



مجلة جامعة تشرين - سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية

اسم المقال: استخدام أسلوب محاكاة مونت - كارلو في التقدير الحصين، حالة متغير واحد "دراسة نظرية وتجريبية"

اسم الكاتب: د. عدنان محمود غانم، د. محمود محمد ديب طوب

رابط ثابت: <https://political-encyclopedia.org/library/3911>

تاريخ الاسترداد: 2025/05/15 02:37 +03

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

لمزيد من المعلومات حول الموسوعة السياسية – Encyclopedia Political – يرجى التواصل على info@political-encyclopedia.org

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

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

تم الحصول على هذا المقال من موقع مجلة جامعة تشرين - سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية - ورفده في مكتبة الموسوعة السياسية مستوفياً شروط حقوق الملكية الفكرية ومتطلبات رخصة المشاع الإبداعي التي ينضوي المقال تحتها.



استخدام أسلوب محاكاة مونت - كارلو في التقدير الحصين ، حالة متغير واحد . دراسة نظرية وتجريبية " .

الدكتور عدنان محمود غانم *

الدكتور محمود محمد ديب طيوب **

(قبل للنشر في 2001/12/8)

□ الملخص □

يعد أسلوب محاكاة مونت - كارلو أسلوباً مهماً في مجال الحصانة ، لأنه يمكن من دراسة سلوك العينات الصغيرة وتتبع أهمية أسلوب محاكاة مونت كارلو بشكل أساسي في إمكانية دراسة وتحليل كل من طائق التقدير الحصين - وتقدير البيانات التي تشخيص شواذ لا سيما في حالة متغير واحد . وذلك انتلاقاً من استخدامه في توليد شواذ متماثل نظراً لدقته وكفاءته .

- يشتمل هذا البحث عرضاً لبعض طائق التقدير الحصين في مجال متغير واحد من خلال دراسة نظرية وتجريبية لمختلف المقدرات المعتمدة باستخدام أسلوب محاكاة مونت - كارلو . ¹

* أستاذ مساعد - قسم الإحصاء والتأمين - كلية التجارة والاقتصاد - جامعة صنعاء ص - ب : 13473

** أستاذ مشارك - قسم الإحصاء والتأمين - كلية التجارة والاقتصاد - جامعة صنعاء ص - ب : 13473

Using of the Monte-Carlo simulation In the robust estimation for univariate A theoretical and experimental study

Dr GANEM Adnan*

Dr TAYOUB Mahmoud**

(Accepted 8/12/2001)

ABSTRACT

The Monte-Carlo method of simulation is considered vital in the field of robust estimation simply because it enables in studying the behavior of small samples, and its importance emerges basically from the fact that it is possible to study and analyse both methods of robust estimation and to weigh data which pinpoint anomalous deviations especially in circumstances where univariates are employed. Such a procedure is accurate and efficient as long as it is used in generating identical.

This research includes the explanation of some of the robust estimation methods used in conditions where univariates are used in the context of theoretical and practical studies concerning divergent resources that follow the methods of Monte-Carlo simulation.

* Assosiate prof .Depf .Statistics . Fac .commerce and Economics uni. SANA'A – B. P : 13473

**Associat Prof. Dept. Statistics.Fac.commerce.and Economics uni SANA'A– B. P: 13473

1- مقدمة :

إن استخدام المقدرات التقليدية لبيانات توجد بها قيم شاذة⁽²⁾ ، يعد مشكلة حقيقة إذ أن دقة التحليل الإحصائي تغدو موضع تساؤل ، لذلك أهتم الإحصائيون بمسألة فحص البيانات للتأكد من مدى نقاوتها من القيم الشاذة ، بوصفها مرحلة أولى تسبق مرحلة الاستدلال الإحصائي لمعالم المجتمع . وتطورت طائق الفحص وتتنوع أساليبها ، وغدا يطلق عليها طرائق التجانس (diagnostic methods) . وقد أخذت تقييم البيانات اتجاهين ، أحدهما والواسع انتشاراً – يجري بموجة تشذيب المشاهدات الشاذة ، وذلك بإعادة تقديرها بحيث يكون التعامل مع العينة الكاملة (زين العابدين وعدوة أحمد 1997) ،

إلا أن اتجاه آخر برع لمعالجة تلك المشكلة ، ويرى أصحابه بأن تقدر المعالم المطلوبة من دون الحاجة إلى فحص البيانات ، وذلك عن طريق استخدام طرائق مقاومة (resistant) للشواذ ، أصبحت تعرف بالطرائق الحصينة (robust) . وقد حدث تطور في دراسة هذا النوع من الطرائق ، فمن أول نظرية عامة للحسانة وضعها (Huber , 1964 , Hampel 1986) التي تعتمد على تصغير أكبر تباين محاذ (asymptotic) ، وتعرف بطريقة أصغر تعظيم (minmax) ، إلى أن وضع (function influence) التي تشير إلى الحسانة الموضعية (local) ، كما قدم (Hodges , 1963 , Rousseeuw , Hampel 1997) فيما بعد – الذي أبرز صنفاً جديداً من المقدرات الحصينة أسماؤها مقدرات ذات نقطة انهايـار عـالـية ($\epsilon = 0.50$) ، ومنذ نهاية العقد التاسع من القرن المنصرم أصبح التركيز على الجمع بين نوعي الحسانة الشاملة والموضعية – لاسيما في مجال الانحدار ومجال متعدد المتغيرات – إذ قدمت محاولات رائدة للدمج بين المقدرات عالية الانهايـار والمقدرات ذات دوال التأثير المقيدة ، كذلك – في السنوات الأخيرة – برزت أهمية المقدرات الحصينة في تشخيص القيم الشاذة وأظهرت كثـير من الدراسـات أهمـية تشخيص القيم الشاذـة ، ودراسة تلك القيم التي قد تكون أحياناً أـهم من بقـية مشاهـدـاتـ العـيـنةـ .

2- مشكلة البحث :

يمكن تلخيص مشكلة البحث في النقاط الآتية :

- 1- وضعطائق الحصينة لمعالـج مشـاكلـ الطـرـائقـ التقـليـديةـ المـمـتـلـلةـ فيـ اـفـتـراـضـ تـلـكـ الطـرـائقـ توـافـرـ شـروـطـ معـيـنةـ وـعـلـىـ الرـغـمـ مـنـ ذـلـكـ فإـنـ الطـرـائقـ الحـصـينـةـ بـدـورـهـاـ تـنـطـلـبـ أـيـضاـ توـافـرـ شـروـطـ معـيـنةـ فـيـ الـبـيـانـاتـ . لـاسـيـماـ أـنـ مـعـظـمـ الطـرـائقـ الحـصـينـةـ بـدـورـهـاـ تـقـرـرـ أـنـ الـبـيـانـاتـ تـتـبعـ تـوزـيعـاـ مـتـمـاثـلاـ ، وـهـذـاـ أـمـرـ صـعـبـ تـحـقـقـهـ فـيـ الـوـاقـعـ الـعـمـلـيـ لـاسـيـماـ فـيـ حـالـةـ الـعـيـنـاتـ صـغـيرـةـ الـحـجمـ .
- 2- يوجد فريق من الباحثين يؤكد أهمية طرائق الحصينة وفي الجانب الآخر يؤكـدـ فـرـيقـ آخـرـ أـهـمـيـةـ تـشـخـيـصـ المشـاـهـدـاتـ المشـكـوكـ بـهـاـ ، لما يـقـدـمـهـ ذـلـكـ مـنـ فـائـدـةـ لـلـبـاحـثـ التـجـريـبيـ الـذـيـ يـدـرـسـ ظـاهـرـةـ ماـ . وـالـتسـاؤـلـ الـذـيـ يـطـرـحـ هـنـاـ هوـ أـيـ نوعـيـ طـرـائقـ أـفـضلـ؟ـ وـهـلـ أـحـدـهـماـ يـشـكـلـ بـدـيـلـاـ لـلـآخـرـ ..ـ؟ـ؟ـ
- 3- يوجد عدد ضخم من طرائق الحصينة في مجال المتغير الواحد سواء لتقدير معلمـهـ المـوـقـعـ أمـ تقـدـيرـ مـعـلـمـهـ الـقـيـاسـ وكذلك يستخدم عدد كبير منها لتقدير بيانات تتبع متعدد المتغيرات ... وهـكـذاـ فـيـ الـمـجـالـاتـ الإـحـصـائـيـةـ الـمـتـوـطـعةـ . فإذا أـفـتـنـعـ باـحـثـ مـاـ بـأـهـمـيـةـ طـرـائقـ التـقـدـيرـ الـحـصـينـ ، فـأـيـ مـنـهـاـ يـجـريـ استـخـدامـهـ؟ـ؟ـ الـبعـضـ يـفـضـلـ الـمـقـدـرـ الـأـكـثـرـ كـفـاءـةـ عـنـدـمـ تـخـضـعـ

² - الـقـيـمةـ الشـاذـةـ (Outlier value) : هيـ عـبـارـةـ عـنـ مشـاـهـدـةـ أوـ مـجـمـوعـةـ فـرـعـيـةـ تـتـكـونـ مـنـ بـعـضـ الـمـشـاـهـدـاتـ)ـ تـظـهـرـ لـتـكـونـ غـيرـ مـتـسـقـةـ (ـ معـ بـقـيـةـ تـلـكـ الـمـجـمـوعـةـ الرـئـيـسـيـةـ (Barnett et lewis , 1994) .

البيانات لتوزيع معين (غالباً التوزيع الطبيعي) ، والبعض الآخر يعطي الأولوية لمعيار نقطة الانهيار ، ويؤكد البعض على أهمية دالة التأثير ... الخ مما يدل على أن هناك طرائق متعددة ، تتنوع بتتنوع المجال الإحصائي المستخدم

3- هدف البحث وأهميته :

تأتي أهمية هذا البحث في أنه يسعى إلى تقويم الطرائق الحصينة ، وإلى البحث في مدى أهميتها وفعاليتها في التقدير وهل هي ضرورية ؟ لذلك فإن هذا البحث يهدف إلى :

1- دراسة ومناقشة الأهمية النظرية والتجريبية لطرائق التقدير الحصين لمعرفة مدى فعاليتها ولمقارنتها مع بعض الطرق التقليدية وذلك في حالة المتغير الواحد .

2- محاولة اقتراح طريقة (أو أكثر) أكثر حصانة وكفاءة لبعض الحالات الممكن مواجهتها في الواقع العملي وكذلك محاولة تطوير أو افتراض طريقة تشخيص أو أكثر .

3- محاولة دراسة أسلوب المحاكاة في دراسة الحصانة والشواذ وتقييمه ، وكذلك دراسة المعيار المستخدم لحساب مخرجات المحاكاة (في حالة التقدير) وهو معيار متوسط مربعات الخطأ MSE وتقديره باعتماد أسلوب محاكاة مونت - كارلو في حالة متغير واحد فقط .

4- الدراسة النظرية لطرائق التقدير الحصين :

سيقتصر البحث على مناقشة ودراسة الطرائق المتعلقة بالتقدير الحصين حالة متغير واحد فقط .

- حالة المتغير الواحد :

لقد جرى اختيار المتغير الواحد حتى يتسمى معرفة سلوك طرائق التقدير الحصين والطرق التقليدية في الحالة البسيطة إذ أنها حالة خاصة من حالات نموذج الانحدار الخطى يمكن التعبير عن هذا النموذج بالصيغة الآتية :

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\beta + \mathbf{U} \quad (1)$$

إذ أن ، \mathbf{Y} : متوجه (nxl) من مشاهدات المتغير التابع ، \mathbf{X} : مصفوفة (nxp) من المتغيرات التفسيرية رتبًا تساوي (l-p) ، β : متوجه (pxl) من المعالم المجهولة ، \mathbf{U} : متوجه (n xl) من الأخطاء العشوائية . كما يمكن التعبير بالصيغة الآتية :

$$y_i = \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_p x_{ip} + u_i, \quad (i=1, \dots, n) \quad (2)$$

إذ أن : $(x_{il} = 1)$ لكل قيم i ، وإذا لم يكن للأنموذج معلم مقطوع فإن $(x_{il} = 0)$.

ويطلق على النموذج السابق تسمية الانحدار الخطى المتعدد ، تمييزاً له عن الانحدار الخطى البسيط الذى يوجد فيه متغير تفسيري واحد ، أي أن $(p=2)$. ويكون تقدير المعالم β باستخدام طريقة المرءات الصغرى الاعتيادية OLS (ordinary least squares) أو طريقة الإمكان الأعظم ML (maximum likelihood) ، وينتج عن هاتين الطريقتين تقدير أمثل عندما تتوفر في النموذج السابق شروط عدة أهمها ما يأتي :

$$\text{var}(\mathbf{U}) = 0 \quad (1) \quad E(\mathbf{U}) = 0, \quad \sigma^2 I$$

$$E(\mathbf{xU}) = \mathbf{0} \quad (4) \quad E(u_i, u_j) = 0 \quad (3) \quad \dots$$

والطرائق التقليدية في هذه الحالة البسيطة ، إذ إنها حالة خاصة من حالات نموذج الانحدار الخطى وفق الصيغة (1) وللوضيح ذلك وبالرجوع إلى الصيغة (2) وعندما $(\beta_1 = \dots = \beta_p = 0)$ فإن النموذج يصبح نموذج المتغير الواحد وفي هذه الحالة ولاجل الحصول على مقدر له صفات ممتازة أي أن يكون المقدر الوحيد غير المتحيز الذي له أقل تباين ممكناً (UMVUE estimator uniformly minimum variance unbiased) ، يشترط توافر الشروط الموضحة بالصيغة (3) (مع الأخذ بالحسبان انتقاء قيم X في هذه الحالة) ، إذ إن المقدر الذي يحقق تلك الخاصية يمكن الحصول عليه بطريقة OLS أو بطريقة ML مثلاً ، ويكون تقدير معلم الموضع بالصيغة الآتية :

$$T = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_j \quad (4)$$

إذ إن n : حجم العينة .

ويكون مقدار معلمه القياس بالصيغة الآتية :

$$S = \left[\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - T)^2 \right]^{1/2} \quad (5)$$

إذ إن T : معلمـة المـوقـع (4) .

بعض طرائق التقدير الحصين :

أجريت دراسات كثيرة جداً – خلال العقود الأربعـة الأخيرة – عن المـقدـرات الحـصـينـة لـكـل من مـعلمـة المـوقـع أو مـعلمـة الـقيـاس – أو كـلـيـهـما فـي آـن وـاـحـد ، وـتـرـتـبـ على ذـلـك وجـود عـدـد كـبـير جـداً من تـلـك المـقدـرات ، إـلا أن الـاـهـتمـام هـنـا سـيـنـصـبـ في بـعـضـ مـنـهـا ، وـالـتـي ثـبـتـ أـهـمـيـتـها أـمـا لـشـهـرـتها أو لـكـفـاعـتها فـي حالـاتـ مـعـيـنـة – إـن لا تـوـجـد طـرـيـقـةـ تـقـدـيرـ حصـينـةـ هي الأـفـضـلـ فـي كـلـ الحالـاتـ الـمـحـتـمـلـةـ لـلـبـيـانـاتـ الـمـدـرـوـسـةـ – لـذـلـكـ سـيـجـرـيـ اـسـتـعـارـضـ تـلـكـ الـطـرـائـقـ وـبـحـسـبـ أـنـوـاعـهـاـ الـمـخـلـفـةـ وـهـيـ :

The Linear Estimators	المـقدـراتـ الـخـطـيـةـ
The Maximum Likelihood Estimators	مـقدـراتـ الإـمـكـانـ الـأـعـظـمـ
The Rank Estimators	مـقدـراتـ الرـتـبـةـ
Other Estimators	مـقدـراتـ أـخـرىـ

إـذـ سـيـجـرـيـ عـرـضـ طـرـائـقـ تـقـدـيرـ مـعلمـةـ المـوقـعـ تـلـيـهـاـ طـرـائـقـ تـقـدـيرـ مـعلمـةـ الـقيـاسـ لـكـلـ نوعـ عـلـىـ حـدـةـ وـفـقاـ لـمـاـ يـأـتـيـ :

1-المـقدـراتـ الـخـطـيـةـ (مـقدـراتـ L) : The Linear Estimators (Jurec kova et al, 1996)

إـذـ كـانـتـ $x_{(1)} \leq \dots \leq x_{(n)}$ تـشـيرـ إـلـىـ العـيـنـةـ الـمـرـتـبـةـ الـتـيـ حـجـمـهاـ nـ ،ـ فـإـنـ الصـيـغـةـ الـرـياـضـيـةـ الـعـامـةـ لـمـقدـرـ الخطـيـ لـمـعلمـةـ المـوقـعـ هـيـ :

$$T_n = \sum_{j=1}^n a_j x_{(j)} \quad (6)$$

إـذـ قـيمـ الـأـوزـانـ (a_1, a_2, \dots, a_n) تـكـونـ عـنـ حـدـهـاـ الـأـعـلـىـ فـيـ مـرـكـزـ الـعـيـنـةـ وـتـقـضـاءـلـ قـيمـ تـلـكـ الـأـوزـانـ لـتـكـونـ عـنـ حـدـهـاـ الـأـدـنـىـ كـلـماـ اـبـتـدـعـتـ رـتـبـةـ الـمـاـشـادـهـ عـنـ مـرـكـزـ الـعـيـنـةـ وـيـشـرـطـ أـنـ يـكـونـ ($\sum_{j=1}^n a_j = 1$) ،ـ وـأـنـ ($a_j = a_{(n-1-j)}$) عـنـ اـفـتـراـضـ إـنـ لـلـمـتـغـيرـ العـشوـائـيـ ($x_{(1)}$) تـوـزـيـعـاـ مـتـمـاثـلـاـ حـولـ مـعلمـةـ المـوقـعـ .

