القيم الشاذّة في أداء الطلبة الأردنيين على اختبار (TIMSS) في الرياضيات والعلوم وأثر أسلوب التعامل معها في نتائج التحليلات الإحصائية *

أ. عمر قاسم قويدر **
أ. د. يوسف محمد السوالمه ***

* تاريخ التسليم: 2016/6/22م، تاريخ القبول: 2016/8/24م.
** طالب دكتوراه/ جامعة اليرموك/ الأردن.
*** أستاذ دكتور/ جامعة اليرموك/ الأردن.

ملخّص:

هدفت هذه الدراسة إلى تحديد القيم الشاذّة في درجات الطلبة الأردنيين من الصف الثامن الأساسي في اختبارات (تيمس) الدولية (TIMSS, 2011)، وأثر أسلوب التعامل معها في نتائج التحليلات الإحصائية ولأغراض الدراسة تم اختيار عينة عشوائية من (100) طالب وطالبة لكل من مادتي الرياضيات والعلوم. وقد كشفت طريقة الرسم الصندوقي عن قيمتين شاذتين في الرياضيات وسبع قيم في العلوم، وتمت دراسة أثر أسلوب التعامل مع هذه القيم الشاذة على نتائج تحليل التباين الأحادي واختبار (t) للعينات المستقلة وتحليل الانحدار، وبينت نتائج الدراسة عدم اختلاف نتائج تحليل التباين باختلاف أسلوب التعامل مع القيم الشاذة، وقد كانت الدلالة العملية وقوة الاختبار في حالة الاحتفاظ بالقيم الشاذة أعلى منها في حالتي حذفها أو استبدالها بينما اختلفت نتائج اختبار (t) لعينتين مستقلتين باختلاف أسلوب التعامل مع القيم الشاذة وقد كانت الدلالة العملية وقوة الاختبار في حالتي حذف القيم أو استبدالها أعلى منها في حالة الاحتفاظ بها أما تحليل الانحدار، فقد اختلف نموذج الانحدار الخطي البسيط والمتعدد باختلاف أسلوب التعامل مع القيم الشاذة، وكانت درجة الكيمياء هي المتنبئ الرئيس بدرجة الرياضيات في حالة الاحتفاظ بالقيمة الشاذة، بينما كانت درجة الأحياء هي المتنبئ الرئيس بها في حالتي الحذف والاستبدال.

الكلمات المفتاحية: اختبار (TIMSS)، القيم الشاذة، حذف القيم الشاذة، معالجة القيم الشاذة، نتائج التحليلات الإحصائية، الرياضيات، العلوم.

Outliers in Jordanian Students Performance on (TIMSS) Test in Mathematics and Science and the Effect of its Treatment method on Statistical Results

Abstract:

The study aimed at identifying outlier values in Jordanian eighth graders scores in TIMSS international tests (TIMSS, 2011) and the effect of its treatment method on statistical results. For this purpose, a sample of 100 students was selected for each of math and science subjects. The Box plot Method detected two outlier values in math and seven values in science. The study investigated the effect of outliers treatment method on statistical results of ANOVA, independent samples t-test and analysis of regression. The results revealed that ANOVA results do not vary due to outliers treatment method. Practical significance and test power were higher in the case with outliers than in the case of deleting or replacing them. On the other hand, the t-test results differ depending on outliers treatment method. Practical significance and test power were higher in the case of deleting or replacing outliers than in the case of keeping them. With regression analysis, it was shown that the simple and multivariate linear regression models are different due to outliers treatment method. In case of keeping outliers, chemistry score was the main predictor of mathematics score. While biology score was the main predictor of mathematics score, in the case of deleting outliers or replacing them.

مقدمة:

يعود الاهتمام بالقيم الشاذّة في مجموعة البيانات الإحصائية إلى ما يزيد على قرنين، عندما حاول بوسكوفش (Boscovich) عام 1750م تحديد إهليجية الأرض من خلال إيجاد عشرة قياسات وحساب الوسط لثماني قياسات منها بعد استبعاده لقياسين متطرفين (Barnett & Lewis, 1977).

وتعرّف القيمة الشاذة بأنها: القيمة غير المتجانسة مع بقية البيانات، ويشير سيو (Seo,2006) إلى أن معظم مجموعات البيانات الحقيقية تحتوي على قيم شاذة؛ حيث تكون هذه القيم بعيدة بشكل واضح عن بقية البيانات وقد تختلف من مجموعة إلى أخرى، وقد يؤدي وجود القيم الشاذة إلى انتهاك بعض الافتراضات التي تقوم عليها بعض التحليلات الإحصائية للبيانات، مثل تحليل التباين (ANOVA) أو تحليل الانحدار. ويشير رحمان والعمري (Rahman and Al Amri, 2011) إلى أن المشاهدات الشاذة هي مشاهدات غير طبيعية في مجموعة البيانات تكون كبيرة أو صغيرة مقارنة مع المشاهدات الأخرى، ويمكن أن تتأثر النتائج الإحصائية بالمشاهدات الشاذة بشكل كبير، وقد تؤدي المشاهدات الشاذة إلى قرار خاطئ.

ويُعد الكشف عن القيم الشاذة جزءًا مهمًا من تحليل البيانات؛ حيث يؤكد) هير وبلاك وبابين وأندرسون وتاثام ((Hair, Black, Babin, Anderson, Tatham, 2006) أن من المهم تحديد القيم الشاذة في البيانات، سواء كانت كبيرة أم صغيرة مقارنة بالبيانات الأخرى؛ لأنه قد يكون لها أثر بالغ على نتائج التحليلات الإحصائية المختلفة، وقد أكد) أمبانثونق وسوتي ((Ampanthong & Suwttee, 2009) في تحليلات الانحدار، وجود قيم شاذة في قيم المتغير (X) أو المتغير (Y) أو كليهما قد يؤثر على تقديرات المربعات الصغرى لمعاملات الانحدار.

وتظهر القيم الشاذة نتيجة لاختيار البيانات من توزيعات ملتوية (Green, 1976)، أو من توزيعين مختلفين أحدهما ملوث Contaminating Distribution(Hawkins, 1980)، أو لوجود خلل في المقياس المستخدم في عملية القياس، أو أخطاء في القياس، أو تسجيل البيانات في الكمبيوتر (McClave & Sincich, 2000).

ويؤكد سيو (Seo, 2006) أن القيم الشاذة تنتج بسبب قياسات غير صحيحة، أو أخطاء في إدخال البيانات، أو تأتي من قيم مجتمعية مختلفة عن بقية البيانات قد يكون لها تأثيرٌ سلبيٌ على تحليل البيانات؛يتمثل بانتهاك افتراض التوزيع الطبيعي في

التحليلات أحادية المتغير، وانتهاك افتراض الكروية والطبيعيّة المتعددة في التحليلات متعددة المتغيرات وزيادة احتمالات لخلخطأ من النوع الأول والثاني، وزيادة قيمة تباين الخطأ (Error Variance)، ونقصان قوة الاختبارات الإحصائية والتحيز في تقديرات المعالم.

ويتم تحديد وجود القيم الشاذة بطرق تحليليّة وبيانيّة متعددة فمثلا من خلال الرسم البياني للبيانات، يمكن استخدام طريقة الرسم الصندوقي (Box plot) (تعرف أحياناً بطريقة توكي) للكشف عن القيم الشاذّة في البيانات (Ampanthong & Suwttee, 2009; Turkan, Cetin, Toktamis, 2012).

ويتكون الرسم الصندوقي من مستطيل يمثل طوله الفرق بين قيمتي الرُّبيع الأول والرُّبيع الثالث والذي يسمى بالمدى الرُّبيعي؛ حيث تقع (50 %) من البيانات داخل الصندوق بعد ترتيبها تصاعديا (يحيى،2009؛ McClave & Sincich, 2000). وتعد المشاهدات شاذة إذا كانت تبعد عن الرُبيع الأول أو الرُبيع الثالث بمقدار (1.5 – 3) أمثال طول المستطيل، وتعد متطرفة إذا كانت تبعد عن الرُبيع الأول أو الرُبيع الثالث بمقدار يزيد على ثلاثة أمثال طول الصندوق (إسماعيل، 2001).

وفي تحليل البيانات الإحصائية يتم عادة اختيار الاختبار الإحصائي الملائم لاختبار الفرضيات الصفرية. والاختبار الإحصائي هو قاعدة يمكن بوساطتها اتخاذ قرار بشأن رفض الفرضية الصفرية أو عدم رفضها، من خلال مقارنة قيمة المؤشر الإحصائي المحسوب من العينة مع قيمته المستخرجة من توزيعه الاحتمالي (عودة والخليلي، 1998). ومن المهم جدًا في اختبار الفرضيات اتخاذ القرار الصائب المتمثل بقبول الفرضية الصفرية الصحيحة أو رفض الفرضية الصفرية الخاطئة. أي ينبغي أن يتصف الاختبار بدرجة عالية من الثقة (1-α) والقوة (1-β).

وتؤثر القيم المتطرفة في مجموعة من البيانات على كل من الوسط الحسابي والانحراف المعياري لها، وبالتالي تؤثر على كل التحليلات الإحصائية التي تعتمد عليهما (الكيلاني والشريفين، 2005). فالإحصائي (t) للعينة الواحدة $t= (\bar{X}-\mu) / \sqrt{(S^2/n)}$ يعتمد على وسط العينة ($\bar{X}$) وتباينها (S^2)، والإحصائي (t) للعينات المستقلة $t= ((X_1)^- - (X_2)^-) / \sqrt{(S^2 / n_1 + S^2 / n_2)}$ يعتمد على الأوساط الحسابية والتباينات للعينتين،والإحصائي (t) للعينات المتزاوجة (المرتبطة) $t= D^- / \sqrt{((S^2_d) / n)}$ يعتمد على الوسط الحسابي للفروق ($\bar{D}$) والتباين لها (S^2_d). وبالتحديد فإن التطرف بغض النظر عن اتجاهه يضخم التباين، وهذا يعني زيادة المقام في هذه الاختبارات لكن البسط فيها يعتمد على إتجاه التطرف. وهذا يجعل قيمة (t) بوجود التطرف مختلفة عن قيمة (t) بغياب التطرف مما قد يخفي فرقاً دالًا إحصائيا أو الإدعاء بوجود فرق دال إحصائي وهو غير ذلك.

