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 طيوب
رابط ثابت: https://political-encyclopedia.org/index.php/library/3911
تاريخ الاسترداد: 2026/11/03 03:56 +03

الموسوعة السياسيّة 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 السياسيّة – Encyclopedia Political، يرجى التواصل على info@political-encyclopedia.org

استخدامكم لأرشيف مكتبة الموسوعة السياسيّة – 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 السياسيّة مستوفياً شروط حقوق الملكية الفكريّة ومتطلبات رخصة المشاع الإبداعي التي ينضوي المقال تحتها.

مجلة جامعة تشرين للدراسات و البحوث العلمية _ سلسلة العلوم الاقتصادية المجلد (24) العدد (11)2002
Tishreen University Journal for Studies and Scientific Research- Economic Science Series Vol (24) No (11) 2002

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)

□ الملخّص □

يعد أسلوب محاكاة مونت – كارلو أسلوباً مهماً في مجال الحصانة ، لأنه يُمكن من دراسة سلوك العينات الصغيرة وتتبع أهمية أسلوب محاكاة مونت كارلو بشكل أساسي في إمكانية دراسة وتحليل كل من طرائق التقدير الحصين – وتقدير البيانات التي تشخص شواذاً لا سيما في حالة متغير واحد . وذلك انطلاقاً من استخدامه في توليد شواذ متماثل نظراً لدقته وكفاءته .

– يشتمل هذا البحث عرضاً لبعض طرائق 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

مجلة جامعة تشرين للدراسات و البحوث العلمية _ سلسلة العلوم الاقتصادية المجلد (24) العدد (11)2002
Tishreen University Journal for Studies and Scientific Research- Economic Science Series Vol (24) No (11) 2002

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

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 it's 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 theoritical tical and pratical 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 حقيقية إذ أن دقة التحليل الإحصائي تغدو موضع تساؤل ، لذلك أهتم الاحصائيون بمسألة فحص البيانات للتأكد من مدى نقاوتها من القيم الشاذة ، بوصفها مرحلة أولى تسبق مرحلة الاستدلال الإحصائي لمعالم المجتمع . وتطورت طرائق الفحص وتنوعت أساليبها ، وغدا يطلق عليها طرائق التجانس (diagnostic methods) . وقد أخذت تنقية البيانات اتجاهين ، أحدهما والاوسع انتشاراً – يجري بموجبة تشذيب المشاهدات الشاذة ، وذلك بإعادة تقديرها بحيث يكون التعامل مع العينة الكاملة (زين العابدين وعودة أحمد ، 1997)

إلا أن اتجاهاً آخر برز لمعالجة تلك المشكلة ، ويرى أصحابه بان تُقدر 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 للحصانة وضعها (Huber , 1964) التي تعتمد على تصغير أكبر تباين محاذ (asymptotic) ، وتعرف بطريقة أصغر تعظيم (minmax) ، إلى أن وضع (Hampel , 1986) نظرية الكميات المتناهية الصغر (infinitesimal) ، التي تعتمد على الحصانة الكمية بالتركيز على دالة التأثير (function influence) التي تشير إلى الحصانة الموضعية (local) ، كما قدم (Hodges , 1963) مقياس نقطة الانهيار الذي يشير إلى الحصانة الشاملة (global) ، وقد عمّمه Hampel ، ثم ركز عليه (Rousseeuw , 1997) – فيما بعد – الذي أبرز صنفاً جديداً من المقدرات الحصينة أسماها مقدرات ذات نقطة انهيار عالية $\left(\varepsilon^* = 0.50\right)$ ، ومنذ نهاية العقد التاسع من القرن المنصرم أصبح التركيز على الجمع بين نوعي الحصانة الشاملة والموضوعية – لاسيما في مجال الانحدار ومجال متعدد المتغيرات – إذ قدمت محاولات رائدة للدمج بين المقدرات عالية الانهيار والمقدرات ذات دوال التأثير المقيدة ، كذلك – في السنوات الأخيرة – بَرِزَتْ أهمية المقدرات الحصينة في تشخيص القيم الشاذة وأظهرت كثير من الدراسات أهمية تشخيص القيم الشاذة ، ودراسة تلك القيم التي قد تكون أحياناً أهم من بقية مشاهدات العينة .

2 – مشكلة البحث :

يمكن تلخيص مشكلة البحث في النقاط الآتية :

1- وضعت الطرائق الحصينة لتعالج مشاكل الطرائق التقليدية المتمثلة في افتراض تلك الطرائق توافر شروط معينة وعلى الرغم من ذلك فإن الطرائق الحصينة بدورها تتطلب أيضاً توافر شروط معينة في البيانات . لاسيما أن معظم الطرائق الحصينة بدورها تفترض أن البيانات تتبع توزيعاً متماثلاً ، وهذا أمر صعب تحققه في الواقع العملي لاسيما في حالة العينات صغيرة الحجم .

2- يوجد فريق من الباحثين يؤكد أهمية الطرائق الحصينة وفي الجانب الآخر يؤكد فريق آخر أهمية تشخيص المشاهدات المشكوك بها ، لما يقدمه ذلك من فائدة للباحث التجريبي الذي يدرس ظاهرة ما . والتساؤل الذي يطرح هنا هو أي نوعي الطرائق أفضل ؟؟ وهل أن أحدهما يشكل بديلاً للآخر .. ؟؟

3- يوجد عدد ضخم من الطرائق الحصينة في مجال المتغير الواحد سواء لتقدير معلمه الموقع أم تقدير معلمه القياس وكذلك يستخدم عدد كبير منها لتقدير بيانات تتبع متعدد المتغيرات ... وهكذا في المجالات الإحصائية المتنوعة . فإذا أقتنع باحث ما بأهمية طرائق التقدير الحصين ، فأي منها يجري استخدامه ؟؟ البعض يفضل المقدر الأكثر كفاءة عندما تخضع

---

[2] – القيمة الشاذة (Outlier value) : هي عبارة عن مشاهدة أو مجموعة فرعية تتكون من بعض المشاهدات) تظهر لتكون غير متسقة (Inconsistant) مع بقية تلك المجموعة الرئيسية (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 بتنوع 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 وتقويمه 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 يتسنى معرفة سلوك طرائق التقدير الحصين والطرق التقليدية في الحالة البسيطة إذ أنها حالة خاصة من حالات نموذج الانحدار الخطي يمكن التعبير عن هذا النموذج بالصيغة الآتية :

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

إذ أن ، Y : متجه (nxl) من مشاهدات المتغير التابع ، X : مصفوفة (nxp) من المتغيرات التفسيرية رتباً تساوي (p-l) ، β: متجه (pxl) من المعالم المجهولة ، u: متجه (nxl) من الأخطاء العشوائية . كما يمكن التعبير بالصيغة الآتية :

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

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

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

(U~N $(0,\sigma^2 I)$ (في أغلب الحالات يفترض أن (3)، var $(U)=\sigma^2 I$ (2)،E(U) = 0 (1)

$$E(xU)=0 \ (5),(\forall i\neq j;i,j=1,2,\cdots,n),E(u_i,u_j)=0 \ (4) \qquad \cdots\cdots(3)$$

والطرائق التقليدية في هذه الحالة البسيطة ، إذ إنها حالة خاصة من حالات نموذج الانحدار الخطي وفق الصيغة (1) ولتوضيح ذلك وبالرجوع إلى الصيغة (2) وعندما ($\beta_2=\ldots=\beta_p=0$) 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 ممكن (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 معلمه الموقع بالصيغة الآتية :

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

إذ إن n : حجم العينة .

ويكون مقدر معلمه القياس بالصيغة الآتية :

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

إذ إن T : معلمة الموقع (4) .

