The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia **Vol. (1) Issue (3)**
ISSN 2520-7377 (Online), ISSN 2520-5102 (Print) ***PP: 339-353***
DOI: http://dx.doi.org/10.25098/1.3.20 **May/2017**

استخدام الاختبارات المعلمية واللامعلمية في التعرف على تطور المستوى العلمي للاعوام الدراسية 2012-2016

أ.م.د. فياض عبدالله علي[1]، علاهادي صادق[2]
دراسة تطبيقية في قسم الاحصاء- جامعة واسط[1و2]
a311057@yahoo.com[2]

الملخص:

في ظل الظروف القاسية التي عاشها العراق خلال السنوات الاخيرة نلاحظ حدوث تغيرات في مختلف جوانب الحياة الاجتماعية والاقتصادية والامنية ولم يتوقف التغييرات على هذه الجوانب فقط,بل إستمر ليشمل الجانب العلمي وفي خ لالقاء نظرة علمية على الواقع الجامعي تم اعداد هذا البحث لدراسة تطور المستوى العلمي لطلبة جامعة واسط للسنوات الخمسة الاخيرة 2012-2016 ولتحقيق هذا الهدف اخذت عينة من طلبة قسم الاحصاء (المرحلة الرابعة) واختيرت مادة الاستدلال الاحصائي (كمادة لقياس الفروق الفردية) باستعمال عدد من الاختبارات المعلمية (parametrictests) والاختبارات اللامعلمية (Nonparametric tests) التي بينت ان هناك انخفاض في المستوى العلمي لابد من التوقف عنده ودراسة اسبابه لغرض معالجته.

پوختە :

لە سایەی ئەو دۆخە ناهەمواری عێراق لەم چەند ساڵەی دواییدا پێیدا تێپەڕیوە، تێبینی گۆڕانکاریی لە تەواوی لایەنەکانی ژیانی کۆمەڵایەتی و ئابووریی و ئاسایشییدا دەکەین، گۆڕانکارییەکان تەنیا لەسەر ئەو لایەنانە نەوەستاون، بەڵکو بەردەوامن و تەنانەت لایەنە زانستییەکەشیان گرتووەتەوە، بۆ ئەوەی بەدیدێکی زانستییانە لە ژینواری زانکۆیی (الواقع الجامعی) بڕوانین، ئەم توێژینەوەیە بۆ لێکۆڵینەوە لە پەرەسەندنی ئاستی زانستیی خوێندکاران لە زانکۆی (واسیت) لە پێنج ساڵی کۆتایی 2012-2016 دا ئەنجامدراوە. بۆ ئەو ئامانجەش، وێنەیەك لە خوێندکارانی بەشی بایۆلۆجی بە ئامانج گیراون، وانەی (بەڵگەهێنانەوەی ستاتیکی (ئاماریی)) وەك ماددەیەك بۆ پێوانەکردنی جیاوازییە تاکەکەسییەکان بەکارهاتووە، ئەویش بە بەکارهێنانی ژمارەیەك لە تێستە پارامێتری و ناپارامێتریییەکان، کە ڕوونیان کردەوە، دابەزین لە ئاستی زانستیدا ڕوویداوە، بەجۆرێکی وا کە پێویستە هەلوەستەی لەتەکدا بکرێت و توێژینەوەی لە هۆکارەکانی بکرێت.

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia **Vol. (1) Issue (3)**
ISSN 2520-7377 (Online), ISSN 2520-5102 (Print) ***PP: 339-353***
DOI: http://dx.doi.org/10.25098/1.3.20 May/2017

Abstract:

Under hard conditions that prevailed in Iraq in recent years, we note changes in various aspects of social, economic, and security of life and the changes to these aspects did not stop, but went on to include the scientific aspect and try to catch a scientific look at the university actually been preparing this research to study the evolution of the scientific level of students in Wasit University last five years 2012-2016 to achieve this goal took a sample of students from the Department of Statistics (phase IV) and chosen statistical inference (as to measure individual differences) using a number of parametric tests and tests Nonparametric tests which showed that there are low at the scientific level necessary to stop him, and the study of causes for the purpose of handling

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia **Vol. (1) Issue (3)**
ISSN 2520-7377 (Online), ISSN 2520-5102 (Print) ***PP: 339-353***
DOI: http://dx.doi.org/10.25098/1.3.20 **May/2017**

مقدمة

انخفاض المستوى العلمي يعد من اهم المشاكل التي تعاني منها العملية التعليمية لما له من تبعاتٍ كثيرة، تتعلق بمستقبل جيل بأكمله بل مستقبل وطن، فالخريجون هم من سيلقى على عاتقهم بناء وتسيير كل امور الحياة في المجتمع بكل مفاصله لذا فأن مهمة البناء والتقدم في البلد انما يتم من خلال هؤلاء الخريجون الذين يفترض بهم قد اكتسبوا المعرفة والعلم اثناء فترة دراستهم لذا كان من الواجب متابعة سير العملية التعليمية ومراقبتها للتأكد من كونها تسيربشكل سليم ومتطور ، ان مخرجات التعليم لايظهر تأثيرها في الامد القريب المنظور بل يتعداه الى ازمنة ابعد ربما يكون من الصعب ان لم يكن من المستحيل معالجته في اوقات متأخرة .

مشكلةالبحث

يشتكي كثير من المدرسين وخصوصا في الوسط الجامعي من مشكلة تدني المستوى العلمي وانخفاض التحصيل الدراسي لطلبة الجامعات في السنوات الاخيرة الامر الذي يضع التدريسي امام خيارين اما التفريط بالمادة العلمية واجراء الامتحانات ووضع الاسئلة بأسلوب يحقق نسب نجاح عالية بغض النظر عن المستوى العلمي او المحافظة على مستوى معين من المادة العلمية واجراء الامتحانات ووضع الاسئلة بما يتناسب واهميتها بغض النظر عن نسب النجاح .

