}{\mu}}{1 - \frac{\lambda}{\mu}} = \frac{\frac{\lambda}{\mu}}{\frac{\mu - \lambda}{\mu}} \Rightarrow L = \frac{\lambda}{\mu - \lambda}$$

- نقرض من الوقت المنفق بالنظام ويزاد عدد الزبائن المتوقفة مع عدد معدل الوصول :

$$\Rightarrow W = \frac{L}{\lambda} = \frac{\frac{\lambda}{\mu - \lambda}}{\lambda} \Rightarrow W = \frac{1}{\mu - \lambda}$$

- نقرض L_q عدد الوحدات (الزبائن) المتوقفة في صف الانتظار :

$$L_q = \frac{\lambda}{\mu} L \Rightarrow L_q = \frac{\lambda^2}{\mu(\mu - \lambda)}$$

- نقرض W_q الوقت المتوقع لا المنفق في صف الانتظار :

$$W_q = \frac{L_q}{\lambda} \Rightarrow W_q = \frac{\lambda}{\mu(\mu - \lambda)}$$

مثال: ورشة إصلاح سيارات بمعدل وصول سياراتين في الساعة وذلك حسب توزيع بواسون، متوسط الخدمة 20 دقيقة ومقدار التوزيع الأسّي، تكلفتها انتظار السيارة 200 ل.س في الساعة.
اصعب ما يلي:

- ① متوسط عدد السيارات المتوقفة في الورشة.
- ② متوسط الوقت المنفق في الورشة في كل سيارة.
- ③ متوسط طول صف الانتظار.
- ④ الكلفة الكلية للانتظار في الورشة خلال 8 ساعات.

الحل:

$$\text{معدل الوصول } \lambda = 2, \text{ معدل الخدمة } \mu = \frac{60}{20} = 3$$

(1) عدد السيارات المتوقفة في الورشة :

$$L = \frac{\lambda}{u - \lambda} = \frac{2}{3 - 2} = 2$$

(2) متوسط الوقت المنفرد لكل سيارة في الورشة :

$$w_q = \frac{1}{u - \lambda} = \frac{1}{3 - 2} = 1$$

(3) متوسط طول صف الانتظار :

$$L_q = \frac{\lambda^2}{u(u - \lambda)} = \frac{4}{3(3 - 2)} = \frac{4}{3} = 1.33$$

(4) الكلفة الكلية للانتظار في الرصعة خلال 8 ساعات يعطى بما يلي :

عدد سيارات الكلي في الورشة \times وقت الانتظار لكل سيارة \times عدد ساعات \times تكلفة الانتظار

$$C = L \times w_q \times 8 \times 200 \Rightarrow$$

$$w_q = \frac{1}{u(u - \lambda)} = \frac{2}{3(3 - 2)} = \frac{2}{3}$$

$$\Rightarrow C = 2 \times \frac{2}{3} \times 8 \times 200 = 2133$$

مثال 2 : لدى أحد مكاتب حدة اتصالات خط هاتف واحد ،
يصل الربان إلى هذا المكتب عشوائياً ، وبتوسط زمن 8 دقائق بين
رسول وآخر (لكل مستفيد) . الوقت المنفرد للكلمة يقع بتوسط 5
دقائق ومنت توزيع أسّي ،

المطلوب :

لما هو احتمال أن يكون الخط مشغولاً ؟

وما هو متوسط عدد الربان (طول) صف الانتظار ؟

الحل : كل 8 دقائق يصل شخص جديد كل عشوائي $\lambda = \frac{1}{8}$
 تقريبا فترة استخدام خط الهاتف يعبرو دقائق فيكون معدل كثافة $\mu = \frac{1}{5}$

(1) احتمال أن يكون الخط مشغول :

$$\varphi = \frac{\lambda}{\mu} = \frac{\frac{1}{8}}{\frac{1}{5}} \Rightarrow \varphi = \frac{5}{8}$$

(2) متوسط رتل الانتظار :

$$L_q = \frac{\lambda^2}{\mu(\mu - \lambda)} = \frac{(\frac{1}{8})^2}{\frac{1}{5}(\frac{1}{5} - \frac{1}{8})}$$

$$\Rightarrow L_q = \frac{\frac{1}{64}}{\frac{1}{25} - \frac{1}{40}} = \frac{1}{64} \cdot \frac{200}{3} = \frac{25}{24}$$

إذن فالعدد المتوقع في رتل الانتظار كادي تقريبا الواحد .

النتيجة المحاضرة

ملاحظة : الدكتور أعطى مهديّة عن نظرية الأرتال في المحاضرة 13
 وأكمل في المحاضرة 14 وأعاد الشرح في المحاضرة 15 وفي نهاية
 المحاضرة 15 أعطى مهديّة لنظرية التوازن (Matching)
 حسب أن الدكتور يريد إعطاء نظرية الأرتال على إجراء ويطلب منها
 نظرية التوازن ، فأعدت ترتيب المحاضرات مع النحو التالي :
 دحبت ما أعطاه الدكتور عن نظرية الأرتال في المحاضرة 14 + 15 وأكمل
 في المحاضرة 16 ثم أذكر نظرية التوازن بعدها .

ملاحظة 2 : في المحاضرة 13 ، الرقم و حساب الرسمين الادكي لسيارة من الرقم 4-5 حساب المصنوع D₁
 لسيارة من / منبث / زرع الكور بيكنز / كتابية الطلبة :

سندس و صود .