بعض طرائق التقدير الحصين :

أجريت دراسات كثيرة جداً – خلال العقود الأربعة الأخيرة – عن المقدرات الحصينة لكل من معلمة الموقع أو معلمة القياس – أو كليهما في آن واحد ، وترتب على ذلك وجود عدد كبير جداً من تلك المقدرات ، إلا أن الاهتمام هنا سينصب في بعض منها ، والتي ثبتت أهميتها أما لشهرتها أو لكفاءتها في حالات معينة – إن لا توجد طريقة تقدير حصينة هي الأفضل في كل الحالات المحتملة للبيانات المدروسة – لذلك سيجري استعراض تلك الطرائق وبحسب أنواعها المختلفة وهي :

المقدرات الخطية	The Linear Estimators
مقدرات الإمكان الأعظم	The Maximum Likelihood Estimators
مقدرات الرتبة	The Rank Estimators
مقدرات أخرى	Other Estimators

إذ سيجري عرض طرائق تقدير معلمة الموقع تليها طرائق تقدير معلمة القياس لكل نوع على حدة وفقاً لما يأتي :

1–المقدرات الخطية (مقدرات L: – The Linear Estimators (Jurec kova et al, 1996)

إذا كانت $x_{(1)} \le x_{(2)} \le \dots \le x_{(n)}$ تشير إلى العينة المرتبة التي حجمها n ، فإن الصيغة الرياضية العامة للمقدر الخطي لمعلمة الموقع هي :

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

إذ إن قيم الأوزان ($a_j , j = 1 , 2 , \dots n$) تكون عند حدها الأعلى في مركز العينة وتتضاءل قيم تلك الأوزان لتكون عند حدها الأدنى كلما ابتعدت رتبة المشاهدة عن مركز العينة ويشترط أن يكون $\left(\sum_{i=1}^{n} a_j = 1 \right)$ ، وأن ($aj = a_{(n-1-j)}$) عند افتراض إن للمتغير العشوائي $x_{(1)}$ توزيعاً متماثلاً حول معلمة الموقع .

ومن أهم المقدرات الخطية الحصينة لمعلمة الموقع ما يأتي :

وسيط العينة : The Sample Median (MED) (Huber , 1984)

يعد وسيط العينة مقدراً خطياً على وفق الصيغة (6) ، فعندما تكون n عددا فرديا فإن الأوزان تكون :

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

إذ إن n : حجم العينة ، وعندما تكون n عددا زوجياً فإن الأوزان تكون :

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

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

أقترحه (Hampel et al, 1986) ، وتعتمد فكرة هذا المقدر 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 :

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

إذ إن α_1, α_2:نسبتي البتر من طرفي العينة الأيسر والأيمن على التوالي: $(0 \le a_1+a_2 < 1)$.

وإن :($j = 1,2$) ; ($g_j = [\alpha_j , n]$) ; ($0 \le g = (g_1 + g_2) < (n/2)$) ؛ [.] : الجزء الصحيح للقيمة بداخل القوس.وفي حالة البتر المتماثل من طرفي العينة فإن ($g_1 = g_2$)، بينما في حالة البتر غير المتماثل فإن ($g_1 \ne g_2$) 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 (Winsor في Huber, 1986) ،وتعتمد فكرة هذا المقدر على حذف نسبة من المشاهدات المتطرفة – في العينة – ثم التعويض عنها بقيمة أقرب مشاهدة إليها . ويمكن التعبير عن المقدر ($Tw(\alpha_1 , \alpha_2)$) بالصيغة (6) ، وتكون الأوزان على النحو الآتي :

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

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

مقدر Gastwirth :

اقترح (Gastwirth , 1966) المقدَر الآتي الموصوف بالصيغة الآتية :

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

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

وسيط الانحرافات المطلقة : Medium Absolute Deviation (MAD)

ويعبر عنه بالصيغة الآتية :

$$MAD = c\ med\ |\ x_j - med\ (x_j)\ |\ ;\ (j=1,2,\ldots\ldots\ldots , n) \qquad (11)$$

إذ إن med:تعني الوسيط على وفق الصيغة (7).،وإن:($c = \varnothing\ (3/4) \equiv 1.483$). وذلك لتكون الإحصاءة MAD متسقة عندما تتبع المشاهدات التوزيع الطبيعي (Hampel,1985) .

المدى الربيعي للعينة : Sample lnterquartile Range (IQR)

ويحسب وفقاً للصيغة الآتية :

$$IQR = (x_{g2n} - x_{g1n}) / 1.35 \ ;\ g_2 = [3n/4] \ ; \ g1 = [n/4] \qquad (12)$$

2-مقدرات نوع الإمكان الأعظم (مقدرات-M): Maximum Likelihood Estimators

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

$\left(\sum_{i=1}^{n} f_{Tn} (x_i) \right)$ ، أو بشكل مكافئ أن يكون :

$$\min_{T_n} \sum \left(-\ln f_{Tn} (x_i) \right) \qquad (13)$$

إذ إن ln : تشير إلى اللوغارتيم الطبيعي .

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

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

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

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

والدالة (.) Ψ عبارة عن دالة وزن تعطي أوزاناً أقل للقيم البعيدة . ويعرف T_n المشار إليه بالمعادلات السابقة بأنه مقدر – M ومقدرات –M لمعلمة الموقع تعتمد على الصيغة الآتية :

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

أو

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

إذ إن Sn : تقدير معلمة القياس ويمكن الحصول عليه بشكل مستقل . وأن c : ثابت التناغم (constant tuning) وتختار 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 الطرائق التكرارية (iterative methods) .

أما مقدرات – M لمعلمة القياس : فتعرف بالعلاقة الضمنية الآتية :

$$\int x \left(x / S(F) \right) F(dx) \qquad (18)$$

إذ يفترض في هذه الحالة إن معلمة الموقع تساوي صفراً (Jureck ova et al ,1996). وبافتراض إن $\mu_j = ((x_1 - \mu) / \sigma)$ ، فإن مقدرات – M للموقع والقياس في آن واحد باستخدام تقريب المرحلة الواحدة يعبر عنها بالمعادلتين الآتيتين :

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

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

إذ إن μ_0 ، σ_0 : تقديرين أوليين حصينين لمعلمتي الموقع والقياس على التوالي .

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

3 – مقدرات R – : R – Estimators

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 :

$$wij = (xi + xj)/2 : (i = 1,2 , \ldots , n) : (j = 1 , 2 , \ldots n) \qquad (25)$$

إذ نستخدم المعدلات السابقة لإيجاد مقدرات–R لمعلمة الموقع على وفق الصيغة الآتية:

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

إذ إن هذه الصيغة تعد الأكثر اختصارا من حيث الخطوات الحسابية مقارنة بالصيغة التي بها ($i \leq j$) أو بالصيغة المطولة لكل أزواج القيم (i , j) ، وكل هذه الصيغ متكافئة بشكل موازٍ (equivalent asymptotically) . أما فيما يتعلق بمقدرات – R لمعلمة القياس فقد أقترح (Rousseuw et Croux , 1993) الاحصاءة الآتية :

$$S_R - e\ \text{med}\ i\ \{\ \text{med}\ j\ |x_i - x_j|\ \} \qquad (27)$$

إذ إنه لكل i يجري حساب الوسيط للمقدار $\{ |x_i - x_j| : j = 1 , \ldots , n \}$ ينتج عن هذا n من الأعداد الوسيط لها هو المقدر SR من المقدار الثابت e جعل التقدير متسقاً مع التوزيع المفترض ، إذ إن (e = 1.6982 , 0.7071 , 1.1926) على وفق التوزيع المفترض (الطبيعي ، Cauchy ، الآسي) على التوالي وعند حساب الصيغة (27) ، فإن الوسيط الخارجي med_j هو عبارة عن الإحصاءة المرتبة التي رتبتها ($h^*=[(n+1)/2]$) ، أما الوسيط الداخل med_j فهو عبارة عن الإحصاءة المرتبة التي رتبتها ($h=([n/2] + 1)$) . كذلك أقترح الباحثان السابقان ، مقدرا أخر من نوع مقدرات – R وذلك لتقدير معلمه القياس وهو المقدر الآتي :

