

أستخدام العمليات البواسونية غير المتجانسة مع صفوف الانتظار في قسم الطوارئ في مستشفى الطفل المركزي التعليمي في الاسكان

م . م زينة معين محمد حسين

أ. م. د . خالد ضاري عباس الطائي
جامعة بغداد / كلية الادارة والاقتصاد

المُستخلص

في هذا البحث تم أستخدام العمليات البواسونية غير المتجانسة في صفوف الانتظار باستخدام أحدى الدوال الدورية تسمى الدالة الجيبية (Sinusoidal Function). وقد تم اختيار أنموذج (M_t/M/S) وهو أنموذج صف انتظار واحد ذو قنوات خدمة متعددة وأستخدام مقاييس تقديرية (QL_s, HOL, HOL_r) في حساب التأخير الحاصل للزبون قبل دخوله الخدمة ثم مقارنة الأفضل منها في حالات الحمل الزائد (Over Load). ومن خلال تجارب المحاكاة كان مقاييس (QL_s) أفضل المقاييس في حساب أقل تأخير للزبون وكذلك للوصول الى أفضل تجربة أفتراضية (B) لِتقليل التأخير الحاصل للزبون قبل دخوله للخدمة في حالات الحمل الزائد. والتي تم تنفيذها في الجانب التطبيقي .

Using the Non- Homogenous Poisson Processes with Queuing Theory in the Emergency Department in Al-Tifel Teaching Central Hospital (Al-Iskan)

(Abstract)

In this paper, the using of Non-Homogenous Poisson Processes, with one of the scientific and practical means in the Operations Research had been carried out, which is the Queuing Theory, as those operations are affected by time in their conduct by one function which has a cyclic behavior, called the (Sinusoidal Function). (M_t / M / S) Model was chosen, and it is Single Queue Length with multiple service Channels, and using the estimating scales (QL_s, HOL, HOL_r) was carried out in considering the delay occurring to the customer before his entrance to the service, with the comparison of the best of them in the cases of the over load.

Through the experiments of simulation, (QL_s) scale was the best scale in considering the least delay for the customer, and also to reach the best experiment (B) in order to reduce the delay occurring to the customer before his entrance to the service in the cases of the over load.
That was applied in the application.



1- المقدمة Introduction

أن موضوع " استخدام العمليات البواسونية غير المتجانسة مع نماذج نظرية صفوف الانتظار" من الموضوعات التي لاقت اهتماماً كبيراً في المدة الأخيرة من القرن الماضي وبداية القرن الحالي لا سيما في مجال تقديم الخدمات التي تشمل القطاع (الصحي، والمعالي، والاتصالات)، ويمكن وصف العمليات البواسونية غير المتجانسة هي عمليات وصول الحوادث بحسب وأوقات مختلفة كونها تمثل الحالة الطبيعية لكثير من الظواهر في الحياة اليومية.

ان قسم الطواريء في مستشفى الطفل المركزي يتعرض لمشكلة الازدحام بالغ الذروة، لذلك جاء بحثنا هذا كمساهمة في حل المشكلة متضمنا عدد من المباحث الرئيسية بعد تحديد الهدف وهي:-
الجانب النظري واحتوى على تعريف لعمليات بواسون غير المتجانسة وعلاقتها بصفوف الانتظار فضلا عن الدالة الدورية بعتبارها دالة الشدة المعتمدة في البحث اضافة الى أهم المقاييس المستعملة لقياس التأخير الفعلي والتأخير المرتفب .

الجانب التجاريي تضمن تجربة اساسية تم من خلالها محاكاة واقع قسم الطواريء للوقوف على حجم المشكلة، بعد ذلك تم تنفيذ ثلاثة تجارب محاكاة (A,B,C) تضمنت الحلول المقترنة من قبل الباحثين لغرض الوصول لأفضل الحلول وقد تمثل بعد التنفيذ في التجربة (B) .

الجانب التطبيقي تلخص بتطبيق الحل الأفضل أي تطبيق التجربة (B) على البيانات الفعلية التي جمعت من قبل الباحثين وتم الوصول الى عدد من الاستنتاجات والحلول التي نعتقد انها الأفضل لحل المشكلة .
تم تطبيق تجرب المحاكاة والتطبيق الفعلي باستعمال البيانات الحقيقية باستعمال برنامج حاسوبي كتب من قبلنا بلغة البرمجة (Visual Basic) .

2- هدف البحث

إن هدف البحث هو تخفيف الضغط على أنظمة الخدمة وذلك بتقليل التأخير الحاصل للمريض قبل دخولة الخدمة في طوارئ مستشفى الطفل المركزي التعليمي في الاسكان، باستخدام العمليات البواسونية غير المتجانسة لغرض عمل مقاييس لمقدار التأخير والمقارنة بينها للحصول على افضل تقدير في حالات الحمل الزائد.

3- الجانب النظري

(1-3) العملية البواسونية المتجانسة Homogeneous Poisson Process [10] [4]
هي عملية العد $\{N(t) ; t \geq 0\}$ يقال لها عملية بواسون بمعدل (λ) عندما $\lambda > 0$ توافرت الشروط الآتية:

- 1 عدد الحوادث بالزمن صفر تساوي صفر $N(0)=0$.
- 2 إن العملية $\{N(t) ; t \geq 0\}$ لها زيادات مستقلة (Independent Increments).
- 3 عدد الحوادث في اي مدة زمنية طولها (t) يتبع توزيع بواسون بمتوسط λt .

$$P\{N(t) = n\} = \frac{(\lambda t)^n e^{-\lambda t}}{n!} \quad (1)$$

وإن $N(t+s)-N(s)=n$ هي عدد الحوادث في الفترة $(s,t+s)$ هي أيضاً متغير عشوائي يتبع توزيع بواسون بمتوسط λt

$$P\{N(t+s)-N(s) = n\} = \frac{(\lambda t)^n e^{-\lambda t}}{n!} ; \forall s, t \geq 0 \quad (2)$$



في مستشفى الطفل المركزي التعليمي في الاسكان

3-2- العمليات ال بواسنية غير المتجانسة وخصائصها

Properties of Non-Homogeneous Poisson Process [2] [3] [11]

هي عملية العد $\{N(t) ; t \geq 0\}$ يُقال لها عملية بواسون غير متجانسة بذلة شدة $\lambda(t)$ عندما $t \geq 0$ ، إذا توافرت الشروط الآتية:

- عدد الحوادث بالزمن صفر تساوي صفر $N(0) = 0$.

إن العملية $\{N(t) ; t \geq 0\}$ لها زيادات مستقلة (Independent Increments).

احتمال حدوث أكثر من حادثة في المدة الزمنية (h) يقترب من الصفر.

$$\Pr\{N(t+h)-N(t) \geq 2\} = o(h)$$

• احتمال حدوث حادثة واحدة خلال الزمن (h)

$$\Pr\{N(t+h)-N(t) = 1\} =$$

$$\lambda(t)h + o(h)$$

حيث إن الحد $o(h)$ يرمز لأي كمية تؤدي إلى الصفر عندما h تقترب من الصفر.

وبذلك تكون العملية ال بواسنية $\{N(t) ; t \geq 0\}$ تتبع توزيع بواسون بذلة احتمالية :

$$\Pr\{N(t) = n\} = \frac{[m(t)]^n e^{-m(t)}}{n!}; \quad n = 0, 1, 2, \dots \quad (3)$$

حيث إن $m(t)$ تمثل معلمة العملية (المعدل)، وهي نسبة تراكم الحدوث للمعدل الزمني (Cumulative Rate of Occurrence) ، وتُعرف بالصيغة الآتية:

$$m(t) = \int_0^t \lambda(u) du; \quad t > 0 \quad (4)$$

فإذا كانت $\lambda(t)$ هي كمية ثابتة لجميع قيم (t) أي إن $m(t)$ خطية في (t) فإن العملية $\{N(t) ; t \geq 0\}$ هي عملية بواسونية متجانسة (Homogeneous Poisson Process) بنسبة حدوث (λ) . أما إذا كانت $\lambda(t)$ متغيرة ، أي أنها تتغير بتغير الزمن فإن العملية $\{N(t) ; t \geq 0\}$ هي عملية بواسونية غير متجانسة (Non-Homogeneous Poisson Process).

يُعد الباحث (Feller) أول من أعطى تعريفاً رصيناً للعملية ال بواسونية مع أبرز خصائصها التالية:

- 1- العملية ال بواسونية توصف من خلال المتغير العشوائي $N(t)$ ، الذي يمثل عدد الحوادث التي تحدث في المدة الزمنية $[0, t]$ ، إذ إن T_n يمثل الزمن التراكمي لحين حدوث الحادثة n ، وإن $N(t) = n$ مع افتراض أنه عند نقطة الأصل فإن $N(0) = 0$.

إذا كانت $T_1, T_2, T_3, \dots, T_n$ تمثل أوقات وصول .

- 2- إن عملية ال بواسونية $\{N(t) ; t \geq 0\}$ هي عملية تصادفية لها زيادات مستقلة ومستقرة
- 4- إن العملية ال بواسونية أن هناك لا تمتلك ذاكرة (Memory Less) ، أي أن حدوث حادثة مستقبلية لا يعتمد على المعلومات الحالية أو الماضية بمعنى آخر لا يمكن التنبؤ بحصولها..
- 4- إن احتمال حدوث أي حادثة في فترة زمنية معينة يتاسب مع طول تلك الفترة، فإذا كانت العملية $\{N(t) ; t \geq 0\}$ تمثل عدد الحوادث التي تحدث في الفترة $[0, t]$ فإن:

$$\Pr\{N(t+h)-N(t) = 1\} = \lambda(t)h + o(h)$$

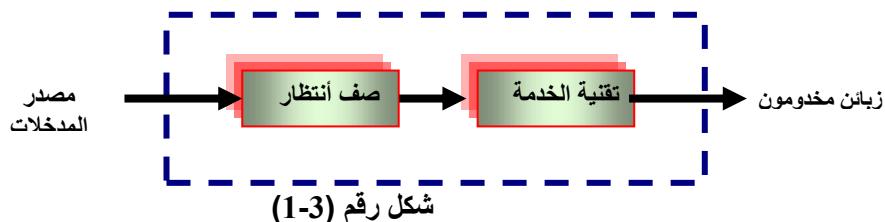
$$\Pr\{N(t+h)-N(t) \geq 2\} = o(h)$$

والاحتمالات في المعادلات السابقة تشير إلى إن اتجاه الزمن يجب أن لا يغير من خاصيتها أي أن قيمتها لا تتغير بتغير الزمن . في هذه العملية لا تحدث الحوادث إطلاقاً في آن واحد، بمعنى آخر أن حدوث الحوادث يكون بصورة مستقلة كل حادثة عن الحادثة التي تليها.