وفي تحليل التباين فإن قيمة الاختبار (F) تعتمد على الأوساط الحسابية والتباينات لمجموعات الدراسة، وبصورة أكثر تحديدًا، يعتمد على التباين بين مجموعات الدراسة والتباين داخل المجموعات وكل منهما حساس للقيم المتطرفة وعليه تكون قيمة الإحصائي (F) بوجود القيم المتطرفة مختلفة عن قيمة (F) بغيابها. هذا وقد أشارت بعض الدراسات (حمودات، 2009؛ الشمراني، 2013) إلى تأثر معالم الانحدار بالقيم الشاذة.

بعد كشف القيم الشاذة في البيانات، لا بد من تحديد آلية التعامل معها؛ فقد يتم الاحتفاظ بها إن كانت عديمة التأثير أو ذات تأثير قليل في نتائج التحليلات، ويمكن استبعادها أو حذفها من البيانات إن كانت ذات تأثير كبير، ويؤكد رحمان والعمري (Rahman and Al Amri, 2011) على أنه في كثير من الأحيان يتم إزالة القيم الشاذة لتحسين دقة معاملات التقدير، أو يتم استبدالها بقيم أخرى للحصول على تقديرات أدق لمعالم التوزيع. وتعد طريقة الوسط المبتور (Trimmed Mean) من الطرق الشائعة في استبدال القيم الشاذة، وتمتاز هذه الطريقة بالدقة والسهولة، وتتم من خلال ترتيب البيانات ترتيبا تصاعديًا وحساب قيمة الوسيط، ومن ثم تقدير القيم الشاذة حسب صغرها أو كبرها مقارنة مع بقية البيانات. فإذا كانت القيمة الشاذة أصغر من قيمة الوسيط، يتم حذف أكبر قيمة في البيانات والقيمة الشاذة المراد تقديرها، ومن ثَم إيجاد الوسط الحسابي للقيم المتبقية والذي يعد تقديرًا للقيمة الشاذة، وإذا كانت القيمة الشاذة أكبر من قيمة الوسيط، يتم حذف أصغر قيمة في البيانات وحذف القيمة الشاذة المراد تقديرها، وإيجاد الوسط الحسابي للبيانات المتبقية، والذي يعد تقديرًا للقيمة الشاذة، وهكذا مع بقية القيم الشاذة (الفتال وانترانيك،2009)،أي تستبدل القيمة المتطرفة بالوسط الحسابي للبيانات n - 2 المتبقية بعد حذف أكبر وأصغر قيمة (دبدوب ويونس، 2006)، كما يمكن استبدالها بالوسط الحسابي للبيانات المتبقية بعد حذف أعلى 5 % وأدنى 5 % من البيانات (Walfish, 2006).

وقد تناولت الكثير من الدراسات القيم الشاذة، فقد اهتمت ددة دراسات (البياتي، ودغا، 1996؛ يحيى، 2009 (Chaw-sheen & Latif, 2006; Cousineau & Chartier, 2010; Dan & Ijeoma, 2013; Seo, 2006)) بالكشف عن القيم الشاذة باستخدام أساليب متعددة في الكشف عن القيم الشاذة، وأشارت هذه الدراسات إلى أن طريقة الرسم الصندوقي من الطرق المفضلة في تحديد القيم الشاذة، وأن وجود قيم شاذة سواء كانت كبيرة أم صغيرة في البيانات تؤدي إلى نتائج غير دقيقة.واهتمت دراسات أخرى(الفتال وانترانيك، 2009؛ Ampanthong & Suwttee, 2009; Olewuezi, 2011; Osborne & Overbay, 2004; Zimmerman, 2001; Zumbo & Jennings, 2002) بأثر القيم الشاذة في نتائج التحليلات الإحصائية، ((ANOVA t)). وتوصلت هذه الدراسات إلى أن وجودها ضمن مجموعة من البيانات يؤثر بشكل كبير على نتائج التحليل الإحصائي، وتزيد من احتمال الخطأ من النوع الثاني مما يقلل من قوة الاختبار، وأن حذف القيم الشاذة يزيد من الدقة بصورة كبيرة ويقلل من الأخطاء بصورة دالة.وتناولت دراسات أخرى(حمودات، 2009؛ دبدوب ويونس، 2006؛ شاكر، 2009؛ الشمراني، 2013؛ قاسم وإسماعيل،2008؛Choi, 2009) أثر القيم الشاذة في نتائج تحليلات الانحدار. وتوصلت هذه الدراسات إلى أن هناك تأثيرًا للقيم الشاذة على بنية النموذج ونتائج تحليل الانحدار، ويمكن أن يحدثَ تأثيرٌ كبيرٌ في قيم معاملات الانحدار، وأن وجود القيم الشاذة يؤثر بصورة سلبية على نتائج تحليل الانحدار؛ حيث تقلل

من قيمة كل من معامل التحديد (R^2) وقيمة (F)، كما تزيد من قيمة متوسط مربعات الخطأ (MSE).

وتتميز الدراسة الحالية عن الدراسات السابقة في كونها من الدراسات الأولى في الأردن التي اهتمت بالكشف عن القيم الشاذة في أداء الطلبة الأردنيين على اختبارات (TIMSS) في الرياضيات والعلوم، ودراسة أثرها في نتائج التحليلات الإحصائية في ظل اختلاف أسلوب التعامل مع القيم الشاذة، وهذا يفيد في تفسير نتائج التحليلات الإحصائية لبيانات (TIMSS) في ضوء عدد من المتغيرات الديموغرافية.

إنّ النظام التعليمي الأردني يهتم بتحسين تعلم الطلبة في مادتي الرياضيات والعلوم، من خلال المشاركة في دراسة) ييمس (الدولية -Trends in International Mathemat (TIMSS) ics and Science Study منذ عام 1995م، وتُنفذ هذه الدراسة بشكل دوري كل أربع سنوات برعاية المنظمة الدولية لتقييم للتحصيل التربوي (International Association for the Evalu- ation of Educational Achievement). وكان من الملاحظ تراجع نتائج الأردن في اختباري الرياضيات والعلوم لدورة العام (2011) عن سابقاتها. وتشير دراسة (أبو لبده،2013) أن من أسباب تراجع نتائج الطلبة الأردنيين في اختبارات (TIMSS) عام (2011) هو عدم جدية الطلبة في الأداء على الاختبار حيث إن (18 %) من الطلبة كان أداؤهم في الرياضيات دون مستوى التخمين أو مساوياً له، ويُعد وجود علامات متدنية جدًا مؤشرًا على التطرف في الدرجات، وإذا وجد هذا التطرف فقد يؤثر على نتائج المقارنات بين مجموعات الطلبة المختلفة من حيث جنس المدرسة(ذكور، إناث، مختلطة) ومكان وجودها (قرية أو مدينة).

مشكلة الدراسة وأسئلتها

إنّ وجود القيم الشاذة ضمن مجموعة من البيانات بشكل كبير قد يؤثر على نتائج التحليل الإحصائي للبيانات؛ وهذا يتطلب الكشف عن القيم الشاذة فيها، وهذه خطوة مهمة في تنقية البيانات واستخراج المعلومات منها، ومن ناحية نظرية؛ قد يؤدي وجود قيم شاذة إلى قبول فرضيات صفرية حول الفروق بين الأوساط الحسابية، في الوقت الذي يجب فيه رفضها، أو رفض فرضيات صفرية حول الفروق في الوقت الذي يجب فيه عدم رفضها، وقد يؤثر بصورة سلبية في قوة الاختبارات الإحصائية وفي دقة تقديرات معاملات الانحدار، وتأتي هذه الدراسة محاولةً الكشفَ عن القيم الشاذة في أداء طلبة الصف الثامن الأساسي الأردنيين في اختبارات تيمس الدولية (TIMSS) في الرياضيات والعلوم للعام (2011)، ومعرفة انعكاسات أسلوب التعامل معها على نتائج التحليلات الإحصائية، **وتسعى الدراسة بالتحديد للإجابة عن الأسئلة الآتية:**

- ما القيم الشاذة في درجات طلبة الصف الثامن الأساسي الأردنيين على اختبارات تيمس الدولية (TIMSS) في مادتي الرياضيات والعلوم؟
- ما أثر أسلوب التعامل مع القيم الشاذة في درجات طلبة الصف الثامن الأساسي الأردنيين على اختبارات تيمس الدولية (TIMSS, 2011) في نتائج تحليلات الانحدار ودلالاتها العملية، واختبار (t) للعينات المستقلة ودلالاتها الإحصائية والعملية وقوتها؟
- ما أثر أسلوب التعامل مع القيم الشاذة في درجات طلبة الصف الثامن الأساسي الأردنيين على اختبارات تيمس الدولية (TIMSS, 2011) في الرياضيات والعلوم في نتائج تحليلات الانحدار ودلالاتها العملية؟

أهداف الدراسة:

تهدف الدراسة إلى:

- ♦ الكشف عن القيم الشاذة في درجات طلبة الصف الثامن الأساسي الأردنيين على اختبارات (تيمس) الدولية (TIMSS, 2011) في الرياضيات والعلوم.
- ♦ دراسة أثر أسلوب التعامل مع القيم الشاذة في نتائج التحليلات الإحصائية.

أهمية الدراسة:

إن أهمية هذه الدراسة تظهر في الكشف عن القيم الشاذة؛ لأن وجودها يمكن أن يؤدي إلى اختلافات كبيرة في نتائج التحليلات الإحصائية، حيث إنّها ستكشف عن القيم الشاذة في درجات طلبة الصف الثامن الأساسي الأردنيين على اختبارات (تيمس) الدولية (TIMSS, 2011) في مادتي الرياضيات والعلوم، وما يمكنّنا من معرفة الأثر السلبي لذلك على الترتيب الدولي للأردن في الاختبار، وستضيف هذه الدراسة معلومات جديدة حول معرفة أثر أسلوب التعامل مع القيم الشاذة في نتائج الاختبارات الإحصائية ودلالتها الإحصائية والعملية وقوتها، للوصول إلى نتائج أكثر دقة وكفاءة في التقييمات التربوية.