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

إذ إن d مقدار ثابت يهدف منه جعل التقدير متسقاً على وفق التوزيع المفترض ، فيأخذ القيم (3.476 , 1.207 , 2.2219) على وفق التوزيع المفترض (الطبيعي، Cauchy، الآسي) على التوالي . وإن :

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

4- مقدرات إعادة المعاينة : Re sampling Estimators

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

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

يمكن التعبير عن هذا المقدر بالصيغة الآتية :

$$S_{Sh} = \left([n/2] \right)^4 \sum_{j=1}^{n-1} x_{(l)} \qquad ; l = 1, ..., [n/2+1] \qquad (29)$$

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

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

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

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

1- ترتب العينة تصاعدياً .

2- يجري حساب المسافات الآتية :

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

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) أي :

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

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

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

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

• مقدر المربعات الصغرى المشذبة: The Least Trimmed Squares Estimator (LTS)

أقترح هذا المقدر (Rousseuw et al, 1987) وتتبع خطوات مشابهة لتلك المتبعة لإيجاد مقدر LMS على النحو الآتي :

1- ترتب العينة تصاعدياً .

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

$$\{ x_{(1)} , \ldots\ldots\ldots\ldots x_{(h)} \} \ldots\ldots\ldots \{ x_{(n-h+1)} \ldots\ldots x_{(n)} \} \qquad (33)$$

3- يجري حساب الوسط الحسابي لكل عينة جزئية ومجموع مربعات انحرافات مشاهداتها عن وسطها .

4- مقدر الموقع هو الوسط الحسابي المشذب للعينة الجزئية (j) أي - $\bar{x}^{(1)}$ - التي لها أقل مجموع مشذب لمربعات انحرافات $SQ^{(j)}$ عن وسطها المشذب $\bar{x}^{(j)}$ ، إذ يحسبان على النحو الآتي :

$$\bar{x}^{(j)} = (1/h) \sum_{j=1}^{h+j-1} x_{(j)} \cdot SQ^{(j)} = \sum_{j=1}^{h+j-1} \left(x_{(j)} - \bar{x}^{(j)} \right)^2 ; \left(j = 1,\ldots,n-h+1 \right) \qquad (34)$$

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

5- المقدرات المكيفة Adaptive Estimators:

سنكتفي بعرض طريقتين مكيفتين إحداهما مقدر مكيف خطي والآخر من مقدرات - M المكيفة .

• مقدر - Hogg المكيف : Adaptive Hogg Estimator

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

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

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

$$T_0(\alpha) = (2n\alpha)^{-1} \left[\sum_{j=1}^{[n\alpha]} x_{(j)} - \sum_{j=n-[n\alpha]}^{n} x_{(j)} \right] \qquad (36)$$

$T_0(\alpha)$: الوسط المشذب على وفق الصيغة (8)

Q : مقياس متماثل لمتانة الذيل ، ويحسب بالصيغة الآتية :

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

إذ إن $\bar{U}(\alpha)$, $\bar{L}(\alpha)$: المتوسطات الحسابيان لأصغر وأكبر [α n] 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 ، ويشترط إن يكون للبيانات توزيع أحادي المنوال (Unimodal) ، وقد صنف (Moberg et al) دوال ψ إلى خمسة أنواع على النحو الآتي:

الصنف	الدالة $-\psi$
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 الإحصأة 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 :

$$\mathbf{W = \frac{\overline{U}(0.05) - \overline{M}(0.05)}{\overline{M}(0.50) - \overline{L}(0.50)}} \qquad \mathbf{(38)}$$

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

2- تصنف بيانات العينة وفقاً لما يأتي :

$$B_1 = Q - 2.08 + (2/n)$$
$$B_2 = Q - 3.05 + (9/n)$$
$$D_1 = Q - (0.75 - (1/n))\ W - (\ 1.65 - (2/n)\ )$$
$$D_2 = Q - (0.50 - (1/n))\ W - (\ 1.25 - (1/n)\ )$$

ثم تختار الدالة $-\Psi$ وفقاً لما يأتي :

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

تختار دالة الصنف الثاني إذا كانت :- ..... $W \le 1.4\ ,\ B_2 < 0.\ B_1 \ge 0$

تختار دالة الصنف الثالث إذا كانت :- ..... $W \le 1.4\ ,\ B_2 \ge 0.\ B_1 \ge 0$

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

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

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

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

- معايير الحصانة :

من خلال ما تقدم يمكننا إبداء الاعتبارات التالية :-

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

تعتمد على حجم العينة الكبير إي أن ($n \to \infty$) مثل دالة التأثير ونقطة الانهيار وأكبر تحيز والكفاءة المحاذية ، والتباين المحاذي ، ومعدل التقارب (العلي ، 1985) .

♦ إن نظرية تصغير أعظم تباين محاذ (التي اقترحها Huber) تعتمد على جوار صغير البعد ، وغير قابلة للتوسع إلى الأبعاد العالية . وقد أعتمد Huber على توزيع متماثل أسماه توزيع التفضيل الأقل (the least favorable distribution) ، وهو عبارة عن توزيع هجين مركزة يتبع التوزيع الطبيعي . أما منطقة الذيلين فتتبع التوزيع الآسي 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 المحاذي . وهذا أمر غير ممكن في الواقع العملي . وباختصار فإن عيب هذه الطريقة الأساس أنها تقدم مقدرا قد يصغر أعلى تباين لكن ذلك المقدر ليس له تأثير كبير (العلي ، 1985 وكنجو ، 1979 ، الافندي 1981) .

♦ كثير من المقدرات الحصينة إذا امتلكت ميزة حصينة معينة ، قد يكون ذلك على حساب ميزة أخرى . مثالا على ذلك مقدرات M− المرتدة ، في حالة معلمة موقع المتغير الواحد ، فإن هناك تعارضا بين ميزتي نقطة الانهيار العالية والكفاءة 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 وتخفض الكفاءة والعكس بالعكس عندما

تصغر α .

♦ لا يقدم معيار الحصانة النوعية معلومات تفيد في المفاضلة بين طريقتين أو أكثر ، إذ إن هذا المعيار يشير فقط إلى أن الطريقتين A و B مثلا كلاهما حصينتان نوعيا ، من دون معرفة أي الطريقتين أفضل .

♦ الكثير من الباحثين يعتبرون نقطة الانهيار معيارا مهما للحكم على حصانة طريقة ما لاسيما في حالة البيانات التي تتبع نماذج معقدة مثل الانحدار ومتعدد المتغيرات . وبعضهم الآخر يقلل من أهمية هذا المعيار ، إذ يعد 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 معيارا جذابا ، وذلك لأسباب منها سهولة فهمه لدى الإحصائيين والباحثين التجريبيين على السواء ، ولكن هذا المعيار فيه بعض الغموض ، ولتوضيح ذلك سيستعان بصيغة نقطة الانهيار المحاذية الآتية :

$$\varepsilon^{*}\left(T, H_{\varepsilon}\right) = \inf\left\{\varepsilon : B\left(T, H_{\varepsilon}, \varepsilon\right) = \infty\right\} \qquad (39)$$

إذ إن T : إحصاءه 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 الإحصاءة تنهار عنده . وبشكل أكثر وضوحاً إذا فرض في حالة المتغير الواحد أن معظم مشاهدات العينة تتبع التوزيع $N(0, 1)$ وأن ما نسبته $(0 \le \varepsilon < 1/2)$ من المشاهدات تتبع التوزيع $N(0.9)$ فإذا استخدمت الإحصاءات (T_1, T_2, T_3) وكان أعلى تحيز لكل منها بالتتابع $B(T_1, H) = 2$ و $B(T_2, H) = 10$ و $B(T_3, H) = 20$ ، فمتى يقال إن المقدر ينهار ، 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 الأنموذج المستخدم (في مجال الحصانة) لتوليد الشواذ هو أنموذج الخطأ الفادح ، الذي يوجد به قصور نتج عنه ذلك الخلط .