هدف البحث

يهدف البحث الى التحقق من مشكلة تدني المستوى العلمي وانخفاض التحصيل الدراسي للطلبة في جامعة واسط وخصوصا كلية الادارة والاقتصاد- قسم الاحصاء بشكل واقعي من خلال استخدام الاساليب الاحصائية (الاختبارات المعلمية والامعلمية) للتأكد من هذه الحالة لغرض معالجتها وايقاف التدهور للارتقاء والنهوض بواقع التعليم العالي .

الطرق المعلمية والطرق اللامعلمية.Parametric and Non Parametric methods

المصطلح Parametric methods(الطرق المعلمية) يستخدم للدلالة على الطرق التي تستخدم للاستدلال على معلم (المصطلح معلم parameter) له دلالتان :الاولى يستخدم كقيمة تحسب من المجتمع مثل الوسط الحسابي _ الوسيط _ النسبة و يستخدم ايضا للدلالة عن قيمة حقيقيه θ تحدد دالة التوزيع الاحتمالي للمجتمعمثلاً, ووفق هذا المعنى فإن الوسط الحسابي يعد معلم للتوزيع الطبيعي وكذا درجات حريةتوزيع t معلم بينما وسيط المجتمع ليس في الحالة العامة معلماً . وتستندالطرق المعلمية إلى افتراضات لابد توفرها حول توزيع المجتمع، في حين ان Nonparametric methods(طرق لا معلمية) أو طرق غير معتمدة على التوزيع distribution – free methods التي لا تستخدم للاستدلال على معلم أو لا تستند إلى افتراضات حول توزيع المجتمع. لذا فاختبار t للوسط الحسابي ، مثلاً، طريقة معلمية لأنها تستخدم للاستدلال على معلم الوسط الحسابي للمجتمع (μ) وتفترض توزيعاً طبيعياً محدداً للمجتمع، بينما اختبارمربع كاي χ^2 لجودة التوفيق اختبار لا معلمي كونه لا يستخدم للاستدلال على معلم إضافة إلى أنه لا يفترض توزيعاً معيناً للمجتمع.

الاختبارات المعلمية [4] (Parametric Tests)

تعد الاختبارات الاحصائية المعلمية واحدة من اهم التطبيقات التي قدمها علم الاحصاء حيث ان الاحصاء المعلمي هو احد انواع الاساليب الاحصائية الاستدلالية التي تهتم بالكشف و الاستدلال عن معلمات المجتمع اعتماداً على ما توافر من بيانات لدى الباحث خاصة بالعينة المأخوذة من هذا المجتمع [5] وتستعمل الأختبارات المعلمية في حالة العينات الكبيرة التي يشترط فيها توافر المعلومات من مجتمعاتها (معلوماتالاصل) مثل ان يكون توزيع البيانات توزيعاً طبيعياً ، تجانس التباين،العينات العشوائية ،خطية العلاقة ،و استقلال العينات و غيرها ، ويستعمل فقط مع البيانات التي تكون عددية حقيقية .

تحليل التباين Analysis of Variance (ANOVA)

ان فكرة تحليل التباين تعود للعالم فيشر (R.A.Fisher) ، حيث ان هذا المصطلح يطلق على مدى واسع من الأساليب الأحصائية ويكاد اغلب الاحصائيين التطبيقين يستخدمون اسلوب تحليل التباين وهو اسلوب يؤدي الى اختبار معنوية الفروق بين عدة عوامل دفعة واحدة مما سهل العمل كثيرا على الباحثين في ميادين البحوث التجريبية كالتجارب الزراعية والصناعية والبيولوجية ، ويجب التعرف على الفروض الأساسية الواجب توفرها لتحليل التباين قبل البدء بألاختبارات[7]

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia **Vol. (1) Issue (3)**
ISSN 2520-7377 (Online), ISSN 2520-5102 (Print) ***PP: 339-353***
DOI: http://dx.doi.org/10.25098/1.3.20 **May/2017**

الفروض الواجب توفرها لتحليل التباين

عند اجراء تحليل التباين لابد من فحص البيانات محل الدراسة من حيث وجود قيم شاذه فيها ،او عدم توفر بعض الشروط في التجربة حيث ان عدم تحقق احد هذه الشروط يؤدي الى وجود خلل وتحقيق نتائج غير دقيقة لاختبار المعنوية ومن اهم هذه الشروط :

اولاً - التأثيرات الأساسية التجميعية

عند اجراء عملية تحليل التباين الدقيق يكون تأثير كل معالجة مستقل عن تأثير المعالجات الاخرى ، بمعنى اخر يجب ان يكون تأثير المعالجات تجميعياً اي ان التأثيرات تضاف الى بعضها وليس ان يكون تأثير المعالجات مضروباً، فاذا كانت تأثيرات المعالجات غير تجميعية لابد من اجراء التحويلات اللازمة لكي تكون التأثيرات تجميعية[5].

ثانياً- التوزيع الطبيعي للبيانات

الاخطاء العشوائية تتوزع توزيعاً طبيعياً بمتوسط مساوي إلى **(صفر)** وتباين (σ^2) ويكون توزيع الاخطاء متماثلاً عند كل قيمة من قيم مشاهدات العينة ، لذا في حالة عدم تحقق هذا الشرط بسبب خطأ في التحليل فأن من الضروري معرفة فيما إذا كانت التباينات تتوزع توزيعا طبيعيا او لا، ويوجد هناك عدة اختبارات تستخدم للكشف عن التوزيع الطبيعي ففي حالة العينات الكبيرة (أكثر من 50 مشاهدة) يتم استعمال اختبار مربع كاي لحسن المطابقة $(\chi^2$**goodnees of fit)** و اختبار كولمكروف سيمرنوف **(Kolmogorov – Smirnov)** إما في حالة العينات الصغيرة (اقل من 50 مشاهدة) فيستعمل اختبار(**شابيرو ويلك Shapiro –Wilk)**[10].

