

تأثير أنماط الوصول العشوائية على الطبيعة الرشقية للحركة في الأرتال المقطعة زمنياً

ناجي محمد *

(تاريخ الإيداع ٢٦ / ٣ / ٢٠١٩ . قبل للنشر ٢٩ / ٥ / ٢٠١٩)

□ الملخص □

تختلف طبيعة المعطيات المرسله عبر شبكة الإنترنت عن طبيعة الاتصالات الهاتفية التقليدية التي كانت تعتمد على وصول واحد. وبالتالي تختلف آلية محاكاة الشبكات الحديثة وحساب بارامترات الأداء وإجراء الدراسات التصميمية لحجم المسجلات عن الشبكات التقليدية. كما تتميز طبيعة حركة المعطيات عبر الانترنت بالصفة الرشقية (دقات). وقد دُرست الطبيعة الرشقية ضمن الأرتال المقطعة، وحُسبت احتمالات الحالة التي تعد النقطة الأساسية لتقدير بارامترات الشبكة، اعتماداً على نظرية الأرتال. كما دُرست تأثير زمن إرسال البايث مقارنة مع زمن إرسال الحيز الزمني المخصص للإرسال رزمة محددة. قدم نموذج الوصول الهندسي حجماً مسجلاً أقل مقارنة مع الوصولات بواسون وذوي الحدين. وتمت المحاكاة باستخدام البيئة البرمجية Matlab .

الكلمات المفتاحية: نظرية الأرتال ، الحركة الرشقية، تابع بواسون، التابع ذي الحدين ، التابع الهندسي، احتمالات الحالة.

* مدرس في قسم هندسة تكنولوجيا الاتصالات - كلية هندسة تكنولوجيا المعلومات والاتصالات - جامعة طرطوس - سوريا

The effect of random arrival models on bursting traffic at the discrete queue

Naji Mohamad *

(Received 36 /3 / 2019 . Accepted 29 / 5 / 2019)

□ ABSTRACT □

The nature of the data transmitted over the Internet is different from that of traditional telephone communication that depend on single arrival. The modern network simulation mechanism, calculation of performance parameters, and design studies of buffer size differ from conventional networks. The nature of data traffic over the Internet is also characterized by the bursty.

The bursting traffic was studied at discrete queues and the state probability was calculated as the main point for estimating the network parameters based on the queue theory. The effect of the byte transmission time compared to the slot transmission time of the allocated packet transmission . The geometric arrival model provided a lower buffer size compared to the Poisson and Binomial arrivals. The simulation was performed using the Matlab software environment.

Key Words: queuing theory, bursting traffic, Poisson distribution, Binomial distribution , Geometric distribution, state probability.

*Teacher, Communication Technology Engineering Department, Information and communication Technology Engineering , Tartous University, Syria .

المقدمة:

إن وجود الشبكات الحاسوبية والإنترنت سيؤدي إلى تبادل وتوصيل للمعلومات بين جميع الأشخاص الذين يرغبون في نقل بياناتهم متى يريدون. ومن هنا تظهر مشاكل متعددة ناجمة عن تشارك موارد الشبكة بين المستخدمين ، وبالتالي أتت هندسة حركة المعطيات لتقدم الحلول للكثير من المشاكل الناتجة وللبحث عن مستوى الأداء المطلوب ، وما نوع الموارد المطلوبة وعددها وكيف ينبغي تنظيم الموارد للتعامل مع حركة المعطيات عبر الشبكات. وكما تملك نماذج الأرتال حلولاً لعدد كبير من التطبيقات ، وقد طورت بشكل كبير جداً ولها قابلية التطبيق على نطاق واسع. ومع ذلك ، فإن واحدة من أهم النتائج الأخيرة لتصميم أداء الشبكات وتقييمه بينت أن جميع الملاحظات على مجموعة متنوعة من أنواع الحركة في تقنيات الشبكات المختلفة لها السلوك الرشقي (bursty behavior) [1][2][3] على نطاق واسع من المقاييس الزمنية. ، كذلك للسلوك الرشقي تأثير كبير على الموارد المحدودة للشبكات. فقد اعتمدت دراسة تقييم الأداء لأنظمة الاتصالات على افتراض أن عمليات الوصول تتبع توزيع بواسون (Poisson) [4] (أي الزمن الفاصل بين العينات له توزيع أسّي (Exponential)) أو برنولي ولم يؤخذ بعين الاعتبار طبيعة الحركة المرسل على اعتبار أنها رشقات (Bursty) [4] .

أهمية البحث وأهدافه:

تبرز أهمية البحث في دراسة سلوك وأنماط توابع الوصول في حالة الزمن المتقطع وتحديد وتأثير عدد الرزم في الرشقة ، وكذلك معرفة سلوك احتمالية تجاوز حجم الرتل لقيمة محددة عند قيم حمل مختلف للشبكة. وتتجلى أهمية البحث أيضاً في تحديد حجم المسجل المطلوب عند الانتقال من زمن الحيز الزمني الموافق لإرسال رزمة إلى الزمن المرافق . حيث يعد حساب احتمالات الحالة بحسب نمط التوزيع الاحتمالي للوصول مهماً في تقدير وحساب بارامترات أداء الشبكة، وخصوصاً في حالة الأرتال ذات الزمن المتقطع. وبغية تحقيق الهدف المطلوب من دراسة أنماط الوصول تم دراسة توابع التوزيع بواسون والهندسي وذوي الحدين.

١- طرائق البحث ومواده :

٣-١- تابع التوزيع الاحتمالي Poisson :

يعطى تابع الكثافة الاحتمالية لتوزيع Poisson بالعلاقة الآتية [5]:

$$f(x) = \Pr[X = x] = \frac{(\lambda t)^x}{x!} e^{-\lambda t} \quad (1)$$

λ : متوسط معدل الوصول. و t : طول الفترة الزمنية. ويحدد التوزيع الذي يمثل الزمن بين الحوادث

(events) في توزيع بواسون من خلال تعريف T كزمن لحدثة (متغير عشوائي).