• مقترحات تتعلق بالتقدير الحصين في حالة متغير واحد :

فيما يتعلق بالتقدير الحصين فقد اقتصرت المحاولة تطوير الأداء فيما يخص مقدرات M− وذلك باستخدام دالة رتيبة 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 مرتدة ، أما الدالة (D) فليست مرتدة ،إذ إنها دالة رتيبة (monotone) متزايدة . وقد أقترح Coakley وآخرون استخدم الدالة Ψ المعرفة بالصيغة (40) : $\Psi_{c,d} = \min \{ 1, \max \{ 1,1,+ d - cd/|t| \} t c/|t| \}$ حيث أن :

d : ثابت التناغم الذي يحدد نقطة أكبر تعظيم للدالة $(\Psi_{c,d})$ فعندما ($t \to \infty$) فإن ($\Psi_{c,d} \to 1 + d$) ، وهي عبارة عن تحوير لدالة Huber يجعلها رتيبة ومتزايدة بشكل صريح ، أما الهدف من هذا التحوير فيمكن توضيحه في النقاط الآتية :

1− للدوال Ψ− المرتدة بعض العيوب لأنها تعتمد على فكرة على فكرة التعامل مع القيم غير المعتادة البعيدة يرفضها كلياً وترتب على ذلك أن يكون لها دالة وزن Ψ تنتهي خارج منطقة مركزية محددة ويمكن التعبير عنها بالصيغة التالية

$$\Psi_r = \{ \Psi \varepsilon \Psi ; \Psi(x) = O \forall \mid x \mid \geq r \}$$

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

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

3− دالة التأثير للمقدر 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 التناسب $(\gamma (F))^{-1}$ يعتمد على كل من γ ودالة الكثافة (.) f . كذلك فإن IF (x ; F , t) تكون مقيدة عندما Ψ مقيدة ، و ($\gamma (F) \neq 0$) لذا فإن اقتراح دالة Ψ مقيدة سينتج أيضاً .

4− يفترض في الحصانة أن يجري تقدير المعلمة θ وتكييف القيم الشاذة إن وجدت ، إذ إن دالة Ψ المرتدة تعطي أوزاناً متناقصة بشكل مطرد كلما زاد بعد القيم الشاذة عن مركز التوزيع ، وقد تجعل تلك الأوزان القيم الشاذة عند مركز التوزيع وليس في منطقة الذيل . بتعبير آخر كأن الدالة تقوم بدور الوسط التعويضي الموضح بالصيغة (9) وكأنما تحذف القيم الشاذة ويعوض عنها بقيم تجعل القيم الشاذة قريبة من مركز التوزيع ، ثم بعد قيمة معينة تحذف تلك القيم الشاذة ويعوض عنها بقيمة قدرها صفر . أما دالة Ψ لـ Huber على وفق الصيغة (11) فتعطى أوزاناً ثابتة ، ثم بعد قيمة معينة تعوض عن القيم البعيدة بمقدار ثابت ، وهذا ما يجعل تلك القيم تتركز في قيمة معينة عند ذيل التوزيع . أما دالة Ψ الصريحة التزايد (والتي يهدف إلى اقتراحها) فتعطي أوزاناً ثابتة ثم تأخذ بالتزايد بشكل بطيء ، وكأنما يعوض عن الشواذ بقيم تقع في منطقة ذيل التوزيع بشكل انسيابي وليس في نقطة واحدة . بناء على ما تقدم قُدمت المقترحات الآتية :

المقترح (i) : التحوير الأول لدالة Huber Ψ − :

دالة Ψ− التي قدمها Huber على وفق الصيغة (11) دالة رتيبة ولكنها ليست صريحة التزايد ، وحتى تتحقق النقاط السابقة ، فقد أُقترح الدالة الآتية :

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

إذ إن : c مقدار ثابت يحدده الباحث للتحكم بكفاءة مقدرات M− ، وأن a : مقدار ثابت يختار ليتناسب مع قيمة c بما يجعل الدالة Ψ انسيابية (smoothly) .

وعند أخذ المشتقة للدالة ρ_{MHI} ، يكون الحصول على الدالة الآتية :

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

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

المقترح (2) : التحوير الثاني لدالة – (Huber) :

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

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

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

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

وعند أخذ المشتقة للدالة ρ_{MH2} ، يجري الحصول على الدالة الآتية :

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

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

المقترح (3) : مقترح لدالة –Ψ متزايدة :

يلاحظ على دالة tan-1 أنها فردية ومتزايدة وانسيابية لذلك يقترح الدالة الآتية :

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

وعند أخذ المشتقة للدالة ρ_T يجري الحصول على الدالة الآتية :

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

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

الدراسة التجريبية :

يعتبر أسلوب المحاكاة في دراسة الحصانة مهماً ، لأنة يمكن من دراسة سلوك العينات الصغيرة ويمكنّ من السيطرة أيضاً على بعض المتغيرات العشوائية مثل / التلوث ، ويتم المعالم ، وحجم الخطأ المفادح .... الخ (Hampel , 1991) . وبناء على ما تقدم فإننا نجري عملية محاكاة بحالة متغير واحد باستخدام أسلوب محاكة مونت – كارلو . Monte – Carlo procedureوتتبع أهمية عملية مونت – كارلو المستخدمة في هذه الدراسة من أنهما تشمل دراسة وتحليل كل من طرائق التقدير الحصين وطرائق تقدير البيانات التي تشخص شواذاً وذلك في حالة المتغير الواحد بالإضافة إلى ذلك استخدمنا لنموذج توليد شواذ متماثل نظراً لدقته وكفاءته في التوليد .

حالة المتغير الواحد :

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

1– ما يتعلق بمعلمة الموقع :

لقد استخدمنا الطرائق المقترحة والمحورة في الجدول (1) وذلك للأسباب التالية :

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

2- اختيرت مقدرات M- المرتدة لأنها أكثر طرائق التقدير الحصين أهمية ، وقد أكتفي في مقدرات M- المرتدة بثلاث دوال مختلفة (Andrews,1974 , Hampel et al , 1986)

وهي الإحصاءات TBl و TSl و THA وهذه الأخيرة اختيرت منها إحصائيتين لمعرفة تأثير تغيير قيم (a,b,c) في التقدير . الإحصاءة HUB لأن لها دالة Ψ رتبيه كما

أن لهذه الإحصاءة نقطة انهيار عالية (ε* = 0.50) واختيرت الإحصاءة THE والإحصاءة المقترحة هي : THH, TTN, THT_1 , THT لأن لها دوال Ψ رتبيه وصريحة التزايد ،كما اختيرت الإحصاءات OTA , OTB , OTH OTT للمقارنة بين مقدرات M- المرتدة ذات الخطوة الواحدة ومقدرات M- المرتدة بالطريقة التكرارية .

3- اختيرت مقدرات إعادة المعاينة SLM و LTS بعلاقتهما بالانحدار الخطي ولأن لهما حصانة شاملة (ε* = 0.50) واختير الوسيط MED ليدرس ضمن هذه المجموعة لأنه يمتلك (ε* = 0.50) . (Hampel , 1985) .