وـمـنـ أـهـمـ المـقدـراتـ الـخـطـيـةـ الـحـصـينـةـ لـمـعلمـةـ المـوقـعـ ماـ يـأـتـيـ :

وـسـيـطـ الـعـيـنـةـ : The Sample Median (MED) (Huber , 1984)

يـعـدـ وـسـيـطـ الـعـيـنـةـ مـقدـراـ خـطـيـاـ عـلـىـ وـفـقـ الصـيـغـةـ (6) ،ـ فـعـنـدـمـاـ تـكـونـ nـ عـدـدـاـ فـرـديـاـ فـإـنـ الـأـوزـانـ تـكـونـ :

$$a_j = \begin{cases} 1 & ; j = (n+1)/2 \\ 0 & ; \text{o.w.} \end{cases}$$

إـذـ nـ :ـ حـجـمـ الـعـيـنـةـ ،ـ وـعـنـدـمـاـ تـكـونـ nـ عـدـدـاـ زـوـجيـاـ فـإـنـ الـأـوزـانـ تـكـونـ :

$$a_j = \begin{cases} 1/2 & ; j = n/2 \\ 1/2 & ; j = (n+1)/2 \\ 0 & ; o.w. \end{cases} \quad (7)$$

الوسط الحسابي المشدّب : Trimmed Mean $T_T(a_1, a_2)$

أقترحه (Hampel et al, 1986) ، وتعتمد فكرة هذا المقدّر على بتر جزء من طرفي العينة – أو من أحدهما – ثم حساب الوسط الحسابي للعينة المبتورة $T_T(\alpha_1, \alpha_2)$. ويمكن التعبير عنه بالصيغة (6) ، إذ إن الأوزان تأخذ الصيغة الآتية :

$$a = \begin{cases} 1/(n-g) & ; g_1 + 1 \leq j \leq n - g_2 \\ 0 & ; o.w. \end{cases} \quad (8)$$

إذ إن α_1, α_2 : نسبتي البتر من طرفي العينة الأيسر والأيمن على التوالي: $(\alpha_1 < 0 \leq a_1 + a_2 < \alpha_2)$. وإن: $(0 \leq g = [g_1 + g_2] < n/2)$; $(j = 1, 2, \dots, n)$: الجزء الصحيح للقيمة بداخل القوس. وفي حالة البتر المتماثل من طرفي العينة فإن $(g_1 = g_2)$ ، بينما في حالة البتر غير المتماثل فإن $(g_1 \neq g_2)$. وفي حالة البتر من الجانب الأيمن فإن $(g_1 = 0, g_2 > 0)$ ، والعكس صحيح في حالة البتر من الجانب الأيسر .

الوسط الحسابي التعويضي : Winsorized Mean ($Tw(\alpha_1, \alpha_2)$)

أقترحه (Huber, 1986) في Winsor في 1986 ، وتعتمد فكرة هذا المقدّر على حذف نسبة من المشاهدات المتطرفة – في العينة – ثم التعويض عنها بقيمة أقرب مشاهدة إليها . ويمكن التعبير عن المقدّر ($Tw(\alpha_1, \alpha_2)$) بالصيغة (6) ، وتكون الأوزان على النحو الآتي :

$$a_j = \begin{cases} (g_1 + 1)/n & ; j \leq g_1 + 1 \\ (g_2 + 1)/n & ; j \geq n - g_2 \\ 1/n & ; g_1 + 2 \leq j \leq n - g_2 - 1 \\ 0 & ; o.w. \end{cases} \quad (9)$$

إذ إن المقادير الثابتة $(\alpha_1, \alpha_2, g_1, g_2)$ هي نفسها التي وضحت في الصيغة (8) . وفي حالة كون التعويض متماثلاً عند طرفي العينة أو غير متماثل فإن الثوابت (g_1, g_2) تتغيّر قيمتها وفق نوع التعويض وبما يشبه حالات تشذيب العينة في الفقرة السابقة .

مقدّر : Gastwirth

اقتصر (Gastwirth , 1966) المقدّر الآتي الموصوف بالصيغة الآتية :

$$TG = 0.3 X_{[(n/3)+1]} + X_{(n-[n/3])} + 0.4 MED \quad (10)$$

المقدرات الخطية لمعلمة القياس : من أشهر هذه الأنواع من المقدرات المقدّر الآتي :

وسيط الانحرافات المطلقة : Medium Absolute Deviation (MAD)

ويعبر عنه بالصيغة الآتية :

$$MAD = c \text{ med } |x_j - \text{med}(x_i)| ; (j=1,2,\dots,n) \quad (11)$$

إذ إن med : يعني الوسيط على وفق الصيغة (7) . وإن: $(c = \emptyset \equiv 1.483)$. وذلك لتكون الإحصاءة MAD متسقة عندما تتبع المشاهدات التوزيع الطبيعي (Hampel, 1985) .

المدى الربيعي للعينة : Sample Interquartile Range (IQR)

ويحسب وفقاً للصيغة الآتية :

$$IQR = (x_{g2n} - x_{g1n}) / 1.35 ; g_2 = [3n/4] ; g_1 = [n/4] \quad (12)$$

2- مقدرات نوع الإمكان الأعظم (M-MLE Estimators)

إذا كانت (x_1, x_2, \dots, x_n) متغيرات عشوائية كل منها يتبع دالة الكثافة $f(x)$ ، فإن مقدر الإمكان الأعظم MLE عبارة عن القيمة $(T_n = t_n(x_1, \dots, x_n))$ التي تعظم الدالة

$$\left(\sum_{i=1}^n f_{T_n}(x_i) \right)$$

$$\min_{T_n} \sum (-\ln f_{T_n}(x_i)) \quad (13)$$

إذ إن \ln : تشير إلى اللوغاريتم الطبيعي .

وقد اقترح (Huber, 1964) تعميم للصيغة السابقة على النحو الآتي :

$$\sum_{j=1}^n \rho(x_j \cdot T_n) = \min_{T_n} ! \quad (14)$$

إذ إن ρ : عبارة عن دالة اعتباطية (arbitrary) . فإذا كانت الدالة ρ قابلة للاشتراق ، أي أن $(\Psi(x \cdot \theta) = \partial \rho / \partial \theta)$ فإن T_n تحقق الدالة الضمنية الآتية :

$$\sum_{j=1}^n \Psi(x_j, T_n) = 0 \quad (15)$$

والدالة (Ψ) عبارة عن دالة وزن تعطي أوزاناً أقل للقيم البعيدة . ويعرف T_n المشار إليه بالمعادلات السابقة بأنه مقدر M-MLE و مقدرات - M لمعلم الموضع تعتمد على الصيغة الآتية :

$$\sum_{j=1}^n \rho \left\{ \frac{x_j - T_n}{S_n} \right\} = \min_{T_n} ! \quad (16)$$

أو

$$\sum_{j=1}^n \Psi \left(\frac{x_j - T_n}{c S_n} \right) = 0 \quad (17)$$

إذ إن S_n : تقدير معلمة القياس ويمكن الحصول عليه بشكل مستقل . وأن c : ثابت التغام (constant tuning) وتخترق قيمته بحيث يكون للتقدير كفاءة محاذية (asymptotic efficiency) عند توزيع معين (عادة التوزيع الطبيعي) .

وليس كل اختيار للدالة ρ أو للدالة Ψ يؤدي إلى حل وحيد T_n ، لذلك لابد من استخدام إحدى الطرق التكرارية (iterative methods) .

أما مقدرات - M لمعلم القياس : فتعرف بالعلاقة الضمنية الآتية :

$$\int x (x/S(F)) F(dx) \quad (18)$$

إذ يفترض في هذه الحالة إن معلمة الموضع تساوي صفرًا (Jureckova et al, 1996). وبافتراض إن $(\mu_j = (x_1 - \mu) / \sigma)$ ، فإن مقدرات - M للموضع والقياس في آن واحد باستخدام تقرير المرحلة الواحدة يعبر عنها بالمعادلين الآتيتين :

$$T_n = \mu_0 + \sigma_0 \left(\sum_{j=1}^n \Psi(u_j) / \sum_{j=1}^n \Psi'(u_j) \right) \quad (19)$$

$$S_n = \left(n \sigma_0^2 \sum_{j=1}^n \Psi^2(u_j) \right)^{1/2} / \sum_{j=1}^n \Psi'(u_j) \quad (20)$$

إذ إن μ_0 ، σ_0 : تقديرتين أوليين حصينتين لمعلمتي الموضع والقياس على التوالي .

ويمكن استخدام عدد K من الخطوات للمعادلين السابعين . علمًا بأن الصيغة (20) عبارة عن مقدرات - A التي أقترحها Lax وذلك لنقدير معلمة القياس . وقد اقترحت العديد من الصيغ الرياضية للدالة Ψ ومن أكثرها شهرة الدوال الآتية :

• دالة Huber : أقترحها (Huber , 1964) ويعبر عنها بالصيغة الآتية :

$$\Psi(u) = \begin{cases} u & ; |u| < a \\ a \operatorname{sgn}(u) & ; |u| \geq a \end{cases} \quad (21)$$

ثابت يأخذ أي من القيم (2.08 , 1.7 , 1.5) . a

• دالة Andrews: أقترحها (Andrews et al , 1972) ويعبر عنها بالصيغة الآتية :

$$\Psi(u) = \begin{cases} \sin(u/a) & ; |u| < a\pi \\ 0 & ; |u| \geq a\pi \end{cases} \quad (22)$$

a : ثابت يأخذ أي من القيم (2.1 , 1.5 , 1.339) .

• دالة Hampel : أقترحها (Hampel , 1986) ويعبر عنها بالصيغة الآتية :

$$\Psi(u) = \begin{cases} u & ; |u| < a \\ a \operatorname{sgn}(u) & ; a \leq u \leq b \\ a \operatorname{sgn}(u)((c - |u|) / (c - b)) & ; b < u < a \\ 0 & ; u \geq c \end{cases} \quad (23)$$

• دالة الوزن المزدوج (دالة التربيع المزدوج) Biweight Function(Bisquare Fun):

أقترحها Tukey و Beaton في (Hampel , 1986) ويعبر عنها بالصيغة الآتية :

$$\Psi(u) = \begin{cases} u(1 - (u/a)^2)^2 & ; |u| < a \\ 0 & ; |u| \geq a \end{cases} \quad (24)$$

a : ثابت يأخذ أي من القيم (6.0 , 4.687) .

R – Estimators : R – مقدرات 3

تأتي تسميتها هذه من حقيقة أنها اشتقت من اختبارات الرتبة (rank tests) ، وأصل هذه الفكرة يرجع إلى (Hodges et Lehman, 1963) إذ قاما باستخدام معدلات Walsh الآتية :

$$w_{ij} = (x_i + x_j) / 2 : (j = 1, 2, \dots, n) \quad (25)$$

إذ نستخدم المعدلات السابقة لإيجاد مقدرات-R لمعلمات الموقع على وفق الصيغة الآتية :

$$T_R = \operatorname{med} \left\{ \frac{x_i + x_j}{2} ; i < j \right\} \quad (26)$$

إذ إن هذه الصيغة تعد الأكثر اختصاراً من حيث الخطوات الحسابية مقارنة بالصيغة التي بها (j ≤ i) أو بالصيغة المطلولة لكل أزواج القيم (j , i) ، وكل هذه الصيغ منكافية بشكل موازٍ (equivalent asymptotically) . أما فيما يتعلق بمقدرات – R لمعلمات القياس فقد أقترح (Rousseeuw et Croux , 1993) الاحصاء الآتية :

$$S_R = e \operatorname{med} i \{ \operatorname{med} j |x_i - x_j| \} \quad (27)$$

إذ إنه لكل i يجري حساب الوسيط للمقدار { |x_i - x_j| : j = 1, 2, \dots, n } ينتج عن هذا n من الأعداد الوسيط لها هو المقدر SR من المقدار الثابت e جعل التقدير متسلقاً مع التوزيع المفترض ، إذ إن e = 1.6982 , 0.7071 , 0.1926 على وفق التوزيع المفترض (الطبيعي ، Cauchy ، الأسني) على التوالي وعند حساب الصيغة (27) ، فإن الوسيط الخارجي med_i هو عبارة عن الإحصاء المرتبة التي رتبتها (h* = [n+1]/2) ، أما الوسيط الداخلي med_j فهو عبارة عن الإحصاء المرتبة التي رتبتها (h = [n/2] + 1) . كذلك أقترح الباحثان السابقان ، مقدراً آخر من نوع مقدرات – R وذلك لتقدير معلمات القياس وهو المقدر الآتي :

$$S_R^* = d \left\{ |x_i - x_j| : i < j \right\}_{(k)} \quad (28)$$

إذ إن d مقدار ثابت يهدف منه جعل التقدير متسلقاً على وفق التوزيع المفترض ، فيأخذ القيم $, 1.207, 3.476$

(2.2219) على وفق التوزيع المفترض (الطبيعي، Cauchy، الأسوي) على التوالي . وإن :

$$K = \binom{h}{2} = \binom{n}{2} / 4 \quad : \quad h = [n/2] + 1$$

Re sampling Estimators

4- مقدرات إعادة المعاينة :

لقد أبرز هذه المقدرات وبين أهميتها وتطورها الإحصائي المعروف – في مجال الحصانة والشواذ – (Rousseeuw) 1974 ، ولكن أساس الفكرة قد يرجع إلى عام (1972) عندما قدم Andrews وزملاؤه . دراسة مونت كارلو موسعة للإحصاءات الحصينة لمعلمات الموقع ، وأقترح في تلك الدراسة مقدر لمعلمات الموقع يدعى الوسط الحسابي لأقصر نصف في العينة ، وفيما يأتي عرض بعض هذه المقدرات :-

The Arithmetic Mean of The Shortest Half : الوسط الحسابي لأقصر نصف :

يمكن التعبير عن هذا المقدر بالصيغة الآتية :

$$S_{Sh} = ([n/2]^4 \sum_{j=1}^{n-1} x_{(j)} ; j=1, \dots, [n/2+1]) \quad (29)$$

إذ إن 1 : تجعل المقدر $(x_{(l)} - x_{(l+n/2)})$ أقل ما يمكن .

[n/2]: عبارة عن الجزء الصحيح لقيمة التي بداخل القوس. (Andrews et al, 1972). وقد قدم Rousseeuw 1974 إحصاءات عددة من هذا النوع تعتمد على تجزئة العينة إلى عينات جزئية ، ثم استخدام عمليات حسابية مكثفة بهدف الحصول على مقدرات لها نقطة انهايار عالية $(.50 = ^*)$. وقد أقترح مقدرات من هذا النوع لاستخدامها في حالة الانحدار الخطى ، وفي الوقت نفسه أوجد الصيغة الخاصة بها في حالة المتغير الواحد ، وهذه المقدرات هي :

• مقدر أصغر وسبيط للمربعات Least Median of Squares Estimator (LMS) :

أقترح (Rousseeuw, 1974) هذا المقدر ويجري حسابه باتباع الخطوات الآتية :

1- ترتيب العينة تصاعدياً .

2- يجري حساب المسافات الآتية :

$$[x_{(h)} - x_{(1)}] \cdot [x_{(h-1)} - x_{(2)}] \dots \dots [x_{(n)} - x_{(n-h+1)}] \quad (30)$$

إذ إن : $(h = [n/2] + 1)$

3- المجموعة الجزئية التي لها أقصر مسافة أي أقصر نصف فإن مقدر LMS للموقع يساوي منتصف تلك المسافة (midpoint)

$$f_{LMS} = (x_{(uj)} + x_{(Lj)}) / 2 \quad (31)$$

إذ إن $x_{(uj)}$ و $x_{(Lj)}$: المشاهدتان المتطرفتان الدنيا والعليا على التوالي في العينة الجزئية i . وتقدر معلمات القياس باتباع الخطوات السابقة نفسها ثم في الخطوة (3) تحسب الإحصاءة

$$S_{LMS} = e (x_{(uj)} - x_{(Lj)}) \quad (32)$$

E : مقدار ثابت لجعل الإحصاءة S_{LMS} متسقة على وفق التوزيع المستهدف (target) ، وفي حالة التوزيع الطبيعي تكون $(e = .7413)$.

• مقدر المربيعات الصغرى المشذبة: The Least Trimmed Squares Estimator (LTS)
أقترح هذا المقدر (Rousseeuw et al, 1987) وتتبع خطوات مشابهة لتلك المتتبعة لإيجاد مقدر LMS على النحو الآتي :

1- ترتيب العينة تصاعدياً .

2- تجزأ العينة إلى مجموعات فرعية عددها $(n-h+1)$ ، وحجم كل منها $h = \lceil n/2 \rceil + 1$) على النحو الآتي :

$$\{ x_{(1)}, \dots, x_{(h)} \} \dots \dots \dots \{ x_{(n-h+1)}, \dots, x_{(n)} \} \quad (33)$$

3- يجري حساب الوسط الحسابي لكل عينة جزئية ومجموع مربيعات انحرافاتها عن وسطها .

4- مقدر الموقع هو الوسط الحسابي المشذب للعينة الجزئية (j) أي - $\bar{x}^{(j)}$ - التي لها أقل مجموع مشذب لمربيعات انحرافات $SQ^{(j)}$ عن وسطها المشذب $\bar{x}^{(j)}$ ، إذ يحسبان على النحو الآتي :

$$\bar{x}^{(j)} = \left(\frac{1}{h} \right) \sum_{j=1}^{h+j-1} x_{(j)} \cdot S Q^{(j)} = \sum_{j=1}^{h+j-1} \left(x_{(j)} - \bar{x}^{(j)} \right)^2 ; (j=1, \dots, n-h+1) \quad (34)$$

أما مقدر LTS لمعلمة القياس فهو عبارة عن أصغر مجموع مربيعات $SQ^{(j)}$ مقسوماً على $(h-1)$ (Rousseeuw, 1987).

5- المقدرات المكيفة : Adaptive Estimators
سنكتفي بعرض طريقتين مكيفتين إحداهما مقدر مكيف خطى والآخر من مقدرات M المكيفة .

• مقدر - Hogg المكيف : Adaptive Hogg Estimator

أقترحه (Hogg , 1974) لتقدير معلمات الموقع على النحو الآتي :

$$T_H = \begin{cases} T_o(0.25) & ; Q < 2.0 \\ T_T(0.0) & ; 2.0 \leq Q \leq 2.6 \\ T_T(3/16) & ; 2.6 \leq Q \leq 3.2 \\ T_T(6/16) & ; Q \geq 3.2 \end{cases} \quad (35)$$

إذ إن $T_0(\alpha)$: الوسط الحسابي الخارجي

$$T_0(\alpha) = (2n\alpha)^{-1} \left[\sum_{j=1}^{\lfloor n\alpha \rfloor} x_{(j)} - \sum_{j=n-\lceil n\alpha \rceil}^n x_{(j)} \right] \quad (36)$$

؛ الوسط المشذب على وفق الصيغة (8)

Q : مقياس متماثل لمتانة الذيل ، ويحسب بالصيغة الآتية :

$$Q = \frac{\bar{U}(0.05) - \bar{L}(0.05)}{\bar{U}(0.50) - \bar{L}(0.50)} \quad (37)$$

إذ إن $(\bar{U}(\alpha), \bar{L}(\alpha))$: المتوسطات الحسابيان لأصغر وأكبر $[n\alpha]$ من مشاهدات العينة المرتبة الدنيا والعليا على التوالي .