$$F(t) = \Pr[T \leq t] \quad (2)$$

$$F(t) = \Pr[T \leq t] = 1 - \Pr[T > t] \quad (3)$$

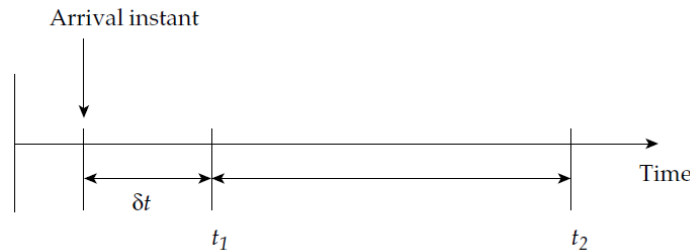
و يقصد بـ $\Pr[T > t]$: لا يوجد حوادث خلال الفترة الزمنية بين 0 و t .

$$\Pr[T > t] = \Pr[\text{zero events occur } 0 \text{ to } t] = \Pr[X = 0] = \frac{(\lambda T)^0}{0!} e^{-\lambda t} = e^{-\lambda t} \quad (4)$$

من العلاقة (4) يمكننا أن نجد: (5)

$$F(t) = 1 - e^{-\lambda t}, f_X(t) = \lambda e^{-\lambda t}$$

و تمثل العلاقة (5) تابع التوزيع الأسي. ويدعى $f_X(t) = \lambda e^{-\lambda t}$ بتابع الكثافة الاحتمالية الأسي، فتحدد الأزمان الفاصلة بين الوصولات وفقاً لمتغيرات عشوائية أسيّة إذا كان عدد الوصول في فترة زمنية يتم وفق تابع التوزيع الاحتمالي بواسون. حيث يمتاز التابع الأسي بخاصية بلا ذاكرة (Memory less) [6] للمتغير العشوائي الأسي كما موضح بالشكل (1). وهذا يعني أن المدة الزمنية التي نحتاجها إلى الانتظار مستقلة عن المدة الزمنية التي انتظرناها سابقاً، وبعبارة أخرى إن النظام "ينسى لا يتذكر" منذ متى لم يحدث وصول (الأحداث اللاحقة مستقلة عن الأحداث الماضية). ونشير إلى هذه الخاصية بخاصية (بدون ذاكرة) لوصول الرزم وفقاً لتابع بواسون وتساعد في تبسيط التحليل. وكما يمتاز تابع التوزيع الاحتمالي بواسون (Poisson) بوصول واحد خلال فترة زمنية متناهية في الصغر.



الشكل (١) يمثل خاصية Memory-less للتابع الأسي

٢-٣ تابع التوزيع الهندسي **geometric distribution** :

يستخدم تابع التوزيع الهندسي لتمثيل الأزمان الفاصلة بين الوصولات [7]، أزمان الخدمة للرزم والرشقات .

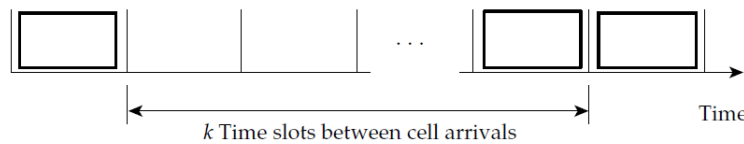
ويعبر عنها بالعلاقات الآتية:

$$\Pr\{k \text{ time slots between arrivals}\} = (1-p)^{k-1} \cdot p \quad (6)$$

$$\Pr\{k \leq \text{time slots between arrivals}\} = 1 - (1-p)^{k-1} \quad (7)$$

حيث يشير k إلى الحيزات الزمنية . وتشير p إلى احتمالية الوصول أو احتمالية إنهاء الخدمة في الحيز الزمني.

كما تحسب القيمة المتوسطة للتوزيع بأخذ مقلوب احتمال النجاح (الوصول) وتساوي $1/p$. وكما يمتاز التوزيع الهندسي بخاصة (memory-less) كما موضح بالشكل (٢) وتبقى القيمة p ثابتة لحيز n وغير مرتبطة بالوصولات السابقة للحيزات n-1 .



الشكل (٢) يمثل عدد الحيزات الزمنية بين الوصولات للتابع الهندسي

٣-٣ تابع التوزيع الاحتمالي ثنائي الحد **binomial distribution**: يستخدم هذا التوزيع ليعبر عن عدد

الرزم الواصلة (خلال فترة زمنية، أو من عدد من منابع المرسل) ويحدد بالعلاقات الآتية [8]:

$$\Pr\{k \text{ arrivals in } M \text{ time slots}\} = \frac{N!}{(N-k)!} \cdot (1-p)^{N-k} \cdot p^k \quad (8)$$

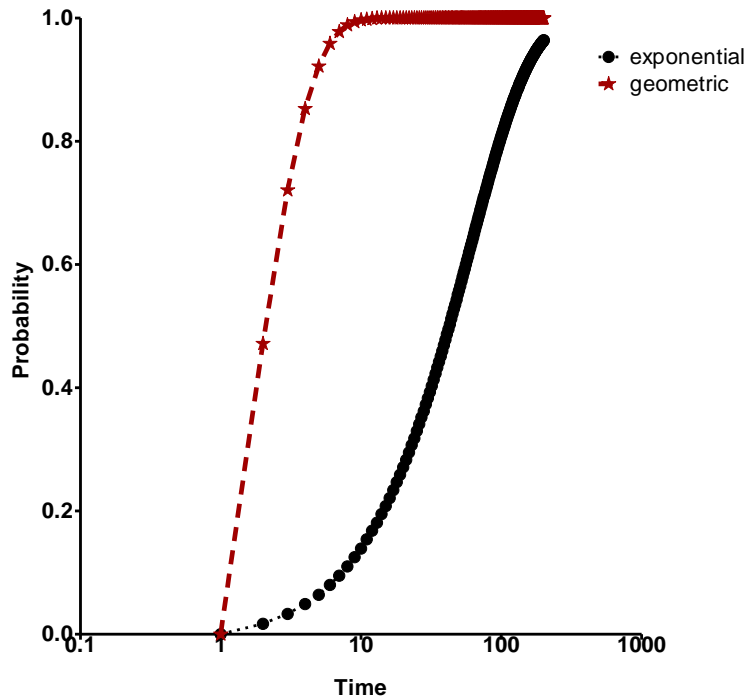
k : عدد الوصلات ، P : احتمالية الوصول في الحيز الزمني أو من منبع مرسل، N : عدد الحيزات الزمنية أو عدد المنابع المرسل (المدخل)

٣-٤ تدوين Kendall's:

يستخدم تدوين Kendall's ، $A / B / X / Y / Z$ [9] على نطاق واسع لوصف أنظمة الأرتال:
 A : يحدد التوزيع أزمان الفاصلة بين الوصلات. و B : يحدد التوزيع الاحتمالي لزمن الخدمة.
 X : يحدد عدد قنوات الخدمة أو عدد المخدمات. و Y : يحدد سعة النظام و Z : يحدد نمط الجدولة (مثال FIFO).
 بإجراء المقارنة للتوزيعين الهندسي والأسّي عند حمل محدد وبقيمة بدائية $k=1$ ، ثم نزيد قيمة k (المعبرة عن الحيزات الزمنية الفاصلة بين الوصلات) . حيث يمثل الشكل (٣) مقارنة تابع التوزيع المتراكم بين التابع الأسّي والتابع الهندسي ، حيث تمثل المنحنيات احتمالية بأن الفترات الزمنية الفاصلة أقل أو تساوي قيمة محددة وكما يمتاز التابع الهندسي بالوصول إلى القيمة ١ أسرع من التابع الأسّي. ويحسب التابع الهندسي من أجل كل قيمة k العلاقة الآتية :

$$\Pr\{k \leq \text{time slots between arrivals}\} = 1 - (1 - p)^{k-1} \quad (9)$$

cumulative distributions of geometric and exponential distribution



الشكل (٣) يمثل المقارنة بين التابع الأسّي والتابع الهندسي

المناقشة:

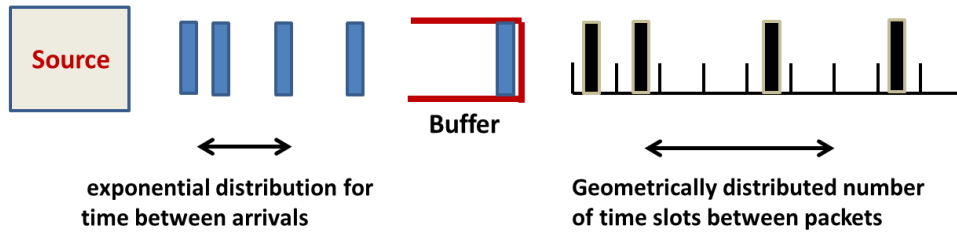
تحدد الفترات الزمنية الفاصلة بين الوصلات إما بقيمة ثابتة ، وإما تتبع لتوزيعات احتمالية . وقد تكون هذه القيم مستمر أو منقطعة. ويمثل تابع التوزيع الأسّي مثلاً عن التوزيعات المستمرة ويشكل عملية بواسون ، وكما يمثل التوزيع الهندسي (geometric) مثلاً عن التوزيعات المنقطعة والذي يحدد عدد الحيزات الزمنية الفاصلة بين

الوصولات ويشكل عملية برنولي [10]. حيث يحدد احتمالية حيز زمني يحوي رزمة بقيمة ثابتة وتساوي بـ p واحتمالية الحيز شاغر (لا يحوي رزمة) تساوي $1-p$ ، وبالتالي احتمالية وجود k حيزاً زمنياً بين الوصولات سيعطى بالعلاقة:

$$\Pr[k \text{ time slots between arrivals}] = (1-p)^{k-1} \cdot p \quad (10)$$

أي أن $k-1$ حيز شاغر سيتبع بحيز يحوي رزمة، ويعد هذا التوزيع الهندسي (المتقطع) التوزيع المكافئ للتوزيع الأسّي (المستمر). فلكي يتم ربط التوزيعين معاً من خلال تمثيل عملية الوصول إلى مسجل، ثم إرسال الرزم بطريقة متزامنة عبر حيزات زمنية. سيتم تجزئة العمل إلى مرحلتين كما في الشكل (٤):

١. اعتماد تابع التوزيع بواسون الممثل لعملية الوصول من المرسل إلى المسجل بمعدل وصول رزمة لكل حيز زمني.
٢. عند مخرج المسجل تحجز الرزمة حيزاً زمنياً i باحتمالية p لعملية برنولي.



الشكل (٤) يمثل عملية خرج المسجل (Bernoulli)

إن عملية الخرج من المسجل (المعتمد على الحيزات) اللانهائي الطول والمغذى من قبل عملية بواسون لا يعد عملية برنولي، ويعد السبب في ذلك أن الرتل يُدخل الاعتماد والارتباط من حيز إلى حيز. فإذا وجد عدة رزم في المسجل فإن الاحتمالية بأن لا رزمة تُخدم عند الحيز التالي يساوي الصفر، بينما في عملية برنولي تساوي $1-p$. بالرغم من أن قطار المعطيات الخارجة من المسجل ليس عملية (memory-less) فإن عملية برنولي تعد نمط تقريب مفيداً ومناسباً لمحاكاة ونمذجة حركة IP. ومن المعوقات والسلبيات التي تعاني منها التتابع الأسّي والهندسية الممثلة للفواصل بين الوصولات أنها لا تتضمن الخصائص والسمات المهمة للحركة ومن أهمها الوصول الرشيقي (Batch Arrival) بدلاً من وصول وحيد باحتمالية p . وتتميز عملية برنولي بوصولات رشيقة من خلال عدد من الوصولات خلال فترات زمنية متقطعة وبشكل متشابه ومستقل. ويحدد ذلك بجزئين:

• وجود رشقة:

$$\Pr[\text{there is no batch of arrivals in a time slot}] = (1-p) \quad (12)$$

$$\Pr[\text{there is a batch of arrivals in a time slot}] = p \quad (11)$$

و توزيع عدد الرزم في الرشقة يساوي احتمال وجود k رزمة في الرشقة على اعتبار وجود رشقة ضمن الحيز الزمني.

