المقارنة بين اختبار Shapiro- Wilk
واختبار Jureckova بإستخدام المحاكاة ولعدة توزيعات

أ. م. د. دجلة ابراهيم
كلية الادارة والاقتصاد
جامعة بغداد- قسم الاحصاء

م. م. وفاء جاسم محمد
ديوان الرقابة المالية

1-1 المقدمة

إن المقصود باختبارات حسن المطابقة هو التحقق من فرضية العدم القائمة على تطابق مشاهدات أية عينة تحت الدراسة لتوزيع احتمالي معين وترد مثل هكذا حالات في التطبيق العملي بكثرة وفي كافة المجالات وعلى الأخص بحوث علم الوراثة والبحوث الطبية والبحوث الحياتية ،عندما اقترح كلا من Shapiroوالعالم Wilk عام 1965 اختبار حسن المطابقة الحدسي مع معالم القياس (Nuisance location and scale Parameters) [24] وقد لاقى هذا الاختبار عناية كبيره من كل الباحثين عن الموضوع في ادبيات الاحصاء والذي تمت دراسته من لدن (Sen) عام 2002 إذ وسع اختبارَ (Shapiro-Wilk) الى الحالة الخاصة بانحدار الازعاج المكاني ومعالم القياس (Nuisance Regression and Scale) وتكوين اختبار معتمد على زوج من الاحتمالات للمقدر بأستخدام (MLE) ولمقدرات L الوهمية للانحراف المعياري في أنموذج انحدار خطي يقارن بين اختبار(Shapiro_Wilk) واختبار (Jureckova) عام 2003 [24] . إذ تمت المقارنة بين الاختبارين قبل التوسيع وبعده لاختبار(Shapiro_Wilk) ولاحجام عينات مختلفة .

1-2 الهدف من البحث

إن الهدف من البحث هو دراسةاختبارات حسن المطابقة المتمثلة باختبار (Shapiro-wilk) واختبار (Jureckova) .ودراسة المقارنة بين الاختبارين قبل التوسيع وبعده لاختبار (Shapiro-Wilk) .

إذ درس تأثير حجم العينةعلى المقارنة ، وكذلك على توزيع دوال الاختبارات (اي تشخيص اي الاختبارات تقترب من التوزيع الطبيعي) عند تطبيقها على عينات ذات حجوم مختلفة ومنسوبة الى توزيعات مختلفة إذ استخدمت عينات صغيرة (30,20,10) ومتوسطة (60,50,40) وكبيرة (90,80,70) لكل توزيع .

تم استخدام متوسط مربعات الخطأ (MSE) كمقياس لتفضيل اختبارات حسن المطابقةوذلك بعد تثبيت مستوى المعنويةولبيانات تم توليدها بواسطة الحاسوب الالكتروني .

2-1 مقدمة عن الاختبار

اقترح كلا من shapiro والعالم wilkاختبار حسن المطابقة الحدسي مع (Nuisanc location and scale parameters) وقد لاقى هذا الاختبار اهتماما كبيرا من لدن الكاتبين عن الموضوع .

توسع اختبار shapiro-wilk الى الحالة الخاصة بمعالم (Nuisance Regression and scale) وهو اختبار معتمد على زوج من الاحتمالات للمقدر ولمقدرات L الوهمية في أنموذج انحدار يقارن اختبار shapiro-wilk مع اختبار (Jurecova) [24] بافتراض وجود $y_1, y_2, ..., y_n$ من المشاهدات المستقلة للنموذج الخطي التالي :

$$y_i = \theta + x_i{}' \beta + \sigma e_i \qquad ...1$$

i=1,2,…..,n

$$\beta \in R^p \ , \ xi \in R^p \ , \ \theta \in R^1$$

ei يتوزع توزيعا مستقلا ومتطابقا وفق دالة توزيع مستمر F بموقع 0 ومعلمة قياس 1 وفق الفرضية التالية :

$$H_0 : F \equiv \Phi$$
$$H_1 : F \equiv F_1 \neq \Phi \qquad ...2$$

Φ تمثل دالة توزيع طبيعي قياسي ، F تمثل دالة التوزيـــع اللاطبيعي العام وان θ, β, σ تشير الى معاملات الانحدار .