ويلاحظ أن المقدر T_H يتكيف بحسب نوع التوزيع من حيث متانة الذيل .

• مقدرات - M المكيفة : Adaptive M – Estimators

ستعرض هنا مقدرات - M المكيفة التي أقترحها (Moberg et al , 1978) إذ تعتمد هذه المقدرات على نفس فكرة مقدرات - M التي وضحت في الفقرة (2) ، ولكن الاختلاف إن مقدرات - M المكيفة تعتمد على دالة ψ تتكيف حسب

توزيع البيانات ، ويشرط إن يكون للبيانات توزيع أحادي المنوال (Unimodal) ، وقد صنف (Moberg et al) دوال Ψ إلى خمسة أنواع على النحو الآتي :

الصنف	الدالة - Ψ
1	u^3
2	U
3	$2.25 u / (u^2 + 0.53 IQR^2)$
4	$5.10 u / [(u + 0.77 IQR)^2 + .95 IQR^2]$
5	$3.30 u / [(u + 0.56 IQR)^2 + .25 IQR^2]$

إذ إن الإحصاء IQR تحسب وفقاً للصيغة (12) . ويتم حساب مقدرات M المكيفة وفقاً للخطوات الآتية :

- 1- يصنف نوع التوزيع ، وذلك بحساب إحصاءه قياس متانة الذيل Q على وفق الصيغة (37) . وبحساب إحصاءه قياس التواء التوزيع على وفق الصيغة الآتية :

$$W = \frac{\bar{U}(0.05) - \bar{M}(0.05)}{\bar{M}(0.50) - \bar{L}(0.50)} \quad (38)$$

إذ إن $(\bar{L}(\alpha), \bar{M}(\alpha), \bar{U}(\alpha))$:المتوسطات الحسابية لأصغر وأوسط وأكبر $[\alpha n]$ من مشاهدات العينة المرتبة على التوالي .

- 2- تصنف بيانات العينة وفقاً لما يأني :

$$B_1 = Q - 2.08 + (2/n)$$

$$B_2 = Q - 3.05 + (9/n)$$

$$D_1 = Q - (0.75 - (1/n)) W - (1.65 - (2/n))$$

$$D_2 = Q - (0.50 - (1/n)) W - (1.25 - (1/n))$$

ثم تختار الدالة Ψ وفقاً لما يأني :

$W \leq 1.4, B_1 < 0$ تختار دالة الصنف الأول إذا كانت :-

$W \leq 1.4, B_2 < 0, B_1 \geq 0$ تختار دالة الصنف الثاني إذا كانت :-

$W \leq 1.4, B_2 \geq 0, B_1 \geq 0$ تختار دالة الصنف الثالث إذا كانت :-

$W > 1.4, D_1 > 0$ تختار دالة الصنف الثالث إذا كانت :-

$W > 1.4, D_1 > 0, D_2 \leq 0$ تختار دالة الصنف الرابع إذا كانت :-

$W > 1.4, D_1 \leq 0, D_2 \leq 0$ تختار دالة الصنف الخامس إذا كانت :-

3- يحسب تقدير معلمة الموضع عن طريق حل المعادلة المذكورة في الصيغة (17) ، باستخدام طرائق التعويض المتالي أو باستخدام مقدر الخطوة الواحدة لـ Tukey الموضع بالصيغة (19) . عندما تكون $(0 < Q < W)$ فإن W تستبدل بالقيمة $(W^* = 1/W)$ في الخطوة (1) . وعند اختيار أحد الصنفين 4 أو 5 ، تستبدل (u) Ψ بـ $(-u)$ في الصنف (2) ولا يجري أي تغيير مماثل إذا اختيرت أحد الأصناف الثلاثة الأولى .

• معايير الحصانة :

من خلال ما نقدم يمكننا إبداء الاعتبارات التالية :-

♦ إن النظرية الكلاسيكية في التقدير كثيراً ما تعتمد على حجم العينة الكبير أي إن $(n \rightarrow \infty)$ ، إذ إن تلك الطرائق تعتمد على نظرية النهاية المركزية (central limit theorem) CLT ، وبعد انتصار الحصانة الحجم الصغير مهما ، إذ إنه المعمول عليه في الغالبية العظمى من التطبيقات العملية . وعلى الرغم من ذلك الانتقاد فإن معظم المعايير الحصانية

تعتمد على حجم العينة الكبير إِي أن ($n \rightarrow \infty$) مثل دالة التأثير ونقطة الانهيار وأكبر تحيز والكافاءة المحاذية ، والتبابن المحاذى ، ومعدل التقارب (العلي ، 1985) .

♦ إن نظرية تصغير أعظم تباين محاذ (Huber) تعتمد على جوار صغير البعد ، وغير قابلة للتتوسيع إلى الأبعاد العالية . وقد أعتمد Huber على توزيع متماثل أسماه توزيع القضيل الأقل (the least favorable distribution) ، وهو عبارة عن توزيع هجين مرکزة يتبع التوزيع الطبيعي . أما منطقة الذيلين فتتبع التوزيع الأسوي وبافتراض هذا التوزيع اشتقت مقدرات M- المرتدة ، إذ أعتمد ذلك على عمل امثلية (optimization) لأكبر تباين محاذ ممكن ، مفترضاً بعض القيود بحيث يجري إهمال أو التحكم بالتحيز المحاذى . وهذا أمر غير ممكن في الواقع العملي . وباختصار فإن عيب هذه الطريقة الأساس أنها تقدم مقدراً قد يصغر أعلى تباين لكن ذلك المقدر ليس له تأثير كبير (العلي ، 1985 وكنجو ، 1979 ، الافندى 1981) .

♦ كثير من المقدرات الحصينة إذا امتلكت ميزة حصينة معينة ، قد يكون ذلك على حساب ميزة أخرى . مثلاً على ذلك مقدرات M- المرتدة ، في حالة معلمة موقع المتغير الواحد ، فإن هناك تعارضاً بين ميزة نقطة الانهيار العالية والكافاءة العالية في ظروف التوزيع الطبيعي ، فزيادة نقطة الانهيار يؤدي إلى انخفاض الكفاءة والعكس بالعكس ، كذلك الحال فيما يخص الوسط المشذب على وفق الصيغة (8) والوسط التعويضي على وفق الصيغة (9) ، فإن زيادة نسبة α تكبر نقطة الانهيار وتختفي الكفاءة والعكس بالعكس عندما تصغر α .

♦ لا يقدم معيار الحصانة النوعية معلومات تقييد في المفاضلة بين طرفيتين أو أكثر ، إذ إن هذا المعيار يشير فقط إلى أن الطرفيتين A و B مثلاً كلاهما حصينتان نوعياً ، من دون معرفة أي الطرفيتين أفضل .

♦ الكثير من الباحثين يعتبرون نقطة الانهيار معياراً مهمًا للحكم على حصانة طريقة ما لاسيما في حالة البيانات التي تتبع نماذج معقدة مثل الانحدار ومتعدد المتغيرات . وبغضهم الآخر يقلل من أهمية هذا المعيار ، إذ بعد ميزة للحصانة الشاملة فقط وأن المقدر الحصين يجب أن يمتلك خاصية أخرى ألا وهي الحصانة مقابل التحيز الأكبر والحصانة ضد التحسن من التلوث .

♦ يعد مفهوم نقطة الانهيار معياراً جذاباً ، وذلك لأسباب منها سهولة فهمه لدى الإحصائيين والباحثين التجريبيين على السواء ، ولكن هذا المعيار فيه بعض الغموض ، وللتوضيح ذلك سيسعى بصيغة نقطة الانهيار المحاذية الآتية :

$$\epsilon^* = \inf \{ \epsilon : B(T, H_\epsilon, \epsilon) = \infty \} \quad (39)$$

إذ إن T : إحصاء التقدير ، و H_ϵ النموذج الخطأ الفادح ، و ϵ نسبة التلوث .
وإن (.) B : قيمة أكبر تحيز تسببه النسبة ϵ .

ويقصد بالصيغة السابقة أن نقطة الانهيار هي أقل نسبة من التلوث التي تؤدي إلى أن يكون التحيز كبيراً جداً يصل إلى ∞ . والسؤال الذي يمكن إثارته هنا بشأن النقطة الغامضة حول : ما هو المقدار ∞ ؟ وهل هناك كمية محددة لأكبر تحيز يقال إن الإحصاء تنهار عنده . وبشكل أكثر وضوحاً إذا فرض في حالة المتغير الواحد أن معظم مشاهدات العينة تتبع التوزيع ($0 < \epsilon \leq 1 / 2$) وأن ما نسبته ($0 < 1 / 2 \leq \epsilon \leq 0$) من المشاهدات تتبع التوزيع ($0.9 < N$) فإذا استخدمت الإحصاءات (T_1, T_2, T_3) وكان أعلى تحيز لكل منها بالتتابع $= 2$ ($B(T_1, H) = 10$ و $B(T_2, H) = 10$ و $B(T_3, H) = 20$) ، فمتى يقال إن المقدار ينهى ، هل عندما التحيز 2 أو 10 أو 20 أو أكبر أو أصغر ؟

♦ كثيراً ما يستخدم الباحثون المتخصصون بالحصانة مفاهيم مثل الخطأ الفادح الكبير مرادفاً للشواذ الواضحة أو الشواذ البعيدة ، ومفهوم الخطأ الفادح البسيط مرادفاً للشواذ غير الواضحة أو الشواذ القريبة . والحقيقة أن ذلك يدل على وجود خلط في إدراك مفهوم المشاهدة الملوثة ومفهوم المشاهدة الشاذة ، إذ إن الأنماذج المستخدم (في مجال الحصانة) لتوليد الشواذ هو أنماذج الخطأ الفادح ، الذي يوجد به قصور نتج عنه ذلك الخلط .

• مقتراحات تتعلق بالتقدير الحصين في حالة متغير واحد :

فيما ينبع بالتقدير الحصين فقد اقتصرت المحاولة تطوير الأداء فيما يخص مقدرات M - وذلك باستخدام دالة رتبة Ψ متزايدة ، الشكل (1) يوضح دوال Ψ الأكثر شهرة والأكثر استخداماً لإيجاد مقدرات M - ، ومن ذلك الشكل البياني يتضح إن الدوال الثلاث (A ، B ، C) عبارة عن دوال مرتبة ، أما الدالة (D) فليست مرتبة، إذ إنها دالة رتبة $\Psi_{c,d}$ متزايدة . وقد أقترح Coakley وآخرون استخدم الدالة Ψ المعرفة بالصيغة (40) : $\Psi_{c,d} = \min \{ 1, \frac{1}{|t|^{1+d}} \}$ حيث أن : $t = \max \{ |t|, 1, +d \}$

d : ثابت التماугم الذي يحدد نقطة أكبر تعظيم الدالة ($\Psi_{c,d}$) فعندما ($t \rightarrow \infty$) فإن ($\Psi_{c,d} \rightarrow 1 + d$) ، وهي عبارة عن تحويل لدالة Huber يجعلها رتبية وممتزايدة بشكل صريح ، أما الهدف من هذا التحويل فيمكن توضيحه في النقاط الآتية :

1- للدالـ Ψ المرتبـة بعض العـيوب لأنـها تـعتمد على فـكرة عـلـى فـكرة التـعامل مع الـقـيم غـير المـعتـادـة البعـيدة يـرـفضـها كـلـياً وـترـتبـ على ذـلك أـنـ يـكـونـ لها دـالـة وزـن Ψ تـنـتـهي خـارـجـ منـطـقة مرـكـزـية مـحـدـدة وـيمـكـنـ التـعبـيرـ عـنـها بـالـصـيـغـةـ التـالـيةـ

$$\Psi_r = \{ \Psi \epsilon \Psi ; \Psi(x) = 0 \forall |x| \geq r \}$$

إذ أن r : مجموعة من الدوال و r : مقدار ثابت ($0 < r < \infty$) ويطلق عليها نقطة الرفض

2- أثبت Coakley وآخرون إن الدالة Ψ التي اقتربواها ، تجعل مقدرات M - ذات الخطوة الواحدة ترث نقطة الانهيار العالية من التقدير الأولى الذي يستخدم (LMS مثلاً) .

3- دالة التأثير للمقدار T تعرف بالصيغة الآتية :

$$IF(x; F, t) = \Psi(x) / \gamma(F), \gamma(F) = \int f(x) d\psi(x)$$

ويلاحظ أن $IF(x; F, t)$ تتناسب (proportional) مع الدالة Ψ ، إذ إن ثابت التتناسب $(F)^{-1}$ γ يعتمد على كل من γ دالة الكثافة (.). f . كذلك فإن $IF(x; F, t)$ تكون مقيدة عندما Ψ مقيدة ، و $(0 \neq F \neq 0)$ لذا فإن اقتراح دالة Ψ مقيدة سيتـجـأـيـضاً .

4- يفترض في الحصانـةـ أنـ يـجـريـ تقـيـرـ المـعـلـمـةـ θ وـتكـيـيفـ الـقـيمـ الشـاذـةـ إنـ وـجـدـتـ ، إـذـ إنـ دـالـةـ Ψ المرتبـةـ تعـطـيـ أـوزـانـاـ مـتـنـاقـصـةـ بشـكـلـ مـطـردـ كـلـماـ زـادـ بـعـدـ الـقـيمـ الشـاذـةـ عـنـ مـرـكـزـ التـوزـيعـ ، وـقـدـ تـجـعـلـ تـلـكـ الأـوزـانـ الـقـيمـ الشـاذـةـ عـنـ مـرـكـزـ التـوزـيعـ وـلـيـسـ فـيـ مـنـطـقـةـ الذـيلـ .ـ بـتـعـبـيرـ آـخـرـ كـاـنـ الدـالـةـ تـقـوـمـ بـدـورـ الوـسـطـ التـعـوـيـضـيـ الـمـوـضـحـ بـالـصـيـغـةـ (9)ـ وـكـأـنـماـ تـحـذـفـ الـقـيمـ الشـاذـةـ وـيـعـوـضـ عـنـهاـ بـقـيمـ تـجـعـلـ الـقـيمـ الشـاذـةـ قـرـيبـةـ مـنـ مـرـكـزـ التـوزـيعـ ،ـ ثـمـ بـعـدـ قـيمـ مـعـيـنةـ تـحـذـفـ تـلـكـ الـقـيمـ الشـاذـةـ وـيـعـوـضـ عـنـهاـ بـقـيمـ قـدـرـهاـ صـفـرـ .ـ أـمـاـ دـالـةـ Ψ ـ لـ Huberـ عـلـىـ وـفـقـ الصـيـغـةـ (11)ـ فـتـعـطـيـ أـوزـانـاـ ثـابـتـةـ ،ـ ثـمـ بـعـدـ قـيمـ مـعـيـنةـ تـعـوـضـ عـنـ الـقـيمـ الـبـعـيدةـ بـمـقـدـارـ ثـابـتـ ،ـ وـهـذـاـ مـاـ يـجـعـلـ تـلـكـ الـقـيمـ تـنـتـركـزـ فـيـ قـيمـ مـعـيـنةـ عـنـ ذـيلـ التـوزـيعـ .ـ أـمـاـ دـالـةـ Ψ ـ الـصـرـيـحةـ التـزاـيدـ (ـوـالـتـيـ يـهـدـفـ إـلـىـ اـقـتـراـحـهــ)ـ فـتـعـطـيـ أـوزـانـاـ ثـابـتـةـ ثـمـ تـأـخـذـ بـالـتـزاـيدـ بـشـكـلـ بـطـيءـ ،ـ وـكـأـنـماـ يـعـوـضـ عـنـ الشـوـازـ بـقـيمـ تـقـعـ فيـ مـنـطـقـةـ ذـيلـ التـوزـيعـ بـشـكـلـ اـنـسـيـابـيـ وـلـيـسـ فـيـ نـقـطةـ وـاحـدةـ .ـ بـنـاءـ عـلـىـ ماـ تـقـدـمـ قـدـمـتـ المـقـتـرحـاتـ الآـتـيـةـ :

المقترح (i) : التحويل الأول لدالة Ψ : Huber

دالة Ψ التي قدمـها Huber على وفق الصيـغـةـ (11) دـالـةـ رـتـبـةـ وـلـكـنـهاـ لـيـسـ صـرـيـحةـ التـزاـيدـ ،ـ وـهـنـىـ تـتـحـقـقـ النـقـاطـ السـابـقـةـ ،ـ فـقـدـ أـقـتـرـحـ الدـالـةـ الآـتـيـةـ :

$$\rho_{(Min)}(u) = \begin{cases} (1/2)u^2 & ; |u| < c \\ (1/a)[u \tan^{-1} u - (1/2)\ln(1+u^2)] & ; |u| \geq c \end{cases} \quad (41)$$

إـذـ إنـ c ـ مـقـدـارـ ثـابـتـ يـحـدـدـ الـبـاحـثـ لـلـتـحـكـمـ بـكـفـاءـةـ مـقـدـراتـ M ـ ،ـ وـأـنـ a ـ مـقـدـارـ ثـابـتـ يـخـتـارـ لـيـتـنـاسـبـ معـ قـيمـ c ـ بـمـاـ يـجـعـلـ الدـالـةـ Ψ ـ اـنـسـيـابـيـ (smoothly) .

وعندأخذ المشتقه للدالة ρ_{MHI} ، يكون الحصول على الدالة الآتية :

$$\Psi_{(Min)}(u) = \begin{cases} u & ; |u| < c \\ (1/a) \tan^{-1}(u) & ; |u| \geq c \end{cases} \quad (42)$$

إذ إن الدالتين السابقتين موضحتان في الشكل (1) الدالة (E) والدالة (F) .

