



جمهورية العراق

وزارة التعليم العالي والبحث العلمي

جامعة كربلاء / كلية الإدارة والاقتصاد

قسم الإحصاء

تقدير معادلة انحدار البيانات المتضخمة صفريا-دراسة تطبيقية الحوادث السيارات
في محافظة كربلاء

رسالة مقدمة الى مجلس كلية الادارة والاقتصاد في جامعة كربلاء
وهي جزء من متطلبات نيل درجة الماجستير في علوم الاحصاء

تقدمت بها الطالبة

زهراء عبد الأمير علي الموسوي

بإشراف

أ.د عبد الحسين حسن حبيب الطائي

2022 م

1444 هـ

كربلاء المقدسة

بِسْمِ اللّٰهِ الرَّحْمٰنِ الرَّحِیْمِ

﴿لِيَعْلَمَ أَنْ قَدْ أَبْلَغُوا رَسُولَاتِ رَبِّهِمْ وَأَحَاطَ

بِمَا لَدَيْهِمْ وَأَخْصَى كُلَّ شَيْءٍ عَدَدًا﴾

صَدَقَ اللّٰهُ العَلِیُّ العَظِیْمُ

(سورة الجن: الآية 28)

إقرار رئيس لجنة الدراسات

بناءً على إقرار المشرف العلمي والخبير اللغوي على رسالة الماجستير للطالبة "زهراء عبد
الأمير علي" الموسومة بـ (تقدير معادلة انحدار البيانات المتضخمة صفرياً-دراسة تطبيقية لحوادث
السيارات في محافظة كربلاء) أشرح هذه الرسالة للمناقشة.

أ.د. محمد حسين كاظم الجبوري

رئيس لجنة الدراسات العليا

معاون العميد للشؤون العلمية والدراسات العليا

مصادقة مجلس الكلية

صادق مجلس كلية الإدارة والاقتصاد/ جامعة كربلاء على قرار لجنة المناقشة.

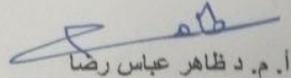
أ.د. محمد حسين كاظم الجبوري

عميد كلية الإدارة والاقتصاد- جامعة كربلاء

2022 / /

إقرار لجنة المناقشة

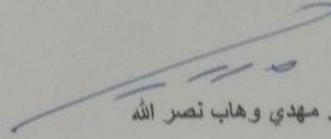
نشهد نحن أعضاء لجنة المناقشة بأننا قد اطلعنا على الرسالة الموسومة (تقدير معادلة انحدار
البيانات المتضخمة صفريا-دراسة تطبيقية لحوادث السيارات في محافظة كربلاء) والمقدمة من قبل
الطالبة "زهراء عبد الامير علي" وناقشنا الطالبة في محتوياتها وفيما له علاقة بها، ووجدنا
بأنها جديرة بنيل درجة ماجستير علوم في الإحصاء بتقدير () .



أ. م. د. ظاهر عباس رضا

عضواً

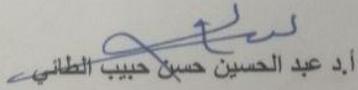
2022 / /



د. مهدي وهاب نصر الله

رئيساً

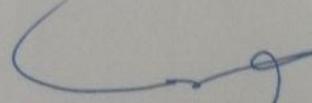
2022/ /



أ.د عبد الحسين حسين حبيب الطائي

مشرفاً وعضواً

2022 / /



د. بشار خالد علي

عضواً

2022/ /

إقرار الخبير اللغوي

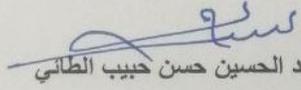
أشهد أن الرسالة الموسومة بـ (تقدير معادلة انحدار البيانات المتضخمة صفريا-دراسة تطبيقية لحوادث السيارات في محافظة كربلاء) والتي تقدم بها الطالبة "زهراء عبد الامير علي" كلية الادارة والاقتصاد-قسم الاحصاء- جامعة كربلاء قد جرى مراجعتها من الناحية اللغوية تحت اشرافي اذ أصبحت خالية من الاخطاء اللغوية ولأجله وقع

الخبير اللغوي

م. صلاح مهدي جابر

إقرار المشرف

أشهد أن إعداد هذه الرسالة الموسومة (تقدير معادلة انحدار البيئات المتضخمة صفرياً-دراسة تطبيقية الحوادث السيارات في محافظة كربلاء) والتي تقدم بها الطالبة "زهراء عبد الامير علي" قد جرى بإشرافي في قسم الاحصاء - كلية الادارة والاقتصاد - جامعة كربلاء، وهي جزء من متطلبات نيل درجة ماجستير علوم في الاحصاء.


أ.د. عبد الحسين حسن حبيب الطائي

التاريخ: / / 2022

توصية رئيس قسم الاحصاء

بناءً على توصية الاستاذ المشرف، أشرح الرسالة للمناقشة.


أ.د. شروق عبد الرضا السباح

رئيس قسم الاحصاء

التاريخ: / / 2022

الإهداء

الى سندي ومسندي واتكائي وقوتي ،وملكي ومملكتي اليك أنتمي (أبي العزيز).

الى الروح التي علمتني معنى الفقد، إذ ليس الوجد في أيام الفقد الاولى ، بل حين تأتي الأيام السعيدة ، أمي التي فارقتني بجسدها ولكن روحها مازالت ترفرف في سماء حياتي (روح والدتي العزيزة).

الى النور الذي ينير لي درب النجاح (أخوتي و أخواتي).

الى النجوم المضيئة لعتمتي والحاجز الصلب بين الحزن وقلبي (صديقاتي).

الى الذين سطوروا بدمائهم أروع وأنصح صفحات المجد والتضحية والعطاء (شهداء العراق جميعاً).

أهدي لهم هذا الجهد المتواضع

الباحثة

شكر وتقدير

الحمد لله رب العالمين والصلاة والسلام على أشرف الانبياء والمرسلين نبينا محمد وعلى آله وصحبه أجمعين .

أما بعد :

أتقدم بخالص الشكر ووافر الامتنان الى الاستاذ الدكتور (عبد الحسين حسن حبيب الطائي) لمنحه لي شرف الإشراف على رسالتي ولما قدمه لي من علم نافع وعطاء مميز وإرشاد مستمر . وعلى ما بذله من جهد متواصل وتوجيه من بداية مرحلة البحث حتى إتمام هذه الرسالة . فجزاه الله عني خير الجزاء وجعل ذلك في ميزان حسناته.

كما أتقدم بأسمى عبارات الشكر والتقدير ألى الأساتيد الفضلاء رئيس لجنة المناقشة وأعضائها المحترمين لتفضلهم بقبول مناقشة الرسالة .

كما يدعوني واجب الوفاء و العرفان بالجميل أن اتقدم بجزيل الشكر لجميع أساتذتي الفضلاء في قسم الإحصاء (جامعة كربلاء) الذين وهبوني علمهم في مدة دراستي في الجامعة والذين عملوا جاهدين على تحقيق الرقي العملي لجميع الطلبة.

وأتوجه بوافر الشكر الى جميع زملاء مرحلة دراسة الماجستير على مساعدتهم لي فجزاهم الله خير الجزاء واتمنى لهم الموفقية .

ولكل من مد لي يد العون أو اسدى لي معروفاً أو قدم لي نصيحة . او كانت له أسهامة صغيرة او كبيرة في أنجاز هذا العمل فله مني خالص الشكر والتقدير

الباحثة

قائمة المحتويات

رقم الصفحة	العنوان
أ	الآية
ب	الاهداء
ج	شكر وتقدير
د-هـ	قائمة المحتويات
و-ح	قائمة الجداول
ط-ي	قائمة الاشكال
ك-ل	المستخلص
7-1	الفصل الاول : منهجية رساله
1	المقدمة
2	مشكلة الرسالة
2	هدف الرسالة
7-2	الاستعراض المرجعي
31-9	الفصل الثاني : الجانب النظري
9	التمهيد
9	التوزيعات الاحصائية
10-9	الانحدار المتضخم الصفري
12-10	إنموذج بواسون المتضخم الصفري
14-12	إنماذج انحدار بواسون المتضخم الصفري
14	تقدير معلمات انحدار بواسون المتضخم الصفري
16-14	طريقة الامكان الاعظم لإنموذج بواسون الصفري
19-16	طريقة العزوم لإنموذج بواسون الصفري
21-19	إنماذج ثنائي الحدين السالب المتضخم الصفري
26-21	تقديرات الامكان الاعظم
28-26	تقديرات العزوم
28	تقديرات النسبية

30-29	تقديرات المقلصة	9_2
30	معايير المقارنة	10_2
31	متوسط مربعات الخطأ	1_10_2
89-35	الفصل الثالث : الجانب (التجريبي – التطبيقي)	
35	تمهيد	1_3
36	القسم الاول: الجانب التجريبي	2_3
36	تجارب المحاكاة	1_2_3
86-36	نتائج المحاكاة	2_2_3
86	القسم الثاني: الجانب التطبيقي	3_3
89-86	البيانات الحقيقية	1_3_3
90	الفصل الرابع : الاستنتاجات والتوصيات	
90	الاستنتاجات	1_4
90	التوصيات	2_4
97-91	المصادر	
b-a	المستخلص باللغة الانجليزية	

قائمة الجداول

رقم الصفحة	عنوان الجدول	الجدول
37	مقدر معلمة التضخم وحسب المعطيات الخاصة بالتجربة الاولى	1_3
38	متوسط مربعات الخطأ العائد لكل مقدر معلمة التضخم وحسب معطيات التجربة الاولى	2_3
40	مقدر معلمة التضخم وحسب المعطيات الخاصة بالتجربة الثانية	3_3
41	متوسط مربعات الخطأ العائد لكل مقدر معلمة التضخم وحسب معطيات التجربة الثانية	4_3
43	مقدر معلمة التضخم وحسب المعطيات الخاصة بالتجربة الثالثة	5_3
44	متوسط مربعات الخطأ العائد لكل مقدر معلمة التضخم وحسب معطيات التجربة الثالثة	6_3
46	مقدر معلمة التضخم وحسب المعطيات الخاصة بالتجربة الرابعة	7_3
47	متوسط مربعات الخطأ العائد لكل مقدر معلمة التضخم وحسب معطيات التجربة الرابعة	8_3
49	مقدر معلمة التضخم وحسب المعطيات الخاصة بالتجربة الخامسة	9_3
50	متوسط مربعات الخطأ العائد لكل مقدر معلمة التضخم وحسب معطيات التجربة الخامسة	10_3
52	مقدر معلمة التضخم وحسب المعطيات الخاصة بالتجربة السادسة	11_3
53	متوسط مربعات الخطأ العائد لكل مقدر معلمة التضخم وحسب معطيات التجربة السادسة	12_3
55	مقدر معلمة التضخم وحسب المعطيات الخاصة بالتجربة السابعة	13_3

56	متوسط مربعات الخطاء العائد لكل مقدر معلمة التضخم وحسب معطيات التجربة السابعة	14_3
58	مقدر معلمة التضخم وحسب المعطيات الخاصة بالتجربة الثامنة	15_3
59	متوسط مربعات الخطاء العائد لكل مقدر معلمة التضخم وحسب معطيات التجربة الثامنة	16_3
61	مقدر المعلمة الثانية وحسب المعطيات الخاصة بالتجربة التاسعة	17_3
62	متوسط مربعات الخطاء العائد لكل مقدر معلمة التضخم وحسب معطيات التجربة التاسعة	18_3
64	مقدر المعلمة الثانية وحسب المعطيات الخاصة بالتجربة العاشر	19_3
65	متوسط مربعات الخطاء العائد لكل مقدر ثاني وحسب معطيات التجربة العاشر	20_3
67	مقدر المعلمة الثانية وحسب المعطيات الخاصة بالتجربة الحادية عشر	21_3
68	متوسط مربعات الخطاء العائد لكل مقدر معلمة التضخم وحسب معطيات التجربة الحادي عشر	22_3
70	مقدر معلمة التضخم وحسب المعطيات الخاصة بالتجربة الثانية عشر	23_3
71	متوسط مربعات الخطاء العائد لكل مقدر معلمة التضخم وحسب معطيات التجربة الثانية عشر	24_3
73	مقدر معلمة التضخم وحسب المعطيات الخاصة بالتجربة الثالثة عشر	25_3
74	متوسط مربعات الخطاء العائد لكل مقدر معلمة التضخم وحسب معطيات التجربة الحادي عشر	26_3
76	مقدر معلمة التضخم وحسب المعطيات الخاصة بالتجربة الرابعة عشر	27_3
77	متوسط مربعات الخطاء العائد لكل مقدر معلمة التضخم وحسب معطيات التجربة الرابعة عشر	28_3
79	مقدر معلمة التضخم وحسب المعطيات الخاصة بالتجربة الخامسة عشر	29_3
80	متوسط مربعات الخطاء العائد لكل مقدر معلمة التضخم وحسب معطيات التجربة الخامسة عشر	30_3

82	مقدر معلمة التضخم وحسب المعطيات الخاصة بالتجربة السادسة عشر	31_3
83	متوسط مربعات الخطاء العائد لكل مقدر معلمة التضخم وحسب معطيات التجربة الحادي عشر	32_3
87-86	القيم الصفرية وحسب التكرار والمقابل لكل اسبوع من الاسبوع مع المتغير الخاص بالمتضخم الصفري للبيانات	33_3
88	الاحصاءات الخاصة بحسن المطابقة للبيانات الحقيقية	34_3
88	مقدر معلمة التضخم الصفري للبيانات الحقيقية وحسب الطرائق العشرة	35_3

قائمة الاشكال

الشكل	عنوان الشكل	رقم الصفحة
1_3	متوسط مربعات الخطأ العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة الاولى	39
2_3	متوسط مربعات الخطأ العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة الثانية	42
3_3	متوسط مربعات الخطأ العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة الثالثة	45
4_3	متوسط مربعات الخطأ العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة الرابعة	48
5_3	متوسط مربعات الخطأ العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة الخامسة	51
6_3	متوسط مربعات الخطأ العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة السادسة	54
7_3	متوسط مربعات الخطأ العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة السابعة	57
8_3	متوسط مربعات الخطأ العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة الثامنة	60
9_3	متوسط مربعات الخطأ العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة التاسعة	63
10_3	متوسط مربعات الخطأ العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة العاشرة	66
11_3	متوسط مربعات الخطأ العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة الحادية عشر	69

72	متوسط مربعات الخطأ العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة الثانية عشر	12_3
75	متوسط مربعات الخطأ العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة الثالثة عشر	13_3
78	متوسط مربعات الخطأ العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة الرابعة عشر	14_3
81	متوسط مربعات الخطأ العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة الخامسة عشر	15_3
84	متوسط مربعات الخطأ العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة السادسة عشر	16_3
85	عدد مرات تفوق كل طريقة من طرائق التقدير للتجارب الخاصة بتقدير معلمة التضخم	17_3
85	عدد مرات تفوق كل طريقة من طرائق التقدير للتجارب الخاصة بتقدير المعلمة الثانية	18_3

المستخلص

تشكل حوادث السيارات ظاهرة مهمة وذلك لعلاقتها المباشرة بالظروف الحياتية لمختلف التجمعات السكانية في المدن. ومن المعلوم ان الحادث الواحد يخلف خسائر بشرية ومادية متزايدة ولذلك تم اختيار موضوع رسالتي الذي له علاقة بالبشر والاقتصاد في آن واحد الا وهو حوادث السيارات حسب التوزيعات الاحصائية المعلمية المنقطعة وفيها توزيع بواسون وثنائي الحدين وتم التركيز على توزيع بواسون ولا سيما توزيع بواسون المتضخم صفريا. تشكل حوادث السيارات ظاهرة مهمة وذلك لعلاقتها المباشرة بالظروف الحياتية لمختلف مكونات المجتمع الاساسية (انسان ، حيوان ، ممتلكات). ان العلاقات لحوادث السيارات يمكن ان تمتلك نماذج معقدة صعبة التوقع بسبب الطبيعة المعقدة للمتغيرات التي تؤثر فية ولجل البحث في موضوع "تقدير افضل معادلة انحدار لبيانات حوادث السيارات عندما تتبع بعض التوزيعات المنقطعة (دراسة مقارنة)"، تهدف رسالتي الى تقدير افضل معادلة انحدار تم اختيار توزيع بواسون المتضخم الصفري ، تم استعمال طرائق تقدير وهي (الامكان الاعظم ، العزوم ، النسبية ، المتقلصة) ولتحقيق أهداف البحث تم اجراء عدد من تجارب المحاكاة وفقا للتوزيع المفترض(بواسون المتضخم الصفري) وطرائق تقدير معلمة التضخم الصفري المفترضة ولعدد من احجام العينات (الصغيرة والمتوسطة والكبيرة) وفقا لقيم مختلفة من معلمتي التضخم الصفري (λ) وللمعلمة الثانية (β) لتوزيع بواسون ، ومن ثم تمت المقارنة بين نتائج تجارب المحاكاة المختلفة من خلال متوسط مربعات الخطأ (MSE) العائد لمقدرات كل من معلمتي التضخم الصفري والمعلمة الثانية لتوزيع بواسون المتضخم الصفري وفقا لكل من (طريقة التقدير ، معلمة التوزيع ، حجم العينة). ومن مجريات تجربة المحاكاة تم استنتاج ان طريقة العزوم هي الأفضل من بين الطرائق المستخدمة في عملية التقدير ، كذلك تم تنفيذ الدراسة في المجال العملي على بيانات حقيقية (تضمنت عددا من حوادث السيارات وبشكل يومي وتم ترتيبها لتمثل سبع قراءات يومية لكل اسبوع بحيث ان عدد الاسبوع بلغت 51 اسبوعا) تم استعمال جميع الطرق المذكورة انفاً في عملية التقدير في الجانب التجريبي نفسها بالجانب التطبيقي بغية مطابقة طرائق التقدير حيث اظهرت نتائج الجانب التطبيقي تفوق طريقة العزوم أيضا من بين قريناتها وهذا ما يتوافق مع الجانب التجريبي مما يدل على ملائمة طريقة التقدير مع انموذج انحدار المتضخم الصفري.

ومن اهم الاستنتاجات التي تم التوصل اليها اظهرت النتائج تفوق طريقة باستعمال (طريقة العزوم) على الطرائق الاخرى في الجانب التجريبي والتطبيقي

الفصل الأول

منهجية

الدراسة

الفصل الاول : منهجية الرسالة

(1-1) المقدمة (Introduction):

ان حوادث السيارات بالتاكيد تحتاج الى دراسات معمقه ولأنها تمثل واحدة من اهم المشاكل المتزايدة مع تزايد مستخدمي الطريق وتعدد وسائل النقل المعتمده وان التأثير لهذه الحوادث يمتد ويتزايد مع تزايد هذه الحوادث.

ولهذا فان عملية التقدير لهذه الحوادث من الاهداف الرئيسية والتي تسهم كثيرا في حل المشاكل المرافقة للحادث فضلا عن التقليل لنسب الحوادث في المستقبل .

تضمنت الرسالة اربعة فصول تقدمها الفصل الاول وفيه تم التطرق الى المقدمة ومشكلة الرسالة وهدف الرسالة فضلا عن تقديم نبذة تاريخية لأهم البحوث وبعض الدراسات السابقة ذات العلاقة بموضوع الرسالة .

اما الفصل الثاني فتضمن تقديم الجانب النظري والذي تضمن التوزيعات المتقطعة المستعملة في هذه الرسالة والتي نعتقد ان لها علاقة بحوادث السيارات وتم التركيز على توزيع بواسون وسيما على توزيع بواسون المتضخم صفريا كذلك تضمن هذا الفصل طرائق التقدير وهي (الامكان الاعظم ،العزوم ،النسبية،المقلصة) .

اما الفصل الثالث فقد تضمن جزأين الاول تتعلق بالجانب التجريبي (المحاكاة) التي تم اجراؤها وفقا لعوامل محدده وهي (طريقة التقدير، معلمة التوزيع ،حجم العينة) والجزء الثاني في هذا الفصل الجانب التطبيقي والذي تضمن بيانات حقيقية تم جمعها لهذا الغرض وقد استعملت ايضا طرائق التقدير المذكورة انفا في تقديره.

واخيرا تضمن الفصل الرابع اهم الاستنتاجات والتوصيات التي ظهرت بها الرسالة .

فضلا عن المصادر والمراجع.

(2-1) مشكلة الرسالة (problem of the thesis):

تمثل حوادث السيارات مشكلة متزايدة صعبة الحل مع تزايد مستخدمي الطرق ووجود اسباب عدة للحدوث ،كما وان الكلف والخسائر البشرية المتزايدة كنتيجة حتمية مرافقة لهذه الحوادث والتي مثلت عبئا على ادارة الطريق بشكل سليم .

(3-1) هدف الرسالة (objective of the thesis):

تهدف الرسالة الى توظيف انحدار حوادث السيارات باستعمال التوزيع المتقطع بواسون المتضخم الصفري من خلال طرائق التقدير واختيار افضل معادلة انحدار لهذه الحوادث من خلال معيار متوسط مربعات الخطأ (MSE).

(4-1) الاستعراض المرجعي (Historical Review):

لغرض دراسة هذا الموضوع فقد تم الاعتماد والاطلاع على دراسات وبحوث ورسائل جامعية سابقة لغرض رسم خطة عمل هذه الرسالة ومن هذه الدراسات :-

في عام (1987) قدم الباحث (Lawless JF) وضمن نماذج الانحدار التي فيها البيانات تمتلك عمليات بواسون تضمن البحث المقارنة بين منظوري المعلمية وشبه المعلمية للإنموذج. كما تم تقديم الجوانب النظرية لإنموذج انحدار بواسون وفق الفرضيات المقدمة من قبل (cox) (1972) تم في البحث التاكيد من توافر الفرضيات النظرية المقدمه وقدرة الإنموذج على تقديم مقدرات افضل [24] .

في عام (1992) قدم (Lambert D) بحثا بعنوان "Zero-inflated Poisson regression, with an application to defects in manufacturing" والذي تضمن تقديم إنموذج انحدار بواسون بافتراض ان حدوث الحادثة تمثل (1) وباحتمال (P) في حين ان عدم الحدوث وبقيمة (0) يكون باحتمال (q=1-p) وتضمن البحث التحويل اللوغاريتمي للإنموذج المقترض مع اعتماد طريقة الامكان الاعظم والتي تم اعتمادها لسلسلة من تجارب المحاكاة لعينات قوامها (25,50,150) كما تضمن

البحث مقارنة إنموذج انحدار بواسون مع إنموذج انحدار ثنائي ذي الحدين ،كما تم تقديم إنموذج (ZIP Regression -) والذي يمثل تركيبة خطية للإنموجين السابقين [23] .

في العام (2000) قدم الباحثان (Dietz E, Böhning D) بحثا لتقدير معالم اربع نماذج مختلفة وهي إنموذج بواسون الصفري المعدل (zero modified Poisson model) وإنموذج بواسون الصفري المبتور (zero Poisson truncated model) وإنموذج بواسون الصفري المتضخم (zero inflated Poisson model) وإنموذج بواسون الصفري المفرغ (zero deflated Poisson model) وتم اعتماد طريقة الامكان الاعظم للتقدير واطهرت النتائج الكفاية الاقل عند اعتماد المرحتين وفقا لهذه النماذج [14].

وفي عام (2008) قدم الباحثان (Santos JA, Neves M) اذ تضمن مقدرات الامكان الاعظم المحلي (local) والذي يعتمد على انحدار بواسون فضلا عن صيغ التحيز والتباين وتوزيعه المقارب العائد اليه . يمتاز هذا المقدر باعتماد الاسلوب شبه المعلمي ليكون بديلاً لنماذج انحدرات التي تمتلك توزيع ثنائي ذي الحدين الحدين السالب ونماذج الانحدار ذي الحدين الصفرية والتي لا تعتمد على ظروف الانتظام ودقة مواصفات الإنموذج. تم في البحث عرض بعض نتائج المحاكاة كما تم توضيح استعمال إجراء الامكان الاعظم المحلية لتقديم نتائج جيدة لبعض التجارب العملية التي تم تقديمها في هذا البحث [39] .

اما في العام (2009) فقد قدم الباحثان (Giles DE, Feng H) بحثاً بعنوان "Almost Unbiased Estimation of the Poisson Regression Model" فقد تضمن عدة تجارب محاكاة لتقليص متوسط مربعات الخطا لإنموذج انحدار بواسون عن طريق اعتماد طريقة الامكان الاعظم مع بيانات محاكاة تتصف بكونها ذات قيم اكبر من او يساوي صفرا وبالشكل المتقطع وتم الاعتماد على درجات متعددة من المشتقات الجزئية لدالة الامكان الاعظم وصولا الى الدرجة الاعلى (k) والتي تحدد مع متاعا تغير قيم متوسط مربعات الخطا المرافقه كما تضمن البحث تقديم صيغ التحيز المرافقه لكل درجة من درجات المشتقة ،اطهرت النتائج تآثر مقدرات إنموذج انحدار بواسون باختلاف درجات المشتقات لدالة الامكان الاعظم [19] .

وفي العام (2010) قدم الباحثان (Silva JS, Tenreiro S) بحثا بعنوان "On the existence of the maximum likelihood estimates in Poisson regression" اذ تضمن البحث في مسألة كون متغير الاستجابة يمتلك التوزيع الاحتمالي بقيمتين هما (1,0) بحيث أن ذلك يتضمن البحث في امتلاك إنموذج الانحدار حالة خاصة لهذا النوع من الاستجابة وتم في هذا البحث تقديم صيغتان لتقدير الاستجابة لكل حالة من حالات المتغير هما $(s(\beta), h(\beta))$ بحيث ان كلا الدالتين هما دوال في معلمات الإنموذج (β) تضمنت الخوارزمية المقدمة لتقدير قيمة المتغير الاستجابة الاعتماد على التكرارات وفقا لطريقة نيوتن رافسون للوصول الى اقرب قيمة مقدره لمتغير الاستجابة وفق اسلوب التكرار المفترض للحساب [40]

وفي العام (2012) قدم الباحثان (Månsson K, Kibria BG, and others) بحثا تم فيه تقديم مقدرات ليو المطورة (Improved Liu Estimators) لتقدير معلمات إنموذج انحدار بواسون وتم في هذا البحث الاعتماد على الطريقة المقلصه (shrinkage method) كطريقة مقارنة لمقدرات الامكان الاعظم مع دراسة احتمالية وجود مشكلة تعدد خطي (Multicollinearity) تضمن لبحث تقديم عدة تجارب محاكاة وفق طرائق التقدير المفترضة وبعتماد متوسط مربعات الخطا (MSE) ومتوسط الخطا المطلق (MAE) كمقاييس للمقارنة بين النتائج المقدمة [26].

في العام (2013) قدم الباحثان (Rubio R, Gutierrez-Aranda I, and others) بحثا تضمن تقديم إنموذج انحدار بواسون الهجين (hyper-Poisson regression model) ولحالي البيانات لكل من البيانات المفرطة والمنقوصة (الفوقية والتحتية) (over dispersed and under dispersed) تضمن البحث التطبيق لحالي البيانات على بيانات حقيقية وتم الاعتماد على برنامج مكتوب بلغة (R) لتقدير معلمات الإنموذج المفترض [36]

في عام (2014) قدم الباحثان (Moksony F, Hegedűs R) بحثا لتقدير معلمات إنموذج انحدار بواسون لمجموعة بيانات حقيقية للبحث في الاسباب النفسية المؤدية للانتحار اثبتت النتائج قدرة إنموذج انحدار بواسون على تقديم مقدرات جيدة للمتغيرات التي يكون فيها المتغير التابع ممثلا لعدد مرات حدوث الحالات النادرة مثل الانتحار [27]

في العام (2015) قدم الباحثان (Yang S, Berdine G. Poisson regression) بحثا تضمن انحدار بواسون وكذلك تضمن البحث دراسة لتقييم عوامل الخطر المرتبطة مع طوال مدة بقاء (length of stay(LOS)) الاطفال المصابين بمرض الربو في المشفى وتم في البحث ايضا تقديم فرضيات انحدار بواسون وتطبيقها على مقدرات الانحدار للإنموذج المفترض [44].

وفي العام (2016) قام الباحثان (Barreto-Souza W, Simas AB) بتقديم بحثا تضمنت مقدرات للإنموذج وفق خوارزمية (EM) تم في البحث تقديم الجوانب النظرية مع خطوات الخوارزمية المقدمة للتقدير تضمن البحث تطبيق عدة تجارب محاكاة وفق عينات مختلفة لاختبار المقدرات المقدمة وفق الخوارزمية الخاصة بالبحث [9].

وفي العام (2017) قام الباحث (Oral E) بتقديم بحث تضمن تعديل طريقة الامكان الاعظم لإنماذج انحدار بواسون وفقا لتقديم مقدرات روبست بالاعتماد على طريقة نيوتن رافسون وذلك لتحسين التقديرات المقدمة وفق هذا الاسلوب، كما تم في هذا البحث تقديم مصفوفة التباينات والتغايرات المشتركة للامكان الاعظم والتي تؤلف مصفوفة المعلومات (Information matrix) الخاصة بالمقدرات المقدمة وتم تقديم هذه المقدرات بالاعتماد على بيانات حقيقية [32]

في عام (2017) قام الباحثان (Sakthivel K, Rajitha C) وفيه تم تقديم دراسة التوزيعات الاحتمالية المركبة للإنموذج العد الخاص بالبيانات التي تحتوي عدد متزايد من الاصفار وتم في هذا البحث تقديم مقدرات الامكان الاعظم للتوزيعات المركبة وتطبيقها على بيانات البحث . [38]

في عام (2018) قام الباحثان (Kamalja KK, Wagh YS) والذي تضمن تقديم لإنموذج بواسون العام وقد تطرق لبواسون الصفري المتضخم (new zero-inflated regression mode) مع حالة خاصة وهي سلوك المقدرات توزيع لندلي (lindley) وتم تطبيق الإنموذج المفترض على بيانات حقيقية فضلا عن الجوانب النظرية للنماذج المفترضة، اظهرت النتائج قدرة النماذج المفترضة على تقديم مقدرات إنموذج افضل مع تقديم تنبؤات اقرب الى الواقع [21].

وفي العام (2018) قام الباحثان (Qasim OS, Algamal ZY) بتقديم بحث تضمن تقديم مقدرات رج (Ridge estimator) ومقارنتها مع مقدرات ليو (Liu estimator) ومقدرات جكنايف رج (Jackknifed Ridge estimator) وتم في البحث مقارنة المقدرات السابقة وفق تجارب محاكاة والتجارب الحقيقية تم مقارنة النتائج باعتماد متوسط مربعات الخطأ [34]

وفي العام نفس قام الباحث (الصالحي ،عبدالامير بندر طعمة) بتقديم رسالة ماجستير تضمنت اختيار افضل توزيع لتقدير معادلة انحدار حوادث الطرق ،تضمنت الرسالة تقديم الجوانب النظرية الخاصة بكل من توزيع ثنائي ذي الحدين ،اثنائي ذي الحدين السالب وتوزيع بواسون فضلا عن تقديم نماذج الانحدار الخاصة بكل توزيع من التوزيعات الثلاث ،وتضمنت الرسالة تقديم الجوانب النظرية الخاصة بانحدارات الامكان الاعظم ،انحدار النواة و انحدار ليو وتم المقارنة بين نتائج الانحدار باعتماد متوسط مربعات الخطأ ،اظهرت النتائج افضلية انحدار ليو على الانحدارات الاخرى [2]

وفي العام (2019) قدم الباحث (Motta V) بحثا تم فيه تقدير معلمات إنموذج بواسون الانحدار للامكان اعظم (Poisson pseudo maximum-likelihood model) ولحالات تحويل لوغار يتم متغير الاستجابة تم في البحث تقديم الجوانب النظرية لطريقة المربعات الصغرى المرتبة (ordinary least square) وتضمن البحث تطبيق طريقة التقدير على بيانات التامين الصحي ضمن مجموعة بيانات الانفاق الصحي واظهرت النتائج العملية قدرة الإنموذج المقدم على تقديم مقدرات امثل وضمن النتائج العملية للتجربة [28].

في العام نفسه قدم الباحثان (Bintang Girik Allo C, and others) بحثا تضمن تقديم لطريقة العزوم لتقدير معلمات إنموذج انحدار بواسون المعمم مع تطبيقات عملية واعتمد الإنموذج المقدم على كون الاستجابة التي يمكن الحصول عليها للمتغير المعتمد والتي تعتمد في الاساس على عدد من المتغيرات التوضيحية هذه الاستجابة اعتمدت بالاساس التغيرات المرتبطة بين كل من متغير الاستجابة من جهة والمتغيرات التفسيرية من جهة اخرى تضمن الإنموذج دراسة تطبيقية لثلاث متغيرات مستقلة تؤثر على متغير الاستجابة المدروس واظهرت النتائج تأثير الإنموذج بوجود مشكلة ارتباط متعدد بين متغيرات الاستجابة وبعد حل المشكلة ظهرت نتائج جيدة للمقدرات الخاصة بالإنموذج المقدم وفق طريقة العزوم [12].