4- أما المجموعة المختلفة فقد تضمنت الإحصاءة TRAN لتعبر عن مقدرات R- ، والإحصاءة TGAS لتعبر عن مقدرات L- وأخيراً الإحصاءة TADM لتمثل مقدرات M- المكيفة .

ملاحظة : M- مقدر لمعلمة الموقع يعتمد على الأوزان (Huber , 1972) .

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

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

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

♣ 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. أُختيرت الاحصاءة SDE لكثرة استخدامها .

3. أُختيرت مقدرات M- وأكتفي بالاحصاءة SBI لكثرة استخدامها ولأدائها الجيد ، وكذلك أُختيرت الاحصاءتان المحورتان OST و OSTH لأن لهما دالتي Ψ رتيبة ومتزايدة.

4. أُختيرت مقدرات المعاينة LMS و LTS ، وأُختيرت الاحصاءة MAD لتدرس ضمن هذه المجموعة لأنها تمتلك ($\varepsilon^* = .50$) .

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

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

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 الطرائق المختلفة عند حجوم مختلفة للعينات . كذلك افترضت ثلاثة نماذج مختلفة لتوزيع البيانات هي 1- النموذج الطبيعي ليعبر عن الحالة المثلى للبيانات 2 – النموذج الملوث المتماثل 3- النموذج الملوث غير المتماثل . ونسب التلوث ε بصورة متفاوتة ، كما افترضت حالتا الشواذ الطرفية والبعيدة الجدول (3) يوضح هذه الحالات :

جدول (3) : تشكيلات للحالات 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 (ε = 0.0 , 0.66) ، ليكون عددها 24 حالة ، وذلك لكل من معلمتي الموقع والقياس على حدة ، واُختيرت النسبة (ε = 0.66) لتعبر عن حالة وجود ثلاث مجتمعات تنتمي كلها إلى التوزيع الطبيعي وتختلف من حيث قيمة معلمة الموقع لكل منها ، حيث توجد بيانات تمثل ثلاث مجموعات متباينة وبمعنى أخر ثلث البيانات الأوسط يخضع للتوزيع ($N(\eta - a, \sigma^2)$ والثلث الأكبر يخضع للتوزيع ($N(\eta + a, \sigma^2)$ والثلث الأصغر يخضع للتوزيع (($N(\eta - a, \sigma^2)$ فإن الطرائق الحصينة غير مصممة لمعالجة هذه البيانات حتى الطرائق التي لها ($\varepsilon^* = 0.50$) فإنها صممت لتعالج 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 المقترح في هذه الدراسة يتم وفق العلاقة التالية :

$$F_\varepsilon(x) = (1-\varepsilon) N(\eta, \sigma^2) + \varepsilon_1 N(\eta + a_1, \sigma^2) + \varepsilon_2 N(\eta - a_1, \sigma^2)$$

إذ أن :

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

$$(\varepsilon = \varepsilon_1 + \varepsilon_2) \quad \text{و}$$

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 :

($\varepsilon_1 = \varepsilon , \varepsilon_2 = 0$) ; ($\varepsilon_1 = 0 , \varepsilon_2 = \varepsilon$) ; ($a_2 > 0 , a_1 = 0$) أو ($a_2 > 0 , a_1 > 0$)

- إيجاد نموذج ملوث من جانبين وغير متماثل عندما :

($\varepsilon_2 > 0 , \varepsilon_1 > 0 ; \varepsilon_2 \neq \varepsilon_1$) أو ($0 < a_2 \neq a_1 > 0$)

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 تمكن من استخدام بيانات مولدة أو بيانات حقيقية كما يمكن زرع شواذ بشكل اعتباطي أو تشخيص شواذ ..... 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 المكتبية RND التي تولد أرقام عشوائية مستقلة تتبع التوزيع المنتظم $U(0,1)$. ثم يجري توليد التوزيع المفترض بأخذ الخيارات الثلاثة الآتية :

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

– يُوَلّد رقمين عشوائيين مستقلين u_{1j} و u_{2j} .

– تستخدم الصيغة الآتية :

$$Z_{1j} = \left(-2\ln u_{1j}\right)^{1/2} \cos^2 \pi u_{2j}$$
$$Z_{2j} = \left(-2\ln u_{1j}\right)^{1/2} \sin^2 \pi u_{2j} \qquad (47)$$

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

b – يُوَلّد التوزيع الملوث المتماثل وفق العلاقة التالية :

$$F_\varepsilon(x) = (1-\varepsilon)N(\eta,\sigma^2) + \varepsilon_1 N(\eta + a_1, \sigma^2) + \varepsilon_2 N(\eta - a_1, \sigma^2)$$

وبنسبة تلوث ε وثابت انزلاق a إذ يتبع الآتي :

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

– يُوَلّد الرقم العشوائي u_{3j} فإذا كان ($(\varepsilon/2) < u_{3j} < 1 - (\varepsilon/2)$) يُوَلّد المتغير العشوائي $(x = 7)$ ، وإذا كان $[u_{3j} \geq (\varepsilon/2) - 1)$ يُوَلّد المتغير العشوائي (x=z+a) وإذا كان يُوَلّد ($u_{3j} \leq (\varepsilon/2)$) يُوَلّد المتغير العشوائي ($x = z - a$).

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

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

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

– يُوَلّد الرقم العشوائي u_{3j} فإذا كان ($u_{3j} > \varepsilon$) يُوَلّد المتغير العشوائي ($x = Z$) ، وإذا كان ($u_{3j} > \varepsilon$) يُوَلّد 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 استخدم 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 أتضح نظرياً أن معيار متوسط مربعات الخطأ MSE يعتبر معياراً للمقارنة بين عدة إحصاءات تقدير لاسيما في مجال المتغير

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

$$E_{\theta}\left[\left[T-\theta\right]^{2}\right]=E_{\theta}\left[t\left(x_{1}\cdots,x_{n}\right)-\theta\right]^{2} \qquad (48)$$

حيث أن : $T=t\left(x_{1}\cdots,x_{n}\right)$ مقداراً للمعلمة θ وبالتالي فإن المقدار $E_{\theta}\left[\left[T-\theta\right]^{2}\right]$ يعرف ليكون متوسط مربعات الخطأ للمقدار T . ويمكن كتابة العلاقة (48) كما يلي :

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

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

$$MSE_{t(\theta)} = \sum_{j=1}^{m}\left(T_{j}-\theta\right)^{2}\Big/\left(m-1\right) \qquad (50)$$

حيث أن :

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

$$PMAD\left(T\right)=\underset{1\le j\le ln}{med}\left|T_{j}-\theta\right| \qquad (51)$$

إذ إن θ : المعلمة المفترضة وتقدر بالاحصاءة T . m : عدد تكرارات المحاكاة . كذلك اقترح معيار فترة القبول ($0\le\gamma\le$ .999 , $AI_{1-\alpha}$) .

ويحسب في حالة معلمة الموقع بالصيغة الآتية :

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

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

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

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

إذ إن : S_j إحصاءه تقدير معلمة القياس σ للعينة j التي حجمها n ، وإن m : عدد تكرارات المحاكاة . والجدولين (4) و (5) يبينان قيم المعايير الثلاثة ليست إحصاءات عندما (n = 20) ولنسب تلوث . (.50 (0.1) ε = 0.0) ولحالتي تماثل وعدم تماثل التوزيع ، والخلايا الصغيرة تبين ترتيب الطرائق بحسب المعيار المستخدم ، فالطريقة التي لها أصغر MSE أو أصغر 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 الإحصاءة الأفضل هي التي تحقق أكبر $AIL_{1-\alpha}$. ومن تلك الجداول يتضح أن المعيارين $AIL_{.95}$ و PMAD المقترحات أفضل من MSE ، وذلك من خلال الآتي :

1- أن ترتيب الطرائق فيما يخص المعيارين $A.I_{95}$ و PMAD 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 ($\varepsilon\ge$ .30) ، مما يعني أن MSE ينهار عند تلك النسبة من التلوث .