في مستشفى الطفل المركزي التعليمي في الاسكان

(3-3) العلاقة بين أستخدام العمليات البواسونية غير المتجانسة ونماذج نظرية صفوف الانتظار
Relationship between Non - Homogenous Poisson Processes and Queuing Theory Models [10]

يمكن تعريف نظرية صفوف الانتظار على أنها دراسة أوقات الانتظار وخصائص الصفوف بمصطلحات أو أنها خط الانتظار للأشياء التي تنتظر الخدمة و يمكن أن تكون زبان في عيادة طبية أو زبون في بنك او محطة وقود أو مجموعة بيانات في شبكات الانترنت وينظر الشكل أدناه الهيكليه العامة لنظرية صفوف الانتظار.



في نظرية صفوف الانتظار وفي أغلب النماذج أن السلوك الاحصائي المتبعد الذي يعبر عن وصول الزبائن بوقت محدد وبطريقة عشوائية هو حسب الفرضية الشائعة لعمليات بواسون (Poisson Process) بمعدل وصول ثابت (λ). والفرضية المكافئة له هو توزيع معدل وقت الخدمة فقد يكون أما توزيعاً أسيّاً أو توزيع أيرلانج او اي توزيع آخر بمعدل وقت خدمة ثابت (μ) .

وعلى هذا الاساس أستُخدمت تلك الفرضيات الأساسية في نماذج صفوف الانتظار ذات الانواع المتعددة وفق مقاييس الاداء المعروفة والقوانين الخاصة بكل أنموذج. لقد أثبتت البحوث والدراسات خلال العقدين الاخيرين أن تطبيق العمليات البواسونية غير المتجانسة في نماذج صفوف الانتظار هي الاكفاء بعض أنظمة الخدمة وذلك عن طريق المعدل الزمني لوصول الحوادث

[10] [9] (Rate of Occurrence time)

في أغلب النماذج الكلاسيكية والمعتارف عليها مع أنظمة صفوف الانتظار كانت تطبق لتجربة احتمالية واحدة بزمن (افتراضي) محدد مستنبط من الظاهرة كمعدل ثابت لعمليات الوصول (λ) في تلك النماذج كونها تعد حالة مستقرة. أما إذا كانت لأكثر من حالة أي هناك تغير في أوقات الوصول الحقيقة وهذا طبعاً يكون على أساس دالة بدلالة الزمن (t) تسمى دالة الشدة (Intensity Function) أو دالة معدل الوصول ($\lambda(t)$) كونها تعد حالة غير مستقرة .

لهذا السبب نتجت هناك أوقات يكون فيها أزدحام بالغ الذروة (Peak Congestion) وضغط على انشغال الخدمة (ρ) يصعب فيه الحصول على الاستقرار خلال العملية البواسونية المتجانسة مما يؤدي الى ايجاد صعوبة وأرباك في جدولة الملاكات وتوصيل الانجاز وعدم الانتظار بشكل قياسي وفق النماذج الاعتيادية لمثل هذه الحالات، والخلل في الاستقرارية يؤدي الى تقليل من ثباتية النظام واستقراريته بسبب تأثير معدلات الوصول المتباينة والحل لتلك المشكلة هو استخدام أنموذج بواسون الغير متجانس (NHPP).

وعليه معلمة (λ) هي مفتاح الاختلاف بين التجانس وعدم التجانس وتم الاعتماد على دالة معدل الوصول والتي تعد دالة تتغير بتغير الزمن (t), وان ذلك يؤدي الى كون الأنماذج متحركة لذلك يرمز بالرمز (M_t) بدلاً من (M) .

وسيمكون هناك فرق ملحوظ بصياغة الشكل أو الاتجاه الذي ستسلكه نماذج صفوف الانتظار الكلاسيكية بتغير حالتها من الاستقرارية (Stationary) الى عدم الاستقرارية (Non-Stationary) .

وقد دعم عدد من الباحثين استخدام أنموذج العملية البواسونية غير المتجانسة وعالجوا خاصية تغير الوقت بدالة الشدة المحددة بالوقت وتوصلوا الى امكانية تحليل اتجاه تلك العمليات التي تعتمد على الزمن في حدوثها الى فترات مختلفة من الزمن (يوم، أسبوع، شهر، سنة) .



(4-3) دالة الشدة [2][3][9] إن الصيغة الرئيسية في العمليات البواسنية غير المتجلسة تكمن في أن المعدل الزمني للحوادث ($\lambda(t)$) هو دالة غير معرفة الشكل وتكون الصيغة بدلاً من الزمن (t). فهناك عدة أشكال لهذه الدالة وهذا طبعاً يعتمد على طبيعة الظاهرة في تحليل سلسلة العمليات النقطية إذ أنها تضم أنواعاً عديدة منها الصيغة التالية واللوغاريتمية الخطية (Log-Linear Function) والجيبية ذات الشكل المتوج ومُتعددة الحدود والأسيّة اللاخطية دالة قانون القوة (Power-Law Function) جميعها استخدمت كمعدل زمني لحوادث الحوادث.

(5-3) أنواع الدوال الدورية Types of Cyclic Function

هناك نوعين من الدوال ذات السلوك الدوري (Cyclic Behavior) قد استخدمت في نماذج نظرية صيغة الانتظار، الأولى هي أنموذج دالة القطع الخطية في اتجاه عمليات وصول الحوادث المُنقطعة (Discrete Events) والثانية كانت أنموذج الدالة الجيبية في اتجاه عمليات وصول الحوادث المستمرة (Continuous Events).

(1-5-3) أنموذج الدالة الجيبية [4][10]

بعد أنموذج تلك الدالة من أفضل نماذج الدوال الدورية التي استُخدمت في نظرية صيغة الانتظار وأكثرها شيوعاً لأنها سهلة في التطبيق ويمكن ان تمثل عمليات وصول الحوادث المستمرة . ومن المعروف في أغلب التطبيقات للدواوين الدورية هي عبارة عن سلسلة فوريير (Fourier Series) والتي يمكن وصفها بأنها سلسلة من المنحنيات الجيبية المرتبطة مع بعضها بشكل توافق وتحتوي على تكرار لعدد غير منته من النقاط خلال زمن الدورة (T). عُت إلى ذلك الشكل المقترن لتلك الدالة كانت تحتوي على ثلاثة معلمات (a, b_1, b_2) ، فقاموا بمحاولة لتقدير معلماتها الثلاث وفقاً لأحدى طرائق التقدير المعروفة كطريقة دالة الإمكان الأعظم (MLE) . أما الصيغة المقترنة لتلك الدالة كالتالي:

$$\lambda(t) = a + b_1 \sin(Ct) + b_2 \cos(Ct) \quad (5)$$

وبعد سلسلة من العمليات الحسابية، تم التوصل إلى معادلات صعبة الحل لا يمكن حلها إلا باستخدام الطرائق العددية كطريقة نيوتن رافسن أو غيرها .

لذلك تم ايجاد طريقة لتبسيط هذه الدالة وهيأخذ جزء من الدالة بحيث تمثل دورة كاملة مع معدلات وصول الحوادث المتاثرة بالزمن لتكون أكثر ملائمة في نماذج اتجاه العمليات النقطية من خلال عمليات الوصول التي تحدث بشكل مستمر على المحور الزمني والأسباب التي دك هي :

أولاً التماش في المعلمة (Ct) كونها تمثل المدة الزمنية نفسها وكذلك قيمة الثابت (C). ثانياً تم أخذ جهة الجيب (Sin) لأنه يشكل دورة كاملة بدأً من نقطة البداية وقيمة عند تلك النقطة مساوية للصفر باعتباره يُشكل الجزء الفردي للدالة (Single Period Function) في سلسلة فوريير.

ولهذا السبب سميت بدالة ذات الطابع الجيري (Sinusoidal Function) وهذا يعني بالإمكان تمثيل الدالة الدورية بسلسلة من المنحنيات الجيبية والمعرفة عن الدورة الكاملة هي الدورة اليومية (Daily Cycle) وهي أربع وعشرين ساعة حيث أن هناك بعض أنواع أنظمة الخدمة كنظام خدمة الزبائن في مراكز الاتصالات ونظام الخدمة لقسم الطوارئ في المستشفيات تكون آلية تقديم الخدمة فيه مستمرة طوال اليوم بمعنى آخر نظام تقديم الخدمة يكون متوفراً عليه أصبح الشكل المقترن للدالة الجيبية على النحو الآتي:

[4][11]

$$\lambda(t) = a + b \sin(Ct) \quad 0 \leq t \leq \psi$$

$$\lambda(t) = \bar{\lambda} + \beta \sin(\gamma t) \equiv \bar{\lambda} + \bar{\lambda} \alpha \sin(2\pi t/\psi) \quad 0 \leq t \leq \psi \quad (6)$$

$$\beta = \bar{\lambda} * \alpha \quad 0 < \alpha < 1 \quad (7)$$

$$\bar{\lambda} = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_0^t \lambda(u) du \quad (8)$$

$$\gamma \equiv C = (2\pi / \Psi) * M \quad (9)$$

حيث إن

$\bar{\lambda}$: تمثل عدد قنوات الخدمة المشغولة (No. of Busy Server) في بداية الدورة.