بالنسبة الى النموذج (قياس الموقع) عندما $\beta = 0$ اعتبر (shapiro-wilk) اختبارا على المقدرين σ , Ln (Blue) تحت فرضية H_0 وان $\hat{\sigma}_n$ التقدير باستخدام MLE .

اذ كانت $y_1, y_2, ..., y_n$ مشاهدات مستقلة حيث $y_i \sim iidN(\mu, \sigma^2)$

لذلك يكون التقدير باستخدام MLE للـ σ هو $\hat{\sigma}n$

$$\hat{\sigma}^2{}_n = n^{-1} \sum_{i=1}^{n} (\underline{y}i - \underline{\bar{y}}i)^2 \qquad ...3$$

$(y_1^*, y_2^*, ..., y_n^*)$ يمثل متجه احصاءة الترتيب المتناظرعندما

$$L_n = \sum_{i=1}^{n} a_{ni} y_i^* \qquad ...4$$

$$a' = (a1, a2, ..., an) = (\underline{M}_n{}' Vn^{-1} \underline{M}_n)^{-1} (\underline{M}_n{}' Vn^{-1}), a'n1n = 0,$$

Mn =M

يشير الى متجه القيم المتوقعة لاحصائة الترتيب المتناظر

Vn = V تشير الى مصفوفة التباين

$$V = \tfrac{1}{2}(\underline{y}i - \underline{\bar{y}}i)(\underline{y}i - \underline{\bar{y}}i)'$$

قام الباحث (shapiro-wilk) بأجراء تعديل على الاحصاءة L_n واصبحت بالشكل:

$$L_{no} = \sum_{i=1}^{n} a_{ni,0}\, \underline{y}_i^{\,*} \qquad \ldots 5$$

$$a'_{n0} = \frac{\underline{M}V^{-1}}{(\underline{M}'V^{-1}V^{-1}\underline{M})^{\frac{1}{2}}};. \qquad \ldots 6$$

$$a'_{n0}1_n = 0, a'_{n0}a_{n0} = 1$$

أذ ان L_{n0} هو محاذي و مكافئ للتوزيع الطبيعي

$$Tn = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} \Phi^{-1}\left(\frac{i}{n+1}\right)\underline{y}_i^{\,*} \qquad \ldots 7$$

$$\Phi(z) = \int_{-\infty}^{z} (2\Pi)^{-\frac{1}{2}} e^{-\frac{1}{2}t^2}\, dt \qquad \ldots 8$$

$$z = \left(\frac{i}{n+1}\right) \qquad \ldots 9$$

يمكن كتابة مقياس shapiro-wilk بالشكل

$$W_n = n\left(1 - \frac{L^2{}_{n0}}{\hat{\sigma}^2{}_n}\right) \qquad \ldots 10$$

يكون مقدري التدرج بين L_{n0} و $\hat{\sigma}n$ محاذيين من الرتبة الأولى إذا وفقط إذاكان $F \equiv \Phi$ ، هذا يعني إذا كانت الفرضية الطبيعية هي الفرضية الصحيحة وبينما تكون البديلة F1 اللاطبيعية بالمرحلة الثانية لـه عزم ثـاني محدد بالنتيجـة $\sqrt{n}(1 - \frac{L^2no}{\hat{\sigma}^2 n})$ لـه توزيـع مقـارب غيـر منحـل وقـد استخدمت فكرة مماثلة استخدمها كل من Jurecov'a و sen لاختبارات حسن المطابقة للتماثل العام [26] .

2-2 التوسيع للاختبار لإيجاد Extention of the shapiro-wilk

الشكل في الاحصاءة رقم (9) ، ببساطة يمتد من النموذج الخطي رقم (1) تعد أخطاء التحويل

$$e_n^0 = \sqrt{\frac{n}{n-1}}(e_n - \bar{e}_n) = \sqrt{\frac{n}{n-1}}\left[I_n - H_{n0}\right]e_n \qquad 2.1$$