ثالثاً- استقلالية الأخطاء العشوائية

ان تكون الأخطاء العشوائية مستقلة من مفردة إلى أخرى اي ان القيم المختلفة للأخطاء العشوائية (U_i)تكون مستقلة عن بعضها البعض وبذلك نحقق تحليل تباين جيد ، ويتحقق هذا الشرط في حالتوزيع المفردات عشوائياً .[12]

رابعا- تجانس التباين

ان افتراض تساوي تباينات المجموعات من الافتراضات الاساسية في تحليل التباين هذا يعني أن تكون الاختلافات العشوائية متجانسة وبالتالي تكون التباينات متساوية بالنسبة لجميع لعينات المختلفة مما يساعد في الحصول على تباين واحد للعينات ، ويمكن التأكد من هذا الافتراض باستخدام العديد من الاختبارات الاحصائية الخاصة بتجانس التباين ، حيث أن فرضية العدم هي

والفرضية البديلة H_1هي أن يكون على الأقل اثنين من تباينات العينات غير متساويين .

ففي حالة تساوي حجوم العينات يكون مستوى المعنوية اكبر مما يجب، بينما يعتمد مستوى المعنوية على العلاقة بين قيم التباينات وحجوم العينات في حالة عدم تساوي حجوم العينات[10] .

بعد الأنتهاء من اختبار فرضية العدم بأستعمال اسلوب تحليل التباين وفي حال رفض فرضية العدم يأتي دور اجراء المقارنات بعد التجربه . وسنتطرق في هذا البحث الى احد هذه الاساليب الاكثر استخداما وهو اختبار الفرق المعنوي الاصغر.

اختبار الفرق المعنوي الأصغر Least Significant Difference (L.S.D)

اقترح هذا الأسلوب من قبل **Fisher Ronald** عام **1935** وهو من الأختبارات الشائعة التي تستخدم بعد رفض فرضية العدم لاختبار تحليل التباين لتحديد متوسطات المعالجات التي تسبب معنوية التباين [9] ، ويرمز لهذا الأختبار بالرمز **(L.S.D)** والذي يعتمد بشكل اساسي على اختبار **t**الذييستخدم في اختبار الفروق بين المتوسطات والفرق المعنوي الأصغر هي اقل قيمة يجب ان يتجاوزها الفرق بين المتوسطين لكي يكون معنويا [5] ، والفرق المعنوي الأصغر**LSD**هواسلوب لمقارنة مجموعة متوسطات المعالجات تحليل التباين **ANOVA** ، ان العالم فشر لايوصي بأستعمال هذا الأختبار الأ في حالة معنوية اختبار **F** [11] .

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia **Vol. (1) Issue (3)**
ISSN 2520-7377 (Online), ISSN 2520-5102 (Print) ***PP: 339-353***
DOI: http://dx.doi.org/10.25098/1.3.20 **May/2017**

وتتلخص طريقة حساب الفرق المعنوي الأصغر بالخطوات التالية :

بعد حساب قيمة **F**في جدول تحليل التباين وظهور فروق معنوية بين المتوسطات عندها نقوم بحساب قيمة الفرق المعنوي الأصغر **LSD** وفق الصيغة ادناة عند مستوى معنوية معين α ،والصيغة كالأتي(1) :

$$LSD_{\alpha} = t_{\alpha}.S_{d}$$

علما ان:

t_{α}:القيمة الجدولية لـ **t** بمستوى معنوية معين ودرجة حرية الخطأ في جدول تحليل التباين .

S_d**:** الخطأ المعياري الذي يستخدم للفرق بين متوسطين ، ويكون بالصيغة التالية :

MSE: متوسط مربعات الخطأ في جدول تحليل التباين .

r_i : عدد التكرارات لكل معالجة .

أما صيغة الخطأ المعياري في حالة عدم تساوي التكرارات فيكون كالاتي :

أذ أن :

r_i : التكرار للمجموعة الاولى أو للمعالجة الاولى .

r_j: التكرار للمجوعة الأخرى وللمعالجة الداخلة في المقارنة .

أن للفرق المعنوي الاصغر ***LSD*** بعض المزايا التي تميزة عن غيرة من الاختبارات حيث يعد هذا الأختبار سهل وكثير الأستعمال لسهولة حسابة ودقتة في الوصول الى النتائج الصحيحة ، حيث يتم احتساب قيمة واحدة فقط تقارن بها الفروق بين المتوسطات وكذلك تفضل عن غيرها من الطرق حيث تقارن بين متوسطين فقط يراد المقارنة بينهما ، وكذلك من مميزات هذه الطريقة هي مقارنة عدة متوسطات للمعالجات مع متوسط معالج السيطرة **(Control)** [6] .

الأختبارات اللامعلمية (Non Parametric Tests)

الأختبارات اللامعلمية لا تتطلب افتراضات أو معلومات حول توزيع المجتمع كما في الاختبارات المعلمية، لذا فأنهااكثر استخداما كونها مناسبة اكثر في حالة الظواهر التي يصعب فيها الحصول على قياسات دقيقة و هناك العديد من الاختبارات اللامعلمية التي تستخدم في التحقق من صحة الفروض الاحصائية التي لا تتأثر بشكل توزيع المجتمع الأصل ولا بضرورة الاختبارات العشوائية للعينة المستخدمة في البحث فضلا عن أنه اذا كانت الأساليب اللامعلمية تتعامل مع البيانات على الصورة الأسمية او الرتبية التي تفشل في معالجاتها الأساليب المعلمية . أن الاختبارات اللامعلمية هي نوع من الأساليب الإحصائية الاستدلالية التي يمكن باستخدامها التوصل الى نتائج بخصوص المجتمع بغض النظر عن نوع التوزيع الاحتمالي لمجتمع العينة أو الطريقة التي سحبت بها العينة أو نوع البيانات التي يمكن الحصول عليها :

اختبار كروسكال - والس testKruskal-Wallis [4]

يعد اختبار كروسكال والس حالة خاصه لـ k من العينات المستقلة ويسمى اختبار كروسكال واليس لتحليل التباين باتجاه واحد المبني على الرتب وتكون البيانات التي يتم تحليلها بيانات رتبية (Ordinal Data) على الأقل،ويعد بديلاً لنظيره من الاختبارات المعلمية لتحليل التباين باتجاه واحد (One Way Analysis of Variance) في حال عدم تحقق الافتراضات اللازمة لإجراء تحليل التباين باتجاه واحد.

