



اسم المقال: تحليل بير لعمليات بواسون مع تطبيق عملي لعدد المرضى الوالصلين إلى مستشفى السلام / الموصل

اسم الكاتب: م. طه حسين علي الزبيدي، م.م. محمود محمد طاهر العبادي

رابط ثابت: <https://political-encyclopedia.org/library/3241>

تاريخ الاسترداد: 2025/05/10 08:41 +03

الموسوعة السياسية هي مبادرة أكاديمية غير هادفة للربح، تساعد الباحثين والطلاب على الوصول واستخدام وبناء مجموعات أوسع من المحتوى العلمي العربي في مجال علم السياسة واستخدامها في الأرشيف الرقمي الموثوق به لإغناء المحتوى العربي على الإنترنت.

لمزيد من المعلومات حول الموسوعة السياسية – Encyclopedia Political – يرجى التواصل على

[info@political-encyclopedia.org](mailto:info@political-encyclopedia.org)

استخدامكم لأرشيف مكتبة الموسوعة السياسية – Encyclopedia Political يعني موافقتك على شروط وأحكام الاستخدام

المتاحة على الموقع <https://political-encyclopedia.org/terms-of-use>

تم الحصول على هذا المقال من موقع مجلة تنمية الراذدين كلية الإدارة والاقتصاد / جامعة الموصل ورفده في مكتبة الموسوعة السياسية مستوفياً شروط حقوق الملكية الفكرية ومتطلبات رخصة المشاع الإبداعي التي يتضمن المقال تحتها.



## تحليل بيز لعمليات بواسون مع تطبيق عملي لعدد المرضى الواصلين إلى مستشفى السلام / الموصل

محمود محمد طاهر العابدي

مدرس مساعد

كلية علوم الحاسوب والرياضيات-جامعة الموصل

Mahmood81\_tahr@yahoo.com

طه حسين علي الزبيدي

مدرس

كلية الادارة والاقتصاد-جامعة صلاح الدين

### المستخلص

تم في هذا البحث دراسة عمليات بواسون وبالتالي تحديد عدد الواصلين (الذي يتبع توزيع بواسون)، وأوقات الوصول البينية (التي تتبع التوزيع الأسوي)، وأوقات الوصول (التي تتبع توزيع كاما) من وجهة نظر اسلوب بيز ذي المعلومات الغنية، أي استخدام الخبرة والتجارب السابقة التي تمثل التوزيع الأولى، فضلاً عن معلومات المشاهدات التي تمثل دالة الترجح في إيجاد التوزيع النهائي لعمليات بواسون، ومن ثم تقدير معدل وتبين هذا التوزيع واستخدامه مع الأسلوب التقليدي في دراسة أعداد المرضى الواصلين إلى استشارية الكسور في مستشفى السلام/الموصل، إذ توصل الباحثان إلى إمكانية استخدام اسلوب بيز ذي المعلومات الغنية في دراسة العمليات العشوائية وخاصةً عمليات بواسون.

### Bayes's Analysis For Boisson Processes With Practical Application In Al-Salam Hospital/Mosul

Taha H. Al-Zubaidy

Lecturer

University of Salah Aldin

Mahmood M. Al-Abady

Assistant Lecturer

University of Mosul

### Abstract

This paper studies the Boisson process, precisely the number of arrivals (according to the Boisson distribution) and inter - arrival times (according to the exponential distribution ) and arrival times (according to the gamma distribution) from the point view of bayes statistics which is posterior in information, i.e., using the past experiences which represents the prior distribution, besides the direct data, which represents likelihood function in founding posterior distribution of Boisson process, then estimate the mean and the variance of this distribution, and using it with the classic way in studying the number of patients

تأريخ قبول الشر ٢٠٠٨/٥/٢٥

تأريخ استلام البحث ٢٠٠٨/٣/٢

arriving to the consultative clinic of fracture in al-Salam hospital/Mosul. The researchers concluded that bayes statistics, which is posterior in information, could be used studying stochastic process, especially the Boisson process.

### ١. المقدمة<sup>[٦]</sup>

تعد دراسة العمليات التصادفية (Stochastic Processes) من المسائل البالغة الأهمية في التطبيقات الواقعية، فهي الجزء الديناميكي (الحركي) في نظرية الاحتمال. وتعرف العملية التصادفية بأنها متتابعة من المتغيرات العشوائية المؤشرة بدليل معين يعود إلى مجموعة معينة  $T$  تسمى بفضاء المعلمة (Parameter Space)، أما القيم الممكنة للعملية التصادفية فتنتهي إلى مجموعة معينة  $S$  وتسمى بفضاء الحال.

ومن هذه العمليات العشوائية هي عمليات بواسون التي تتضمن عمليات الوصول وأوقات الوصول البيانية وأوقات الوصول التي لكل منها توزيع احتمالي معين تخضع له.