المقترح (2) : التحويل الثاني لدالة - (Huber)

تعتمد على فكرة التحويل الأول نفسها ولكن باستخدام اللوغاريتم للدالة Cosh على النحو الآتي :

$$\Psi_{(MH2)}(u) = \begin{cases} (1/2)u^2 & ; |u| < c \\ (1/a) \ln \cosh u & ; |u| \geq c \end{cases} \quad (43)$$

إذ إن : c مقدار ثابت يحدده الباحث للتحكم بكافعه مقدرات M ، وإن a : مقدار ثابت يختار ليتناسب مع قيمة c بما يجعل الدالة Ψ انسيابيه (smooth) .

وهذه الدالة موضحة في الشكل (1) الدالة (G) والدالة (H) :

وعندأخذ المشتقه للدالة ρ_{MH2} ، يجري الحصول على الدالة الآتية :

$$\Psi_{(Mi2)}(u) = \begin{cases} u & ; |u| < c \\ (1/a) \tanh(u) & ; |u| \geq c \end{cases} \quad (44)$$

وهذه الدالة موضحة في الشكل (3-A) في الملحق .

المقترح (3) : مقترن دالة - Ψ متزايدة :

يلاحظ على دالة \tan^{-1} أنها فردية ومتزايدة وانسيابية لذلك يقترح الدالة الآتية :

$$\rho_T = (1/a) [u \tan^{-1} u - (1/2) \ln(1+u^2)] \quad (45)$$

وعندأخذ المشتقه للدالة T يجري الحصول على الدالة الآتية :

$$\Psi T(u) = (1/a) \tan^{-1}(u) \quad (46)$$

إذ إن الدالتين السابقتين موضحتان في الشكل (1) الدالة (I) والدالة (J) .

الدراسة التجريبية :

يعتبر أسلوب المحاكاة في دراسة الحصانة مهمًا ، لأنة يمكن من دراسة سلوك العينات الصغيرة ويمكن من السيطرة أيضًا على بعض المتغيرات العشوائية مثل / التلوث ، وينم المعامل ، وحجم الخطأ المفاجح الخ (Hampel , 1991) . وبناء على ما نقدم فإننا نجري عملية محاكاة بحالة متغير واحد باستخدام أسلوب محاكاة مونت - كارلو . Monte Carlo procedure وتتبع أهمية عملية مونت - كارلو المستخدمة في هذه الدراسة من أنها تشمل دراسة وتحليل كل من طرائق التقدير الحصين وطرائق تقدير البيانات التي تشخيص شواذاً وذلك في حالة المتغير الواحد بالإضافة إلى ذلك استخدمنا لنموذج توليد شواذ متماثل نظراً لدقته وكفاءته في التوليد .

حالة المتغير الواحد :

ت تكون هذه الفقرة من جزاءين الأول : يتعلق بطرائق تقدير معلمة الموقع والأخر يتعلق بطرائق تقدير معلمة القياس .

1- ما يتعلق بمعلمة الموقع :

لقد استخدمنا طرائق المقترنة والمحورة في الجدول (1) وذلك للأسباب التالية :

1- اختيرت الإحصاءة MEAN لأنها تعد المقدر التقليدي الذي يمتلك أفضل الخصائص عندما تتوفر شروط معينة (أنظر العلاقة 3) .

- 2- اختيرت مقدرات M - المرتبطة لأنها أكثر طرائق التقدير الحصين أهمية ، وقد أكفي في مقدرات M - المرتبطة بثلاث دوال مختلفة (Andrews, 1974 , Hampel et al , 1986) وهي الإحصاءات TSI و THA وهذه الأخيرة اختيرت منها إحصائيتين لمعرفة تأثير تغيير قيم (a,b,c) في التقدير . الإحصاء HUB لأن لها دالة Ψ رتبته كما أن لهذه الإحصاء نقطة انهايار عالية ($\epsilon^* = 0.50$) واختيرت الإحصاء THE والإحصاء المقترحة هي : THH , OTH , OTB , OTA , THT_1 , THT TTN , LTS لأن لها دالة Ψ رتبته وصريحة التزايد ، كما اختيرت الإحصاءات OTT للمقارنة بين مقدرات M - المرتبطة ذات الخطوة الواحدة ومقدرات M - المرتبطة بالطريقة التكرارية .
- 3- اختيرت مقدرات إعادة المعاينة SLM و LTS بعلاقتها بالانحدار الخطى ولأن لهما حسانة شاملة ($\epsilon^* = 0.50$) واختير الوسيط MED ليدرس ضمن هذه المجموعة لأنه يمتلك ($\epsilon^* = 0.50$) . (Hampel , 1985) .
- 4- أما المجموعة المختلفة فقد تضمنت الإحصاء $TRAN$ لتعبر عن مقدرات R ، والإحصاء $TGAS$ لتعبر عن مقدرات L وأخيراً الإحصاء $TADM$ لتمثل مقدرات M المكيفة .
-
- ملاحظة :** M - مقدر لمعلمة الموقع يعتمد على الأوزان (Huber , 1972)

جدول (1) يوضح الطرائق التي درست في عملية موئل كارلو في حالة معلمة موقع المتغير الواحد.

الرمز	الطريقة	التسلسل
MEAN	أولاً : طريقة OLS : الوسط الحسابي على وفق الصيغة (4)	-1
TS1	ثانياً : مقدرات M - مقدرات M باستخدام دالة Ψ على وفق الصيغة (22)، ($c=2.1$)	-2
TB1 مقدرات M باستخدام دالة Ψ على وفق الصيغة (24)، ($c=.687$)	-3
11117 مقدرات M باستخدام دالة Ψ على وفق الصيغة (23)، ($a=1.7,b=3.4,c=8.5$)	-4
TH21 مقدرات M باستخدام دالة Ψ على وفق الصيغة (23)، ($a=2.1,b=4,c=8.2$)	-5
THU مقدرات M باستخدام دالة Ψ على وفق الصيغة (21)، ($c=2.08$)	-6
THE مقدرات M باستخدام دالة Ψ على وفق الصيغة (26)، ($c=2.08 , d=0.5$)	-7
THT مقدرات M باستخدام دالة Ψ على وفق الصيغة (42)، ($c=2.08 , d=0.5$)	-8
THT1 مقدرات M باستخدام دالة Ψ المقترحة على وفق الصيغة (42)، ($c=1.4,a=38.90165872$)	-9
THH مقدرات M باستخدام دالة Ψ المقترحة على وفق الصيغة (42)، ($a=30.9246 , c =2.08$)	-10
TTN مقدرات M باستخدام دالة Ψ المقترحة على وفق الصيغة (44)، ($a=.7 , c =.863383$)	-11
 مقدرات M باستخدام دالة Ψ المقترحة على وفق الصيغة (44)، ($a=45 , c=2.08$)، حورت الصيغة السابقة	-12
THTR	يجعل ($\Psi = 0$) عندما ($ u \geq 2.08$)	-13
OTB مقدرات M باستخدام دالة Ψ المقترحة على وفق الصيغة (24)، ($c=6.687$) باستخدام أسلوب الخطوة الواحدة	-14
OTT مقدرات M باستخدام دالة Ψ المقترحة على وفق الصيغة (42)، ($c=1.4,a =38.90165872$) باستخدام أسلوب الخطوة الواحدة	-15
OTA مقدرات M باستخدام دالة Ψ المقترحة على وفق الصيغة (42)، ($a=30.9246, c=2.08$) باستخدام أسلوب الخطوة الواحدة	-16
OTH مقدرات M باستخدام دالة Ψ المقترحة على وفق الصيغة (44)، ($a=.7,c =.863383$) باستخدام أسلوب الخطوة الواحدة	

MED	ثالثاً : مجموعة مقدرات إعادة المعاينة :	-17
TLMS	احصاء الوسيط على وفق الصيغة (7)	-18
TSH	طريقة LMS على وفق الصيغة (31)	-19
TLT	طريقة أقصر نصف ، على وفق الصيغة (29)	-20
طريقة LTS على وفق الصيغة (34)		
TGAS	رابعاً : مقدرات أخرى :	-21
TRAN	احصاء Gastwirth على وفق الصيغة (10)	-22
TAHG	الحصاءة الرتبة على وفق الصيغة (26)	-23
TADM	مقدر Hogg الخطى المكيف على وفق الصيغة (35)	-24
	مقدرات - M المكيفة الموضحة بالفقرة (5)	

- أما فيما يتعلق بمعلمة القياس فقد تضمنت عملية مونت - كارلو الطرائق المشار إليها في الجدول (2) ، وقد وقع الاختيار على هذه الطرائق من دون غيرها نتيجة لما يأتي :
2. أختيرت الاحصاءة SDE لكثره استخدامها .
 3. أختيرت مقدرات - M وأكتفي بالاحصاءة SBI لكثره استخدامها ولأدائها الجيد ، وكذلك أختيرت الاحصاءات المحورتان OSTH و OST لأن لها دالتى Ψ رتبية ومترابدة.
 4. أختيرت مقدرات المعاينة MAD و LMS ، وأختيرت الاحصاءة LTS لتدرس ضمن هذه المجموعة لأنها تمثلت $(\epsilon^* = .50)$.

جدول (2) يوضح الطرائق التي درست في عملية مونت - كارلو في حالة معلمة قياس المتغير الواحد .

الرمز	الطريقة	الترتيب
SDE	أولاً : طريقة OLS الانحراف المعياري على وفق الصيغة (5)	-1
OSB	ثانياً : مقدرات - M : استخدمت الصيغة (20) ولخطوة واحدة وحسب الإحصاءات الآتية	
OST مقدرات - M باستخدام دالة Ψ على وفق الصيغة (24)، $(c= 4.687)$	-2
OSTH مقدرات - M باستخدام دالة Ψ على وفق الصيغة (62)، $(a=1.4, c=38.90165872)$	-3
 مقدرات - M باستخدام دالة Ψ على وفق الصيغة (44)، $(a = .7, c=.863383)$	-4
MAD	ثالثاً : مجموعة مقدرات إعادة المعاينة :	
SQR وسيط الانحرافات المطلقة على وفق الصيغة (11)	-5
SLMS احصاء المدى الربيعي على وفق الصيغة (12)	-6
SLT طريقة LMS ، على وفق الصيغة (32)	-7
 طريقة LTS على وفق الصيغة (34)	-8

1-2-4 صياغة أنموذج المحاكاة :

سعيا وراء تحقيق هدف البحث ، فقد صيغ أنموذج للمحاكاة من المرونة والشمول بحيث يمكن من محاكاة عدد كبير من الحالات التي يمكن أن توجد بها البيانات ، فقد أفترض أن حجم العينة ($n = 20$) ، ذلك أن كثير من دراسات الحصانة والشواذ قد افترضت هذا الحجم ، أهمها الدراسة التي قدمها (Andrews, 1974) كما أفترض حجم العينة الأصغر ($n=$)

(10) والأكبر ($n = 50$) لدراسة سلوك الطائق المختلفة عند حجوم مختلفة للعينات . كذلك افترضت ثلاثة نماذج مختلفة لتوزيع البيانات هي 1- النموذج الطبيعي ليعبر عن الحالة المثلثى للبيانات 2 - النموذج الملوث المتماثل 3- النموذج الملوث غير المتماثل . ونسبة التلوث ϵ بصورة متفاوتة ، كما افترضت حالات الشواد الطرفية والبعيدة الجدول (3) يوضح هذه الحالات :

جدول (3) : تشكيلات الحالات التي افترضت في عملية مونت كارلو

n	ϵ	A
10	0.0, 0.10, 0.20, 0.30, 0.40, 0.50	7
20	0.0, 0.05, 0.10, 0.20, 0.30, 0.40, 0.50, 0.66	7, 14

50	0.0, 0.05, 0.10, 0.20, 0.30, 0.40, 0.50, 0.66	7
----	---	---

وعدد الحالات في الجدول السابق 30 حالة وذلك في حالة التوزيع الملوث المتماثل ، وكذلك درست الحالات نفسها في حالة التوزيع الملوث غير المتماثل باستثناء حالتي ($\epsilon = 0.0$ ، $\epsilon = 0.66$) ، ليكون عددها 24 حالة ، وذلك لكل من معلمتي الموقع والقياس على حدة ، وأختيرت النسبة ($\epsilon = 0.66$) لتعبير عن حالة وجود ثلات مجتمعات تتسم كلها إلى التوزيع الطبيعي وتختلف من حيث قيمة معلمة الموقع لكل منها ، حيث توجد بيانات تمثل ثلات مجموعات متباينة وبمعنى آخر ثلات البيانات الأوسط يخضع للتوزيع (σ^2 ، σ^2 ، σ^2) والثالث الأكبر يخضع للتوزيع ($\eta + a$ ، η ، $\eta - a$) والثالث الأصغر يخضع للتوزيع ($\eta - a$ ، η ، $\eta + a$) فإن الطائق الحصينة غير مصممة لمعالجة هذه البيانات حتى الطائق التي لها ($\epsilon = 0.50^*$) فإنها صممت ل تعالج التلوث من مجتمعين إحصائيين .

النموذج الملوث غير المتماثل يكون وفق الصيغة التالية :

$$\Psi_{MHI}(u) = \begin{cases} u & ; |u| < C \\ (y_a) \tan^{-1}(u) & ; |u| \geq C \end{cases}$$

- النموذج الملوث المتماثل المقترن في هذه الدراسة يتم وفق العلاقة التالية :

$$F_\epsilon(x) = (1 - \epsilon)N(\eta, \sigma^2) + \epsilon_1 N(\eta + a_1, \sigma^2) + \epsilon_2 N(\eta - a_1, \sigma^2)$$

إذ أن :

$$(|a_2| > 0, |a_1| > 0)$$

$$(\epsilon = \epsilon_1 + \epsilon_2)$$

ويمكن الاعتماد على العلاقة أعلاه كصيغة عامة لتوليد أنماط عدة في النماذج الملوثة وعلى النحو التالي :

• إيجاد نموذج ملوث من جانب واحد ومن ثم غير متماثل وذلك عندما :

$$(a_2 > 0, a_1 = 0) \text{ أو } (a_2 > 0, a_1 > 0, a_1 = 0) \text{ ; } (\epsilon_1 = \epsilon, \epsilon_2 = 0) \text{ ; } (\epsilon_1 = 0, \epsilon_2 = \epsilon) \text{ ; } (a_2 > 0, a_1 > 0, \epsilon_1 = \epsilon_2 = \epsilon)$$

• إيجاد نموذج ملوث من جانبيين وغير متماثل عندما :

$$(a_2 > 0, a_1 < 0, \epsilon_1 \neq \epsilon_2) \text{ أو } (a_2 < 0, a_1 > 0, \epsilon_1 \neq \epsilon_2)$$

أما ثابت الانزلاق a فقد اختير (7) ليعبر عن الحد الأدنى لقيمة (a) التي تجعل النموذج يولد نسبة من القيم الشاذة تساوي النسبة ϵ التي يجري افتراضها .

هذا وقد تمت عملية المحاكاة باستخدام برنامج (STAT - ITCF , 1987) نافذة "Calcul - MATH" حيث تمكّن من استخدام بيانات مولدة أو بيانات حقيقة كما يمكن زرع شواد بشكل اعتباطي أو تشخيص شواد الخ .

2-2-4 سير عملية المحاكاة :

لقد صيغت عملية المحاكاة المستخدمة في هذا الجزء من البحث لتسير على وفق الخطوات الآتية :

(1) تجري تغذية برنامج المحاكاة بالمدخلات التي تحدد على وفق التشكيلة المختارة من الجدول (3) . ثم يعمل البرنامج بشكل تلقائي .

(2) يجري توليد البيانات (وفقاً للحالة المفترضة التي حددت في الخطوة (1)) وفقاً لبرامج فرعية ، ثم ترسل البيانات المولدة إلى البرنامج الرئيسي .

ويجري في البرامج الفرعية المذكورة توليد الرقم العشوائي u_j باستخدام الدالة المكتبة RND التي تولد أرقام عشوائية مستقلة تتبع التوزيع المنتظم (0 , 1) U . ثم يجري توليد التوزيع المفترض بأخذ الخيارات الثلاثة الآتية :

a - إن يُولد التوزيع الطبيعي باستخدام طريقة (Box – Muller , 1958) ، لتوليد المتغير العشوائي المستمر Z الذي يتبع التوزيع الطبيعي القياسي وذلك وفقاً للخطوتين الآتيتين:

- يُولد رقمين عشوائيين مستقلين u_{1j} و u_{2j} .

- تستخدم الصيغة الآتية :

$$\begin{aligned} Z_{1j} &= \left(-2 \ln u_{1j} \right)^{1/2} \cos^2 \pi u_{2j} \\ Z_{2j} &= \left(-2 \ln u_{1j} \right)^{1/2} \sin^2 \pi u_{2j} \end{aligned} \quad (47)$$

إذ إن Z_1, Z_2 : متغيران عشوائيان مستقلان يتبعان التوزيع الطبيعي القياسي .

b - يُولد التوزيع الملوث المتماثل وفق العلاقة التالية :

$$F_\epsilon(x) = (1 - \epsilon)N(\eta, \sigma^2) + \epsilon_1 N(\eta + a_1, \sigma^2) + \epsilon_2 N(\eta - a_1, \sigma^2)$$

وبنسبة ثلوث ϵ وثابت انزلاق a إذ يتبع الآتي :

- يُولد متغيرين عشوائيين مستقلين (Z_{1j}, Z_{2j}) يتبعان التوزيع الطبيعي القياسي على وفق الطريقة الموضحة في الفقرة (a) .

- يُولد الرقم العشوائي u_{3j} فإذا كان ($\epsilon/2 < u_{3j} < 1 - \epsilon/2$) يُولد المتغير العشوائي ($x = Z_{1j}$) ، وإذا كان $[u_{3j} \geq 1 - \epsilon/2]$ ($\epsilon/2 < u_{3j} \leq 1 - \epsilon/2$) يُولد المتغير العشوائي ($x = z + a$) وإذا كان $u_{3j} \leq \epsilon/2$ ($x = z - a$) .

ج. يُولد التوزيع الملوث غير المتماثل على وفق الصيغة التالية :

(| a | > 0) ; (G = N(\eta + a, \sigma^2)) وبنسبة ثلوث ϵ وثابت انزلاق a ، إذ يتبع الآتي :

- يُولد متغيرين عشوائيين مستقلين (Z_{1j}, Z_{2j}) يتبعان التوزيع الطبيعي القياسي على وفق الطريقة الموضحة في الفقرة (a) .