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia **Vol. (1) Issue (3)**
ISSN 2520-7377 (Online), ISSN 2520-5102 (Print) ***PP: 339-353***
DOI: http://dx.doi.org/10.25098/1.3.20 **May/2017**

يمكن تلخيص خطوات اجراء هذا الأختبار بالخطوات التالية :-

1. لنفرض ان لدينا k من المجاميع بالحجوم n_k ، ... ،n_1،n_2 وسوف ندمج مشاهدات (k) من المجاميع في سلسلة واحدة بحجم $n = n_1 + n_2 + \cdots + n_k$
2. ترتيب هذه المشاهدات ترتيبا تصاعديا بدأ بأصغر قيمة تعطى التدرج 1 انتهاءا باكبر قيمة حيث تعطى التدرج n مع الاخذ بنظر الأعتبار عند وجود اكثر من مشاهدة لها نفس القيمة فيتم حساب معدل التدرج وذلك بحجم تدرجات القيم المتساوية وقسمتها على عددها .
3. التدرجات في الفقرة 2 تعاد الى طبيعتها لتحل محل القيم الأصلية .
4. نحسب قيمة أحصاءة الأختبار (H) وفق الصيغة الأتية:-

$$H = \left[\frac{12}{n(n+1)}\sum_{j=1}^{k}\frac{{R_j}^2}{n_j}\right] - 3(n+1) \quad \ldots(4)$$

حيث ان :

k: تمثل عدد المجاميع

n_j: تمثل المشاهدات في المجموعة j ، j=1,2,…,k

R_j: مجموع رتب المشاهدات في المجموعة j

n: عدد المشاهدات الكلية

وتقارن قيمة أحصاءة الأختبار المحسوبة (H) مع القيمة الجدولية وكما يلي

أ- في حالة وجود ثلاثة مجاميع وكل مجموعة تحتوي على 5 مشاهدات أو أقل تستخرج القيمة الجدولية من جداول (k-w) .

ب- أما في حالة وجود اكثر من 5 مشاهدات في أحد المجاميع أو اكثر أو ان هنالك أكثر من ثلاثة مجاميع فيتم الأعتماد على جدوال χ^2 لأغراض المقارنة وبدرجة حرية (k-1) .

مع ملاحظة أنه عند احتساب الرتبة لمشاهدتين لهما نفس القيمة نأخذ معدل الرتب فيجب تعديل قيمة معيار الأختبار وكالاتي :-

حيث أن :

وأن t تشير الى عدد مرات تكرار القيمة ، وأن (T) تحسب لكل قيمة حسب معدل الرتبة ، وان H_c تمثل قيمة معيار الأختبار المصحح .

اختبار مان وتني Mann-Whitney test[4]

يعتبر هذا الاختبار بديل لاختبار t المعلمي للفرق بين عينتين مستقلتين ، ويستخدم هذا الاختبار عندمايكون القياس رتبي ordinal على الأقل ولا يستخدم مع المقاييس الاسمية.
يعد اختبار مان وتني من اقوى الاختبارات اللامعلمية ، ويستند هذا الاختبار على انه إذا كانت ترتيب مجموعتين دمجتا معا كأنهما مجموعة واحدة ثم ترتيبهما فانه سيكون هناك تمازج بين رتب المجموعتين ولكن إذا تفوقت إحدى المجموعتين على المجموعة الأخرى فان معظم الرتب للمجموعة المتفوقة ستكون أعلى من رتب المجموعة الأخرى. ولذا فان قيمة (U) تحسب بعد دمج رتب المجموعتين معا ثم يحسب عدد الرتب الخاصة بالمجموعة العليا والتي تقع تحت رتب المجموعة الدنيا.

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia **Vol. (1) Issue (3)**
ISSN 2520-7377 (Online), ISSN 2520-5102 (Print) ***PP: 339-353***
DOI: http://dx.doi.org/10.25098/1.3.20 May/2017

فرضية العدم:

ونظرا لأن الاختبار قائم على رتب البيانات لذا فإنه عند أخذ بيانات العينة في الاعتبار يمكن التعبير عن الفرضية بالشكل التالي :(متوسط رتب المجموعة الأولى يساوي متوسط رتب المجموعة الثانية)

الفرضية البديلة:

$$H_1 : M_1 \neq M_2$$

$$H_1 : M_1 > M_2$$

$$\mathbf{H_1 : M_1 < M_2}$$

يستخدم هذا الامر لاختبار فرضية تتعلق بالفرق بين متوسطين مجتمعين وذلك في حالة العينات المستقلة وهو يعمل نفس عمل اختبار t في حالة الاختبارات المعلمية ويوجد اختبار مان وتني في معظم الحزم الأحصائية الحديثة وكما يتميز بسهولة حسابة باليد

$$U_i = n_1 n_2 - \frac{n_2(n_2+1)}{2} - \sum_{i=n_1+1}^{n_2} R_i \qquad \dots (6)$$

حيث أن

n_1 : حجم العينة 1 ، n_2: حجم العينة 2

R_i : مجموع الرتب في العينة i

جمع البيانات

تم جمع البيانات من السجل الرئيسي للامتحانات (الماستر شيت) لمادة الاستدلال الاحصائي (احد دروس المرحلة الرابعة والتي تمثل مقياس للفروق الفردية) للاعوام الدراسية الخمسة