3- في حالة التوزيع المتماثل جدول (4) عندما (ε = .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 $A\,I_{.95}$ 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- يُلاحظ في حالة التوزيع غير المتماثل (جدول (5)) عندما ($\varepsilon = 0.50$) وبموجب MSE ، فإن أفضل الطرائق هي MEAN وأسوأها TLMS ، بينما وفقاً للمعيارين المقترحين 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 $AIL_{1-\alpha}$ يعد معيار حصيناً لأنه لا يتأثر 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 معيارا لأدائها (0.95 مثلاً عند استخدام $AI_{.95}$ أي إن ($\alpha = .05$) ، بينما MSE لا يمكن الاستفادة منه إلا بالمقارنة بين إحصائيين أو أكثر .

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

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

7- بناء على ما تقدم فإنه سيعتمد على $AI_{.95}$ معياراً للمقارنة بين طرائق التقدير المدروسة في المحاكاة .

• تحليل النتائج : حالة معلمة الموقع :

أولاً : الحالة المثلى للبيانات " تحقق شرط التوزيع الطبيعي "

في هذه الحالة فإنه من المتوقع نظرياً أن يحقق الوسط الحسابي (MEAN) الأداء الأفضل مقارنة ببقية الطرائق ، وفعلاً يتضح من الجداول ((6) و (7)) إن ($AIL_{.95}(MEAN) = .95$) . وأظهرت كثير من الإحصاءات أداء قريباً من أداء MEAN مما يشكل تحديا خطيراً لها بل إن TE2 و TE4 حققتا قيما أعلى من 0.95 في حالة (n=10) ويمكن إضافة الملاحظات الآتية :

1- أظهرت مجموعة مقدرات M- أداء عاليا 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 الشواذ TE2 و TE4 لهما كفاءة عالية ، إذ يقترب أداءهما من أداء MEAN ، وإن كان أداء تلك الإحصاءات ينخفض قليلاً عندما ($n = 50$). أما THI فأنها 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 للجداول المذكورة يمكن القول إنه عندما ($\varepsilon \leq .40$) ، فإن أفضل الإحصاءات أداء بالترتيب هي { (TE4 ,TE2) ⇒ TTM ⇒ (TM5 , TL5 , TB5) ⇒ THTR } ،علماً بأن THTR تأتي في المرتبة بعد TTM مباشرة عندما ($n = 10$). وعندما تزداد نسبة التلوث ($\varepsilon =.50$) ،فإن أفضل الإحصاءات بالترتيب { MED ⇒ TTM ⇒TRAN ⇒ (TM5,TL5,TB5} ،علماً بأن { MED = (TM5 , TL5 , TB5) }عندما ($n = 50$) .أما في حالة ($\varepsilon =.66$) ، فإن أداء معظم الإحصاءات يضعف بشكل كبير جداً وأفضلها بالترتيب هي { TAHG ⇒ TRAN ⇒MED ⇒ TSI } . ومن الجدير ذكره هنا إن أداء MEAN يضعف بشكل وأضح حتى عندما ($\varepsilon =.05$) 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 إجمالا إن أفضل إحصاءات هذه المجموعة أداء عندما ($\varepsilon \leq .10$) فإن الأفضل TSI . علماً بأنه عندما ($n = 10$) فإن THTR هو الأفضل لكل نسب التلوث .

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

– الإحصاءتان THU و THE لهما الأداء نفسه .

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

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

– إن استخدام طريقة الحل لمقدرات -M لمعلمة الموقع ، أفضل من استخدام طريقة الحل الآتي لمقدرات -M لكل من معلمة الموقع ومعلمة القياس .

3– مجموعة مقدرات إعادة المعاينة :

– المفاجأة هنا إن الإحصاءة 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 ($\varepsilon \leq .40$) .

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

4– مجموعة طرائق تقدير الشواذ :

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

ثالثاً : حالة الأنموذج الملوث غير المتماثل :

بعد تحليل القيم التي ظهرت في الجداول من ((10) و (11)) ، يمكن إبداء الملاحظات الآتية :

1– من نظرة شاملة إلى الجداول المذكورة ، وبشكل عام ، يمكن القول إنه عندما ($\varepsilon \leq 0.40$) فإن أفضل الإحصاءات أداء بالترتيب هي { $TE4 \Rightarrow TE2 \Rightarrow TTM$ } ، وعندما (ε=0.50) ، فإن أفضل الإحصاءات بالترتيب هي {$TE4 \Rightarrow TE2 \Rightarrow TADM$ }. ومن الطرائق التي أظهرت أداء جيداً (مقارنة ببقية الطرائق المدروسة) هي THTR . ومن الجدير ذكره هنا أن أداء MEAN يضعف بشكل أكبر منه في حالة الأنموذج المتماثل ، هذا من جهة ومن جهة أخرى فإن أداء MEAN يضعف كثيراً زادت قيمة ε .

2– مجموعة مقدرات -M :

– بشكل عام فإن أداء إحصاءات هذه المجموعة يضعف بشكل وأضح مقارنة بحالة التماثل وذلك عندما ($\varepsilon \geq .20$) . أما من حيث الأداء النسبي لهذه الإحصاءات ، فعند حجم العينة الصغيرة ($n = 10$) ، فإن أفضل إحصاءات هذه المجموعة أداء وبالترتيب هي { $THTR \Rightarrow TBI \Rightarrow Hampel \Rightarrow THH \Rightarrow TSI$ }.أما في حالتي ($n=20,50$) ، وعندما ($\varepsilon \leq .10$). فإن أفضل الإحصاءات هي { $THTR \Rightarrow TBI \Rightarrow Hampel \Rightarrow THH \Rightarrow TSI$ } ، يستثنى من الترتيب الأخير أن { $THH \Rightarrow TSI$ } عندما ($n = 20 , a = 14$) .

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

– إن استخدام طريقة الحل المفرد لمقدرات -M لمعلمة الموقع ، أفضل من استخدام طريقة الحل الآني لمقدرات -M لكل من معلمة الموقع ومعلمة القياس .

3– مجموعة مقدرات إعادة المعاينة :

– عندما ($\varepsilon \leq .10$)،فإن أفضل إحصاءات هذه المجموعة هي MED،وعندما ($\varepsilon \geq .20$) فإن أفضل الإحصاءات هما { $TLT \Rightarrow TSH$ } .

– ($TLMS \Rightarrow TLT$) عندما ($\varepsilon \leq .20$) والعكس صحيح عندما ($\varepsilon \geq .20$) . وهذه النتيجة معاكسة لما هو متوقع نظرياً

4- مجموعة طرائق تقدير الشواذ :

أفضل إحصاءات هذه المجموعة هما { TE4 ⇒ TE2 } ، ولا يتأثر أداؤهما بتغير

قيمة الخطأ الفادح من (a=7) إلى (a=14) ، الأمر الذي يعني مقاومتهما لتأثيرات الإخفاء .

• تحليل النتائج : حالة معلمة القياس :

أولاً : الحالة المثلى 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 (SDE) = .95) 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⇒MAD=SLT⇒SLMS

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

ثانياً : حالة الأنموذج 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 (α =.05) ، وكذلك طريقة التقدير SE2 (باستثناء حالة (ε = .66))

2- مجموعة مقدرات M- :

أداء مقدرات هذه المجموعة على الترتيب هو { OSB ⇒ OSTH ⇒ OST } ، علما بأن أداءها جميعاً ضعيف مقارنة بالإحصاءات المدروسة الأخرى لاسيما في حالات (ε ≥.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 (ε ≤ .30) فإن أفضل الإحصاءات أداء هي LMS . أما عندما تكون (ε ≥.40) فإن جميع إحصاءات هذه المجموعة لها أداء ضعيف .