في العام (2020) قام الباحثان (Alkhateeb A, Algamal Z) بتقديم بحث لتقدير إنموذج انحدار بواسون ولمقدرات من نوع جكنايف ليو (Jackknifed Liu-type Estimator) وبالرغم من اعتماد مقدرات ليو لمعالجة مشكلة التعدد الخطي والتي تؤثر سلبا في مقدرات إنموذج انحدار بواسون الا انه تم تطوير مقدرات ليو لتقديم مقدرات تقوم على تقليل مقدار التحيز الخاص بالمقدر ،اثبتت نتائج المحاكاة قدرة الإنموذج المقدم على تقديم مقدرات افضل من مقدرات ليو الاعتيادية [8]

وفي العام نفسه قدم الباحثان (Berliana SM, Rahayu SP) بحثا تضمن تقديم الجوانب النظرية ومقدرات واختبار فرضيات إنموذج بواسون المتعدد الجغرافي الموزون

(Geographically Weighted Multivariate Generalized Poisson Regression) وتم اعتماد طريقة الامكان الاعظم لتقدير معالم الإنموذج فضلا عن الصيغ المعتمده لاختبار معنوية مقدرات الإنموذج وتعريف منطقة القرار الحرج،تضمن البحث تقديم الجوانب النظرية لإنموذج الدراسة وفقا لدالة الامكان الاعظم مع الجوانب النظرية لاختبار معنوية المقدر [11].

وفي العام (2021) قدم الباحث (Omer T) بحثا تضمن تقديم مقدرات محسنة لبواسون وفقا لوجود مشكلة التعدد الخطي ولتجارب محاكاة فضلا عن التطبيق العملي لبيانات وفيات الامهات تضمن البحث تقديم طريقة الامكان الاعظم للتقدير مع كون البيانات من النوع الثنائي وتم الاعتماد على مقاييس مقارنة مختلفة وهي متوسط مربعات الخطا ومتوسط الخطا المطلق وتم مقارنة النتائج مع مقدرات ليو وملاحظة مدى التقارب والتباعد بينها وفق كل تجربة محاكاة وتم الاعتماد على نتائج مقدرات المحاكاة لمعالجة البيانات الحقيقية لوفيات الامهات [31]

تميزت هذه الرسالة عن الدراسات السابقة بأنها طبقت في حوادث السيارات في العراق وذلك لكثرة هذه الحوادث وما تسببه من خسائر مادية وبشرية واقتصادية واجتماعية

الفصل

الثاني

الجانب

النظري

الفصل الثاني: الجانب النظري

(1-2) التمهيد (Preface): تسهم التوزيعات الاحصائية في حل بعض المشاكل سواء المتقطعة والمستمرة، وحوادث السيارات تتبع التوزيعات المتقطعة لذلك لابد من استعمال التوزيعات الاحصائية الملائمة لهذه الحوادث.

(2-2) التوزيعات الاحصائية:

من المعلوم ان الاحصاء يؤدي دورا مهما في تحديد او تطبيق او تحليل معظم الظواهر الاجتماعية وغير الاجتماعية وذلك من خلال تطبيق بعض التوزيعات الاحصائية التي لها علاقة بالظاهرة المدروسة وحيث ان حوادث الطرق (السيارات وغيرها) هي اما تكن او لا تكن فهي عبارة عن بيانات متقطعة لذلك لابد من استعمال توزيعات احصائية متقطعة تتلائم وحوادث المرور (السيارات) كما ان هذه الحوادث يعبر عنها احيانا بالحوادث نادرة الوقوع ولكن هذه الحوادث لا تمنع ان تخضع لتوزيعات احصائية معينة يمكن تطبيقها والحصول على متوسط لها. وكما تستعمل بعض التوزيعات التي لها علاقة في مجال حوادث السيارات والتي لها علاقة بعضها ببعض الاخر فمثلا توزيع بواسون Poisson له علاقة بتوزيع ثنائي ذي الحدين السالب Negative Binomial وتوزيع ثنائي ذي الحدين Binomial ان هذه التوزيعات يمكن تطبيقها على حوادث السيارات وتعتمد طريقة التحليل على نوع البيانات فبعض البيانات تخضع للتوزيع البواسوني العام وبعضها يخضع للتوزيع ثنائي الحدين وتوزيع ثنائي الحدين السالب او توزيع بواسون المتضخم الصفري .

(3-2) الانحدار المتضخم الصفري (Zero-Inflated Regression (ZIR)) [21,31]

تعد نماذج الانحدار الصفري المتضخم من أكثر النماذج شيوعاً للبيانات القابلة للعد (المعدودة). ومع ذلك ، فإن سلوك الأعداد الصفرية في البيانات المشاهدة يمكن ان يخلق صعوبات لهذه النماذج. ومن هذه الصعوبات ما يعرف بالانقطاع الصفري (zero-truncation) او قد يتم تكوين اعداد اصفار وغير اصفار عن طريق (عمليات بواسون المختلفة التي تستعمل نماذج عتبة، وتعرف العتبة بانها (هي اصغر قيمة تعطي لتحويل التوزيع من الانحدار الاعتيادي الى الانحدار المتضخم الصفري). فضلا عن ذلك ، يمكن مشاهدة اصفار مسجلة كثيرة في البيانات المشاهدة وحسب التوزيع القابل لسلوكها عند العد. من الناحية الرياضية، فان النماذج الانحدار المتضخم (ZIPR) تظهر لتكون عبارة عن مخلوط

مكون من مركبتين (الكتلة المتضخمة للصفر والتوزيع القابل للعد).
ولأن حوادث الطرق هي من الحوادث النادرة والتي تخضع لتوزيع بواسون وقد تقع الحادثة او
قد لا تقع في مدة محددة فان توزيع بواسون الذي يحتوي على حوادث صفرية (عدم حصول الحدث)
يسمى بتوزيع بواسون المتضخم صفرياً.

(4-2) إنموذج بواسون المتضخم الصفري^[14,16] (Zero-Inflated Poisson) Model(ZIPM)

يعد الإنموذج الصفري المتضخم إنموذجاً إحصائياً يعتمد على توزيعات احتمالية صفرية متضخمة ، أي توزيع
يسمح بمشاهدات عالية التكرار بقيمة صفرية.

احد النماذج المشهورة ذات القيمة الصفرية المتضخمة هو إنموذج (Diane Lambertis Posson) ذو الصفر
المتضخم، والذي يتعلق بحدوث متغير عشوائي يتضمن بيانات صفرية متضخمة عند وحدة الوقت المعتمد.
ويعتمد الإنموذج على أن عدد الحوادث يكون ضمن فئة معينة لن تتضمن الاصفار المتضخمة لفئة من
المشاهدات التي تجعل إنموذج (ZIPM) المتضخم صفرياً يتضمن عمليتين لتوليد الصفر (العملية الاولى
تولد الاصفار وهي تعطي ناتج صفراً لاي قيمة احتمالية مقابلة لها، العملية الثانية محكومة بتوزيع بواسون
الذي يولد بعض من العمليات التي تسجل كمشاهدة تساوي صفراً).

ودالة خليط (وهي ناتج من دمج الاصفار وغير الاصفار (ZIPM)) بعبارة اخرى ان احتمال الاصفار هو
 π واحتمال غير الاصفار هو $(1 - \pi)$ وبذلك فان الكتلة الاحتمالية لاحتمال الاصفار:

$$\Pr(X = 0) = \pi + (1 - \pi)e^{-\lambda} \dots \dots \dots (1 - 2)$$

والدالة الاحتمالية لغير الاصفار هي:

$$\Pr(X = x_i) = (1 - \pi) \frac{\lambda^{x_i} e^{-\lambda}}{x_i!} \dots \dots \dots (2 - 2)$$

بعبارة اخرى ان الدالة الاحتمالية لغير الاصفار هي عبارة عن توزيع بواسون العام مطروحا من احتمال
الاصفار في التوزيع اي ان

$$\Pr(X = x_i) = \frac{\lambda^{x_i} e^{-\lambda}}{x_i!} - \pi \frac{\lambda^{x_i} e^{-\lambda}}{x_i!}$$

$$x_i = 1.2.3 \dots \dots \dots$$

اذ ان المتغير العشوائي (x_i) يمتلك اي عدد موجب وصحيح اكبر من صفر

(λ) يمثل معلمة المتوقع لعملية بواسون والتي تمثل المتوسط

(π) يمثل الاحتمال الصفري المتضخم (وهي عبارة عن احتمال حدوث عملية تعطي قيمة متغير مقابل يساوي صفرا)

ان توقع عدد الحوادث لغير الاصفار ممكن التعبير عنه μ وعند تطبيق المعادلة (2-5) فان μ سيكون

$$\begin{aligned} \mu &= \sum x(1 - \pi) \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!} \dots \dots \dots (3 - 2) \\ &= (1 - \pi) \sum \lambda \frac{\lambda^{x-1} e^{-\lambda}}{(x - 1)!} \end{aligned}$$

ومنها فان المتوسط لغير الاصفار هو:

$$\mu = (1 - \pi) \lambda \dots \dots \dots (4 - 2)$$

وللحصول على التباين فيمكن تطبيق العلاقة الأتي $v(x) = (E(x^2) - (E(x))^2)$

لذلك لابد من استخراج $E(x^2)$

$$E(x^2) = E(x(x - 1)) + E(x) \dots \dots \dots (5 - 2)$$

$$E(x(x - 1)) = (1 - \pi) \sum x(x - 1) \lambda^2 \frac{\lambda^{x-2} e^{-\lambda}}{x(x - 1)(x - 2)!} \dots \dots \dots (6 - 2)$$

وبالتبسيط وبتطبيق المعادلة (2-8) نحصل على

$$E(x^2) = (1 - \pi) \lambda^2 + (1 - \pi) \lambda \dots \dots \dots (7 - 2)$$

$$= (1 - \pi) \lambda (1 + \lambda) \dots \dots \dots (8 - 2)$$

وبذلك فان $v(x)$ سيكون

$$v(x) = E(x^2) - E(x)^2$$

$$= (1 - \pi)\lambda^2 + (1 - \pi)\lambda - (1 - \pi)^2\lambda^2$$

$$= (1 - \pi)\lambda(\lambda + 1 - (1 - \pi)\lambda)$$

وبالتبسيط نحصل على

$$= (1 - \pi)\lambda(\lambda + 1 - \lambda + \pi\lambda)$$

$$v(x) = (1 - \pi)\lambda(1 + \pi\lambda) \dots \dots \dots (9 - 2)$$

من المعادلة (9-2) نلاحظ ان التباين اكبر من الوسط الحسابي لأن $\mu = (1 - \pi)\lambda$ وان $(1 + \pi\lambda)$ هي اكبر من (1) لذلك فان التباين اكبر من μ بعباره اخرى هناك تضخم حاصل في التباين نتيجة لتضخم العمليات الصفرية لبواسون ما يخالف واحده من الفرضيات الاساسية لتوزيع بواسون والتي فيها تساوي الوسط الحسابي مع التباين

(5-2) نماذج انحدار بواسون المتضخم الصفري [38,43] (Zero-Inflated Poisson) Regression Models (ZIPRM)

ليكن المتغير العشوائي المنفصل (المتقطع) $(Y \in N)$ يمثل عددًا لحوادث في تجربه معينه
 ليكن (C) مؤشرا باخذ قيمة $(1,0)$ لفئة كامنة ضمن التوزيع الشرطي كالاتي :-

$$Y/C = c \sim \begin{cases} p(y; \mu, \vartheta) & c = 0 \\ 0 & c = 1 \end{cases} \dots \dots \dots (10 - 2)$$

اذ ان $(p(y; \mu, \vartheta))$ يمثل دالة كتلة احتمال بمعلمات (μ, ϑ)

وان هنالك معلمة اضافية هي معلمة عدم التجانس (heterogeneity parameter) قد تظهر في إنموذج الانحدار ذو الحدين السالب (negative binomial regression)

وعليه فان التوزيع (The marginal distribution) للمتغير التابع (Y) اعتمادا على المعادلة الحدي (10-2) سيكون

$$f_Y(y; \mu, \vartheta) = \mathbb{P}(C = 1)\mathbb{P}\left(Y = \frac{y}{C} = 1\right)$$

$$+ \mathbb{P}(C = 0)\mathbb{P}\left(Y = \frac{y}{C} = 0\right) \dots \dots \dots (11 - 2)$$

ونفرض ان احتمال حصول المؤثر C (مساويا للصفر) هو π اي ان

$$\pi = \mathbb{P}(C = 0)$$

اذ احتمال التضخم الصفري

وان احتمال حصول المؤثر C (غير مساويا للصفر) هو $(1 - \pi)$ اي ان

$$(1 - \pi) = \mathbb{P}(C = 1)$$

وبتعويض المعادلة (11-2)

$$f_Y(y; \mu, \vartheta) = \pi I \{y = 0\} + (1 - \pi) p_Y(y; \mu, \vartheta) \dots \dots \dots (12 - 2)$$

وان دالة الاحتمال السابقة وتسمى احيانا شبه الخلط هي احتمال الخلط لانحدار التوزيع عند الصفر (هو المعني بالانحدار الصفري المتضخم). واذا كانت المشاهدة تمثل عددا موجيا معنى ذلك انها جاءت من الدالة $(p_1(.))$ واذا كانت المشاهدة صفرا انها تأتي من دالة اخرى ولتكن $(p_2(.))$ ان انحدار بواسون الصفري المتضخم (ZI) التي تأتي من الانحدار الخطي العام (General Linear Reg.) بافتراض ان $(X \in \mathbb{R}^p)$ وان $(W \in \mathbb{R}^q)$ هي متجهات تمثل مقاييس التغيرات وفق متغير الاستجابة (y) .

X : متغيرات المستقلة التي $\in \mathbb{R}$ ، و y المتغير المعتمد الذي $\in \mathbb{R}$

لتوضيح ذلك لنفرض ان متغير الدالة يمكن ان يكون (x) وبافتراض ان $(g(M_0) = x^T \beta)$ لدالة محده $(g(.))$ وان الاحتمال الصفري المتضخم والذي يعكس التغيرات عن طريق $(h(\pi) = \omega^T \alpha)$ من خلال دالة الربط $(h(.))$ عند التطبيق يكون التعبير عن الدوال $(g(.).h(.))$ وفق الدوال اللوغاريتمية. اذ ان $(g(M_0))$ هي دالة المحددة، x^T مبدلة x ، β هي معلمات الإنموج

وان لوغاريتم دالة الربط ستكون :-

$$\mu_0 = Ne^{x^T \beta}$$

$$\text{Log}(\mu_0) = \text{Log}(N) + x^T \beta \dots \dots \dots (13 - 2)$$

وان

$$\pi(\alpha) = h^T(\omega^T \alpha)$$

$$\mu(\beta) = g^T(x^T \beta)$$

$\pi(\alpha)$: هي معلمة الانحدار الصفري المتضخم وتمثل الاحتمال المقابل للتضخم الصفري وهي دالة في معلمة α الخاصة بالتوزيع.

$\mu(\beta)$: تمثل متوسط عمليات العد في الانحدار الصفري وهي دالة في β

$Log(N)$: يمثل مقدر α_0

ان انحدارات (ZI) يمكن ان تعبر عنها بالشكل الآتي:-

$$Y/X = x$$

x العينة ، X المجتمع ، Y متغير الاستجابة ولفرض ان $f_Y(y; \mu, \vartheta) = W$

$$W = w \sim \pi(\alpha)I\{y = 0\} + (1 - \pi(\alpha))P(y; \mu(\beta), \vartheta) \dots \dots \dots (14 - 2)$$

(6-2) تقديرات معلمات انحدار بواسون المتضخم الصفري (ZIP) Estimation of parameters)

لنفرض انه لدينا مشاهدات بحجم (n) وهي (X_1, X_2, \dots, X_n) بحيث انها جميعا تكون مستقلة ومتطابقة التوزيع (iid) (independent and identically distributed) وتنتمي الى توزيع بواسون المتضخم الصفري (ZIP) بمعلمات (π, λ) لذلك لا بد من تقدير معالم النماذج وتوجد عدة طرائق لتقدير الإنموذج -:ZIP

(1-6-2) طريقة الامكان الاعظم لإنموذج بواسون الصفري [13,28,32,39] Maximum Likelihood Estimation for ZIP (MLE-ZIP)

ان مقدرات الامكان الاعظم لمعلمات لإنموذج انحدار بواسون المتضخم الصفري للملاحظات التي تمتلك توزيعات مستقلة ومتطابقة (iid) فان

$$\tilde{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)$$

وكل منها يمتلك إنموذج (ZIP) بمعلمات (π, λ)

وعليه فان دالة الامكان الاعظم ستكون

$$L\left(\pi, \frac{\lambda}{\bar{X}}\right) = \prod_{i=1}^n p(X = X_i) \dots\dots\dots (15 - 2)$$

وعلى فرض ان (n) يمثل عدد المشاهدات (المتغيرات) التي تمتلك القيمة (0) من قيم (X_i) وان (n-m) تمثل عدد المشاهدات التي لا تمتلك الصفر

اعتمادا على (1-2) والعادلة (2-2) يمكن الحصول على الامكان الاعظم :

$$L(\pi, \lambda/\bar{X}) = [(\pi + (1 - \pi)e^{-\lambda})^m \prod_{i=1, X_i \neq 0}^n (1 - \pi)e^{-\lambda} \frac{\lambda^{X_i}}{X_i!}$$

وعلية فان لو غاريتم الامكان الاعظم والذي يرمز له (Ln)

$$Ln = mLn(\pi + (1 - \pi)e^{-\lambda}) + (n - m)Ln(1 - \pi) - (n - m)\lambda + n\bar{X}Ln(\lambda) - Ln\left(\prod_{i=1}^n X_i!\right) \dots\dots\dots (16 - 2)$$

وباشتقاق المعادلة (16-2) للمعلمات (λ, π) نحصل على المعادلات الآتي:

$$\frac{\partial L_n}{\partial \lambda} = \frac{-m(1 - \pi)e^{-\lambda}}{\pi + (1 - \pi)e^{-\lambda}} - (n - m) + \frac{n\bar{X}}{\lambda} = 0$$

بنقل $\left(\frac{m(1-\pi)e^{-\lambda}}{\pi+(1-\pi)e^{-\lambda}} + n - m\right)$ الى الطرف الايمن فنحصل على:

$$\frac{n\bar{X}}{\lambda} = \frac{m(1 - \pi)e^{-\lambda}}{\pi + (1 - \pi)e^{-\lambda}} + n - m \dots\dots\dots (17 - 2)$$

باشتقاق المعادلة بالنسبة الى π نحصل على:

$$\frac{\partial L_*}{\partial \pi} = \frac{m}{\pi + (1 - \pi)e^{-\lambda}} (1 - e^{-\lambda}) - \frac{n - m}{1 - \pi} = 0$$

بنقل $-\frac{n-m}{1-\pi}$ الى الطرف الايمن فنحصل على:

$$\frac{n - m}{1 - \pi} = \frac{m(1 - e^{-\lambda})}{\pi + (1 - \pi)e^{-\lambda}}$$

وبضرب طرفي المعادلة $(1 - \pi)$ نحصل على:

$$\frac{m(1 - e^{-\lambda})m(1 - \pi)}{\pi + (1 - \pi)e^{-\lambda}} = n - m \dots \dots \dots (18 - 2)$$

نلاحظ ان المعادلات المذكورة انفا هي دوال في كل (π, λ) ونلاحظ أنها غير خطية ولذا يتم اللجوء الى الطرائق العددية التكرارية للحصول على قيم المقدرات وبالتعويض المتتالية وكما في طريقة نيوتن رافسن.

(2-6-2) طريقة العزوم لإنموذج بواسون الصفري (Method of Moment)
[12,37] (Estimation for ZIP (MME-ZIP)

ضمن هذه الطريقة يتم ايجاد المقدرات بمساواة عزوم العينة الى مايقابلها من معلمات التوزيع واجبة التقدير وذلك باخذ التوقعات ودرجات مختلفة للتوزيع المفترض والتي ستكون دوالا بالمعلمات الخاصة به ومساواة هذه العزوم بعزوم العينة ليتم ايجاد المقدرات الخاصة بها وكالاتي

$$E(X) = (1 - \pi)\lambda$$

$$V(X) = (1 - \pi)\lambda(1 + \pi\lambda)$$

ونلاحظ ان الصيغ السابقة هي دوال في معلمات التوزيع والتي نحتاج ايجاد مقدرات لها

ومن المعروف انه بوجود عينة بحجم (n) والتي هي (X_1, X_2, \dots, X_n) والتي كل منها تمتلك

توزيعات مستقلة ومتطابقة والتي تسلك التوزيع (ZIP) بمعلمات (π, λ)

وبستعمال العزم الاول والثاني $E(X), E(X)^2$ يمكن الحصول على الوسط الحسابي \bar{X} والانحراف

التباين S^2

$$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}$$

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n [X_i - \bar{X}]^2}{n - 1}$$

وبتعويض كل من $E(X)$ و $V(X)$

$$\bar{X} = (1 - \pi)\lambda$$

$$s^2 = (1 - \pi)\lambda(1 + \pi\lambda)$$

وبحل المعادلتين السابقتين نحصل على مقدرات معاملات الإينموذج (π, λ) وفقا لهذه الطريقة ولتكون :

ونحصل على كل من λ^* و π^* كما يأتي:-

وكما يأتي من المعادلة

$$\bar{X} = ((1 - \pi)\lambda)$$

$$\bar{X} = \lambda - \pi\lambda$$

$$\pi = \frac{\lambda - \bar{X}}{\lambda}$$

$$\pi = 1 - \frac{\bar{X}}{\lambda}$$

$$s^2 = (1 - \pi)\lambda(1 + \pi\lambda)$$

وبالتعويض عن $(1 - \pi)\lambda$ ب \bar{X} نحصل على

$$s^2 = \bar{X}(1 + \pi\lambda)$$

وبالتعويض عن π بما يساويها نحصل على

$$s^2 = \bar{X}\left(1 + \left(\frac{\lambda - \bar{X}}{\lambda}\right)\lambda\right)$$

وبقسمة طرفي المعادلة على \bar{X} نحصل على

$$\frac{s^2}{\bar{X}} = 1 + \frac{\lambda - \bar{X}}{\bar{X}} \dots \dots$$

وبتبسيط المعادلة انفا نحصل على قيمة λ بطريقة العزوم

$$\lambda^{\wedge} = \bar{X} + \frac{s^2}{\bar{X}} - 1 \dots \dots \dots (19 - 2)$$

توصلنا الى ان $\lambda^{\wedge} = \bar{X} + \frac{s^2}{\bar{X}} - 1$

$$\frac{s^2}{\bar{X}} = 1 + \pi\lambda$$

وبالتعويض عن λ بما يساويها

$$\frac{s^2}{\bar{X}} = 1 + \pi \left(\frac{s^2}{\bar{X}} + \bar{X} - 1 \right)$$

$$\frac{s^2}{\bar{X}} - 1 = \pi \left(\frac{s^2}{\bar{X}} + \bar{X} - 1 \right)$$

وبتبسيط المعادلة انفا نحصل:

$$\pi^{\wedge} = \frac{s^2 - \bar{X}}{\bar{X}} * \frac{1}{\frac{s^2}{\bar{X}} + \bar{X} - 1}$$

$$\pi^{\wedge} = \frac{s^2 - \bar{X}}{\bar{X}} * \frac{1}{\frac{s^2 + \bar{X} - 1}{\bar{X}}} \dots \dots \dots (20 - 2)$$

من المهم ملاحظة انه المقدرات السابقة تمتلك خاصية مهمه يجب مناقشتها بحيث أن $(\bar{X} > s^2)$ عندها فان قيمة المقدر تكون سالبة وهذا يتناقض كون ان المعلمة الحقيقية (π) هي دائما موجبة ضمن المدة $(0,1)$ لذا يجب تعديل طريقة (MME) بواسطة قطع المقدر عند الصفر وعند $(\bar{X} \geq s^2)$ ان المقدرات الناتجة عنمقدرات العزوم المصححه (corrected method of moment estimated method)

والتي يرمز لها (CMME) وكالاتي :-

$$\hat{\pi}_{CMME} = \begin{cases} 0 & \text{if } \bar{X} > s^2 \\ \hat{\pi}_{MME} & O.W. \end{cases} \dots \dots \dots (21 - 2)$$

$$\hat{\lambda}_{CMME} = \begin{cases} \bar{X} & \text{if } \bar{X} > s^2 \\ \hat{\lambda}_{MME} & \text{O.W.} \end{cases} \dots\dots\dots (22 - 2)$$

(7-2) نموذج ثنائي الحدين السالب المتضخم الصفري [17,18,24]

(The Zero-Inflated Negative Binomial Model (ZIBM))

لنفرض انه ولكل مشاهده هنالك حالتان ممكنتان للقيمة التي يمكن ان ياخذها المتغير المفترض ولنفرض انه في الحالة (1) والتي هي ممكنة الحدوث يكون الناتج هو صفر وفي الحالة (2) والتي هي تعني عدم الحدوث للحالة الاولى .

لنفرض ان الحالة الاولى تحدث باحتمال (π) وان الحالة الثانية تحدث باحتمال متمم للاحتمال الاول وهو

$(1 - \pi)$ لذا فان دالة التوزيع الاحتمالي للمتغير (x_i) ستكون

$$P_r(x_i = j) = \begin{cases} \pi_i + (1 - \pi_i)g(x_i = 0) & \text{if } j = 0 \\ (1 - \pi_i)g(x_i) & \text{if } j > 0 \end{cases} \dots\dots\dots (23 - 2)$$

بحيث ان (π_i) يمثل دالة الربط اللوجستي وان $(g(y_i))$ هي دالة توزيع ثنائي الحدين السالب و μ_i متوسط عمليات العد ،متغير الانحدار الصفري المتضخم x_i ، المعلمة التي يتم بها العد للعمليات الصفرية المتضخمة والتي تكون

$$g(x_i) = P_r \left(Y = \frac{x_i}{\mu_i} . \alpha \right) \\ = \frac{\Gamma(y_i + \alpha^{-1})}{\Gamma(\alpha^{-1})\Gamma(x_i + 1)} \left(\frac{1}{1 + \alpha\mu_i} \right)^{-1} \left(\frac{\alpha\mu_i}{1 + \alpha\mu_i} \right)^{y_i} \dots\dots\dots (24 - 2)$$

تكون المعادلة انفا افتراض دالة الربط اللوجستي

ان مركبات ثنائي ذي الحدين السالب يمكن ان تتضمن الزمن (t) ومجموعة من المتغيرات تحمل (k) من المعالم وعندها فان المتغيرات (X_k) من المتغيرات التي تعرف وفقا للعلاقة الأتية

$$\mu_i = e^{(\ln(t_i) + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \dots + \beta_k x_{ki})} \dots\dots\dots (25 - 2)$$

ان المقدرات $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)$ هي غير معلومة وهي معلمات الانحدار التي يمكن تقديرها بالاعتماد على البيانات ويرمز لهذه المقدرات $(b_1, b_2, b_3, \dots, b_k)$ عندها فان الدالة اللوجستية (دالة الربط اللوجستي) $(Logistic Link Function)$ ستكون (π_i) وتكون

$$\pi_i = \frac{\lambda_i}{1 + \lambda_i} \dots \dots \dots (26 - 2)$$

اذ المعادله انفا سيكون فيها:

$$\lambda = e^{(Ln(t_i) + \gamma_1 z_{1i} + \gamma_2 z_{2i} + \gamma_3 z_{3i} + \dots + \gamma_k z_{ki})} \dots \dots \dots (27 - 2)$$

ان معادلة (27-2) هي انحدار ثنائي ذو الحدين السالب المتضخم

$$\pi = \frac{\lambda}{1 + \lambda}$$

بالتعويض عن λ بما يساويها نحصل على

$$\pi = \frac{e^{Ln t + \gamma_1 z_1 + \dots}}{1 + e^{Ln t + \gamma_1 z_1 + \dots}}$$

بعبارة اخرى ان π هي دالة اللوجستك وهي احتمال حصول الحدث اما احتمال عدم حصول

الحدث فانه يساوي $1 - \pi$

$$\begin{aligned} 1 - \pi &= 1 - \frac{\lambda}{1 + \lambda} \\ &= \frac{1 + \lambda - \lambda}{1 + \lambda} \\ &= \frac{1}{1 + \lambda} \dots \dots \dots (28 - 2) \end{aligned}$$

وعند قسمة المعادلة (25-2) على المعادلة (28-2) نحصل على

$$\begin{aligned} \frac{\pi}{1 - \pi} &= \frac{\lambda}{1 + \lambda} * \frac{1 + \lambda}{1} \\ \lambda &= e^{Ln t + \gamma_1 z_1 + \gamma_2 z_2 + \dots} \end{aligned}$$

ومن المعادلة فان

$$Ln = \left(\frac{\pi}{1-\pi}\right) = Ln\lambda = Ln t + \gamma_1 z_1 + \gamma_2 z_2 + \dots$$

ومنها نستخرج المعالم

$$\begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ \gamma_n \end{bmatrix} = (\bar{z}z)^{-1} \bar{z} Ln \frac{\pi}{1-\pi}$$

ان المركبات اللوجستية تتضمن الزمن (t) ومجموعة من المتغيرات التكتيكية (Z_s)

Maximum Likelihood Estimation (1-7-2) تقديرات الامكان الاعظم (39,40) (MLEZIBM)

ان معاملات الانحدار يتم تقديرها باستعمال الامكان الاعظم وان الخوارزمية (algorithm) [40] وقد تم تقسيم الامكان الاعظم الى (4) اجزاء وكما يأتي :-

$$\mathcal{L} = L_1 + L_2 + L_3 - L_4 \dots \dots \dots (29 - 2)$$

بعبارة اخرى تضمنت معادلة (29) \mathcal{L} الى (4) اقسام وهي تمثل لوغار يتم الامكان الاعظم استعمال التقسيم الى (4) اجزاء لتسهيل اخذ المشتقات الجزئية بحيث ان كل جزء ممكن ان يتضمن معلمة واحدة او اكثر يسهل اخذ

المشتقات الجزئية لها وكما هو معلوم فان مشتقة حاصل جمع دالتي يساوي حاصل جمع مشتقتيهما الجزئية حيث إن

$$L_1 = \sum_{\{i; y_i=0\}} Ln[\lambda_i + (1 + \alpha\mu_i)^{-\alpha}]$$

$$L_2 = \sum_{\{i; y_i > 0\}} \sum_{j=0}^{y_i-1} \text{Ln}[j + \alpha^{-1}]$$

$$L_3 = \sum_{\{i; y_i > 0\}} -\text{Ln}[y_i!] - [y_i + \alpha^{-1}] \text{Ln}(1 + \alpha\mu_i) + y_i \text{Ln}(\alpha) + y_i \text{Ln}(\mu_i)$$

$$L_4 = \sum_{i=1}^n \text{Ln}[1 + \lambda_i]$$

وان المشتقات الجزئية لدالة الامكان الاعظم السابقة بالنسبة الى $\beta = \mu_i$ ستكون

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \beta_r} = \sum_{\{i; y_i = 0\}} \left[\frac{-\mu_i (1 + \alpha\mu_i)^{-1-\alpha-i}}{\lambda_i + (1 + \alpha\mu_i)^{-\alpha-1}} \right] X_{ir} + \sum_{\{i; y_i > 0\}} \left[\frac{y_i - \mu_i}{(1 + \alpha\mu_i)} \right] X_{ir} \dots \dots (30 - 2)$$

$$r = 1.2 \dots k$$

وكما ان اشتقاق دالة الامكان الاعظم بالنسبة الى $\gamma = \lambda_i$ ستكون

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \gamma_r} = \sum_{\{i; y_i = 0\}} \left[\frac{\lambda_i}{\lambda_i + (1 + \alpha\mu_i)^{-\alpha-1}} \right] Z_{ir} + \sum_{i=1}^n \left[\frac{\lambda_i}{1 + \lambda_i} \right] X_{ir} \dots \dots \dots (31 - 2)$$

$$r = 1.2 \dots m$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \alpha} = & \sum_{\{i; y_i = 0\}} \left[\frac{(1 + \alpha\mu_i) \text{Ln}(1 + \alpha\mu_i) - \alpha\mu_i}{\alpha^2 (1 + \alpha\mu_i) [\lambda_i (1 + \alpha\mu_i)^{-\alpha-1} + 1]} \right] + \sum_{\{i; y_i > 0\}} \left\{ \sum_{j=1}^{y_i-1} \left[\frac{-1}{\alpha^2 j + \alpha} \right] \right. \\ & \left. + \text{Ln} \left[\frac{(1 + \alpha\mu_i)}{\alpha^2} \right] + \left[\frac{y_i - \mu_i}{\alpha(1 + \alpha\mu_i)} \right] \right\} \dots \dots \dots (32 - 2) \end{aligned}$$