من جانب آخر يعد استخدام أسلوب بيز من المواقسيع المهمة جداً إذ يعتمد في أسلوبه وتحليله علىأخذ المعلومات التي تتوفر حول المعلمة المراد تقديرها من الخبرة أو التجارب السابقة، من هنا تناول البحث عمليات بواسون من وجهة نظر الإحصاء الكلاسيكي، وكذلك نبذجة العمليات باستخدام أسلوب بيز ذي المعلومات الغنية، كذلك تضمن البحث تطبيقاً عملياً على أعداد المرضى الواصلين إلى استشارية الكسور في مستشفى السلام /الموصل.

### ٢. عمليات بواسون (Poisson Process)

تعد عمليات بواسون إحدى العمليات التصادفية المهمة، وذلك لخضوع العديد من الظواهر الطبيعية والتجارب اليومية إليها، مثل الأخطاء المطبعية في كل صفحة من صفحات كتب معينة، عدد المكالمات الهاتفية الواقصة إلى بدالة معينة، وعلى هذا الأساس سوف نناقش هذه العملية من وجهة نظر الإحصاء التقليدي وبالتحديد عملية الوصول (Arrival Process)، أوقات الوصول البيانية (Interarrival Times)، أوقات الوصول (Times of Arrival) وكذلك من وجهة نظر إحصاء بيز ذي المعلومات الغنية.

#### ٢. ١. عمليات الوصول<sup>[٥][٢]</sup>

وتدعى أيضاً بعملية الولادة الصرف Pure Birth، وعملية الوصول هي عبارة عن عملية تصادفية، وعلى فرض أن  $(w)_t$  يمثل عدد الواصلين في الفترة الزمنية  $[0,t]$  ومعرفة على حيز العينة بحيث أن  $w \in \Omega$  فإن  $(w)_t$  لا تتفاصل، بل تتزايد بقفزات (Increasing By Jumps) ومستمر من جهة اليمين (Right Continuous) وتسمى عملية بواسون إذا حققت الشروط الآتية:  
i. أن عدد الحوادث يبدأ في الزمن  $t=0$

- ii. إن الحوادث تقع في فترات زمنية مستقلة عن بعضها البعض أي غير متداخلة
- iii. إن عدد الحوادث لأي فترة زمنية طولها  $t$  هي توزيع بواسون بمتوسط  $\lambda t$ ، أي لجميع  $h, t \geq 0$

$$p(s_{t+k} - s_t = n) = \frac{e^{-\lambda t} (\lambda t)^n}{n!} \quad n=0,1,2,3,\dots$$

وبما أن عدد الواصلين رمزاً له  $S_t$ ،  
نوعض عن قيمة  $n$  بـ  $S_t$  فيكون لدينا

$$p(S_t = S) = \frac{e^{-\lambda t} (\lambda t)^{S_t}}{S_t!} \quad S_t = 0,1,2,3, \dots \quad (2.1)$$

ومعدل وتباین هذا التوزيع لعدد الواصلين كما هو معلوم  $\lambda t$

## ٢- أوقات الوصول البيانية [٦][١١]

إن الجزء الحيوي في العملية البواسونية يتمثل بدراسة الفترات الزمنية بين الحوادث، فإذا فرضنا أن العملية التصادفية  $\{w_k, k \geq 1\}$  تمثل أوقات الحوادث البيانية في العملية البواسونية، أي إن المتغير  $w_1$  يمثل الفترة الزمنية من بدء العملية لحين حدوث الحادثة الأولى، والمتغير  $w_2$  يمثل الفترة الزمنية من حدوث الحادثة الأولى لحين حدوث الحادثة الثانية، وهكذا بقية الفترات الزمنية إلى حد الحادثة  $k$ ، وهذه المتغيرات مستقلة ولها توزيع احتمالي أسي بالمعلمة  $\lambda$  أي :

$$p(W_k) = \lambda e^{-\lambda W_k} \quad w_k \geq 1 \quad \dots \quad (2.2)$$

وإن معدل التوزيع الأسي (أوقات الوصول البيانية) كما هو معلوم  $1/\lambda$  في حين يكون تباينه  $1/\lambda^2$

## ٣- أوقات الوصول [٧][١١]

إن الصيغة العامة للتوزيع الفترات بين حدوث الحوادث في العملية البواسونية تحتاج إلى تعريف المتغير ( $T_k$ ) إذ إن  $T_1$  يمثل مدار الزمن  $w_1$  من نقطة الأصل إلى حين حدوث الحالة الأولى، إذ أن  $w_1$  يمثل ثابتاً صحيحاً موجباً. ويطلق على المتغير  $T_1$  بالزمن التراكمي (Cumulative Time)، وكما هو واضح فإن المتغير العشوائي  $w_1$  والذي يمثل الزمن اللازم لحين حدوث الحالة الأولى سيكون هو ذاته المتغير  $T_1$  وأن  $T_2 = w_1 + w_2$  ، وهكذا إلى حد المتغير  $T_k$  الذي هو عبارة عن  $\sum_{i=1}^k w_i$  والتي تمثل مجموع  $k$  من المتغيرات العشوائية المستقلة، كل منها يتوزع