- إن استخدام مستوى معنوية (α = .05) يحسن الأداء في معظم الحالات وذلك مقارنة بالمستوى (α = .01) .

ثالثاً : حالة الأنموذج 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 , ε = .05 , .10) فإن SE2 هي الأفضل تليها STM .

2- مجموعة مقدرات M- :

يكون أداء إحصاءات هذه المجموعة على الترتيب { OSB ⇒ OSTH ⇒ OST } باستثناء حالة (n = 10) ، إذ يكون الترتيب { OSB ⇒ OSB ⇒ OST } بقي الإشارة إلى أن إبداء 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 (ε ≥ .30) .

- { SLMS ⇒ SLT } ، كذلك فإن { MAD ⇒ SQR } .

– تكون الإحصاءات المعتمدة على طريقة التتابع ولمستوى ($\alpha = .05$) أفضل من نظريتها المعتمدة على الخطوة الواحدة ، باستثناء بعض الحالات التي يكون فيها ($\varepsilon \leq 0.20$) ، وتستثنى كذلك حالة ($n = 10$) إذ إن طرائق الخطوة الواحدة أفضل من طرائق الخطوات المتتابعة .

– استخدام مستوى ($\alpha = .05$) يحسن الأداء في معظم الحالات وذلك مقارنة بالمستوى ($\alpha = .01$) .

– للطرائق المعتمدة على مقدرات LMS أداء أفضل تليها الطرائق المعتمدة على إحصاءاتي MED و MAD ، ثم الطرائق المعتمدة على مقدرات M– .

• أهم نتائج عملية مونت كارلو – حالة المتغير الواحد :

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

ε	متماثلة	غير متماثلة
$\varepsilon \leq .40$	(TE4 , TE2) $\Rightarrow$ THIR	TE4 $\Rightarrow$ TE2
$\varepsilon = .50$	MED $\Rightarrow$ TRAN	TE4 $\Rightarrow$ TE2 $\Rightarrow$ TADM
$\varepsilon = .66$	TAHG $\Rightarrow$ TRAN $\Rightarrow$ MED $\Rightarrow$ TSI	ــــــــــــــــــــ

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

ε	متماثلة	غير متماثلة
$\varepsilon \leq .40$	STM. SM5. SL5. SB5. SRE. SE2 (يمكن عَدّ STM الأفضل)	STM $\Rightarrow$ SE2

3– يتضح من الاستنتاجين السابقين إن الطرائق المقترحة TTM, TE2, TE4 قد تفوقت على طرائق 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 الشواذ ε من (.0) إلى (0.0) ، وكذلك حافظ أداءهما على استقراره في حالتي الأنموذج المتماثل والأنموذج غير المتماثل (عند القيم نفسها (a , ε , n) . كذلك أظهرت الإحصاءتان السابقتان استقرارية في الأداء مقابل زيادة الخطأ الفادح من (a =7) إلى (a =14) .

4– إن الطرائق الحصينة غير مقاومة لاختراق فرضية تماثل التوزيع . إذ إن أداء تلك الطرائق ضعيف في حالة التوزيع الملوث غير المتماثل .

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

التوصيات :

بناءً على الاستنتاجات التي قدمت نوصي بالآتي :

• بالاعتماد على المعيارين المقترحين $A\,I_{1-\alpha}$ و PMAD لحساب مخرجات عملية مونت كارلو بدلاً من MSE .

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

• باستخدام الأنموذج الملوث المتماثل 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 الشواذ أو طريقة لتقدير معلمة القياس ، أو للأمرين 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 والسلاسل الزمنية ومتعدد المتغيرات ... الخ .

جدول (4) يمثل نتائج المحاكاة لتكرار (2000) لعدد (6) إحصاءات لمعلمة الموقع وعندما (n = 20) وباستخدام ثلاثة معايير للمقارنة MSE و PMAD و IA_{95}

الخلايا الصغيرة توضح ترتيب الطرائق بحسب القيم المحسوبة وفقاً لكل معيار على حده (حالة التوزيع الملوث المتماثل)

	ε = 0.0						ε = .10						ε = .02					
C. معيار / M. طريقة	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
	ε = .30						ε = .40						ε = .50					
C. معيار / M. طريقة	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	0.417	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 لتكرار (2000) لعدد (6) إحصاءات لمعلمة الموقع وعندما (n = 20) ، وباستخدام ثلاثة معايير للمقارنة MSE و PMAD و IA95 الخلايا الصغيرة توضح ترتيب الطرائق بحسب القيم المحسوبة وفقاً لكل معيار على حدة (حالة التوزيع الملوث غير المتماثل)

	ε = .10						ε = .20						ε = .30					
C. معيار / M. طريقة	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

	ε = .30						ε = .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

AIL95 (المحسوبة من مخرجات دراسة مونت – كارلو)

عدد مستويات متباينة لنسبة التلوث ε في حالة

الأنموذج الملوث المتماثل وعندما (n = 20 ، a =14)

ε / Meth	0.0	.05	.10	.20	.30	.40	.50	.66
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

AIL95 (المحسوبة من مخرجات دراسة مونت – كارلو)

عند مستويات متباينة لنسبة التلوث ε في حالة

الأنموذج 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 (9) يوضح قيم إحصاءة فترة القبول
AIL95 (المحسوبة من مخرجات دراسة مونت – كارلو)
عند مستويات متباينة للنسبة التلوث ε في حالة
الأنموذج الملوث المتماثل ، عندما (n = 20،a = 7)

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 (8) يوضح قيم إحصاءة فترة القبول
AIL95 (المحسوبة من مخرجات دراسة مونت – كارلو)
عند مستويات متباينة للنسبة التلوث ε في حالة
الأنموذج الملوث المتماثل وعندما (n = 10 ، a =7)

ε / Meth	0.0	.10	.20	.30	.40	.50
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

جدول (10) يوضح قيم إحصاءة فترة القبول
AIL95 (المحسوبة من مخرجات دراسة مونت – كارلو)
عند مستويات متباينة للنسبة التلوث ε في حالة
الأنموذج الملوث المتماثل وعندما (n = 20 ، a =14)

ε / Meth	0.0	.05	.10	.20	.30	.40	.50	.66
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 فترة القبول
AIL95 (المحسوبة من مخرجات دراسة موت – كارلو)
عند مستويات متباينة للنسبة التلوث ε في حالة
الأنموذج الملوث المتماثل ، عندما (n = 50 , a = 7)

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

جدول (12) : يوضح قيم إحصاءة فترة القبول AIS_{95} (المحسوبة من مخرجات دراسة مونت – كارلو) عند مستويات متباينة لنسبة التلوث ε في حالة الأنموذج الملوث المتماثل وعندما (n = 10 , a = 7)

ε / Meth.	0.0	.10	.20	.30	.40	.50
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 قيم إحصاءة فترة القبول .AIS_{95} (المحسوبة من مخرجات دراسة مونت – كارلو) عند مستويات متباينة لنسبة التلوث ε في حالة الأنموذج 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

جدول (14) : يوضح قيم إحصاءة فترة القبول AIS_{95} (المحسوبة من مخرجات دراسة مونت – كارلو) عند مستويات متباينة لنسبة التلوث ε في حالة الأنموذج 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 .AIS_{95} (المحسوبة من مخرجات دراسة مونت – كارلو) عند مستويات متباينة لنسبة التلوث ε في حالة الأنموذج 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