α : تمثل ثابت وتسماى أحتمالية التأخير (Probability of Delay) وفي بعض الأحيان تسمى (Relative Amplitude) السعة النسبية .

ψ : تمثل طول الدورة (Cycle Length).

γ : تمثل معلومة عدم التجانس (Relative Frequency).

$\lambda(t)$: تمثل معدل نسبة الوصول (Average Arrival Rate) أو تسمى دالة الشدة .

M : تمثل معدل وقت الخدمة (Mean Service Time).

(6-3) الأنماذج ($M_i/M/\infty$) ($GD/N/\infty$)

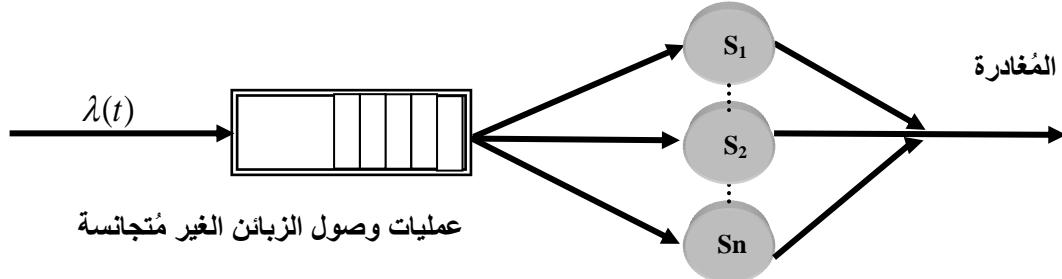
يُعد هذا الأنماذج أحد نماذج التأخير التي تتأثر بمعدلات وصول الزبائن المتغيرة اي التي تعتمد على الزمن (t) بدالة دورية تسمى الدالة الجيبية ($\lambda(t)$ ، أي بمعنى كل زبون يصل بزمن معين وهذا ما يُسمى بالعمليات البواسونية غير المتجانسة (NHPP) .

أن النظام في هذا الأنماذج قابلية محدودة بعدد (N) وهوأنماذج صف انتظار واحد ذو قنوات خدمة متعددة بمرحلة واحدة (Single Queue Model With Multiple Servers).

والشكل الآتي يوضح الأنماذج.

الهيكلية العامة لأنماذج صف انتظار واحد ذو قنوات خدمة متعددة

معدل وقت الخدمة الاسي



شكل (2-3)

في مستشفى الطفل المركزي التعليمي في الاسكان

ومن الظواهر التي تنطبق على هذا النوع من النماذج هو نظام قسم الطوارئ في المستشفيات حيث ان قابلية هذا النظام محدودة باستيعاب المرضى في الردهة هذا من جهة ومن جهة أخرى فإن الخدمة فيه مستمرة طوال اليوم فضلاً عن معدلات الوصول المتباينة وتأتي هنا أهمية الدالة الدورية (λ) التي بالإمكان من خلالها الحصول على معدلات الوصول المختلفة، أما بالنسبة إلى معدل وقت الخدمة فإنه يتبع التوزيع الأسوي والذى ثبت قيمته بمقدار واحد لمنع التوزيع من التدهور والحفاظ على توزيعات خدمة متسقة ومتماثلة (Independent Identically Distribution) كإحدى الفرضيات الأساسية في هذا الأنماذج فضلاً عن طول الدورة في الدالة الدورية $[0, 2\pi/\lambda]$.

$$\mu = E[S] = 1$$

أن الصيغة الرياضية لشدة المرور (ρ) والتي تتعلق بالأنماذج ($M_t/M/S$) هي نفس الصيغة المتبعة في الأنماذج الكلاسيكي ولكن مع معدلات الوصول المختلفة تكون متغيرة بسبب تأثيرها بمعدلات الوصول التي تعتمد على الزمن (t), بمعنى آخر وصول كل زبون هو عبارة عن عملية بواسنية متجانسة (HPP) بزمن معين وجميع معدلات الوصول للزبائن وكل هي عبارة عن سلسلة من العمليات البواسنية غير المتجانسة (NHPP) تكونها تمثل الحالة الطبيعية بوصول كل زبون في زمن معين، أما صيغة شدة المرور هي كالتالي:

$$\rho = \lambda(t) / S\mu \quad (10)$$

حيث إن

$\lambda(t)$: تمثل معدلات الوصول التي تعتمد على الزمن وهي الدالة الدورية (الجيبي).

S : تمثل عدد مراكز الخدمة (No. of Server).

μ : تمثل معدل وقت الخدمة (Mean Service Time).

(7-3) بعض الطرق لحساب التأخير لنظام صف انتظار واحد ذو قنوات خدمة متعددة ($M_t/M/S$)

Some Methods for Computation of Delay for Single Queue Length with Multiple Channels [6] [7]

هناك نوعان من التأخير في هذا النوع من النماذج الأول هو التأخير المرتقب (Potential Delay) أو ما يُسمى التأخير المتوقع في طول مدة بقاء الزبائن باشغاله لقناة الخدمة حتى الانتهاء من تقديم الخدمة له. والنوع الثاني من التأخير يسمى التأخير الفعلي (Actual Delay) عندما يأتي الزبيون إلى النظام ويكون هناك عدد من الزبائن وينتظر لحين حصوله على قناة خدمة لعدم توفر قناة خدمة متاحة، أي هناك حالات حمل زائد وبالتالي أهمال الزبائن لمثل تلك الحالات.

إن الميزة المهمة في تلك المقاييس يعطينا الدقة الكافية للتمييز بين التأخير الفعلي والتأخير المرتقب حيث أن التأخير الفعلي يُعد مشاهدة مباشرة وتأخير ظاهر وبالتالي أهمال للزبائن أما التأخير المرتقب فإنه يُقاس بمدى انتظار الزبائن وطول مدة بقائه في قناة الخدمة فأنها مشاهدة غير مباشرة والتأخير في بعض الأحيان لا يكون ظاهراً إلا في حالات الحمل الزائد ومن هذه المقاييس كالتالي:

(8-3) مقياس طول الصف البسيط (QL_s) [5] [6]

يُعد مقياس طول الصف البسيط من أبسط أنواع المقاييس التقيرية في حساب التأخير الحاصل للزبائن قبل دخوله للخدمة والمتعارف عليه زمن الانتظار الذي يقضيه الزبون في الصف لحين حصوله على الخدمة، وهذا المقياس يستخدم لحساب التأخير المرتقب اي التأخير المتوقع الذي يمكن ان ينتظر فيه الزبون لحين بدء الخدمة ويسمى في بعض الأحيان (Length of Stay) اي طول مدة بقائه في إشغال قناة الخدمة فكلما كان وقت تقديم الخدمة قليل بشكل قياسي كان وقت اشغاله لقناة الخدمة أقل، وهذا بدوره يؤدي الى تقليل الضغط على نظام الخدمة ككل وتجنب حالات الازدحام بالغ الذروة .

في مستشفى الطفل المركزي التعليمي في الاسكان

ويمكن استخدام هذا المقياس مع الكثير من نماذج صفوف الانتظار وأغلب استخداماته بالتحديد مع أنموذج صف انتظار واحد ذو قنوات خدمة متعددة ($M_t/M/S$) لحساب أقل تأخير للزبون ولا سيما في حالات الحمل الزائد لأنه يعتمد على المعلومات المستحصلة من الأنماذج بمعنى آخر يعتمد على المعلومات الأساسية المتوفرة في النظام والتي تمثل (معدل الوصول، وقت الخدمة، شدة المرور).

ومن المعروف أن شدة المرور (ρ) تُعد معلمة أساسية ومهمة في نظرية صفوف الانتظار وهي نسبة وقت الخدمة إلى معدلات الوصول والتي يستوجب ضرورة الحفاظ على قيمتها أقل من الواحد لتجنب انفجار الطابور وبالتالي أنعدام الحالة الاحتمالية (P_n) أما توزيع وقت الخدمة فإنه يتبع التوزيع الأسوي الذي يتناسب مع مقياس طول الصدف البسيط لتوزيعات خدمة مستقلة وبالتحديد مع أنموذج ($M_t/M/S$) والصيغة العامة لمقياس (QL_s) كالتالي:

$$QL_s(t, w) = \frac{1}{(S\mu)^2(1-\rho)} \quad (11)$$

حيث إن

μ : يمثل متوسط وقت الخدمة (Mean Service Time).
 S : يمثل عدد مراكز الخدمة (No. Of Channel Server).

ان الصيغة أعلاه تحسب مقدار التأخير المرتقب لكل زبون والتي تحتوي على معلمة شدة المرور التي تتغير متأثرةً بمعدلات الوصول المختلفة (t), مما يؤدي في بعض الحالات إلى حصول ضغط على قنوات الخدمة (انشغال الخدمة) وبالتالي على النظام ككل وتكون واضحة في حالات الحمل الزائد اي عندما يكون النظام يعاني من حالات ازدحام بالغ الذروة.

من ميزات هذا المقياس التقديرية هي الحفاظ على كفاءته في الأداء حتى في حالات الحمل الزائد وبما أن العامل الأساسي في نظرية صفوف الانتظار هو توفير الخدمة للزبون بأقصر وقت ممكن ماعدا وقت الخدمة من لحظة دخوله لها لأن الخدمة في بعض أنواع الانظمة تكون مفتوحة ولا يمكن اهمال الزبون فيها كنظام الطوارئ في المستشفيات.. عليه فإن مقياس طول الصدف البسيط من المقاييس التي تحسب أقل تأخير للزبون في مدة بقائه اشغال قناة الخدمة.