توزيعاً أسيّاً بالمعلمة  $\lambda$ ، وإن المتغير  $T_K$  يتبع توزيع كاما (Gamma Distribution)  $T_k \geq 0$  ...  
بالمعلمتين  $k$  و  $1/\lambda$

$$p(T_k) = \frac{\lambda^k}{(K-1)!} T_k^{k-1} e^{-\lambda T_k} \quad T_k \geq 0 \quad \dots \quad (2.3)$$

لذا فإن معدل الوقت اللازم لوصول العدد  $k$  (أو من خلال الاعتماد على توزيع كاما) هو  $k/\lambda$  ، في حين أن التباين هو  $k/\lambda^2$

### ٣. تحليل بيز لعمليات بواسون

في هذا الجزء من البحث سنتناول دراسة عمليات بواسون من وجهة نظر بيز، إذ ستعامل المعلمة على أنها متغير عشوائي له دالة توزيع احتمالي معروفة، لذلك سوف نستخدم أسلوب بيز من النوع القياسي ذي المعلومات الغنية، إذ يمكن تقدير معلمة التوزيع من خلال إيجاد التوقع الرياضي للتوزيع النهائي لهذه المعلمة والذي يأخذ بنظر الاعتبار المعلومات التي نحصل عليها من الخبرة أو التجارب السابقة حول قيمة هذه المعلمة، فضلاً عن معلومات المشاهدات (البيانات) المأخوذة من العينة، وعلى هذا الأساس سيتم إيجاد التوزيع النهائي (Posterior Distribution)، وكذلك معدل وتبابين التوزيع النهائي (Mean and Variance of Posterior distribution) لعمليات بواسون وبالتالي وصول (توزيع بواسون)، أوقات الوصول الбинية (التوزيع الأسني)، أوقات الوصول (توزيع كاما).

#### ٣.١ تحليل بيز لعمليات الوصول

لدينا عدد الواصلين ( $S_t$ ) هو عبارة عن مشاهدات مستقلة والتي لها توزيع بواسون بالمعلمة ( $\lambda_t$ ) صيغة (١.٢)، وعلى فرض أن معلمة التوزيع  $\theta = \lambda_t$  فإن :

$$P(S_t; \theta) = \frac{(\theta)^{S_t} e^{-\theta}}{S_t!} ; \quad S_t = 0, 1, 2, \dots$$

$$\ln P(S_t; \theta) = S_t \ln \theta - \theta - \ln S_t$$

$$\frac{\partial \ln P(S_t; \theta)}{\partial \theta} = \frac{S_t}{\theta} - 1$$

$$\frac{\partial^2 \ln P(S_t; \theta)}{\partial \theta^2} = -\frac{S_t}{\theta^2}$$

ومن خلال استخدام صيغة معلومات فيشر حول المعلمة  $\theta$  ،

لدينا :

[٣٢٣] الزبيدي والعبادي

$$f_{s_t}(\theta) = -E\left[\frac{\partial^2 \ln p(s_t; \theta)}{\partial \theta^2}\right]$$

إذن :

$$f_{s_t}(\theta) = -E\left[-\frac{S_t}{\theta^2}\right] = \frac{1}{\theta^2} E(S_t) = \frac{1}{\theta^2} \theta = \frac{1}{\theta}$$

وباستخدام قانون جيفريز يمكن الحصول على التوزيع الأولي (Prior) القياسي للتوزيع بواسون وكما يأتي : Distribution)

$$P(\theta) = \sqrt{f_{s_t}(\theta)} = \theta^{-\frac{1}{2}} \quad \dots \quad (3.2)$$

ولدينا دالة الترجيح للتوزيع بواسون كما يأتي :

$$p(s_t / \theta) \propto e^{-n\theta} \theta^{\sum_{i=1}^n s_{t_i}} \quad \dots \quad (3.3)$$

من نظرية بيز لدينا :

$$p(\theta / s_t) \propto p(\theta) \cdot p(s_t / \theta)$$

وبتعويض كل من  $p(\theta)$  و  $p(s_t / \theta)$  نحصل على التوزيع النهائي ذو المعلومات القليلة وكما يأتي :

$$\begin{aligned} p(\theta / s_t) &\propto \theta^{-\frac{1}{2}} e^{-n\theta} \theta^{\sum_{i=1}^n s_{t_i}} \\ &= \theta^{\sum_{i=1}^n s_{t_i} - \frac{1}{2}} e^{-n\theta} \end{aligned}$$

أي أن :

$$p(\theta / s_t) \propto \theta^{a-1} e^{-b\theta} \quad \dots \quad (3.4)$$

حيث إن :

$$a = \sum_{i=1}^n s_{t_i} + \frac{1}{2} \quad ; \quad b = n$$

تمثل الصيغة (٤.٤) نواة توزيع كاما (The Kernel of Gamma Distribution)، أي أن :

$$(\theta / s_t) \sim G(a, b)$$

ويمكن إيجاد التوزيع النهائي لعدد الواصلين باستخدام التوزيع الأولي ذي المعلومات الغنية كما يأتي :