تعريف المصطلحات:

◄ **اختبار (تيمس) (TIMSS)**: هو اختبار دولي تعقده المنظمة الدولية لتقييم التحصيل التربوي، ويهدف إلى مساعدة دول العالم في تحسين تعلم الطلبة في مادتي العلوم والرياضيات من خلال تزويدها بالمعلومات الضرورية لتطوير السياسات التربوية.

◄ **القيم الشاذّة (Values Outliers)**: هي مجموعة المشاهدات التي تبعد قيمها بصورة كبيرة جدًا عن قيم المشاهدات الأخرى، ويتم تحديدها بالدراسة الحالية باعتبارها القيم التي تزيد بمقدار 1.5 مدى رُبيعي أو أكثر عن الرُبيع الثالث ($UE= Q_3$ IQR * 1.5 +) أو تقل بمقدار 1.5 مدى رُبيعي أو أكثر عن الرُبيع الأول ($LE= Q_1$ - 1.5 * IQR).

◄ **الدلالة العملية (Practical Significance)**: هي قوة العلاقة بين المتغير المستقل والتابع، أو حجم الفروق في المتغير التابع الناتجة عن اختلاف مستويات المتغير المستقل، وتقاس في الدراسة الحالية من خلال المؤشرات الإحصائية (EMBED Equation.3) لاختبار (t) ومربع (إيتا Equation.3) (EMBED) الجزئي لتحليل التباين.

◄ **معامل التحديد R^2**: هو نسبة التباين في قيم المتغير التابع التي يفسرها نموذج الانحدار، وتتراوح قيمته بين الصفر و الواحد الصحيح ($0 \leq R^2 \leq 1$) .

◄ **متوسط مربعات الخطأ (MSE)**: هو مقياس للحكم على دقة ملائمة معادلة الانحدار؛ حيث يعد نموذج الانحدار أفضل إذا كان يحتوي على أقل قيمة لمتوسط مربعات الخطأ.

متغيرات الدراسة:

أ. المتغير المستقل: هو أسلوب التعامل مع القيم الشاذة وله ثلاثة مستويات (الاحتفاظ بها، حذفها، استبدالها).

ب. المتغيرات التابعة: هي نتيجة الاختبار الإحصائي ودلالتها الإحصائية (α-1) والعملية وقوته (β-1) ومعامل التحديد R^2 ومتوسط مربعات الخطأ (MSE).

محددات الدراسة:

اقتصرت هذه الدراسة على بيانات الاختبار الدولي (تيمس) (TIMSS, 2011) في مادتي الرياضيات والعلوم لطلبة الصف الثامن الأساسي في الأردن، وعلى المعالجات الإحصائية المتمثلة بتحليل التباين الأحادي واختبار (t) للعينات المستقلة وتحليل الانحدار الخطي بنوعيه البسيط والمتعدد.

الطريقة والإجراءات

أجريت الدراسة وفق منهج الدراسات الوصفية التحليلية المقارنة وفيما يلي توضيح لكل من مجتمع الدراسة وعينتها وأداتها وإجراءاتها والمعالجة الإحصائية.

مجتمع الدراسة:

تكون مجتمع الدراسة من (7694) طالبًا وطالبة من الصف الثامن الأساسي الأردنيين، وهم يشكلون جميع الطلبة الذين شاركوا في الاختبار الدولي (تيمس) (TIMSS, 2011). وقد اختيروا لدراسة تيمس على مرحلتين: في المرحلة الأولى اختير (230) مدرسة من المدارس التي تشتمل على الصف الثامن بطريقة عشوائية طبقية حسب متغيرات جنس المدرسة وموقعها، وفي المرحلة الثانية اختيرت شعبة عشوائياً من شعب الصف الثامن. ويبين الجدول (1) توزيع مجتمع الدراسة من طلبة ومدارس حسب متغيري جنس المدرسة وموقعها.

الجدول (1)

توزيع مجتمع الدراسة (TIMSS, 2011) حسب جنس المدرسة وموقعها

		الطلبة		المدارس	
		العدد	%	العدد	%
جنس المدرسة	ذكور	3315	43	101	44
	إناث	2566	33	71	31
	مختلط	1813	24	58	25
	المجموع	7694	100	230	100
موقع المدرسة	مدينة	6202	81	180	78
	ريف	1492	19	50	22
	المجموع	7694	100	230	100

عينة الدراسة:

تألفت العينة للدراسة الحالية من استجابات (100) طالب وطالبة لكل من مادتي الرياضيات والعلوم، حيث تم اختيارهم بطريقة عشوائية من بيانات مجتمع الدراسة الذي يتكون من (7694) طالبًا وطالبة. واختيرت عينة بهذا الحجم بدلاً من الاعتماد على مجتمع الدراسة بصورته الكلية كعينة للدراسة؛ لأن الاعتماد على المجتمع يجعل الفرق قليلاً جدًا بين الحجم بوجود القيم الشاذة والحجم في حال حذفها، ممّا يعيق الكشف عن الفروق في نتائج التحليلات الإحصائية ودلالاتها الإحصائية والعملية وقوتها، ويبين الجدول (2) توزيع طلبة عينة الدراسة لاختباري الرياضيات والعلوم حسب متغيري جنس المدرسة وموقعها، ويظهر من الجدول (2) أن العينة ممثلة للمجتمع على متغيري جنس المدرسة وموقعها، حيث كان توزيع العينة قريب جدا من توزيع المجتمع.

الجدول (2):

توزيع طلبة عينة الدراسة لاختباري الرياضيات والعلوم حسب جنس المدرسة وموقعها

		الرياضيات		العلوم	
		العدد	%	العدد	%
جنس المدرسة	ذكور	47	47	41	41
	إناث	32	32	40	40
	مختلط	21	21	19	19
	المجموع	100	100	100	100
موقع المدرسة	مدينة	82	82	82	82
	ريف	18	18	18	18
	المجموع	100	100	100	100

أداة الدراسة:

تكونت أداة الدراسة من اختباري الرياضيات والعلوم في دراسة (تيمس) الدولية لعام 2011م، وقد بلغ عدد الأسئلة في اختبار الرياضيات (219) سؤالًا توزعت على الأعداد، والجبر، والهندسة، والبيانات. وكان حوالي (53.9 %) من فقرات الاختبار من نوع الاختيار من متعدد، وبلغ عدد الأسئلة في اختبار العلوم (245) سؤالًا، توزعت على الأحياء، والكيمياء، والفيزياء، وعلوم الأرض. وكان حوالي (51 %) من الأسئلة من نوع الاختيار من متعدد، وتوزعت هذه الأسئلة بطريقة معيارية في كراسات تتضمن عددًا

معقولا من الأسئلة ليتم تطبيقها على الطلبة.

إجراءات الدراسة

- استخدمت طريقة الرسم الصندوقي (Box Plot) للكشف عن القيم الشاذّة في العلامات لاختباري الرياضيات والعلوم لجميع أفراد مجتمع الدراسة، وتبين وجود نسبة قليلة جدًا من القيم الشاذّة في الرياضيات والعلوم.
- اختيرت عينة عشوائية مؤلفة من (100) طالب وطالبة من أصل مجتمع الدراسة البالغ حجمه (7694) طالبًا وطالبةً.
- استخدمت طريقة الرسم الصندوقي (Box Plot) للكشف عن القيم الشاذة في العلامات لاختباري الرياضيات والعلوم للعينة المختارة، وتبين وجود قيم شاذة في الرياضيات فقط.
- نظراً لعدم وجود قيم شاذة في العلوم في العينة المختارة الأولى، فقد اختيرت عينة عشوائية أخرى من (100) طالب وطالبة، وباستخدام طريقة الرسم الصندوقي تبين أنها تحتوي على قيم شاذة في العلوم فقط، أي إنه تعذر الحصول على عينة واحدة تشتمل على قيم شاذة لكلٍ من الرياضيات والعلوم معًا.
- عمل ثلاثة ملفات لكل من عينة الرياضيات وعينة العلوم: الأوّل منها خاص بأسلوب الاحتفاظ بالقيم الشاذة؛ والثاني بأسلوب حذف القيم الشاذة؛ والثالث بأسلوب استبدال القيم الشاذة.
- دمج ملفي بيانات اختباري الرياضيات والعلوم في كل حالة من حالات أسلوب التعامل مع القيم الشاذة حتى يكون هناك قيم شاذة على جانبي إشارة المساواة في تحليل الانحدار البسيط، وتحليل الانحدار الخطي المتعدد.

المعالجة الإحصائية:

بعد الحصول على البيانات اللازمة من خلال زيارة الباحث الأول للمركز الوطني لتنمية الموارد البشرية، تم استخدام عدد من المعالجات الإحصائية لتحليل البيانات، واستخراج قيم الاختبارات الإحصائية ودلالتها الإحصائية والعملية ومؤشرات قوتها باستخدام البرنامج الإحصائي SPSS، **وذلك كما يلي:**

- ♦ الكشف عن القيم الشاذة في مجموعة البيانات الكلية مدار الاهتمام ولكل من عينة الرياضيات وعينة العلوم والدرجات الفرعية للعلوم (كيمياء، فيزياء، علوم أرض، وأحياء) باستخدام طريقة الرسم الصندوقي.
- ♦ إجراء المعالجات الإحصائية المناسبة لسؤال الدراسة الثاني، من خلال استخدام تحليل التباين واختبار (t) في عينة الدراسة، مع حساب احتمالية الخطأ والدلالة العملية وقوة الاختبار لكلٍ منهما في حالات الاحتفاظ بالقيم الشاذة أو حذفها أو استبدالها.
- ♦ إجراء المعالجات الإحصائية المناسبة للإجابة عن سؤال الدراسة الثالث باستخدام تحليل الانحدار الخطي البسيط والمتعدد في عينة الدراسة، وحساب معامل التحديد (R^2) ومعاملات الانحدار. وفي الانحدار البسيط تم إجراء تحليل الانحدار لدرجات الرياضيات على درجات العلوم. وفي الانحدار المتعدد تم إجراء تحليل الانحدار لدرجات الرياضيات على الدرجات الفرعية للعلوم (كيمياء، فيزياء، علوم أرض، وأحياء).