2012-2011 و2013-2012 و 2014-2013و2015-2014و2016-2015

التحليل الاحصائي

تم استخدام البرنامج الاحصائي SPSS VER 17 في تحليل البيانات وكالاتي

اولا- الاختبارات المعلمية

لغرض اجراء تحليل التباين (ANOVA) لابد من فحص البيانات :

- **اختبارالتوزيع الطبيعي للبيانات**

للتأكد من توزيع البيانات بشكل طبيعي نجري اختبار (شابيرو ويلك Shapiro –Wilk)للاعوام الدراسية-2013), (2012-2011),(2012-2013),(2014 (اقل من 50 مشاهدة). واختبار كولمكروف سيمرنوف (Kolmogorov – Smirnov) للاعوام (2014-2015),(2015-2016)، (اكثر من 50 مشاهدة) وكانت النتائج كالاتي

Table(1) Tests of Normality

		Kolmogorov-Smirnov[a]			Shapiro-Wilk		
	year	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
scores	1	.116	33	.200*	.956	33	.193
	2	.158	41	.011	.959	41	.151
	3	.138	39	.058	.944	39	.053
	4	.125	79	.004	.952	79	.005
	5	.126	80	.003	.955	80	.007

a. Lilliefors Significance Correction

*. This is a lower bound of the true significance.

يتبين من اختبار Shapiro – Wilk ان قيمة p-value هي 0.53,0.151,0.193 للاعوام (2012-2014),(2012-2013)(2011-2012),(2013-2014) وهي اكبر من 0.05 وبالتالي نقبل فرضية العدم اي ان البيانات تتوزع توزيعا طبيعيا في حين يبين اختبار (Kolmogorov – Smirnov) ان قيمة P value هي

.004 0.003,0 وهي اقل من 0.05للاعوام (2014-2015),(2015-2016)وبالتالي نرفض فرض العدم ونقبل الفرض البديل اي ان البيانات لاتتوزع توزيعا طبيعيا.

والاشكال في ادناه تمثل مخطط Normal Q-Q plot حيث يمثل المحور العمودي القيم المتوقعة لدرجات التوزيع الطبيعي بينما يمثل المحور الافقي البيانات الاصلية فاذا كانت نقاط شكل الانتشار تقع قريبة من الخط المستقيم دل ذلك ان العينة مسحوبة من مجتمع طبيعي والعكس بالعكس.

Fig1. Normal Q-Q Plot of scores

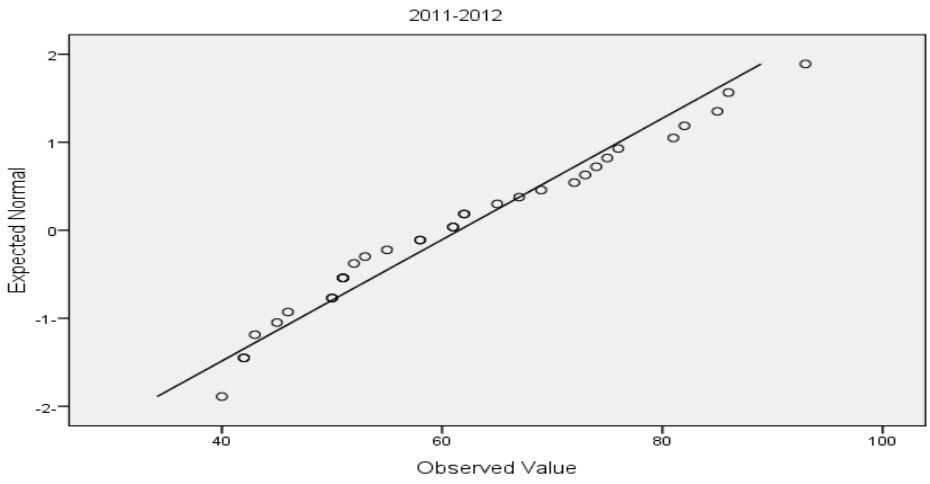
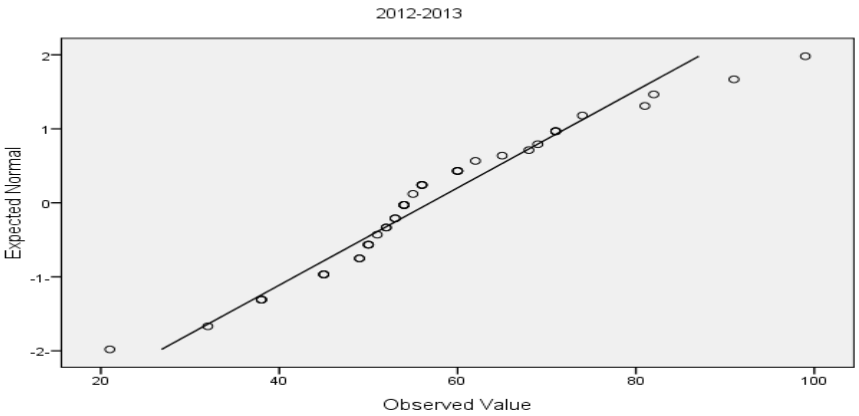


Fig2. Normal Q-Q Plot of scores



ISSN 2520-7377 (Online), ISSN 2520-5102 (Print) ***PP: 339-353***
DOI: http://dx.doi.org/10.25098/1.3.20 **May/2017**