باستخدام التوزيع النهائي الذي حصلنا عليه من الصيغة (٤، ٣) بوصفه توزيعاً أولياً بالمعلمات  $(a_0, b_0)$ ، وكما يأتي :

$$p(\theta) \propto \theta^{a_0-1} e^{-b_0\theta}$$

أي أن :

$$\theta \sim G(a_0, b_0)$$

ولدينا دالة الترجيح  $p(s_t / \theta)$  حصلنا عليها من خلال الصيغة (٣،٣) وبنطبيق

نظرية بيز نحصل على التوزيع النهائي للمعلمة  $\theta$  وكما يأتي :

$$p(\theta / s_t) \propto \theta^{a_0-1} e^{-b_0\theta} e^{-n\theta} \theta^{\sum_{i=1}^n s_{t_i}}$$

$$= \theta^{(a_0 + \sum_{i=1}^n s_{t_i})-1} e^{-(b_0+n)\theta}$$

والتي تمثل نواة توزيع كما ، لذلك يمكن كتابة التوزيع النهائي الكامل (The Complete Posterior Distribution ) لعدد الواصلين بالشكل الآتي :

$$p(\theta / s_t) = \frac{(b_0 + n)^{(\sum_{i=1}^n s_{t_i})}}{\Gamma(a_0 + \sum_{i=1}^n s_{t_i})} \theta^{(a_0 + \sum_{i=1}^n s_{t_i})-1} e^{-(a_0 + n)\theta} \dots \quad (3.5)$$

وبالتعويض عن قيمة المعلمة  $\theta$  فإن :

$$(\lambda t / s_t) \sim G(a_0 + \sum_{i=1}^n s_{t_i}, b_0 + n)$$

معدل التوزيع النهائي لعدد الواصلين بالاعتماد على معدل توزيع كما يكون كما يأتي :

$$\mu = E(\lambda t / s_t) = \frac{a_0 + \sum_{i=1}^n s_{t_i}}{b_0 + n} \dots \quad (3.6)$$

إذ إن :

$\sum s_{t_i}$  : تمثل مجموع عدد الواصلين

$n$  : تمثل الوقت المستغرق للواصلين من  $[0, t]$  في حين يكون تباين التوزيع النهائي لعدد الواصلين كما يأتي :

$$\text{var}(\lambda t / s_t) = \frac{a_0 + \sum_{i=1}^n s_{t_i}}{(b_0 + n)^2} \dots \quad (3.7)$$

إذ إن  $a_0$  و  $b_0$  تمثل قيم أولية يمكن أن نحصل عليها من خلال الخبرة أو التجارب السابقة حول المشاهدات التي يستخدم فيها هذا التوزيع، حيث إن  $a_0$  تشير إلى مجموع عدد الواصلين للعينة، في حين تمثل  $b_0$  الفترة الزمنية لمجموع عدد الواصلين.

### ٣.٢. تحليل بيز لأوقات الوصول البيانية [٤][٨][٩][١٠]

لدينا المشاهدات هي عبارة عن أوقات (فترات) الوصول البيانية المستقلة ( $W_k$ ) أو تدعى بأوقات الانتظار والتي لها التوزيع الأسوي بالمعلمة ( $\lambda$ ), وكما يأتي:

$$p(W_k; \lambda) = \lambda e^{-\lambda w_k} ; \quad W_k \geq 0 \quad \dots \quad (3.8)$$

$$\ln p(W_k; \lambda) = \ln \lambda - \lambda W_k$$

$$\frac{\partial \ln p(W_k; \lambda)}{\partial \lambda} = \frac{1}{\lambda} - W_k$$

$$\frac{\partial^2 \ln p(W_k; \lambda)}{\partial \lambda^2} = \frac{-1}{\lambda^2}$$

ومن خلال استخدام صيغة معلومات فيشر حول المعلمة  $\lambda$  نحصل على :

$$f_{w_k}(\lambda) = \frac{1}{\lambda^2}$$

وباستخدام قانون جيفريز يمكن الحصول على التوزيع الأولى القياسي للتوزيع الأسوي وكما يأتي :

$$p(\lambda) = \lambda^{-1} \quad \dots \quad (3.9)$$

ولدينا دالة الترجيح للتوزيع الأسوي كما يأتي :

$$p(W_k / \lambda) = \lambda^n e^{-\lambda \sum_{i=1}^n w_{k_i}} \quad \dots \quad (3.10)$$

وبالتعميض بنظرية بيز نحصل على التوزيع النهائي ذي المعلومات القليلة وكما يأتي :

$$p(\lambda / W_k) \propto \lambda^{-1} \lambda^n e^{-\lambda \sum_{i=1}^n w_{k_i}}$$

$$= \lambda^{n-1} e^{-\lambda \sum_{i=1}^n w_{k_i}} \quad \text{أي أن :}$$

$$p(\lambda / W_k) \propto \lambda^{a-1} e^{-b\lambda} \quad \dots \quad (3.11)$$