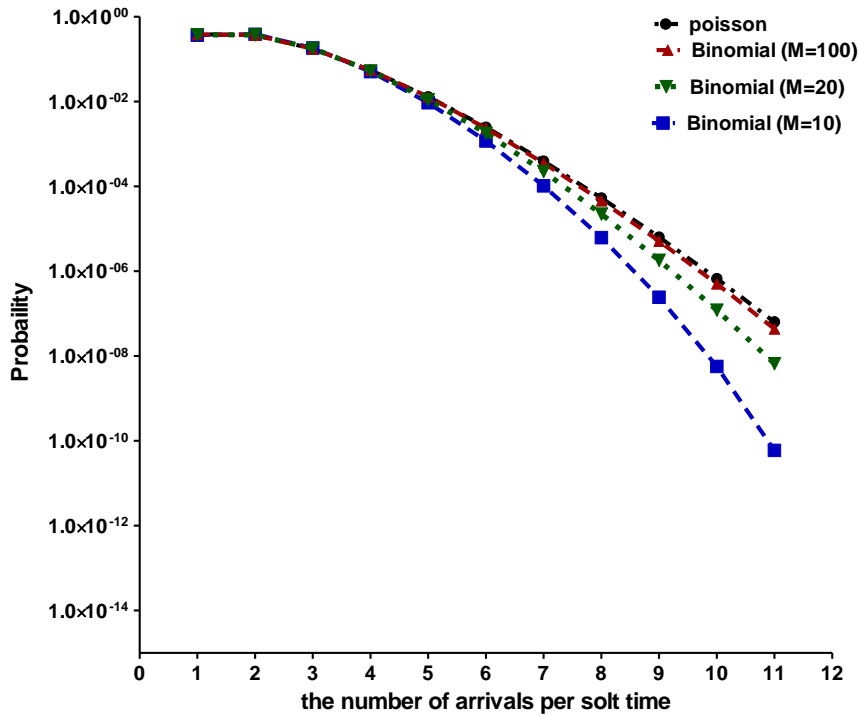
و انطلاقاً من عملية الوصول (بواسون) يمكن أن نحدد التوزيع الاحتمالي لعدد الوصولات لكل حيز زمني، باعتبار أن الزمن t يساوي فترة حيز زمني سنحصل على معدل الوصول للرزم لكل حيز زمني:

$$x(k) = \frac{e^{-\lambda} \times \lambda^k}{k!} \quad (13)$$

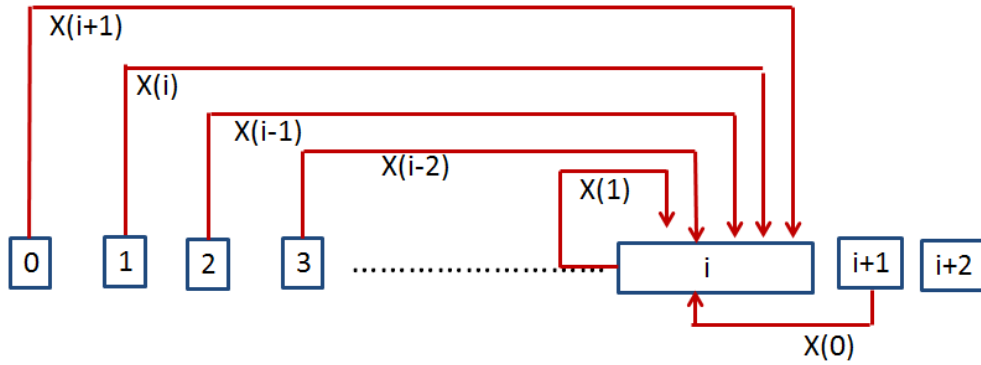
من أجل M منبع ولكل مدخل احتمالية p ، فإن احتمالية k وصول من تلك المنابع يحدد من خلال تابع التوزيع ثنائي الحد (binomial) :

$$x(k) = \frac{M!}{(M-k)!k!} (1-p)^{M-k} \cdot p^k \quad (14)$$

Binomial and Poisson Distributions vs the number of arrivals per slot time



الشكل (٥) يمثل علاقة احتمالات الوصول في حالتي بواسون والثنائي الحد من أجل عدد من الوصولات خلال الحيز الزمني و يحدد معدل الوصول الكلي لكل حيز زمني بالقيمة $(M.p)$. وتشير احتمالات الحالة المستقرة إلى حالة الرتل عند اللحظات التي تنتهي بها الحيزات الزمنية ، وهذه اللحظات بعد الوصولات للزرم أو بعد انتهاء الخدمة ومغادرتها. وبأخذ قيمة معدل الوصول الكلي 0.95 رزمة لكل حيز زمني ومن أجل عدد من المنابع المرسله $(M=10,20,100)$ وستأخذ قيم الاحتمالات $(P=0.095,0.047,0.0095)$ على الترتيب والممثلة بالشكل (٥). نلاحظ كلما ازداد عدد المنابع من 10 إلى 100 سيقترب سلوك التابع ذي الحدين من سلوك تابع بواسون. ويعود سبب ذلك عندما تقترب M من اللانهاية ستقترب الاحتمالية من الصفر. ومن هنا يكمن أهمية تحديد وتأثير عدد الرزم في الرشقة أو عدد المنابع. ويظهر تأثير عمليات الوصول العشوائية على الأرتال من خلال مسجل يحوي i رزمة عند نهاية أي حيز زمني يمكن أن يكون لديه عند نهاية الحيز السابق إما $0,1,\dots,i+1$. حيث يمكن الوصول إلى الحالة i من الحالات 0 إلى i من خلال عدد محدد من الوصولات المعبر عنها باحتمالات $(x(i),\dots,x(1))$. ولانتقال من $i+1$ إلى i يتطلب عدم وجود وصول و يعبر عنها احتمالياً $x(0)$ وهذا يعكس انتهاء الخدمة خلال الحيز الزمني الحالي. كما في الشكل (6) ونستطيع تحديد احتمال أن نكون في الحالة k كما يلي:



الشكل (6) يمثل آلية الوصول إلى الحالة (i) من الحالات السابقة عند انتهاء الحيز الزمني

$p(k)$: تعني احتمالية وجود k رزمة في الرتل عند نهاية أي حيز زمني.

باعتبار الرتل لا يوجد به اسقاط إن زمن خدمة الرزمة يساوي زمن الحيز الزمني وبالتالي فإن معدل عدد الرزم الواصلة في الحيز الزمني يعبر عنها بـ $E(x)$ وهي المتوسط لتوزيع الوصول $x(k)$ ، وبالتالي معدل عدد الرزم المنجزة خلال الحيز الزمني يشار لها بالقيمة :

$$E(x) = \rho \quad (15)$$

يعبر $p(0)$: عن حالة النظام عندما يكون شاغراً، لذلك يمكننا كتابة:

$$E(x) = \rho = 1 - p(0) \quad (16)$$

$$p(0) = 1 - E(0) \quad (17)$$

من خلال معرفة معدل الوصول يمكن تحديد احتمالية أن يكون النظام شاغراً عند نهاية أي حيز زمني، فإذا كان معدل الوصول أكبر من معدل الخدمة ستكون قيمة $\rho > 1$ وبالتالي $p(0) < 0$ وهذا غير منطقي . أي أن معدل الوصول أكبر من الواحد خلال الحيز الزمني وعندها سيصل النظام إلى حالة غير مستقرة.