ان المتوسط والتباين لمقياس طول الصدف البسيط (QL_s) هما:

$$E[W_Q(t, w)] = \frac{n+1}{S\mu} \quad (12)$$

$$Var[W_Q(t, w)] = \frac{n+1}{S^2\mu^2} \quad (13)$$

وبالإمكان الحصول على معيار معامل الاختلاف (Coefficient Variation Criteria) لهذا المقياس بقسمة المعادلة رقم (13) إلى مربع المعادلة رقم (12) وفقا لقانون معامل الاختلاف (CV).

$$C_a^2 W_Q(t, w) = \frac{Var[W_Q(t)]}{\left(E[W_Q(t)]\right)^2} = \frac{1}{n+1} \quad (14)$$

في مستشفى الطفل المركزي التعليمي في الاسكان

(9-3) مقياس أول زبون يأتي إلى الخدمة (*HOL*) ومقياس أول زبون يأتي إلى الخدمة المعدل (*HOL_r*)

Head of Line Customer Come to the Server [6] [7]

يُعد هذا المقياس من المقاييس المهمة والتي نالت اهتماماً واسعاً أيضاً من قبل الباحثين فقد ظهر هذا المقياس لأول مرة في الولايات المتحدة الأمريكية عام 2002 في أحد مراكز الاتصالات وسمى بآخر زبون دخل إلى الخدمة (LES - Last Enter Service) وبعد ذلك سُمي بمقياس (Head of the Line Service) على أساس أن أول زبون يأتي إلى الخدمة، وقد استخدم هذا المقياس التقيري في الآونة الأخيرة في مكاتب الهجرة الخاصة بالولايات المتحدة الأمريكية (U.S.C.I.S) وقد تمأخذ هذا المقياس مع معدلات الوصول المختلفة التي تتأثر بالزمن في حساب التأخير الحاصل للزبون قبل دخوله إلى الخدمة وهو التأخير الفعلي عندما يأتي الزبون إلى نظام الخدمة ويكون هناك عدد من الزبائن في نظام الخدمة، وإمكانية تقليل هذا التأخير ولاسيما في حالات الحمل الزائد.

تأتي أهمية هذا المقياس في حساب التأخير لكونه لا يعتمد على معلمات الأنماذج وهذا يعطيه ميزة لأمكانية استخدامه مع نماذج أخرى لصفوف الانتظار فضلاً عن أدائه الجيد في حالات الوصول الاعتيادية المستقرة باعتماد معلماته على مقياس طول الصف البسيط وتفترض تلك الطريقة أن أول شخص يأتي إلى الخدمة وهناك على الأقل زبون يتلقى الخدمة وربما آخر داخل في الخدمة لكون الظاهرة قيد الدراسة لا يمكن أن يكون نظام الخدمة فارغ فيها.

إن مقياس (*HOL*) يفقد كفاءته في حساب التأخير أي في حالات الحمل الزائد (Over load) لأن التأخيرات تختلف في ترتيبها بمرور الوقت بسبب التغير في معدلات الوصول وكذلك بسبب ضعف الخدمة أيضاً بمرور الوقت.

أما خطوات الصيغة المتبعة لمقياس (*HOL*) على النحو الآتي:

$$HOL(t, w) = W$$

حيث إن (*W*) تُمثل الانتظار (*Waiting*) وهو عبارة عن متغير عشوائي يأخذ قيمةً من التوزيع الشرطي لطول الصف مقسوماً على إحتمالية نسبة معدل الوصول إلى وقت اشغال الخدمة .

$$E(\text{wait}/\text{wait} > 0) = E(\text{wait}) / P(\text{wait} > 0) \quad (15)$$

$$W = \text{Queue length} / \rho$$

$$HOL(t, w) = 2 * W \quad (16)$$

وقام الباحثون بأجراء تعديل على مقياس (*HOL*) محاولةً منهم ليكون أداءً أفضل وأدق في حالات الحمل الزائد وسميت طريقة مقياس أول زبون يأتي إلى الخدمة التقيري المعدل (Head of the Line) المعدل (*HOL_r*) ويرمز له بالرمز (Refined Estimation).

إن مقياس (*HOL_r*) متناغم مع مقياس (*HOL*) لأن يأخذ قيمةً على أساس أول زبون يأتي إلى الخدمة وهناك على الأقل شخص داخل في الخدمة وآخر ينتظر، وبالرجوع إلى المعادلة رقم (16) فإن الصيغة المعدلة لهذا المقياس على النحو الآتي:

$$w = 2 * W \equiv HOL$$

$$HOL_r(t, w) = \rho * w \quad (17)$$

أما بالنسبة إلى المتوسط والتباين فإن المقياسيين لهما نفس الصيغ وكالآتي:

$$E[WHOL(t, w)] = \frac{1}{S\mu} \left(2 + \int_0^t \lambda(u) du \right) \quad (18)$$

$$Var[WHOL(t, w)] = \frac{2}{S^2 \mu^2} \left(1 + \int_0^t \lambda(u) du \right) \quad (19)$$



في مستشفى الطفل المركزي التعليمي في الاسكان

ومعامل الاختلاف للمقياسيين فيكون بقسمة المعادلة رقم (19) على مربع المعادلة رقم (18) وفق قانون معامل الاختلاف (CV)

$$\begin{aligned} C_a^2 W_{HOL}(t, w) &= \frac{\text{Var}[W_{HOL}(t, w)]}{(E[W_{HOL}(t, w)])^2} \\ &= 2 * \frac{1 + \int_0^t \lambda(u) du}{\left(2 + \int_0^t \lambda(u) du\right)^2} \end{aligned} \quad (20)$$

تمكن الباحث (Ward) من التوصل الى المبرهنة التالية والتي تتعلق بـأنموذج (M/M/S) صف انتظار واحد ذو قنوات خدمة متعددة ومع معدلات الوصول الجيبية (Sinusoidal Average Arrival Rate) وهذه المبرهنة تُستخدم لغرض معرفة دقة ومدى تجانس البيانات وتطابقها بشكل تقريري، وهيأخذ نسبة كل مقدار من المقاييس على المقاييس الآخر بمعنى آخر نسبة مقياس أول زبون يأتي الى الخدمة (HOL) مقسوماً على مقياس طول الصيف البسيط (QL_s) وكذلك نسبة مقياس (HOL) مقسوماً على مقياس اول زبون يأتي الى الخدمة المُعدل (HOL_r) واخيراً نسبة مقياس (HOL_r) مقسوماً على مقياس (QL_s) ومُقارنة تلك النسب مع الصيغة الآتية

$$SW \approx \frac{2}{\rho} \quad (21)$$

عندما (n) تقترب من الملازهائية لكل من قيمة (t) و(w) توصل بعدها الى العلاقة التالية:

$$\frac{C_a^2 + 1}{\rho} = \frac{2}{\rho} \quad (22)$$

حيث إن

C_a^2 : يمثل معيار معامل الاختلاف عندما $C_a^2 = 1$ لأن بيانات وقت الخدمة تتبع التوزيع الأسوي .
 sw : يمثل نسبة كل مقياس مقسوماً على المقياس الآخر.

(10-3) اختبار معنوية معلمة العمليات البواسونية غير المتتجانسة للدالة الجيبية

Significant Test of Non-Homogeneous Poisson Process

Parameter for Sinusoidal Function [11]

كما هو معلوم فإن العملية البواسونية غير المتتجانسة الموصوفة بالدالة الجيبية ذات السلوك الدوري تعتمد على الزمن (t) وهذا الزمن مقترن بالمعلمة (γ) كما موضح في المعادلة (6) ، وبذلك فإن العملية البواسونية تكون متتجانسة في حالة ($\gamma = 0$) وغير متتجانسة في حالة ($\gamma \neq 0$).

وعليه لاختبار فيما إذا كانت العملية البواسونية تعتمد على الزمن t (غير متتجانسة) أم لا (متتجانسة) فيتم اختبار الفرضية بطريقة تسمى اختبار لابلس (Laplace Test) وحسب الصيغة الآتية

$$Z = \frac{\sum_{i=1}^n t_i - \frac{1}{2} nt_n}{\sqrt{\frac{nt_n^2}{12}}} \quad (23)$$

حيث إن

t_i : تمثل اوقات حدوث الحوادث (ساعات، دقائق، ايام .. الخ) للمدة الزمنية $[0, t_n]$.
 n : تمثل عدد الحوادث التي تحدث في المدة الزمنية $[0, t_n]$.

t_n : تمثل المدة البنية المتراكمة بين حدوث الحوادث .

اما الفرضية التي تستخدم لحساب قيمة (Z) على النحو الاتي:

$H_0: \gamma = 0$ Constant HPP

$H_1: \gamma \neq 0$ Not Constant NHPP

أن قبول فرضية العدم (H_0) والتي سيتم اختبارها في قيمة (Z) تنص على أن جميع العمليات النقاطية تعود الى عملية بواسونية متجانسة اذا كانت واقعة ضمن الفترة $(-Z_{\alpha/2} < Z < Z_{\alpha/2})$.
 أما الفرضية البديلة (H_1) فأن قبولها يعني ان جميع العمليات النقاطية تعود الى عملية بواسونية غير متجانسة اذا كانت قيمة $(Z < -Z_{\alpha/2})$ أو $(Z > Z_{\alpha/2})$.

5- الجانب التجريبي (المحاكاة)

لقد تم بناء نموذج المحاكاة المستخدم في هذا البحث بهدف التقليل من التأخير الحاصل للمريض قبل دخوله للخدمة وكذلك العمل على تقليل مدة بقائه في اشغال قناعة الخدمة (Length of Stay) (LoS) ولا سيما في حالات ازدحام البالغ الذروة فقد تم استخدام طريقة لتوليد بيانات عشوائية تتبع العمليات بواسونية غير المتجانسة تسمى طريقة الرفض فضلا عن القيام باختبارها وفقاً لطريقة لا بلس، والقيام بعد ذلك باستخدام مقاييس لحساب التأخير الحاصل للمريض قبل دخوله الخدمة فضلا عن تقييم النتائج لمعرفة دقة وافضالية اي مقاييس من المقاييس والمتمثلة بـ $(\mu, QLS, HOL, HOLr)$.