- يُولد الرقم العشوائي u_{3j} فإذا كان ($\epsilon < u_{3j} < Z$) يُولد المتغير العشوائي ($x = Z$) ، وإذا كان ($\epsilon > u_{3j}$) يُولد المتغير العشوائي ($x = Z + a$) .

(3) تحسب الطرائق المتعلقة بمعلمة الموقع، وتشمل الطرائق الموضحة في الجدول (1).

(4) تحسب الطرائق المتعلقة بمعلمة القياس، وتشمل الطرائق الموضحة في الجدول (2).

(5) تكرر الخطوات من 2 إلى 4 عدد NRUN من تكرارات المحاكاة ، إذ استخدام التكرار (NRUN=2000) عندما (n=10.20) واستخدم (NRUN=1000) عندما (n=50).

(6) تفرز نتائج مقدرات معلمة الموقع ونتائج مقدرات معلمة القياس كل على حدة ، ويكون حساب مخرجات لكل منها المحاكاة بشكل مستقل لكل منها .

• تحليل نتائج المحاكاة :

إن الهدف الأساس من تحليل عملية المحاكاة يتمثل بمعرفة واستنباط سلوك الطرائق المختلفة في الحالات المختلفة التي يجري افتراضها ، والمفاضلة بين تلك الطرائق ، وحتى تكون المقارنة دقيقة يفترض إن يكون معيار المقارنة دقيقاً ، إذ أتصح نظرياً أن معيار متعدد مربعات الخطأ MSE يعتبر معياراً للمقارنة بين عدة إحصاءات تقدير لاسيمما في مجال المتغير

الواحد وتشير إلى أن الإحصاء الأفضل هي تلك التي تحقق أقل MSE . ويمكن أن يعرف متوسط مربعات الخطأ بالعلاقة التالية :

$$E_{\theta} \left[[T - \theta]^2 \right] = E_{\theta} [t(x_1, \dots, x_n) - \theta]^2 \quad (48)$$

حيث أن : $T = t(x_1, \dots, x_n)$ مقداراً للمعلمة θ وبالتالي فإن المقدار $E_{\theta} \left[[T - \theta]^2 \right]$ يعرف ليكون متوسط مربعات الخطأ للمقدار T . ويمكن كتابة العلاقة (48) كما يلي :

$$MSE_{t(\theta)} = \text{var}[T] + |E_{\theta}[T] - \theta|^2 \quad (49)$$

وقد جرت العادة عند استخدام المحاكاة أن تحسب $MSE_{t(\theta)}$ وفق العلاقة التالية :

$$MSE_{t(\theta)} = \sum_{j=1}^m (T_j - \theta)^2 / (m - 1) \quad (50)$$

حيث أن :

m : عدد تكرارات عملية المحاكاة . وتشير هنا إلى أن معيار MSE وفق العلاقة (50) يعد معياراً غير حصين وقد اقترح معياراً بديلاً PMAD هو MSE وفق العلاقة التالية :

$$PMAD(T) = \text{med}_{1 \leq j \leq m} |T_j - \theta| \quad (51)$$

إذ إن θ : المعلمة المفترضة وتقدر بالاحصاء T . m : عدد تكرارات المحاكاة . كذلك اقترح معيار فترة القبول $\gamma \leq 0$. $.999, AIL_{1-\alpha}$

ويحسب في حالة معلمة الموقف بالصيغة الآتية :

$$AIL_{1-\alpha}(T) = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \left[\mu - Z_{\alpha/2} \sqrt{\sigma^2/n} \langle T_j \rangle \mu + Z_{\alpha/2} \sqrt{\sigma^2/n} \right] \quad (52)$$

إذ إن : T_j إحصاء تقدير معلمة الموقف μ ، m : عدد التكرارات في المحاكاة . Z_{α} : القيمة المستخرجة من جداول Z -مستوى معنوية α .

أما فترة القبول في حالة معلمة القياس فقد اقترحت على وفق الصيغة الآتية :

$$AIL_{1-\alpha}(S_j) = \sqrt{\left(\frac{1}{m-1} \right) \sum_{j=1}^m \left[\frac{\sigma^2 x_{\alpha}^2}{n-1} \left\langle S_j^2 \right\rangle \frac{\sigma^2 x_{1-\alpha}^2}{n-1} \right]} \quad (53)$$

إذ إن : S_j إحصاء تقدير معلمة القياس σ للعينة z التي حجمها n ، وإن m : عدد تكرارات المحاكاة . والجدولين (4) و (5) يبيّنان قيم المعايير الثلاثة ليست إحصاءات عندما $(n = 20)$ ولنسبة تلوث $(\epsilon = 0.0, 0.1, 0.50)$. وللحالي تماثل وعدم تمايز التوزيع ، والخلايا الصغيرة تبين ترتيب الطرائق بحسب المعيار المستخدم ، فالطريقة التي لها أصغر MSE أو أكبر $PMAD$ تعد الأفضل وتأخذ الترتيب (1) ، بينما الطريقة التي لها أكبر قيمة تأخذ الترتيب (6) وفيما يخص فترة القبول فإن العكس هو الصحيح ، إذ إن الإحصاء الأفضل هي التي تتحقق أكبر $AIL_{1-\alpha}$. ومن تلك الجداول يتضح أن المعياريين $AIL_{.95}$ و $PMAD$ المقترنات أفضل من MSE ، وذلك من خلال الآتي :

- 1- أن ترتيب الطرائق فيما يخص المعياريين $I_{.95}$ و A يعد نفسه باستثناء حالات بسيطة عندما تكون ϵ كبيرة
- 2- يتفق المعياران السابقان مع MSE في حالات كثيرة عندما ϵ صغيرة ، ثم يكون هناك فارق واضح في ترتيب الطرائق عندما $(\epsilon \geq .30)$ ، مما يعني أن MSE ينهار عند تلك النسبة من التلوث .

- 3- في حالة التوزيع المتماثل جدول (4) عندما $(\epsilon = .30)$ مثلاً فإن MSE يرتب الطرائق على النحو الآتي :

$$MED \Rightarrow TSI \Rightarrow THTI \Rightarrow TBI \Rightarrow TLMS \Rightarrow MEAN$$

بينما وفقاً لكل من $PMAD$ و A فإن ترتيب الطرائق يكون على النحو الآتي :

$$THTI \Rightarrow MED \Rightarrow TBI \Rightarrow TLMS \Rightarrow TSI \Rightarrow MEAN$$

{ يرجى ملاحظة الفرق في ترتيب $THTI$ و TSI . }

4- يلاحظ في حالة التوزيع غير المتماثل (جدول 5) عندما ($\epsilon = 0.50$) و بموجب MSE ، فإن أفضل الطرائق هي TLMS وأسوأها MEAN ، بينما وفقاً للمعيارين المقترجين فإن العكس صحيح إذ إن أفضل الطرائق هي TLMS وأسوأها MEAN . والنتيجة الأخيرة تتفق مع المنطق الرياضي والفلسفة الإحصائية للإحصائيين المذكورين . بقيت الإشارة إلى إن معيار AIL_{α} يعد معياراً حصيناً لأنه لا يتتأثر بالقيم المتطرفة أو الكبيرة ، وإنما يهتم بقرب القيم من المعلمة المقدرة خلال فترة معينة .

هذا من جهة ، ومن جهة أخرى ، فإن هذا المعيار يمكن من دراسة سلوك طريقة واحدة فقط إذ إن هناك معياراً لأدائها ($\alpha = 0.95$) مثلاً عند استخدام $AI_{0.95}$ أي إن ($\alpha = 0.05$) ، بينما MSE لا يمكن الاستقادة منه إلا بالمقارنة بين إحصائيين أو أكثر .

5- بقيت الإشارة إلى إن ($MSE_{\bar{x}} = 1/n$) وذلك عندما تتبع الأخطاء التوزيع الطبيعي للقياس وهذا متتحقق في المحاكاة مما يؤكد دقتها .

6- اعتمد على حالة معلمة الموضع لأنها الحالة التي يتوقع بها أن يكون أداء MSE أفضل منه مقارنة بحالة تقدير معلمة القياس .

7- بناء على ما نقدم فإنه سيعتمد على $AI_{0.95}$ معياراً للمقارنة بين طرائق التقدير المدروسة في المحاكاة .

• تحليل النتائج : حالة معلمة الموضع :

أولاً : الحالة المثلث لبيانات " تحقق شرط التوزيع الطبيعي "

في هذه الحالة فإنه من المتوقع نظرياً أن يتحقق الوسط الحسابي (MEAN) الأداء الأفضل مقارنة بباقي الطرائق ، وفعلاً يتضح من الجداول (6) و (7) إن ($AIL_{0.95}(\text{MEAN}) = 0.95$) . وأظهرت كثير من الإحصاءات أداء قريباً من أداء MEAN مما يشكل تحدياً خطيراً لها بل إن TE2 و TE4 حققاً قيمة أعلى من 0.95 في حالة (n=10) ويمكن إضافة الملاحظات الآتية :

1- أظهرت مجموعة مقدرات - M أداء عالياً مما يعني إن كفاءتها عالية ، وأن كانت TSI و THTR لهما كفاءة أقل من البقية ، إلا أن تلك الكفاءة تظل مرتفعة .

2- وفيما يتعلق بمقدرات إعادة المعاينة فإن أكثرها كفاءة MED ، بينما بقية المقدرات لها كفاءة منخفضة وتزداد انخفاضاً بزيادة نسبة التلوث . وبعكس ما هو متوقع أظهر TLMS كفاءة أكبر من TLT .

4- الطريقتان المعتمدتان على تقدير الشوادع TE2 و TE4 لهما كفاءة عالية ، إذ يقترب أداءهما من أداء MEAN ، وإن كان أداء تلك الإحصاءات ينخفض قليلاً عندما (n = 50). أما THI فأ أنها أضعف مقدرات هذه المجموعة كفاءة .

ثانياً : حالة الأنموذج الملوث المتماثل :

بعد تحليل القيم التي ظهرت في الجداول من (6) إلى (9) يمكن إبداء الملاحظات الآتية :

1- من نظرة شاملة للجدائل المذكورة يمكن القول إنه عندما ($\epsilon \leq 0.40$) ، فإن أفضل الإحصاءات أداء بالترتيب هي { TE4 , TE2 } \Rightarrow TTM \Rightarrow { TM5 , TL5 , TB5 } \Rightarrow THTR . علماً بأن THTR تأتي في المرتبة بعد TM5 مباشرة عندما (n = 10). وعندما تزداد نسبة التلوث ($\epsilon = 0.50$) ، فإن أفضل الإحصاءات بالترتيب \Rightarrow { MED , TTM } . أما (TM5 , TL5 , TB5) عندما (n = 50) \Rightarrow TRAN \Rightarrow (TM5 , TL5 , TB5) . أما في حالة ($\epsilon = 0.66$) ، فإن أداء معظم الإحصاءات يضعف بشكل كبير جداً وأفضلها بالترتيب هي { TAHG , TRAN , MED , TSI } . ومن الجدير ذكره هنا إن أداء MEAN يضعف بشكل واضح حتى عندما ($\epsilon = 0.05$) ويزداد ذلك الضعف بزيادة قيمة ϵ ، كذلك يزداد أداء تلك الإحصاءة ضعفاً بزيادة قيمة الخطأ الفادح من ($a = 7$) إلى ($a = 14$) .

2- مجموعة مقدرات - M :

- يمكن القول إجمالاً إن أفضل إحصاءات هذه المجموعة أداء عندما ($10. \leq \epsilon$) فإن الأفضل TSI . علماءً بأنه عندما (n = 10) فإن THTR هو الأفضل لكل نسب التلوث .

- مقدرات- M- المعتمدة على دالة TH17 Hampel أفضل كثيراً من TH21 ، ويزداد أداء هذه المقدرات تحسناً بشكل وأوضح عندما تكبر قيمة الخطأ الفادح من ($a = 14$) إلى ($a = 7$) لأن تلك القيم تقع في منطقة الرفض لدالة Hampel (ينظر الشكل (1)) .

- الإحصاءاتان THE و THU لهما الأداء نفسه .

- الإحصاء المقترحة THH أفضل من الإحصاءتين السابقتين في كل الحالات وكذلك أفضل من TSI عندما ($\epsilon \leq 40$) ، وفي الوقت نفسه ($a = 7$) .

- يتحسن الأداء النسبي للإحصاء TSI كلما زادت قيمة ϵ لاسيما حالي ($\epsilon = 50, 66$) ، إذ إن لهذه الإحصاءة أداء جيداً في حالة التوزيعات المتماثلة طويلة الذيل ، بسبب ميل الجزء الهابط للدالة Ψ .

- إن استخدام طريقة الحل لمقدرات- M- لمعلمـة الموقـع ، أفضـل من استـخدام طـرـيقـةـ الـحلـ الآـتيـ لمـقدـراتـ Mـ لـكـلـ مـنـ مـعـلـمـةـ المـوـقـعـ وـمـعـلـمـةـ الـقيـاسـ .

3- مجموعة مقدرات إعادة المعاينة :

- المفاجأة هنا إن الإحصاء MED قدمت أداء أفضل من البقية على الرغم من أن خطوات حساب MED أقل وأسهل من بقية إحصاءات هذه المجموعة .

- تعد الإحصاءة TSH شبه مهملة وغير معروفة مقارنة بالإحصاءة TLMS ، والمفاجأة الأخرى هنا إن TSH تأتي في المرتبة الثانية - وأفضل من LMS - بعد MED وذلك عندما ($\epsilon \leq 40$) .

- { } LMS \Rightarrow TLT عندما ($\epsilon \geq 20$) والعكس بالعكس عندما ($\epsilon \leq 30$) .

4- مجموعة طرائق تقدير الشواذ :

يتحسن أداء هذه الطرائق مع زيادة حجم العينة ، وأفضل إحصاءات هذه المجموعة هما TE2 و TE4 ، وأضعفها أداء TE1 .

ثالثاً : حالة الأنموذج الملوث غير المتماثل :

بعد تحليـلـ الـقيـمـ الـتـيـ ظـهـرـتـ فـيـ الجـداولـ منـ (10)ـ وـ (11)ـ)ـ ،ـ يـمـكـنـ إـيـادـ المـلـاحـظـاتـ الـآـتـيـةـ :

1- من نظرـةـ شاملـةـ إـلـىـ الجـداولـ المـذـكـورـةـ ،ـ وـبـشـكـلـ عـامـ ،ـ يـمـكـنـ القـولـ إـلـهـ عـنـدـماـ ($\epsilon \leq 0.40$)ـ فـإـنـ أـفـضـلـ الإـحـصـاءـاتـ أـداءـ بـالـتـرتـيبـ هيـ { } TE4 \Rightarrow TE2 \Rightarrow TTM ،ـ وـعـنـدـماـ ($\epsilon = 0.50$)ـ ،ـ فـإـنـ أـفـضـلـ الإـحـصـاءـاتـ بـالـتـرتـيبـ هيـ { } TE4 \Rightarrow TE2 \Rightarrow TADM .ـ وـمـنـ الـجـديـرـ ذـكـرـهـ هـنـاـ أـنـ أـداءـ MEANـ يـضـعـفـ بـشـكـلـ أـكـبـرـ مـنـهـ فـيـ حـالـةـ الـأـنـمـوذـجـ الـمـتـمـاثـلـ ،ـ هـذـاـ مـنـ جـهـةـ وـمـنـ جـهـةـ أـخـرىـ فـإـنـ أـداءـ MEANـ يـضـعـفـ كـثـيرـاـ زـادـتـ قـيـمةـ ϵ ـ .

2- مجموعة مقدرات- M-

- بـشـكـلـ عـامـ فـإـنـ أـداءـ إـحـصـاءـاتـ هـذـهـ مـجـمـوعـةـ يـضـعـفـ بـشـكـلـ وـأـضـحـ مـقـارـنـةـ بـحـالـةـ التـمـاثـلـ وـذـلـكـ عـنـدـماـ ($\epsilon \geq 20$)ـ .ـ أـمـاـ مـنـ حـيـثـ الـأـداءـ النـسـيـ لـهـذـهـ إـحـصـاءـاتـ ،ـ فـعـنـدـ حـجـمـ الـعـيـنـةـ الصـغـيرـةـ ($n = 10$)ـ ،ـ فـإـنـ أـفـضـلـ إـحـصـاءـاتـ هـذـهـ مـجـمـوعـةـ أـداءـ وـبـالـتـرتـيبـ هيـ { } THTR \Rightarrow TBI \Rightarrow Hampel \Rightarrow THH \Rightarrow TSI .ـ أـمـاـ فـيـ حـالـيـ ($n = 20, 50$)ـ ،ـ وـعـنـدـماـ ($\epsilon \leq 40$)ـ فـإـنـ أـفـضـلـ إـحـصـاءـاتـ هيـ { } THTR \Rightarrow TBI \Rightarrow Hampel \Rightarrow THH \Rightarrow TSI .ـ بـسـتـشـتـىـ مـنـ التـرتـيبـ الـأـخـيرـ أـنـ { } TSI \Rightarrow THH .ـ ($n = 20$, $a = 14$)ـ عـنـدـماـ (

- فيما يخص الإحصاءات المعتمدة على دالة Hampel ، فإن TH17 لها أداء أفضل كثيراً من أداء TH21 .

- إن استخدام طريقة الحل المفرد لمقدرات- M- لمعلمـةـ المـوـقـعـ ،ـ أـفـضـلـ مـنـ استـخدامـ طـرـيقـةـ الـحلـ الآـتيـ لمـقدـراتـ Mـ لـكـلـ منـ مـعـلـمـةـ المـوـقـعـ وـمـعـلـمـةـ الـقيـاسـ .

3- مجموعة مقدرات إعادة المعاينة :

- عندما ($\epsilon < 40$)ـ ،ـ فـإـنـ أـفـضـلـ إـحـصـاءـاتـ هـذـهـ مـجـمـوعـةـ هيـ MEDـ وـعـنـدـماـ ($\epsilon \geq 20$)ـ ،ـ فـإـنـ أـفـضـلـ إـحـصـاءـاتـ هـمـاـ { } TSH \Rightarrow TLT .

- TLMS \Rightarrow TLT)ـ عـنـدـماـ ($\epsilon \geq 20$)ـ والعـكـسـ صـحـيـحـ عـنـدـماـ ($\epsilon < 20$)ـ .ـ وـهـذـهـ النـتـيـجـةـ مـعـاـكـسـةـ لـمـاـ هـوـ مـتـوـقـعـ نـظـرـياـ .