نتائج الدراسة

◄ النتائج الخاصة بالسؤال الأول: "**ما القيم الشاذة في درجات طلبة الصف الثامن الأساسي الأردنيين على اختبارات (تيمس) الدولية (TIMSS) في مادتي الرياضيات والعلوم؟**"

للإجابة عن السؤال الأول، كشف عن القيم الشاذة باستخدام طريقة الرسم الصندوقي على بيانات مجتمع الدراسة الذي يتكون من (7694) طالبًا وطالبةً على اختباري الرياضيات والعلوم، وقد تم اعتماد بيانات المجتمع للكشف عن العدد الفعلي من القيم الشاذة لدى جميع المشاركين في اختبارات (تيمس) الدولية، وقد كشفت الطريقة عن وجود (29) قيمة شاذة في درجات الرياضيات منها (26) قيمة أقل من الحد الأدنى للرسم الصندوقي البالغة قيمته (142.50) و (3) قيم تزيد على الحد الأعلى للرسم الصندوقي البالغة قيمته (680.50)، ووجود (130) قيمة شاذة في درجات العلوم منها (127) قيمة أقل من الحد الأدنى للرسم الصندوقي البالغة قيمته (197.16) و (3) قيم تزيد على الحد الأعلى للرسم الصندوقي البالغة قيمته (719.96)، ويلاحظ أن نسبة القيم الشاذة متدنية في اختباري الرياضيات والعلوم، فقد بلغت (0.0038) في الرياضيات و(0.017) في العلوم.

◄ النتائج الخاصة بالسؤال الثاني: "**ما أثر أسلوب التعامل مع القيم الشاذة في درجات طلبة الصف الثامن الأساسي الأردنيين على اختبارات تيمس الدولية (TIMSS, 2011) في نتائج تحليل التباين الأحادي (ANOVA)، واختبار (t) للعينات المستقلة ودلالاتها الإحصائية والعملية وقوتها؟**"

للإجابة عن السؤال الثاني، طبقت طريقة الرسم الصندوقي على بيانات عينة الدراسة، حيث تبين وجود قيمتين شاذتين من أصل (100) قيمة في درجات الرياضيات تقل عن الحد الأدنى للرسم الصندوقي البالغة قيمته(156.58)، ووجود سبع قيم شاذة من أصل 100 قيمة في درجات العلوم تقل عن الحد الأدنى للرسم الصندوقي البالغة قيمته (212.73). ويبين الجدول (3) القيم الشاذة في درجات الرياضيات والعلوم قبل استبدالها وبعد استبدالها.

الجدول (3):

القيم الشاذة لدرجات الطلبة في الرياضيات والعلوم قبل استبدالها وبعد استبدالها

الاختبار	رقم الطالب	قبل الاستبدال	بعد الاستبدال
رياضيات	526	142.77	413.69
	1682	129.26	410.95

الاختبار	رقم الطالب	قبل الاستبدال	بعد الاستبدال
علوم	509	137.63	434.44
	892	186.35	445.21
	1137	167.39	439.96
	1225	198.52	450.38
	4723	181.68	442.59
	5629	163.81	437.21
	7550	187.67	447.84

ولاستكمال تأمين متطلبات إجابة هذا السؤال، تمت معالجة القيم الشاذة؛ حيث تم استبدال قيمتين في الرياضيات وسبع قيم في العلوم. ويبين الجدول (3) القيم الشاذة لاختباري الرياضيات والعلوم بعد استبدالها بقيم جديدة من خلال استخدام طريقة الوسط الحسابي المبتور (Trimmed Mean).

1. **النتائج الخاصة بتحليل التباين الأحادي:**

لتوفير متطلبات هذه النتائج لا بد من مقارنة الأوساط الحسابية لثلاث مجموعات مستقلة على الأقل. وبالفعل تمت مقارنة الأوساط الحسابية بحسب جنس المدرسة (ذكور، إناث، مختلطة)، ويبين الجدول (4) الأوساط الحسابية والانحرافات المعيارية للدرجات في الرياضيات وفقًا لمتغير جنس المدرسة في كل أسلوب من أساليب التعامل مع القيم الشاذة، ويلاحظ من الجدول (4) وجود فروق ظاهرية بين الأوساط الحسابية ناتجة عن اختلاف مستويات متغير جنس المدرسة في كل أسلوب من أساليب التعامل مع القيم الشاذة.

الجدول (4):

الأوساط الحسابية والانحرافات المعيارية للدرجات في الرياضيات وفقًا لمتغير جنس المدرسة في كل أسلوب من أساليب التعامل مع القيم الشاذة.

جنس المدرسة	أسلوب التعامل مع القيم الشاذة								
	احتفاظ			حذف			استبدال		
	العدد	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	العدد	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	العدد	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري
ذكور	47	387.39	125.32	45	398.56	115.83	47	399.15	113.32
إناث	32	434.90	78.07	32	434.90	78.07	32	434.90	78.07
مختلطة	21	424.10	80.78	21	424.10	80.78	21	424.10	80.78

وللتحقق من دلالة الفروق الظاهرية، تم إجراء تحليل التباين الأحادي لدرجات الرياضيات وفقًا لمتغير جنس المدرسة، وذلك كما هو مبين في الجدول (5):

الجدول (5):

نتائج تحليل التباين الأحادي لدرجات الرياضيات بحسب جنس المدرسة في أساليب التعامل مع القيم الشاذة.

أسلوب التعامل مع القيم الشاذة	مصدر التباين	مجموع المربعات	درجة الحرية	متوسط مجموع المربعات	قيمة ف المحسوبة	احتمالية الخطأ	الدلالة العملية	قوة الاختبار
احتفاظ	جنس المدرسة	48031.29	2	24015.64	2.24	0.11	0.044	0.45
	الخطأ	1041895.22	97	10741.19				
	الكلي	1089926.51	99					
حذف	جنس المدرسة	26489.62	2	13244.81	1.38	0.26	0.028	0.29
	الخطأ	909811.18	95	9576.96				
	الكلي	936300.80	97					
استبدال	جنس المدرسة	26151.91	2	13075.96	1.39	0.25	0.028	0.29
	الخطأ	910177.67	97	9383.27				
	الكلي	936329.58	99					

يتضح من الجدول (5)، عدم وجود فروق دالة إحصائيًا عند مستوى الدلالة (α=0.05) بين الأوساط الحسابية لأداء الطلبة على اختبار

مادة الرياضيات تعزى لمتغير جنس المدرسة في الأساليب الثلاثة للتعامل مع القيم الشاذة، وقد بلغت قيمة الدلالة العملية لاختبار أثر جنس المدرسة (0.0441) في حالة الاحتفاظ، و(0.0283) في حالة الحذف، و(0.0279) في حالة الاستبدال، كما بلغت قوة الاختبار (0.45) في حالة الاحتفاظ و(0.29) لكل من الحذف والاستبدال،ويبين الجدول (6) الأوساط الحسابية والانحرافات المعيارية للدرجات في العلوم وفقًا لمتغير جنس المدرسة في كل أسلوب من أساليب التعامل مع القيم الشاذة.

الجدول (6):

الأوساط الحسابية والانحرافات المعيارية للدرجات في العلوم وفقًا لمتغير جنس المدرسة في كل أسلوب من أساليب التعامل مع القيم الشاذة

جنس المدرسة	أسلوب التعامل مع القيم الشاذة								
	احتفاظ			حذف			استبدال		
	العدد	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	العدد	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	العدد	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري
ذكور	41	415.77	111.88	37	442.07	81.00	41	442.12	76.86
إناث	40	438.75	96.05	38	452.75	75.46	40	452.11	73.55
مختلطة	19	459.53	93.29	18	474.64	68.01	19	473.22	66.38

يلاحظ من الجدول (6)، وجود فروق ظاهرية بين الأوساط الحسابية في كل أسلوب من أساليب التعامل مع القيم الشاذة ناتجة عن اختلاف مستويات متغير جنس المدرسة، وللتحقق من دلالة هذه الفروق، تم إجراء تحليل التباين لأداء الطلبة على اختبار مادة العلوم وفقًا لمتغير جنس المدرسة، وذلك كما هو مبين في الجدول (7):

الجدول (7):

نتائج تحليل التباين الأحادي لدرجات العلوم بحسب الجنس في أساليب التعامل مع القيم الشاذة.

أسلوب التعامل مع القيم الشاذة	مصدر التباين	مجموع المربعات	درجة الحرية	متوسط مجموع المربعات	قيمة ف المحسوبة	احتمالية الخطأ	الدلالة العملية	قوة الاختبار
احتفاظ	الجنس	26857.38	2	13428.69	1.28	0.28	0.0257	0.27
	الخطأ	1017111.77	97	10485.69				
	الكلي	1043969.15	99					
حذف	جنس المدرسة	12837.86	2	6418.93	1.10	0.34	0.0238	0.24
	الخطأ	525482.16	90	5838.69				
	الكلي	538320.01	92					
استبدال	جنس المدرسة	12565.12	2	6282.56	1.16	0.32	0.0233	0.25
	الخطأ	526632.15	97	5429.20				
	الكلي	539197.27	99					

يتضح من الجدول (7)، عدم وجود فروق دالة إحصائيًا عند مستوى الدلالة (α=0.05) بين الأوساط الحسابية للدرجات في العلوم تعزى لمتغير جنس المدرسة مهما كان أسلوب التعامل مع القيم الشاذة، وقد بلغت قيمة الدلالة العملية لاختبار أثر جنس المدرسة (0.0257) في حالة الاحتفاظ، و (0.0238) في حالة الحذف، و (0.0233) في حالة الاستبدال، هذا وقد بلغت قوة الاختبار (0.27) في حالة الاحتفاظ، و (0.24) في حالة الحذف، و (0.25) في حالة الاستبدال.

2. **النتائج الخاصة باختبار (t) للعينات المستقلة**:

لتوفير متطلبات هذه النتائج لا بد من مقارنة الأوساط الحسابية لمجموعتين مستقلتين، وبالفعل تمت مقارنة الأوساط الحسابية بحسب موقع المدرسة (مدينة، ريف)، ويبين الجدول (8) نتائج اختبار (t) لمقارنة أوساط الطلبة على اختبار الرياضيات وفقًا لمتغير موقع المدرسة.