1-4 مراحل بناء تجربة المحاكاة:

تضمنت مراحل بناء تجربة المحاكاة خمس مراحل وهي كالتالي:
المرحلة الأولى:

في هذه المرحلة تم تحديد القيم الافتراضية أذ تعد هذه المرحلة من أهم المراحل التي تعتمد عليها بقية المراحل وقد تم اختيار القيم الافتراضية كالتالي
 تم اختيار ثلاثة قيم افتراضية لحجم العينة، ($n = 50, 40, 30$) لأن طبيعة الظاهرة قيد الدراسة لا يمكن اخذ احجام عينات كبيرة بسبب معدلات وصول المرضى الى قسم الطوارئ في المستشفى يتراوح ما بين (30 - 40) مريضا كحد أعلى ما زاد على ذلك يعد من الكوارث (الاسامح الله)، وتم أضافة حجم عينة (50) في الجانب التجريبي

لقد تم الحصول على القيم الافتراضية من خلال ملاحظاتنا الميدانية لقسم الطوارئ ومن الملوكات الطبية والعاملين ذوي الخبرة المتواجددين في المستشفى والتي تضمنت عدد قنوات الخدمة المشغولة (\bar{A}) في بداية الدورة، وكذلك العدد الكلي لقنوات الخدمة (S) والتي تمثل الأسرة المتوفرة في ردمة قسم الطوارئ.



في مستشفى الطفل المركزي التعليمي في الإسكندرية

أما القيم الأخرى الثابتة في البرنامج وهي الثوابت الخاصة بدالة الشدة كما في العلاقة (6) وتتضمن قيمة الثابت (α) ومتوسط وقت الخدمة (M) وطول الدورة (ψ) في اليوم الواحد (1440 دقيقة) الوقت يحسب على أساس وصول المرضى بالدقائق.

جدول (1-4) القيم الافتراضية للثوابت

α	0.1
M	1 h
ψ	1440

المرحلة الثانية: توليد البيانات

في هذه المرحلة تم توليد بيانات عشوائية تخضع لعمليات بواسون غير المتجانسة وذلك باستخدام طريقة الرفض (Rejection Method) والتي تعد من أسهل الطرائق وأكثرها شيوعاً في توليد بيانات العشوائية، وتعد هذه البيانات بمثابة أوقات وصول المرضى إلى المستشفى وكذلك توليد بيانات لأوقات مغادرة المرضى.

وقد تم اختيار قيم افتراضية في توليد هذه البيانات بدوره طولها [24 ، 0) وكانت كما يأتي:-

جدول (2-4)

- القيم الافتراضية المثبتة لتوليد بيانات لأوقات الوصول وأوقات المغادرة -

Lamda _arrival	0.07
Lamda _going	0.022

أما خطوات الخوارزمية لتوليد أوقات الوصول التي تسلك على وفق عمليات بواسون غير المتجانسة هي:-

الخطوة الأولى
الخطوة الثانية
الخطوة الثالثة
الخطوة الرابعة
الخطوة الخامسة
الخطوة السادسة

أجعل $T^* = 0$ و $T = 0$

For I=1 To n

ولد متغير عشوائي (E) يتبع التوزيع الأسوي

$$T^* = T^* + E$$

وتحول متغير عشوائي (U_i) يتبع التوزيع المنتظم (1) $U_i \sim U(0, 1)$ إذا كانت $\lambda / (T^*) > U_i$ أذهب إلى الخطوة (2)

عما ذلك أجعل $T_i = T^*$



في مستشفى الطفل المركزي التعليمي في الإسكندرية

المرحلة الثالثة: اختبار تجانس البيانات

تم في هذه المرحلة عملية اختبار تجانس البيانات لأنها من الخطأ إعتماد البيانات المولدة بدون اختبارها مهما كانت دقة طريقة التوليد، لذلك عمدنا إلى اختبار بيانات التوليد العشوائية والتي تمثل أوقات وصول المرضى باستخدام طريقة لابلاس (Laplace Method) وذلك للوقوف على كون البيانات سلسلة على وفق عمليات بواسون غير المتجانسة.

المرحلة الرابعة: إيجاد مقدار التأخير

في هذه المرحلة تتم عملية إيجاد مقدار التأخير لكل مريض بعد الحصول على معدلات الوصول التي تتغير بتغير الزمن (t) في الصيغة (6) وكذلك المعلمة الأساسية شدة المرور (ρ) حسب الصيغة (10) والخاصة بائنماذج ($M_t/M/S$) وفقاً للمقاييس التقديرية الثلاثة على التوالي وهي (QL_s) في الصيغة (11) والمُرَفَّة (HOL) في الصيغة (16) وأخيراً مقياس (HOL_r) في الصيغة (17).

المرحلة الخامسة: مقارنة النتائج

تمت مقارنة النتائج لكل من المقاييس الثلاث (QL_s , HOL , HOL_r) لحساب التأخير في حالات الحمل الزائد فضلاً عن معرفة دقة وتجانس البيانات في الصيغة (22) والتي تم التطرق لها في الجانب النظري.

تم تكرار هذه العملية (1000) مرة وبأخذ المتوسط (Mean) لكل مقدار من المقاييس من خلال برنامج تم إعداده من قبل الباحث بلغة (Visual Basic).

(2-4) تجارب المحاكاة

في هذا البحث عرضت نتائج المحاكاة للوصول إلى أفضل مقياس لتقليل التأخير الحاصل للمريض قبل دخوله الخدمة في حالات الحمل الزائد وكذلك سيتم استعراض ثلاثة تجارب افتراضية لغرض العمل على تقليل الضغط على اشغال الخدمة (ρ) وبقي المقاييس للأئمذن (M_t/M/S) ومقارنة الأفضل منها.

وفيما يأتي النتائج الموضحة لكل تجربة من التجارب التي تم تنفيذها وتحليلها حسب التسلسل الآتي:

(2-4-1) التجربة الأولى (الأساسية) :

إن التجربة الأولى تعد بمثابة التجربة الأساسية وتمثل القيام بأخذ القيم الافتراضية الأساسية لعدد قنوات الخدمة المشغولة ($\lambda = 15$) في بداية الدورة مع عدد قنوات الخدمة (الأسرة) المتوفرة ($S=29$) في ردهة قسم الطوارئ والمأخوذة جميعاً من الظاهرة قيد الدراسة فضلاً عن القيم الافتراضية الخاصة بتوليد أوقات وصول المرضى وأوقات المغادرة إضافة إلى قيمة (ρ) التي تم الحصول عليها من تنفيذ التجربة والمثبتة في الجدول (3-4) مع حجم كل عينة

جدول (3-4) القيم الافتراضية لتوليد أوقات الوصول وأوقات المغادرة

Sample Size	lamda_arrival	Lamda-going	Mean (ρ)
30	0.07	0.022	0.85344827
40	0.07	0.022	0.94586206
50	0.07	0.022	0.97624137

• تحليل نتائج التجربة الأولى :

إن التجربة الأولى تعد التجربة الأساسية لأنها كانت مبنية على أساس القيم الافتراضية المأخوذة من الظاهرة قيد الدراسة وقد تبين لنا ومن خلال أحجام العينات المختارة [30,40,50] بأن هناك ضغطاً على معلمة شدة المرور (ρ) وبقي المقاييس التقديرية الأخرى.

في مستشفى الطفل المركزي التعليمي في الاسكان

ولغرض توضيح حالات الضغط على نظام الخدمة ككل نلاحظها من خلال ملخصة شدة المرور بأعتبارها المعلمة الأساسية في نماذج صيغ الانتظار والتي عن طريقها بالامكان التعرف على مدى استقرارية نظام الخدمة ككل في حالات الحمل الزائد لنظام صف انتظار واحد ذو قنوات خدمة متعددة وكما موضح في الجدول أعلاه والذي يبين فيه مقدار المتوسط لكل حجم عينة. وبهدف تقليل الضغط على شدة المرور(ρ) وهذا بدوره يؤدي الى تقليل في باقي المقاييس التقديرية (QLs , HOL , $HOLr$) فمنا بثلاث تجارب أخرى افتراضية (A,B,C) والتي تُعد بمثابة ثلاثة حلول لغرض العمل على تخفيف ذلك الضغط على شدة المرور وبباقي المقاييس الأخرى وجعل النظام يعمل بشكل مستقر واداء افضل بهدف تقليل التأخير الحاصل للمريض قبل دخولة الخدمة وتقليل فترة بقائه في اشغال قناعة الخدمة وكذلك مقارنة افضل تجربة افتراضية في حالات الحمل الزائد.

(2-2-4) التجربة (A):

ان التجربة الثانية الافتراضية (A) تمثل في القيام بعملية تقليل لعدد قنوات الخدمة المشغولة للنظام ($\bar{\lambda} = 10$) في بداية الدورة مع بقاء عدد قنوات الخدمة (الأسرة) المتوفرة في الردهة ($S=29$) فضلاً عن القيم الافتراضية الخاصة بتوليد أوقات الوصول وأوقات المغادرة والثبتة في الجدول (4-4) مع حجم كل عينة والتي تم التوصل اليها من خلال تجارب المحاكاة.

جدول (4-4) القيم الافتراضية لتوليد أوقات الوصول وأوقات المغادرة

Sample Size	Lamda-arrival	lamda - going	Mean(ρ)
30	0.07	0.022	0.62858620
40	0.07	0.022	0.79310344
50	0.07	0.022	0.87165517

(2-2-4) التجربة الافتراضية (B):

ان التجربة الثالثة الافتراضية (B) وهي القيام باستخدام القيم الافتراضية الأساسية لعدد قنوات الخدمة المشغولة ($\bar{\lambda} = 15$) في بداية الدورة ، وأيضا العدد الكلي لقنوات الخدمة المتوفرة- الأسرة ($S=29$) . ومن خلال تجارب المحاكاة تم التوصل الى قيم افتراضية مختلفة لتوليد بيانات عشوائية لأوقات مغادرة المرضى تحديداً مع ثبيت القيم الافتراضية لتوليد اوقات وصول المرضى وكما موضح في الجدول (5-4) المعين ادناه مع حجم كل عينة.