4- مجموعة طرائق تقدير الشواذ :

أفضل إحصاءات هذه المجموعة هما $\{TE4 \Rightarrow TE2\}$ ، ولا يتأثر أداؤهما بتغيير قيمة الخطأ الفادح من $(a=7)$ إلى $(a=14)$ ، الأمر الذي يعني مقاومتها لتأثيرات الإخفاء .

• تحليل النتائج : حالة معلمة القياس :

أولاً : الحالة المثلثي للبيانات "تحقق شرط التوزيع الطبيعي" :

في هذه الحالة من المتوقع نظرياً أن يحقق الانحراف المعياري SDE الأداء الأفضل مقارنة ببقية الطرائق ، وفعلاً فإنه يتضح من الجداول من (12) إلى (15) أن $(AIS.95) = 95.$ (SDE) وهو المستوى الأمثل ، وبذلك فإن أداء SDE أفضل من أداء بقية الطرائق . ويمكن إضافة الملاحظات الآتية :

1- مقدرات M - كفاءة مرتفعة وأفضلها OSB .

2- أما مقدرات إعادة المعاينة، فإن أفضلها أداء هي $SQR \Rightarrow MAD \Rightarrow SLT \Rightarrow SLMS$

3- فيما يتعلق بالإحصاءات التي تتبع أسلوب تقدير الشواذ فإن أفضلها $SE2$ إذ حققت كفاءة مرتفعة .

ثانياً : حالة الأنماذج الملوث المتماثل :

بعد تحليل القيم التي ظهرت في الجداول من (12) إلى (15) ، يمكن إبداء الملاحظات الآتية :

1- من نظرة شاملة إلى الجداول المذكورة ، وبشكل عام يمكن القول إن أفضل الطرائق أداء هي طرائق التجانس المتتابعة بمستوى $(\alpha = 0.05)$ ، وكذلك طريقة التقدير $SE2$ ($\text{باستثناء حالة } (\epsilon = 0.66)$)

2- مجموعة مقدرات M - :

أداء مقدرات هذه المجموعة على الترتيب هو $\{OSB \Rightarrow OSTH \Rightarrow OST\}$ ، علما بأن أداءها جميعاً ضعيف مقارنة بالإحصاءات المدروسة الأخرى لاسيما في حالات $(\epsilon \geq 0.20)$. بقيت الإشارة إلى أن أداء OSB يتحسن عندما تكبر قيمة الخطأ الفادح من $(a=7)$ إلى $(a=14)$.

3- مجموعة مقدرات إعادة المعاينة :

- عندما تكون $(\epsilon \leq 0.30)$ فإن أفضل الإحصاءات أداء هي LMS . أما عندما تكون $(\epsilon \geq 0.40)$ فإن جميع إحصاءات هذه المجموعة لها أداء ضعيف .

- إن استخدام مستوى معنوية $(\alpha = 0.05)$ يحسن الأداء في معظم الحالات وذلك مقارنة بالمستوى $(\alpha = 0.01)$.

ثالثاً : حالة الأنماذج الملوث غير المتماثل :

بعد تحليل القيم التي ظهرت في الجداول من (16) إلى (19) ، يمكن إبداء الملاحظات الآتية :

1- من نظرة شاملة إلى الجداول المذكورة ، وبشكل عام يمكن القول إن أفضل الإحصاءات أداء هي STM ، يأتي بعدها بالترتيب الاختبارات المتتابعة ثم $SE2$. ويستثنى من ذلك أنه عندما $(n = 10, \epsilon = 0.05)$ فإن $SE2$ هي الأفضل تليها STM .

2- مجموعة مقدرات M - :

يكون أداء إحصاءات هذه المجموعة على الترتيب $\{OSB \Rightarrow OSTH \Rightarrow OST\}$ ($n = 10$) ، إذ يكون الترتيب $\{OSB \Rightarrow OSB \Rightarrow OST\}$ بقي الإشارة إلى أن إداء OSB يتحسن عندما تكبر قيمة الخطأ الفادح من $(a=7)$ إلى $(a=14)$.

3- مجموعة مقدرات إعادة المعاينة :

- يمكن القول وبشكل عام إن أفضل الإحصاءات هي LMS ، ويلاحظ من الجدول ضعف أداء هذه الإحصاءات عندما $(\epsilon \geq 0.30)$.

- $\{MAD \Rightarrow SQR\} , \{SLMS \Rightarrow SLT\} -$

- تكون الإحصاءات المعتمدة على طريقة التابع ولمستوى ($\alpha = 0.05$) أفضل من نظريتها المعتمدة على الخطوة الواحدة ، باستثناء بعض الحالات التي يكون فيها ($\epsilon \leq 0.20$) ، ونشتئى كذلك حالة ($n = 10$) إذ إن طائق الخطوة الواحدة أفضل من طائق الخطوات المتتابعة .

- استخدام مستوى ($\alpha = 0.05$) يحسن الأداء في معظم الحالات وذلك مقارنة بالمستوى ($\alpha = 0.01$) .
 - للطائق المعتمدة على مقدرات LMS أداء أفضل تليها الطائق المعتمدة على إحصاءاتي MED و MAD ، ثم الطائق المعتمدة على مقدرات M .

• أهم نتائج عملية مونت كارلو – حالة المتغير الواحد :

1- فيما يتعلق بمعلمة الموقع ، فإن (التالي) يبين أفضل الإحصاءات أداءً .

ϵ	متماةلة	غير متماةلة
$\epsilon \leq .40$	(TE4 , TE2) \Rightarrow THIR	TE4 \Rightarrow TE2
$\epsilon = .50$	MED \Rightarrow TRAN	TE4 \Rightarrow TE2 \Rightarrow TADM
$\epsilon = .66$	TAHG \Rightarrow TRAN \Rightarrow MED \Rightarrow TSI	_____

2- فيما يتعلق بمعلمة القياس ، فإن الجدول (التالي) يبين أفضل الإحصاءات أداءً .

ϵ	متماةلة	غير متماةلة
$\epsilon \leq .40$	STM. SM5. SL5. SB5. SRE. SE2 (يمكن عد STM الأفضل)	STM \Rightarrow SE2

3- يتضح من الاستنتاجين السابقين إن الطائق المقترحة TTM، TE2، TE4 قد تفوقت على طائق التقدير الحصين والجدير ذكره هنا فيما يخص معلمة الموقع إن الإحصائيتين TE2 و TE4 أظهرتا استقراراً في الأداء ، إذ إن أداءها لم يتغير بشكل ملحوظ نتيجة لزيادة نسبة الشوادع من (0.0) إلى (0.0) ، وكذلك حافظ أداؤهما على استقراره في حالتي الأنماذج المتماةلة والأنمذج غير المتماةلة (عند القيم نفسها a, ϵ, n) . كذلك أظهرت الإحصاءاتان السابقتان استقرارية في الأداء مقابل زيادة الخطأ الفادح من ($a=7$) إلى ($a=14$) .

4- إن الطائق الحصينة غير مقاومة لاختراق فرضية تماثل التوزيع . إذ إن أداء تلك الطائق ضعيف في حالة التوزيع الملوث غير المتماةلة .

5- إن الإحصاءة المحورة THH أفضل من الإحصاءة المعروفة THU وذلك عند تقدير معلمة الموقع .

الوصيات :

بناءً على الاستنتاجات التي قدمت نوصي بالآتي :

• بالاعتماد على المعيارين المقترحين $I_{1-\alpha}$ A و PMAD لحساب مخرجات عملية

مونت كارلو بدلاً من MSE .

• باستخدام أنماذج الخطأ الفادح ، شريطة أن تكون ($|a| \geq 7$) ، وذلك لتوليد بيانات لها توزيع ملوث غير متماةلة .

• باستخدام الأنماذج الملوث المتماةلة المقترح في هذا البحث ، شريطة إن تكون ($|a| \geq 7$) .

• بهدف تقدير معلمة موقع المتغير الواحد ، نوصي باستخدام الإحصاءة TE4 المقترحة في هذا البحث .

• باستخدام الإحصاءة STM بوصفها طريقة لتشخيص الشوادع أو طريقة لتقدير معلمة القياس ، أو للأمررين كليهما ، وذلك في حالة المتغير الواحد .

- بالاعتماد على الأوزان المحورة في هذا البحث كأوزان لمقدرات $G - M$ ، بسبب كونها لا تهمل النقاط الفعالة الجيدة (بعكس الأوزان الأصلية) .
- بإجراء مثل هذا البحث ، وذلك في مجالات إحصائية أخرى ، مثل تصاميم التجارب والسلالس الزمنية ومتعدد المتغيرات ... الخ .

جدول (4) يمثل نتائج المحاكاة لتكرار (2000) لعدد (6) إحصاءات لمعلمات الموقع وعندما ($n = 20$) وباستخدام ثلاثة معايير للمقارنة MSE و PMAD و IA₉₅
 الخلايا الصغيرة توضح ترتيب الطائق بحسب القيم المحسوبة وفقاً لكل معيار على حده (حالة التوزيع الملوث المتماثل)

طريقـة M.	معيارـ C.	$\varepsilon = 0.0$						$\varepsilon = .10$						$\varepsilon = .02$						
		MSE		PMAD		IA ₉₅		MSE		PMAD		IA ₉₅		MSE		PMAD		IA ₉₅		
		MEAN	.053	1	.022	1	.950	1	.2999	5	.123	6	.586	6	.548	6	.256	6	.44	6
TSI		.063	3	.028	3	.919	3	.106	3	.044	4	.837	4	.174	4	.075	4	.704	4	
TBI		.057	2	.025	2	.926	2	.067	1	.028	1	.922	1	.134	3	.040	2	.840	2	
THTI		.072	4	.031	4	.90	4	.077	2	.034	2	.894	2	.1168	1	.0395	1	.868	1	
MED		.074	5	.033	5	.90	4	.94	6	.042	3	.851	3	.122	2	.053	3	.789	3	
TLMS		.195	6	.088	6	.673	5	.191	4	.09	5	.669	5	.185	5	.082	5	.691	5	
		$\varepsilon = .30$						$\varepsilon = .40$						$\varepsilon = .50$						
طريقـة M.	معيارـ C.	MSE		PMAD		IA ₉₅		MSE		PMAD		IA ₉₅		MSE		PMAD		IA ₉₅		
		MEAN	.776	6	.361	5	.380	1	1.04	5	.476	6	.325	6	1.311	5	.670	5	.297	6
		TSI	.244	2	.104	4	.645	2	.412	2	.148	4	.553	4	.835	2	.228	2	.465	2
TBI		.353	4	.071	2	.688	4	.824	3	.197	5	.493	5	1.43	3	.596	4	.331	4	
THTI		.314	3	.052	1	.786	6	.850	4	.099	2	.624	2	1.51	4	.333	3	.0417	3	
MED		.157	1	.063	6	.757	5	.292	1	.093	1	.651	1	.806	1	.142	1	.569	1	
TLMS		.582	5	.088	3	.684	3	2.34	6	.146	3	.551	3	6.63	6	5.271	6	.30	5	

C: criteria , M. = method

جدول (5) يمثل نتائج المحاكاة لتجرار (2000) لعدد (6) إحصاءات لمعلم الموقع وعندما ($n = 20$) ، ويستخدم ثلاثة معايير للمقارنة MSE و PMAD و IA95 الخلايا الصغيرة توضح ترتيب الطائق بحسب القيم المحسوبة وفقاً لكل معيار على حدة (حالة التوزيع الملوث غير المتماثل)

C. معيار M. طريقة	$\varepsilon = .10$						$\varepsilon = .20$						$\varepsilon = .30$					
	MSE		PMAD		IA ₉₅		MSE		PMAD		IA ₉₅		MSE		PMAD		IA ₉₅	
MEAN	.749	6	.426	6	.328	6	2.44	6	1.942	6	.072	6	4.95	6	4.34	6	.007	6
TSI	.183	4	.072	4	.717	4	.594	5	.312	5	.39	5	2.53	4	.299	3	.443	3
TBI	.085	2	.031	1	.904	1	.531	4	.052	2	.746	2	3.23	5	1.56	5	.223	5
THTI	.0801	1	.036	2	.886	2	.28	3	.039	1	.846	1	2.000	3	.081	1	.658	2
MED	.119	3	.051	3	.808	3	.279	2	.110	4	.622	4	1.52	2	.336	4	.37	4
TLMS	.188	5	.093	5	.674	5	.195	1	.092	3	.692	3	1.48	1	.09	2	.676	1
	$\varepsilon = .30$						$\varepsilon = .40$											
C. معيار M. طريقة	MSE		PMAD		IA ₉₅		MSE		PMAD		IA ₉₅							
MEAN	1.055	5	.474	6	.342	6	12.83	1	12.08	6	0	6						
TSI	.428	2	.162	4	.542	4	15.35	3	11.67	3	.007	5						
TBI	.883	4	.223	5	.48	5	14.55	2	12.0	4	0.052	3						
THTI	.844	3	.107	2	.617	2	15.47	4	12.01	4	.092	1						
MED	.315	1	.094	1	.656	1	17.16	5	11.57	2	.062	2						
TLMS	2.37	6	.138	3	.557	3	21.94	6	10.55	1	.031	4						

C. = criteria, M. = method

جدول (6) يوضح قيم إحصاءة فترة القبول
(المحسوبة من مخرجات دراسة مونت - كارلو AIL95)
عدد مستويات متباينة لنسبة التلوث في حالة
الأنمودج الملوث المتماثل وعندما (n = 20 ، a = 14)

ϵ	0.0	.05	.10	.20	.30	.40	.50	.66
Meth								
MEAN	0.953	0.498	0.34	0.236	0.193	0.179	0.202	0.132
TSI	0.919	0.913	0.882	0.819	0.685	0.515	0.495	0.289
TBI	0.94	0.936	0.923	0.912	0.865	0.678	0.493	0.165
TH17	0.949	0.941	0.928	0.887	0.765	0.544	0.404	0.152
TH21	0.952	0.941	0.93	0.879	0.736	0.512	0.367	0.146
THU	0.952	0.902	0.835	0.695	0.513	0.365	0.308	0.138
THE	0.952	0.902	0.832	0.693	0.51	0.364	0.308	0.138
THT	0.953	0.898	0.815	0.672	0.504	0.362	0.309	0.139
THT1	0.952	0.88	0.787	0.61	0.438	0.314	0.278	0.136
THH	0.94	0.922	0.872	0.782	0.633	0.467	0.361	0.14
TTN	0.944	0.903	0.832	0.706	0.551	0.403	0.328	0.138
THTR	0.915	0.908	0.899	0.906	0.867	0.703	0.52	0.17
OTB	0.951	0.943	0.929	0.903	0.805	0.589	0.407	0.15
OTT	0.943	0.875	0.765	0.555	0.374	0.267	0.268	0.206
OTA	0.949	0.842	0.722	0.473	0.302	0.213	0.227	0.188
OTH	0.941	0.92	0.872	0.768	0.605	0.448	0.374	0.173
MED	0.892	0.878	0.846	0.808	0.735	0.661	0.691	0.397
TLMS	0.663	0.676	0.69	0.69	0.683	0.546	0.352	0.036
TSH	0.666	0.678	0.683	0.711	0.711	0.587	0.382	0.041
TLT	0.642	0.635	0.643	0.686	0.701	0.574	0.377	0.042
TGAS	0.924	0.911	0.871	0.827	0.717	0.591	0.496	0.223
TRAN	0.947	0.92	0.862	0.781	0.663	0.586	0.611	0.467
TAHG	0.945	0.907	0.852	0.744	0.554	0.375	0.411	0.556
TADM	0.619	0.654	0.687	0.76	0.649	0.425	0.206	0.018
TE1	0.754	0.723	0.696	0.629	0.557	0.416	0.273	0.025
TE2	0.946	0.953	0.951	0.964	0.923	0.736	0.423	0.049
TE3	0.872	0.858	0.835	0.793	0.7	0.526	0.33	0.033
TE4	0.954	0.961	0.966	0.973	0.934	0.738	0.418	0.049

جدول (7) يوضح قيم إحصاءة فترة القبول
(المحسوبة من مخرجات دراسة مونت - كارلو AIL95)
عند مستويات متباينة لنسبة التلوث في حالة
الأنمودج الملوث المتماثل ، عندما (a = 7, n = 50)

	0.0	.05	.10	.20	.30	.40	.50
	0.95	0.392	0.088	0.002	0	0	0
	0.908	0.808	0.562	0.133	0.015	0.003	0
	0.931	0.941	0.914	0.791	0.347	0.064	0.005
	0.937	0.915	0.774	0.333	0.048	0.008	0
	0.943	0.901	0.713	0.233	0.025	0.007	0
	0.943	0.806	0.506	0.084	0.003	0.001	0
	0.943	0.805	0.505	0.082	0.003	0.001	0
	0.939	0.79	0.49	0.067	0.003	0.001	0
	0.945	0.745	0.416	0.04	0.001	0.001	0
	0.935	0.864	0.653	0.181	0.021	0.002	0
	0.937	0.816	0.544	0.095	0.004	0.002	0
	0.912	0.918	0.899	0.902	0.742	0.327	0.047
	0.945	0.921	0.804	0.403	0.073	0.012	0
	0.939	0.753	0.415	0.033	0	0.003	0.012
	0.944	0.699	0.344	0.02	0	0.001	0.007
	0.934	0.862	0.642	0.164	0.015	0.002	0
	0.877	0.846	0.729	0.434	0.13	0.026	0.002
	0.57	0.588	0.58	0.635	0.627	0.575	0.256
	0.6	0.603	0.593	0.672	0.674	0.685	0.354
	0.55	0.555	0.556	0.617	0.669	0.697	0.383
	0.918	0.871	0.734	0.356	0.072	0.005	0
	0.938	0.852	0.618	0.145	0.012	0.002	0
	0.935	0.855	0.723	0.215	0.012	0.001	0
	0.641	0.453	0.21	0.157	0.534	0.542	0.212
	0.69	0.615	0.503	0.197	0.039	0.004	0
	0.905	0.929	0.918	0.924	0.905	0.826	0.385
	0.86	0.804	0.683	0.329	0.104	0.013	0.001
	0.926	0.947	0.945	0.942	0.928	0.857	0.404