الجدول (8):

نتائج اختبار (t) لمقارنة أوساط الطلبة على اختبار الرياضيات بحسب موقع المدرسة في كل أسلوب من أساليب التعامل مع القيم الشاذة

أسلوب التعامل مع القيم الشاذة	موقع المدرسة	العدد	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	قيمة ت المحسوبة	درجة الحرية	احتمالية الخطأ	الدلالة العملية	قوة الاختبار
احتفاظ	مدينة	82	418.61	106.09	1.71	98	0.09	0.0289	0.39
	ريف	18	372.42	92.90					
حذف	مدينة	80	425.68	97.30	2.11	96	0.04	0.0445	0.55
	ريف	18	372.42	92.90					
استبدال	مدينة	82	425.35	96.11	2.13	98	0.04	0.0440	0.56
	ريف	18	372.42	92.90					

ويتضح من الجدول (8)، عدم وجودِ فرقٍ دالٍ إحصائيًا عند مستوى الدلالة (α=0.05) بين الوسطين الحسابيين للدرجات في الرياضيات تعزى لمتغير موقع المدرسة في حالة الاحتفاظ، بينما كان الفرق دالًا إحصائيًا في حالتي الحذف والمعالجة، وقد بلغت قيمة الدلالة العملية (0.0289) في حالة الاحتفاظ، و(0.0445) في حالة الحذف، و(0.044) في حالة الاستبدال، وقد بلغت قوة اختبار (t)(0.39) في حالة الاحتفاظ، و(0.55) في حالة الحذف، و(0.56) في حالة الاستبدال.ويبين الجدول (9) نتائج اختبار (t) لمقارنة الوسطين على اختبار العلوم وفقًا لمتغير موقع المدرسة.

الجدول (9):

نتائج اختبار (t) لمقارنة أوساط الطلبة على اختبار العلوم بحسب موقع المدرسة في كل أسلوب من أساليب التعامل مع القيم الشاذة

أسلوب التعامل مع القيم الشاذة	موقع المدرسة	العدد	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	قيمة t المحسوبة	درجة الحرية	احتمالية الخطأ	الدلالة العملية	قوة الاختبار
احتفاظ	مدينة	82	434.22	100.70	0.20	98	0.85	0.0004	0.05
	ريف	18	428.98	114.31					
حذف	مدينة	77	451.10	77.76	-0.45	91	0.65	0.0022	0.07
	ريف	16	460.63	71.90					
استبدال	مدينة	82	450.57	75.36	-0.42	98	0.68	0.0020	0.07
	ريف	18	458.62	67.82					

يتضح من الجدول (9)، عدم وجود فرق دال إحصائيًا عند مستوى الدلالة (α=0.05) بين الوسطين الحسابيين لأداء الطلبة على اختبار العلوم يعزى لمتغير موقع المدرسة في كل أسلوب من أساليب التعامل مع القيم الشاذة، وقد بلغت قيمة الدلالة العملية لاختبار (t)(0.0004) في حالة الاحتفاظ، و(0.0022) في حالة الحذف، و(0.0020) في حالة الاستبدال، وقد بلغت قوة الاختبار (0.05) في حالة الاحتفاظ، و(0.07) في حالة الحذف و(0.07) في حالة الاستبدال.

◄ النتائج الخاصة بالسؤال الثالث: "**ما أثر أسلوب التعامل مع القيم الشاذة في درجات طلبة الصف الثامن الأساسي الأردنيين على اختبارات (تيمس) الدولية (TIMSS, 2011) في الرياضيات والعلوم في نتائج تحليلات الانحدار ودلالاتها العملية؟**"

للإجابة عن السؤال الثالث، دمج ملفي الرياضيات والعلوم في ملف واحد وذلك حتى يكون هناك قيم شاذة في المتغير(المتغيرات) المستقلة والمتغير التابع. وفي الانحدار البسيط أجري تحليل الانحدار لدرجات الرياضيات على درجات العلوم. وفي الانحدار المتعدد تم إجراء تحليل الانحدار لدرجات الرياضيات على الدرجات الفرعية للعلوم (كيمياء، فيزياء، علوم أرض، وأحياء). **وفيما يلي عرض نتائج هذا السؤال:**

1. **نتائج الانحدار البسيط:**

حسبت الأوساط الحسابية والانحرافات المعيارية الخاصة بكلٍّ من المتغير المُتَنَبَأ به (درجة الرياضيات)، والمتغير المُتَنَبِئ (درجة العلوم) في كل أسلوب من أساليب التعامل مع القيم الشاذة وذلك كما هو مبين في الجدول (10).

الجدول (10):

الأوساط الحسابية والانحرافات المعيارية للمتغير المتنبأ به والمتغير المُتَنَبِئ في كل أسلوب من أساليب التعامل مع القيم الشاذة

أسلوب التعامل مع القيم الشاذة	حالة المتغير	المتغير	العدد	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري
احتفاظ	المتنبأ به	الدرجة الكلية في الرياضيات	200	405.06	101.99
	المتنبئ	الدرجة الكلية في العلوم	200	445.67	101.75
حذف	المتنبأ به	الدرجة الكلية في الرياضيات	191	415.83	90.84
	المتنبئ	الدرجة الكلية في العلوم	191	457.93	86.32
استبدال	المتنبأ به	الدرجة الكلية في الرياضيات	200	407.82	98.32
	المتنبئ	الدرجة الكلية في العلوم	200	455.04	87.59

يلاحظ من الجدول (10)، أن هناك اختلافات في الانحرافات المعيارية للمتغيرين المتنبأ به والمتنبئ تبعا لأسلوب التعامل مع القيم الشاذة. فقد كانت التباينات هي الأعلى عندما تمّ الاحتفاظ بالقيم الشاذة. وقد تم حساب معامل ارتباط (بيرسون) بين درجتي الرياضيات والعلوم، فبلغت قيمته (0.89) في حالة الاحتفاظ، و (0.86) في حالة الحذف، و (0.76) في حالة الاستبدال. وتشير هذه القيم إلى وجود علاقة موجبة قوية ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة (α=0.05)، وبهدف الكشف عن القدرة التنبؤية لدرجات العلوم بدرجات الرياضيات فقد تم استخدام تحليل الانحدار الخطي البسيط، وذلك كما في الجدول (11):

الجدول (11):

نتائج تحليل الانحدار الخطي البسيط في كل أسلوب من أساليب التعامل مع القيم الشاذة

أسلوب التعامل مع القيم الشاذة×	R**	R^2	R^2 المعدل	الخطأ المعياري في التقدير	F	إحصائيات التغير		
						درجة حرية البسط	درجة حرية المقام	الدلالة الإحصائية
احتفاظ	0.89	0.7913	0.7903	46.70	750.95	1	198	0.00
حذف	0.86	0.7414	0.7400	46.31	541.85	1	189	0.00
استبدال	0.76	0.5790	0.5768	63.96	272.28	1	198	0.00

* المتنبئات: (ثابت الانحدار)، الدرجة الكلية في العلوم

** المتنبأ به: الدرجة الكلية في الرياضيات

يتضح من الجدول (11)، أنّ نموذج الانحدار دالٌ إحصائيًا عند مستوى الدلالة (α=0.05)، وقد فسَّر التباين في درجات العلوم ما مقداره (79 %) من التباين في درجات الرياضيات عند الاحتفاظ بالقيم الشاذة، و(74 %)عند حذفها، و(58 %) عند استبدالها،والخطأ المعياري في التقدير يكون أقل ما يمكن عند حذف القيم الشاذة. ويبين الجدول (12) ثابت الانحدار ومعامل الانحدار في كل أسلوب من أساليب التعامل مع القيم الشاذة.

الجدول (12):

ثابت الانحدار ومعامل الانحدارفي كل أسلوب من أساليب التعامل مع القيم الشاذة

أسلوب التعامل مع القيم الشاذة	المتنبئات×	الأوزان اللامعيارية		الأوزان المعيارية	t	الدلالة الإحصائية
		B	الخطأ المعياري	β		
احتفاظ	(ثابت الانحدار)	7.69	14.87		0.52	0.61
	الدرجة الكلية في العلوم	0.89	0.03	0.89	27.40	0.00

أسلوب التعامل مع القيم الشاذة	المتنبئات*	الأوزان اللامعيارية		الأوزان المعيارية	t	الدلالة الإحصائية
		B	الخطأ المعياري	β		
حذف	(ثابت الانحدار)	0.93	18.14		0.05	0.96
	الدرجة الكلية في العلوم	0.91	0.04	0.86	23.28	0.00
استبدال	(ثابت الانحدار)	19.17	23.98		0.80	0.43
	الدرجة الكلية في العلوم	0.85	0.05	0.76	16.50	0.00

* المتنبأ به: الدرجة الكلية في الرياضيات

يتضح من الجدول (12)، أن معاملات الانحدار متقاربة في حالتي الاحتفاظ بالقيم الشاذة وحذفها، وفي كليهما فإنها تزيد على قيمة معامل الانحدار عند استبدال القيم الشاذة. ويلاحظ أن بنية نموذج الانحدار تختلف باختلاف أسلوب التعامل مع القيم الشاذة. ويلاحظ أن الأخطاء المعيارية في معاملات الانحدار متقاربة، إذ تراوحت بين (0.03) في حالة الاحتفاظ و (0.05) في حالة الاستبدال للقيم الشاذة.

2. **نتائج الانحدار المتعدد:**

لقد كشف عن القيم الشاذة في الدرجات الفرعية للعلوم وتمَّت معالجة ست قيم في مجالات محتوى العلوم. ويبين الجدول (13) القيم الشاذة قبل المعالجة وبعدها لمجالات محتوى العلوم باستخدام طريقة الوسط الحسابي المبتور (Trimmed Mean).

الجدول (13):

القيم الشاذة لدرجات الطلبة في مجالات العلوم قبل استبدالها وبعد استبدالها

الاختبار	رقم الطالب	قبل الاستبدال	بعد الاستبدال
كيمياء	509	138.44	451.01
	892	181.17	453.88
	5629	185.91	456.70
علوم الأرض	509	169.4	422.10
الأحياء	509	96.51	435.90
الفيزياء	509	83.91	433.10

كما حسبت الأوساط الحسابية والانحرافات المعيارية الخاصة بكلٍّ من: المتغير المُتَنَبَأ به (المحك) وهو الدرجة الكلية في الرياضيات والمتغيرات المُتَنَبِئة (درجة الكيمياء، درجة علوم الأرض، درجة الأحياء، درجة الفيزياء)، وذلك كما هو مبين في الجدول (14).