يمكن حساب احتمالات الحالة ، ونبدأ بالحالة (0) عندما يكون النظام شاغراً ويمكن الوصول إليها إما من الحالة (0) أو (1). أي أن النظام يمكن أن يكون في الحالة (0) عند نهاية الحيز الزمني $n-1$ عند عدم ورود وصولات في الحيز n أو يمكن أن يكون في الحالة 1 عند نهاية الحيز $n-1$ ولا وصولات في الحيز n وبنهاية الحيز n سيكون النظام في الحالة (0) .

$$p(0) = p(0).x(0) + p(1).x(0) \quad (18)$$

تفرض احتمالات الحالة المستقرة بأن المسجل يكون فعالاً لفترة زمنية طويلة بحيث التوزيع الاحتمالي للرتل عند نهاية الحيز الزمني $n-1$ تساوي إلى التوزيع الاحتمالي عند نهاية الحيز n ويمكننا من خلال العلاقة (18) من حساب $p(1)$:

$$p(1) = p(0) \frac{1-x(0)}{x(0)} \quad (19)$$

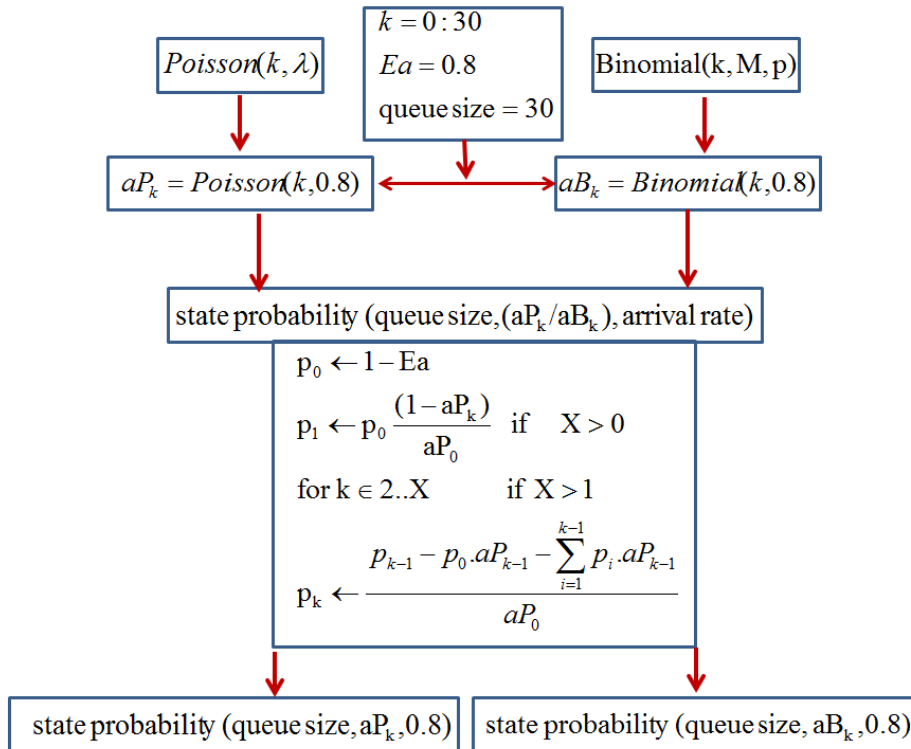
$$p(1) = p(0).x(1) + p(1).x(1) + p(2).x(0) \quad (20)$$

يجب الإشارة إلى أن الوصولات خلال الحيز الحالي لا تخدم خلال ذلك الحيز .

$$p(2) = \frac{p(1) - p(0).x(1) - p(1).x(1)}{x(0)} \quad (21)$$

$$p(k) = \frac{p(k-1) - p(0) \cdot x(k-1) - \sum_{i=1}^{k-1} p(i) \cdot x(k-i)}{x(0)} \quad (22)$$

و يمثل الشكل (٧) آلية حساب احتمالات الحالة في حالة تابع Poisson وتابع Binomial.



الشكل (٧) يمثل آلية حساب احتمالات الحالة في حالة Poisson و Binomial

طالما أن الدراسة تقترض أن طول المسجل (Buffer) غير محدود وستتغير k لتصل إلى قيمة كبيرة ومن خلال الحسابات لـ p(k) سنحصل على توزيعات الحالة التي ستعتمد على تابع توزيع الدخل وقيم x(k). وبرسم احتمالات الحالات كما في الشكل (٨) في حالة حجم المسجل لانتهائي من أجل معدل وصول لكل دخل يساوي 0.1 packet/sec لأي حيز زمني وعدد المنافذ يساوي ٨.

• ففي حالة التوزيع ثنائي الحد نستخدم البارامترات : M=8, p=0.1

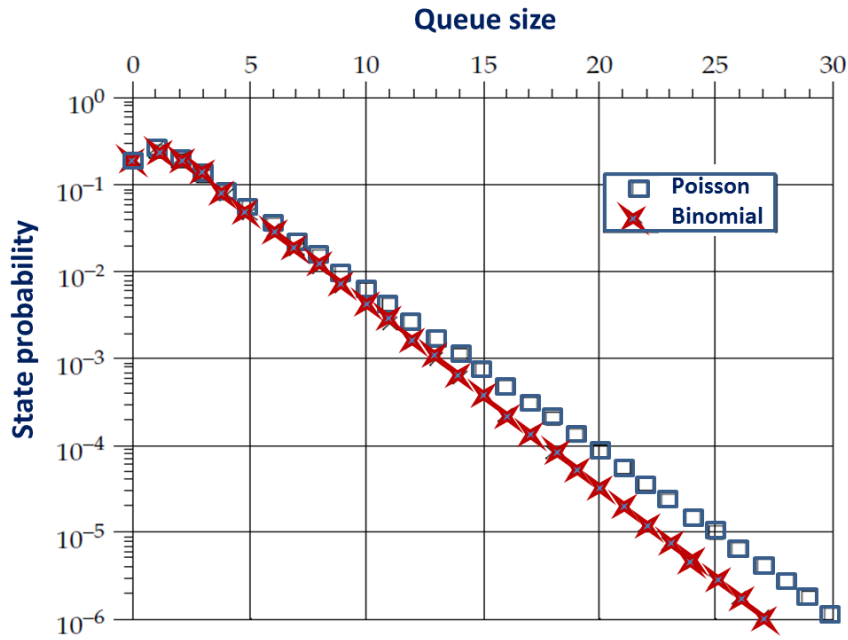
• حالة توزيع بواسون يساوي متوسط معدل الوصول : M.p=0.8 packet/time slot

كما موضح في الشكل (٨) الذي يظهر تماثل لاحتتمالات الحالة للتوزيعين (بواسون وثنائي الحد) من أجل أحجام مسجلات صغيرة و تتخفف قيمة احتمالات الحالات للتابع ثنائي الحد أكثر من تابع بواسون عند قيمة حجم المسجل نفسها.