جدول (4-5) القيم الافتراضية لتوليد أوقات الوصول والمغادرة

Sample Size	Lamda-arrival	lamda -going	Mean(ρ)
30	0.07	0.06	0.45793103
40	0.07	0.044	0.55824137
50	0.07	0.046	0.67068965

(C) التجربة (3-2-4)

ان التجربة الافتراضية الرابعة (C)، وتتلخص في القيام بزيادة لعدد قنوات الخدمة اي زيادة عدد الاسرة (S=40) في ردهة قسم الطوارئ معبقاء عدد قنوات الخدمة المشغولة ($\bar{\lambda} = 15$) في بداية الدورة وكذلك القيم الافتراضية المثبتة والخاصة بتوليد بيانات عشوائية لأوقات الوصول وأوقات المغادرة في الجدول (6-4) لكل حجم عينة

جدول (6-4) القيم الافتراضية لتوليد أوقات الوصول والمغادرة

Sample Size	Lamda-arrival	Lamda-going	Mean(ρ)
30	0.07	0.022	0.56492499
40	0.07	0.022	0.63932499
50	0.07	0.022	0.72555

(5-3) مقارنة التجارب (A,B,C) :

أولاً - من خلال نتائج تجارب المحاكاة الثلاث فقد كانت التجربة (B) افضل التجارب في الحصول على اقل قيم لجميع المقادير والموضحة من خلال المتوسط (Mean) لكل تكرار مع حجم كل عينة وتحديداً بالنسبة لشدة المرور (ρ) تلك المعلمة المهمة في نماذج نظرية صفوف الانتظار التي كلما قلت كان نظام الخدمة يتمتع باستقرارية وكفاءة في الاداء لمثل هذا النوع من الانظمة والتي تعتمد عليها المقاييس الثلاثة الاخرى وهي (QLs ، HOL ، $HOLr$) لحساب التأخير الحاصل للمريض قبل دخوله للخدمة .

ان فكرة التجربة (B) هي فرض قيم مختلفة لكل حجم عينة والتي عن طريقها يتم توليد بيانات عشوائية تُعتبر بمثابة اوقات لمغادرة المرضى كما موضح في الجدول (5-4).. في حين تم تثبيتها في تجربة (A) وتجربة (C) كما موضح في الجداول (4-4) و (4-6).

اما التجربة الافتراضية (C) كانت افضل من التجربة الافتراضية (A) والتي كانت زيادة لعدد قنوات الخدمة (الاسرة) في نظام الخدمة كأحدى الاساليب التقليدية المتبعة في نظرية صفوف الانتظار مما يؤدي الى تقليل الضغط على شدة المرور (ρ) التي تتزايد بشكل تدريجي وبالتالي الحصول على قيم اقل لحساب التأخير من خلال حجم كل عينة .

وأخيراً التجربة الافتراضية (A) فإن عملية البدء بتقليل لعدد قنوات الخدمة المشغولة ($\bar{\lambda} = 10$) في بداية كل دورة يكون نظام الخدمةبدايةً أداءً جيد، ويفقد النظام كفاءته في الاداء نتيجة التفاوت في معدلات وصول المرضى مما يؤدي الى ازدحام بالغرفة وبالتالي ضغط على معلمة شدة المرور وباقى المقادير والموضحة من خلال المتوسط لكل تكرار وحجم عينة .

اما الجدول (7-4) الموضح أدناه يبين تلك الأفضلية في التجارب الثلاث على أساس آخر قيمة من كل جدول وحسب احجام العينات استناداً الى معلمة شدة المرور (ρ) لكونها المعلمة الأساسية في الأنماذج ($M_t/M/S$) والتي عن طريقها يمكن التعرف على مدى استقرارية نظام الخدمة ككل في حالات الحمل الزائد لنظام صف انتظار واحد ذو قنوات خدمة متعددة .

في مستشفى الطفل المركزي التعليمي في الاسكان

جدول (7-4) جدول المفاضلة بين التجارب الافتراضية الثلاث (A,B,C)

Sample Size	A	B	C	Best
	Mean(ρ)	Mean(ρ)	Mean(ρ)	
30	0.62858620	0.45793103	0.56492499	B
40	0.79310344	0.55824137	0.63932499	B
50	0.87165517	0.67068965	0.72555	B

نلاحظ ان التجارب الافتراضية الثلاثة عند مقارنتها مع الجدول (4-3) الموضح فيه نتائج تحليل التجربة الاولى (الأساسية) والتي ظهر فيها حالات ازدحام بالذروة وضغط على نظام الخدمة ككل فهي تعد بمثابة حلول للمشكلة في التجربة الاولى الأساسية التي تمثل محاكاة لواقع الفعل لقسم الطواريء في مستشفى الطفل المركزي التعليمي في الاسكان.

ثانياً: من خلال تنفيذ تجارب المحاكاة وبناءاً على ما تم تحليله ولجميع التجارب وكافة حجوم العينات [30,40,50] كان مقياس (QL_s) أفضل المقاييس في حساب اقل تأخير للمريض ويليه مقياس (HOL_r) المُعدل وبعده مقياس (HOL) ونظراً لحجم النتائج التفصيلية لكل حجوم العينات وكل المقاييس ولعدم امكانية عرضها في متن البحث تم اختصارها في الجدول (4-8) الذي يوضح الافضلية بين المقاييس.

جدول (4-8) جدول المفاضلة بين المقاييس لحساب التأخير

No.	Scale Estimation	Best
1	QL_s	First
2	HOL_r	Second
3	HOL	Third

ثالثاً: أظهرت نتائج المحاكاة ولجميع التجارب وكافة حجوم العينات أن نسبة (HOL/QL_s) مع الصيغة ($2/\rho$) تقريباً متطابقة وهذا يؤكد صحة النتائج ودققتها.

5- الجانب التطبيقي

يعاني قسم الطوارئ في مستشفى الطفل المركزي التعليمي (الاسكان) من حالات ازدحام بالذروة بشكل مستمر طيلة أيام الأسبوع بسبب التفاوت في معدلات الوصول مما يؤدي الى حصول حالات ضغط على قوتوط الخدمة (الاسرة) لفترات طويلة وكذلك الملاكات الطبية والعاملين فيها بشكل مستمر. تمتلك المستشفى (29) سريراً وكل سرير يمثل قناة خدمة والخدمة مفتوحة حسب نوع الظاهرة قيد الدراسة اي ان استقبال المرضى يكون بشكل مستمر طوال اليوم اما نوع الامتداج فهو صفة انتظار واحد ذو قوتوط خدمة متعددة ($M_t/M/S$) ، والطاقة الاستيعابية للنظام محدودة (N) ونوع نظام الخدمة فهو من يأتي او لا يخدم اولاً (FCFS).

يتضمن هذا المبحث عملية تحليل البيانات قيد الدراسة واختبارها مع فرضية عدم العمليات البواسونية غير المتجانسة فضلاً عن التأكيد من مدى ملاءمة البيانات للدالة الدورية (الجيبيّة) والتي تمثل معدلات وصول المرضى بأوقات مختلفة لكل مريض ، وسيتم توضيحها في الرسوم البيانية لأشكال المنحنيات الجيبيّة في تلك الدالة طيلة مدة مراقبة الظاهرة .

وبعد ذلك تتم عملية حساب التأخير الحاصل للمريض قبل دخوله للخدمة ويكون التأخير على نوعين اما يتضمن مدة بقائه لحين تلقي العلاج في اشغال قناة الخدمة وهو ما يسمى التأخير المرتقب او تكون مدة انتظاره عندما يأتي الى النظام ويكون هناك ازدحام بالذروة في امكانية توفير قناة خدمة له ويسمى التأخير الفعلي.

إن حساب التأخير يكون بثلاثة مقاييس (QL_s ، HOL ، HOL_r) ومدى كفاءة كل مقياس في حالات الحمل الزائد (Over load) وكذلك اختبار مدى دقة وتجانس تلك المقاييس بشكل تقريري وفق الصيغة (22)



في مستشفى الطفل المركزي التعليمي في الاسكان

، فضلاً عن تطبيق أفضل تجربة أفتراضية في تقليل الضغط على نظام الخدمة والتي تم التوصل إليها من خلال تجارب المحاكاة

(1-5) جمع البيانات (Collect the Data)

تمت عملية جمع البيانات في محافظة بغداد وبالتحديد في مستشفى الطفل المركزي التعليمي (الاسكان)، وتضمنت البيانات عدد المرضى الوافدين إلى ردهة قسم الطوارئ في المستشفى وتسجيل اوقات الدخول والخروج طوال اليوم وجرى مراقبة الظاهرة لمدة سبعة أيام للفترة من (12-11/2009) من خلال وصول المرضى بالدقائق بطول دورة [24, 0] حيث تقسم عمليات وصول المرضى على نوعين اما عن طريق الاسعاف الفوري او عن طريق الوصول بسيارة أخرى.

(2-5) اختبار تجانس العملية البواسونية للبيانات**Test of Homogenous Poisson Process for Data**

إن اختبار معنوية العملية البواسونية من الأمور الضرورية لاختبار هل ان المشاهدات اي وصول المرضى الى المستشفى يعود الى مجتمع العملية البواسونية غير المتجانسة أم لا؟ وذلك باختبار الفرضية التالية:

$$H_0: \gamma = 0 \text{ Constant HPP}$$

$$H_1: \gamma \neq 0 \text{ Not Constant NHPP}$$

ان فرضية عدم التي سيتم اختبارها في هذا الاختبار تنص على أن جميع المشاهدات أي عمليات وصول المرضى الى قسم الطوارئ في المستشفى قيد الدراسة تعود الى العملية البواسونية المتجانسة .