وان مقدرات الامكان الاعظم لهذا التوزيع يكون كالاتي

لنفرض ان

$$Z_j = \sqrt{1 + 2\vartheta(r + j)} \dots\dots\dots (33 - 2)$$

عندها فان دالة الامكان الاعظم يمكن ايجادها عن طريق

$$\begin{aligned} \mathcal{L}(r, \lambda, \vartheta, \gamma, \omega) &= \prod_{i=1}^n [I_{(x_i=0)} [I_{(x_i>0)} [(1 \\ &- \omega) C_{x_i}^{r+x_i-1} \sum_{j=0}^{x_i} C_j^{x_i} (-1)^j \frac{e^{\lambda(1-z_j)(1-\gamma(1-z_j))}}{Z_j}]]] \dots\dots (34 - 2) \end{aligned}$$

وان لو غار يتم الدالة (35) هو

$$\text{Log}(\mathcal{L}) = l(r, \lambda, \vartheta, \gamma, \omega)$$

$$\begin{aligned} \text{Ln}(\mathcal{L}) &= \sum_{i=1}^n I_{(x_i=0)} \text{Log} \left(\omega + (1 - \omega) \left[\frac{e^{\lambda(1-z_j)(1-\gamma(1-z_j))}}{Z_j} \right] \right) \\ &+ I_{(x_i>0)} \left[\text{Log}(1 - \omega) + \text{Log}(r + x_i - 1)! - \text{Log}(r - 1)! - \text{Log}(x_i!) \right. \\ &\left. + \text{Log} \left(\sum_{j=0}^{x_i} C_j^{x_i} (-1)^j \frac{e^{\lambda(1-z_j)(1-\gamma(1-z_j))}}{Z_j} \right) \right] \dots\dots\dots (35 - 2) \end{aligned}$$

وان المشتقات الجزئية وفقا للمعلمات الخمس التي تتضمنها يمكن ان تكون

$$\begin{aligned} & \frac{\partial l(r, \lambda, \vartheta, \gamma, \omega)}{\partial r} \\ &= \sum_{i=1}^n [I_{(x_i=0)} \left(\frac{(1-\omega) \left(\frac{\vartheta e^{\lambda(1-z_j)}}{Z_j^2} \left(\gamma - \frac{(1-\gamma(1-Z_j))(\lambda Z_j + 1)}{Z_j} \right) \right)}{\omega + (1-\omega) \frac{e^{\lambda(1-z_j)(1-\gamma(1-z_j))}}{Z_j}} \right) \right. \\ & \quad \left. + I_{(x_i>0)} \left(\varphi(r+x_i) - \varphi(r) \right) \right. \\ & \quad \left. + \frac{\sum_{j=0}^{x_i} C_j^{x_i} (-1)^j \frac{\partial}{\partial r} \left(\frac{e^{\lambda(1-z_j)(1-\gamma(1-z_j))}}{Z_j} \right)}{\sum_{j=0}^{x_i} C_j^{x_i} (-1)^j \frac{e^{\lambda(1-z_j)(1-\gamma(1-z_j))}}{Z_j}} \right) \dots \dots \dots (36 - 2) \end{aligned}$$

بحيث ان

$$\varphi(k) = \frac{\Gamma'(k)}{\Gamma(k)}$$

وهي تمثل دالة داکما (digamma function)

$$\begin{aligned} & \frac{\partial l(r, \lambda, \vartheta, \gamma, \omega)}{\partial \lambda} \\ &= \sum_{i=1}^n [I_{(x_i=0)} \left(\frac{(1-\omega) \frac{e^\phi}{Z_j}}{\omega + (1-\omega) \frac{e^\phi}{Z_j}} \right) \right. \\ & \quad \left. + I_{(x_j>0)} \left(\frac{\sum_{j=0}^{x_i} C_j^{x_i} (-1)^j \frac{(1-\gamma(1-Z_j))}{Z_j} (1-Z_j) e^{\lambda(1-z_j)}}{\sum_{j=0}^{x_i} C_j^{x_i} (-1)^j \frac{e^{\lambda(1-z_j)}}{Z_j} (1-\gamma(1-Z_j))} \right) \dots (37 - 2) \end{aligned}$$

وتمثل الصيغة السابقة المشتقة الجزئية الى لوغاريتم الامكان الاعظم بالاعتماد على الاشتقاق الجزئية الى λ

$$\begin{aligned} & \frac{\partial l(r, \lambda, \vartheta, \gamma, \omega)}{\partial \vartheta} \\ &= \sum_{i=1}^n [I_{(x_i=0)} \left(\frac{(1-\omega) \frac{r e^{\lambda(1-Z_j)}}{Z_j^2}}{\omega + (1-\omega) \frac{e^\phi}{Z_j}} \right) \left(\gamma - \frac{1-\gamma(1-Z_j)\lambda Z_j}{Z_j} \right) \\ &+ I_{(x_j>0)} \left(\frac{\sum_{j=0}^{x_i} C_j^{x_i} (-1)^j \frac{\partial}{\partial \vartheta} \left(\frac{e^{\lambda(1-Z_j)}}{Z_j} (1-\gamma(1-Z_j)) \right)}{\sum_{j=0}^{x_i} C_j^{x_i} (-1)^j \frac{e^{\lambda(1-Z_j)}}{Z_j} (1-\gamma(1-Z_j))} \right) \dots (38-2) \end{aligned}$$

وتمثل الصيغة السابقة المشتقة الجزئية الى لوغاريتم الامكان الاعظم بالاعتماد على الاشتقاق الجزئية الى ϑ

$$\begin{aligned} & \frac{\partial l(r, \lambda, \vartheta, \gamma, \omega)}{\partial \gamma} \\ &= \sum_{i=1}^n [I_{(x_i=0)} \left(\frac{(1-\omega) \left(\frac{e^\phi}{Z_j} \right)}{\omega + (1-\omega) \left(\frac{e^\phi}{Z_j} \right)} \right) \\ &+ I_{(x_i>0)} \left(\frac{\sum_{j=0}^{x_j} C_j^{x_j} (-1)^j \left(\frac{e^{\lambda(1-Z_j)}}{Z_j} (1-Z_j) \right)}{\sum_{j=0}^{x_i} (-1)^j \left(\frac{e^{\lambda(1-Z_j)}}{Z_j} \right) (1-\gamma(1-Z_j))} \right) \dots (39-2) \end{aligned}$$

وتمثل الصيغة السابقة المشتقة الجزئية الى لوغاريتم الامكان الاعظم بالاعتماد على الاشتقاق الجزئية الى γ

$$\frac{\partial l(r, \lambda, \vartheta, \gamma, \omega)}{\partial \omega} = \sum_{i=1}^n [I_{(x_i=0)} \left(\frac{1 - \left(\frac{e^\phi}{Z_j} \right)}{\omega + (1-\omega) \left(\frac{e^\phi}{Z_j} \right)} \right) - I_{(x_i>0)} \left(\frac{1+\omega}{1-\omega} \right)] \dots \dots \dots (40 -$$

2)

وتمثل الصيغة السابقة المشتقة الجزئية الى لوغار يتم الامكان الاعظم بالاعتماد على الاشتقاق الجزئية الى ω

ويمكن ملاحظة ان المشتقات الخمس لا يمكن حلها بالطرائق المباشرة (التعويض) لايجاد المقدرات لهذا يتم اللجوء الى الطرائق العددية التكرارية (مثل طريقة نيوتن رافسون (Newton-Raphson)) لايجاد هذه المقدرات .

(2-7-2) تقديرات العزوم [31,37] Method of Moment (Estimation(MMEZIBM))

وفقا لهذه الطريقة فان المقدرات يمكن الحصول عليها عن طريق المساواة بين التوقعات الخاصة بالتوزيع مع عزوم العينة وحسب تسلسل العلاقات التي تربط بينها وبسبب وجود خمس معلمات واجبة التقدير لذا يتم اعتماد التوقعات الخمس الاولى وكالاتي :-

ان العزم الاول

$$E(X) = (1 - \omega)^r \left(\frac{(1 - \gamma(1 - \zeta))e^{\lambda(1-\zeta)}}{\zeta} - 1 \right) \dots\dots\dots (41 - 2)$$

اما العزم الثاني

$$E(X^2) = (1 - \omega) \left(\frac{(r^2 + r)(1 - \gamma(1 - \zeta))e^{\lambda(1-\zeta)}}{\zeta} - \frac{(2r^2 + r)(1 - \gamma(1 - \zeta))e^{\lambda(1-\zeta)}}{\zeta} + r^2 \right) \dots\dots\dots (42 - 2)$$

بينما العزم الثالث

$$E(X^3) = (1 - \omega) \left(\frac{(r^3 + 3r^2 + 2r)(1 - \gamma(1 - \zeta))e^{\lambda(1-\zeta)}}{\zeta} - \frac{(3r^3 + 6r^2 + 3r)(1 - \gamma(1 - \zeta))e^{\lambda(1-\zeta)}}{\zeta} + r^3 \right) \dots\dots\dots (43-2)$$

ان العزم الرابع

$$E(X^4) = (1 - \omega) \left(\frac{(r^4 + 6r^3 + 11r^2 + 6r)(1 - \gamma(1 - k))e^{\lambda(1 - k)}}{k} - \frac{(4r^4 + 18r^3 + 26r^2 + 12r)(1 - \gamma(1 - \theta))e^{\lambda(1 - \theta)}}{\theta} + \frac{(6r^4 + 6r^3 + 4r^2 + r)(1 - \gamma(1 - \zeta))e^{\lambda(1 - \zeta)}}{\zeta} + r^4 \right) \dots\dots\dots(44-2)$$

في حين بلغ العزم الخامس

$$E(X^5) = (1 - \omega) \left(\frac{(r^5 + 10r^4 + 35r^3 + 50r^2 + 24r)(1 - \gamma(1 - \omega))e^{\lambda(1 - \omega)}}{\omega} - \frac{(5r^5 + 40r^4 + 115r^3 + 140r^2 + 60r)(1 - \gamma(1 - k))e^{\lambda(1 - k)}}{k} - \frac{(10r^5 + 60r^4 + 135r^3 + 135r^2 + 50r)(1 - \gamma(1 - \xi))e^{\lambda(1 - \xi)}}{\xi} + \frac{(5r^5 + 10r^4 + 10r^3 + 5r^2 + r)(1 - \gamma(1 - \zeta))e^{\lambda(1 - \zeta)}}{\zeta} - r^5 \right) \dots\dots\dots(45-2)$$

وان

$$\zeta = \sqrt{1 - 2\theta}$$

$$\xi = \sqrt{1 - 4\theta}$$

$$\theta = \sqrt{1 - 6\theta}$$

$$k = \sqrt{1 - 8\theta}$$

$$r = \sqrt{1 - 10\theta}$$

وان العزوم الخمسة الخاصة بالعينه هي على الترتيب

$$m_1 = E(X) = \frac{\sum_{j=1}^n x_j^1}{n} \dots\dots\dots(46 - 2)$$

$$m_2 = E(X^2) = \frac{\sum_{j=1}^n x_j^2}{n} \dots\dots\dots(47 - 2)$$

$$m_3 = E(X^3) = \frac{\sum_{j=1}^n x_j^3}{n} \dots \dots \dots (48 - 2)$$

$$m_4 = E(X^4) = \frac{\sum_{j=1}^n x_j^4}{n} \dots \dots \dots (49 - 2)$$

$$m_5 = E(X^5) = \frac{\sum_{j=1}^n x_j^5}{n} \dots \dots \dots (50 - 2)$$

(8-2) تقديرات النسبية (Probability Relativity(PR)) [8,11,12]

وفقا لهذه الطريقة فان المقدر لمعملة التوزيع المفترض يعتمد على الصيغة الآتي

$$\hat{P}_0 = f + (1 - f)e^{-\vartheta}$$

ويكون الهدف الاساسي هو افتراض مقدر الى (ϑ) لواحدة من طرائق التقدير والتعويض وفقا للصيغة السابقة للحصول على مقدر قيمة (f) وفقا للخطوات الآتي:

$$\hat{P}_0 = f + -fe^{-\vartheta} \dots \dots \dots (51 - 2)$$

$$\hat{P}_0 - e^{-\vartheta} = f(1 - e^{-\vartheta}) \dots \dots \dots (52 - 2)$$

$$f = \frac{\hat{P}_0 - e^{-\vartheta}}{1 - e^{-\vartheta}} \dots \dots \dots (53 - 2)$$

ونلاحظ انه عندما تكون ($\bar{y} \geq S^2$) فان مقدر (f) يكون غير معرف ومن ثم فان المقدر الشرطي سيكون

$$f_c = \begin{cases} 0 & \text{if } \bar{y} \geq S^2 \\ f & \text{o.w.} \end{cases} \dots \dots \dots (54 - 2)$$

إذ ان (f_c) يمثل المقدر الشرطي وفقا لهذه الطريقة

(9-2) تقديرات المقلصة (Shrinkage Estimation(SE)) [14,15,19]

تعتمد هذه الطريقة على توفيق اكثر من طريقة تقدير وفق صيغة تقوم على اساس الافادة القصوى من فوائدهما والاستبعاد الاقصى للسلبيات التي يمكن ان يتضمنهما كل مقدر منفرد وحسب طريقة التقدير المعتمدة

وتعتمد هذه الطريقة على الصيغة العامة الأتي

$$\hat{\theta}_3 = p\hat{\theta}_1 + (1 - p)\hat{\theta}_2 \dots \dots \dots (55 - 2)$$

اذ ان:

(p) يمثل معامل التقلص والذي يجب تحديده في البداية ليكون اصغر مايمكن

($\hat{\theta}_3$) يمثل المقدر وفقا للطريقة المقلصة

($\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2$) تمثل مقدرات الطريقتين المعتمدتين في التقليص

ويمكن حساب المقدر المقلص وفقا للخطوات الأتي

1- البداية

2 - افتراض قيمة ولية لمعلمة التقليص (p) ويتم اختيارها الاقرب الى الصفر

3-حساب قيمة جديدة لمعلمة التقليص وفقا لزيادة هي الاقل وكالاتي

$$p_{new} = p_{old} + \epsilon \dots \dots \dots (56 - 2)$$

بحيث ان (ε) هي تمثل مقدار الزيادة

4- حساب قيمة المقدر الاولي للتقلص وفقا للاتي

$$\hat{\theta}_{inatial} = p_{old} \hat{\theta}_1 + (1 - p_{old}) \hat{\theta}_2 \dots \dots \dots (57 - 2)$$

5-حساب مقدر الخط الجديد ليكون

$$\hat{\theta}_{new} = p_{new} \hat{\theta}_1 + (1 - p_{new}) \hat{\theta}_2 \dots \dots \dots (58 - 2)$$

6-حساب الفرق المطلق (ε) ليكون

$$\varepsilon = |\hat{\theta}_{new} - \hat{\theta}_{inatial} | \dots \dots \dots (59 - 2)$$

وعندما

$$(\varepsilon > sig. levle)$$

عندها يتم جعل المعلمة المقدرة البدائية مساوية للمعلمة المقدرة الجديدة اي

$$\hat{\theta}_{inatial} = \hat{\theta}_{new} \dots \dots \dots (60 - 2)$$

بعد ذلك الى خطوة رقم (3) والعكس يجعل الذهاب الى الخطوة (7) وكما يأتي

$$7-جعل مقدر ($\hat{\theta}_{intial}$) يساوي ($\hat{\theta}_{new}$) وان ($p_{intial} = p_{new}$)$$

وبالخروج من الخوارزمية ومعرفة ($p_{optimal}$) الامثل يمكن الحصول على مقدر طريقة التقلص لمعلمة التوزيع ولتكون

$$\hat{\theta}_3 = p_{optimal} \hat{\theta}_1 + (1 - p_{optimal}) \hat{\theta}_2 \dots \dots \dots (61 - 2)$$

(10-2) معايير المقارنه (Compare Criteria) [21,26]

هنالك العديد من المقاييس التي تعد كمعيار للمقارنة بين النماذج المختلفه وطرائق التقدير الخاصه بكل منها ومن هذه المعايير

(1-10-2) متوسط مربعات الخطأ (Mean Square Error(MSE))

ويملك هذا المعيار الصيغة العامة الآتي

$$MSE = \frac{\sum_{i=1}^n [\hat{A}_i - A]^2}{n} \dots\dots\dots (62 - 2)$$

اذ ان (\hat{A}_i) يمثل مقدر المعلمة والعائد الى احدى طرائق التقدير

وان (A) يمثل القيمة الحقيقية

(n) عدد التكرارات في عملية التقدير

وتوجد معايير اخرى منها متوسط الخطأ المطلق (MAE)

الفصل

التالي
الجانب التجريبي

والتطبيقي

الفصل الثالث : الجانب التجريبي والتطبيقي

(1-3) تمهيد (Preface): (1, 5, 6, 7, 40)

من المعلوم ان حوادث السيارات تشكل احدى اهم المشكلات التي تعاني منها مختلف دول العالم وتتأثر الدول المتقدمة والنامية بمشاكل الحوادث المرورية التي اصبحت متفاقمة ومعقدة في النتائج والاثار وتزداد خطورتها يوماً بعد يوم تعرف حوادث السيارات بأنها الحوادث التي تحدث في الطرق بسبب اصطدام مركبة بمركبة اخرى او الانقلاب او اصطدامها بانسان او حيوان والتي قد تسبب خسائر بالارواح والممتلكات. ان حوادث السيارات تسبب خسائر فادحة تصل الى ملايين الدولارات فعلى سبيل المثال كانت الاحصاءات التي تم اجرتها من قبل المنظمة العالمية للصحة العالمية لعام 1980م حول التكاليف الاقتصادية لحوادث السيارات التي تبلغ (1-2%) من الدخل القومي لبعض دول العالم، ففي استراليا وصلت الى 7% من الدخل القومي . وقد قدرت هذه التكاليف على مستوى العالم ما تقارب 100 مليار دولار سنوياً، وان الدراسة التي قام بها قسم المواصلات والنقل في امريكا عن الخسائر التي تحملتها الحكومه بسبب حوادث السيارات لعام 1980م قد قدر ب 56,2 مليون دولار . وبينما الاحصائية الرسمية الاوربية التي صدرت عام 2001م بينت ان دوله ايطاليا التي تنخفض فيها الحوادث السيارات مقارنة بالدول الاوربية الاخرى تكبدت 20 مليار دولار بهذه السنة بسبب رعاية وعلاج المصابين فقط لحوادث المرور على الطرق الايطالية. ففي فيكتوريا فقد وصل عدد الوفيات الى 378 شخصا عام 1994م، بينما في عام 1989م قد وصل عدد الوفيات 776 شخص وفي السودان كان عدد حوادث السيارات تقدر 20484 عام 2009 نتج عنه 22006 مصابين ووفاة 2471 ،وبلغ عدد حوادث المرور المسجلة في العراق (10753) حادثاً في سنة (2019) منها (2629) حادثاً مميتاً بنسبة (24.4%) وغير مميت (8124) حادثاً وبنسبة (75.6%)

مقابل (9852) حادثاً في سنة (2018) بارتفاع مقدار (9.1%)

(2-3) القسم الاول الجانب التجريبي:

تم في هذا الفصل اجراء عدد من التجارب بعدد (16) تجربة كل واحد منها تضمن (15) تجربة فرعية وبذلك فان العدد الكلي للتجارب بلغ (240) تجربة وبحسب المعطيات الخاصة بها والتي تضمنت (معلمة التضخم، المعلمة الثانية، حجم العينة) ولكل تجربة تم تكرارها بعدد (1000) مرة، تم الحصول على المقدّر ومتوسط مربعات الخطأ المرافق له وللطرائق العشر، كما تضمن الفصل تقدير معلمة التضخم للبيانات الحقيقية

(1-5-3) تجارب المحاكاة (Simulation Experiments)

تتضمن تجارب المحاكاة والتي تم تنفيذها بالاعتماد على توليد توزيع بواسون المتضخم صفريا وفقا لحجم عينة n محدد ومعلمة تضخم صفري محده λ ومعلمة ثانية محده β

تمثلت تجارب المحاكاة بحسب المعطيات الآتي (معلمة التضخم $(\lambda = 0.1, 0.2, \dots, 0.8)$ ، المعلمة الثانية $(\beta = 1, 2, 3)$ ، حجم العينة $(n = 20, 40, 60, 80, 100)$)

كما تضمنت تطبيق كل من طرائق التقدير الآتي :-

(MLE) وتمثل طريقة الامكان الاعظم

(MOM) وتمثل طريقة العزوم

(PMLE) وتمثل الطريقة النسببية للامكان الاعظم

(PMOM) وتمثل الطريقة النسببية للعزوم

(S1) وتمثل الطريقة المقاصه بين (MLE, MOM)

(S2) وتمثل الطريقة المقاصه بين (MLE, PMLE)

(S3) وتمثل الطريقة المقاصه بين (MLE, PMOM)

(S4) وتمثل الطريقة المقاصه بين (MOM, PMLE)

(S5) وتمثل الطريقة المقاصه بين (MOM, PMOM)

(S6) وتمثل الطريقة المقاصه بين (PMLE, PMOM)

(2-5-3) نتائج المحاكاة (Simulation Results)

بعد تنفيذ تجارب المحاكاة وفقا للشروط والمعطيات السابقة ظهرت النتائج الآتي :-

التجربة الاولى (First Experiment)

في هذه التجربة يتم تقدير معلمة التضخم لكل من (معلمة التضخم) تساوي (0.1) والمعلمة (β) تساوي (1,2,3) وحجم عينة (n) تساوي (20,40,60,80,100)

وكانت نتائج التقدير للطرائق العشرة حسب الجدول الآتي

جدول (1-3) يوضح مقدر معلمة التضخم وحسب المعطيات الخاصة بالتجربة الاولى

β	n	MLE	MOM	PMLE	PMOM	S1	S2	S3	S4	S5	S6
1	20	0.1974 3	0.1026 48	9.33E- 02	0.1004 9	9.99E- 02	0.1849 26	0.1385 14	0.1718 24	0.1718 24	0.1015 33
1	40	0.1410 49	0.1000 01	0.1002 85	0.1313 81	0.1313 09	0.1295 91	0.1255 87	0.1331 87	0.1331 87	0.1047 38
1	60	0.1033 2	0.1000 09	1.00E- 01	1.00E- 01	1.00E- 01	0.1031 18	0.1007 94	0.1001 53	0.1001 53	0.1000 08
1	80	0.1001 53	0.1000 02	1.00E- 01	9.97E- 02	9.97E- 02	0.1000 58	0.1000 66	0.1000 4	0.1000 4	9.98E- 02
1	100	0.1000 07	1.00E- 01	0.0999 99	0.1000 03	1.00E- 01	0.1000 02	1.00E- 01	0.1000 04	0.1000 04	0.1000 02
2	20	0.1945 65	0.1007 67	0.1062 08	0.1410 4	0.1404 66	0.1303 01	0.1576 23	0.1828 33	0.1828 33	0.1231 98
2	40	0.1089 07	0.1001 9	9.99E- 02	0.1002 93	1.00E- 01	0.1066 97	0.1050 2	0.1074 94	0.1074 94	0.1002 2
2	60	0.1164 97	1.00E- 01	0.0999 3	0.1067 97	0.1067 97	0.1089 5	0.1147 76	0.1149 32	0.1149 32	0.1020 31
2	80	9.98E- 02	0.1000 02	1.00E- 01	9.94E- 02	9.95E- 02	9.98E- 02	9.99E- 02	9.95E- 02	9.95E- 02	9.99E- 02
2	100	9.90E- 02	0.1000 13	1.00E- 01	9.90E- 02	9.89E- 02	9.92E- 02	0.0991 42	9.90E- 02	9.90E- 02	9.92E- 02
3	20	0.1724 5	9.94E- 02	9.22E- 02	9.93E- 02	9.95E- 02	0.1229 46	0.1545 78	0.1488 27	0.1488 27	9.93E- 02
3	40	0.1031 46	0.1005 04	9.99E- 02	0.1035 06	0.1030 31	0.1013 82	0.1015 46	0.1031 57	0.1031 57	0.1022
3	60	0.1089 07	0.1000 45	0.1000 11	0.0991 59	9.91E- 02	0.1011 33	0.1056 87	0.1026 46	0.1026 46	9.98E- 02
3	80	0.1019 29	1.00E- 01	0.1000 05	0.1012 57	0.1012 33	0.1014 87	0.1013 45	0.1018 76	0.1018 76	0.1005 87
3	100	0.0997 71	1.00E- 01	0.1000 01	9.97E- 02	9.97E- 02	9.98E- 02	9.98E- 02	9.97E- 02	9.97E- 02	9.97E- 02

من ملاحظة الجدول (1-3) يتبين لنا ان المقدرات لمعلمة التضخم الصفري ولكل تجربة من التجارب الخمسة عشر الفرعية ضمن التجربة الاولى ولطرائق التقدير العشرة ان هذه المقدرات قد تباينت في القرب والابتعاد عن القيمة الحقيقية وهي (0.1) بحسب المعطيات الخاصه بتجربة المحاكاة وهي (حجم العينه، قيمة المعلمة (β)) ولغرض تحديد الطريقة الفضلى والتي تعطي اقرب مقدر للقيمة الحقيقية تم الاعتماد على متوسط مربعات الخطا وحسب الجدول الآتي

جدول (2-3) يوضح متوسط مربعات الخطا العائد لكل مقدر معلمة التضخم وحسب معطيات التجربة الاولى

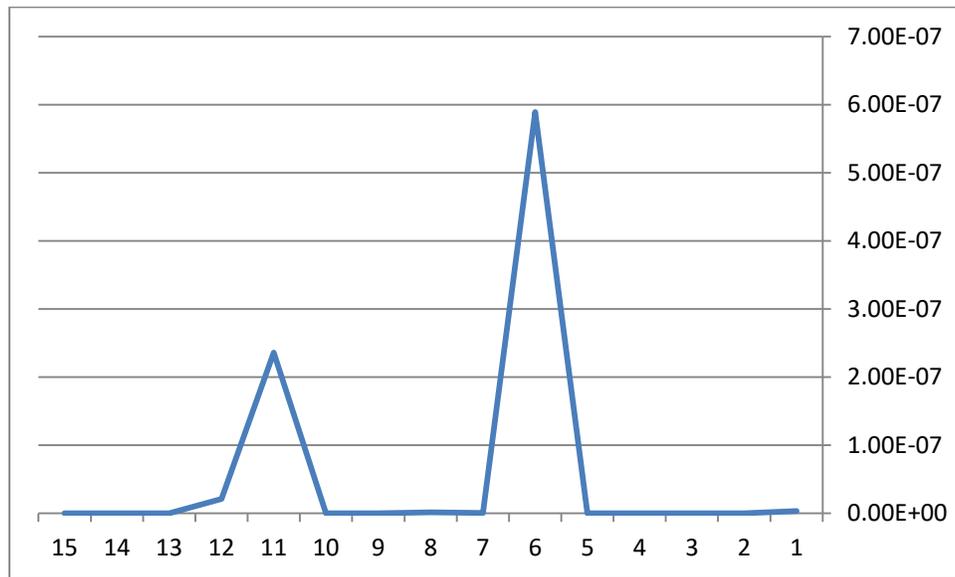
β	n	MLE	MOM	$PMLE$	$PMOM$	$S1$	$S2$	$S3$	$S4$	$S5$	$S6$	Bes
1	20	9.49E-03	7.01E-06	4.48E-05	2.40E-07	3.58E-09	7.21E-03	1.48E-03	5.16E-03	3.36E-05	2.35E-06	5
1	40	1.69E-03	1.49E-12	8.10E-08	9.85E-04	9.80E-04	8.76E-04	6.55E-04	1.10E-03	4.90E-08	2.25E-05	2
1	60	1.10E-05	8.91E-11	1.73E-09	7.28E-10	2.08E-09	9.72E-06	6.31E-07	2.34E-08	1.30E-09	5.64E-11	10
1	80	2.33E-08	3.52E-12	3.03E-13	6.29E-08	6.95E-08	3.41E-09	4.39E-09	1.59E-09	5.23E-14	4.42E-08	9
1	100	4.43E-11	2.18E-13	8.29E-13	7.96E-12	1.99E-09	5.62E-12	7.30E-14	1.55E-11	5.34E-13	3.01E-12	7
2	20	8.94E-03	5.89E-07	3.85E-05	1.68E-03	1.64E-03	9.18E-04	3.32E-03	6.86E-03	1.41E-05	5.38E-04	2
2	40	7.93E-05	3.60E-08	1.24E-08	8.60E-08	6.63E-10	4.49E-05	2.52E-05	5.62E-05	1.02E-08	4.86E-08	5
2	60	2.72E-04	1.58E-09	4.95E-09	4.62E-05	4.62E-05	8.01E-05	2.18E-04	2.23E-04	3.83E-09	4.12E-06	2
2	80	4.93E-08	3.70E-12	6.65E-14	3.45E-07	2.94E-07	3.09E-08	7.32E-09	2.13E-07	3.66E-12	1.70E-08	3
2	100	9.79E-07	1.01E-13	4.96E-14	1.03E-06	1.19E-06	6.22E-07	7.37E-07	9.83E-07	3.54E-14	5.93E-07	9
3	20	5.25E-03	3.28E-07	6.10E-05	5.17E-07	2.36E-07	5.27E-04	2.98E-03	2.38E-03	3.66E-05	4.60E-07	5
3	40	9.90E-06	2.54E-07	2.12E-08	1.23E-05	9.19E-06	1.91E-06	2.39E-06	9.97E-06	1.75E-07	4.84E-06	3
3	60	7.93E-05	2.03E-09	1.21E-10	7.08E-07	7.67E-07	1.28E-06	3.23E-05	7.00E-06	1.14E-09	3.50E-08	3
3	80	3.72E-06	4.21E-12	2.73E-11	1.58E-06	1.52E-06	2.21E-06	1.81E-06	3.52E-06	1.17E-11	3.44E-07	2
3	100	5.26E-08	3.37E-14	3.59E-13	1.02E-07	8.81E-08	3.63E-08	3.14E-08	9.05E-08	1.05E-14	8.22E-08	9

من الجدول السابق يتبين لنا ان الطريقة الفضلى لكل تجربة من التجارب الخمس عشرة الفرعية ضمن التجربة الاولى قد تباينت في الظهور كونها الفضلى من بين طرائق التقدير الباقية ونلاحظ انه للتجربة الفرعية الاولى

عند $(n = 20), (\beta = 1)$ افضل طريقة هي الطريقة $(S1)$ وانها اعطت متوسط مربعات خطأ هو الاقل وقد بلغ $(3.58E-09)$ وهكذا بالنسبة الى التجارب الخمس عشرة الفرعية الاخرى ولا سيما بتقدير معلمة التضخم والمساوية الى (0.1)

والشكل الآتي يوضح القيم الأقل لمتوسط مربعات الخطا الخاصه بطريقة التقدير الفضلى لكل تجربة فرعية من ضمن التجربة الاولى

شكل (3-1) يوضح متوسط مربعات الخطا العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة الاولى



حيث الخط العمودي بالرسم يمثل متوسط مربعات الخطأ والخط الافقي بالرسم يمثل الطريقة الفضلى

وقد اظهر الجدول (3-2) والشكل (3-1) ان الطريقة الاكثر تكرارا في كونها الفضلى ضمن هذه التجارب الفرعية هي الطريقة (MOM) والتي بلغت (4) مرات هي الفضلى ضمن (15) تجربة فرعية

التجربة الثانية (Second Experiment)

في هذه التجربة يتم تقدير معلمة التضخم لكل من (معلمة التضخم) تساوي (0.2) والمعلمة (β) تساوي (1,2,3) وحجم عينة (n) تساوي (20,40,60,80,100)

وكانت نتائج التقدير للطرائق العشره حسب الجدول الآتي

جدول (3-3) يوضح مقدر معلمة التضخم وحسب المعطيات الخاصة بالتجربة الثانية

β	n	MLE	MOM	PMLE	PMOM	S1	S2	S3	S4	S5	S6
1	20	0.25416	0.199104	0.202413	0.196745	0.199269	0.232945	0.224614	0.211185	0.211185	0.198438
1	40	0.198234	0.199318	0.200052	0.195356	0.195789	0.198804	0.198472	0.196557	0.196557	0.198417
1	60	0.266739	0.200049	0.199976	0.258101	0.258195	0.222863	0.23725	0.261909	0.261909	0.230802
1	80	0.200083	0.200004	0.199995	0.199221	0.199234	0.20006	0.200012	0.199869	0.199869	0.199251
1	100	0.29136	0.199999	0.200012	0.291283	0.29128	0.242421	0.241077	0.291341	0.291341	0.210634
2	20	0.304795	0.194581	0.195108	0.221668	0.217885	0.250918	0.254247	0.281581	0.281581	0.219615
2	40	0.230269	0.199814	0.200219	0.225449	0.225729	0.208658	0.221342	0.228972	0.228972	0.216022
2	60	0.198084	0.20003	0.199953	0.190196	0.190231	0.198365	0.198094	0.194754	0.194754	0.198189
2	80	0.199332	0.199996	0.200001	0.199009	0.199051	0.199512	0.199375	0.199025	0.199025	0.199206
2	100	0.196782	0.200001	0.199999	0.196699	0.19665	0.197642	0.19802	0.196779	0.196779	0.197849
3	20	0.2893	0.19972	0.199643	0.186114	0.189684	0.278157	0.28221	0.218734	0.218734	0.19908
3	40	0.213107	0.199364	0.200026	0.207353	0.208148	0.21193	0.207429	0.21087	0.21087	0.202917
3	60	0.227936	0.199989	0.199984	0.219597	0.219606	0.2041	0.210592	0.220858	0.220858	0.200296
3	80	0.218217	0.199995	0.200008	0.217947	0.217934	0.216009	0.216983	0.218155	0.218155	0.208161
3	100	0.197638	0.199999	0.200023	0.197617	0.197639	0.199408	0.198658	0.197618	0.197618	0.198519