Fig3. Normal Q-Q Plot of scores

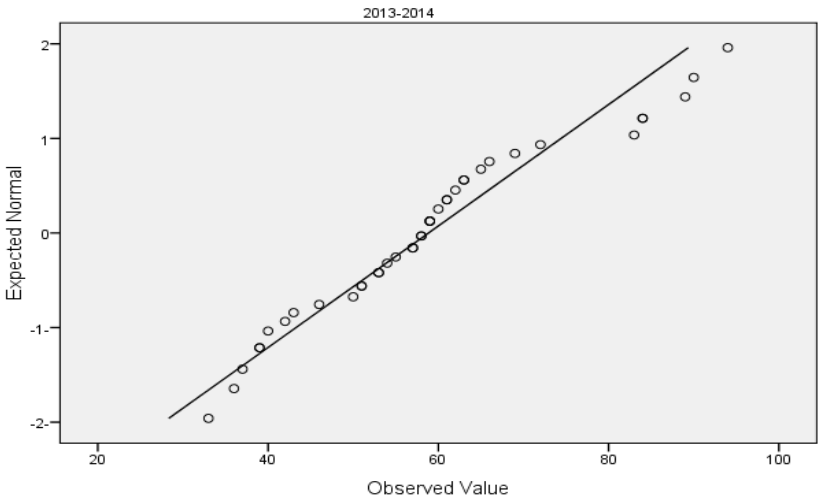
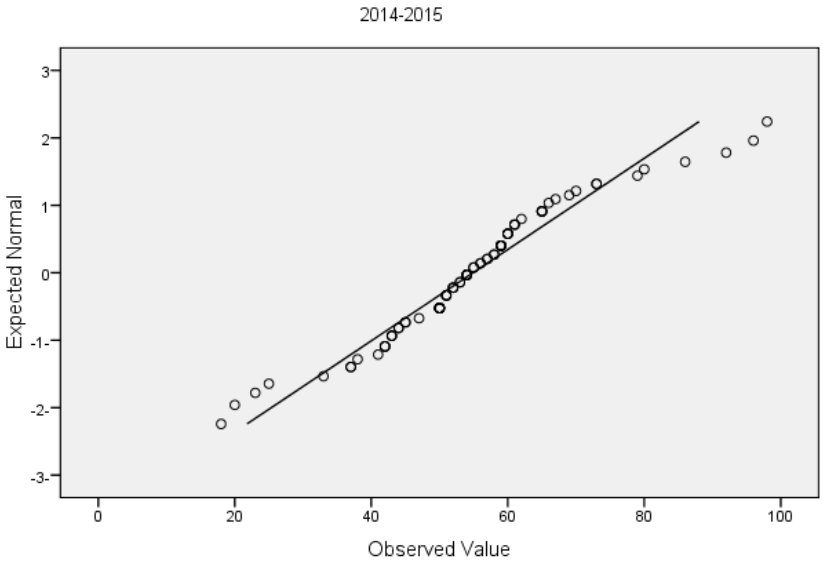
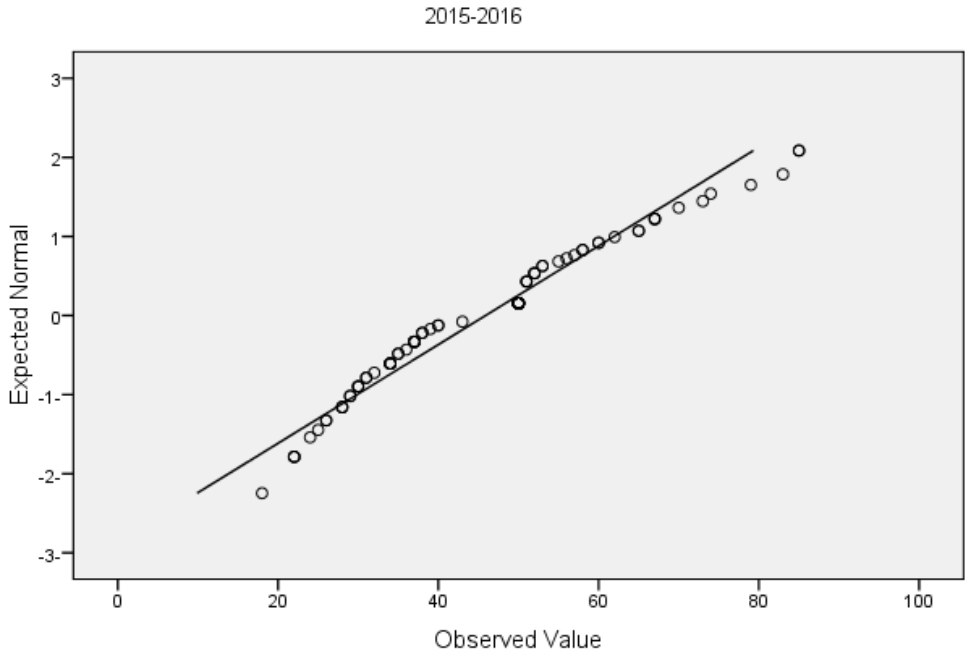


Fig 4.Normal Q-Q Plot of scores



The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia **Vol. (1) Issue (3)**
ISSN 2520-7377 (Online), ISSN 2520-5102 (Print) ***PP: 339-353***
DOI: http://dx.doi.org/10.25098/1.3.20 May/2017

Fig 5 Normal Q-Q Plot of scores



نلاحظ ان نقاط شكل الانتشار قريبة من الخط المستقيم مما يشير الى ان البيانات مسحوبة من مجتمع طبيعي لذا سنستمر في التحليل.

اخت **-**

بار تجانس التباين

لغرض اختبار تجانس البيانات للسنوات الدراسية الخمس(2012-2016) لابد من اجراء اختبار Levene

Table(2)Test of Homogeneity of Variance

		Levene Statistic	df1	df2	Sig.
scores	Based on Mean	.952	4	267	.434
	Based on Median	.808	4	267	.521
	Based on Median and with adjusted df	.808	4	260.448	.521
	Based on trimmed mean	.989	4	267	.414

يلاحظ من الجدول(2) اعلاه تجانس التباين للبيانات من خلال اختبار levene حيث يتبين من خلال قيمة p-value ان جميع القيم اكبر من 0.05 ومن خلال جميع صيغ الاختبار المبنية على اساس (الوسط الحسابي والوسيط والوسيط المبني على تعديل درجة الحرية والوسط الحابي المشذب) وبالتالي فاننا نقبل فرض العدم الذي يشير الى تجانس التبايان بين مختلف السنوات الدراسية .