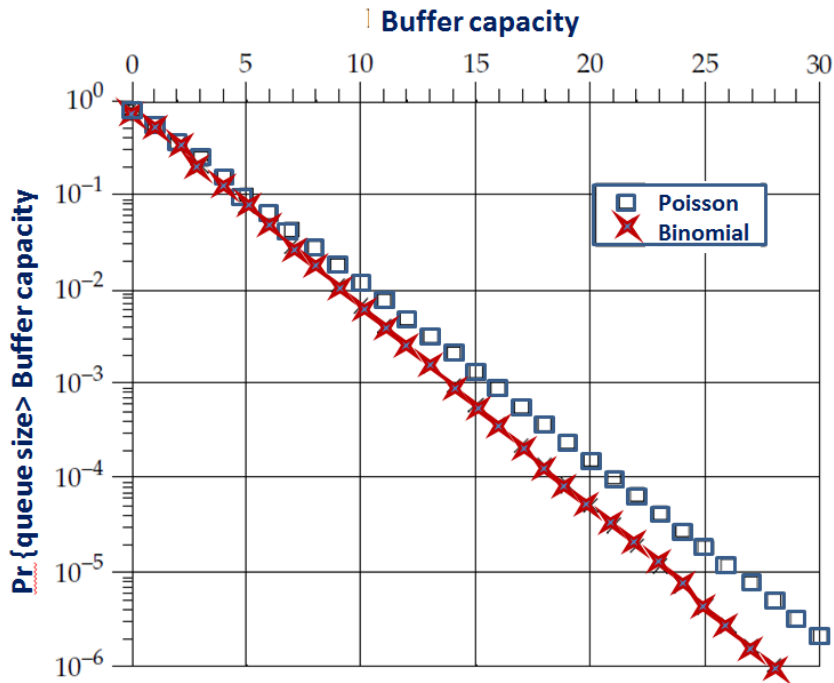
وظالما أن المسجل لا نهائي لن يتم إسقاط أية رزمة ، فمن أجل حجم مسجل محدود يمكن حساب

PLP(Packet Loss Probability) وبرسم CLP كتابع لقيمة حجم المسجل المتغيرة من القيمة ٠ حتى ٣٠ رزمة

كما موضح بالشكل (٩).



الشكل (٨) يمثل تغير احتمالات الحالة في كل من حالتي Poisson و Binomial



الشكل (٩) يمثل احتمالية اسقاط الرزم كتابع لتغير حجم المسجل

تأثير الزمن المرافق لإرسال بايت:

لدراسة تأثير الانتقال من زمن الحيز الزمني الموافق لإرسال رزمة (packet) إلى الزمن المرافق لإرسال بايت

(Byte) سيتم اعتماداً على التوزيع الهندسي عند أحجام رزم مختلفة.

$$L(k) = \Pr\{\text{packet size is } k \text{ Bytes}\} = (1-q)^{k-1} \cdot q \quad (23)$$

و حيث : $q = \Pr\{\text{a packet completes service at the end of a Byte slot}\}$

و ستمثل عملية الوصول من خلال عملية برنولي أي أن عدد الحيزات بين الوصولات له توزع هندسي.

$$p = \Pr\{\text{a packet arriving in a Byte slot}\} \quad (24)$$

و من اجل رشقة من k بايت تصل في كل حيز (بايت):

$$x(0) = \Pr\{\text{no Bytes arriving in a Byte slot}\} = 1 - p \quad (25)$$

$$x(k) = \Pr\{k > 0 \text{ Bytes arriving in a Byte slot}\} = p.L(k) \quad (26)$$

و يحدد زمن خدمة الرزمة (s) بجداء زمن خدمة البايت مضروباً بمتوسط عدد البايتات، والذي يساوي 1/q :

$$s = T_{Byte} / q \quad (27)$$

و يعبر عن معدل خدمة الرزمة (service rate) ومعدل وصول الرزمة (arrival rate) والحمل (load):

$$\mu = \frac{q}{T_{Byt}} \quad \lambda = \frac{P}{T_{Byt}} \quad \rho = \frac{P}{q} \quad (28)$$

من أجل حالة حجم المسجل لانتهائي لن يحدث ضياع، وتحدد احتمالات الحالة .

$p(k) = \Pr\{\text{there are } k \text{ Bytes in the queueing system at the end of any Byte slot}\}$

$$\rho = 1 - p(0) \quad (29)$$

فإن احتمالية النظام غير شاغر:

$$p(0) = 1 - \frac{P}{q} \quad (30)$$

$$p(0) = p(0).x(0) + p(1).x(0)$$

$$p(1) = p(0) \frac{1-x(0)}{x(0)} = \left(1 - \frac{P}{q}\right) \cdot \frac{P}{1-p} \quad (31)$$

$$p(2) = \frac{p(1) - p(0).x(1) - p(1).x(1)}{x(0)} \quad (32)$$

و بتعويض قيم $x(0) = 1 - p$ و $x(1) = p.q$

$$p(2) = \left(1 - \frac{P}{q}\right) \cdot \frac{P}{1-q} \cdot \left(\frac{1-q}{1-p}\right)^2 \quad (33)$$

$$p(k) = \left(1 - \frac{P}{q}\right) \cdot \frac{P}{1-q} \cdot \left(\frac{1-q}{1-p}\right)^k \quad (34)$$

تشير احتمالية الحالة $p(k)$ إلى حالة الرتل عند نهاية الحيزات الزمنية . ويتم حساب احتمالية أن يتجاوز حجم

$$Q(k) = 1 - p(0) - p(1) - \dots - p(k) \quad (35)$$

الرتل القيمة k Bytes :

$$Q(k) = \frac{P}{q} \cdot \left(\frac{1-q}{q-p}\right)^k \quad (36)$$

$$Q(k) = \frac{P}{q} \cdot \left(\frac{1-q}{q-p}\right)^{\frac{x}{q}} \quad (37)$$