من ملاحظة الجدول (3-3) يتبين ان المقدرات لمعلمة التضخم الصفري ولكل تجربة من التجارب الخمس عشرة الفرعية ضمن التجربة الثانية ولطرائق التقدير العشرة أن هذه المقدرات قد تباينت في القرب والابتعاد عن القيمة الحقيقية وهي (0.2) بحسب المعطيات الخاصه بتجربة المحاكاة وهي (حجم العينه،قيمة المعلمة (β)) ولغرض تحديد الطريقة الفضلى والتي تعطي اقرب مقدر للقيمة الحقيقية تم الاعتماد على متوسط مربعات الخطا وحسب الجدول الآتي

جدول (3-4) يوضح متوسط مربعات الخطأ العائد لكل مقدر معلمة التضخم وحسب معطيات التجربة الثانية

β	n	<i>MLE</i>	<i>MOM</i>	<i>PMLE</i>	<i>PMOM</i>	<i>S1</i>	<i>S2</i>	<i>S3</i>	<i>S4</i>	<i>S5</i>	<i>S6</i>	<i>Best</i>
1	20	2.93E-03	8.02E-07	5.82E-06	1.06E-05	5.34E-07	1.09E-03	6.06E-04	1.25E-04	4.86E-07	2.44E-06	9
1	40	3.12E-06	4.65E-07	2.68E-09	2.16E-05	1.77E-05	1.43E-06	2.33E-06	1.19E-05	1.02E-07	2.51E-06	3
1	60	4.45E-03	2.45E-09	5.97E-10	3.38E-03	3.39E-03	5.23E-04	1.39E-03	3.83E-03	1.17E-09	9.49E-04	3
1	80	6.84E-09	1.66E-11	2.84E-11	6.07E-07	5.87E-07	3.62E-09	1.39E-10	1.71E-08	4.39E-12	5.62E-07	9
1	100	8.35E-03	3.80E-13	2.02E-13	8.33E-03	8.33E-03	1.80E-03	1.69E-03	8.34E-03	1.89E-13	1.13E-04	9
2	20	1.10E-02	2.94E-05	2.39E-05	4.70E-04	3.20E-04	2.59E-03	2.94E-03	6.66E-03	2.48E-05	3.85E-04	3
2	40	9.16E-04	3.45E-08	4.79E-08	6.48E-04	6.62E-04	7.50E-05	4.55E-04	8.39E-04	2.26E-08	2.57E-04	9
2	60	3.67E-06	9.03E-10	2.22E-09	9.61E-05	9.54E-05	2.67E-06	3.63E-06	2.75E-05	2.80E-10	3.28E-06	9
2	80	4.46E-07	1.97E-11	8.78E-13	9.82E-07	9.00E-07	2.38E-07	3.91E-07	9.50E-07	1.85E-11	6.31E-07	3
2	100	1.04E-05	2.67E-13	2.93E-13	1.09E-05	1.12E-05	5.56E-06	3.92E-06	1.04E-05	1.78E-13	4.63E-06	9
3	20	7.97E-03	7.82E-08	1.27E-07	1.93E-04	1.06E-04	6.11E-03	6.76E-03	3.51E-04	8.41E-08	8.46E-07	2
3	40	1.72E-04	4.05E-07	6.92E-10	5.41E-05	6.64E-05	1.42E-04	5.52E-05	1.18E-04	4.86E-10	8.51E-06	9
3	60	7.80E-04	1.32E-10	2.67E-10	3.84E-04	3.84E-04	1.68E-05	1.12E-04	4.35E-04	2.51E-10	8.78E-08	2
3	80	3.32E-04	2.96E-11	5.66E-11	3.22E-04	3.22E-04	2.56E-04	2.88E-04	3.30E-04	1.80E-11	6.66E-05	9
3	100	5.58E-06	7.05E-13	9.03E-14	5.68E-06	5.57E-06	3.51E-07	1.80E-06	5.67E-06	4.93E-14	2.19E-06	9

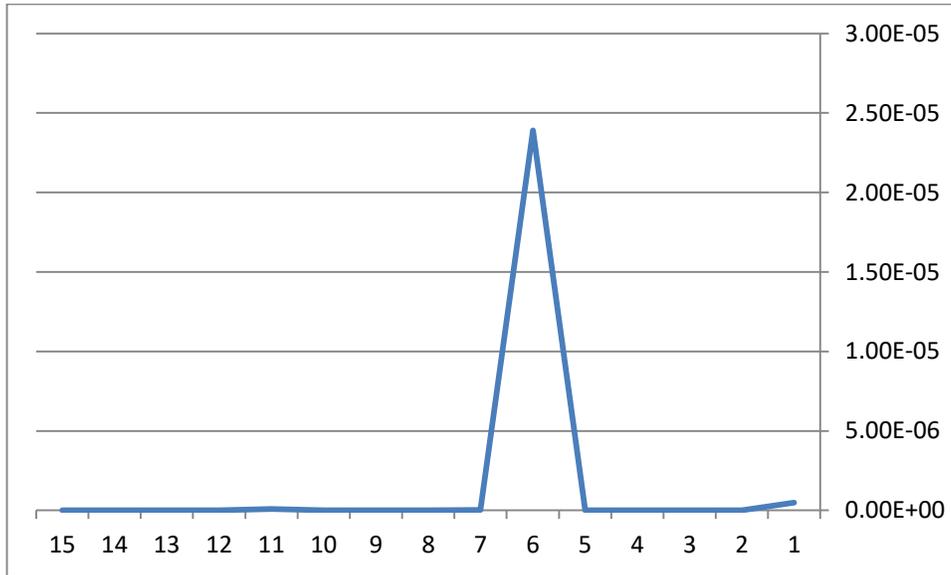
من الجدول السابق يتبين لنا ان الطريقة الفضلى لكل تجربة من التجارب الخمس عشرة الفرعية ضمن التجربة الثانية قد تباينت في الظهور كونها الفضلى من بين طرائق التقدير الباقية ونلاحظ انه للتجربة الفرعية الاولى

عند $(n = 20), (\beta = 1)$ ان افضل طريقة هي الطريقة (*S5*) وانها اعطت متوسط مربعات خطأ هو الاقل وقد بلغ $(4.86E-07)$ وهكذا بالنسبة الى التجارب الخمس عشرة الفرعية الاخرى ولا سيما بتقدير معلمة التضخم والمساويه الى (0.2)

والشكل الآتي يوضح القيم الأقل لمتوسط مربعات الخطا الخاصه بطريقة التقدير الفضلى لكل تجربة فرعية من ضمن التجربة الثانية

شكل (2-3) يوضح متوسط مربعات الخطا العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة

الثانية



وقد اظهر الجدول (4-3) والشكل (2-3) ان الطريقة الاكثر تكرارا في كونها الفضلى ضمن هذه التجارب الفرعية هي الطريقة (S5) والتي بلغت (9) مرات هي الفضلى ضمن (15) تجربة فرعية

التجربة الثالثة (third Experiment)

في هذه التجربة يتم تقدير معلمة التضخم لكل من (معلمة التضخم) تساوي (0.3) والمعلمة (β) تساوي (1,2,3) وحجم عينة (n) تساوي (20,40,60,80,100)

وكانت نتائج التقدير للطرائق العشرة حسب الجدول الآتي

جدول (3-5) يوضح مقدر معلمة التضخم وحسب المعطيات الخاصة بالتجربة الثالثة

β	n	MLE	MOM	PMLE	PMOM	S1	S2	S3	S4	S5	S6
1	20	0.346066	0.296344	0.303003	0.291989	0.288941	0.312511	0.317814	0.332896	0.332896	0.296196
1	40	0.301617	0.300188	0.300749	0.299643	0.299788	0.300928	0.301252	0.301348	0.301348	0.299809
1	60	0.302914	0.300027	0.299958	0.293064	0.293101	0.301753	0.300088	0.294786	0.294786	0.299311
1	80	0.298157	0.300002	0.300004	0.297944	0.297925	0.298181	0.299219	0.297968	0.297968	0.298832
1	100	0.301048	0.300001	0.300023	0.301027	0.30101	0.300738	0.30022	0.301036	0.301036	0.300349
2	20	0.445711	0.294469	0.294269	0.419744	0.42025	0.375318	0.328927	0.442606	0.442606	0.379538
2	40	0.306397	0.300609	0.299711	0.300277	0.299961	0.30175	0.304984	0.304858	0.304858	0.300336
2	60	0.331352	0.300004	0.299988	0.327981	0.328041	0.30353	0.326378	0.331083	0.331083	0.32267
2	80	0.313682	0.300004	0.299997	0.31348	0.313413	0.309906	0.300458	0.313501	0.313501	0.300036
2	100	0.299434	0.300054	0.300054	0.299416	0.299366	0.299636	0.299712	0.299427	0.299427	0.299852
3	20	0.340245	0.300622	0.30287	0.293649	0.290888	0.317883	0.327535	0.327265	0.327265	0.296566
3	40	0.290609	0.299439	0.29973	0.284625	0.284622	0.295034	0.295861	0.288505	0.288505	0.288475
3	60	0.377171	0.299972	0.300005	0.375092	0.375089	0.357358	0.354894	0.376771	0.376771	0.326278
3	80	0.297997	0.300004	0.299993	0.297743	0.297758	0.298195	0.299487	0.297793	0.297793	0.297867
3	100	0.320791	0.300032	0.300001	0.320735	0.320727	0.314763	0.301134	0.320766	0.320766	0.315039

من ملاحظة الجدول (3-5) يتبين لنا ان المقدرات لمعلمة التضخم الصفري ولكل تجربة من التجارب الخمس عشرة الفرعية ضمن التجربة الثالثة وطرانق التقدير العشرة ان هذه المقدرات قد تباينت في القرب والابتعاد عن القيمة الحقيقية وهي (0.3) بحسب المعطيات الخاصة بتجربة المحاكاة وهي (حجم العينة، قيمة المعلمة (β)) ولغرض تحديد الطريقة الفضل والتي تعطي اقرب مقدر للقيمة الحقيقية تم الاعتماد على متوسط مربعات الخطا وحسب الجدول الآتي

جدول (3-6) يوضح متوسط مربعات الخطأ العائد لكل مقدر معلمة التضخم وحسب معطيات التجربة الثالثة

β	n	MLE	MOM	$PMLE$	$PMOM$	$S1$	$S2$	$S3$	$S4$	$S5$	$S6$	$Best$
1	20	2.12E-03	1.34E-05	9.02E-06	6.42E-05	1.22E-04	1.57E-04	3.17E-04	1.08E-03	4.93E-06	1.45E-05	9
1	40	2.62E-06	3.54E-08	5.61E-07	1.28E-07	4.48E-08	8.61E-07	1.57E-06	1.82E-06	3.53E-07	3.66E-08	2
1	60	8.49E-06	7.02E-10	1.77E-09	4.81E-05	4.76E-05	3.07E-06	7.81E-09	2.72E-05	4.22E-10	4.75E-07	9
1	80	3.40E-06	3.33E-12	1.45E-11	4.23E-06	4.30E-06	3.31E-06	6.10E-07	4.13E-06	1.01E-11	1.36E-06	2
1	100	1.10E-06	3.50E-13	7.29E-15	1.05E-06	1.02E-06	5.45E-07	4.83E-08	1.07E-06	1.53E-14	1.22E-07	3
2	20	2.12E-02	3.06E-05	3.28E-05	1.43E-02	1.45E-02	5.67E-03	8.37E-04	2.03E-02	3.08E-05	6.33E-03	2
2	40	4.09E-05	3.71E-07	8.35E-08	7.66E-08	1.53E-09	3.06E-06	2.48E-05	2.36E-05	4.93E-09	1.13E-07	5
2	60	9.83E-04	1.27E-11	1.55E-10	7.83E-04	7.86E-04	1.25E-05	6.96E-04	9.66E-04	3.31E-11	5.14E-04	2
2	80	1.87E-04	1.77E-11	1.09E-11	1.82E-04	1.80E-04	9.81E-05	2.10E-07	1.82E-04	4.45E-12	1.29E-09	9
2	100	3.21E-07	1.78E-13	9.91E-14	3.41E-07	4.02E-07	1.32E-07	8.28E-08	3.28E-07	2.11E-14	2.20E-08	9
3	20	1.62E-03	3.87E-07	8.23E-06	4.03E-05	8.30E-05	3.20E-04	7.58E-04	7.43E-04	8.16E-06	1.18E-05	2
3	40	8.82E-05	3.14E-07	7.30E-08	2.36E-04	2.36E-04	2.47E-05	1.71E-05	1.32E-04	3.06E-07	1.33E-04	3
3	60	5.96E-03	7.67E-10	2.74E-11	5.64E-03	5.64E-03	3.29E-03	3.01E-03	5.89E-03	1.41E-10	6.91E-04	3
3	80	4.01E-06	1.39E-11	4.43E-11	5.10E-06	5.03E-06	3.26E-06	2.63E-07	4.87E-06	5.20E-15	4.55E-06	9
3	100	4.32E-04	1.29E-13	5.36E-13	4.30E-04	4.30E-04	2.18E-04	1.28E-06	4.31E-04	5.05E-13	2.26E-04	2

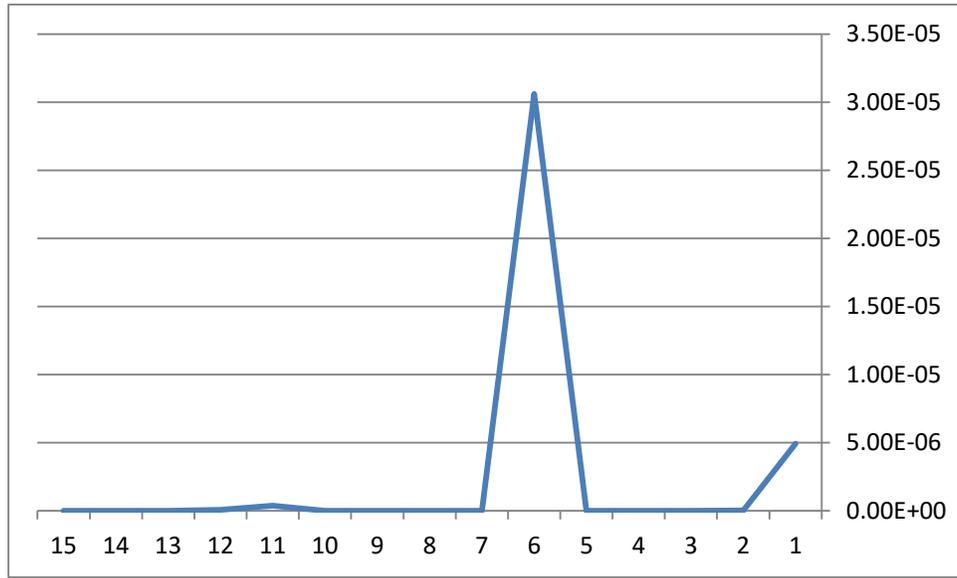
من الجدول السابق يتبين لنا ان الطريقة الفضلى لكل تجربة من التجارب الخمس عشرة الفرعية ضمن التجربة الثالثة قد تباينت في الظهور كونها الفضلى من بين طرائق التقدير الباقية ونلاحظ انه للتجربة الفرعية الاولى

عند $(n = 20), (\beta = 1)$ ان افضل طريقة هي الطريقة $(S1)$ وانها اعطت متوسط مربعات خطأ هو الاقل وقد بلغ $(4.93E-06)$ وهكذا بالنسبة الى التجارب الخمس عشرة الفرعية الاخرى ولا سيما بتقدير معلمة التضخم والمساويه الى (0.3)

والشكل الأتي يوضح القيم الاقل لمتوسط مربعات الخطا الخاصه بطريقة التقدير الفضلى لكل تجربة فرعية من ضمن التجربة الثالثه

شكل (3-3) يوضح متوسط مربعات الخطا العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة

الثالثة



وقد اظهر الجدول (6-3) والشكل (3-3) ان الطريقة الاكثر تكرارا في كونها الفضلى ضمن هذه التجارب الفرعية هي الطريقة (MOM) والتي بلغت (6) مرات هي الفضلى ضمن (15) تجربة فرعية

التجربة الرابعة (Forth Experiment)

في هذه التجربة يتم تقدير معلمة التضخم لكل من (معلمة التضخم) تساوي (0.1) والمعلمة (β) تساوي (1,2,3) وحجم عينة (n) تساوي (20,40,60,80,100)

وكانت نتائج التقدير للطرائق العشره حسب الجدول الآتي

جدول (7-3) يوضح مقدر معلمة التضخم وحسب المعطيات الخاصه بالتجربه الرابعه

β	n	<i>MLE</i>	<i>MOM</i>	<i>PMLE</i>	<i>PMOM</i>	<i>S1</i>	<i>S2</i>	<i>S3</i>	<i>S4</i>	<i>S5</i>	<i>S6</i>
1	20	0.439173	0.399376	0.40062	0.388914	0.39506	0.42303	0.406495	0.426302	0.426302	0.392632
1	40	0.437164	0.399742	0.400304	0.436938	0.436773	0.427168	0.408176	0.437112	0.437112	0.434804
1	60	0.403841	0.400064	0.400013	0.397818	0.397905	0.400554	0.402973	0.398472	0.398472	0.399876
1	80	0.479073	0.399999	0.400034	0.478368	0.478427	0.478103	0.439776	0.478712	0.478712	0.431095
1	100	0.400969	0.399999	0.400065	0.400925	0.40089	0.400344	0.400438	0.400933	0.400933	0.40077
2	20	0.548707	0.400454	0.404635	0.457412	0.456511	0.443712	0.424755	0.463335	0.463335	0.422311
2	40	0.505903	0.400238	0.399856	0.50334	0.503372	0.440906	0.462622	0.505148	0.505148	0.415203
2	60	0.419592	0.399997	0.39996	0.41755	0.417549	0.405263	0.403428	0.417932	0.417932	0.413137
2	80	0.461829	0.399995	0.400003	0.46172	0.461776	0.449919	0.401462	0.461819	0.461819	0.449305
2	100	0.398165	0.400065	0.400061	0.398139	0.398096	0.398343	0.399076	0.398165	0.398165	0.399151
3	20	0.436605	0.394122	0.399067	0.393345	0.387832	0.419325	0.415322	0.432871	0.432871	0.393394
3	40	0.400824	0.400434	0.399443	0.397871	0.398296	0.400768	0.4007	0.400085	0.400085	0.39921
3	60	0.397367	0.400022	0.399938	0.39647	0.396524	0.399055	0.398381	0.396601	0.396601	0.396914
3	80	0.400736	0.400002	0.400009	0.400329	0.400296	0.400379	0.400483	0.400425	0.400425	0.400175
3	100	0.400363	0.400023	0.399999	0.40035	0.400378	0.400134	0.400138	0.400355	0.400355	0.400038

من ملاحظة الجدول (7-3) يتبين لنا ان المقدرات لمعلمة التضخم الصفري ولكل تجربة من التجارب الخمسة عشر الفرعية ضمن التجربة الرابعه ولطرائق التقدير العشره ان هذه المقدرات قد تباينت في القرب والابتعاد عن القيمة الحقيقية وهي (0.4) بحسب المعطيات الخاصه بتجربة المحاكاة وهي (حجم العينه، قيمة المعلمة (β)) ولغرض تحديد الطريقة الفضلى والتي تعطي اقرب مقدر للقيمة الحقيقية تم الاعتماد على متوسط مربعات الخطا وحسب الجدول الآتي

جدول (8-3) يوضح متوسط مربعات الخطأ العائد لكل مقدر معلمة التضخم وحسب معطيات التجربة الرابعة

β	n	<i>MLE</i>	<i>MOM</i>	<i>PMLE</i>	<i>PMOM</i>	<i>S1</i>	<i>S2</i>	<i>S3</i>	<i>S4</i>	<i>S5</i>	<i>S6</i>	<i>Best</i>
1	20	1.53E-03	3.89E-07	3.85E-07	1.23E-04	2.44E-05	5.30E-04	4.22E-05	6.92E-04	6.52E-08	5.43E-05	9
1	40	1.38E-03	6.65E-08	9.27E-08	1.36E-03	1.35E-03	7.38E-04	6.68E-05	1.38E-03	1.01E-08	1.21E-03	9
1	60	1.48E-05	4.08E-09	1.75E-10	4.76E-06	4.39E-06	3.07E-07	8.84E-06	2.34E-06	3.10E-09	1.54E-08	3
1	80	0.006252486	8.07E-13	3.75E-15	6.14E-03	6.15E-03	6.10E-03	1.58E-03	6.20E-03	5.32E-13	9.67E-04	3
1	100	9.39E-07	3.52E-13	1.46E-14	8.56E-07	7.92E-07	1.19E-07	1.92E-07	8.70E-07	1.00E-14	5.93E-07	9
2	20	2.21E-02	2.06E-07	2.15E-05	3.30E-03	3.19E-03	1.91E-03	6.13E-04	0.004011331	1.17E-05	4.98E-04	2
2	40	1.12E-02	5.68E-08	2.07E-08	1.07E-02	1.07E-02	1.67E-03	3.92E-03	1.11E-02	9.43E-09	2.31E-04	9
2	60	3.84E-04	6.70E-12	1.57E-09	3.08E-04	3.08E-04	2.77E-05	1.18E-05	3.22E-04	1.15E-09	1.73E-04	2
2	80	3.82E-03	2.27E-11	9.31E-12	3.81E-03	3.82E-03	2.49E-03	2.14E-06	3.82E-03	1.06E-12	2.43E-03	9
2	100	3.37E-06	9.04E-15	2.25E-13	3.46E-06	3.63E-06	2.74E-06	8.54E-07	3.37E-06	1.27E-13	7.20E-07	2
3	20	1.34E-03	3.46E-05	8.70E-07	4.43E-05	1.48E-04	3.73E-04	2.35E-04	1.08E-03	1.07E-05	4.36E-05	3
3	40	6.80E-07	1.88E-07	3.11E-07	4.53E-06	2.91E-06	5.90E-07	4.89E-07	7.14E-09	1.08E-07	6.24E-07	8
3	60	6.93E-06	4.66E-10	3.90E-09	1.25E-05	1.21E-05	8.93E-07	2.62E-06	1.16E-05	3.38E-10	9.52E-06	9
3	80	5.42E-07	5.49E-12	7.32E-11	1.08E-07	8.78E-08	1.44E-07	2.34E-07	1.81E-07	1.51E-11	3.07E-08	2
3	100	1.32E-07	6.27E-14	2.58E-13	1.23E-07	1.43E-07	1.80E-08	1.90E-08	1.26E-07	1.55E-13	1.44E-09	2

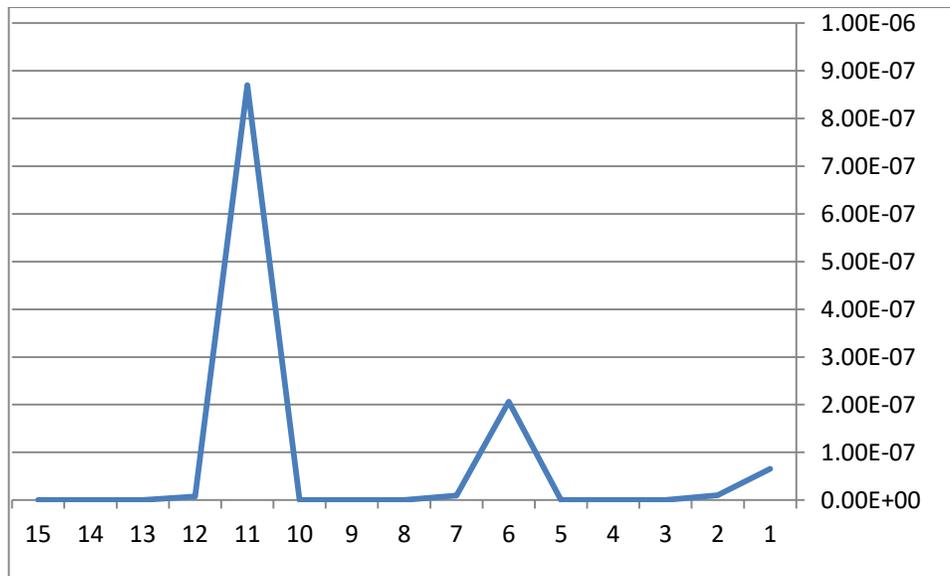
من الجدول السابق يتبين لنا ان الطريقة الفضلى لكل تجربة من التجارب الخمس عشرة الفرعية ضمن التجربة الرابعة قد تباينت في الظهور كونها الفضلى من بين طرائق التقدير الباقية ونلاحظ انه للتجربة الفرعية الاولى

عند $(n = 20), (\beta = 1)$ ان افضل طريقة هي الطريقة (*S5*) وانها اعطت متوسط مربعات خطأ هو الاقل وقد بلغ $(6.52E-08)$ وهكذا بالنسبة الى التجارب الخمس عشرة الفرعية الاخرى ولا سيما بتقدير معلمة التضخم والمساويه الى (0.4)

والشكل الآتي يوضح القيم الأقل لمتوسط مربعات الخطا الخاصه بطريقة التقدير الفضلى لكل تجربة فرعية من ضمن التجربة الرابعه

شكل (4-3) يوضح متوسط مربعات الخطا العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة

الرابعة



وقد اظهر الجدول (8-3) والشكل (4-3) ان الطريقة الاكثر تكرارا في كونها الفضلى ضمن هذه التجارب الفرعية هي الطريقة (S5) والتي بلغت (6) مرات هي الفضلى ضمن (15) تجربة فرعية

التجربة الخامسة (Fifth Experiment)

في هذه التجربة يتم تقدير معلمة التضخم لكل من (معلمة التضخم) تساوي (0.5) والمعلمة (β) تساوي (1,2,3) وحجم عينة (n) تساوي (20,40,60,80,100)

وكانت نتائج التقدير للطرائق العشره حسب الجدول الآتي

جدول (3-9) يوضح مقدر معلمة التضخم وحسب المعطيات الخاصه بالتجربه الخامسة

β	n	MLE	MOM	PMLE	PMOM	S1	S2	S3	S4	S5	S6
1	20	0.610106	0.505773	0.494137	0.545814	0.544496	0.519542	0.589019	0.547431	0.547431	0.543258
1	40	0.547892	0.499297	0.500165	0.544199	0.544052	0.500454	0.506553	0.547228	0.547228	0.537891
1	60	0.507219	0.499995	0.500062	0.497736	0.497593	0.503894	0.502472	0.506704	0.506704	0.498029
1	80	0.69473	0.500002	0.499995	0.694462	0.694514	0.688811	0.591049	0.694723	0.694723	0.680388
1	100	0.580102	0.500087	0.500033	0.580018	0.580009	0.526576	0.548614	0.580039	0.580039	0.554856
2	20	0.513805	0.499202	0.496028	0.487343	0.486663	0.510215	0.510692	0.510584	0.510584	0.4897
2	40	0.507468	0.500293	0.500113	0.506966	0.506554	0.501259	0.503382	0.507224	0.507224	0.504241
2	60	0.576305	0.499979	0.499982	0.567065	0.567046	0.574482	0.538105	0.573198	0.573198	0.537138
2	80	0.489166	0.499998	0.499998	0.488994	0.488922	0.492004	0.495128	0.489048	0.489048	0.489402
2	100	0.497416	0.500076	0.500078	0.497402	0.497437	0.497706	0.498717	0.497408	0.497408	0.498397
3	20	0.6166	0.501576	0.497354	0.535443	0.535605	0.571636	0.563135	0.615754	0.615754	0.505547
3	40	0.475643	0.499699	0.499774	0.470873	0.470511	0.485915	0.477441	0.475014	0.475014	0.491818
3	60	0.48999	0.499994	0.500014	0.489904	0.489971	0.496724	0.495693	0.489954	0.489954	0.499924
3	80	0.542528	0.500043	0.500003	0.542324	0.542279	0.531314	0.508493	0.542435	0.542435	0.519127
3	100	0.49918	0.500087	0.500032	0.499157	0.49913	0.499547	0.499194	0.499179	0.499179	0.499277

من ملاحظة الجدول (3-9) يتبين لنا ان المقدرات لمعلمة التضخم الصفري ولكل تجربة من التجارب الخمسة عشر الفرعية ضمن التجربة الخامسه ولطرق التقدير العشره ان هذه المقدرات قد تباينت في القرب والابتعاد عن القيمة الحقيقية وهي (0.5) بحسب المعطيات الخاصه بتجربة المحاكاة وهي (حجم العينة، قيمة المعلمة (β)) ولغرض تحديد الطريقة الفضلى والتي تعطي اقرب مقدر للقيمة الحقيقية تم الاعتماد على متوسط مربعات الخطا وحسب الجدول الآتي

جدول (10-3) يوضح متوسط مربعات الخطأ العائد لكل مقدر معلمة التضخم وحسب معطيات التجربة الخامسة

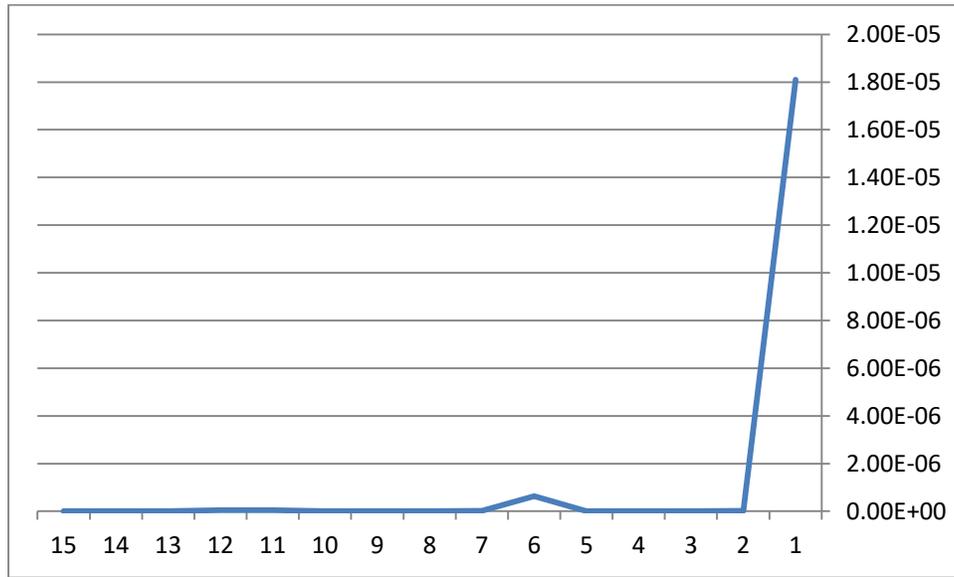
β	n	<i>MLE</i>	<i>MOM</i>	<i>PMLE</i>	<i>PMOM</i>	<i>S1</i>	<i>S2</i>	<i>S3</i>	<i>S4</i>	<i>S5</i>	<i>S6</i>	<i>Best</i>
1	20	1.21E-02	3.33E-05	3.44E-05	2.10E-03	1.98E-03	3.82E-04	7.92E-03	2.25E-03	1.81E-05	1.87E-03	9
1	40	2.29E-03	4.94E-07	2.74E-08	1.95E-03	1.94E-03	2.06E-07	4.29E-05	2.23E-03	2.01E-08	1.44E-03	9
1	60	5.21E-05	2.75E-11	3.81E-09	5.12E-06	5.79E-06	1.52E-05	6.11E-06	4.49E-05	2.89E-09	3.88E-06	2
1	80	3.79E-02	5.63E-12	2.03E-11	3.78E-02	3.78E-02	3.56E-02	8.29E-03	3.79E-02	1.03E-11	3.25E-02	2
1	100	6.42E-03	1.11E-14	3.08E-16	6.40E-03	6.40E-03	7.06E-04	2.36E-03	6.41E-03	4.76E-15	3.01E-03	3
2	20	1.91E-04	6.36E-07	1.58E-05	1.60E-04	1.78E-04	1.04E-04	1.14E-04	1.12E-04	2.87E-06	1.06E-04	2
2	40	5.58E-05	8.59E-08	1.27E-08	4.85E-05	4.30E-05	1.59E-06	1.14E-05	5.22E-05	4.63E-08	1.80E-05	3
2	60	5.82E-03	4.59E-10	3.42E-10	4.50E-03	4.50E-03	5.55E-03	1.45E-03	5.36E-03	4.47E-10	1.38E-03	3
2	80	1.17E-04	3.08E-12	3.03E-12	1.21E-04	1.23E-04	6.39E-05	2.37E-05	1.20E-04	3.05E-12	1.12E-04	3
2	100	6.68E-06	2.86E-16	2.78E-14	6.75E-06	6.57E-06	5.26E-06	1.65E-06	6.72E-06	8.20E-15	2.57E-06	2
3	20	1.36E-02	2.48E-06	7.00E-06	1.26E-03	1.27E-03	5.13E-03	3.99E-03	1.34E-02	4.29E-08	3.08E-05	9
3	40	5.93E-04	9.06E-08	5.11E-08	8.48E-04	8.70E-04	1.98E-04	5.09E-04	6.24E-04	6.20E-08	6.70E-05	3
3	60	1.00E-04	3.76E-11	1.88E-10	1.02E-04	1.01E-04	1.07E-05	1.86E-05	1.01E-04	3.71E-11	5.71E-09	9
3	80	1.81E-03	3.88E-14	7.64E-12	1.79E-03	1.79E-03	9.81E-04	7.21E-05	1.80E-03	5.94E-13	3.66E-04	2
3	100	6.73E-07	1.80E-14	9.46E-17	7.11E-07	7.58E-07	2.05E-07	6.49E-07	6.75E-07	5.15E-15	5.23E-07	3