إذ أن :

[٣٢٦]

$$a = n \quad ; \quad b = \sum_{i=1}^n w_{k_i}$$

تمثل الصيغة (١١ . ٣) نواة توزيع كاما، أي أن :

$$(\lambda / W_k) \sim G(a, b)$$

ويمكن إيجاد التوزيع النهائي لأوقات الوصول البيئية باستخدام التوزيع الأولي ذي المعلومات الغنية بالشكل الآتي :

باستخدام التوزيع النهائي الذي حصلنا عليه من الصيغة (١١ ، ٣) بوصفه توزيعاً أولياً بالمعلمات  $(a_0, b_0)$ ، وكما يأتي :

$$p(\lambda) \propto \lambda^{a_0-1} e^{-b_0\lambda}$$

أي أن :

$$\lambda \sim G(a_0, b_0)$$

ولدينا دالة الترجح للتوزيع الأسوي من الصيغة (٣, ١٠) وبتطبيق نظرية بيز نحصل على التوزيع النهائي للمعلمة  $\lambda$  وكما يأتي :

$$\begin{aligned} p(\lambda / W_k) &\propto \lambda^{a_0-1} e^{-b_0\lambda} \lambda^n e^{-\lambda \sum_{i=1}^n w_{k_i}} \\ &= \lambda^{(a_0+n)-1} e^{-(b_0 + \sum_{i=1}^n w_{k_i})} \end{aligned}$$

والتي تمثل نواة توزيع كاما، لذلك يمكن كتابة التوزيع النهائي الكامل بالشكل الآتي :

$$p(\lambda / W_k) = \frac{\left(b_0 + \sum_{i=1}^n w_{k_i}\right)^{(a_0+n)}}{\Gamma(a_0+n)} \lambda^{(a_0+n)-1} e^{-(b_0 + \sum_{i=1}^n w_{k_i})\lambda} \dots \quad (3.12)$$

أي أن :

$$(\lambda / W_k) \sim G(a_0 + n, b_0 + \sum_{i=1}^n w_{k_i})$$

معدل التوزيع النهائي لأوقات الوصول البيئية بالاعتماد على معدل توزيع كاما يكون كما يأتي :

$$\mu = E(\lambda / W_k) = \frac{a_0 + n}{b_0 + \sum_{i=1}^n w_{k_i}} \dots \quad (3.13)$$

إذ إن :

$n$ : تمثل مجموع عدد الواصلين التراكمي.

$\sum w_{k_i}$  : تمثل مجموع أوقات الوصول البيانية، في حين يكون تباين التوزيع النهائي لأوقات الوصول البيانية كما يأتي:

$$Var = E(\lambda / W_k) = \frac{a_0 + n}{(b_0 + \sum_{i=1}^n w_{k_i})^2} \dots \quad (3.14)$$

إذ إن  $a_0$  و  $b_0$  تمثل قيم أولية يمكن أن نحصل عليها من خلال الخبرة أو التجارب السابقة حول المشاهدات التي يستخدم فيها هذا التوزيع، حيث إن  $a_0$  تمثل مجموع عدد الواصلين التجميعي للعينة، في حين تمثل  $b_0$  مجموع الفترات أو أوقات الوصول البيانية للعينة.

٣. تحليل بيز لأوقات الوصول [١٠][٨][١]

لدينا المشاهدات هي عبارة عن أوقات الوصول المستقلة ( $T_k$ ) والتي لها

توزيع كاما بالمعامل ( $k$  ،  $\lambda$ )، أي أن :

$$p(T_k) = \frac{\lambda^k}{(k-1)!} T_k^{k-1} e^{-\lambda T_k} ; \quad T_k \geq 0 \dots \quad (3.15)$$

وهذا سيتم التركيز على إيجاد التوزيع النهائي للمعلمة  $\lambda$  فقط وكما يأتي :

$$\ln p(T_k; \lambda) = k \ln \lambda + \ln \left[ \frac{T_k^{k-1}}{(k-1)!} \right] - \lambda T_k$$

$$\frac{\partial \ln p(T_k; \lambda)}{\partial \lambda} = \frac{k}{\lambda} - T_k$$

$$\frac{\partial^2 \ln p(T_k; \lambda)}{\partial \lambda^2} = \frac{-k}{\lambda^2}$$

ومن خلال استخدام صيغة معلومات فيشر حول المعلمة  $\lambda$  ، لدينا :

$$f_{T_k}(\lambda) = \frac{k}{\lambda^2}$$

وباستخدام قانون جيفريز يمكن الحصول على التوزيع الأولي القياسي للتوزيع كما وكمما يأتي :

$$p(\lambda) \propto \lambda^{-1} \dots \quad (3.16)$$

ولدينا دالة الترجيح للتوزيع كما يأتي :

$$p(T_k / \lambda) \propto \lambda^{nk} e^{-\lambda \sum_{i=1}^n T_{ki}} \dots \quad (3.17)$$