عندما

$$H_{n0} = n^{-1}1'n1n \qquad 2.2$$

وبالإمكان كتابة الإحصاءة بالشكل

$$Wn = n\left\{1 - \left(\frac{L_n^0}{s_n^0}\right)^2\right\} \qquad 2.3$$

$$s_n^0 = \left(n^{-1}(e_n^0)'(e_n^0)\right)^{\frac{1}{2}} \qquad 2.4$$

$$L_n^0 = \sum_{i=1}^{n} a_{ni,0}e_{n:i}^0 \qquad 2.5$$

هي مقدرات وهمية متماثلة لـ $\hat{\sigma}_n$ معتمدة على e_n^0 أذ $e_{n1}^o, e_{n2}^0, \ldots, e_{nn}^0$

تكون مرتبة كالأتي $e_n^0 : 1 \le \ldots \le e_n^0 : n$ لقد درس التوزيع المقارب للاحصاءة التربيعية العامة وبالتحديد التوزيع المقارب لاحصاءة (shapiro-wilk) تحت H0 الطبيعية، ودرست من لدن sen عام 2002 إذ تحولت في النهاية :

$$Wn \xrightarrow{D} \sum_{k \ge 1} \lambda k z_k^2 \qquad 2.6$$

$$n \to \infty$$

أذ أن λk ارقام حقيقية مرتبطة بمعادلات الشكل التربيعي Z_k تتوزع $iidN(0,1)$ k=1,2,…

يكون التوسيع لاختبار(shapiro-wilk) الى نموذج الانحدار الخطي رقم (.1) ونعامل كل من θ, β, σ على أنها (Nuisance Regression) ، يعتمد الاختبار على الاخطاء المحولة من yi المتعلقة بمقدرات احتمالية الحد الأعلى لمعلمات الانحدار اذ تتخذ ال MLE طريقة لتقدير θ, β, σ تحت Φ الطبيعية بالشكل

$$\hat{\theta}_n = \bar{Y}_n = n^{-1} 1_n' Y_n = \theta + \bar{e}_n, \bar{e}_n = n^{-1} 1_n e_n$$

$$\hat{\beta}_n = (X_n' X_n)^{-1} X_n' Y_n = \beta + \sigma (X_n' X_n)^{-1} e_n$$

$$\hat{\sigma}_n = n^{-1} \sum_{i=1}^{n} (Yi - \hat{\theta}_n - X'i\hat{\beta}_n)^2 = \sigma^2 n^{-1} e_n' \left[I_n - H_{n0} - H_n \right] e_n \qquad 2.7$$

$$Hn = \left[hn, ij \right]_{ij=1}^{n} = Xn(Xn'Xn)^{-1} X'n \qquad 2.8$$

$$X'1_n = 0, Rank(X) = P < n - 1 \qquad 2.9$$

$$\max_{1 \le i \le n} h_{n,ii} = o(n^{-1})$$

عندما **H0** معرفة بالمعادلة رقم (2.2) وان **Xn** من درجة $n \times p$ بصفوف

X سنفرض ان $X'1, X'2, ..., X'n$

المصفوفة H_{n0}, H_n كلاهما من رتبة $n \times n$ وصماء لذلك نعوض بالمعادلة رقم (2.9) نحصل على:

$$H_{n0} H_n = 0 = H_n H_{n0}; \qquad 2.10$$

$$Tr(H_{n0}) = 1 and Tr(H_n) = \sum_{i=1}^{n} h_{n,ii} = p \qquad 2.11$$

$\tilde{r}n$ تشير الى متجه الاخطاء لـ**Y** فيما يتعلق θ, β

$$\tilde{r}_n = Y_n - \hat{\theta}\, 1_n - X_n \hat{\beta}_n = \sigma \left[I_n - H_{n0} - H_n \right] e_n = \sigma \hat{e}_n \qquad 2.12$$

ستكون احصاءة الاختبار معتمدة على الاخطاء المعيارية(القياسية)

$$r_n = D_n^{-\frac{1}{2}} \tilde{r}_n = \sigma D_n^{-\frac{1}{2}} \left[I_n - H_n^o - H_n \right] e_n = \sigma \tilde{e}_n \qquad 2.13$$

$$D_n = diag(1 - \frac{1}{n} - h_{n,11}, ..., 1 - \frac{1}{n} - h_{n,nn}) \qquad 2.14$$