اما الفرضية البديلة فقيولها يعني ان عمليات وصول المرضى تعود الى عمليات بواسونية غير متجانسة ويتم اختبار هذه الفرضية باستخدام اختبار لابلاس (Laplace Test) .

وذلك بحساب قيمة (Z) حسب الصيغة (24) وتم الحصول على النتائج في الجدول (1-5)

الجدول (1-5) نتائج اختبار العملية البواسونية لأيام الأسبوع

الأيام	قيمة (Z) المحسوبة
اليوم الأول / السبت	- 146
اليوم الثاني / الأحد	-1.262
اليوم الثالث / الاثنين	-1.139
اليوم الرابع / الثلاثاء	- 2.565
اليوم الخامس / الأربعاء	- 0.482
اليوم السادس / الخميس	- 1.221
اليوم السابع / الجمعة	- 1.045

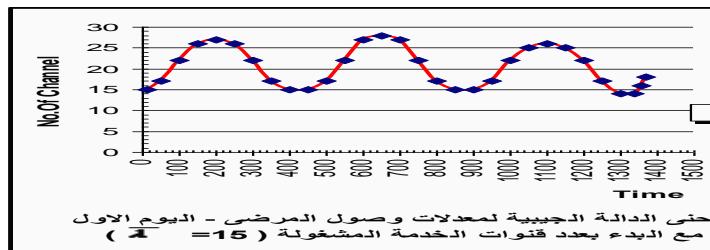
من النتائج الموضحة في الجدول (1-5) نلاحظ ان هناك دلالة واضحة بأن قيمة أحصاء الاختبار (Z) المحسوبة بالنسبة الى اليوم الاول واليوم الرابع لا تقع ضمن الفترة $(-Z_{\alpha/2} < Z < Z_{\alpha/2})$ مما يدل على أن المشاهدات لوصول المرضى الى المستشفى هي عمليات بواسونية غير متجانسة .

(3-5) اختبار ملائمة البيانات (Test of Suitable Data)

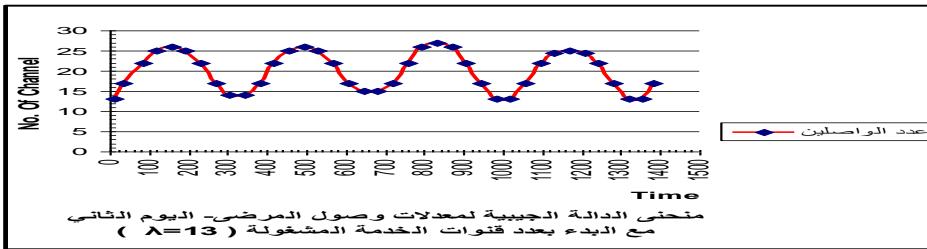
قبل بدء القيام بعملية حساب مقدار شدة المرور (ρ) وكذلك المقاييس لحساب التأخير الحاصل للمريض قبل دخولة للخدمة، لابد من التأكد من مدى ملائمة البيانات مع أنموذج الدالة الجيبية ذات السلوك الدوري والتي تمثل معدلات وصول المرضى بالصيغة المتبعة في المعادلة رقم (6) ، فضلاً عن الرسوم البيانية التي تبين السلوك الدوري لشكل الدالة خلال عمليات وصول المرضى في الأيام السبعة وكالآتي .



في مستشفى الطفل المركزي التعليمي في الاسكان

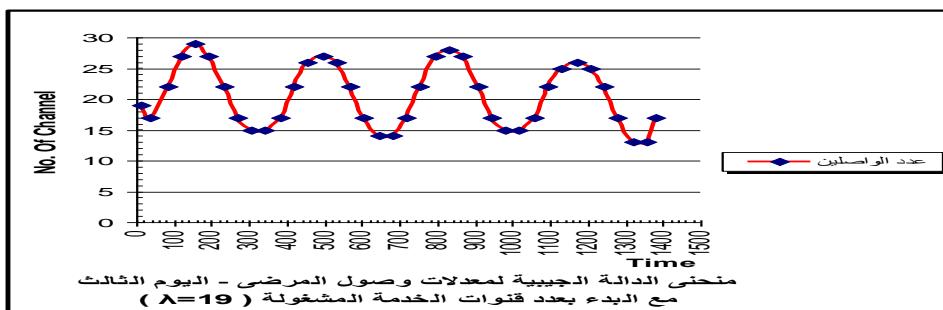


شكل (1-5)

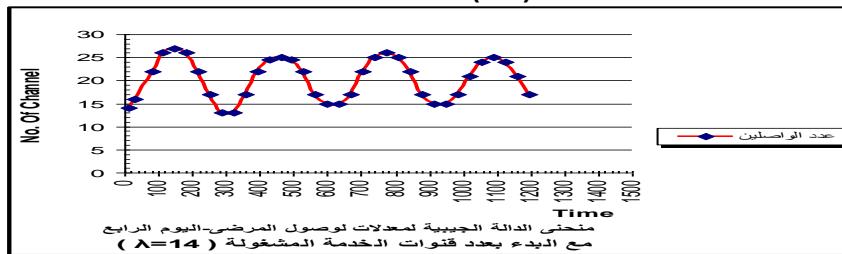


ث

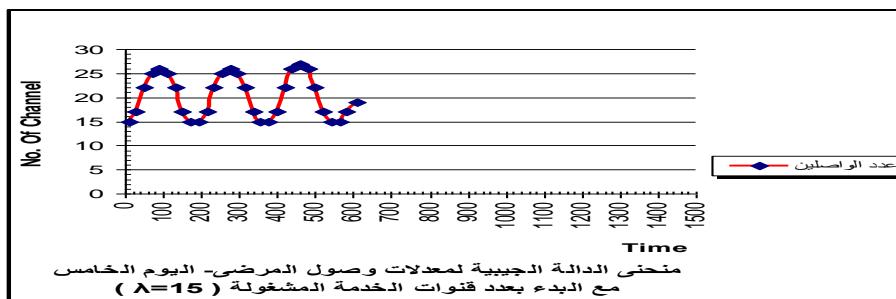
كل (5)
(2)



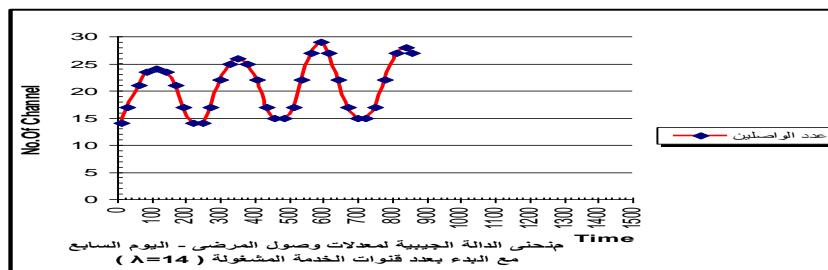
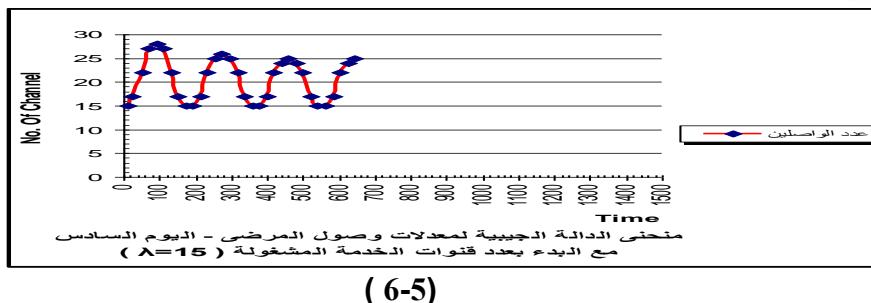
(3-5)



شكل (4-5)



شكل (5-5)



شكل (7-5)

نلاحظ في الرسوم البيانية السابقة ولسبعة أيام عدد قنوات الخدمة المشغولة (الإسرة) في بداية الدورة وكل يوم والمؤشر على المحور الصادي، وكذلك معدلات وصول المرضى المتباعدة بالدقائق بطول دورة [0,1440] دقيقة والمسجلة على المحور السيني والمتمثلة باشكال المُنحنيات الجيبية للدالة الدورية كما نلاحظها في كل دورة لليوم الواحد، فضلاً عن حالات الحمل الزائد الموجودة في القمم الغليان للمُنحنيات المرسومة وهذا طبعاً يُبيّن مدى تذبذب تلك الدالة بالشكل المتموج (Wave) بسبب التباين في معدلات الوصول.

(4-5) حساب التأخير لأنماذج ($M_i/M/S$)

إن عملية حساب التأخير تم وفق مقاييس تقيس مقدار التأخير الحاصل للمريض قبل دخوله الخدمة أو مقدار التأخير عندما تكون قنوات الخدمة مشغولة جمِيعاً وقياس مدى انتظاره لحين حصوله على قناعة خدمة (سرير)، وبعد الحصول على شدة المرور (ρ) في الصيغة (10) يتم حساب التأخير وبالمقاييس التقريبية الثلاثة (QL_s) في الصيغة المرقمة (11) ومقاييس (HOL) في الصيغة المرقمة (16) وأخيراً مقاييس (HOL_r) في الصيغة المرقمة (17) والتي تم ذكرها في الجانب النظري، ويتم ذلك وفق البيانات التي تم جمعها من المستشفى واتضح بعد مراقبة الظاهرة طيلة أيام الأسبوع بأن المستشفى يعني من أزدحام بالغ الذروة وضغط على ذلك القسم من خلال نسبة عمليات وصول المرضى إلى نسبة تقديم الخدمة.