من الجدول السابق يتبين لنا ان الطريقة الفضلى لكل تجربة من التجارب الخمسة عشر الفرعية ضمن التجربة الخامسة قد تباينت في الظهور كونها الفضلى من بين طرائق التقدير الباقية ونلاحظ انه للتجربة الفرعية الاولى

عند $(\beta = 1), (n = 20)$ ان افضل طريقة هي الطريقة (*S5*) وانها اعطت متوسط مربعات خطأ هو الاقل وقد بلغ $(1.81E-05)$ وهكذا بالنسبة الى التجارب الخمسة عشر الفرعية الاخرى ولا سيما بتقدير معلمة التضخم والمساويه الى (0.5)

والشكل الآتي يوضح القيم الأقل لمتوسط مربعات الخطا الخاصه بطريقة التقدير الفضلى لكل تجربة فرعية من ضمن التجربة الخامسة

شكل (3-5) يوضح متوسط مربعات الخطا العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة الخامسة



وقد اظهر الجدول (3-10) والشكل (3-5) ان الطريقة الاكثر تكرارا في كونها الفضلى ضمن هذه التجارب الفرعية هي الطريقة (PMLE) والتي بلغت (6) مرات هي الفضلى ضمن (15) تجربة فرعية

التجربة السادسة (Sixth Experiment)

في هذه التجربة يتم تقدير معلمة التضخم لكل من (معلمة التضخم) تساوي (0.6) والمعلمة (β) تساوي (1,2,3) وحجم عينة (n) تساوي (20,40,60,80,100)

وكانت نتائج التقدير للطرائق العشره حسب الجدول الآتي

جدول (3-11) يوضح مقدر معلمة التضخم وحسب المعطيات الخاصة بالتجربة السادسة

β	n	MLE	MOM	PMLE	PMOM	S1	S2	S3	S4	S5	S6
1	20	1.82416	0.596522	0.602026	1.806054	1.808028	1.723169	1.705624	1.809907	1.809907	1.398564
1	40	0.975338	0.599123	0.600003	0.971042	0.97113	0.79592	0.614412	0.971143	0.971143	0.919506
1	60	0.859988	0.600095	0.600029	0.856031	0.856019	0.770921	0.707035	0.856619	0.856619	0.82996
1	80	0.595547	0.599997	0.599999	0.595059	0.595019	0.599221	0.599366	0.595175	0.595175	0.599084
1	100	0.596773	0.600023	0.599999	0.596711	0.596677	0.598597	0.598093	0.596735	0.596735	0.599687
2	20	0.697937	0.607007	0.593697	0.603218	0.606021	0.686527	0.672609	0.613591	0.613591	0.605075
2	40	0.567468	0.599899	0.5997	0.563207	0.563009	0.570309	0.595555	0.563254	0.563254	0.574439
2	60	0.703184	0.599961	0.600015	0.699024	0.699113	0.646898	0.608358	0.699866	0.699866	0.626867
2	80	0.583301	0.599999	0.599994	0.583102	0.583104	0.587343	0.593294	0.583248	0.583248	0.592299
2	100	0.592883	0.600098	0.600054	0.592865	0.59284	0.594353	0.594334	0.592871	0.592871	0.598041
3	20	0.586294	0.599351	0.603226	0.524038	0.525867	0.595628	0.593016	0.531402	0.531402	0.555166
3	40	0.598386	0.600688	0.599578	0.595232	0.594944	0.59923	0.598658	0.596353	0.596353	0.598454
3	60	0.649216	0.600073	0.60005	0.645682	0.645625	0.640598	0.611256	0.647403	0.647403	0.601067
3	80	0.630557	0.599994	0.599998	0.63008	0.630097	0.615615	0.612803	0.630285	0.630285	0.615224
3	100	0.617549	0.599999	0.600045	0.617547	0.617567	0.616664	0.605908	0.617549	0.617549	0.610631

من ملاحظة الجدول (3-11) يتبين لنا ان المقدرات لمعلمة التضخم الصفري ولكل تجربة من التجارب الخمسة عشر الفرعية ضمن التجربة السادسة ولطرق التقدير العشره ان هذه المقدرات قد تباينت في القرب والابتعاد عن القيمة الحقيقية وهي (0.6) بحسب المعطيات الخاصة بتجربة المحاكاة وهي (حجم العينة، قيمة المعلمة (β)) ولغرض تحديد الطريقة الفضلى والتي تعطي اقرب مقدر للقيمة الحقيقية تم الاعتماد على متوسط مربعات الخطا وحسب الجدول الآتي

جدول (12-3) يوضح متوسط مربعات الخطأ العائد لكل مقدر معلمة التضخم وحسب معطيات التجربة السادسة

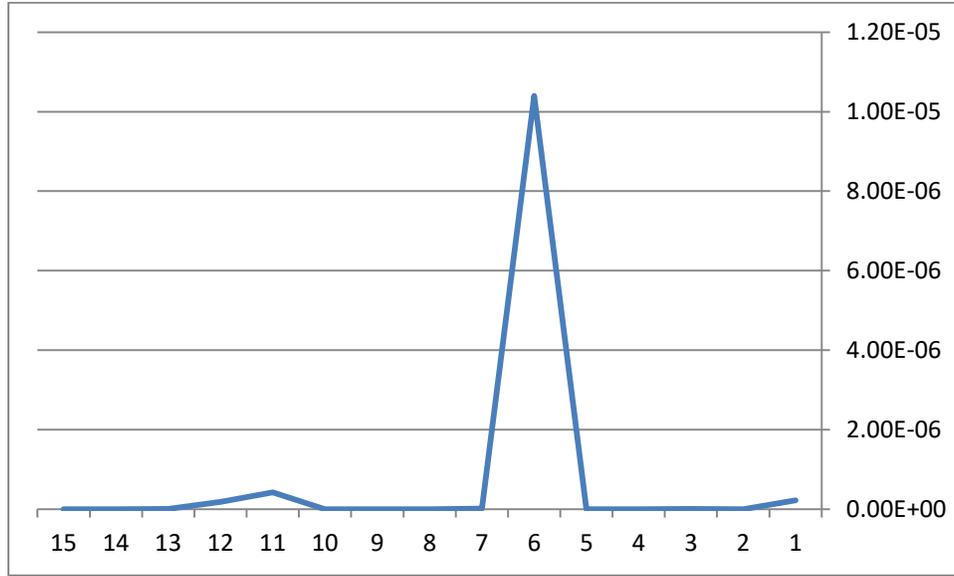
β	n	<i>MLE</i>	<i>MOM</i>	<i>PMLE</i>	<i>PMOM</i>	<i>S1</i>	<i>S2</i>	<i>S3</i>	<i>S4</i>	<i>S5</i>	<i>S6</i>	<i>Best</i>
1	20	1.49856	1.21E-05	4.10E-06	1.45456	1.45933	1.26150	1.22240	1.46387	2.17E-07	0.63770	9
1	40	0.14087	7.69E-07	8.11E-12	0.13767	0.13773	3.84E-02	2.08E-04	0.13774	8.44E-08	0.10208	3
1	60	6.76E-02	9.03E-09	8.70E-10	6.56E-02	0.06554	2.92E-02	1.15E-02	6.59E-02	5.41E-09	5.29E-02	3
1	80	1.98E-05	1.13E-11	4.47E-13	2.44E-05	2.48E-05	6.07E-07	4.02E-07	2.33E-05	6.32E-12	8.38E-07	3
1	100	1.04E-05	4.20E-14	2.93E-13	1.08E-05	1.10E-05	1.97E-06	3.64E-06	1.07E-05	4.25E-14	9.82E-08	2
2	20	9.59E-03	4.91E-05	3.97E-05	1.04E-05	3.62E-05	7.49E-03	5.27E-03	1.85E-04	3.15E-05	2.58E-05	4
2	40	1.06E-03	1.01E-08	9.00E-08	1.35E-03	1.37E-03	8.82E-04	1.98E-05	1.35E-03	5.18E-08	6.53E-04	2
2	60	1.06E-02	1.55E-09	2.14E-10	9.81E-03	9.82E-03	2.20E-03	6.99E-05	9.97E-03	2.65E-10	7.22E-04	3
2	80	2.79E-04	3.73E-13	4.13E-11	2.86E-04	2.85E-04	1.60E-04	4.50E-05	2.81E-04	1.38E-11	5.93E-05	2
2	100	5.07E-05	3.52E-14	1.83E-13	5.09E-05	5.13E-05	3.19E-05	3.21E-05	5.08E-05	1.69E-14	3.84E-06	9
3	20	1.88E-04	4.21E-07	1.04E-05	5.77E-03	5.50E-03	1.91E-05	4.88E-05	4.71E-03	7.98E-06	2.01E-03	2
3	40	2.60E-06	4.73E-07	1.78E-07	2.27E-05	2.56E-05	5.93E-07	1.80E-06	1.33E-05	2.97E-07	2.39E-06	3
3	60	2.42E-03	5.39E-09	2.49E-09	2.09E-03	2.08E-03	1.65E-03	1.27E-04	2.25E-03	3.09E-09	1.14E-06	3
3	80	9.34E-04	3.86E-11	3.88E-12	9.05E-04	9.06E-04	2.44E-04	1.64E-04	9.17E-04	1.34E-11	2.32E-04	3
3	100	3.08E-04	5.59E-13	1.23E-13	3.08E-04	3.09E-04	2.78E-04	3.49E-05	3.08E-04	3.46E-13	1.13E-04	3

من الجدول السابق يتبين لنا ان الطريقة الفضلى لكل تجربة من التجارب الخمسة عشر الفرعية ضمن التجربة الاولى قد تباينت في الظهور كونها الفضلى من بين طرائق التقدير الباقية ونلاحظ انه للتجربة الفرعية الاولى

عند $(n = 20), (\beta = 1)$ ان افضل طريقة هي الطريقة (S5) وانها اعطت متوسط مربعات خطأ هو الاقل وقد بلغ $(2.17E-07)$ وهكذا بالنسبة الى التجارب الخمسة عشر الفرعية الاخرى ولا سيما بتقدير معلمة التضخم والمساويه الى (0.6)

والشكل الأتي يوضح القيم الاقل لمتوسط مربعات الخطا الخاصه بطريقة التقدير الفضلى لكل تجربة فرعية من ضمن التجربة السادسة

شكل (6-3) يوضح متوسط مربعات الخطا العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة السادسة



وقد اظهر الجدول (12-3) والشكل (6-3) ان الطريقة الاكثر تكرارا في كونها الفضلى ضمن هذه التجارب الفرعية هي الطريقة (PMLE) والتي بلغت (8) مرات هي الفضلى ضمن (15) تجربة فرعية

التجربة السابعة (Seventh Experiment)

في هذه التجربة يتم تقدير معلمة التضخم لكل من (معلمة التضخم) تساوي (0.7) والمعلمة (β) تساوي (1,2,3) وحجم عينة (n) تساوي (20,40,60,80,100)

وكانت نتائج التقدير للطرائق العشرة حسب الجدول الآتي

جدول (3-13) يوضح مقدر معلمة التضخم وحسب المعطيات الخاصة بالتجربة السابعة

β	n	MLE	MOM	PMLE	PMOM	S1	S2	S3	S4	S5	S6
1	20	0.678802	0.703348	0.705812	0.661812	0.665136	0.691413	0.67901	0.665354	0.665354	0.680232
1	40	0.651523	0.699881	0.700442	0.643312	0.643439	0.688163	0.664228	0.645335	0.645335	0.662832
1	60	0.784234	0.700024	0.699957	0.783955	0.783885	0.729498	0.777165	0.784016	0.784016	0.702922
1	80	0.830882	0.700004	0.700004	0.830748	0.830732	0.709095	0.705959	0.830826	0.830826	0.756898
1	100	0.690299	0.700001	0.700054	0.69027	0.690317	0.69561	0.695675	0.690276	0.690276	0.697337
2	20	1.052856	0.702375	0.700295	1.007592	1.001206	0.828528	0.779667	1.024067	1.024067	0.866364
2	40	0.823118	0.700603	0.699674	0.813597	0.813298	0.719187	0.806242	0.820533	0.820533	0.762664
2	60	0.691341	0.700007	0.700017	0.683395	0.683416	0.693374	0.699735	0.691069	0.691069	0.69824
2	80	0.676481	0.699999	0.699996	0.675553	0.67554	0.6807	0.685471	0.675763	0.675763	0.6791
2	100	0.694674	0.700001	0.699999	0.694575	0.694605	0.695987	0.695795	0.694616	0.694616	0.699496
3	20	0.660402	0.704623	0.695872	0.607143	0.606601	0.69976	0.679756	0.657863	0.657863	0.672905
3	40	0.626878	0.700165	0.699768	0.624068	0.623834	0.629589	0.668691	0.626234	0.626234	0.683027
3	60	0.721359	0.700011	0.700041	0.721261	0.721221	0.701997	0.706068	0.721279	0.721279	0.720192
3	80	0.69579	0.699999	0.699995	0.695299	0.695343	0.696256	0.69826	0.695582	0.695582	0.696988
3	100	0.695526	0.700043	0.700001	0.695473	0.695459	0.696513	0.695623	0.695507	0.695507	0.697261

من ملاحظة الجدول (3-13) يتبين لنا ان المقدرات لمعلمة التضخم الصفري ولكل تجربة من التجارب الخمسة عشر الفرعية ضمن التجربة السابعة ولطرق التقدير العشرة ان هذه المقدرات قد تباينت في القرب والابتعاد عن القيمة الحقيقية وهي (0.7) بحسب المعطيات الخاصة بتجربة المحاكاة وهي (حجم العينة، قيمة المعلمة (β)) ولغرض تحديد الطريقة الفضلى والتي تعطي اقرب مقدر للقيمة الحقيقية تم الاعتماد على متوسط مربعات الخطا وحسب الجدول الآتي

جدول (3-14) يوضح متوسط مربعات الخطأ العائد لكل مقدر معلمة التضخم وحسب معطيات التجربة السابعة

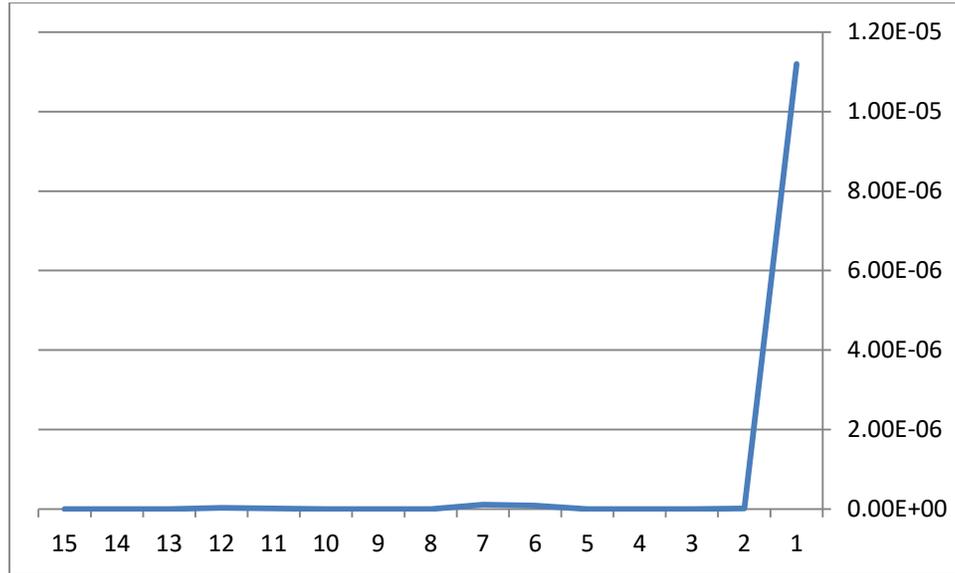
β	n	<i>MLE</i>	<i>MOM</i>	<i>PMLE</i>	<i>PMOM</i>	<i>S1</i>	<i>S2</i>	<i>S3</i>	<i>S4</i>	<i>S5</i>	<i>S6</i>	<i>Best</i>
1	20	4.49E-04	1.12E-05	3.38E-05	1.46E-03	1.22E-03	7.37E-05	4.41E-04	1.20E-03	3.12E-05	3.91E-04	2
1	40	2.35E-03	1.41E-08	1.95E-07	3.21E-03	3.20E-03	1.40E-04	1.28E-03	2.99E-03	3.33E-08	1.38E-03	2
1	60	7.10E-03	5.95E-10	1.84E-09	7.05E-03	7.04E-03	8.70E-04	5.95E-03	7.06E-03	1.93E-10	8.54E-06	9
1	80	1.71E-02	1.82E-11	1.32E-11	1.71E-02	0.017090977	8.27E-05	3.55E-05	1.71E-02	1.43E-11	3.24E-03	3
1	100	9.41E-05	5.34E-13	2.46E-13	9.47E-05	9.38E-05	1.93E-05	1.87E-05	9.46E-05	2.96E-13	7.09E-06	3
2	20	0.12450	5.64E-06	8.69E-08	9.46E-02	0.09072	1.65E-02	6.35E-03	0.105019561	5.13E-06	0.027677134	3
2	40	1.52E-02	3.64E-07	1.06E-07	1.29E-02	1.28E-02	3.68E-04	1.13E-02	1.45E-02	2.31E-07	3.93E-03	3
2	60	7.50E-05	5.17E-11	2.77E-10	2.76E-04	2.75E-04	4.39E-05	7.03E-08	7.98E-05	1.13E-10	3.10E-06	2
2	80	5.53E-04	1.84E-12	1.94E-11	5.98E-04	5.98E-04	3.73E-04	2.11E-04	5.87E-04	1.59E-11	4.37E-04	2
2	100	2.84E-05	4.56E-13	3.72E-13	2.94E-05	2.91E-05	1.61E-05	1.77E-05	2.90E-05	1.78E-13	2.54E-07	9
3	20	1.57E-03	2.14E-05	1.70E-05	8.62E-03	8.72E-03	5.75E-08	4.10E-04	1.78E-03	1.35E-08	7.34E-04	9
3	40	5.35E-03	2.71E-08	5.38E-08	5.77E-03	5.80E-03	4.96E-03	9.80E-04	5.44E-03	5.32E-08	2.88E-04	2
3	60	4.56E-04	1.20E-10	1.70E-09	4.52E-04	4.50E-04	3.99E-06	3.68E-05	4.53E-04	3.44E-10	4.08E-04	2
3	80	1.77E-05	7.57E-13	2.03E-11	2.21E-05	2.17E-05	1.40E-05	3.03E-06	1.95E-05	2.34E-12	9.07E-06	2
3	100	2.00E-05	6.30E-15	2.77E-13	2.05E-05	2.06E-05	1.22E-05	1.92E-05	2.02E-05	5.77E-14	7.50E-06	2

من الجدول السابق يتبين لنا ان الطريقة الفضلى لكل تجربة من التجارب الخمسة عشر الفرعية ضمن التجربة الاولى قد تباينت في الظهور كونها الفضلى من بين طرائق التقدير الباقية ونلاحظ انه للتجربة الفرعية الاولى

عند $(n = 20), (\beta = 1)$ ان افضل طريقة هي الطريقة (*MOM*) وانها اعطت متوسط مربعات خطأ هو الاقل وقد بلغ $(1.12E-05)$ وهكذا بالنسبة الى التجارب الخمسة عشر الفرعية الاخرى ولا سيما بتقدير معلمة التضخم والمساويه الى (0.7)

والشكل الآتي يوضح القيم الأقل لمتوسط مربعات الخطا الخاصه بطريقة التقدير الفضلى لكل تجربة فرعية من ضمن التجربة السابعه

شكل (7-3) يوضح متوسط مربعات الخطا العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة السابعه



وقد اظهر الجدول (14-3) والشكل (7-3) ان الطريقة الاكثر تكرارا في كونها الفضلى ضمن هذه التجارب الفرعية هي الطريقة (MOM) والتي بلغت (8) مرات هي الفضلى ضمن (15) تجربة فرعية

التجربة الثامنة (First Experiment)

في هذه التجربة يتم تقدير معلمة التضخم لكل من (معلمة التضخم) تساوي (0.8) والمعلمة (β) تساوي (1,2,3) وحجم عينة (n) تساوي (20,40,60,80,100)

وكانت نتائج التقدير للطرائق العشره حسب الجدول الآتي

جدول (3-15) يوضح مقدر معلمة التضخم وحسب المعطيات الخاصه بالتجربه الثامنه

β	n	<i>MLE</i>	<i>MOM</i>	<i>PMLE</i>	<i>PMOM</i>	<i>S1</i>	<i>S2</i>	<i>S3</i>	<i>S4</i>	<i>S5</i>	<i>S6</i>
1	20	0.567732	0.797397	0.805647	0.510821	0.516465	0.611549	0.590251	0.545932	0.545932	0.688783
1	40	1.297314	0.800223	0.800258	1.291234	1.290835	0.874222	0.858324	1.292528	1.292528	0.903461
1	60	0.848872	0.799964	0.800006	0.839216	0.839197	0.814548	0.805507	0.848244	0.848244	0.823478
1	80	0.738146	0.800045	0.800003	0.737466	0.737478	0.754859	0.793842	0.73814	0.73814	0.762236
1	100	0.79993	0.799999	0.800034	0.799877	0.799915	0.799979	0.799987	0.799917	0.799917	0.799928
2	20	0.811188	0.801476	0.80726	0.80125	0.797264	0.811046	0.809562	0.801742	0.801742	0.801391
2	40	0.792201	0.800435	0.799757	0.786708	0.787494	0.795014	0.797476	0.790207	0.790207	0.792813
2	60	0.9243	0.80001	0.800003	0.920662	0.920606	0.808992	0.903752	0.920722	0.920722	0.875858
2	80	0.885677	0.800023	0.799997	0.884887	0.884826	0.811005	0.875633	0.885586	0.885586	0.836245
2	100	0.810036	0.800001	0.799999	0.810028	0.810001	0.806898	0.807781	0.810028	0.810028	0.803565
3	20	0.799833	0.802513	0.798759	0.770879	0.777164	0.802095	0.798938	0.77477	0.77477	0.792281
3	40	0.772892	0.799975	0.800075	0.764916	0.764673	0.780072	0.782602	0.770128	0.770128	0.790073
3	60	0.836798	0.800053	0.799954	0.835181	0.835239	0.809984	0.801797	0.835901	0.835901	0.832298
3	80	0.799201	0.799996	0.800032	0.798965	0.798947	0.799309	0.799609	0.799172	0.799172	0.799106
3	100	0.792829	0.800021	0.800062	0.792743	0.792728	0.794755	0.793453	0.792775	0.792775	0.796869

من ملاحظة الجدول (3-15) يتبين لنا ان المقدرات لمعلمة التضخم الصفري ولكل تجربة من التجارب الخمسة عشر الفرعية ضمن التجربة الثامنه ولطرق التقدير العشره ان هذه المقدرات قد تباينت في القرب والابتعاد عن القيمة الحقيقية وهي (0.8) بحسب المعطيات الخاصه بتجربة المحاكاة وهي (حجم العينه،قيمة المعلمة (β)) ولغرض تحديد الطريقة الفضلى والتي تعطي اقرب مقدر للقيمة الحقيقية تم الاعتماد على متوسط مربعات الخطا وحسب الجدول الآتي

جدول (3-16) يوضح متوسط مربعات الخطأ العائد لكل مقدر معلمة التضخم وحسب معطيات التجربة الثامنة

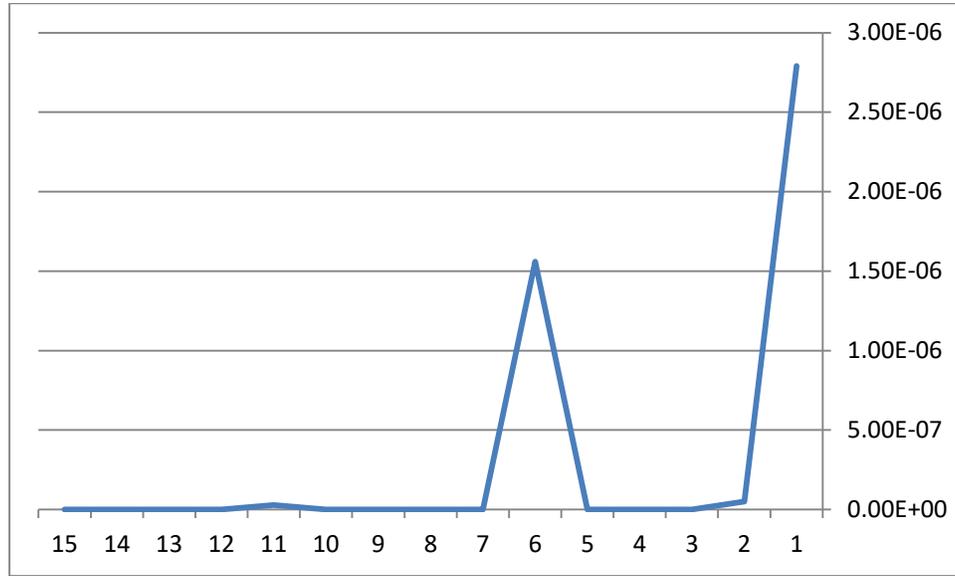
β	n	MLE	MOM	$PMLE$	$PMOM$	$S1$	$S2$	$S3$	$S4$	$S5$	$S6$	$Best$
1	20	5.39E-02	6.78E-06	3.19E-05	8.36E-02	0.08039	3.55E-02	4.40E-02	6.46E-02	2.79E-06	1.24E-02	9
1	40	0.24732	4.98E-08	6.67E-08	0.241310449	0.24091	5.51E-03	3.40E-03	0.24258	5.53E-08	1.07E-02	2
1	60	2.39E-03	1.27E-09	3.38E-11	1.54E-03	1.54E-03	2.12E-04	3.03E-05	2.33E-03	6.58E-12	5.51E-04	9
1	80	3.83E-03	2.53E-14	1.07E-11	3.91E-03	3.91E-03	2.04E-03	3.79E-05	3.83E-03	6.75E-13	1.43E-03	2
1	100	4.96E-09	5.95E-13	6.98E-14	1.51E-08	7.18E-09	4.38E-10	1.72E-10	6.93E-09	3.08E-13	5.17E-09	3
2	20	1.25E-04	2.18E-06	5.27E-05	1.56E-06	7.48E-06	1.22E-04	9.14E-05	3.04E-06	2.48E-05	1.94E-06	4
2	40	6.08E-05	1.89E-07	5.92E-08	1.77E-04	1.56E-04	2.49E-05	6.37E-06	9.59E-05	2.24E-11	5.17E-05	9
2	60	1.55E-02	9.59E-11	8.06E-12	1.46E-02	1.45E-02	8.09E-05	1.08E-02	1.46E-02	3.74E-11	5.75E-03	3
2	80	7.34E-03	1.04E-13	1.16E-11	7.21E-03	7.20E-03	1.21E-04	5.72E-03	7.32E-03	4.59E-12	1.31E-03	2
2	100	1.01E-04	5.60E-13	6.19E-13	1.01E-04	1.00E-04	4.76E-05	6.05E-05	1.01E-04	1.73E-13	1.27E-05	9
3	20	2.79E-08	6.31E-06	1.54E-06	8.48E-04	5.21E-04	4.39E-06	1.13E-06	6.37E-04	1.41E-07	5.96E-05	1
3	40	7.35E-04	6.49E-10	5.60E-09	1.23E-03	1.25E-03	3.97E-04	3.03E-04	8.92E-04	1.56E-10	9.85E-05	9
3	60	1.35E-03	2.80E-09	2.09E-09	1.24E-03	1.24E-03	9.97E-05	3.23E-06	1.29E-03	4.04E-10	1.04E-03	9
3	80	6.38E-07	1.92E-11	3.21E-14	1.07E-06	1.11E-06	4.77E-07	1.53E-07	6.86E-07	1.84E-11	7.99E-07	3
3	100	5.14E-05	5.42E-14	2.05E-13	5.27E-05	5.29E-05	2.75E-05	4.29E-05	5.22E-05	2.05E-13	9.80E-06	2

من الجدول السابق يتبين لنا ان الطريقة الفضلى لكل تجربة من التجارب الخمسة عشر الفرعية ضمن التجربة الثامنة قد تباينت في الظهور كونها الفضلى من بين طرائق التقدير الباقية ونلاحظ انه للتجربة الفرعية الاولى

عند $(n = 20), (\beta = 1)$ ان افضل طريقة هي الطريقة (S5) وانها اعطت متوسط مربعات خطأ هو الاقل وقد بلغ $(2.79E-06)$ وهكذا بالنسبة الى التجارب الخمسة عشر الفرعية الاخرى ولا سيما بتقدير معلمة التضخم والمساويه الى (0.8)

والشكل الأتي يوضح القيم الاقل لمتوسط مربعات الخطا الخاصه بطريقة التقدير الفضلى لكل تجربة فرعية من ضمن التجربة الثامنه

شكل (3-8) يوضح متوسط مربعات الخطا العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة الثامنه



وقد اظهر الجدول (3-16) والشكل (3-8) ان الطريقة الاكثر تكرارا في كونها الفضلى ضمن هذه التجارب الفرعية هي الطريقة (S5) والتي بلغت (6) مرات هي الفضلى ضمن (15) تجربة فرعية

التجربة التاسعة (ninth Experiment)

في هذه التجربة يتم تقدير المعلمة الثانية لكل من (معلمة التضخم) تساوي (0.1) والمعلمة (β) تساوي (1,2,3) وحجم عينة (n) تساوي (20,40,60,80,100)

وكانت نتائج التقدير للطرائق العشرة حسب الجدول الآتي

جدول (3-17) يوضح مقدر المعلمة الثانية وحسب المعطيات الخاصة بالتجربة التاسعة

β	n	MLE	MOM	PMLE	PMOM	S1	S2	S3	S4	S5	S6
1	20	0.904289	1.000295	0.998092	0.880062	0.873521	0.916955	0.957364	0.89789	0.89789	0.9382
1	40	1.115816	1.000119	0.999773	1.111881	1.112413	1.083521	1.071799	1.112616	1.112616	1.01699
1	60	1.09696	0.999961	1.000035	1.093447	1.093343	1.091029	1.024132	1.093636	1.093636	1.004921
1	80	0.990373	1.000001	0.999998	0.989385	0.989376	0.996396	0.995802	0.990097	0.990097	0.991092
1	100	1.131506	1.00076	1.00045	1.131408	1.131365	1.052404	1.011137	1.131436	1.131436	1.087996
2	20	1.863301	2.005326	2.002823	1.799794	1.796999	1.960607	1.921635	1.84938	1.84938	1.890854
2	40	1.743907	2.000334	2.000172	1.743314	1.743363	1.808916	1.854371	1.74381	1.74381	1.924194
2	60	1.982388	2.00001	2.000015	1.980674	1.980711	1.990431	1.984219	1.982111	1.982111	1.994155
2	80	1.802378	1.999998	2.000005	1.801472	1.801436	1.843322	1.92405	1.801784	1.801784	1.955429
2	100	1.856514	2.00032	2.00032	1.856457	1.856379	1.885653	1.875505	1.856509	1.856509	1.89112
3	20	3.072331	2.999074	2.99693	3.040305	3.042994	3.022668	3.055541	3.061991	3.061991	3.028787
3	40	3.270687	3.000635	3.00019	3.26082	3.260805	3.09036	3.13918	3.270382	3.270382	3.147634
3	60	2.673225	3.000024	2.999949	2.67169	2.671791	2.959918	2.791493	2.672239	2.672239	2.914065
3	80	3.087038	3.000006	3.000002	3.086421	3.08643	3.067133	3.060624	3.086989	3.086989	3.040427
3	100	3.2944	2.999999	3.000001	3.294382	3.294428	3.244355	3.227441	3.294386	3.294386	3.263861