و بالتالي احتمالية أن يتجاوز حجم الرتل قيمة x رزمة:

لدراسة تأثير تغير الحمل على احتمالية أن يتجاوز حجم الرتل القيمة x رزمة ، سيتم اختيار حجم الرزمة تساوي

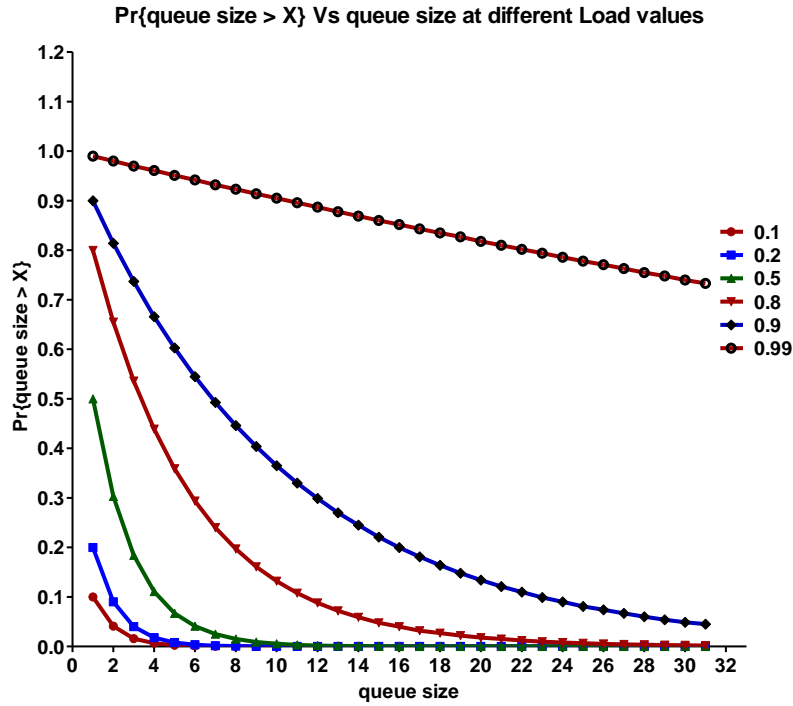
500Bytes

$$\rho = 0.8$$

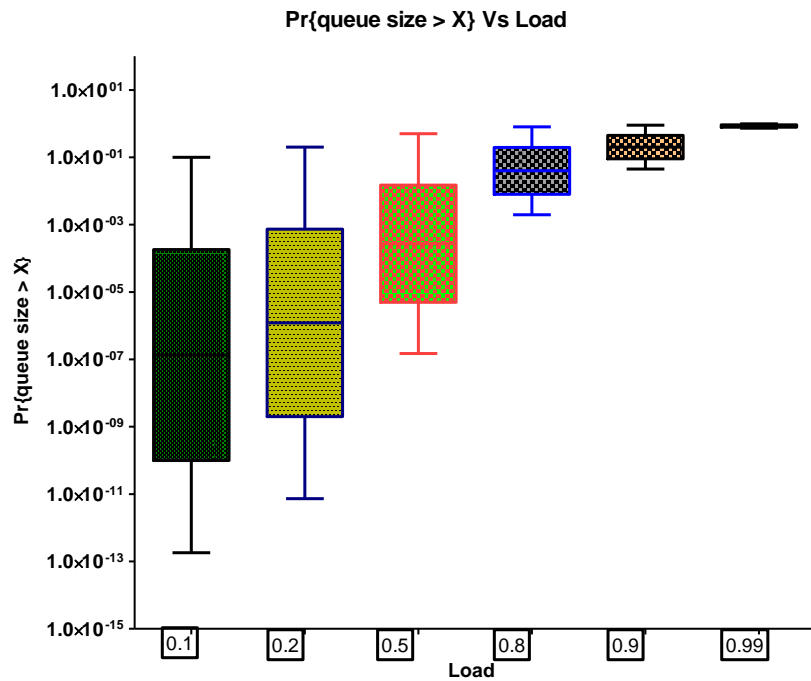
$$q = 1/500 = 0.002$$

$$p = \rho.q = 0.0016$$

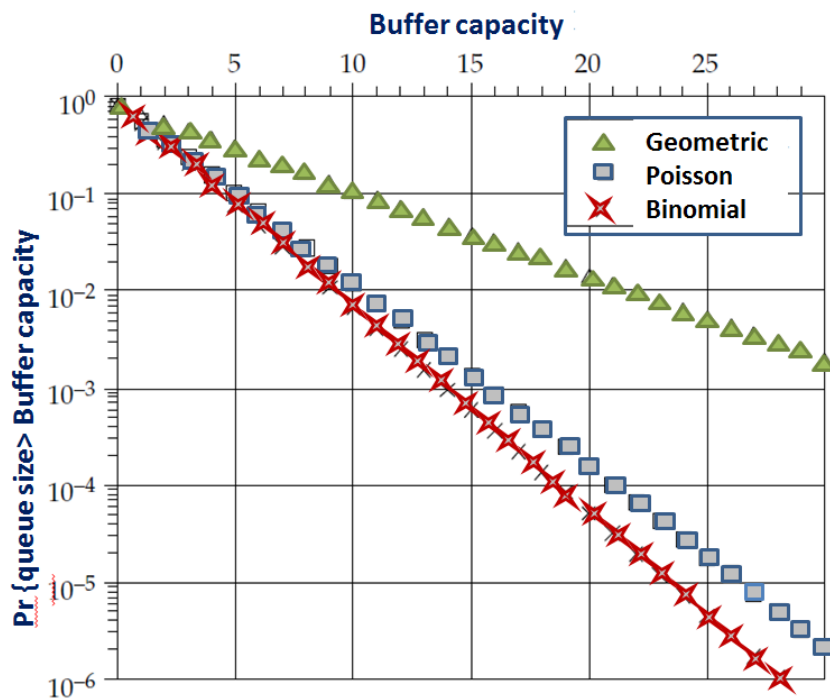
يظهر الشكل (١٠) احتمالية تجاوز حجم الرتل لقيمة محددة من أجل قيم متغيرة للحمل ، فعند قيم أحمال صغيرة يظهر السلوك الأسي للاحتتمالية، وعند الازدحام وتزايد الحمل سيقترب سلوك الاحتمالية من معادلة خط مستقيم. ويوضح الشكل (١٢) مجالات تغير قيم الاحتمالات؛ فعند قيم صغيرة للحمل يكون مجال التغير كبيراً، ينخفض مجال التغير مع تزايد الحمل.