جدول (8) يوضح قيم إحصاءة فترة القبول
 المحسوبة من مخرجات دراسة موئل - كلارنو AIL95
 عدد مستويات متباينة لنسبة التلوث في حالة
 الأكموذج المتلوث المتماثل وعندما (n = 10 ، a = 7)

جدول (9) يوضح قيم إحصاءة فترة القبول
 المحسوبة من مخرجات دراسة موئل - كلارنو AIL95
 عند مستويات متباينة لنسبة التلوث في حالة
 الأكموذج المتلوث المتماثل . عندما (n = 20,a = 7)

ϵ	0.0	.10	.20	.30	.40	.50
Meth						
MEAN	0.944	0.592	0.421	0.358	0.324	0.288
TSI	0.927	0.817	0.732	0.609	0.534	0.446
TBI	0.928	0.897	0.802	0.634	0.479	0.359
TH17	0.939	0.866	0.735	0.57	0.44	0.338
TH21	0.943	0.842	0.69	0.53	0.41	0.327
THU	0.943	0.813	0.658	0.513	0.404	0.325
THE	0.943	0.812	0.658	0.513	0.403	0.325
THT	0.941	0.816	0.668	0.524	0.402	0.324
THT1	0.943	0.783	0.618	0.484	0.383	0.317
THH	0.935	0.86	0.751	0.593	0.457	0.338
TTN	0.939	0.832	0.699	0.558	0.437	0.338
THTR	0.902	0.907	0.859	0.732	0.581	0.431
OTB	0.94	0.86	0.715	0.539	0.412	0.325
OTT	0.936	0.773	0.575	0.436	0.344	0.309
OTA	0.929	0.717	0.51	0.378	0.323	0.304
OTH	0.939	0.858	0.734	0.583	0.436	0.334
MED	0.899	0.841	0.81	0.719	0.625	0.521
TLMS	0.757	0.755	0.756	0.67	0.476	0.296
TSH	0.75	0.76	0.771	0.695	0.519	0.317
TLT	0.728	0.745	0.759	0.696	0.528	0.322
TGAS	0.92	0.86	0.802	0.692	0.556	0.418
TRAN	0.94	0.84	0.727	0.613	0.533	0.471
TAHG	0.935	0.778	0.604	0.487	0.412	0.408
TADM	0.6	0.664	0.631	0.527	0.358	0.222
TE1	0.843	0.754	0.706	0.585	0.427	0.282
TE2	0.965	0.963	0.957	0.847	0.657	0.415
TE3	0.884	0.84	0.792	0.649	0.467	0.289
TE4	0.971	0.971	0.957	0.847	0.653	0.409

ϵ	0.0	.05	.10	.20	.30	.40	.50	.66
	0.953	0.73	0.582	0.457	0.394	0.326	0.3	0.279
	0.919	0.883	0.824	0.706	0.636	0.521	0.466	0.379
	0.94	0.93	0.918	0.84	0.681	0.472	0.346	0.258
	0.949	0.922	0.887	0.75	0.6	0.406	0.323	0.274
	0.952	0.919	0.866	0.692	0.536	0.358	0.303	0.273
	0.952	0.906	0.845	0.675	0.526	0.368	0.305	0.275
	0.952	0.906	0.843	0.673	0.525	0.368	0.305	0.275
	0.953	0.903	0.841	0.687	0.547	0.387	0.32	0.274
	0.952	0.891	0.812	0.632	0.486	0.351	0.298	0.275
	0.94	0.912	0.875	0.768	0.641	0.458	0.346	0.244
	0.944	0.902	0.852	0.721	0.597	0.431	0.339	0.253
	0.915	0.908	0.913	0.879	0.797	0.615	0.449	0.282
	0.951	0.921	0.885	0.733	0.57	0.377	0.302	0.267
	0.943	0.881	0.803	0.593	0.407	0.285	0.278	0.324
	0.949	0.864	0.747	0.507	0.327	0.237	0.263	0.316
	0.941	0.916	0.876	0.759	0.612	0.425	0.344	0.276
	0.892	0.873	0.856	0.781	0.741	0.627	0.558	0.399
	0.663	0.655	0.69	0.691	0.662	0.548	0.305	0.03
	0.666	0.657	0.696	0.698	0.712	0.622	0.353	0.044
	0.642	0.634	0.659	0.678	0.697	0.626	0.381	0.058
	0.924	0.902	0.887	0.811	0.734	0.57	0.419	0.223
	0.947	0.91	0.867	0.764	0.668	0.55	0.499	0.463
	0.945	0.9	0.858	0.732	0.601	0.419	0.4	0.56
	0.619	0.676	0.737	0.777	0.668	0.435	0.207	0.018
	0.754	0.724	0.728	0.681	0.636	0.463	0.288	0.044
	0.946	0.953	0.955	0.961	0.937	0.784	0.482	0.07
	0.872	0.861	0.839	0.782	0.721	0.517	0.283	0.038
	0.954	0.964	0.963	0.969	0.943	0.781	0.473	0.066

جدول (10) يوضح قيم إحصاءة ثمرة القبول
 المحسوبة من مخرجات دراسة موتن - كارلو AIL95
 عدد مستويات متباينة للنسبة التلوث ε في حالة
 الأنموذج الملوث المتباين ، عندما (n = 20 ، a = 14)

ε	0.0	.05	.10	.20	.30	.40	.50	.66
Meth								
MEAN	0.953	0.498	0.34	0.236	0.193	0.179	0.202	0.132
TSI	0.919	0.913	0.882	0.819	0.685	0.515	0.495	0.289
TBI	0.94	0.936	0.923	0.912	0.865	0.678	0.493	0.165
TH17	0.949	0.941	0.928	0.887	0.765	0.544	0.404	0.152
TH21	0.952	0.941	0.93	0.879	0.736	0.512	0.367	0.146
THU	0.952	0.902	0.835	0.695	0.513	0.365	0.308	0.138
THE	0.952	0.902	0.832	0.693	0.51	0.364	0.308	0.138
THT	0.953	0.898	0.815	0.672	0.504	0.362	0.309	0.139
THT1	0.952	0.88	0.787	0.61	0.438	0.314	0.278	0.136
THH	0.94	0.922	0.872	0.782	0.633	0.467	0.361	0.14
TTN	0.944	0.903	0.832	0.706	0.551	0.403	0.328	0.138
THTR	0.915	0.908	0.899	0.905	0.867	0.703	0.52	0.17
OTB	0.951	0.943	0.929	0.903	0.805	0.589	0.407	0.15
OTT	0.943	0.875	0.765	0.555	0.374	0.267	0.268	0.206
OTA	0.949	0.842	0.722	0.473	0.302	0.213	0.227	0.188
OTH	0.941	0.92	0.872	0.768	0.605	0.448	0.374	0.173
MED	0.892	0.878	0.846	0.808	0.735	0.661	0.691	0.397
TLMS	0.663	0.676	0.69	0.69	0.683	0.546	0.352	0.036
TSH	0.666	0.678	0.683	0.711	0.711	0.587	0.382	0.041
TLT	0.642	0.635	0.643	0.686	0.701	0.574	0.377	0.042
TGAS	0.924	0.911	0.871	0.827	0.717	0.591	0.496	0.223
TRAN	0.947	0.92	0.862	0.781	0.663	0.586	0.611	0.467
TAHG	0.945	0.907	0.852	0.744	0.554	0.375	0.411	0.556
TADM	0.619	0.654	0.687	0.76	0.649	0.425	0.206	0.018
TE1	0.754	0.723	0.696	0.629	0.557	0.416	0.273	0.025
TE2	0.946	0.953	0.951	0.964	0.923	0.736	0.423	0.049
TE3	0.872	0.858	0.835	0.793	0.7	0.526	0.33	0.033
TE4	0.954	0.961	0.966	0.973	0.934	0.738	0.418	0.049

جدول (11) يوضح قيم إحصاءة ثمرة القبول
 المحسوبة من مخرجات دراسة موتن - كارلو AIL95
 عند مستويات متباينة للنسبة التلوث ε في حالة
 الأنموذج الملوث المتباين ، عندما (n = 50 ، a = 7)

ε	0.0	.05	.10	.20	.30	.40	.50	.65
	0.95	0.739	0.575	0.459	0.4	0.331	0.308	0.265
	0.908	0.893	0.82	0.714	0.635	0.537	0.496	0.36
	0.931	0.932	0.924	0.884	0.743	0.451	0.322	0.245
	0.937	0.927	0.894	0.793	0.617	0.372	0.316	0.264
	0.943	0.923	0.882	0.721	0.532	0.324	0.298	0.264
	0.943	0.91	0.847	0.689	0.547	0.348	0.303	0.264
	0.943	0.91	0.846	0.687	0.545	0.348	0.303	0.264
	0.939	0.908	0.844	0.705	0.573	0.386	0.325	0.265
	0.945	0.898	0.811	0.627	0.5	0.334	0.301	0.264
	0.935	0.913	0.876	0.806	0.682	0.482	0.353	0.231
	0.937	0.91	0.861	0.745	0.62	0.445	0.349	0.24
	0.912	0.915	0.91	0.902	0.876	0.69	0.417	0.262
	0.945	0.932	0.9	0.768	0.55	0.335	0.307	0.252
	0.939	0.897	0.799	0.582	0.418	0.243	0.284	0.316
	0.944	0.878	0.75	0.482	0.31	0.188	0.263	0.318
	0.934	0.913	0.876	0.769	0.646	0.431	0.349	0.267
	0.877	0.873	0.857	0.8	0.732	0.653	0.586	0.408
	0.57	0.599	0.596	0.624	0.615	0.558	0.293	0.005
	0.6	0.602	0.618	0.632	0.674	0.657	0.409	0.011
	0.55	0.543	0.546	0.584	0.655	0.681	0.444	0.014
	0.918	0.908	0.878	0.834	0.756	0.614	0.478	0.194
	0.938	0.913	0.874	0.806	0.708	0.587	0.529	0.454
	0.935	0.902	0.868	0.816	0.636	0.4	0.366	0.619
	0.641	0.811	0.845	0.85	0.797	0.502	0.15	0
	0.69	0.679	0.676	0.655	0.62	0.523	0.268	0.011
	0.905	0.925	0.914	0.941	0.963	0.916	0.521	0.017
	0.86	0.852	0.833	0.802	0.73	0.601	0.275	0.005
	0.926	0.946	0.939	0.946	0.967	0.915	0.511	0.016

أهمية التقدير الحصين : دراسة مونت كارلو - معلمات القياس

جدول (12) : يوضح فيم إحصاءة فترة القبول AIS₉₅ (المحسوبة من مخرجات دراسة مونت - كارلو) عند مستويات متباينة لنسبة التلوث ϵ في حالة الأنماذج الملوث المتماثل وعندما ($n = 10$, $a = 7$)

ϵ	0.0	.10	.20	.30	.40	.50
Meth.						
SDE	0.953	0.33	0.099	0.028	0.008	0.001
OSB	0.936	0.721	0.507	0.287	0.145	0.065
OST	0.904	0.602	0.327	0.152	0.059	0.02
OSTH	0.893	0.717	0.51	0.286	0.135	0.063
MAD	0.811	0.723	0.597	0.408	0.234	0.125
SQR	0.794	0.628	0.445	0.273	0.131	0.056
SLMS	0.77	0.766	0.669	0.513	0.309	0.167
SLT	0.795	0.614	0.466	0.277	0.155	0.078
SRS	0.844	0.671	0.491	0.275	0.137	0.07
SRA	0.839	0.694	0.5	0.311	0.182	0.105
SM15	0.925	0.752	0.548	0.334	0.178	0.081
SL15	0.936	0.729	0.52	0.302	0.143	0.069
SB 15	0.931	0.781	0.561	0.323	0.162	0.068
SB 11	0.951	0.587	0.334	0.166	0.067	0.025
SM 5	0.952	0.471	0.195	0.072	0.02	0.003
SL 5	0.952	0.471	0.195	0.072	0.02	0.003
STM	0.869	0.85	0.813	0.67	0.486	0.307
SB 5	0.952	0.471	0.195	0.072	0.02	0.003
SB1	0.953	0.33	0.099	0.028	0.008	0.001
SRE	0.669	0.484	0.588	0.566	0.453	0.28
SE1	0.516	0.736	0.623	0.387	0.198	0.092
SE2	0.93	0.926	0.798	0.621	0.379	0.228

جدول (13) يوضح فيم إحصاءة فترة القبول AIS₉₅ (المحسوبة من مخرجات دراسة مونت - كارلو) عند مستويات متباينة لنسبة التلوث ϵ في حالة الأنماذج الملوث المتماثل وعندما ($n = 20$, $a = 7$)

	0.0	.05	.10	.20	.30	.40	.50	.66
	0.951	0.36	0.115	0.011	0.001	0	0	0
	0.938	0.839	0.688	0.408	0.184	0.071	0.015	0.001
	0.897	0.669	0.422	0.146	0.037	0.005	0.001	0
	0.892	0.81	0.64	0.353	0.139	0.043	0.007	0
	0.777	0.756	0.688	0.496	0.294	0.133	0.035	0.002
	0.79	0.744	0.676	0.464	0.246	0.107	0.029	0
	0.727	0.761	0.778	0.656	0.417	0.2	0.057	0.005
	0.77	0.731	0.642	0.431	0.258	0.107	0.025	0.002
	0.848	0.772	0.637	0.37	0.176	0.056	0.012	0.001
	0.879	0.794	0.629	0.332	0.137	0.047	0.008	0.001
	0.935	0.897	0.826	0.608	0.326	0.145	0.039	0.001
	0.934	0.893	0.82	0.575	0.305	0.126	0.028	0.003
	0.933	0.914	0.843	0.55	0.257	0.09	0.015	0.001
	0.949	0.867	0.726	0.414	0.172	0.061	0.01	0.001
	0.914	0.909	0.909	0.874	0.779	0.567	0.291	0.049
	0.914	0.908	0.909	0.875	0.781	0.57	0.292	0.067
	0.906	0.901	0.896	0.862	0.796	0.617	0.344	0.09
	0.914	0.908	0.909	0.872	0.779	0.567	0.291	0.029
	0.951	0.759	0.525	0.218	0.063	0.015	0.001	0
	0.546	0.383	0.504	0.672	0.724	0.586	0.337	0.042
	0.276	0.657	0.803	0.554	0.222	0.063	0.007	0
	0.921	0.93	0.91	0.73	0.457	0.218	0.062	0.034

أهمية التقدير الحصين : دراسة مونت كارلو - معلمات القياس

جدول (14) : يوضح قيم إحصاءة فترة القبول AIS₉₅ (المحسوبة من مخرجات دراسة مونت - كارلو) عند مستويات متباينة لنسبة التلوث ϵ في حالة الأنماذج الملوث المتماثل وعندما ($n = 20$, $a = 14$)

ϵ Meth.	0.0	.05	.10	.20	.30	.40	.50	.66
SDE	0.951	0.341	0.115	0.013	0.001	0	0	0
OSB	0.938	0.929	0.893	0.806	0.638	0.404	0.186	0.024
OST	0.897	0.629	0.413	0.131	0.026	0.003	0.002	0
OSTH	0.892	0.804	0.66	0.342	0.13	0.035	0.014	0.002
MAD	0.777	0.752	0.701	0.505	0.289	0.128	0.055	0.003
SQR	0.79	0.753	0.66	0.464	0.245	0.106	0.035	0.002
SLMS	0.727	0.76	0.763	0.651	0.429	0.207	0.09	0.012
SLT	0.77	0.737	0.671	0.461	0.244	0.092	0.041	0.005
SRS	0.848	0.772	0.646	0.38	0.162	0.051	0.02	0.002
SRA	0.879	0.787	0.632	0.326	0.134	0.036	0.017	0.002
SM15	0.935	0.93	0.916	0.908	0.841	0.637	0.354	0.062
SL15	0.934	0.93	0.917	0.907	0.838	0.635	0.351	0.09
SB 15	0.933	0.931	0.915	0.896	0.787	0.551	0.268	0.036
SB 11	0.949	0.939	0.926	0.898	0.775	0.535	0.251	0.029
SM 5	0.914	0.909	0.892	0.892	0.838	0.663	0.395	0.102
SL 5	0.914	0.908	0.892	0.892	0.839	0.665	0.396	0.103
STM	0.906	0.899	0.88	0.873	0.814	0.651	0.39	0.102
SB 5	0.914	0.909	0.892	0.892	0.838	0.662	0.387	0.043
SB1	0.951	0.941	0.923	0.808	0.527	0.203	0.048	0.001
SRE	0.546	0.395	0.484	0.701	0.749	0.634	0.377	0.052
SE1	0.276	0.652	0.613	0.241	0.053	0.004	0.003	0
SE2	0.921	0.935	0.909	0.728	0.473	0.21	0.112	0.036

جدول (15) يوضح قيم إحصاءة فترة القبول AIS₉₅ (المحسوبة من مخرجات دراسة مونت - كارلو) عند مستويات متباينة لنسبة التلوث ϵ في حالة الأنماذج الملوث المتماثل وعندما ($n = 50$, $a = 7$)

0.0	.05	.10	.20	.30	.40	.50	.66
0.941	0.09	0.007	0	0	0	0	0
0.935	0.833	0.613	0.266	0.063	0.006	0	0
0.842	0.467	0.157	0.014	0.001	0	0	0
0.901	0.711	0.474	0.13	0.01	0	0	0
0.786	0.715	0.614	0.343	0.105	0.014	0.001	0
0.792	0.728	0.603	0.319	0.087	0.012	0.001	0
0.699	0.744	0.76	0.491	0.197	0.032	0.003	0
0.796	0.701	0.61	0.362	0.118	0.023	0	0
0.879	0.732	0.539	0.173	0.018	0	0	0
0.906	0.722	0.455	0.109	0.012	0	0	0
0.929	0.918	0.868	0.625	0.284	0.058	0.004	0
0.929	0.918	0.852	0.596	0.251	0.057	0.004	0
0.929	0.928	0.85	0.488	0.125	0.01	0	0
0.934	0.92	0.793	0.354	0.085	0.006	0	0
0.884	0.871	0.841	0.826	0.834	0.716	0.383	0.009
0.884	0.871	0.841	0.824	0.831	0.718	0.38	0.01
0.929	0.928	0.899	0.883	0.875	0.756	0.39	0.018
0.884	0.87	0.841	0.822	0.822	0.713	0.377	0.008
0.933	0.931	0.908	0.875	0.83	0.667	0.311	0.007
0.799	0.675	0.776	0.801	0.764	0.713	0.378	0.008
0.095	0.575	0.808	0.28	0.027	0	0	0
0.928	0.923	0.818	0.443	0.126	0.015	0.001	0