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia **Vol. (1) Issue (3)**
ISSN 2520-7377 (Online), ISSN 2520-5102 (Print) ***PP: 339-353***
DOI: http://dx.doi.org/10.25098/1.3.20 May/2017

اختبار الاستقلالية

لاجراء اختبار الاستقلالية نستخدم اختبار Run Test وكما في الجداول التالية:

Table(3) Run test

	2011-2012	2012-2013	2013-2014	2014-015	2015-2016
Test Value[a]	61.00	54.00	58.00	54.00	50.00
Cases < Test Value	16	18	18	36	38
Cases >= Test Value	17	23	21	43	42
Total Cases	33	41	39	79	80
Number of Runs	16	21	16	44	43
Z	-.349-	.000	-1.268-	.870	.474
Asymp. Sig. (2-tailed)	.727	1.000	.205	.384	.636

a. Median

Table(4)Run Test

	2011-2012	2012-2013	2013-2014	2014-2015	2015-2016
Test Value[a]	61.5455	56.9268	58.8462	54.9114	45.8875
Cases < Test Value	18	26	20	41	38
Cases >= Test Value	15	15	19	38	42
Total Cases	33	41	39	79	80
Number of Runs	16	17	20	44	43
Z	-.308-	-.862-	.000	.807	.474
Asymp. Sig. (2-tailed)	.758	.389	1.000	.420	.636

a. Mean

يلاحظ من الجدول (3) و(4) الذي اعتمد الوسيط و الوسط الحسابي وهي القيم التي يجري على اساسها اختبار الاستقلالية عدم معنوية الفروق الذي تعكسه قيم Asymp. Sig. (2-tailed) في كلا الجدولين وجميعها اكبر من 0.05وبالتالي فاننا نقبل فرض العدم الذي يعني ان البيانات مستقلة عن بعضها ولجميع السنوات .

جدول تحليل التباين ANOVA

بعد استكمال الشروط الواجب توفرها لاجراء التحليل نجري الحسابات وكالاتي

Table(5) ANOVA

source	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	8475.266	4	2118.817	9.046	.000
Within Groups	62536.406	267	234.219		
Total	71011.673	271			

يتبين من العمود الاخير في الجدول (5) اعلاه ان درجات الطلبة تختلف فيما بينها اختلافا معنويا كبيرا وهذا ماتعكسه قيمة P-value اقل من 0.001

اختبار الفرق المعنوي الأصغر Least Significant Difference (L.S.D)

ولتحديد متوسطات المعالجات التي تسببتفي هذا الاختلاف ، نستخدم اختبار (L.S.D) الذي اوصى به العالم فشر في حالة معنوية اختبار F وكما يلي :

Table(6) Multiple Comparisons (LSD)

(I) year	(J) year	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
2012	2013	4.619	3.579	.198	-2.43-	11.67
	2014	2.699	3.620	.457	-4.43-	9.83
	2015	6.634*	3.172	.037	.39	12.88
	2016	15.658*	3.166	.000	9.42	21.89
2013	2012	-4.619-	3.579	.198	-11.67-	2.43
	2014	-1.919-	3.423	.575	-8.66-	4.82
	2015	2.015	2.946	.494	-3.78-	7.82
	2016	11.039*	2.939	.000	5.25	16.83
2014	2012	-2.699-	3.620	.457	-9.83-	4.43
	2013	1.919	3.423	.575	-4.82-	8.66
	2015	3.935	2.995	.190	-1.96-	9.83
	2016	12.959*	2.989	.000	7.07	18.84
2015	2012	-6.634*	3.172	.037	-12.88-	-.39-
	2013	-2.015-	2.946	.494	-7.82-	3.78
	2014	-3.935-	2.995	.190	-9.83-	1.96
	2016	9.024*	2.427	.000	4.24	13.80
2016	2012	-15.658*	3.166	.000	-21.89-	-9.42-
	2013	-11.039*	2.939	.000	-16.83-	-5.25-
	2014	-12.959*	2.989	.000	-18.84-	-7.07-
	2015	-9.024*	2.427	.000	-13.80-	-4.24-

يتبين من جدول (6) اعلاه ان هناك انخفاضا كبيرا في مستوى الدرجات في العام الدراسي 2015-2016 مقارنة مع بقية السنوات الدراسية وهذا ماتعكسه قيمة P-value في العمود الرابع (القيمة اصغر من 0.001).

ثانيا- الاختبارات اللامعلمية

في هذه الاختبارات لانحتاج الى فحص البيانات كما في الاختبارات المعلمية لذا سنقوم باجراء الاختبارات مباشرة:

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia **Vol. (1) Issue (3)**
ISSN 2520-7377 (Online), ISSN 2520-5102 (Print) ***PP: 339-353***
DOI: http://dx.doi.org/10.25098/1.3.20 May/2017

اختبار كروسكال - والس **testKruskal-Wallis**

تم اجراء الحسابات والجدول التالي يبين النتائج

Table(7) Test Statistics[a,b]

	scores
Chi-Square	33.910
df	4
Asymp. Sig.	.000

a. Kruskal Wallis Test

b. Grouping Variable: year

يبين جدول(7) اعلاه ان قيمة احصاءة الاختبار H التي تتوزع توزيع χ^2 هي 33.910 ومستوى الدلالة asymp. Sig =.000 اقل من 0.001 مما يدل على فروق معنوية كبيرة في درجات الطلبة خلال سنوات البحث .