جدول (17) يوضح قيم إحصاءة فترة القبول AIS_{95} (المحسوبة **من مخرجات دراسة مونت – كارلو) عند مستويات متباينة لنسبة التلوث ε في حالة الأنموذج 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

جدول (16) : يوضح قيم إحصاءة فترة القبول AIS_{95} (المحسوبة من مخرجات دراسة مونت – كارلو) عند مستويات متباينة لنسبة التلوث ε في حالة الأنموذج الملوث المتماثل وعندما (n = 10 , a = 7)

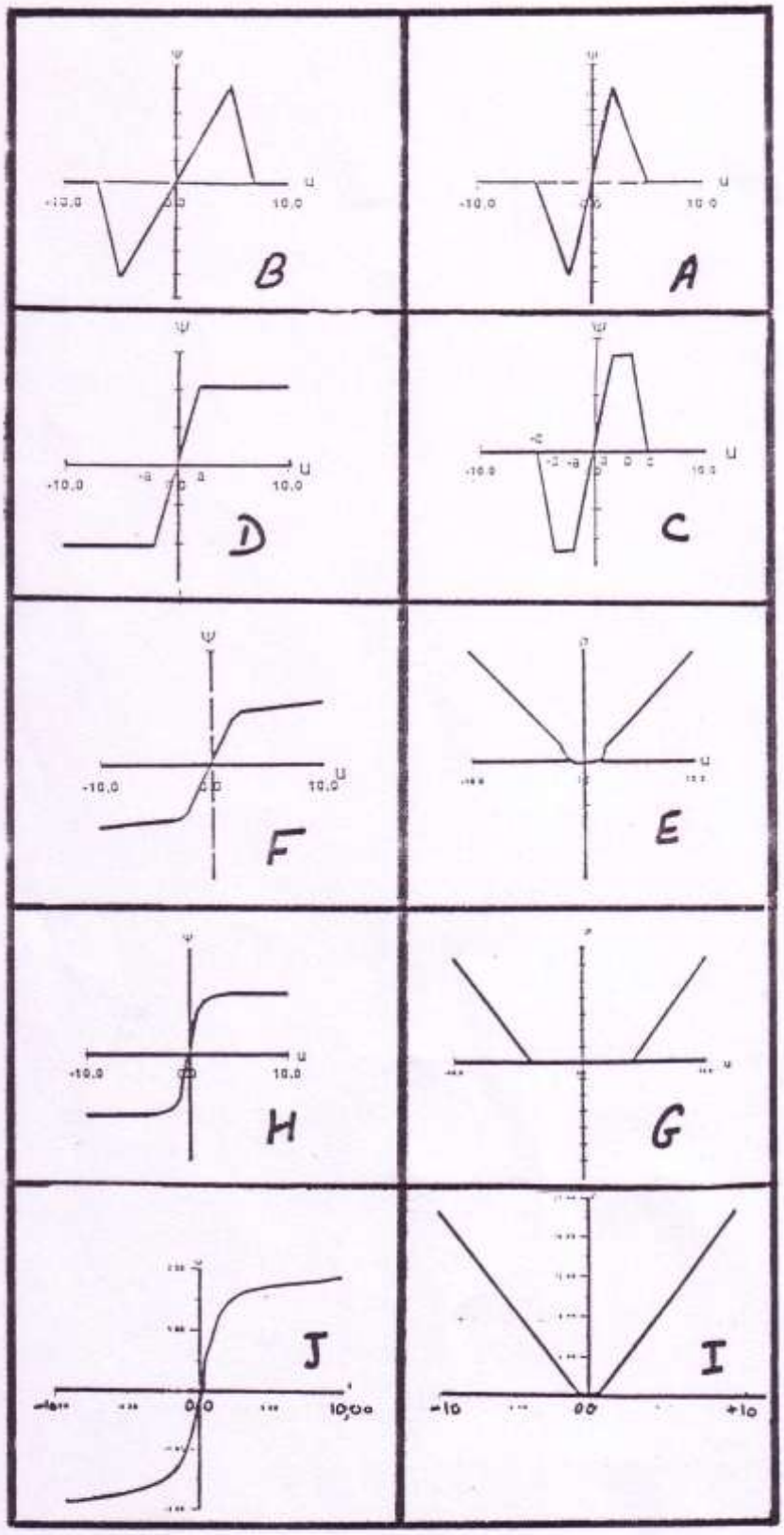
ε / Meth.	0.0	.10	.20	.30	.40	.50
SDE	0.953	0.327	0.102	0.035	0.004	0
OSB	0.936	0.724	0.481	0.276	0.141	0.074
OST	0.904	0.6	0.332	0.17	0.067	0.028
OSTH	0.893	0.718	0.492	0.294	0.141	0.078
MAD	0.811	0.737	0.563	0.376	0.232	0.159
SQR	0.794	0.729	0.592	0.399	0.216	0.087
SLMS	0.77	0.775	0.686	0.529	0.395	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 (18) : يوضح قيم إحصاءة فترة القبول AIS_{95} (المحسوبة من مخرجات دراسة مونت – كارلو) عند مستويات متباينة لنسبة التلوث ε في حالة الأنموذج الملوث المتماثل وعندما (n = 10 , a = 7)

Meth. \ ε	0.0	.05	.10	.20	.30	.40	.50
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 إحصاءة فترة القبول .AIS_{95} (المحسوبة من مخرجات دراسة مونت – كارلو) عند مستويات متباينة لنسبة التلوث ε في حالة الأنموذج الملوث المتماثل وعندما (n = 20 , a = 7)

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



شكل 1: (A) دالة الوزن المزدوج ، (B) دالة Andrews، (C) دالة Hamper ، (D) دالة Huber، (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 340ص .

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 . 506ص .

4- الافندي عبدالقادر ، 1981 – نظرية الإحصاء . منشورات كلية الاقتصاد جامعة حلب – سوريه – ص420 .

5- كنجو أنيس . 1979 .- الإحصاء الرياضي . منشورات جامعة دمشق – كلية العلوم . 544ص .

6- زين العابدين عبدالرحمن البشير وأحمد عودة المجيد عودة . 1997. – الاستدلال الإحصائي . منشورات جامعة الملك سعود . السعودية – 349ص .

ثانياً : المراجع باللغة الروسية :

1. جر سيموفيتش ، 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. كورولیوك ، هـ . ن.، نظرية الاحتمالات والإحصاء الرياضي ، العلوم ، موسكو ، 1985.
5. بوروفكوف ، أ . أ.، الإحصاء الرياضي : تقدير المعالم واختبار الفرضيات ، العلوم ، موسكو ، 1984 .
6. كليموف ، ج . ب.، نظرية الاحتمالات والإحصاء الرياضي ، جامعة موسكو ، 1980 .
7. كنيدينكا ، ب. ف.، نظرية الاحتمالات ، العلوم ، موسكو ، 1988 .

ثالثاً : المراجع الأجنبية :

1- Hampcl, F . R . (1985) , " The Breakdown Points of The Mean Combined with Some Rejection Rules,.0" Technometrics, 27 ,95– 107 .

2- Hampcl, F . R . (1991), " Some Mixed Questions and Comments on Robustness . " Directions in Robust Statistics , and Diagnostic , Part I , Spriger – verlage , New York , 101 – 111 .

3- Hampcl, 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 Proeedurcs : 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 lnfiuence 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 Squarcs Estimate and Stability Diagnostic In Multiple Linear Regression . " SIAM Journal On Scientific Computing , 14 – 1289 – 1299 .

22- STAT – ITCF . , 1987 . – 3em Version . Institut Technique des cerea ls et des Fourrages , Paris . Fr .