الجدول (14):

الأوساط الحسابية والانحرافات المعيارية للمتغير المتنبأ به والمتغيرات المُتَنَبِئَة في كل أسلوب من أساليب التعامل مع القيم الشاذة

أسلوب التعامل مع القيم الشاذة	حالة المتغير	المتغير	العدد	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري
احتفاظ	المتنبأ به	الدرجة الكلية في الرياضيات	200	405.06	101.99
	المتنبئات	درجة الكيمياء	200	457.49	108.35
		درجة علوم الأرض	200	430.09	99.66
		درجة الأحياء	200	441.06	104.03
		درجة الفيزياء	200	438.99	103.97
حذف	المتنبأ به	الدرجة الكلية في الرياضيات	195	411.13	95.67
	المتنبئات	درجة الكيمياء	195	463.47	101.81
		درجة علوم الأرض	195	434.97	94.31
		درجة الأحياء	195	446.21	98.11
		درجة الفيزياء	195	444.40	97.15
استبدال	المتنبأ به	الدرجة الكلية في الرياضيات	200	407.82	98.32
	المتنبئات	درجة الكيمياء	200	461.72	102.44
		درجة علوم الأرض	200	431.51	97.48
		درجة الأحياء	200	442.76	101.11
		درجة الفيزياء	200	440.73	100.86

ويلاحظ من الجدول (14)، أن الانحرافات المعيارية الخاصة بالمتغير المتنبأ به والمتغيرات المتنبئة تختلف باختلاف أسلوب التعامل مع القيم الشاذة، فقد كانت قيمها هي الأعلى عند الاحتفاظ بالقيم الشاذة والأدنى عند حذفها.

وقد حسبت قيم معاملات الارتباط الخطية البينية للمتغيرات المُتَنَبِئَة، والمتغير المتنبأ به، وذلك كما في الجدول (15)؛ ويلاحظ من الجدول (15) وجود علاقات ارتباطية موجبة ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة (α=0.05) بين درجة

الرياضيات والدرجات الفرعية في العلوم، وقد بلغت قيمة معامل الارتباط (0.77) بين علوم الأرض والرياضيات و (0.79) بين الأحياء والرياضيات و (0.77) بين الفيزياء والرياضيات بغض النظر عن أسلوب التعامل مع القيم الشاذة. وبالنسبة لمعامل الارتباط بين الكيمياء والرياضيات فقد تراوحت قيمته بين (0.73) كحد أدنى في حالة استبدال القيم الشاذة و(0.79) كحد أعلى في حالة الاحتفاظ بها.

الجدول (15):

معاملات الارتباط البينية للمتغيرات المُتَنَبِئَة والمتغير المتنبأ به في كل أسلوب من أساليب التعامل مع القيم الشاذة

أسلوب التعامل مع القيم الشاذة	المتغير	الدرجة الكلية في الرياضيات	درجة الكيمياء	درجة علوم الأرض	درجة الأحياء
احتفاظ	درجة الكيمياء	0.79			
	درجة علوم الأرض	0.77	0.92		
	درجة الأحياء	0.79	0.94	0.94	
	درجة الفيزياء	0.77	0.92	0.93	0.95
حذف	درجة الكيمياء	0.77			
	درجة علوم الأرض	0.77	0.91		
	درجة الأحياء	0.79	0.93	0.93	
	درجة الفيزياء	0.77	0.91	0.92	0.94
استبدال	درجة الكيمياء	0.73			
	درجة علوم الأرض	0.77	0.88		
	درجة الأحياء	0.79	0.91	0.94	
	درجة الفيزياء	0.77	0.88	0.92	0.95

ويلاحظ أن جميع الارتباطات البينية بين المتنبئات دالة إحصائيا وقيمها عالية. فقد تراوحت بين (0.92) و (0.95) عندما يتم الاحتفاظ بالقيم الشاذة، وبين (0.91) و (0.94) عندما يتم حذفها، وبين (0.88) و (0.95) عندما تستبدل القيم الشاذة بقيم متوسطة. وقد كانت على الدوام قيمة معامل الارتباط أعلى ما تكون بين الفيزياء والأحياء. ويبين الجدول (16) نتائج تحليل الانحدار الخطي المتعدد في كل أسلوب من أساليب التعامل مع القيم الشاذة.

الجدول (16):

نتائج تحليل الانحدار الخطي المتعدد في كل أسلوب من أساليب التعامل مع القيم الشاذة

أسلوب التعامل مع القيم الشاذة×	R**	R^2	R^2 المعدل	الخطأ المعياري في التقدير	إحصائيات التغير			
					F	درجة حرية البسط	درجة حرية المقام	الدلالة الإحصائية
احتفاظ	0.80	0.6449	0.6376	61.40	88.53	4	195	0.00
حذف	0.80	0.6410	0.6334	57.92	84.81	4	190	0.00
استبدال	0.80	0.6322	0.6247	60.23	83.81	4	195	0.00

*المتنبئات: (ثابت الانحدار)، درجة الفيزياء، درجة الكيمياء، درجة علوم الأرض، درجة الأحياء

** المتغير التابع: الدرجة الكلية في الرياضيات

يتضح من الجدول (16)، أنّ النموذج التنبؤي دال إحصائياً عند مستوى الدلالة (α=0.05) فقد فسَّرت المتغيرات المتنبئة ما مقداره (64 %) من التباين في درجات الرياضيات عند الاحتفاظ بالقيم الشاذة، و(64 %)عند حذفها، و(63 %) عند استبدالها. ويلاحظ أن الخطأ المعياري للتقدير يكون أكبر ما يمكن في حالة الاحتفاظ بالقيم الشاذة وأقل ما يمكن عند حذفها.

بالإضافة إلى ما تقدم، فقد حسبت معاملات الانحدار اللامعيارية والمعيارية، وقيم (t) المحسوبة، وذلك كما في الجدول (17):

الجدول (17):

معاملات الانحدار اللامعيارية والمعيارية في كل أسلوب من أساليب التعامل مع القيم الشاذة

أسلوب التعامل مع القيم الشاذة	المتنبئات×	الأوزان اللامعيارية		الأوزان المعيارية	t	الدلالة الإحصائية
		B	الخطأ المعياري	β		
	(ثابت الانحدار)	49.66	19.54		2.54	0.01
احتفاظ	درجة الكيمياء	0.31	0.13	0.33	2.49	0.01
	درجة علوم الأرض	0.14	0.14	0.14	1.00	0.32

أسلوب التعامل مع القيم الشاذة	المتنبئات×	الأوزان اللامعيارية B	الخطأ المعياري	الأوزان المعيارية β	t	الدلالة الإحصائية
احتفاظ	درجة الأحياء	0.31	0.17	0.31	1.85	0.07
	درجة الفيزياء	0.04	0.14	0.04	0.26	0.79
	(ثابت الانحدار)	52.86	20.06		2.63	0.01
حذف	درجة الكيمياء	0.17	0.12	0.18	1.39	0.17
	درجة علوم الأرض	0.15	0.13	0.15	1.18	0.24
	درجة الأحياء	0.39	0.16	0.40	2.43	0.02
	درجة الفيزياء	0.09	0.14	0.09	0.66	0.51
	(ثابت الانحدار)	56.99	20.17		2.82	0.01
استبدال	درجة الكيمياء	0.02	0.10	0.03	0.24	0.81
	درجة علوم الأرض	0.21	0.13	0.21	1.55	0.12
	درجة الأحياء	0.41	0.16	0.42	2.52	0.01
	درجة الفيزياء	0.16	0.14	0.16	1.12	0.26

* المتغير التابع: الدرجة الكلية في الرياضيات

يتضح من الجدول (17)، أن بنية نموذج الانحدار الخطي المتعدد تختلف باختلاف أسلوب التعامل مع القيم الشاذة، فقد كانت درجة الكيمياء هي المتنبىء الأساسي بدرجات الرياضيات عند الاحتفاظ بالقيم الشاذة، ويتوقع أن تؤدي الزيادة بمقدار وحدة معيارية (انحراف معياري) واحدة فيها إلى زيادة بمقدار (0.33) من الوحدة المعيارية في درجة الرياضيات، أما في حالة حذف القيم الشاذة فإن درجة الأحياء هي المتنبىء الأساسي بدرجات الرياضيات، حيث يتوقع أن تؤدي الزيادة بمقدار وحدة معيارية واحدة فيها إلى زيادة بمقدار (0.40) من الوحدة المعيارية في درجة الرياضيات، وعند استبدال القيم الشاذة فإن درجة الأحياء هي المتنبىء الأساسي بدرجات الرياضيات حيث يتوقع أن تؤدي الزيادة بمقدار وحدة معيارية واحدة فيها إلى زيادة بمقدار (0.42) من الوحدة المعيارية في درجة الرياضيات،أي إنّ نموذج الانحدار المتعدد يتضمن متنبئًا واحدًا فقط دالًا إحصائيًا عند مستوى الدلالة (α=0.05) وهذا المتنبىء يختلف باختلاف أسلوب التعامل مع القيم الشاذة.