اختبار مان وتني **Mann-Whitney test**

ولتحديد متوسطات المعالجات التي تسببت في هذا الاختلاف ولعدم وجود اختبار شبيه باختبار LSD في الاختبارات المعلمية نستخدم **Mann-Whitney test** وستكون هناك (10) جداول لاننا سنجري مقارنتين من خمسة حالات C_2^5 والحسابات مبينة بالجداول التالية:

Table(8) Test Statistics(2012,2013)

	scores
Mann-Whitney U	561.000
Asymp. Sig. (2-tailed)	.209

Table(9)Test Statistics(2012,2014)

	scores
Mann-Whitney U	578.500
Asymp. Sig. (2-tailed)	.462

Table(10)Test Statistics(2012,2015)

	scores
Mann-Whitney U	999.500
Asymp. Sig. (2-tailed)	.052

Table(11)Test Statistics(2012,2016)

	scores
Mann-Whitney U	610.500
Asymp. Sig. (2-tailed)	.000

Table(12)Test Statistics(2013,2014)

	scores
Mann-Whitney U	723.000
Asymp. Sig. (2-tailed)	.461

Table(13)Test Statistics(2013,2015)

	scores
Mann-Whitney U	1.526E3
Asymp. Sig. (2-tailed)	.605

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia **Vol. (1) Issue (3)**
ISSN 2520-7377 (Online), ISSN 2520-5102 (Print) ***PP: 339-353***
DOI: http://dx.doi.org/10.25098/1.3.20 May/2017

Table(14)Test Statistics(2013,2016)

	scores
Mann-Whitney U	975.000
Asymp. Sig. (2-tailed)	.000

Table(15)Test Statistics(2014,2015)

	scores
Mann-Whitney U	1.329E3
Asymp. Sig. (2-tailed)	.226

Table(16)Test Statistics(2014,2016)

	scores
Mann-Whitney U	826.000
Asymp. Sig. (2-tailed)	.000

Table(17)Test Statistics (2015,2016)

	scores
Mann-Whitney U	2.025E3
Asymp. Sig. (2-tailed)	.000

يلاحظ من الجداول (11) و(14) و(16) و(17) التي تبين المقارنات بين السنة الدراسية (2011-2012) والسنوات (2012-2013) و(2013-2014) و(2014-2015) و(2015-2016) على التوالي ان قيم Asymp. Sig. (2-tailed) كانت جميعها اقل من 0.001 وحيث ان مستوى المعنوية المحسوب اقل من 0.025 (لكون الاختبار من طرفين) نستنتج ان هناك فرق معنوي في درجات الطلبة في السنة الاخيرة مقارنة ببقية السنوات وهي نفس النتيجة التي توصلنا اليها في اختبار LSD في الاختبارا المعلمية.

الاستنتاجات

- تقارب النتائج التي تم الوصول اليها في الاختبارات المعلمية واللامعلمية بشكل كبير جدا .
- انخفاض المستوى العلمي للطلبة في السنة الاخيرة (2015-2016) مقارنة بالسنوات السابقة

التوصيات

يفضل استخدام الاختبارات اللامعلمية لسهولة استخدامها وعدم الحاجة الى تحقيق الشروط الواجب توفرها كما في الاختبارات المعلمية التي تحتاج الكثير من الجهد والوقت طالما انها تحقق نفس النتائج.
ضرورة اعداد الدراسات والبحوث الميدانية لتقصي اسباب انخفاض المستوى العلمي لايجاد الحلول الملائمة

المصادر

1. الأمام ، محمد محمد طاهر ، (1994)، " تصميم وتحليل تجارب" دار المريخ للنشر ، المملكة العربية السعودية

2–الحميري ، عبير عبد الأمير عبد النبي ، 2010، " مقارنة لبعض احصاءات اختبار تساوي المتوسطات في حالة عدم التجانس للبيانات المتزنه وغير المتزنه "، اطروحة دكتوراة في ألاحصاء ،كلية الأدارة والأقتصاد ، جامعة بغداد.

3–الراوي، خاشع محمود. خلف الله، عبد العزيز محمد ،(1982)، "تصميم وتحليل التجارب الزراعية" ، طبع بمطابع مؤسسة دار الكتب للطباعة والنشر / جامعة الموصل .

4– القريشي ، احسان كاظم شريف ،2007 ، "الطرائق المعلمية والطرائق اللامعلميه في الأختبارات الأحصائية " ،الطبعة الأولى ،كلية الأدارة والاقتصاد /الجامعه المستنصريه .

5- المشهداني ، كمال علوان خلف ، (2010) ،" تصميم وتحليل التجارب – بأستخدام الحاسوب " ، مكتب الجزيرة للطباعة والنشر ، بغداد .

6. جبر ، خليفة حمود ،(1977) ، "تقييم طرق اختبارات المقارنات المتعددة وتطبيقاتها في المجال الزراعي " ، رسالة ماجستير /كلية الادارة والأقتصاد / جامعة بغداد .

7. ناجي ، فاطمة ناطق ، (1987) ، " دراسة تقيمية لبعض اساليب المقارنات المتعددة بأستخدام اسلوب المحاكاة مع تطبيق عملي على بعض التجارب المقامة في مجلس البحث العلمي " ، رسالة ماجستير / كلية الأدارة والأقتصاد / جامعة بغداد .

8- نعيم ثاني احمد و د. خاشع محمود الراوي واخرون ، مبادئ الأحصاء ، م .س ، ص 301

9- Gabriel ,K.R." Simultaneous Test Procedure Some Theory of Multiple Comparisons ", Institute of Statistics Mimeo Series , No.536,(1967).

10- Nornadiah mohd razali , (2011) , " power comparision of shapiro - wlik , kolmogorv – smirnov , Lilliefors and Anderson – darling tests " , journal of statistical modeling and analytics , vol.2 no.1, 21-33 .

11- Saville D.J, (1990) ," Multiple Comparisons Procedures : The Practical Solution " , The American Statistical ,Vol.44,No.,(1990).

12- Scheffe , H. , (1995) ,"The Analysis of variance " , New York , Johu , wiley and sons .