تحت **H0** تكون قيمة المتجه $\tilde{r}n$ ذات توزيع طبيعي

$$N(0, \sigma \left[In - Hn0 - Hn \right]) \qquad 2.15$$

بينما r_{ni} المحولة لها توزيع $N(\mu,\sigma^2)$ إذ **i=1,2,…,n** و من ذلك تكون العلاقة بين r_{ni} للترتيب $o(n^{-2})$ ،وهي تتبع شكل المعادلات **(2.9,2.13, 2.15)** .

$$E(\widetilde{r}_{ni}-r_{ni})^2=\upsilon(n^{-2}) \qquad 2.16$$

بالتالي تكون التقديرات الخطية للـ σ المعتمدة على r_n ، $\widetilde{r}_n$ على التوالي $\upsilon p(n^{-1})$

كما ان اختبار حسن الملائمة للفرضية رقم (2) الطبيعية المعتمدة على مشاهدات $y_1,y_2,\dots,y_n$ يلحق نموذج الانحدار رقم (1) وبـ θ,β,σ إذ يكون معيار الاختبار هو :

$$\hat{W}_n=n\left\{1-\left(\frac{\hat{L}_n}{\hat{s}_n}\right)^2\right\} \qquad 2.17$$

$$\hat{s}_n=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}r_{ni}^2$$

$$\hat{L}_n=\sum_{i=1}^{n}a_{ni}^0 r_{n:i} \qquad 2.18$$

والفرق الباقي والمقدر الخطي لـ σ مع $a_{ni:0}$ عندما **i=1,2,…,n** المحددة في المعادلة رقم(2.7) و $r_{n:i}$ هي احصاءة الترتيب المتماثل للباقي في المعادلة رقم(2.13) وسوف نبين أن اللاتوزيع المقارب لـ $\hat{W}_n$ يتطابق ويتوافق مع W_n بالتالي إذا رفض الاختبار الفرضية الطبيعية على مستوى معنوية α مقارب للمعادلة :

$$\hat{W}_n \ge T_\alpha \qquad 2.19$$

إذ ان T_α هي قيمة الرفض لمعيار الاختبار **(shapiro-wilk)** الطبيعي مع **(nuisance regression and scale)** إذ أوجد معاملات $a_{ni,0}$ حيث **i=1,2..,n** وقيم الرفض لاختبار **(Shapiro-wilk)**الاصلي **50< n** ينبغي ان نحسب قيم الرفض من خلال اجراء **monte carlo** من اجل ذلك يجب برهنة الاتي:

بـــافتراض ان $y_1, y_2, ..., y_n$ للنمـــوذج الخطـــي رقـــم(1) بتوزيـــع طبيعـــي قياســـي للأخطاء $e_1, e_2, ..., e_n$

يكون $n \to \infty$

$$\hat{W}_n - W_n = op(n^{-1}) \qquad 2.20$$

ملاحظة:

طالما وضعنا المكافى المقارب لـ $\hat{W}_n$ ، W_n تصبح مسألة شكل التوزيع المقارب لـ $\hat{W}_n$ أبسط لأننا نستطيع الإشارة الى الادبيات الغنية عن التدرج والموقع . ومن وجهة نظر التطبيقات كان اهتمامنا بحالة حجوم النماذج الصغيرة والمعتدلة فقط أذ لا توفر العلاقة رقم (20.2) تقريب جيد للحجوم الصغيرة والمحددة، عندها نستطيع الحصول على قيم رفض من خلال المحاكات.

3-1 وصف البيانات

لقد تم كتابة وتحوير عدد من البرامج وبلغة كيو- بيسك لتوليد بيانات باستخدام الحاسب الإلكتروني، وقد نفذ البرنامج عند مستوى معنوية محدد وعند 1000 تكرار، إذ بوبت نتائج اختبارات حسن المطابقة المتمثلة باختبار (Shapiro-wilk) واختبار (jureckov'a) قبل وبعد التوسيع بعد تطبيقها على عينات ذات حجوم صغيرة وكبيرة ومتوسطة ،من المتغير العشوائي منسوبة الى توزيعات مختلفة:

1. التوزيع الطبيعي **Normal distribution**
2. توزيع كوشي **cauchy distribution**
3. توزيع لوجستك **logistic distribution**
4. توزيع لابلاس **laplace distribution**

حيث تمت المقارنة مع التوزيع الطبيعي ، وتم تبويب النتائج ووضعت في الجداول (3.6 - 3.1) كما وتم حساب مجموع مربعات الخطأ (MSE) للبيانات الموضوعة في الجداول السابقة ولجميع التوزيعات ولاحجام العينات الصغيرة n1 ،العينات المتوسطة n2، العينات الكبيرة n3 كمقياس لتفضيل اختبارات حسن المطابقة وذلك بعد تثبيت نسبة المعنوية .