من ملاحظة الجدول (3-17) يتبين لنا ان المقدرات للمعلمة الثانية ولكل تجربة من التجارب الخمسة عشر الفرعية ضمن التجربة التاسعة ولطرق التقدير العشرة ان هذه المقدرات قد تباينت في القرب والابتعاد عن القيمة الحقيقية وبحسب المعطيات الخاصة بتجربة المحاكاة وهي (حجم العينة، قيمة المعلمة (β)) ولغرض تحديد الطريقة الفضلى والتي تعطي اقرب مقدر للقيمة الحقيقية تم الاعتماد على متوسط مربعات الخطأ وحسب الجدول الآتي

جدول (3-18) يوضح متوسط مربعات الخطأ العائد لكل مقدر معلمة التضخم وحسب معطيات التجربة التاسعة

β	n	MLE	MOM	$PMLE$	$PMOM$	$S1$	$S2$	$S3$	$S4$	$S5$	$S6$	$Best$
1	20	9.16E-03	8.69E-08	3.64E-06	1.44E-02	1.60E-02	6.90E-03	1.82E-03	0.01042	2.87E-06	3.82E-03	2
1	40	1.34E-02	1.40E-08	5.17E-08	1.25E-02	1.26E-02	6.98E-03	5.16E-03	1.27E-02	2.26E-08	2.89E-04	2
1	60	9.40E-03	1.52E-09	1.21E-09	8.73E-03	8.71E-03	8.29E-03	5.82E-04	8.77E-03	7.23E-10	2.42E-05	9
1	80	9.27E-05	1.09E-12	4.39E-12	1.13E-04	1.13E-04	1.30E-05	1.76E-05	9.81E-05	2.81E-12	7.94E-05	2
1	100	1.73E-02	2.60E-18	7.42E-14	1.73E-02	1.73E-02	2.75E-03	1.24E-04	1.73E-02	2.60E-14	7.74E-03	2
2	20	1.87E-02	2.84E-05	7.97E-06	4.01E-02	0.04120	1.55E-03	6.14E-03	2.27E-02	1.56E-05	1.19E-02	3
2	40	6.56E-02	1.12E-07	2.96E-08	6.59E-02	6.59E-02	3.65E-02	2.12E-02	6.56E-02	3.16E-08	5.75E-03	3
2	60	3.10E-04	1.08E-10	2.27E-10	3.74E-04	3.72E-04	9.16E-05	2.49E-04	3.20E-04	1.90E-10	3.42E-05	2
2	80	3.91E-02	4.24E-12	2.11E-11	3.94E-02	3.94E-02	0.02454	5.77E-03	0.03928	4.12E-12	1.99E-03	9
2	100	2.06E-02	1.78E-16	2.64E-14	2.06E-02	2.06E-02	1.31E-02	1.55E-02	2.06E-02	2.40E-15	1.19E-02	2
3	20	5.23E-03	8.57E-07	9.43E-06	1.62E-03	1.85E-03	5.14E-04	3.08E-03	3.84E-03	6.50E-06	8.29E-04	2
3	40	7.33E-02	4.03E-07	3.62E-08	6.80E-02	6.80E-02	8.16E-03	0.019371176	7.31E-02	3.33E-07	2.18E-02	3
3	60	0.10678	5.94E-10	2.60E-09	0.10778	0.10772	1.61E-03	4.35E-02	0.10742	4.53E-13	7.38E-03	9
3	80	7.58E-03	4.19E-11	5.80E-12	7.47E-03	7.47E-03	4.51E-03	3.68E-03	7.57E-03	1.17E-11	1.63E-03	3
3	100	8.67E-02	5.64E-13	7.65E-13	0.08666	0.08668	5.97E-02	5.17E-02	8.67E-02	3.40E-13	6.96E-02	9

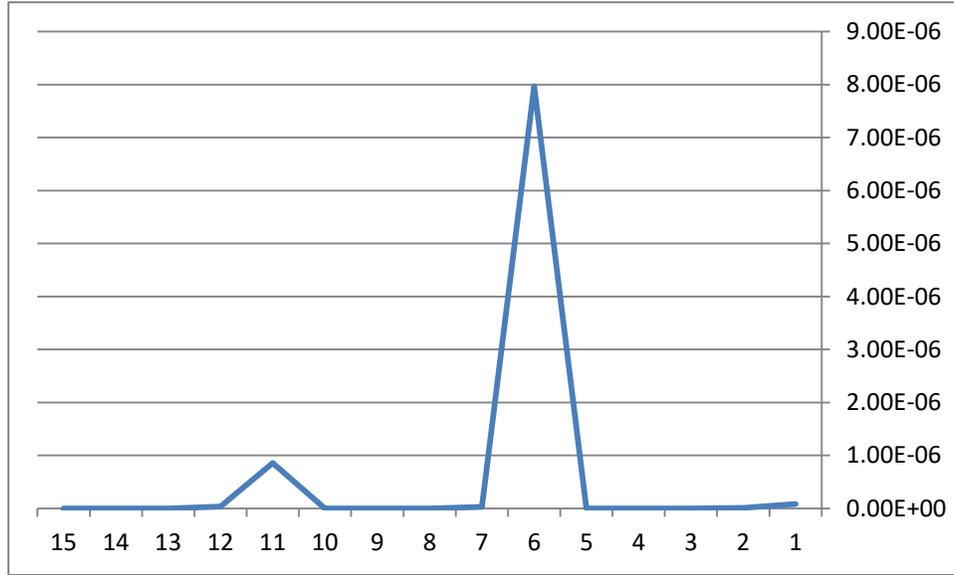
من الجدول السابق يتبين لنا ان الطريقة الفضلى لكل تجربة من التجارب الخمسة عشر الفرعية ضمن التجربة التاسعة قد تباينت في الظهور كونها الفضلى من بين طرائق التقدير الباقية ونلاحظ انه للتجربة الفرعية الاولى

عند $(n = 20), (\beta = 1)$ ان افضل طريقة هي الطريقة (MOM) وانها اعطت متوسط مربعات خطأ هو الاقل وقد بلغ $(8.69E-08)$ وهكذا بالنسبة الى التجارب الخمسة عشر الفرعية الاخرى ولا سيما بتقدير المعلمة الثانية

والشكل الأتي يوضح القيم الاقل لمتوسط مربعات الخطا الخاصه بريقة التقدير الفضلى لكل تجربة فرعية من ضمن التجربة التاسعه

شكل (9-3) يوضح متوسط مربعات الخطا العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة

التاسعة



وقد اظهر الجدول (18-3) والشكل (9-3) ان الطريقة الاكثر تكرارا في كونها الفضلى ضمن هذه التجارب الفرعية هي الطريقة (MOM) والتي بلغت (7) مرات هي الفضلى ضمن (15) تجربة فرعية

التجربة العاشرة (tenth Experiment)

في هذه التجربة يتم تقدير المعلمة الثانية لكل من (معلمة التضخم) تساوي (0.2) والمعلمة (β) تساوي (1,2,3) وحجم عينة (n) تساوي (20,40,60,80,100)

وكانت نتائج التقدير للطرائق العشرة حسب الجدول الآتي

جدول (3-19) يوضح مقدر المعلمة الثانية وحسب المعطيات الخاصة بالتجربة العاشرة

β	n	<i>MLE</i>	<i>MOM</i>	<i>PMLE</i>	<i>PMOM</i>	<i>S1</i>	<i>S2</i>	<i>S3</i>	<i>S4</i>	<i>S5</i>	<i>S6</i>
1	20	0.958713	1.00152	0.992803	0.888672	0.888388	0.975208	0.978177	0.906287	0.906287	0.969633
1	40	1.072357	0.999863	1.000253	1.062527	1.062881	1.034191	1.062893	1.066631	1.066631	1.014112
1	60	0.993952	0.999987	0.999969	0.992846	0.992945	0.997922	0.99661	0.993334	0.993334	0.996204
1	80	0.838322	1.000003	1.000001	0.838142	0.838063	0.884618	0.968583	0.838277	0.838277	0.844316
1	100	1.020547	1.00076	1.00043	1.020468	1.020421	1.009541	1.009238	1.020528	1.020528	1.002385
2	20	2.057542	1.99798	1.99806	2.019166	2.020808	2.028426	2.03013	2.046825	2.046825	2.017559
2	40	1.952491	2.000052	1.999015	1.944258	1.944978	1.98624	1.966312	1.950276	1.950276	1.964776
2	60	2.113697	1.999998	1.999945	2.108945	2.108933	2.097275	2.113062	2.111691	2.111691	2.020388
2	80	2.084609	1.999998	1.999994	2.08365	2.083585	2.06172	2.079233	2.083698	2.083698	2.066965
2	100	1.993541	2.00032	2.00067	1.993456	1.993389	1.995267	1.996026	1.993538	1.993538	1.995734
3	20	2.670112	3.000806	3.000835	2.613636	2.613327	2.711248	2.696265	2.63149	2.63149	2.982596
3	40	2.714357	2.999569	3.000675	2.712591	2.712197	2.738788	2.838647	2.713671	2.713671	2.871927
3	60	2.639259	2.999968	3.000002	2.632488	2.6325	2.946904	2.863097	2.633512	2.633512	2.994199
3	80	3.156101	3.000001	2.999998	3.155407	3.155458	3.137183	3.145519	3.155942	3.155942	3.070696
3	100	2.942318	3.000001	3.00065	2.942233	2.942207	2.985558	2.967223	2.94224	2.94224	2.964102

من ملاحظة الجدول (3-19) يتبين لنا ان المقدرات للمعلمة الثانية ولكل تجربة من التجارب الخمسة عشر الفرعية ضمن التجربة العاشرة ولطرق التقدير العشرة ان هذه المقدرات قد تباينت في القرب والابتعاد عن القيمة الحقيقية وهي (0.2) بحسب المعطيات الخاصة بتجربة المحاكاة وهي (حجم العينة، قيمة المعلمة (β)) ولغرض تحديد الطريقة الفضلى والتي تعطي اقرب مقدر للقيمة الحقيقية تم الاعتماد على متوسط مربعات الخطا وحسب الجدول الآتي

جدول (3-20) يوضح متوسط مربعات الخطأ العائد لكل مقدر ثاني وحسب معطيات التجربة العاشرة

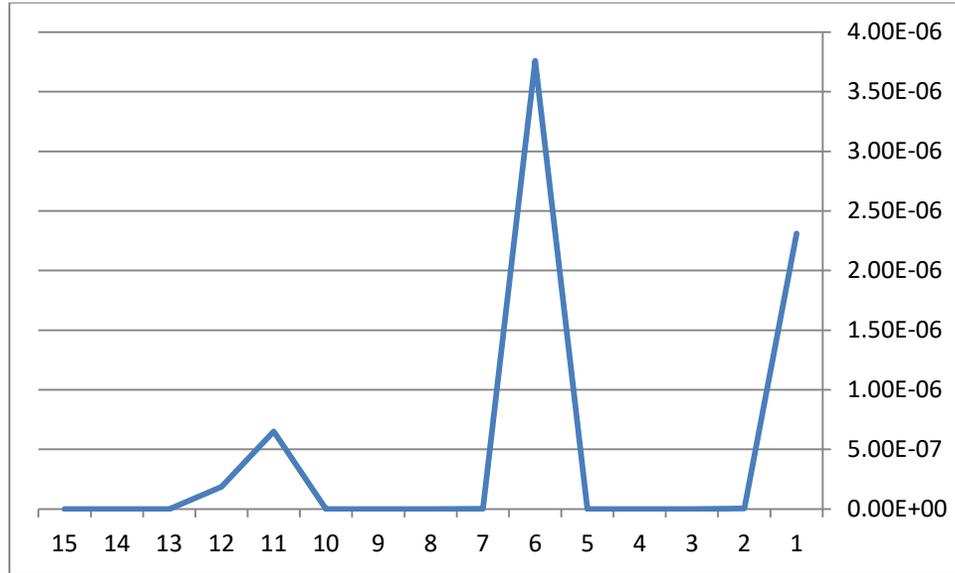
β	n	MLE	MOM	$PMLE$	$PMOM$	$S1$	$S2$	$S3$	$S4$	$S5$	$S6$	$Best$
1	20	1.70E-03	2.31E-06	5.18E-05	1.24E-02	1.25E-02	6.15E-04	4.76E-04	8.78E-03	7.17E-06	9.22E-04	2
1	40	5.24E-03	1.87E-08	6.39E-08	3.91E-03	3.95E-03	1.17E-03	3.96E-03	4.44E-03	3.12E-09	1.99E-04	9
1	60	3.66E-05	1.79E-10	9.45E-10	5.12E-05	4.98E-05	4.32E-06	1.15E-05	4.44E-05	2.88E-10	1.44E-05	2
1	80	0.02613	8.49E-12	3.82E-13	2.62E-02	0.02622	0.01331	9.87E-04	2.62E-02	1.98E-12	0.02423	3
1	100	4.22E-04	1.63E-15	1.52E-13	4.19E-04	4.17E-04	9.10E-05	8.53E-05	4.21E-04	9.94E-15	5.69E-06	2
2	20	3.31E-03	4.08E-06	3.76E-06	3.67E-04	4.33E-04	8.08E-04	9.08E-04	2.19E-03	3.82E-06	3.08E-04	3
2	40	2.26E-03	2.66E-09	9.71E-07	3.11E-03	3.03E-03	1.89E-04	1.13E-03	2.47E-03	1.54E-09	1.24E-03	9
2	60	1.29E-02	4.37E-12	2.99E-09	1.19E-02	1.19E-02	9.46E-03	1.28E-02	1.25E-02	1.25E-10	4.16E-04	2
2	80	7.16E-03	5.22E-12	3.05E-11	7.00E-03	6.99E-03	3.81E-03	6.28E-03	7.01E-03	5.60E-12	4.48E-03	2
2	100	4.17E-05	7.55E-14	5.20E-14	4.28E-05	4.37E-05	2.24E-05	1.58E-05	4.18E-05	7.32E-14	1.82E-05	3
3	20	0.10882	6.49E-07	6.98E-07	0.14927	0.14951	8.34E-02	9.23E-02	0.13579	6.55E-07	3.03E-04	2
3	40	0.08159	1.86E-07	4.55E-07	8.26E-02	8.28E-02	6.82E-02	2.60E-02	8.20E-02	4.46E-07	1.64E-02	2
3	60	0.13013	1.01E-09	4.76E-12	0.13506	0.13505	2.82E-03	0.01874	0.134313	1.62E-12	3.37E-05	9
3	80	2.44E-02	1.85E-12	5.25E-12	2.42E-02	2.42E-02	1.88E-02	0.02117	2.43E-02	1.87E-12	5.00E-03	2
3	100	3.33E-03	3.10E-13	2.03E-13	3.34E-03	3.34E-03	2.09E-04	1.07E-03	3.34E-03	1.46E-13	1.29E-03	9

من الجدول السابق يتبين لنا ان الطريقة الفضلى لكل تجربة من التجارب الخمسة عشر الفرعية ضمن التجربة العاشرة قد تباينت في الظهور كونها الفضلى من بين طرائق التقدير الباقية ونلاحظ انه للتجربة الفرعية الاولى

عند $(n = 20), (\beta = 1)$ ان افضل طريقة هي الطريقة (MOM) وانها اعطت متوسط مربعات خطأ هو الاقل وقد بلغ $(2.31E-06)$ وهكذا بالنسبة الى التجارب الخمسة عشر الفرعية الاخرى ولا سيما بتقدير معلمة التضخم والمساويه الى (0.2)

والشكل الآتي يوضح القيم الأقل لمتوسط مربعات الخطا الخاصه بطريقة التقدير الفضلى لكل تجربة فرعية من ضمن التجربة العاشره

شكل (10-3) يوضح متوسط مربعات الخطا العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة العاشره



وقد اظهر الجدول (20-3) والشكل (10-3) ان الطريقة الاكثر تكرارا في كونها الفضلى ضمن هذه التجارب الفرعية هي الطريقة (MOM) والتي بلغت (8) مرات هي الفضلى ضمن (15) تجربة فرعية

التجربة الحادية عشر (eleventh Experiment)

في هذه التجربة يتم تقدير المعلمة الثانية لكل من (معلمة التضخم) تساوي (0.3) والمعلمة (β) تساوي (1,2,3) وحجم عينة (n) تساوي (20,40,60,80,100)

وكانت نتائج التقدير للطرائق العشرة حسب الجدول الآتي

جدول (3-21) يوضح مقدر معلمة التضخم وحسب المعطيات الخاصة بالتجربة الحادية عشر

β	n	MLE	MOM	PMLE	PMOM	S1	S2	S3	S4	S5	S6
1	20	1.189073	0.993021	1.001881	1.114439	1.108963	1.056767	1.066261	1.170896	1.170896	0.997145
1	40	0.982784	0.999986	0.999905	0.980976	0.980824	0.99108	0.989988	0.982538	0.982538	0.986757
1	60	0.799207	1.00001	0.999959	0.796114	0.7962	0.87991	0.991101	0.796655	0.796655	0.979045
1	80	1.128202	1.000009	1.00074	1.127325	1.12736	1.126534	1.054476	1.127423	1.127423	1.072381
1	100	1.036805	1.00023	1.000231	1.036743	1.036816	1.025897	1.007718	1.036769	1.036769	1.012459
2	20	1.716246	1.992987	1.997376	1.697739	1.70195	1.84505	1.933038	1.714033	1.714033	1.792496
2	40	1.740454	1.999543	2.00009	1.733532	1.733607	1.948469	1.795329	1.738713	1.738713	1.781364
2	60	2.150876	1.999997	1.999923	2.141627	2.141642	2.01697	2.126937	2.150138	2.150138	2.114737
2	80	2.255605	2.000006	2.000007	2.254936	2.254935	2.185054	2.00863	2.255006	2.255006	2.000606
2	100	2.076595	2.000001	2.000043	2.07656	2.076553	2.049222	2.038896	2.076582	2.076582	2.019493
3	20	3.671296	3.001709	2.995705	3.575302	3.575214	3.293406	3.441557	3.644556	3.644556	3.335357
3	40	3.0435	3.000448	3.000104	3.035272	3.035285	3.021927	3.01851	3.040608	3.040608	3.026222
3	60	3.123057	3.000008	3.000006	3.11363	3.113642	3.091476	3.087533	3.121242	3.121242	3.039797
3	80	3.016185	3.000001	3.000001	3.015344	3.015335	3.014588	3.004108	3.015509	3.015509	3.014502
3	100	2.537019	3.000234	3.000451	2.536978	2.536997	2.671241	2.974774	2.537001	2.537001	2.664193

من ملاحظة الجدول (3-21) يتبين لنا ان المقدرات لمعلمة التضخم الصفري ولكل تجربة من التجارب الخمسة عشر الفرعية ضمن التجربة الحادية عشر ولطرق التقدير العشرة ان هذه المقدرات قد تباينت في القرب والابتعاد عن القيمة الحقيقية بحسب المعطيات الخاصة بتجربة المحاكاة وهي (حجم العينة، قيمة المعلمة (β)) ولغرض تحديد الطريقة الفضلى والتي تعطي اقرب مقدر للقيمة الحقيقية تم الاعتماد على متوسط مربعات الخطا وحسب الجدول الآتي

جدول (22-3) يوضح متوسط مربعات الخطأ العائد لكل مقدر معلمة التضخم وحسب معطيات الحادية عشر

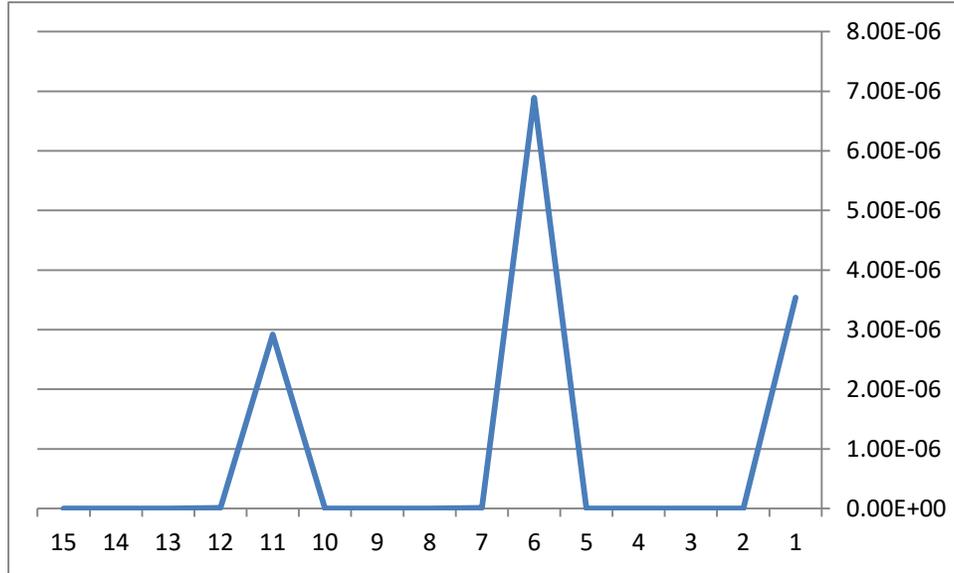
β	n	MLE	MOM	$PMLE$	$PMOM$	$S1$	$S2$	$S3$	$S4$	$S5$	$S6$	$Best$
1	20	3.57E-02	4.87E-05	3.54E-06	0.01309	1.19E-02	3.22E-03	4.39E-03	2.92E-02	2.57E-05	8.15E-06	3
1	40	2.96E-04	2.08E-10	9.02E-09	3.62E-04	3.68E-04	7.96E-05	1.00E-04	3.05E-04	5.29E-09	1.75E-04	2
1	60	0.04031	9.98E-11	1.71E-09	4.16E-02	4.15E-02	1.44E-02	7.92E-05	4.13E-02	6.36E-10	4.39E-04	2
1	80	1.64E-02	8.83E-11	2.41E-14	1.62E-02	1.62E-02	1.60E-02	2.97E-03	1.62E-02	8.32E-12	5.24E-03	3
1	100	1.35E-03	1.35E-13	3.03E-15	1.35E-03	1.36E-03	6.71E-04	5.96E-05	1.35E-03	5.67E-15	1.55E-04	3
2	20	8.05E-02	4.92E-05	6.89E-06	9.14E-02	8.88E-02	2.40E-02	4.48E-03	8.18E-02	4.47E-05	0.04305	3
2	40	6.74E-02	2.09E-07	8.16E-09	7.10E-02	7.10E-02	2.66E-03	4.19E-02	6.83E-02	1.66E-08	4.78E-02	3
2	60	2.28E-02	7.51E-12	5.93E-09	2.01E-02	2.01E-02	2.88E-04	1.61E-02	2.25E-02	2.11E-09	1.32E-02	2
2	80	6.53E-02	4.06E-11	5.18E-11	6.50E-02	6.50E-02	3.42E-02	7.45E-05	6.50E-02	4.99E-11	3.67E-07	2
2	100	5.87E-03	3.45E-13	1.94E-16	5.86E-03	5.86E-03	2.42E-03	1.51E-03	5.86E-03	1.55E-14	3.80E-04	3
3	20	0.45063	2.92E-06	1.84E-05	0.33097	0.33087	8.61E-02	0.19497	0.415452111	1.81E-05	0.11246	2
3	40	1.89E-03	2.01E-07	1.08E-08	1.24E-03	1.25E-03	4.81E-04	3.43E-04	1.65E-03	1.93E-07	6.88E-04	3
3	60	1.51E-02	5.74E-11	3.28E-11	1.29E-02	1.29E-02	8.37E-03	7.66E-03	1.47E-02	4.47E-11	1.58E-03	3
3	80	2.62E-04	1.58E-12	7.56E-13	2.35E-04	2.35E-04	2.13E-04	1.69E-05	2.41E-04	1.24E-12	2.10E-04	3
3	100	0.21435	7.63E-15	1.24E-13	0.21438	0.21437	0.10808	6.36E-04	0.214368442	1.14E-13	0.11276	2

من الجدول السابق يتبين لنا ان الطريقة الفضلى لكل تجربة من التجارب الخمسة عشر الفرعية ضمن التجربة الحادية عشر قد تباينت في الظهور كونها الفضلى من بين طرائق التقدير الباقية ونلاحظ انه للتجربة الفرعية الاولى

عند $(n = 20), (\beta = 1)$ ان افضل طريقة هي الطريقة $(PMLE)$ وانها اعطت متوسط مربعات خطأ هو الاقل وقد بلغ $(3.54E-06)$ وهكذا بالنسبة الى التجارب الخمسة عشر الفرعية الاخرى ولا سيما بتقدير المعلمة الثانية

والشكل الأتي يوضح القيم الاقل لمتوسط مربعات الخطا الخاصه بطريقة التقدير الفضلى لكل تجربة فرعية من ضمن التجربة الحادية عشر

شكل (11-3) يوضح متوسط مربعات الخطا العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة الحادية عشر



وقد اظهر الجدول (22-3) والشكل (11-3) ان الطريقة الاكثر تكرارا في كونها الفضلى ضمن هذه التجارب الفرعية هي الطريقة (PMLE) والتي بلغت (9) مرات هي الفضلى ضمن (15) تجربة فرعية

التجربة الثانية عشر (twelfth Experiment)

في هذه التجربة يتم تقدير المعلمة الثانية لكل من (معلمة التضخم) تساوي (0.4) والمعلمة (β) تساوي (1,2,3) وحجم عينة (n) تساوي (20,40,60,80,100)

وكانت نتائج التقدير للطرائق العشرة حسب الجدول الآتي

جدول (3-23) يوضح مقدر معلمة التضخم وحسب المعطيات الخاصة بالتجربة الثانية عشر

β	n	MLE	MOM	PMLE	PMOM	S1	S2	S3	S4	S5	S6
1	20	1.150986	1.000421	0.99953	1.119529	1.110699	1.089912	1.02261	1.14293	1.14293	1.077206
1	40	1.053769	0.999676	0.999973	1.052626	1.052253	1.03932	1.011461	1.053508	1.053508	1.049587
1	60	0.87632	1.000004	1.000072	0.867905	0.867869	0.98394	0.904368	0.868818	0.868818	0.988941
1	80	0.838613	1.000005	1.00078	0.837635	0.837572	0.840592	0.918817	0.838113	0.838113	0.935578
1	100	1.069313	0.999999	1.00032	1.069266	1.069274	1.024662	1.031326	1.069274	1.069274	1.057657
2	20	2.170828	1.998274	1.995768	2.148743	2.148118	2.048622	2.020215	2.150176	2.150176	2.056014
2	40	2.596073	2.000162	2.000559	2.594788	2.59536	2.229513	2.353023	2.595694	2.595694	2.08647
2	60	1.849854	1.999979	1.999996	1.84131	1.84133	1.959639	1.973477	1.842911	1.842911	1.881199
2	80	1.770534	2.000005	1.999995	1.770013	1.76993	1.814734	1.994579	1.770485	1.770485	1.816273
2	100	1.977107	2.00089	2.00034	1.977092	1.977102	1.979327	1.988467	1.977106	1.977106	1.989552
3	20	3.407127	3.003358	3.003745	3.311874	3.31442	3.242895	3.178423	3.398906	3.398906	3.292366
3	40	2.573455	3.000185	3.000236	2.571456	2.57086	2.634801	2.612016	2.572954	2.572954	2.795479
3	60	2.996279	2.999987	2.999972	2.988047	2.987981	2.998637	2.997735	2.989253	2.989253	2.98954
3	80	3.625303	3.000005	3.000678	3.62516	3.62518	3.321204	3.40803	3.625193	3.625193	3.330744
3	100	2.862228	3.000345	3.000432	2.862132	2.862173	2.948987	2.947516	2.862166	2.862166	2.984981

من ملاحظة الجدول (3-23) يتبين لنا ان المقدرات للمعلمة الثانية ولكل تجربة من التجارب الخمسة عشر الفرعية ضمن التجربة الثانية عشر ولطرق التقدير العشرة ان هذه المقدرات قد تباينت في القرب والابتعاد عن القيمة الحقيقية بحسب المعطيات الخاصة بتجربة المحاكاة وهي (حجم العينة، قيمة المعلمة (β) ولغرض تحديد الطريقة الفضلى والتي تعطي اقرب مقدر للقيمة الحقيقية تم الاعتماد على متوسط مربعات الخطا وحسب الجدول الآتي

جدول (24-3) يوضح متوسط مربعات الخطأ العائد لكل مقدر معلمة التضخم وحسب معطيات التجربة الثانية عشر

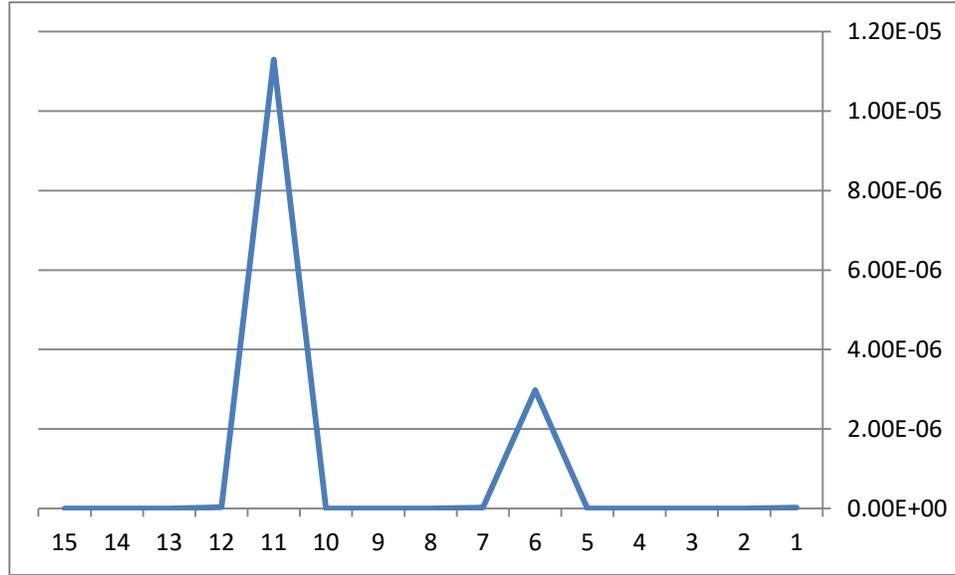
β	n	<i>MLE</i>	<i>MOM</i>	<i>PMLE</i>	<i>PMOM</i>	<i>S1</i>	<i>S2</i>	<i>S3</i>	<i>S4</i>	<i>S5</i>	<i>S6</i>	<i>Best</i>
1	20	2.28E-02	1.78E-07	2.21E-07	1.43E-02	1.23E-02	8.08E-03	5.11E-04	0.02042	2.48E-08	5.96E-03	9
1	40	2.89E-03	1.05E-07	7.35E-10	2.77E-03	2.73E-03	1.55E-03	1.31E-04	2.86E-03	1.82E-08	2.46E-03	3
1	60	1.53E-02	1.29E-11	5.17E-09	0.01744	0.01745	2.58E-04	9.15E-03	1.72E-02	2.16E-10	1.22E-04	2
1	80	2.60E-02	2.21E-11	1.46E-13	2.64E-02	2.64E-02	2.54E-02	6.59E-03	2.62E-02	1.47E-11	4.15E-03	3
1	100	4.80E-03	5.34E-13	1.30E-13	4.80E-03	4.80E-03	6.08E-04	9.81E-04	4.80E-03	1.38E-13	3.32E-03	3
2	20	2.92E-02	2.98E-06	1.79E-05	2.21E-02	2.19E-02	2.36E-03	4.09E-04	2.26E-02	1.23E-05	3.14E-03	2
2	40	0.35530	2.62E-08	3.12E-07	0.35377	0.35445	5.27E-02	0.12462	0.35485	9.52E-08	7.48E-03	2
2	60	2.25E-02	4.32E-10	1.41E-11	2.52E-02	2.52E-02	1.63E-03	7.03E-04	2.47E-02	4.09E-11	1.41E-02	3
2	80	5.27E-02	2.23E-11	2.69E-11	5.29E-02	5.29E-02	3.43E-02	2.94E-05	5.27E-02	6.89E-12	3.38E-02	9
2	100	5.24E-04	1.94E-13	1.47E-14	5.25E-04	5.24E-04	4.27E-04	1.33E-04	5.24E-04	4.87E-14	1.09E-04	3
3	20	0.16575	1.13E-05	1.40E-05	9.73E-02	0.09886	5.90E-02	3.18E-02	0.15912	1.27E-05	8.55E-02	2
3	40	0.18194	3.42E-08	5.56E-08	0.18365	0.18416	0.13337	0.15053	0.18236	5.02E-08	4.18E-02	2
3	60	1.38E-05	1.75E-10	7.81E-10	1.43E-04	1.44E-04	1.86E-06	5.13E-06	1.16E-04	4.09E-10	1.09E-04	2
3	80	0.39100	2.28E-11	8.28E-15	0.39082	0.39085	0.10317	0.16648	0.39086	1.27E-11	0.10939	3
3	100	1.90E-02	1.19E-14	8.33E-14	1.90E-02	1.90E-02	2.60E-03	2.75E-03	1.90E-02	4.36E-14	2.26E-04	2