أهمية التقدير الحصين : دراسة مونت كارلو - معلمات القياس

جدول (16) : يوضح قيم إحصاءة فترة القبول AIS₉₅ (المحسوبة من مخرجات دراسة مونت - كارلو) عند مستويات متباعدة لنسبة التلوث ϵ في حالة الأنماذج الملوث المتماثل وعندما ($n = 10$, $a = 7$)

ϵ Meth.	0.0	.10	.20	.30	.40	.50
SDE	0.953	0.327	0.102	0.035	0.004	0
OSB	0.936	0.724	0.481	0.276	0.141	0.074
OST	0.904	0.6	0.332	0.17	0.067	0.028
OSTH	0.893	0.718	0.492	0.294	0.141	0.078
MAD	0.811	0.737	0.563	0.376	0.232	0.159
SQR	0.794	0.729	0.592	0.399	0.216	0.087
SLMS	0.77	0.775	0.686	0.529	0.395	0.298
SLT	0.795	0.626	0.469	0.32	0.197	0.127
SRS	0.844	0.689	0.497	0.327	0.183	0.117
SRA	0.839	0.713	0.552	0.4	0.306	0.24
SM15	0.925	0.749	0.53	0.311	0.161	0.091
SL15	0.936	0.743	0.55	0.334	0.192	0.121
SB 15	0.931	0.779	0.546	0.315	0.154	0.086
SB 11	0.951	0.576	0.33	0.165	0.074	0.03
SM 5	0.952	0.473	0.205	0.08	0.022	0.008
SL 5	0.952	0.473	0.205	0.08	0.022	0.008
STM	0.869	0.861	0.82	0.697	0.627	0.547
SB 5	0.952	0.473	0.205	0.08	0.021	0.004
SB1	0.953	0.327	0.102	0.035	0.004	0
SRE	0.669	0.479	0.551	0.564	0.475	0.401
SE1	0.516	0.778	0.736	0.549	0.389	0.275
SE2	0.93	0.936	0.866	0.745	0.64	0.575

جدول (17) : يوضح قيم إحصاءة فترة القبول AIS₉₅ (المحسوبة من مخرجات دراسة مونت - كارلو) عند مستويات متباعدة لنسبة التلوث ϵ في حالة الأنماذج الملوث المتماثل وعندما ($n = 20$, $a = 7$)

0.0	.05	.10	.20	.30	.40	.50
0.951	0.315	0.114	0.011	0.001	0	0
0.938	0.824	0.672	0.348	0.14	0.035	0.012
0.897	0.641	0.403	0.123	0.034	0.004	0.001
0.892	0.801	0.635	0.303	0.113	0.025	0.006
0.777	0.753	0.669	0.437	0.215	0.073	0.029
0.79	0.739	0.651	0.407	0.166	0.036	0.006
0.727	0.758	0.762	0.631	0.427	0.209	0.125
0.77	0.725	0.645	0.414	0.249	0.098	0.048
0.848	0.77	0.638	0.366	0.168	0.052	0.024
0.879	0.791	0.628	0.351	0.17	0.071	0.04
0.935	0.879	0.799	0.513	0.229	0.072	0.027
0.934	0.884	0.817	0.589	0.327	0.135	0.059
0.933	0.896	0.802	0.474	0.186	0.043	0.014
0.949	0.852	0.708	0.358	0.132	0.029	0.008
0.914	0.906	0.9	0.842	0.61	0.301	0.181
0.914	0.904	0.902	0.861	0.678	0.39	0.278
0.906	0.895	0.885	0.875	0.799	0.692	0.635
0.914	0.904	0.899	0.829	0.572	0.267	0.133
0.951	0.73	0.53	0.216	0.067	0.012	0.001
0.546	0.384	0.491	0.679	0.661	0.523	0.44
0.276	0.701	0.834	0.698	0.398	0.144	0.069
0.921	0.94	0.92	0.799	0.661	0.467	0.458

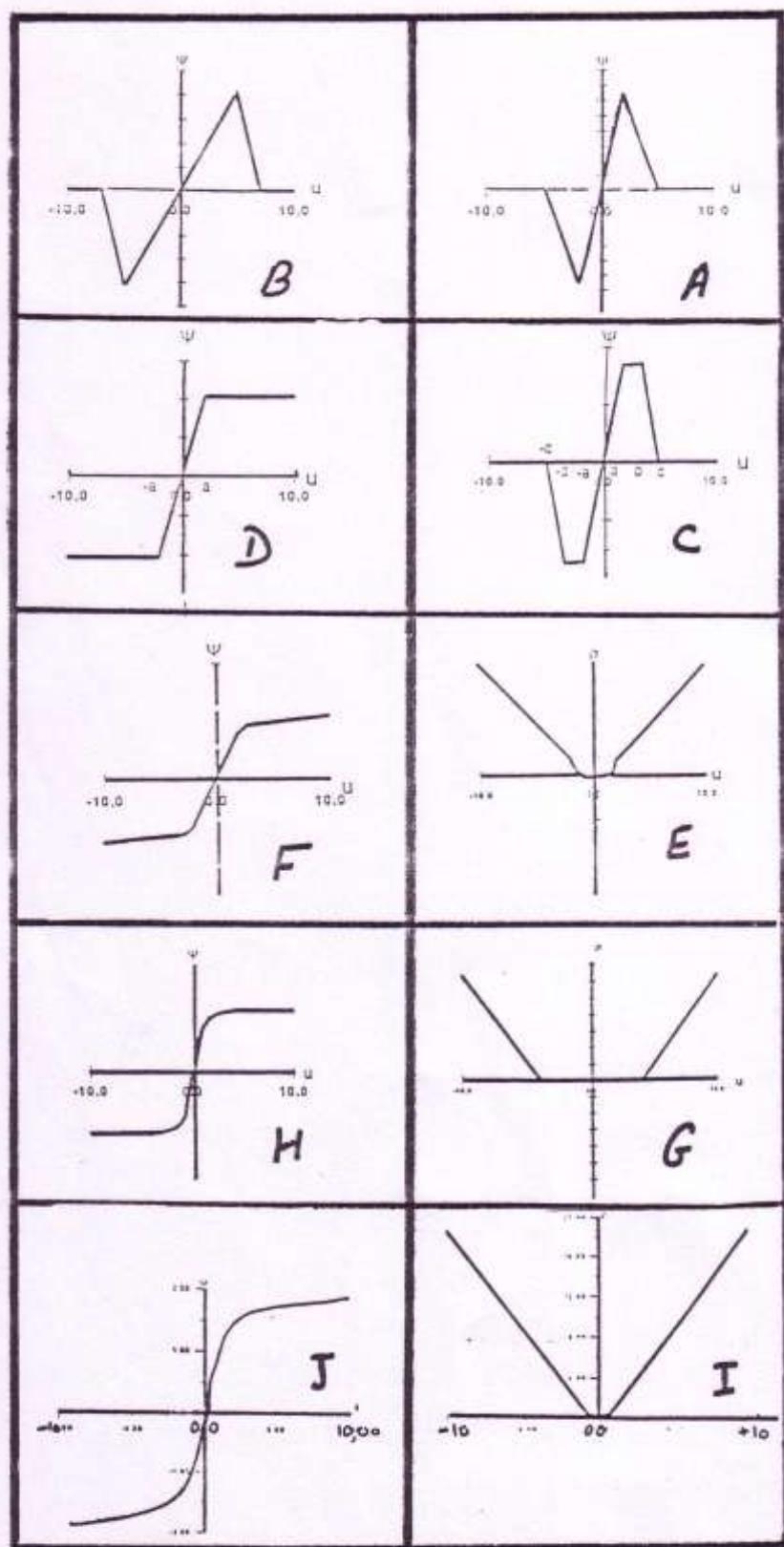
أهمية التقدير الحصين : دراسة مونت كارلو - معلمة القياس

جدول (18) : يوضح قيم احصاءة فترة القبول AIS_{95} (المحسوبة من مخرجات دراسة مونت - كارلو)
عند مستويات متباعدة لنسبة التلوث ϵ في حالة الانموذج الملوث المتماثل وعندما ($n = 10$, $a = 7$)

ϵ	0.0	.05	.10	.20	.30	.40	.50
Meth.							
SDE	0.951	0.357	0.115	0.01	0.001	0	0
OSB	0.938	0.921	0.887	0.713	0.467	0.221	0.113
OST	0.897	0.649	0.409	0.105	0.029	0.006	0
OSTH	0.892	0.809	0.627	0.319	0.116	0.026	0.004
MAD	0.777	0.764	0.671	0.439	0.23	0.067	0.028
SQR	0.79	0.764	0.644	0.409	0.18	0.035	0.009
SLMS	0.727	0.761	0.752	0.635	0.418	0.204	0.123
SLT	0.77	0.742	0.638	0.423	0.243	0.108	0.051
SRS	0.848	0.769	0.643	0.358	0.165	0.048	0.022
SRA	0.879	0.794	0.645	0.347	0.162	0.065	0.033
SM15	0.935	0.933	0.923	0.895	0.745	0.473	0.335
SL15	0.934	0.931	0.924	0.911	0.843	0.708	0.622
SB 15	0.933	0.932	0.926	0.872	0.659	0.357	0.206
SB 11	0.949	0.941	0.927	0.864	0.634	0.329	0.178
SM 5	0.914	0.909	0.905	0.893	0.79	0.603	0.486
SL 5	0.914	0.91	0.905	0.896	0.846	0.747	0.683
STM	0.906	0.901	0.89	0.88	0.829	0.739	0.689
SB 5	0.914	0.909	0.904	0.885	0.755	0.497	0.253
SB1	0.951	0.944	0.925	0.816	0.509	0.183	0.039
SRE	0.546	0.387	0.459	0.707	0.711	0.6	0.418
SE1	0.276	0.666	0.678	0.287	0.084	0.014	0.003
SE2	0.921	0.94	0.908	0.816	0.641	0.486	0.431

جدول (19) يوضح قيم احصاءة فترة القبول AIS_{95} (المحسوبة من
مخرجات دراسة مونت - كارلو) عند مستويات متباعدة لنسبة التلوث ϵ
في حالة الانموذج الملوث المتماثل وعندما ($n = 20$, $a = 7$)

ϵ	0.0	.05	.10	.20	.30	.40	.50
Meth.							
0.941	0.093	0.007	0	0	0	0	0
0.935	0.793	0.558	0.18	0.02	0.008	0	0
0.842	0.43	0.151	0.009	0	0	0	0
0.901	0.697	0.42	0.093	0.006	0.001	0	0
0.786	0.71	0.599	0.273	0.06	0.01	0	0
0.792	0.727	0.595	0.239	0.035	0.004	0	0
0.699	0.758	0.767	0.516	0.211	0.025	0.003	0
0.796	0.718	0.617	0.351	0.117	0.013	0.003	0
0.879	0.725	0.499	0.173	0.021	0.004	0	0
0.906	0.726	0.454	0.11	0.015	0.003	0	0
0.929	0.909	0.858	0.501	0.139	0.012	0.002	0
0.929	0.916	0.873	0.649	0.284	0.046	0.006	0
0.929	0.923	0.832	0.383	0.058	0.006	0	0
0.934	0.896	0.749	0.293	0.035	0.006	0	0
0.884	0.877	0.876	0.846	0.573	0.187	0.029	0
0.884	0.878	0.876	0.86	0.691	0.336	0.094	0
0.929	0.926	0.919	0.921	0.849	0.758	0.576	0
0.884	0.878	0.872	0.809	0.506	0.135	0.018	0
0.933	0.931	0.915	0.861	0.49	0.106	0.016	0
0.799	0.69	0.804	0.766	0.537	0.456	0.446	0
0.095	0.61	0.854	0.505	0.092	0.006	0	0
0.928	0.911	0.843	0.606	0.369	0.16	0.162	0



شكل ١: (A) دالة الوزن المزدوج ، (B) دالة Huber ، (C) دالة Hamper ، (D) دالة Andrews ، (E) الدالة المعرفة بالعلاقة (41) ، (F) الدالة المعرفة بالعلاقة (42) ، (G) الدالة المعرفة بالعلاقة (43) ، (H) الدالة المعرفة بالعلاقة (44) ، (I) الدالة المعرفة بالعلاقة (45) ، (J) الدالة المعرفة بالعلاقة (46) .

المراجع:

.....

أولاً : المراجع باللغة العربية

- 1- العلي إبراهيم 1980 - مدخل في نظرية العينات . منشورات جامعة حلب . كلية الاقتصاد والتجارة ص340 .
- 2- العلي إبراهيم وكابوس أمل وحلاق عمر ، 1985 - نظرية الاحتمالات - منشورات كلية الاقتصاد والتجارة - جامعة حلب - سوريه ص530 .
- 3- العلي إبراهيم وكابوس أمل . 1986 . - الإحصاء الرياضي ، منشورات جامعة حلب - كلية الاقتصاد والتجارة . 506 ص .
- 4- الأفendi عبدالقادر ، 1981 - نظرية الإحصاء . منشورات كلية الاقتصاد جامعة حلب - سوريه - ص420 .
- 5- كنجو أنيس . 1979 . - الإحصاء الرياضي . منشورات جامعة دمشق - كلية العلوم . 544 ص .
- 6- زين العابدين عبدالرحمن البشير وأحمد عودة المجيد عودة . 1997 . - الاستدلال الإحصائي . منشورات جامعة الملك سعود . السعودية - 349 ص .

ثانياً : المراجع باللغة الروسية :

1. جر سيموفيش ، أ. ن .، الإحصاء الرياضي ، الطبعة الثانية ، العلوم ، موسكو ، 1983 .
2. إيفتشينكو ، ج . إ .، وميدفيديف ، يو . إز ، الإحصاء الرياضي ، المدرسة العليا ، موسكو ، 1984 .
3. جمورمان ، ب . إ .، نظرية الاحتمالات والإحصاء الرياضي ، المدرسة العليا ، موسكو ، 1985 .
4. كوروليوك ، ه . ن .، نظرية الاحتمالات والإحصاء الرياضي ، العلوم ، موسكو ، 1985 .
5. بوروشكوف ، أ . أ .، الإحصاء الرياضي : تقدير المعامل واختبار الفرضيات ، العلوم ، موسكو ، 1984 .
6. كليموف ، ج . ب .، نظرية الاحتمالات والإحصاء الرياضي ، جامعة موسكو ، 1980 .
7. كندينكا ، ب . ف .، نظرية الاحتمالات ، العلوم ، موسكو ، 1988 .

ثالثاً : المراجع الأجنبية :

- 1- Hampel, F. R .(1985), "The Breakdown Points of The Mean Combined with Some Rejection Rules,0" Technometrics, 27 ,95– 107 .
- 2- Hampel, F. R .(1991), "Some Mixed Questions and Comments on Robustness . " Directions in Robust Statistics , and Diagnostic , Part I , Springer – verlage , New York , 101 – 111 .

- 3- Hampel, F. R., Ronchetti, E.M., Rousseeuw, P. J., and Stahel, W. A. (1986). "Robust Statistics : The Approach Based on Influence Functions," New York : Wiley .
- 4- Hodges, J. L. Jr. and Lehmann, E. L. (1963) "Estimates of Location Based on Rank Tests ." Ann. Math. Stat. 34 , 598 – 611 .
- 5- Hogg, R. V. (1974) , " Adaptive Robust Procedures : A Partial Review and Some .
- 6- Huber, P. J. (1964) , " Robust Estimation of a Location Parameter, " Ann . Math . Statist. , 35, 73 – 101 .
- 7- Huber, P. J. (1972) , " Robust Statistics : A Review , " . Ann . Math . Stat. , 43 , 1041 – 1067 .
- 8- Huber, P. J. (1981) , " Robust Statistics , " Wiley , New York.
- 9- Jureckova, J. , and Sen, P. K. (1996) , " Robust Statistical Procedures , " Wiley and Sons .
- 10- Krasker, W.S., and Welsch, R.E. (1982) , " Efficient Bounded Influence Regression Estimation, " JASA, 77 , 595 – 604 .
- 11- Moberg, T. F., Ramberg, J. S., and Randles, R. H. (1989) , " An Adaptive M – Estimator and Its Application to a Selection Problem, " Technometrics, 20 , 225- 263 .
- 12- Rousseeuw , P.J. (1984) , " Least Median of Squares Regression," JASA, 79, 871 – 880.
- 13- Rousseeuw , P.J. (1985) , " Multivariate Estimation with High Breakdown Point, " Mathematical Statistics and Applications, Edited by W . Grossman , G. Pflug , I. Vincze , and W. Wertz , Reidel Publishing Company, Dordrecht, 283-297 .
- 14- Rousseeuw , P.J. (1997) , "Introduction to Positive- Breakdown Methods, " G. S.Maddala and C . R . Rao , ed.s., Handbook of Stat. , 15 , 101-121 .
- 15- Rousseeuw , P.J. and Croux C. (1993) , " Alternatives To The Median Absolute Deviation, " JASA , 88 , 1273 – 1283 .
- 16- Rousseeuw , P.J. and Leroy , A . M . (1987) , " Robust Regression and Outlier Detection, " New York: Wiley .
- 17- Rousseeuw , P.J. and Van Zomeren, B.C. (1990) , " Unmasking Multivariate Outliers and Leverage Points, " JASA, 85, 633 – 639 .
- 18- Rousseeuw , P.J. and Yohai, V.J. (1984) , " Robust Regression by Means of S – Estimators, " in Robust and Nonlinear Time Series Analysis , New York , 256 – 271 .
- 19- Siegel, A. F. (1982) . " Robust Regression Using Robust Medians, " Biometrika , 69 , 242 – 244 .
- 20- Simpson , D . G . , Ruppert, D., and Carroll , R.J. (1992) , " On One – Step Gm Estimates and Stability of Inferences In Linear Regression Model, " JASA, 87 , 439 – 450 .
- 21- Stromberg, A.J. (1993) , " Computing the Exact Least Median of Squares Estimate and Stability Diagnostic In Multiple Linear Regression . " SIAM Journal On Scientific Computing , 14 – 1289 – 1299 .

22- STAT – ITCF . , 1987 . – 3^{em} Version . Institut Technique des céréales et des Fourrages , Paris . Fr .