وبالتعويض بنظرية بيز نحصل على التوزيع النهائي ذي المعلومات القليلة وكما يأتي :

$$\begin{aligned} p(\lambda / T_k) &\propto \lambda^{-1} \lambda^{nk} e^{-\lambda \sum_{i=1}^n T_{ki}} \\ &= \lambda^{nk-1} e^{-\lambda \sum_{i=1}^n T_{ki}} \end{aligned} \quad \begin{array}{l} \text{أي أن :} \\ p(\lambda / T_k) \propto \lambda^{a-1} e^{-b\lambda} \dots \quad (3.18) \end{array}$$

إذ إن :

$$a = nk \quad ; \quad b = \sum_{i=1}^n T_{ki}$$

تمثل الصيغة (٣,١٨) نواة توزيع كاما، أي أن :

$$(\lambda / T_k) \sim G(a, b)$$

ويمكن إيجاد التوزيع النهائي لأوقات الوصول باستخدام التوزيع الأولي ذي المعلومات الغنية وعلى النحو الآتي : باستخدام التوزيع النهائي الذي حصلنا عليه من الصيغة (٣,١٨) بوصفه توزيعاً أولياً بالمعلمات  $(a_0, b_0)$ ، وكما يأتي :

$$p(\lambda) \propto \lambda^{a_0-1} e^{-b_0\lambda} \quad \begin{array}{l} \text{أي أن :} \\ \lambda \sim G(a_0, b_0) \end{array}$$

ولدينا دالة الترجح لتوزيع كاما من الصيغة (٣,١٧) وبتطبيق نظرية بيز نحصل على التوزيع النهائي للمعلمة  $\lambda$  وكما يأتي :

$$p(\lambda / T_k) \propto \lambda^{a_0-1} e^{-b_0\lambda} \lambda^{nk} e^{-\lambda \sum_{i=1}^n T_{ki}}$$

$$= \lambda^{(a_0+nk)-1} e^{-(b_0 + \sum_{i=1}^n T_{ki})\lambda}$$

والتي تمثل نواة توزيع كاما لذلك يمكن كتابة التوزيع النهائي الكامل بالصيغة الآتية :

$$(\lambda / T_k) = \frac{(b_0 + \sum_{i=1}^n T_{k_i})^{(a_0+nk)}}{\Gamma(a_0+nk)} \lambda^{(a_0+nk)-1} e^{-(b_0 + \sum_{i=1}^n T_{k_i})\lambda} \dots \quad (3.19)$$

أي أن :

$$(\lambda / T_k) \sim G(a_0 + nk, b_0 + \sum_{i=1}^n T_{k_i})$$

معدل التوزيع النهائي لأوقات الوصول بالاعتماد على معدل توزيع كما يكون  
كما يأتي :

$$\mu = E(\lambda / T_k) = \frac{a_0 + nk}{b_0 + \sum_{i=1}^n T_{k_i}} \dots \quad (3.20)$$

إذ إن :

K : عدد الفترات الزمنية المستقلة  
n : تمثل عدد الواصلين

$\sum T_k$  : تمثل مجموع أوقات الوصول، في حين يكون تباين التوزيع النهائي لأوقات  
الوصول كما يأتي :

$$Var(\lambda / T_k) = \frac{a_0 + nk}{(b_0 + \sum_{i=1}^n T_{k_i})^2} \dots \quad (3.21)$$

إذ إن  $a_0$  و  $b_0$  تمثل قيم أولية يمكن أن نحصل عليها من خلال الخبرة أو التجارب السابقة حول المشاهدات التي يستخدم فيها هذا التوزيع، حيث إن  $a_0$  تمثل حجم العينة الحاصل من عدد الواصلين للعينة مضروباً في عدد الفترات الزمنية المستقلة للعينة، بينما  $b_0$  تمثل مجموع أوقات الوصول للعينة.

#### ٤. الجانب التطبيقي

تم في هذا البحث التطبيق على أعداد المرضى الواصلين إلى استشارية الكسور في مستشفى السلام وخلال الفترة الزمنية من الساعة ٨,٣٠ إلى الساعة ١٢,٠٠ ظهراً أي [12.00, 8.30] ولمدة يوم واحد ومقسمة على وحدات زمنية طول كل منها دقة واحدة والبيانات مبينة في أدناه تظهر ذلك:

$S_t$  : تمثل عدد الواصلين عند الزمن t حيث تتبع توزيع بواسون.

$W_k$  : تمثل فترة الانتظار بين وصول كل مريضين متتاليين، حيث تتبع التوزيع الأسني.

$T_k$  : تمثل وقت الوصول للمريض إلى استشارية الكسور، إذ تتبع توزيع كما.