من الجدول السابق يتبين لنا ان الطريقة الفضلى لكل تجربة من التجارب الخمسة عشر الفرعية ضمن التجربة الثانية عشر قد تباينت في الظهور كونها الفضلى من بين طرائق التقدير الباقية ونلاحظ انه للتجربة الفرعية الاولى

عند $(n = 20), (\beta = 1)$ ان افضل طريقة هي الطريقة (S5) وانها اعطت متوسط مربعات خطأ هو الاقل وقد بلغ $(2.48E-08)$ وهكذا بالنسبة الى التجارب الخمسة عشر الفرعية الاخرى ولا سيما بتقدير المعلمة

والشكل الأتي يوضح القيم الاقل لمتوسط مربعات الخطا الخاصه بطريقة التقدير الفضلى لكل تجربة فرعية من ضمن التجربة الثانية عشر

شكل (12-3) يوضح متوسط مربعات الخطا العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة الثانية عشر



وقد اظهر الجدول (24-3) والشكل (12-3) ان الطريقة الاكثر تكرارا في كونها الفضلى ضمن هذه التجارب الفرعية هي الطريقة (MOM) والتي بلغت (7) مرات هي الفضلى ضمن (15) تجربة فرعية

التجربة الثالثة عشر (thirteenth Experiment)

في هذه التجربة يتم تقدير المعلمة الثانية وحسب (معلمة التضخم) تساوي (0.5) والمعلمة (β) تساوي (1,2,3) وحجم عينة (n) تساوي (20,40,60,80,100)

وكانت نتائج التقدير للطرائق العشره حسب الجدول الآتي

جدول (3-25) يوضح مقدر معلمة التضخم وحسب المعطيات الخاصه بالتجربه الثالثة عشر

β	n	MLE	MOM	PMLE	PMOM	S1	S2	S3	S4	S5	S6
1	20	1.415359	1.002738	0.995222	1.339344	1.335301	1.05719	1.338962	1.341256	1.341256	1.317858
1	40	1.122048	1.000721	0.999795	1.117425	1.117525	1.00361	1.016159	1.121216	1.121216	1.10103
1	60	0.931984	0.999917	0.999931	0.924938	0.924891	0.963251	0.977047	0.931601	0.931601	0.934671
1	80	0.984706	0.999997	0.999998	0.983956	0.983906	0.985171	0.992848	0.984687	0.984687	0.985117
1	100	0.996526	1.00043	1.00043	0.996492	0.996518	0.998847	0.997892	0.996501	0.996501	0.997595
2	20	2.389064	1.999384	2.000914	2.355018	2.354375	2.293265	2.321093	2.38492	2.38492	2.284342
2	40	1.394004	1.999367	2.000573	1.385933	1.386127	1.917825	1.730979	1.390091	1.390091	1.636439
2	60	1.851214	1.999946	1.999993	1.845545	1.845554	1.854766	1.925678	1.849308	1.849308	1.914423
2	80	2.114361	1.999999	2.00032	2.113819	2.113796	2.084402	2.051421	2.113989	2.113989	2.109595
2	100	2.09136	2.00043	2.00089	2.091352	2.091315	2.081093	2.045357	2.091355	2.091355	2.056363
3	20	3.134215	3.000696	2.998496	3.076812	3.076702	3.082022	3.073364	3.133617	3.133617	3.00962
3	40	3.393381	2.999563	2.999544	3.391775	3.392126	3.225222	3.364035	3.393169	3.393169	3.106799
3	60	3.489044	3.000044	3.000007	3.485676	3.485646	3.159864	3.210808	3.487654	3.487654	3.003386
3	80	3.115519	2.999999	2.999994	3.114792	3.114772	3.085058	3.02306	3.115187	3.115187	3.051874
3	100	3.297854	3.00023	3.000745	3.297782	3.297734	3.164475	3.292506	3.297851	3.297851	3.255419

من ملاحظة الجدول (3-25) يتبين لنا ان المقدرات لمعلمة التضخم الصفري ولكل تجربة من التجارب الخمسة عشر الفرعية ضمن التجربة الاولى ولطرق التقدير العشره ان هذه المقدرات قد تباينت في القرب والابتعاد عن القيمة الحقيقية بحسب المعطيات الخاصه بتجربة المحاكاة وهي (حجم العينة، قيمة المعلمة (β) (ولغرض تحديد الطريقة الفضلى والتي تعطي اقرب مقدر للقيمة الحقيقية تم الاعتماد على متوسط مربعات الخطا وحسب الجدول الآتي

جدول (3-26) يوضح متوسط مربعات الخطأ العائد لكل مقدر معلمة التضخم وحسب معطيات التجربة الثالثة عشر

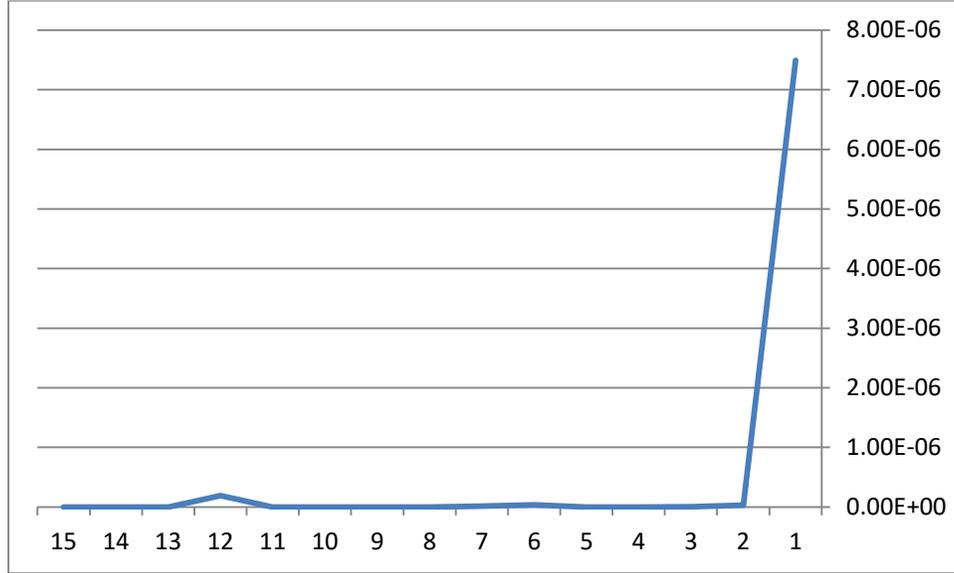
β	n	<i>MLE</i>	<i>MOM</i>	<i>PMLE</i>	<i>PMOM</i>	<i>S1</i>	<i>S2</i>	<i>S3</i>	<i>S4</i>	<i>S5</i>	<i>S6</i>	<i>Best</i>
1	20	0.17252288	7.49E-06	2.28E-05	0.11515	0.11242	3.27E-03	0.11489	0.11645	1.40E-05	0.10103	2
1	40	1.49E-02	5.20E-07	4.19E-08	1.38E-02	0.01381	1.30E-05	2.61E-04	1.47E-02	3.22E-08	1.02E-02	9
1	60	4.63E-03	6.83E-09	4.77E-09	5.63E-03	5.64E-03	1.35E-03	5.27E-04	4.68E-03	5.00E-09	4.27E-03	3
1	80	2.34E-04	9.26E-12	5.02E-12	2.57E-04	2.59E-04	2.20E-04	5.12E-05	2.35E-04	5.72E-12	2.22E-04	3
1	100	1.21E-05	6.81E-14	8.96E-14	1.23E-05	1.21E-05	1.33E-06	4.45E-06	1.22E-05	7.67E-14	5.78E-06	2
2	20	0.15137	3.80E-07	8.35E-07	30.1260	0.12558	8.60E-02	0.10310	0.14816	3.42E-08	8.09E-02	9
2	40	0.36723	4.01E-07	3.28E-07	0.37707	0.37684	6.75E-03	7.24E-02	0.37198	1.27E-08	0.13217	9
2	60	2.21E-02	2.95E-09	4.50E-11	2.39E-02	2.39E-02	2.11E-02	5.52E-03	2.27E-02	2.48E-09	7.32E-03	3
2	80	1.31E-02	2.16E-12	6.30E-14	1.30E-02	1.29E-02	7.12E-03	2.64E-03	1.30E-02	2.81E-13	1.20E-02	3
2	100	8.35E-03	6.36E-16	8.65E-14	8.35E-03	8.34E-03	6.58E-03	2.06E-03	8.35E-03	2.61E-14	3.18E-03	2
3	20	1.80E-02	4.84E-07	2.26E-06	5.90E-03	5.88E-03	6.73E-03	5.38E-03	1.79E-02	2.98E-10	9.25E-05	9
3	40	0.15474	1.91E-07	2.08E-07	0.15348	0.15376	5.07E-02	0.13252	0.15458	2.02E-07	1.14E-02	2
3	60	0.23916	1.94E-09	5.27E-11	0.23588	0.23585	2.56E-02	4.44E-02	0.23780	4.57E-10	1.15E-05	3
3	80	1.33E-02	5.87E-13	3.23E-11	1.32E-02	0.01317	7.23E-03	5.32E-04	1.33E-02	3.48E-12	2.69E-03	2
3	100	0.08871	1.74E-14	1.20E-14	0.08867	8.86E-02	2.71E-02	8.56E-02	8.87E-02	1.18E-16	0.06523	9

من الجدول السابق يتبين لنا ان الطريقة الفضلى لكل تجربة من التجارب الخمسة عشر الفرعية ضمن التجربة الثالثة عشر قد تباينت في الظهور كونها الفضلى من بين طرائق التقدير الباقية ونلاحظ انه للتجربة الفرعية الاولى

عند $(n = 20), (\beta = 1)$ ان افضل طريقة هي الطريقة (*MOM*) وانها اعطت متوسط مربعات خطأ هو الاقل وقد بلغ $(7.49E-06)$ وهكذا بالنسبة الى التجارب الخمسة عشر الفرعية الاخرى ولا سيما بتقدير معلمة التضخم والمساويه الى (0.5)

والشكل الآتي يوضح القيم الأقل لمتوسط مربعات الخطا الخاصه بطريقة التقدير الفضلى لكل تجربة فرعية من ضمن التجربة الثالثة عشر

شكل (3-13) يوضح متوسط مربعات الخطا العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة الثالثة عشر



وقد اظهر الجدول (3-26) والشكل (3-13) ان الطريقة الاكثر تكرارا في كونها الفضلى ضمن هذه التجارب الفرعية هي ثلاث طرق ($MOM, PMLE, S5$) والتي بلغت (5) مرات هي الفضلى ضمن (15) تجربة فرعية

التجربة الرابعة عشر (fourteenth Experiment)

في هذه التجربة يتم تقدير المعلمة الثانية (معلمة التضخم) تساوي (0.6) والمعلمة (β) تساوي (1,2,3) وحجم عينة (n) تساوي (20,40,60,80,100)

وكانت نتائج التقدير للطرائق العشرة حسب الجدول الآتي

جدول (3-27) يوضح مقدر معلمة التضخم وحسب المعطيات الخاصة بالتجربة الرابعة عشر

β	n	<i>MLE</i>	<i>MOM</i>	<i>PMLE</i>	<i>PMOM</i>	<i>S1</i>	<i>S2</i>	<i>S3</i>	<i>S4</i>	<i>S5</i>	<i>S6</i>
1	20	1.82416	0.765215	1.003767	1.003866	0.721325	0.72765	0.784839	0.788362	0.730663	0.730663
1	40	0.975338	1.035941	0.999263	0.999994	1.028446	1.028256	1.018449	1.001374	1.028623	1.028623
1	60	0.859988	0.860868	0.999978	1.000052	0.851124	0.851089	0.908542	0.94276	0.852572	0.852572
1	80	0.595547	0.962813	0.999996	0.999996	0.962438	0.962376	0.993513	0.994704	0.962528	0.962528
1	100	0.596773	1.057055	1.000321	1.000345	1.057009	1.056968	1.024808	1.033719	1.057027	1.057027
2	20	0.697937	2.775117	2.003819	1.999678	2.703369	2.704755	2.678334	2.586704	2.711226	2.711226
2	40	0.567468	1.837337	2.00035	2.000534	1.836377	1.83636	1.851621	1.979547	1.836387	1.836387
2	60	0.703184	2.394097	2.000033	1.99999	2.391799	2.391797	2.179222	2.031863	2.392264	2.392264
2	80	0.583301	1.714265	2.000879	2.000005	1.713362	1.71333	1.783442	1.885318	1.714027	1.714027
2	100	0.592883	2.004375	2.000567	2.000001	2.004366	2.004365	2.003471	2.003483	2.004369	2.004369
3	20	0.586294	3.664306	2.991566	2.993723	3.64186	3.643256	3.183392	3.398078	3.644515	3.644515
3	40	0.598386	3.07282	3.000058	2.999997	3.064831	3.064108	3.04614	3.056229	3.067672	3.067672
3	60	0.649216	2.719547	3.000087	2.999944	2.718174	2.718186	2.768745	2.936033	2.718843	2.718843
3	80	0.630557	2.359948	2.999999	2.999997	2.359009	2.359041	2.672862	2.731801	2.359413	2.359413
3	100	0.617549	2.644267	3.000456	3.000321	2.644217	2.644165	2.662214	2.880236	2.644252	2.644252

من ملاحظة الجدول (3-27) يتبين لنا ان المقدرات لمعلمة التضخم الصفري ولكل تجربة من التجارب الخمسة عشر الفرعية ضمن التجربة الرابعة عشر ولطرق التقدير العشرة ان هذه المقدرات قد تباينت في القرب والابتعاد عن القيمة الحقيقية بحسب المعطيات الخاصة بتجربة المحاكاة وهي (حجم العينة، قيمة المعلمة (β)) ولغرض تحديد الطريقة الفضلى والتي تعطي اقرب مقدر للقيمة الحقيقية تم الاعتماد على متوسط مربعات الخطا وحسب الجدول الآتي

جدول (28-3) يوضح متوسط مربعات الخطأ العائد لكل مقدر معلمة التضخم وحسب معطيات التجربة الرابعة عشر

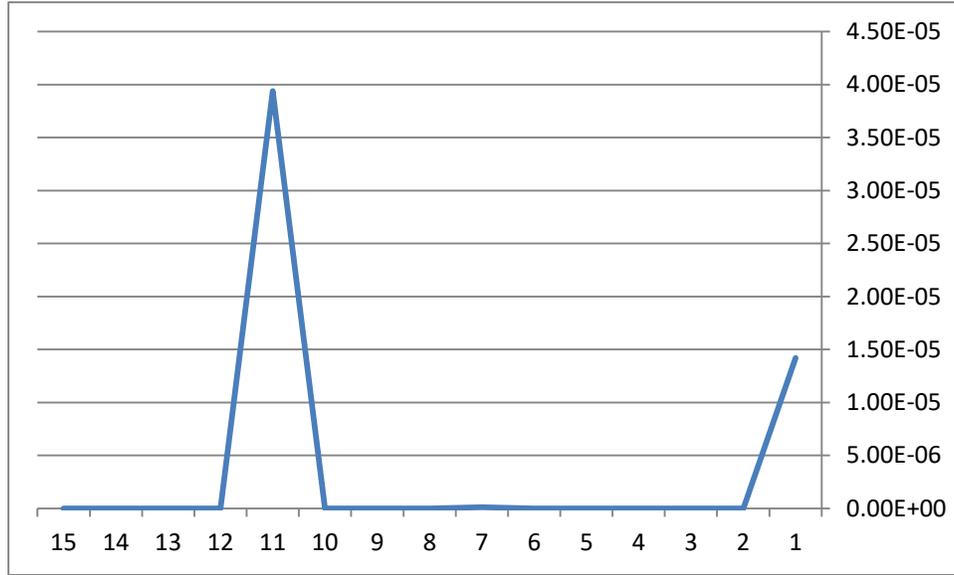
β	n	<i>MLE</i>	<i>MOM</i>	<i>PMLE</i>	<i>PMOM</i>	<i>S1</i>	<i>S2</i>	<i>S3</i>	<i>S4</i>	<i>S5</i>	<i>S6</i>	<i>Best</i>
1	20	5.51E-02	1.42E-05	1.49E-05	7.77E-02	7.42E-02	4.63E-02	4.48E-02	7.25E-02	1.47E-05	3.37E-02	2
1	40	1.29E-03	5.43E-07	3.57E-11	8.09E-04	7.98E-04	3.40E-04	1.89E-06	8.19E-04	6.24E-08	5.95E-04	3
1	60	0.01935	4.91E-10	2.66E-09	2.22E-02	2.22E-02	8.36E-03	3.28E-03	2.17E-02	4.08E-12	1.79E-02	9
1	80	1.38E-03	1.33E-11	1.78E-11	1.41E-03	1.42E-03	4.21E-05	2.80E-05	1.40E-03	1.46E-11	4.82E-05	2
1	100	3.26E-03	1.78E-14	9.16E-14	3.25E-03	3.25E-03	6.15E-04	1.14E-03	3.25E-03	1.74E-14	2.95E-05	9
2	20	0.60080	1.46E-05	1.04E-07	0.49472	0.49667	0.46013	0.34422	0.50584	1.14E-08	0.13002	9
2	40	2.65E-02	1.22E-07	2.85E-07	2.68E-02	2.68E-02	2.20E-02	4.18E-04	2.68E-02	2.18E-07	1.29E-02	2
2	60	0.15531	1.11E-09	1.04E-10	0.15350	0.15350	3.21E-02	1.02E-03	0.15387136	2.16E-10	1.13E-02	3
2	80	8.16E-02	2.18E-13	2.17E-11	8.22E-02	8.22E-02	4.69E-02	1.32E-02	8.18E-02	5.18E-12	0.01706	2
2	100	1.91E-05	3.81E-14	5.74E-13	1.91E-05	1.91E-05	1.21E-05	1.21E-05	1.91E-05	2.36E-13	1.44E-06	2
3	20	0.44130	7.11E-05	3.94E-05	0.41198	0.41377	3.36E-02	0.15846	0.41540	4.23E-05	0.13919	3
3	40	5.30E-03	3.32E-09	8.97E-12	4.20E-03	4.11E-03	2.13E-03	3.16E-03	4.58E-03	2.48E-09	7.06E-04	3
3	60	7.87E-02	7.64E-09	3.15E-09	7.94E-02	7.94E-02	0.05347	4.09E-03	0.07904	4.63E-10	3.67E-05	9
3	80	0.40966	9.80E-13	7.64E-12	0.41086	0.41082	0.10701	7.19E-02	0.41035	4.24E-12	0.10528	2
3	100	0.12654	1.04E-13	4.77E-14	0.12658	0.12661	0.11409	1.43E-02	0.12655	1.10E-14	4.65E-02	9

من الجدول السابق يتبين لنا ان الطريقة الفضلى لكل تجربة من التجارب الخمسة عشر الفرعية ضمن التجربة الرابعة عشر قد تباينت في الظهور كونها الفضلى من بين طرائق التقدير الباقية ونلاحظ انه للتجربة الفرعية الاولى

عند $(n = 20), (\beta = 1)$ ان افضل طريقة هي الطريقة (*MOM*) وانها اعطت متوسط مربعات خطأ هو الاقل وقد بلغ $(1.42E-05)$ وهكذا بالنسبة الى التجارب الخمسة عشر الفرعية الاخرى ولا سيما بتقدير معلمة التضخم والمساويه الى (0.6)

والشكل الأتي يوضح القيم الاقل لمتوسط مربعات الخطا الخاصه بريقة التقدير الفضلى لكل تجربة فرعية من ضمن التجربة الرابعة عشر

شكل (3-14) يوضح متوسط مربعات الخطا العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة الرابعة عشر



وقد اظهر الجدول (3-28) والشكل (3-14) ان الطريقة الاكثر تكرارا في كونها الفضلى ضمن هذه التجارب الفرعية هي الطريقة (MOM) والتي بلغت (6) مرات هي الفضلى ضمن (15) تجربة فرعية

التجربة الخامسة عشر (fifteenth Experiment)

في هذه التجربة يتم تقدير معلمة التضخم لكل من (معلمة التضخم) تساوي (0.7) والمعلمة (β) تساوي (1,2,3) وحجم عينة (n) تساوي (20,40,60,80,100)

وكانت نتائج التقدير للطرائق العشره حسب الجدول الآتي

جدول (3-29) يوضح مقدر معلمة التضخم وحسب المعطيات الخاصة بالتجربة الخامسة عشر

β	n	<i>MLE</i>	<i>MOM</i>	<i>PMLE</i>	<i>PMOM</i>	<i>S1</i>	<i>S2</i>	<i>S3</i>	<i>S4</i>	<i>S5</i>	<i>S6</i>
1	20	0.845002	1.003027	1.001946	0.814922	0.818859	0.926194	0.846214	0.821194	0.821194	0.898343
1	40	1.324538	0.999364	1.000686	1.321755	1.321373	1.078156	1.240429	1.322441	1.322441	1.210506
1	60	1.098459	1.000006	1.000069	1.089875	1.089792	1.034465	1.090206	1.091744	1.091744	1.003108
1	80	1.030031	1.00056	1.000003	1.029354	1.029415	1.002086	1.00137	1.029751	1.029751	1.012773
1	100	1.025185	1.00043	1.000234	1.025183	1.025099	1.011397	1.01123	1.025184	1.025184	1.006895
2	20	1.461817	2.005564	1.997098	1.431079	1.428711	1.809847	1.87659	1.442268	1.442268	1.6969
2	40	2.00268	1.999739	2.000535	1.993211	1.99356	2.000185	2.002387	2.000109	2.000109	1.996153
2	60	1.829958	1.999971	1.999991	1.822441	1.82247	1.869836	1.99447	1.829701	1.829701	1.981084
2	80	2.130858	1.999995	1.999994	2.129909	2.129865	2.107384	2.080825	2.130124	2.130124	2.111059
2	100	1.96379	2.000898	1.999999	1.963722	1.96368	1.972718	1.971411	1.96375	1.96375	1.996627
3	20	1.679687	3.002657	3.002985	1.671554	1.670724	2.857177	2.401734	1.679299	1.679299	2.569544
3	40	2.887653	2.999603	3.000231	2.883689	2.883546	2.891793	2.952233	2.886744	2.886744	2.973499
3	60	2.997083	3.00005	3.000002	2.991179	2.991132	2.999774	2.999177	2.992257	2.992257	2.991625
3	80	3.331373	3.000001	3.000005	3.330616	3.330672	3.294707	3.136773	3.331053	3.331053	3.211816
3	100	2.728831	3.000345	3.000001	2.728795	2.728731	2.788639	2.734703	2.728818	2.728818	2.835898

من ملاحظة الجدول (3-31) يتبين لنا ان المقدرات لمعلمة التضخم الصفري ولكل تجربة من التجارب الخمسة عشر الفرعية ضمن التجربة الاولى ولطرق التقدير العشره ان هذه المقدرات قد تباينت في القرب والابتعاد عن القيمة الحقيقية بحسب المعطيات الخاصة بتجربة المحاكاة وهي (حجم العينة، قيمة المعلمة (β)) ولغرض تحديد الطريقة الفضلى والتي تعطي اقرب مقدر للقيمة الحقيقية تم الاعتماد على متوسط مربعات الخطا وحسب الجدول الآتي

جدول (30-3) يوضح متوسط مربعات الخطأ العائد لكل مقدر معلمة التضخم وحسب معطيات التجربة الخامسة عشر

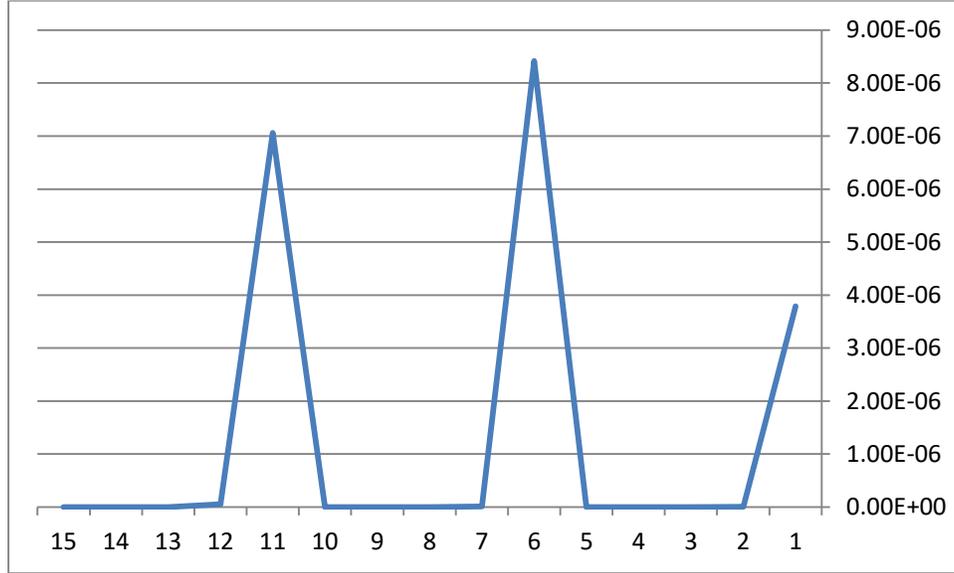
β	n	<i>MLE</i>	<i>MOM</i>	<i>PMLE</i>	<i>PMOM</i>	<i>S1</i>	<i>S2</i>	<i>S3</i>	<i>S4</i>	<i>S5</i>	<i>S6</i>	<i>Best</i>
1	20	2.40E-02	9.16E-06	3.79E-06	3.43E-02	3.28E-02	5.45E-03	2.37E-02	3.20E-02	4.18E-06	1.03E-02	3
1	40	0.10532	4.04E-07	4.70E-07	0.10352	0.10328	6.11E-03	0.05780	0.10396	5.56E-09	4.43E-02	9
1	60	9.69E-03	3.56E-11	4.80E-09	8.08E-03	8.06E-03	1.19E-03	8.14E-03	8.42E-03	2.51E-10	9.66E-06	2
1	80	9.02E-04	3.61E-14	1.07E-11	8.62E-04	8.65E-04	4.35E-06	1.88E-06	8.85E-04	6.15E-12	1.63E-04	2
1	100	6.34E-04	1.06E-15	3.46E-14	6.34E-04	6.30E-04	1.30E-04	1.26E-04	6.34E-04	2.40E-14	4.75E-05	2
2	20	0.28964	3.10E-05	8.42E-06	0.32367	0.32637	3.62E-02	0.01523	0.31106	2.62E-05	9.19E-02	3
2	40	7.18E-06	6.82E-08	2.86E-07	4.61E-05	4.15E-05	3.43E-08	5.70E-06	1.19E-08	2.42E-08	1.48E-05	8
2	60	2.89E-02	8.54E-10	7.69E-11	3.15E-02	3.15E-02	1.69E-02	3.06E-05	2.90E-02	4.73E-10	3.58E-04	3
2	80	1.71E-02	2.33E-11	3.74E-11	1.69E-02	1.69E-02	1.15E-02	6.53E-03	1.69E-02	3.53E-11	1.23E-02	2
2	100	1.31E-03	2.27E-15	3.47E-13	1.32E-03	1.32E-03	7.44E-04	8.17E-04	1.31E-03	6.07E-15	1.14E-05	2
3	20	1.74322	7.06E-06	8.91E-06	1.76476	1.76697	2.04E-02	0.35792	1.74425	8.04E-06	0.18529	2
3	40	1.26E-02	1.58E-07	5.35E-08	1.35E-02	1.36E-02	1.17E-02	2.28E-03	1.28E-02	5.26E-08	7.02E-04	9
3	60	8.51E-06	2.52E-09	5.03E-12	7.78E-05	7.86E-05	5.10E-08	6.77E-07	6.00E-05	1.45E-09	7.01E-05	3
3	80	0.10980	4.83E-13	2.61E-11	0.10930	0.10934	0.08685	1.87E-02	0.10959	2.23E-12	4.49E-02	2
3	100	7.35E-02	1.64E-13	3.13E-13	7.36E-02	7.36E-02	4.47E-02	7.04E-02	7.35E-02	3.41E-15	2.69E-02	9

من الجدول السابق يتبين لنا ان الطريقة الفضلى لكل تجربة من التجارب الخمسة عشر الفرعية ضمن التجربة الخامسة عشر قد تباينت في الظهور كونها الفضلى من بين طرائق التقدير الباقية ونلاحظ انه للتجربة الفرعية الاولى

عند $(n = 20), (\beta = 1)$ ان افضل طريقة هي الطريقة الخامسة $(PMLE)$ وانها اعطت متوسط مربعات خطأ هو الاقل وقد بلغ $(3.79E-06)$ وهكذا بالنسبة الى التجارب الخمسة عشر الفرعية الاخرى ولا سيما بتقدير معلمة التضخم والمساويه الى (0.7)

والشكل الأتي يوضح القيم الاقل لمتوسط مربعات الخطا الخاصه بريقة التقدير الفضلى لكل تجربة فرعية من ضمن الخامسة عشر

شكل (3-15) يوضح متوسط مربعات الخطا العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة الخامسة عشر



وقد اظهر الجدول (3-30) والشكل (3-15) ان الطريقة الاكثر تكرارا في كونها الفضلى ضمن هذه التجارب الفرعية هي الطريقة (MOM) والتي بلغت (7) مرات هي الفضلى ضمن (15) تجربة فرعية

التجربة السادسة عشر (Sixteenth Experiment)

في هذه التجربة يتم تقدير معلمة التضخم لكل من (معلمة التضخم) تساوي (0.6) والمعلمة (β) تساوي (1,2,3) وحجم عينة (n) تساوي (20,40,60,80,100)

وكانت نتائج التقدير للطرائق العشره حسب الجدول الآتي

جدول (31-3) يوضح مقدر معلمة التضخم وحسب المعطيات الخاصة بالتجربة السادسة عشر

β	n	<i>MLE</i>	<i>MOM</i>	<i>PMLE</i>	<i>PMOM</i>	<i>S1</i>	<i>S2</i>	<i>S3</i>	<i>S4</i>	<i>S5</i>	<i>S6</i>
1	20	1.065688	0.995127	0.99885	0.995848	1.000782	1.052226	1.059362	1.038936	1.038936	0.9954
1	40	1.074467	0.999672	0.999505	1.072871	1.07297	1.010806	1.008262	1.073211	1.073211	1.015062
1	60	1.189393	1.000022	1.00006	1.18483	1.184783	1.056491	1.021373	1.189096	1.189096	1.110728
1	80	1.028519	0.999994	1.000005	1.028346	1.028306	1.020812	1.002845	1.028517	1.028517	1.017115
1	100	0.918497	1.000234	1.000987	0.918441	0.918464	0.976414	0.984579	0.918484	0.918484	0.952497
2	20	2.110304	1.994127	1.998866	2.063508	2.067336	2.108612	2.064189	2.065825	2.065825	2.020053
2	40	1.888505	2.000039	2.000682	1.8869	1.887668	1.926609	1.966823	1.887923	1.887923	1.937218
2	60	1.681361	1.999965	2.000006	1.679786	1.679764	1.97694	1.734036	1.679812	1.679812	1.798683
2	80	2.380029	2.000002	2.000005	2.379613	2.379649	2.048817	2.335483	2.379981	2.379981	2.162087
2	100	1.852301	2.000545	2.000456	1.852206	1.852192	1.898496	1.885493	1.85221	1.85221	1.947461
3	20	2.227611	2.994988	2.996151	2.18391	2.182989	2.875461	2.868233	2.189783	2.189783	2.732649
3	40	2.915562	2.999765	2.999669	2.905374	2.90613	2.937886	2.945606	2.912032	2.912032	2.973105
3	60	2.619674	3.000056	2.999926	2.618749	2.618837	2.89725	2.98091	2.619161	2.619161	2.650036
3	80	3.250574	2.999999	3.000002	3.250266	3.25028	3.216386	3.122711	3.250536	3.250536	3.215922
3	100	3.054432	3.000879	3.000043	3.054365	3.054318	3.039811	3.049695	3.05439	3.05439	3.023454

من ملاحظة الجدول (31-3) يتبين لنا ان المقدرات لمعلمة التضخم الصفري ولكل تجربة من التجارب الخمسة عشر الفرعية ضمن التجربة السادسة عشر ولطرق التقدير العشره ان هذه المقدرات قد تباينت في القرب والابتعاد عن القيمة الحقيقية بحسب المعطيات الخاصة بتجربة المحاكاة وهي (حجم العينة، قيمة المعلمة (β)) ولغرض تحديد الطريقة الفضلى والتي تعطي اقرب مقدر للقيمة الحقيقية تم الاعتماد على متوسط مربعات الخطا وحسب الجدول الآتي