نلاحظ في الجدول (4-3) الزخم الكبير لأصغر عينة بحجم (30) مريضاً والمتمثل بقيمة ($\rho = 0.931134$) اي انها تقترب من الواحد وهذا يعني إنشغال قنوات الخدمة بشكل مستمر وبافي المقاييس الأخرى (QL_s, HOL, HOL_r) التي توضح مقدار التأخير الحاصل للمريض قبل دخوله الخدمة، حيث أن الطاقة الاستيعابية لنظام الخدمة محدودة وهذا يُشكّل ضغط على نظام الخدمة ككل مما يُسبب ارباك للملاءات الطبية وقلة الكفاءة في سرعة الانجاز لتقديم الخدمة للمريض فضلاً عن إنشغال قنوات الخدمة لفترات طويلة .

في مستشفى الطفل المركزي التعليمي في الاسكان

جدول رقم (5-2) جدول يوضح مقدار التأخير لأصغر حجم عينة (30)- البيانات الفعلية -

حجم العينة	ρ	QLs	HOL	$HOLr$	HOL/QLs	$HOL/HOLr$	$HOLr/QLs$	$2/\rho$
30	0.931134	0.017266	0.037085	0.034531	4791	1.074174	1.99994	4791

وبناءً على ما سبق لابد من ايجاد الحل المناسب للمشكلة اعلاه، لذلك تم تنفيذ التجربة الافتراضية (B) والتي اعطت أفضل حل من بين الحلول المفترحة من قبل الباحث .

(5-5) استخدام التجربة الافتراضية (B) في الجانب التطبيقي تم استخدام تجربة الافتراضية (B) في الجانب التطبيقي والتي توصلنا اليها من خلال تجربة المحاكاة، إذ ان تلك التجربة أعطت أفضل النتائج في تقليل الضغط على جميع القيم والمقادير وفقاً لأحجام العينات [30,40] وبالتالي فإن نظام الخدمة يعمل بشكل مستقر وأفضل أما السبب في أخذ حجم عينة (30) وحجم عينة (40) يعود الى ان وصول المرضى للظاهرة قيد الدراسة يتراوح ما بين (30-40) مريضاً في اليوم . تتلخص تلك الطريقة بتقسيم أوقات خروج المرضى الراغبين باوقات مُتقاربة تتراوح ما بين (120-180) دقيقة. وكانت النتائج كما في الجدول (3-5) .

جدول رقم (3-5) جدول يبين مقدار التأخير للقيم والمقادير

حجم العينة	ρ	QLs	HOL	$HOLr$	HOL/QLs	$HOL/HOLr$	$HOLr/QLs$	$2/\rho$
30	0.551824	0.002653	0.009615	0.005305	3.6242	1.81244	1.99962	3.6242
40	0.620789	0.0031356	0.010102	0.006271	3.22171	1.610907	1.99993	3.22171

من النتائج في الجدول اعلاه نجد أن مقدار شدة المرور ($\rho = 0.551824$) لحجم عينة من (30) مريضاً

كذلك ($\rho = 0.620789$) لحجم عينة (40) مريضاً مع البيانات الفعلية وهي اقل من قيمة شدة المرور الفعلية والبالغة ($\rho = 0.931134$) كما مبينة في الجدول رقم (3-5) وكذلك باقي المقاييس.

($QLs, HOL, HOLr$) التي أصبحت قيمها اقل بعد المعالجة ذا دليل على نجاعة الحل .

نلاحظ تقليل التأخير الحاصل للمريض قبل دخوله للخدمة أو طول مدة بقائه في إشغال قناته الخدمة (السرير) حيث ان هذه المعالجة تجعل النظام يعمل بشكل أفضل ويبقى مُحافظاً على استقراريته على مدار طول الدورة بأكملها (24) ساعة فضلاً عن زيادة الطاقة الاستيعابية لعدد المرضى في الردهة الى (50) مريضاً حسب ما تم التوصل له في الجانب التجريبي لا سيما فإن هذه المعالجة قلل من مدى التذبذب في المنحنيات الجيوبية للدالة الدورية مع معدلات الوصول (t/λ) المتغيرة بالوقت مما يجعل النظام يعمل بشكل مستقر وأداء افضل لكون الطاقة الاستيعابية لنظام الخدمة محدود .



6- الاستنتاجات Conclusions

- من خلال الجانب النظري والتطبيق العملي تم التوصل للنتائج الآتية :-
- 1- إن مشكلة عدم التجانس في العملية البواسونية وعلاقتها مع نماذج نظرية صفوف الانتظار يمكن معالجتها من خلال الدوال الدورية، وتلك الدوال لها معلمات مرتبطة بكل مدة زمنية وتمثل المعدل الزمني لحدوث الحوادث وكانت الدالة الجيبية من أسهل الدوال التي تم توظيفها في العمليات البواسونية غير المتجانسة مع نظرية صفوف الانتظار ولا تنصح باستخدام دالة القطع الخطية مع سلسلة عمليات وصول الحوادث المستمرة .
 - 2- من خلال نتائج تجارب المحاكاة التي اجريت كانت تجربة الافتراضية (B) هي افضل التجارب في الحصول على أقل تأخير للمريض قبل دخوله الخدمة او طول مدة بقائه في الخدمة (اشغال سرير) واظهرت نتائج جيدة في الوصول الى الحل الأمثل من حيث تقليل الضغط على شدة المرور وبافي المقاييس، والتي تم تطبيقها في الجانب التطبيقي مع البيانات الفعلية وكانت النتائج مطابقة تقريباً لنتائج الجانب التجريبي مما يجعل كفاءة نظام الخدمة أفضل في الاداء فضلاً عن زيادة امكانية ردهة قسم الطوارئ في المستشفى باستيعاب (50) مريضاً حسب نتائج المحاكاة الموضحة في الجانب التجريبي
 - 3- تم التوصل في التجربة الافتراضية (C) الى تحديد أفضل عدد من الأسرة المثلالية ($S=40$) والتي تم زيتها على أساس أكبر عدد لوصول المرضى المستنبط من الظاهرة وكانت تجارب المحاكاة نتائجها جيدة عن طريق تلك الزيادة لعدد قتوات الخدمة (الأسرة) في ردهة قسم الطوارئ والتي تحقق الموازنة المستقرة بين معدل الخدمة ووقت الانتظار مما يؤدي الى تقليل وقت التأخير وبالتالي الحصول على اداء أفضل لنظام الخدمة ككل .
 - 4- توصلنا الى إمكانية الدمج بين التجربتين (A) و(B) اي بمعنى تقليل عدد قتوات الخدمة المشغولة في بداية الدورة ومع تجربة (B) في إمكانية زيادة توليد بيانات تعتبر بمثابة أوقات مغادرة للمريض مما يؤدي الى جعل النظام يعمل بشكل مستقر.
 - 5- أظهرت نتائج المحاكاة ولجميع التجارب ولكافحة حجوم العينات أن نسبة (HOL / QLs) مع الصيغة ($(2/\rho)$) تقريباً متطابقة وهذا يؤكد صحة النتائج ودقته

**المصادر****أولاً: المصادر العربية :-**

1. الطاني، خالد ضاري (2009)، "تطبيقات وتحليلات النظام الكمي للاعمال" مكتبة الذاكرة- بغداد.
2. الطاني، خالد ضاري ولازم، جاسم حسن (2010)، "مقارنة طرائق التقدير دالة الشدة لعمليات بواسون الغير متجانسة"، مجلة العلوم الاقتصادية والادارية- كلية الادارة والاقتصاد-جامعة بغداد. العدد 58 ، المجلد 16
3. الطاني، خالد ضاري ونعمية، علي بندر(2010)، "مقارنة تقديرات طريقتي الامكان الاعظم وطريقة اوزان المربعات الموزونة لبعض نماذج عمليات بواسون الغير متجانسة"، مجلة العلوم الاحصائية.
- 4- حسين، زينة معين محمد ، (2010) "استخدام العمليات البواسونية غير المتجانسة مع صفوف الانتظار في قسم الطواريء في مستشفى الطفل المركزي التعليمي في الاسكان" رسالة ماجستير في بحوث العمليات/ قسم الاحصاء/ كلية الادارة والاقتصاد/ جامعة بغداد .

ثانياً: المصادر الأجنبية:-

- 5- Eick Stephen G. , Massey Willaim A., and Ward Whitt, (1993)," $(M_t/G/\infty)$ Queues with Sinusoidal arrival rates". <http://www.columbia.edu/~ww2040/sine.pdf>
- 6- Ibrahim R. And Whitt W. Ibrahim R. And Whitt W. ,(2008)," Real time delay Estimation Based on Delay History- Supplement Material", industrial engineering Dept. Columbia University" <http://www.columbia.edu/~ww2040/sine.pdf>
- 7- Ibrahim R. And Whitt W. Whitt, (2009)," Real time delay estimation Based on Delay History in Many – Server Services Systems with time Varying Arrivals". Submitted to *Production and Operations Management*.
- 8 Ibrahim R. And Whitt W. , (2009b)," Real Time Delay Estimation in Overloaded with Multi Server Queues with aboundment " [published PDF].
- 9-Lee, S., Wilson, J.R. and Crawford, M. M. (1991), "Modeling and simulation of a non homogeneous Poisson Process Having Cyclic Behavior". Communications in Statistics-Simulation and Computation, 20(2&3), 777-809 ,
<http://www.informaworld.com/index/780043724.pdf>
- 10- Song, (2005),"Analyzing Stochastic Call Demand with Time Varying Parameters", Department of Mathematics and Statistics University of Saskatchewan –Canada.
- 11- Liberman, Hiller (2005)," Introduction Operation Research", Seventh Edition, Publisher Holden –Day, Inc, San Fr.
- 12- Wang Peng Ph.D. And Coit David W. United Technology Research Center David W.Coit Ph.D. Rutgers-University,(2007) "Repairable Systems Reliability Trend Tests and Evaluation", http://ise.rutgers.edu/research/working_paper/paper%2004-018.pdf