**الجدول ١**  
**يمثل أعداد وفترات الانتظار وأوقات الوصول للمرضى على التوالي**  
**في استشارية الكسور**

الترتيب	Number Arrived	Waiting time	Time arrived
1	1	10	10
2	5	19	29
3	11	15	44
4	16	11	55
5	20	8	63
6	24	8	71
7	28	8	79
8	30	6	85
9	32	13	98
10	39	16	114
11	43	19	133
12	50	40	173
13	51	10	183
14	53	5	188
15	55	5	193
16	56	10	203
17	59	7	210
$\Sigma$	573	210	1931

(\*) الجدول من أعداد الباحثين

**٤ - التطبيق العملي لعمليات بواسون باستخدام الإحصاء الكلاسيكي - عمليات الوصول**

إن عمليات الوصول إلى استشارية الكسور تتبع توزيع بواسون بالمعلمة  $\lambda t$  أنظر المعادلة (١، ٢)، إذ يمكن الحصول على  $\lambda$  من خلال جمع عدد المرضى الوافدين خلال الفترة الزمنية [8.30, 12.00] وتقسيمها على عدد الوحدات الزمنية، إذ إن

$$\lambda = \frac{S_t}{t} = \frac{59}{210} = 0.2809$$

فإن معدل الوصول هو:

$$\mu = \lambda t = (0.2809)(210) = 59$$

وبما أن تباين توزيع بواسون يساوي معلمه، أي أن :

$$\text{Variance} = \mu = 59$$

على هذا الأساس يمكن التعويض بقيمة معلمة التوزيع وإيجاد أي احتمال لحدوث أي عدد للوائلين (عدد المرضى الوائلين إلى استشارية الكسور خلال ٢١٠ دقائق)

### - أوقات الوصول البينية

نحصل على أوقات الوصول البينية (فترات الوصول) من خلال ما يأتي:

لدينا أوقات الوصول التي نحصل عليها من عدد الوائلين وهي

$$T_0=0, T_1=10, T_2=29, \dots, T_{17}=210$$

وبطريق أوقات الوصول البينية نحصل على فترات الوصول البينية وكما

موضح أدناه:

$$W_1=T_1-T_0=10-0=10$$

$$W_2=T_2-T_1=29-10=19$$

$$W_3=T_3-T_2=44-29=15$$

.

.

$$W_{17}=T_{17}-T_{16}=7$$

إذ أن :

$$\sum_{i=1}^{17} W_i = t = 210$$

إذ إن  $\sum_{i=1}^{17} W_i$  تمثل مجموع فترات الوصول البينية، إذ إنها تتبع التوزيع

الأسي، ودالة الكثافة الاحتمالية لأوقات الوصول البينية (التوزيع الأسي) هي :

$$p(w_k) = \lambda e^{-w_k} = (0.2809) e^{-0.2809 w_k} \quad W_k \geq 1$$

ومعدل هذا التوزيع (معدل الفترات الزمنية لوصول مريض واحد) هو :

$$\mu = \frac{1}{\lambda} = \frac{1}{0.2809} = 3.5599$$

وتباين هذا التوزيع (أوقات الوصول البينية) هو :

$$\text{var}(W_K) = \frac{1}{\lambda^2} = \frac{1}{(0.2809)^2} = 12.6735$$

### - أوقات الوصول

إن دالة الكثافة الاحتمالية لأوقات الوصول لها توزيع كما بالمعلمتين k و

$1/\lambda$  وحسب الصيغة (2.3).

لذا فإن معدل هذا التوزيع (أوقات الوصول) هو :

[٣٣٢]

$$\mu = \frac{k}{\lambda} = \frac{59}{0.2809} = 210.039$$

وتباین وقت الوصول

$$\text{var}(T_k) = \frac{k}{\lambda^2} = \frac{59}{(0.2809)^2} = 747.7364$$

**٤- التطبيق العملي لعمليات بواسون باستخدام أسلوب بيز**  
 أن تطبيق أسلوب بيز يحتاج إلى معلومات أولية ومن خلال الخبرة السابقة (سؤال طبيب أخصائي) لعينة مكونة من ٢٠ مريضاً ولمدة (0.60) أي ساعة واحدة، حيث كان عدد المرضى التراكمي ١٩١ وحجم العينة الأولية الحاصل من عدد الواصلين في عدد الفترات الزمنية المسقطة ٣٠٠ ومجموع أوقات الوصول لهذه العينة ٥٠٠.

#### - عملية الوصول

إن دالة الكثافة الاحتمالية لعملية الوصول لها توزيع كاما، انظر المعادلة (3.5) ولتقدير متوسط وتباین هذا التوزيع بالاعتماد على المعادلتین (3.6) و (3.7):

$$a_0 = 20$$

$$b_0 = 60$$

$$\lambda = \frac{a_0 + \sum_{i=0}^n s_{t_i}}{(b_0 + n)} = \frac{20+59}{(60+210)} = 0.29259$$

أي أن:

$$\mu = \lambda t = (0.29259)(210) = 61.44444 \approx 61$$

والتباين

$$\text{var}(\lambda t / s_t) = \frac{a_0 + \sum_{i=1}^n s_{t_i}}{(b_0 + n)^2} = \frac{20+59}{(60+210)^2} = 0.00133$$

$$\text{Var}(\lambda t) = t^2 \text{ var}(\lambda) = 58.67901$$

#### - أوقات الوصول البيانية

لدينا المتغير العشوائي  $w_i$  يمثل الفترات البيانية، وله دالة الكثافة الاحتمالية للتوزيع كاما، انظر المعادلة (3.12) ويمكن تقدير معدل وتباین هذا التوزيع (أوقات الوصول البيانية)، انظر المعادلة (3.13).