جدول (32-3) يوضح متوسط مربعات الخطأ العائد لكل مقدر معلمة التضخم وحسب معطيات التجربة السادسة عشر

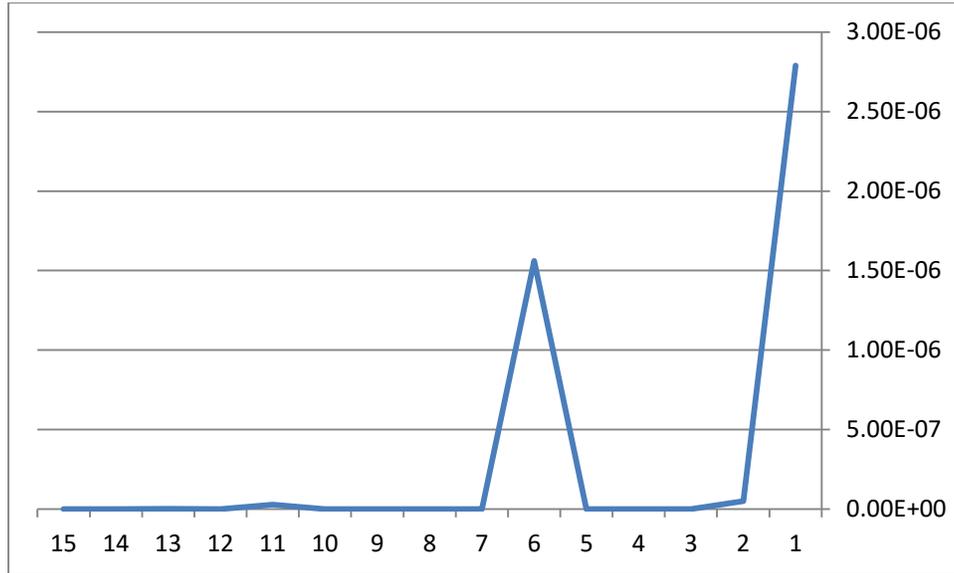
β	n	<i>MLE</i>	<i>MOM</i>	<i>PMLE</i>	<i>PMOM</i>	<i>S1</i>	<i>S2</i>	<i>S3</i>	<i>S4</i>	<i>S5</i>	<i>S6</i>	<i>Best</i>
1	20	5.39E-02	6.78E-06	3.19E-05	8.36E-02	0.08039	3.55E-02	4.40E-02	6.46E-02	2.79E-06	1.24E-02	9
1	40	0.24732	4.98E-08	6.67E-08	0.24131	0.24091	5.51E-03	3.40E-03	0.24258416	5.53E-08	1.07E-02	2
1	60	2.39E-03	1.27E-09	3.38E-11	1.54E-03	1.54E-03	2.12E-04	3.03E-05	2.33E-03	6.58E-12	5.51E-04	9
1	80	3.83E-03	2.53E-14	1.07E-11	3.91E-03	3.91E-03	2.04E-03	3.79E-05	3.83E-03	6.75E-13	1.43E-03	2
1	100	4.96E-09	5.95E-13	6.98E-14	1.51E-08	7.18E-09	4.38E-10	1.72E-10	6.93E-09	3.08E-13	5.17E-09	3
2	20	1.25E-04	2.18E-06	5.27E-05	1.56E-06	7.48E-06	1.22E-04	9.14E-05	3.04E-06	2.48E-05	1.94E-06	4
2	40	6.08E-05	1.89E-07	5.92E-08	1.77E-04	1.56E-04	2.49E-05	6.37E-06	9.59E-05	2.24E-11	5.17E-05	9
2	60	1.55E-02	9.59E-11	8.06E-12	1.46E-02	1.45E-02	8.09E-05	1.08E-02	1.46E-02	3.74E-11	5.75E-03	3
2	80	7.34E-03	1.04E-13	1.16E-11	7.21E-03	7.20E-03	1.21E-04	5.72E-03	7.32E-03	4.59E-12	1.31E-03	2
2	100	1.01E-04	5.60E-13	6.19E-13	1.01E-04	1.00E-04	4.76E-05	6.05E-05	1.01E-04	1.73E-13	1.27E-05	9
3	20	2.79E-08	6.31E-06	1.54E-06	8.48E-04	5.21E-04	4.39E-06	1.13E-06	6.37E-04	1.41E-07	5.96E-05	1
3	40	7.35E-04	6.49E-10	5.60E-09	1.23E-03	1.25E-03	3.97E-04	3.03E-04	8.92E-04	1.56E-10	9.85E-05	9
3	60	1.35E-03	2.80E-09	2.09E-09	1.24E-03	1.24E-03	9.97E-05	3.23E-06	1.29E-03	4.04E-10	1.04E-03	9
3	80	6.38E-07	1.92E-11	3.21E-14	1.07E-06	1.11E-06	4.77E-07	1.53E-07	6.86E-07	1.84E-11	7.99E-07	3
3	100	5.14E-05	5.42E-14	2.05E-13	5.27E-05	5.29E-05	2.75E-05	4.29E-05	5.22E-05	2.05E-13	9.80E-06	2

من الجدول السابق يتبين لنا ان الطريقة الفضلى لكل تجربة من التجارب الخمسة عشر الفرعية ضمن التجربة الاولى قد تباينت في الظهور كونها الفضلى من بين طرائق التقدير الباقية ونلاحظ انه للتجربة الفرعية السادسة عشر

عند $(n = 20), (\beta = 1)$ ان افضل طريقة هي الطريقة الخامسة (*S5*) وانها اعطت متوسط مربعات خطأ هو الاقل وقد بلغ $(2.79E-06)$ وهكذا بالنسبة الى التجارب الخمسة عشر الفرعية الاخرى

والشكل الأتي يوضح القيم الاقل لمتوسط مربعات الخطا الخاصه بطريقة التقدير الفضلى لكل تجربة فرعية من ضمن التجربة السادسة عشر

شكل (3-16) يوضح متوسط مربعات الخطا العائد الى الطريقة الفضلى لكل تجربة فرعية ضمن التجربة السادسة عشر



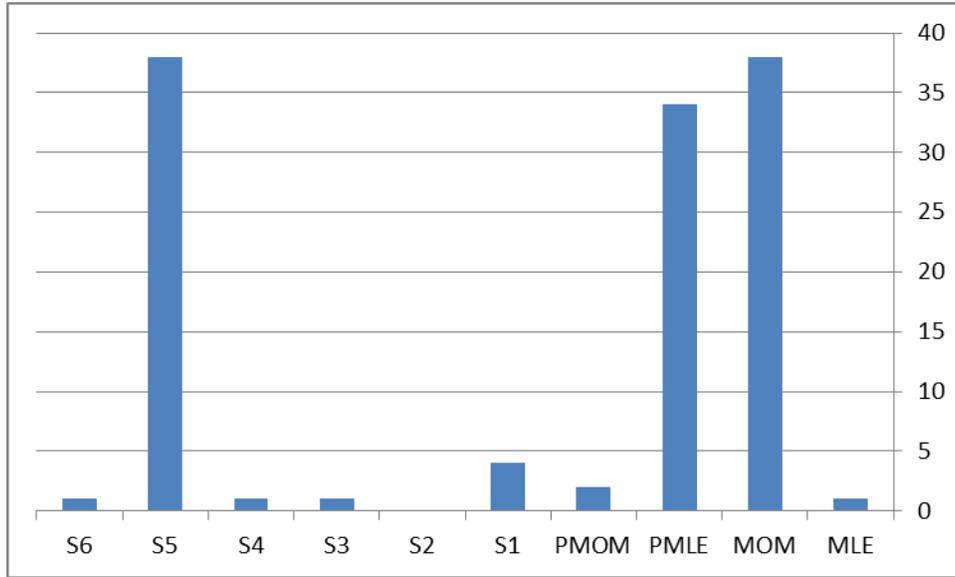
وقد اظهر الجدول (3-32) والشكل (3-16) ان الطريقة الاكثر تكرارا في كونها الفضلى ضمن هذه التجارب الفرعية هي الطريقة (S5) والتي بلغت (6) مرات هي الفضلى ضمن (15) تجربة فرعية

نتائج التجارب:

ان التجارب السابقه تغيارت في تقديم عدد مرات ظهور الطريقة الفضلى ضمن الطرائق العشر المقدمه وذلك بسبب تغيار الظروف والمعطيات الخاصه بتجارب المحاكاة المقدمه

وان المجموعة الاولى ولا سيما بتقدير معلمة التضخم الصفري ضمن الظروف المختلفة يمكن اظهار التجربة الفضلى ولكل قيمة من قيم معلمة التضخم لتكون (0.8،.....،0.2،0.1) وحسب الشكل الأتي

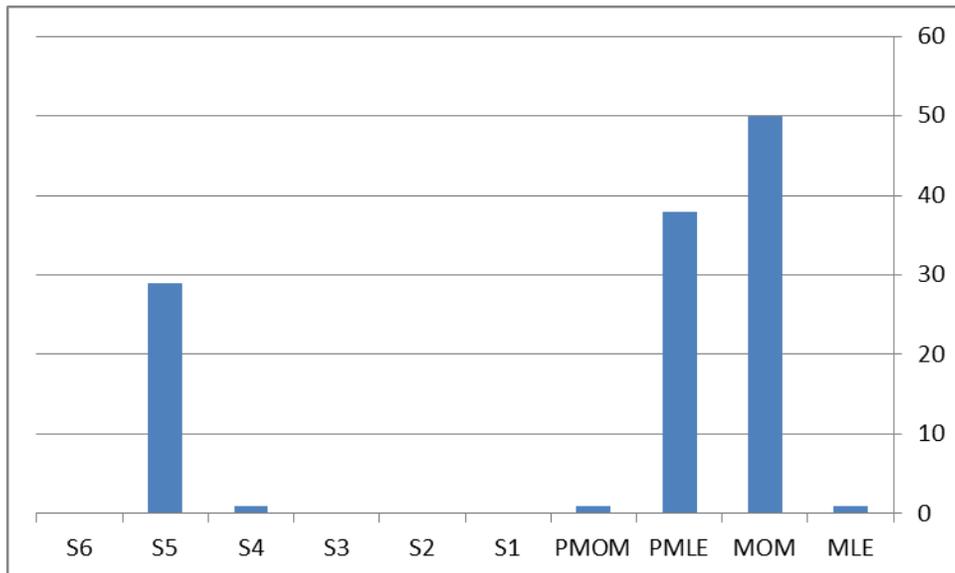
شكل (3-17) يوضح عدد مرات تفوق كل طريقة من طرائق التقدير للتجارب الخاصه بتقدير معلمة التضخم



حيث الخط العمودي بالرسم يمثل عدد مرات ظهور الطريقة هي الفضلى والخط الافقي يمثل اسماء الطرق

من الشكل السابق يتبين لنا افضل الطرائق هي (MOM) و (S5) وانها اعطت تفوق مايعادل (38) مرة وهو يمثل العدد الاعلى من بين الطرائق الاخرى ، وان المجموعة الثانية ولا سيما بتقدير المعلمة الثانية ضمن الظروف المختلفة يمكن اظهار التجربة الفضلى ولكل قيمة من قيم معلمة التضخم لتكون (0.1,0.2,...,0.8) وحسب الشكل الأتي

شكل (3-18) يوضح عدد مرات تفوق كل طريقة من طرائق التقدير للتجارب الخاصه بتقدير المعلمة الثانية



من الشكل السابق يتبين لنا افضل الطرائق هي (MOM) وانها اعطت تفوق مايعادل (50) مرة وهو يمثل العدد الاعلى من بين الطرائق الاخرى

وان افضل طريقة تقدير لكل التجارب وللمعلمتين هي (MOM) والتي اعطت مايعادل (88) مرة لتكون الفضلى من بين طرائق التقدير المختلفة

(3-3) القسم الثاني: الجانب التطبيقي

عند تطبيق البيانات على التوزيعات الاحصائية باستخدام برنامج ايزي فت (Easy Fit) فتبين ان البيانات يخضع للتوزيع لبواسوني المتضخم الصفري ولا تخضع وبعيدة عن كل من توزيع ثنائي الحدين وثنائي الحدين السالب ولذلك تم اعتماد واختيار توزيع بواسون كتطبيق عملي

(1-3-3) البيانات الحقيقية (Real Data)

لغرض تطبيق الطرائق المذكورة في الفصل الثاني تم جمع بيانات الحوادث من دائرة مرور محافظة كربلاء المقدسة لمدة (51) اسبوع لسنة (2019) وقد كانت عدد البيانات (356) منها (265) صفر حادثه (91) اكبر او تساوي واحد حادثه نسبة للتضخم الصفري كانت (0.74) وهذا يدل على ان التوزيع هو توزيع بواسون المتضخم صفريا، تم الحصول على مقدرات لطرائق المستخدمة في الجانب النظري وحسب المعادلات (20-2) و (21-2) و (22-2) و (23-2) و (25-2) و (26-2) و (27-2) و (28-2) الى (64-2) والطرائق العشرة هي (MLE) (MOM) (PMLE) (PMOM) (S1) (S2) (S3) (S4) (S5) (S6) وكانت النتائج المقدره كما في الجدول (37-3) وافضل طريقة هي (MOM) بحيث كان المقدر (5.379077481) وهذا يتماشى مع ما تم الحصول عليه في المحاكاة.

جدول (33-3) يوضح القيم الصفريه وحسب التكرار والمقابل لكل اسبوع من الاسابيع مع المتغير الخاص بالتضخم الصفري للبيانات

Xi	7	6	5	4	3	2	1	N
الاسبوع 1	1	1	0	1	0	0	1	3
الاسبوع 2	0	0	0	0	0	1	0	6
الاسبوع 3	0	0	0	1	2	0	1	4
الاسبوع 4	1	0	0	0	0	0	0	6
الاسبوع 5	0	0	3	0	0	0	0	6
الاسبوع 6	0	0	0	0	0	2	1	5
الاسبوع 7	0	1	1	0	1	0	0	4
الاسبوع 8	0	0	1	3	0	0	1	4
الاسبوع 9	0	0	3	1	0	0	0	5
الاسبوع 10	2	0	0	0	0	0	1	5
الاسبوع 11	0	0	0	1	0	0	0	6
الاسبوع 12	0	2	0	0	0	0	0	6

5	0	0	2	0	0	0	2	الاسبوع 13
5	0	1	0	0	0	1	0	الاسبوع 14
5	0	0	1	0	2	0	0	الاسبوع 15
5	0	0	0	3	0	0	1	الاسبوع 16
6	0	0	0	0	0	1	0	الاسبوع 17
6	2	0	0	0	0	0	0	الاسبوع 18
5	0	0	1	0	1	0	0	الاسبوع 19
6	0	0	0	0	0	1	0	الاسبوع 20
6	0	0	0	0	0	0	2	الاسبوع 21
5	0	0	0	1	1	0	0	الاسبوع 22
6	0	0	0	0	0	2	0	الاسبوع 23
5	1	0	0	0	0	0	1	الاسبوع 24
5	0	0	0	0	1	2	0	الاسبوع 25
6	0	0	0	1	0	0	0	الاسبوع 26
5	0	0	1	0	0	1	0	الاسبوع 27
4	0	0	4	0	1	2	0	الاسبوع 28
5	2	1	0	0	0	0	0	الاسبوع 29
5	0	0	0	1	0	0	1	الاسبوع 30
6	0	1	0	0	0	0	0	الاسبوع 31
5	1	0	0	0	0	0	2	الاسبوع 32
6	0	0	0	0	1	0	0	الاسبوع 33
4	0	0	1	1	0	0	2	الاسبوع 34
6	0	0	0	0	3	0	0	الاسبوع 35
4	1	0	1	0	0	0	1	الاسبوع 36
5	0	0	0	3	0	0	1	الاسبوع 37
5	0	0	0	1	0	0	2	الاسبوع 38
6	3	0	0	0	0	0	0	الاسبوع 39
5	0	0	2	1	0	0	0	الاسبوع 40
5	0	0	0	0	1	0	1	الاسبوع 41
6	0	0	0	0	0	0	2	الاسبوع 42
4	2	0	1	0	0	1	0	الاسبوع 43
4	1	0	1	0	0	0	1	الاسبوع 44
6	0	0	0	0	2	0	0	الاسبوع 45
7	0	0	0	0	0	0	0	الاسبوع 46
6	0	0	0	0	0	1	0	الاسبوع 47
5	0	0	0	1	0	0	2	الاسبوع 48
5	0	0	1	0	0	1	0	الاسبوع 49
6	1	0	0	0	0	0	0	الاسبوع 50
5	0	2	0	2	0	0	0	الاسبوع 51

ولغرض التأكد بأن هذه البيانات تخضع لتوزيع بواسون فقد تم الاختبار الخاص بحسن المطابقة (good ness of fit) والخاص بالمتغير عبر برنامج ايزي فت (Easy Fit) وقد اظهرت النتائج الآتية

ان قيمة الاختبار (كولمروف سميرنوف) (kolmogorov Smirnov=0.4017) وان الاختبار (اندرسون Anderson darling =11.095) وان هذه الاختبارات اظهرت ان التوزيع الخاص هو بواسون ويتم الاختيار وفقاً لقيمة مستوى المعنوية فاذا كانت هذه القيمة اكبر من (0.05) يتم قبول فرضية العدم والتي تنص على ان التوزيع الاحصائي لعينة البحث لا تتبع توزيع بواسون ، اما عندما يكون مستوى المعنوية اقل من (0.05) يتم فرض فرضية العدم وبالأتي فان التوزيع الاحصائي للعينة هو توزيع بواسون .

وحسب الجدول الآتي :

جدول (3-34) الاحصاءات الخاصه بحسن المطابقة للبيانات الحقيقية

Test	α	0.2	0.1	0.05	0.02	0.01
kolmogorov Smirnov	Critical Value	0.14697	0.16796	0.18659	0.20864	0.22386
Anderson darling	Critical Value	1.3749	1.9286	2.5018	3.2892	3.9074
Diction	Reject	Yes	Yes	yes	Yes	yes

وتطبيق طرائق التقدير العشر اظهر ان مقدر التضخم الصفري حسب الجدول الآتي

جدول (3-35) مقدر معلمة التضخم الصفري للبيانات الحقيقية وحسب الطرائق العشرة

MLE	MOM	PLME	PMOM	S1	S2	S3	S4	S5	S6
5.21	5.73907	5.7370	5.64787	5.57781	5.48556	5.44398	5.36372	5.29716	5.24405
57	7481	5465	9304	5871	0302	6744	7811	2305	7977

وعند مقارنة هذه النتائج مع المتوسط الفعلي الموجود كانت اقرب طريقة لها هي (S5) وهي تمثل الطريقة المقلصة بين (MOM, PMOM) وهذا ما يؤكد مقاربتها للمحاكاة فقد بين ان (MOM ، S5) هي الفضلى وبالأتي فان افضل مقدر هو المقدر لمعلمة التضخم هو

$$\lambda = \frac{5.739077481}{7} = 0.81$$

ومعنى ذلك ان احتمالية حوادث السيارات عالية جدا وفقا لهذا التوزيع

من النتائج السابقة يتبين لنا ان هناك معاملا للتضخم وهو يساوي (0.81) تقريبا وهذا يدل على ان التسجيل اليديوي والتاريخي لعدد الحوادث المرورية تعاني من وجود تضخم في عدد الاصفار المسجلة مما يستدعي الاعتماد على التكنولوجيا الحديثة وذلك بوضع كامرات مراقبة والتي تسجل الحوادث بدون اي اخطاء كما الاعتماد على هذه الكامرات فضلا عن الاشارات المرورية في تنظيم حركة السير يؤدي

الى تقليل عدد الحوادث والحفاظ على الارواح والممتلكات كما ان التفعيل الالي لنظام تسجيل الغرامات عبر توزيع حواسيب يمكن ان يؤدي الى تقليل الحوادث عن طريق زيادة الحذر لدى سائقي المركبات

الفصل

الرابع

الاستنتاجات

والتوصيات

الفصل الرابع : الاستنتاجات والتوصيات

بعد تنفيذ مجموعة تجارب المحاكاة والبيانات الحقيقية ظهرت لدينا عدد من الاستنتاجات والتوصيات اهمها:

(1-4) الاستنتاجات (Conclusions3):

- 1- اعتماد طرائق التقدير على تقديم استعمال قيم لمعلمتي التضخم الصفري والمعلمة الثانية لإنموذج انحدار بواسون المتضخم الصفري وذلك بسبب امتلاك مقدرات هذه الطرائق متوسط مربعات الخطاء الذي يكون اقرب الى الصفري.
- 2- تاثر كل من معلمة التضخم الصفري والمعلمة الثانية وطرائق التقدير المختلفة بمدخلات تجربة المحاكاة ب (حجم العينة ، قيمة المعلمة المفترضة، قيمة المعلمة الثانية المفترضة ، طريقة التقدير) .
- 3- تقارب تقدير معلمة التضخم في جانب التطبيقي والتجريبي لطريقة العزوم والتي كانت هي الطريقة المثلى في التقدير
- 4- ان معلمة التضخم تؤثر في مقدر المعلمة الثانية بشكل اكبر من تأثير تغيير المعلمة الثانية في مقدر معلمة التضخم

(2-4) التوصيات (Recommendations):

- 1-الاعتماد على نماذج انحدار اخرى مثل (لاسو ، رج) وذلك للمقارنة مع نموذج بواسون المتضخم الصفري
- 2-توظيف نماذج مختلطة (بواسون مع ثنائي الحدين السالب)سويتا وبنسب خلط لكل توزيع والمقارنة بين نتائج نموذج الخلط مع النتائج المقدمة في الرسالة
- 3-الاعتماد على نسب معلمة تضخم اكثر تفصيل وملاحظة تأثر النتائج بمعلمة التضخم

المصادر

القران الكريم

اولاً: المصادر العربية

1. احمد، أسماء مصطفى الصديق محمد و محبوب، ماوية صديق عمر، (2015)، "دراسة حوادث الطرق والسلامة المرورية"، جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا
2. الصالحي، عبد الامير طعيمة بندر (2018)، "اختيار افضل توزيع احصائي لتقدير معادلة انحدار حوادث الطرق مع تطبيق عملي"، رسالة ماجستير، كلية الادارة والاقتصاد، جامعة كربلاء.
3. المعيلي، عبد الله ، (2014)، "في الحد من الحوادث والمخالفات المرورية " مملكة البحرين الاكاديمية الملكية للشرطة، دور قانون المرور رقم (23)
4. بوجلال، فضيل ، (2010/2011) " محاولة تقييم التكلفة الاقتصادية للحوادث المرورية في الجزائر " وزارة التعليم العالي والبحث العلمي، جامعة الحاج خضر/ باتنه/ كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، قسم ماستر
5. د. حمادي، منهل عبدالله و د. محييميد، خطاب سعيد و م.م محييميد، فائق حسن (2018) " التحليل المكاني لحوادث السيارات في ناحية العلوم الاسباب والاثار والحلول"، كلية الاداب مجلة جامعة تكريت للعلوم الانسانية المجلد(25) كانون الثاني (1) ربيع الثاني 1439 هجريه ،
6. م.م النجار، دنيا شكر جامعة بابل / كلية التربية للعلوم الانسانية، (2019)، " التحليل المكاني للحوادث المرورية في محافظات الفرات الاوسط"، عدد خاص بالمؤتمرات للعام الدراسي 2018-2019 الجزء الأول
7. وزارة الداخلية، وكالة الوزارة لشؤون الشرطة، مديرية الاحصاء الجنائي، مديرية احصاءات النقل والاتصالات، الجهاز المركزي للاحصاء ، (2019) ، " احصاء حوادث المرور في العراق "

8. Alkhateeb A, Algamal Z. "Jackknifed Liu-type estimator in Poisson regression model". Journal of the Iranian Statistical Society. 2020;19(1):21-37.
9. Barreto-Souza W, Simas AB. "General mixed Poisson regression models with varying dispersion". Statistics and Computing. 2016;26(6):1263-80.
10. Beckett S, Jee J, Ncube T, Pompilus S, Washington Q, Singh A, et al. "Zero-inflated Poisson (ZIP) distribution: Parameter estimation and applications to model data from natural calamities". Involve, a Journal of Mathematics. 2014;7(6):751-67.
11. Berliana SM, Rahayu SP. "Parameter estimation and hypothesis testing of geographically weighted multivariate generalized poisson regression". Mathematics. 2020;8(9):1523.
12. Bintang Girik Allo C, Widjanarko Otok B, editors. "Estimation Parameter of Generalized Poisson Regression Model Using Generalized Method of Moments and Its Application". Materials Science and Engineering Conference Series; 2019.
13. Dencks S, Piepenbrock M, Schmitz G. "Assessing vessel reconstruction in ultrasound localization microscopy by maximum likelihood estimation of a zero-inflated poisson model". IEEE Transactions on Ultrasonics, Ferroelectrics, and Frequency Control. 2020;67(8):1603-12.

14. Dietz E, Böhning D. "On estimation of the Poisson parameter in zero-modified Poisson models". *Computational Statistics & Data Analysis*. 2000;34(4):441-59.
15. DÜŞÜNCELİ F. "Solutions for the Drinfeld-Sokolov equation using an ibsefm method". *Muş Alparslan Üniversitesi Fen Bilimleri Dergisi*. 2018;6(1):505-10.
16. Famoye F, Singh KP. "Zero-inflated generalized Poisson regression model with an application to domestic violence data. *Journal of Data Science*". 2006;4(1):117-30.
17. Fang R. "Zero-Inflated Negative Binomial (Zinb) Regression Model for over-dispersed count data with excess zeros and repeated measures, an application to human microbiota sequence data": University of Colorado; 2013.
18. Fitriani R, Chrisdiana LN, Efendi A, editors. "Simulation on the Zero Inflated Negative Binomial (ZINB) to Model Overdispersed, Poisson Distributed Data". *IOP Conference Series: Materials Science and Engineering*; 2019: IOP Publishing.
19. Giles DE, Feng H. "Almost Unbiased Estimation of the Poisson Regression Model". Department of Economics, University of Victoria; 2009.
20. Gupta S, Kapoor V. "Fundamentals of mathematical statistics": Sultan Chand & Sons; 2020.
21. Kamalja KK, Wagh YS. "Estimation in zero-inflated Generalized Poisson distribution. *Journal of Data Science*". 2018;16(1):183-206.

-
-
22. Katemee N. "Control charts for zero-inflated generalized Poisson process with over-dispersion". Burapha Science Journal (วารสาร วิทยาศาสตร์ บูรพา). 2016;21(3):203-11.
23. Lambert D." Zero-inflated Poisson regression, with an application to defects in manufacturing". Technometrics. 1992;34(1):1-14.
24. Lawless JF . "Negative binomial and mixed Poisson regression". The Canadian Journal of Statistics/La Revue Canadienne de Statistique. 1987:209-25.
25. Lukusa T, Lee S, Li C-S." Review of zero-inflated models with missing data". Current Research in Biostatistics. 2017;7(1):1-12.
26. Månsson K, Kibria BG, Shukur G." On Liu estimators for the logit regression model". Economic Modelling. 2012;29(4):1483-8.
27. Moksony F, Hegedűs R. "The use of Poisson regression in the sociological study of suicide". Corvinus Journal of Sociology and Social Policy. 2014;5(2).
28. Motta V. "Estimating Poisson pseudo-maximum-likelihood rather than log-linear model of a log-transformed dependent variable". RAUSP Management Journal. 2019;54:508-18.
29. Mukhsar BA, Bakkareng SWA, Sani A, Cahyono E." Bayesian Zero-Inflated Generalized Poisson (τ) Spatio-Temporal Modeling for Analyzing the DHF

- Endemic Area". *Global Journal of Pure and Applied Mathematics*. 2017;13(3):1069-81.
30. Nadhiroh IM. "Zero-inflated negative binomial models in small area estimation". 2009.
31. Omer T, Sjölander P, Månsson K, Kibria BG. "Improved estimators for the zero-inflated Poisson regression model in the presence of multicollinearity: simulation and application of maternal death data". *Communications in Statistics: Case Studies, Data Analysis and Applications*. 2021;7(3):394-412.
32. Oral E. "Modified maximum likelihood estimation in Poisson regression". *Biom Biostat Int J*. 2017;6(1):00154.
33. Preisser JS, Das K, Long DL, Divaris K. "Marginalized zero-inflated negative binomial regression with application to dental caries. *Statistics in medicine*". 2016;35(10):1722-35.
34. Qasim OS, Algamal ZY. "Feature selection using particle swarm optimization-based logistic regression model". *Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems*. 2018;182:41-6.
35. Roemmele ES. "A flexible zero-inflated Poisson regression model". 2019.
36. Rubio R, Gutierrez-Aranda I, Sáez-Castillo A, Labarga A, Rosu-Myles M, González-García S, et al. "The differentiation stage of p53-Rb-deficient bone

-
-
- marrow mesenchymal stem cells imposes the phenotype of in vivo sarcoma development". *Oncogene*. 2013;32(41):4970-80.
- 37.Saengthong P, Bodhisuwan W, Thongteeraparp A. "The zero inflated negative binomial–Crack distribution: some properties and parameter estimation". *Songklanakarin J Sci Technol*. 2015;37(6):701-11.
- 38.Sakthivel K, Rajitha C. "A comparative study of zero-inflated, hurdle models with artificial neural network in claim count modeling". *International Journal of Statistics and Systems*. 2017;12(2):265-76.
- 39.Santos JA, Neves MM." A local maximum likelihood estimator for Poisson regression. *Metrika*". 2008;68(3):257-70.
- 40.Silva JS, Tenreyro S. "On the existence of the maximum likelihood estimates in Poisson regression". *Economics Letters*. 2010;107(2):310-2.
- 41.Vulcan P, Cameron MH, Newstead SV. "Road trauma in perspective: Monash University; 1995".
- 42.Wagh YS, Kamalja KK. "Comparison of methods of estimation for parameters of generalized Poisson distribution through simulation study". *Communications in Statistics-Simulation and Computation*. 2017;46(5):4098-112.
- 43.Wagh YS, Kamalja KK." Zero-inflated models and estimation in zero-inflated Poisson distribution". *Communications in Statistics-Simulation and Computation*. 2018;47(8):2248-65.

44. Yang S, Berdine G. Poisson regression." The Southwest Respiratory and Critical Care Chronicles". 2015;3(9):61-4.
45. Yang S, Berdine G." The negative binomial regression". The Southwest Respiratory and Critical Care Chronicles. 2015;3(10):50-4.

Abstract

Car accidents are an important phenomenon due to their direct relationship with the life conditions of the various population centers in cities. Poisson and binomial the focus was on the Poisson distribution, especially the zero-inflated Poisson distribution. Car accidents are an important phenomenon due to their direct relationship with the life conditions of the various basic components of society (human, animal, property). The relationships of car accidents can have complex models that are difficult to predict because of the complex nature of the variables that affect it. In order to research the topic of "estimating the best regression equation for car accident data when following some discontinuous distributions (a comparative study).

The thesis aims to estimate the best regression equation. The zero-inflated Poisson distribution was chosen. Estimation methods were used (maximum likelihood estimation, moments, Percentage and shrinkage). To achieve the research objectives, a number of simulation experiments were conducted according to the assumed distribution (Poisson zero-inflated) and methods for estimating the inflation parameter. The assumed zero and a number of sample sizes (small, medium and large) according to different values of the two parameters of zero inflation (λ) and the second parameter (β) of the Poisson distribution, and then the results of the different simulation experiments were compared through the mean square error (MSE) (return to the estimations of each The two parameters of zero inflation and the second parameter of the Poisson's distribution of zero inflation according to each of (estimation method, distribution parameter, sample size).

From the course of the simulation experiment, it was concluded that the momentary method is the best among the methods used in the estimation process. Also, the study was implemented in the practical field on real data (which included a number of car accidents on a daily basis and arranged to represent seven daily readings for each week so that the number of weeks reached 51 weeks) All the aforementioned methods were used in the estimation process in the same experimental side as in the applied side in order to match the estimation methods, where the results of the applied side showed the superiority of the moment method also among its peers, and this is consistent with the experimental side, which indicates the suitability of the estimation method with the inflated regression model.

Among the most important conclusions that were reached, the results showed the superiority of the method using the (momentum method) over other methods in the experimental and applied aspect.

**Republic of Iraq
Ministry of higher Education and Scientific
Research
University of Karbala
Faculty of Administration and Economics
Department of statistics**



**Estimation of the regression equation for zero
inflated data - an applied study of car accidents in
Karbala**

**A Thesis Submitted to
Council of The Administration and Economics/ Karbala
University as Partial fulfillment of the Requirements for the
Degree of Master of Science in Statistics
Presented by**

Zahraa AbdulAmeer Ali AL-Mosawy

**Supervised By
Prof. Dr. Abdul hussian. H . HABEAB . AL-Tai**

م 2022

هـ 1444

Holy Karbala