خطوات اجراء البرنامج

لقد تم توليد البيانات بلغة Q.B ولعدة توزيعات ولبيانات بحجوم مختلفة منها الحجوم الصغيرة والمتوسطة والكبيرة وبتحديد معالم المجتمع $B_3 = 4, B_2 = 5, B_1 = 3, B_0 = 2$ حيث تكون معالم المجتمع ثابتة وعملية التوليد على اساس هذه المعالم

وبتحديد معادلة الانحدار $yi = \theta + xi'B + \sigma ei$

خطوات اجراء الاختبار هي الاتية:

1. حساب $\hat{\sigma}^2{}_n$ حسب الصيغة (2.5.3)

2. حساب L_{n0} بموجب (2.5.5)

التي تتضمن العنصر $a_{ni,o}$ بموجب الصيغة (2.5.6)

3. عملية حساب W_n بموجب المعادلة(2.5.10)

4. مقارنة نتيجة الاحصاءة السابقة باحصائة T_n

والتي تحسب بموجب المعادلة (2.5.7) .

3-1 التوزيع الطبيعي Normal Distribution

سوف يتم تنفيذ البرنامج عند (0.1 , 0.05 , α=0.01)
وللاختبارات التالية Tn ،Wn ، *Tn، Ŵn عند 1000 تكرار وبوبت النتائج في الجداول (3.1.1– 3.1.6)

جدول رقم (3.1.1)

حساب MSE Normal (0،16) عند $\alpha = 0.01$

اختبار	n_1	n_2	n_3
Tn	1.020	0.4738	0.00006017
WN	0.00000481	0.0000035	0.000002017
Tn*	0.0003	0.00023	0.00021
Ŵn	0.00000477	0.00000322	0.00000201

جدول رقم (3.1.2)

حساب MSE لتوزيع normal(0,1) عند $\alpha = 0.01$

اختبار	n_1	n_2	n_3
Tn	1.109	0.5052	0.00004167
WN	0.00003267	0.0000015	0.000000106
Tn*	0.0008	0.00077	0.00034
Ŵn	0.00003267	0.0000013	0.000000105

جدول رقم (3.1.3)

حساب MSE لتوزيع normal(0,16) عند $\alpha = 0.05$

اختبار	n_1	n_2	n_3
Tn	0.5569	0.2530	0.000204
Wn	0.0000327	0.000015	0.000001067
Tn*	0.0008	0.00077	0.00034
Ŵn	0.0000327	0.000015	0.000001067

جدول رقم(3.2.4)

حساب MSE لتوزيع Cauchy (0,4) عند $\alpha = 0.05$

اختبار	n_1	n_2	n_3
Tn	0.07775	0.03154	0.000054
Wn	0.000024	0.000006667	0.0000008167
Tn*	0.0004	0.00062	0.00029
Ŵn	0.000024	0.00000666	0.000000811

جدول رقم(3.2.5)

حساب MSE (0,1) cauchy عند $\alpha = 0.1$

الأختبار	n_1	n_2	N_3
Tn	0.1264	0.05587	0.0006667
Wn	0.00003267	0.0000015	0.000000610
Tn*	0.0004	0.00062	0.00029
Ŵn	0.00001667	0.000001667	0.000001067

جدول رقم(3.2.6)

حساب MSE (0,4) cauchyعند $\alpha = 0.1$

الأختبار	n_1	n_2	n_3
Tn	0.1264	0.05171	0.00008067
Wn	0.00002017	0.00001067	0.00000667
Tn*	0.0004	0.0003	0.000150
Ŵn	0.0000375	0.00001067	0.00000665

3.3 التوزيع اللوجستي Logistic Distribution

هنا سوف يتم تنفيذ البرنامج عند (0.1 , 0.05 , α=0.01)
وللاختبارات التالية Tn ،Wn ، Tn*، Ŵn عند 1000 تكرار وبوبت النتائج في الجداول (3.3.1 – 3.3.6)