الشكل (١٠) يمثل تغير احتمالية أن يتجاوز حجم الرتل قيمة معينة كتابع للحمل



الشكل (١١) يمثل مقارنة مجال تغير احتمالية أن يتجاوز حجم الرتل قيمة معينة كتابع للحمل وبأخذ قيمة الحمل 0.8 لتتم المقارنة مع الحالات السابقة (بواسون، ثنائي الحد) لتبيان تأثير زمن البايث مع زمن الحيز الزمن الممثل لرمزة كما في الشكل (١٢) .



الشكل (١٢) يمثل المقارنة بين الحالات الثلاث كتابع لحجم المسجل من خلال الشكل (١٢) الذي يظهر المقارنة بين الحالات الثلاث سيظهر التغير في زمن الخدمة بسبب التغير في حجم الرزمة في حالة التوزيع الهندسي؛ بينما يكون حجم الرزمة ثابتاً في الحالتين (بواسون وذو الحدين) عند الحمل نفسه.

يظهر التقارب في السلوك من أجل أحجام مسجلات صغيرة ولكن مع ازدياد حجم المسجل ستتغير الاحتمالية . وبالتالي من أجل متطلبات تصميمية لحجم المسجل عند احتمالية (0.1) سيكون حجم المسجل المطلوب في حالتي (بواسون وذوي الحدين) تساوي 5packet بينما في حالة (الهندسي) تساوي 10packets . ومن أجل متطلبات احتمالية (0.01) سيكون تقريبا الحجم المطلوب في الهندسي يساوي 22packets بينما في حالتي (بواسون (10packets) وذوي الحدين (9packets)) . يمكننا اعتبار أن هذه المقارنة تقترب من سلوك الأرتال M/M/1 و M/D/1؛ من حيث إن معامل الشكل في حالة M/D/1 تساوي الواحد بينما في حالة M/M/1 تساوي 2packets .

الاستنتاجات والتوصيات :

يساوي توزع عدد الرزم في الرشفة احتمال وجود عدد من الرزم في الرشفة على اعتبار وجود رشفة ضمن الحيز الزمني.

كلما ازداد عدد المنابع سيقتررب سلوك التابع ذي الحدين من سلوك تابع بواسون . وبالتالي تبرز أهمية تحديد عدد الرزم وتأثيرها في الرشفة أو عدد المنابع.

يظهر تماثل لاحتمالات الحالة للتوزيعين (بواسون وثنائي الحد) من أجل أحجام مسجلات (Buffers) صغيرة، وتتنخفض قيمة احتمالات الحالات للتابع ثنائي الحد أكثر من تابع بواسون عند قيمة حجم المسجل نفسها.

يظهر احتمالية تجاوز حجم الرتل لقيمة محددة من أجل قيم متغيرة للحمل عند قيم أحمال صغيرة السلوك الأسي وعند ازدياد الازدحام الحمل سيقتررب سلوك الاحتمالية من معادلة خط مستقيم .

إن مجالات تغير قيم الاحتمالات عند قيم صغيرة للحمل يكون مجال التغير كبيراً ينخفض مع تزايد الحمل في حالة التوزيع الهندسي.

سيظهر التغير في زمن الخدمة بسبب التغير في حجم الرزمة في حالة التوزيع الهندسي بينما يكون حجم الرزمة ثابتاً في الحالتين (بواسون وذوي الحدين) عند الحمل نفسه.

يظهر التقارب في السلوك بالنسبة إلى توابع التوزيع الثلاثة المدروسة (بواسون، ذي الحدين، الهندسي) من أجل أحجام مسجلات صغير ولكن مع ازدياد حجم المسجل ستتغير الاحتمالية .

حجم مسجل المطلوب لتحقيق احتمالية اسقاط محدد سيكون أكبر في حالة التوزيع الهندسي من حالتي (بواسون وذوي الحدين)

لذلك بناء على ما سبق يجب أن تأخذ الطبيعة الرشيقة للحركة الواصلة إلى المسجلات بعين الاعتبار، ويتم تصميم حجم المسجل بناء على دراسة وتقدير النموذج الرياضي الممثل للحركة الواصلة. وفي هذه المقالة لم يأخذ بعين الاعتبار توزيعات الزيل والتي تعد مهمة في هذا الجانب، ولكن ستم دراستها لاحقاً.

المراجع

- 1.O.J. Boxma and J.W. Cohen. *The single server queue: Heavy tails and heavy traffic. Self-similar Network Traffic and Performance Evaluation*, Wiley , 2000
- 2.H. Chen and D. D. Yao. *Fundamentals of Stochastic Networks* . Springer, 2001.

- 3.W. van der Weij, S. Bhulai, and R.D. van der Mei. *Optimal scheduling policies for the limited processor sharing queue*. To appear in *Queueing Systems* , 2009
- 4.Vern Paxson and Sally Floyd, "Wide-area Traffic: The Failure of Poisson Modeling", *IEEE/ACM Transactions on Networking*, pp.226-244, June 1995.
- 5.Alzaid , A .A., Almuhayth,F.E.& Omair, M.A."Bivariate regression models based On compound Poisson distribution", *Communication in Statistics-Theory and Methods* 46(15), 7375-7389.٢٠١٧
- 6.Abouammoh, A. M. and Alshingiti, A. M. "Reliability of generalized inverted exponential distribution", *Journal of Statistical Computation and Simulation* , 79:1301-1315 2009.
- 7.Jay L. Devore, Kenneth N. Berk , " *Modern Mathematical Statistics with Applications* " Second Edition, Springer Science+Business Media, LLC 2012
8. M. Wisal. " *Formal Verification of Negative Binomial Distribution* " in *HOL4 Proof Scrip. Technical Report*, NUST, H-12,Islamabad, january 2012;
- 9.Badila, E. S. " *Queues and risk models* " Eindhoven: Technische Universiteit Eindhoven 2015.
10. Slimacek V., Lindqvist B.H. " *Nonhomogeneous Poisson process with nonparametric frailty*, *Reliability Engineering and System Safety* , 149, 14-23, 2016