مناقشة النتائج والتوصيات:

أظهرت نتائج سؤال الدراسة الأول أن نسب القيم الشاذة متدنية، وتعطي انطباعًا أوليًا بأن توزيع الدرجات سليم وخالٍ من القيم الشاذة بدرجة كبيرة، ومثل هذه النتيجة لا يجوز أن نتجاوزها دون التدقيق في توزيع القيم،لذلك تم حساب الإحصائيات الوصفية لدرجات الطلبة على اختبار تمس في مادتي الرياضيات والعلوم، وذلك كما هو مبين في الجدول (18):

الجدول (18):

الإحصائيات الوصفية لدرجات الطلبة على اختبار تمس في مادتي الرياضيات والعلوم

الإحصائي	القيمة	
	مادة الرياضيات	مادة العلوم
الوسط الحسابي	410.30	433.28
الوسيط	415.03	452.23
المنوال	129.26	137.63
الانحراف المعياري	104.93	102.69
الالتواء	-0.3874	-1.0355
التفلطح	-0.1183	0.8799
القيمة الصغرى	129.26	137.63
القيمة العظمى	627.12	614.57

يلاحظ من الجدول (18) وجود التواء سالب لدرجات الطلبة في الرياضيات والعلوم؛ ويلاحظ أن القيمة الصغرى سواءً في الرياضيات أو العلوم هي القيمة المنوالية، وهذا أدى إلى تدني الوسط الحسابي عن الوسيط وعدم وقوع الوسيط بين الوسط والمنوال على غير العادة في الاختبارين بسبب كثرة العلامات المتدنية فيهما، ويؤشر الالتواء السالب وكون أصغر قيمة في التوزيع هي قيمة منوالية إلى سماكة الطرف الأيسر في التوزيع، وكون الطرف الأيسر للتوزيع أسمك من مناطق التوزيع الأخرى قد يعمل على زيادة قيمة المدى الربيعي وهذا يوسع المسافة بين حدود الرسم الصندوقي ويقلل من حساسية طريقة الرسم الصندوقي للقيم المتطرفة.

ومن المحتمل أن يساهم التكرار الكبير للقيمة المنوالية الطرفية في إخفاء صفة التطرف عن القيم القريبة منها بالرغم من انخفاضها الواضح، وكون الوسيط أكبر من الوسط الحسابي ولا يقع بينه وبين المنوال يفسر وجود النسبة العالية من القيم الشاذة في الطرف السفلي للتوزيع، وقد يعزى مثل هذا الأمر إلى عدم جدية بعض الطلبة في الامتحان، من خلال عدم إجابة بعض الفقرات أو اللجوء إلى الإجابات العشوائية، ووجود معظم القيم الشاذة في الطرف السفلي للتوزيع يؤشر إلى درجة عالية من اللامبالاة في الإجابة لدى نسبة من الطلبة، أو صعوبة أسئلة الاختبار بالنسبة للطلبة الأردنيين، ولكون نتائج اختبارات تيمس الدولية ليست جزءًا من نظام تقييم الطلبة في الأردن، فإنه لا يمكن تصنيفها ضمن اختبارات أقصى أداء التي يبذل فيها الطلبة الجهد للحصول على درجات مرتفعة، ويتفق هذا مع ما أشار له (أبو لبدة، 2013) وهو عدم جدية الطلبة في أداء الاختبار، وهذا يعمل على نقصان الوسط الحسابي لأداء الطلبة الأردنيين مما ينعكس سلبا على ترتيبهم بين الدول المشاركة في الاختبار. ومن المؤشرات الأخرى على اللامبالاة أن جميع القيم

الشاذة في الرياضيات ومعظم القيم الشاذة في العلوم كانت لدى الذكور، الذين تبين الممارسات السابقة أن لديهم ميلًا أكبر من الإناث إلى عدم التقيد بتعليمات الاختبار ويتركون كثيرًا من الأسئلة دون إجابة، ويؤكد تدني الأوساط الحسابية للأردنيين مقارنة بالأوساط الحسابية الدولية صعوبة الاختبار بالنسبة للطلبة الأردنيين.

وأظهرت نتائج سؤال الدراسة الثاني الخاصة بنتائج تحليل التباين الأحادي عدم وجود فروق دالة إحصائياً عند مستوى الدلالة (α=0.05) بين الأوساط الحسابية لأداء الطلبة سواء في اختبار الرياضيات أو العلوم تعزى إلى متغير جنس المدرسة بغض النظر عن أسلوب التعامل مع القيم الشاذة، أي إن نتائج تحليل التباين لم تتأثر بأسلوب التعامل مع القيم الشاذة، ومثل هذه النتيجة لها علاقة بطبيعة تحليل التباين الأحادي الذي يقوم على النسبة الفائية (F)، فالنسبة الفائية هي ناتج قسمة التباين بين المجموعات على التباين داخل المجموعات، وإن القيام بإجراء على القيم الشاذة سواء بحذفها أو استبدالها يؤدي إلى نقصان كل من التباين بين المجموعات والتباين داخل المجموعات وبنسبة أكبر للتباين بين المجموعات، ويعمل ذلك على نقصان قيمة (F) ونقصان احتمال أن تكون دالة إحصائيا بغض النظر عن عدد القيم الشاذة، واتجاهها وحجمها وكيفية توزيعها على فئات المتغير المستقل، وهذا يعني إنه إذا كانت قيمة (F) غير دالة إحصائيا بوجود القيم الشاذة فإنها ستكون غير دالة بغيابها، أي تبقى النتيجة على حالها، وبناءً على ذلك لا جدوى من معالجة القيم الشاذة في هذه الحالة، أما إذا كانت قيمة (F) دالة إحصائيا بوجود القيم الشاذة فإنها قد تكون دالة أو غير دالة بغيابها، أي إن هناك احتمال لأن تتغير النتيجة، ويعتمد ذلك على عدد القيم الشاذة واتجاهها وحجمها وكيفية توزيعها على فئات المتغير المستقل، وفي الدراسة الحالية كانت قيمة (F) غير دالة إحصائيا بوجود القيم الشاذة لذلك لم تكن دالة إحصائيا عند حذفها أو استبدالها، وهذا جعل الدلالة الإحصائية والعملية وقوة الاختبار أعلى في حالة الاحتفاظ بالقيم الشاذة منها في حالتي الحذف والاستبدال.

أما النتائج الخاصة باختبار (t) لعينتين مستقلتين فقد بينت أن النتيجة المتعلقة بأثر موقع المدرسة في الأداء تختلف باختلاف أسلوب التعامل مع القيم الشاذة عندما يتعلق الأمر بالأداء في اختبار الرياضيات، بينما لم تختلف عندما يتعلق الأمر بالأداء في اختبار العلوم.ففي الرياضيات، كانت قيمة (t) غير دالة إحصائيا عند مستوى الدلالة ($\alpha = 0.05$) بوجود القيم الشاذة بينما كانت دالة إحصائيا عند حذفها أو استبدالها. أما في العلوم، فقد كانت قيمة (t) غير دالة إحصائيا عند مستوى الدلالة ($\alpha = 0.05$) سواء بوجود القيم الشاذة أو حذفها أو استبدالها، وبالمجمل تعني هذه النتائج إنه من الممكن أن تختلف نتائج اختبار (t) لعينتين مستقلتين ودلالته الإحصائية والعملية وقوته باختلاف أسلوب التعامل مع القيم الشاذة، وتتفق هذه النتيجة مع نتائج دراسة (زمرمان) (Zimmerman, 2001)، ومثل هذه النتيجة لها علاقة بطبيعة اختبار (t) لعينتين مستقلتين، فقيمة (t) هي ناتج قسمة الفرق بين الوسطين ($\overline{(X_1)}$-$\overline{(X_2)}$) على الخطأ المعياري ($\sqrt{S^2/n_1 + S^2/n_2}$). ودائمًا يؤدي حذف القيم الشاذة أو استبدالها إلى نقصان الخطأ المعياري بغض النظر عن عدد القيم الشاذة واتجاهها وحجمها وكيفية توزيعها على فئتي المتغير المستقل. وبالتالي، فإن اتجاه الفرق بين الوسطين ($\overline{(X_1)}$-$\overline{(X_2)}$) وقيمته هُما اللّذان يُحددان زيادة قيمة (t) أو نقصانها، ويتوقع أن تزداد قيمة (t) فقط عندما يزداد الفرق بين الوسطين في الاتجاه نفسه، أو عندما ينقص هذا الفرق لكن بنسبة أقل من نسبة نقصان الخطأ المعياري، ويعتمد اتجاه الفرق بين الوسطين ($\overline{(X_1)}$-$\overline{(X_2)}$) وقيمته على عدد القيم الشاذة واتجاهها وحجمها وكيفية توزيعها على فئتي المتغير المستقل.

وفي الدراسة الحالية كانت قيمة (t) غير دالة إحصائيًا في الرياضيات بوجود القيم الشاذة ودالة إحصائيًا عند حذفها أو استبدالها؛ لأن حذف القيم الشاذة واستبدالها يؤديا إلى زيادة الفرق بين الوسطين في الاتجاه نفسة ونقصان الخطأ المعياري، وهذا أدى إلى زيادة قيمة (t) وجعل الدلالة الإحصائية والعملية وقوة الاختبار في حالتي حذف القيم الشاذة واستبعادها أعلى منها في حالة الاحتفاظ بها،وقد انفردت مدارس المدن بالقيم الشاذة، وأدى حذف القيم الشاذة أو استبدالها إلى رفع الوسط الحسابي لهذه المدارس لتبتعد أكثر عن الوسط الحسابي لمدارس الريف، ممّا زاد في قيمة t في الدلالة الإحصائية والعملية وقوة الاختبار. أما في العلوم، فقد توزعت القيم الشاذة على فئتي المدارس وأدى حذف القيم الشاذة أو استبدالها إلى زيادة قليلة في قيمة الفرق بين وسط مدارس المدن ووسط مدارس الريف وتغير اتجاهه، وهذا أدى إلى زيادة قليلة في قيمة (t) وتغير إشارتها وزيادة في الدلالة الإحصائية والعملية وقوة الاختبار.