جدول رقم (3.3.1)

حساب MSE (0,1) logistic عند $\alpha = 0.01$

اختبار	n_1	n_2	n_3
Tn	0.03904	0.01893	0.00001067
WN	0.00003266	0.00000667	0.000001066
Tn*	0.0004	0.000064	0.000012
Ŵn	0.00003265	0.00000666	0.000001065

جدول رقم (3.3.2)

حساب MSE Logistic(0,4) عند $\alpha = 0.01$

اختبار	n_1	N_2	n_3
Tn	0.03920	0.01771	0.00001667
WN	0.000037503	0.000000667	0.000000166
Tn*	0.00048	0.0000464	0.00013
Ŵn	0.000037501	0.00000666	0.000000164

جدول رقم (3.3.3 b)

حساب MSE لتوزيع Logistic(0,1) عند $\alpha = 0.05$

اختبار	n_1	N_2	n_3
Tn	0.07775	0.03697	0.0002017
Wn	0.00032667	0.00066	0.000073
Tn*	0.00048	0.000464	0.0001500
Ŵn	0.00003266	0.00064	0.000071

جدول رقم (3.3.4)

حساب MSE Logistic(0,4) عند $\alpha = 0.05$

اختبار	n_1	N_2	n_3
Tn	0.07775	0.03527	0.0002817
Wn	0.0002817	0.00006667	0.00001067
Tn*	0.0003840	0.00006407	0.00001127
Ŵn	0.00002817	0.0000666	0.000001665

جدول رقم (3.3.5)

حساب MSE لتوزيع Logistic(0,1) عند $\alpha = 0.1$

الأختبار	n_1	N_2	n_3
Tn	0.127	0.06060	0.00003267
Wn	0.00003267	0.00002400	0.00000666
Tn*	0.0003840	0.00006407	0.00001307
Ŵn	0.00003266	0.0000240	0.000006666

جدول رقم (3.3.6)

حساب MSE Logistic(0,4) عند $\alpha = 0.1$

الأختبار	n_1	n_2	n_3
Tn	0.127	0.05782	0.00006667
Wn	0.0000375	0.00001067	0.00000667
Tn*	0.05782	0.0006407	0.000150
Ŵn	0.0000375	0.00001067	0.00000665

توزيع لا بلاس Laplace Distribution

هنا سوف يتم تنفيذ البرنامـــج عند (0.1 , 0.05 , α=0.01)
وللاختبارات التالية Tn ،Wn ، *Tn، Ŵn عند 1000 تكرار وبوبت النتائج في الجداول (3.4.1– 3.4.6)

جدول رقم (3.4.1)
حساب MSE لتوزيع laplace (0,1) عند $\alpha = 0.01$

اختبار	n_1	n_2	n_3
Tn	0.03888	0.01685	0.000024
WN	0.00002817	0.000015	0.000001067
Tn*	0.0006	0.00042	0.00029
Ŵn	0.00002817	0.01685	0.000024

جدول رقم (3.4.2)
حساب MSE laplace (0,4) عند $\alpha = 0.01$

اختبار	n_1	n_2	n_3
Tn	0.03808	0.01541	0.0000375
WN	0.000024	0.000000667	0.0000008167
Tn*	0.03542	0.0007260	0.00002535
Ŵn	0.00002017	0.000001500	0.0000001667

جدول رقم (3.4.3)
حساب (0,1) laplace MSE عند $\alpha = 0.05$

اختبار	n_1	n_2	n_3
Tn	0.07684	0.03405	0.00004267
Wn	0.00002817	0.0000015	0.000001067
Tn*	0.0006	0.00052	0.00029
Ŵn	0.00002817	0.0000015	0.0000001066

جدول رقم(3.4.4)
حساب MSE laplace (0,4) عند $\alpha = 0.05$

اختبار	n_1	n_2	n_3
Tn	0.07571	0.03010	0.00004817
Wn	0.00002817	0.000006667	0.0000008167
Tn*	0.0006202	0.000556	0.0002535
Ŵn	0.00002816	0.000006615	0.0000008166

جدول رقم (3.4.5)