إذ إن

$$a_0 = 191$$

$$b_0 = 60$$

$$n = 573$$

$$\sum w_k = 210$$

$$\mu = E(\lambda / w_k) = \frac{191 + 573}{60 + 210} = 2.82962$$

ونحصل على التباين بالاعتماد على المعادلة (3.14) إذ إن :

$$Var(\lambda / w_k) = \frac{191 + 573}{(60 + 210)^2} = 0.01048$$

#### - أوقات الوصول

لدينا المتغير  $T_k$  يمثل أوقات الوصول، وله دالة الكثافة الاحتمالية لتوزيع كاما، انظر المعادلة (3.19) ويمكن تقدير معدل وتبابين هذا التوزيع انظر المعادلة، (3.20) إذ إن :

$$a_0 = 300$$

$$b_0 = 500$$

$$\mu = E(\lambda / T_k) = \frac{300 + 59 * 17}{500 + 1931} = 0.53599$$

ونحصل على التباين بالاعتماد على المعادلة (3.21)

$$Var(\lambda / T_k) = \frac{300 + 59 * 17}{(500 + 1931)^2} = 0.00022$$

من خلال النتائج المذكورة آنفاً نلاحظ أن هناك اختلافاً كبيراً بين النتائج التي حصلنا عليها باستخدام الإحصاء الكلاسيكي وبين النتائج التي حصلنا عليها باستخدام إحصاء بيز، مع العلم أنه لا يمكن المقارنة بين الأسلوبين لاختلاف منهجية كل أسلوب، وأن اختيار قيم أولية جديدة لأسلوب بيز سيؤدي إلى أعطاء نتائج مختلفة أخرى، وهذا ما لا يتضمنه الأسلوب الكلاسيكي.

#### ٥. الاستنتاجات والتوصيات

١. إمكانية استخدام أسلوب بيز ذي المعلومات الغنية في دراسة العمليات العشوائية وخصوصاً عمليات بواسون وبالتحديد عدد الواصلين، أوقات الوصول البينية، وأوقات الوصول.

٢. هناك اختلاف واضح بين نتائج الأسلوب التقليدي مقارنة مع أسلوب بيز ذي المعلومات الغنية، نتيجة استخدام معلومات الخبرة أو التجارب السابقة، فضلاً عن معلومات المشاهدات في تقدير التوزيعات النهائية.

٣. يوصي الباحثان باستخدام أسلوب بيز ذي المعلومات الغنية في دراسة عمليات بواسون في حالة توافر معلومات أولية متأتية من الخبرة أو التجارب السابقة حول هذه العمليات.

#### المراجع

##### أولاً - المراجع باللغة العربية

١. الراوي، خاشع محمود، ٢٠٠٠، المدخل إلى الإحصاء، طبعة ثانية، دار الكتب للطباعة والنشر، جامعة الموصل.
٢. الربيعي، فاضل محسن وعبد، صلاح حمزة، ٢٠٠٠، مقدمة في العمليات التصادفية، المكتبة الوطنية، بغداد.
٣. الزبيدي، طه حسين علي، ١٩٩٧، تكوين لوحات بيز للسيطرة على الصفات النوعية، رسالة ماجستير مقدمة إلى كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة الموصل.
٤. الصياد، جلال مصطفى، ١٩٩٣، الاستدلال الإحصائي، دار المريخ للنشر، المملكة العربية السعودية.
٥. العذاري، فارس مسلم والوكيل، علي عبد الحسن، ١٩٩١، العمليات التصادفية، المكتبة الوطنية، بغداد.
٦. سليمان، مثنى صبحي، ٢٠٠٦، التحليل الإحصائي للعملية البواسونية غير المتجانسة مع تطبيق أطروحة دكتوراه غير منشورة مقدمة إلى كلية علوم الحاسوب والرياضيات، جامعة الموصل.

##### ثانياً - المراجع باللغة العربية

1. Basawa,I.V, and Prakasa Rao ;B.L, 1980, Statistical Inference for Stochastic Processes, Academic Process,London.
2. Box and Tiao, 1973, Bayesian Inference in statistical Analysis, Addison-wesley publishing company California;London.
3. Jayanta, K; Mohan, D; Tapas, S, 2006, An Introduction to Bayesian Analysis; springer;USA
4. Jefferys,S.H, 1961, Theory of Probability ;clareden press,oxford,London.
5. Mooney,D.D, and Swift ,R.J, 1999, Acourse in Mathematical Modeling "the Mathematical Association of American ;USA.