وقد أظهرت نتائج سؤال الدراسة الثالث الخاصة بالانحدار الخطي البسيط أن نموذج الانحدار دال إحصائيًا عند مستوى الدلالة ($\alpha = 0.05$)، بغض النظر عن أسلوب التعامل مع القيم الشاذة، وهذا يعني أن درجة العلوم متنبىء جيد بدرجة الرياضيات سواءً تم الاحتفاظ بالقيم الشاذة أو حذفها أو استبدالها لكن معاملات نموذج الانحدار وبنيته تختلف باختلاف أسلوب التعامل مع القيم الشاذة، وتتفق هذه النتيجة مع ما أشار له كل من دبدوب ويونس (2006) وشوي(Choi, 2009)،وقد كان معامل الارتباط بين درجات العلوم والرياضيات أعلى ما يمكن في حالة الاحتفاظ بالقيم الشاذة (r=0.89).وتجدر الإشارة إلى إن قيمة معامل الارتباط بين أي متغيرين تتأثر بعدة عوامل تتمثل بقوة العلاقة بينهما، ودقة القياس والتباين لكل منهما. وفي الدراسة الحالية يمكن تثبيت دقة القياس عند مقارنة حالات التعامل مع القيم الشاذة لكوننا نتحدث عن الاختبارات نفسها. وينبغي ملاحظة أن التباين في درجات الاختبارين كان أكبر ما يمكن عند الاحتفاظ بالقيم الشاذة وأقل ما يمكن عند حذفها، وهذا ساهم في رفع قيمة معامل الارتباط في حالة الاحتفاظ بالقيم الشاذة، أي إن معامل الارتباط عند حذف القيم الشاذة يعكس فعلا قوة العلاقة بين المتغيرين، وهذا بدوره جعل قيمة الخطأ المعياري في التقدير أقل منها في حالة الاحتفاظ بالقيم الشاذة، وساهم ذلك في زيادة معامل الانحدار، وهذا يعني أن حذف القيم الشاذة أثر بشكل إيجابي على نتائج تحليل الانحدار الخطي البسيط.

أمّا بالنسبة للنتائج الخاصة بتحليل الانحدار الخطي المتعدد فقد كانت جميع نماذج الانحدار دالة إحصائياً عند مستوى ($\alpha = 0.05$)، بغض النظر عن أسلوب التعامل مع القيم الشاذة لكن بنية النموذج تختلف باختلاف أسلوب التعامل مع القيم الشاذة، وقد كانت قيم معامل الارتباط المتعدد متماثلة تقريبا(R^2 بين 0.63 و 0.64)،وبسبب هذا التفاوت في التباينات فإن معامل الارتباط المتعدد في حالة حذف القيم الشاذة يعكس أقوى علاقة بين درجات العلوم الفرعية والدرجة الكلية في الرياضيات، وانعكس ذلك بصورة إيجابية على الخطأ المعياري للتقدير حيث انخفضت قيمته، وعند النظر لمعاملات الانحدار نجد أن درجة الكيمياء هي المتنبىء الرئيس عند الاحتفاظ بالقيم الشاذة بينما كانت درجة الأحياء هي المتنبىء الرئيس عند حذف القيم الشاذة أو استبدالها.وهذا يعني أن نتائج الانحدار تتأثر بأسلوب التعامل مع القيم الشاذة، وأن حذف القيم الشاذة أثر بشكل إيجابي على نتائج تحليل الانحدار الخطي المتعدد من حيث إنها قللت من الخطأ المعياري للتقدير، وتتفق هذه النتيجة مع نتائج دراسة (حمودات، 2009) ونتائج دراسة (الشمراني،2013).

ويُمثل اختلاف بنية النماذج بصورة أساسية باختلاف المتنبئات التي تدخل في معادلة الانحدار، فقد دخلت درجات الكيمياء عند الاحتفاظ بالقيم الشاذة ولم تدخل درجات المجالات الأخرى بالرغم من معاملات ارتباطها المرتفعة مع درجات الرياضيات، والسبب الكامن وراء ذلك هو تأثير الخطية المشتركة (colinearity) بين المتغيرات المتنبئة بفعل الارتباطات البينية المرتفعة جدا.7

التوصيات:

في ضوء ما أفرزته نتائج الدراسة عن وجود قيم شاذة في الطرف السفلي سواءً في درجات الرياضيات أو العلوم، فإن ذلك يعكس عدم الجدية والاهتمام لدى بعض الطلبة، وهذا يتطلب التوصية بتحفيز الطلبة والمعلمين وإدارات المدارس على الاهتمام بالأداء في الاختبارات الوطنية والدولية، من خلال اعتبار نتائجها جزءًا له اعتباره في نظام تقييم أداء الطلبة.

ضرورة الكشف عن القيم الشاذة في البيانات الإحصائية المختلفة لأن النتائج في حالة وجودها غير النتائج في حالة عدم وجودها

حذف القيم الشاذة في التحليلات الإحصائية التي تقوم على الأوساط الحسابية حيث هي شديدة التأثر بالقيم الشاذة وتبين بأن أسلوب الحذف هو أنجع الأساليب.

المصادر والمراجع:

أولاً- المراجع العربية:

1. إسماعيل، محمد عبد الرحمن. (2001). تحليل الانحدار الخطي. مركز بحوث معهد الإدارة العامة، الرياض.
2. البياتي، محمود مهدي و دغا، دلير. (1996). تحديد القيم الشاذة باستخدام الطرق الاستكشافية ومقارنتها مع الطرق المعلمية. رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة بغداد.
3. حمودات، آلاء عبد الستار. (2009). تأثير القيم الشاذة ونقطة الأصل على نتائج تحليل الانحدار. مجلة تكريت للعلوم الصرفة، 15 (1).
4. دبدوب، مروان عبد العزيز ويونس، فرح عبد الغني.(2006). تأثير القيم الشاذة على نتائج تحليل الانحدار مع تطبيق على المواليد الخدج. مجلة علوم الرافدين، 17 (1)، 62 – 81.
5. شاكر، صالح مؤيد. (2009). تحسين أسلوب M الحصين في تقدير معلمات نموذج الانحدار الخطي، المجلة العراقية للعلوم الإحصائية العراق العدد 16، 219 – 242.
6. الشمراني، محمد موسى. (2013). تحديد القيم الشاذة وأثرها على تقدير نموذج الانحدار الخطي وطرق معالجتها للتنبؤ بالمعدل التراكمي لطلاب التخصصات الصحية بجامعة أم القرى بمكة المكرمة. مجلة جامعة الطائف. 66 (1)، 10 – 15.
7. عودة، أحمد والخليلي، خليل. (1998). الإحصاء للباحث في التربية والعلوم الإنسانية، عمان: دار الفكر للنشر والتوزيع.
8. الفتال، حميد ناصر وانترانيك، انكين. (2009). استكشاف وتقدير القيم الشاذة في بعض النماذج اللاخطية، مجلة الإدارة والاقتصاد، (77)، 226 – 235.
9. قاسم، محمد نذير وإسماعيل، يونس حازم. (2008). الكشف عن القيم الشاذة باسلوب بيز باستخدام معاينة جبس، المجلة العراقية للعلوم الاحصائية، (14)، 68 – 88.
10. الكيلاني، عبد الله والشريفين، نضال. (2005). مدخل إلى البحث في العلوم التربوية والاجتماعية، ط.3، عمان؛ دار المسيرة للنشر والتوزيع.
11. أبو لبدة، خطاب. (2013). نتائج اختبار TIMSS للعام 2011. ورقة مقدمة في مؤتمر الاختبارات الوطنية والدولية: مؤشرات نحو الارتقاء بجودة التعليم، البحر الميت، 8 حزيران،2013.
12. يحيى، مزاحم محمد. (2009). المشاهدات غير العادية في الانحدار الخطي المتعدد وبعض طرائق تشخيصها مع التطبيق. المجلة العراقية للعلوم الاحصائية، (15).

ثانياً- المراجع الأجنبية:

1. *Ampanthong, Pimpan & Suwattee, Prachoom. (2009). A comparative Study of Outlier Detection Procedures in Multiple Linear Regression. Proceedings of the International Multiconference of Engineers and Computer Scientists, Vol.1, IMECS, Hong Kong.*
2. *Barnett, V. & Lewis, T.(1977). Outliers in Statistical Data. John Wiley and Sons, Third Edition, New York.*
3. *Chawsheen, T. & Latif, I. (2006). Detection and Treatment of Outliers in Data Sets. Iraqi Journal of Statistical Science (9) 85 – 74.*

4. *Choi, S.W. (2009). The Effect of Outliers on Regression Analysis. Regime Type and Foreign direct Investment Quarterly Journal of Political Science,4 , p.153-65.*
5. *Cousineau, D. & Chartier, S. (2010). Outliers detection and treatment: A review. International Journal of Psychological Research, 3(1), 58 – 67.*
6. *Dan, E. D.; Ijeoma, O. A. (2013). Statistical Analysis methods of Detecting Outliers in A univariate Data in A Regression Analysis Model. International Journal of Education and Research, Vol. 1 No. 5*
7. *Green, R.F. (1976). Outlier-prone and Outlier-Resistant Distribution, Jornal of The American Statistical Association, 71, p. 502-505.*
8. *Hair, J.F., Black, W.C., Babin B.J., Anderson, R.E., Tatham, R.L.(2006). Multivariate Data Analysis. Pearson International Education,(6^end edittion). New Jersey.*
9. *Hawkins, D.A.(1980). Identification of Outliers. Chapman and Hall, London.*
10. *McClave, J.T. & Sincich, T. (2000). Statistics. (Eighth Edition). Prentice Hall, New Jersy. pp. 147-155.*
11. *Olewuezi, N. (2011) Specification of the outlier Univeriate Model. Journal of Mathematics and statistics 7 (4): 348 – 352.*
12. *Osborne, J. & Overbay, A. (2004). The power of outliers (and why researchers should AlWAYS check for them). Practical Assessment, Research & Evaluation, 9 (6), vol. 9, Num, 6.*
13. *Rahman M. S. & Al Amri, K. (2011). Effect of Outlier on Coefficient of Determination. International Journal of Education Research, Volume 6, Number 1.*
14. *Seo, Songwon. (2006). A Review and Comparison of Methods for Detecting Outliers in University Data Sets. M.S. University of Pittsburgh.*
15. *Turkan, S., Cetin, M. & Toktamis, O.(2012). Outlier Detection by Regression Diagnostics Based on Robust Parameter Estimates. Hacettepe Journal of Mathematics and Statistics, Volume 41(1),*
16. *Walfish, S.(2006). A Review of Statistical Outlier Methods, Pharmaceutical Technology, pp. 1-5.*
17. *Zimmerman, D. (2001). A Note on the Influence of outliers on parametric and Non parametric Tests. The Journal of General psychology, 121 (4), 391 – 401.*
18. *Zumbo, B. & Jennings, M. (2002). The Robustness of Validity and Efficiency of the Related Samples t- Test in the presence of Outliers. SECCION. METO Dolo GICA psicologica, 23, 415 – 450.*