حساب MSE laplace (0,1) عند $\alpha = 0.05$

الأختبار	n_1	n_2	N_3
Tn	0.1264	0.05491	0.000735
Wn	0.00002817	0.0000015	0.00001067
Tn*	0.0006202	0.000523	0.00029
Ŵn	0.00002017	0.000001667	0.000001067

جدول رقم (3.4.6)

حساب MSE لتوزيع laplace (0,4) عند $\alpha = 0.1$

الأختبار	n_1	n_2	N_3
Tn	0.1264	0.04932	0.00008067
Wn	0.000024	0.000001667	0.00000416
Tn*	0.0006202	0.000503	0.0002407
Ŵn	0.000024	0.00001667	0.00000415

4.1 الاستنتاجات

من خلال تجارب المحاكات التي مرت بالفصل الثالث من البحث تم الحصول على الاستنتاجات الاتية:

عند تطبيق التوزيع الطبيعي، توزيع كوشي، توزيع لوجستك، وتوزيع لابلاس :

- تناقص مجموع مربعات الخطأ كلما ازداد حجم العينة
- تقارب القيم بين Wn ، Ŵn عندجميع حجوم العينة

* ان الاختبارات Wn، Ŵn هما الافضل بالمقارنة مع الاختبار*Tn واختبار Tn عندما تتوزع البيانات توزيعا طبيعيا

تبين النتائج ان اختبار Shapiro-Wilk يفرق التوزيع الطبيعي ويميز الاخطاء في نماذج انحدار خطية من اشكال التوزيعات السابقة واختبارShapiro-Wilk مع سهولة احتسابه يمكن تطبيقه عمليا.

نلاحظ ان النماذج او العينات المختلفة لمجموع مربعات الخطأ MSE لاختبار Shapiro-Wilk اقل من مجموع مربعات الخطأ لاختبار Jureckov'a (Tn) ويمكن توضيح ذلك عن طريق الكيفية التي انجز فيها كلا الاختبارين في التطبيق العملي .

من خلال ما مر سابقا نلاحظ ان اختبار Shapiro-Wilk قبل لتوسيع وبعده، وبجميع حجوم عيناته الصغيرة والمتوسطة والكبيرة هو الاختبار الافضل أذ ظهر MSE له قيمة صغيرة جدا بالمقارنة بالاختبارات الاخرى .

4-2 التوصيات

- نوصي بزيادة حجم العينة بحيث تقترب من التوزيع الطبيعي اكثر
- نوصي بزيادة عدد الاختبارات في المقارنة
- نوصي بتوسيع اختبار Shapiro-Wilk في مجال تصميم التجارب وفي القطاعات كاملة العشوائية .

المصادر

1. Jurecova , J. picek and p.k , sen (coodness of fit test with nuisance regression and scal) metrika 2003 AUSTRIAN JOURNAL OF STATISTICS vol 32 ,no 1&2 2003
2. Jurecova and P.K , sen Robust statistical procedures Asymptotics and interrelitions J wiley , New York lst edition 1996.
3. Jurecova and P.K ,sen (coodness of fit test and second order asymptotic relations) Jour.stat. planning and inference ,91,377-397 2001
4. Kendall, M.E (Rank corrlation .methods) 4th london and wylmblc chales criffing and company .Ltd 1975

المصادر العربية

1.الراوي، خاشع محمود (المدخل الى الإحصاء) 1984 الموصل .
2. الطائي و خالد ضاري والحسني، عبد الرحمن حامد (الحاسبة الإلكترونية والبرمجة بلغة بيسك)
3.العقابي، وفاء جاسم المقارنة بين اختبار (shapiro-wilk و Jureckova) باستخدام المحاكات ولعدة توزيعات

البحوث والمصادر المسحوبة من الانترنيت (المواقع)

1. SRN-Some comments on specification tests in Nonparametric Abosolutely Regular F.Page 3-5 to go to SSRN main wibsit(WWW.ssrn.com) click here copy right © 2004 social science Electronic

2. The w test for normality shapiro-wilk test (go1ddc) MTML-pdf /Adobe Acrobat WWW.nag.co.uk/numeric /cl/manual/pdf /co1 /go1ddc.pdf

3. The effect of using Residuals test for normalityWWW.uark.edu/depts/ agstat /posters /JSM99poster.pdf.