# الفصل الرابع: نتائج الدراسة

## 4.1 تمهيد:

لتحليل بيانات هذه الدراسة تحليلاً منطقياً وعلمياً، واختبار فرضياتها ومن ثم تفسير النتائج التي يتم التوصل إليها، فإن الباحث استخدم الأسلوب الإحصائي الوصفي من خلال (النسب المئوية، والمتوسطات الحسابية) لتفسير آراء عينة الدراسة، كما تم استخدام التحليل العاملي الاستكشافي لتأكد من الصدق البنائي وتلخيص متغيرات الدراسة واختصارها في أقل عدد من العوامل واستخدام العوامل المستخلصة في دراسة الفرضيات المقترحة وذلك باستخدام البرنامج الإحصائي (SPSS)، كما أُستخدم التحليل العاملي التوكيدي لتأكد من الصدق البنائي، ولاختبار فرضيات الدراسة الرئيسية والفرعية استخدمت المعادلة البنائية النموذجية من خلال برنامج (AMOS)، ومن ثم استخلاص النتائج التي يتم الوصول إليها.

وتم تحليل بيانات هذه الدراسة باستخدام المعادلة البنائية النموذجية (SEM) من خلال البرنامج الإحصائي أموس (AMOS)، حيث إن هذا الأسلوب مناسب لهذه الدراسة لأن الهدف من هذه الدراسة اختبار العلاقات السببية المتوقعة بين متغيرات (الثقافة التنظيمية)، ومتغيرات (الإدارة الإلكترونية).

ومرت عملية التحليل باستخدام المعادلة البنائية بخطوتين، تتمثل الخطوة الأولى في وضع نموذج القياس باستخدام التحليل العاملي التوكيدي، أما الخطوة الثانية فتتمثل في اختبار النموذج البنائي باستخدام المعادلة البنائية النموذجية.

وقام الباحث بتوزيع الاستبانة على عينة الدراسة النهائية، حيث بلغ عددها (297) عضواً.

## 4.2 التحليل الأوّلي للبيانات:

الغرض من التحليل الأولي للبيانات هو التأكد من مدى ملاءمة بيانات الدراسة للطرق الإحصائية التي سوف يستخدمها الباحث في اختبار فرضيات الدراسة.

ولتأكد من ثبات المقياس قام الباحث بحساب الاتساق الداخلي للأداة المستخدمة وصلاحيتها من خلال اختبار معامل كرومباخ ألفا Cronbanch Alpha، حيث تراوحت درجات الثبات لكل فقرة من فقرات المقياس ما بين (0.93-0.97) وهذه النتيجة تشير إلى أن الاستبانة تتصف بدرجة عالية من الثبات، وإنها صالحة للاستخدام في البحث العلمي. بالإضافة إلى أن الباحث قام بحساب قيمة الالتواء والتفرطح للبيانات واللّذين يدلان على التوزيع الاعتدالي والطبيعي للبيانات المستخدمة، وتشير النتائج إلى عدم وجود أي انحرافات تذكر في البيانات، حيث إن قيمة الالتواء والتفرطح تراوحت ما بين (2- و 2+) (إبراهيم، 2013) أنظر الجدول رقم 7.

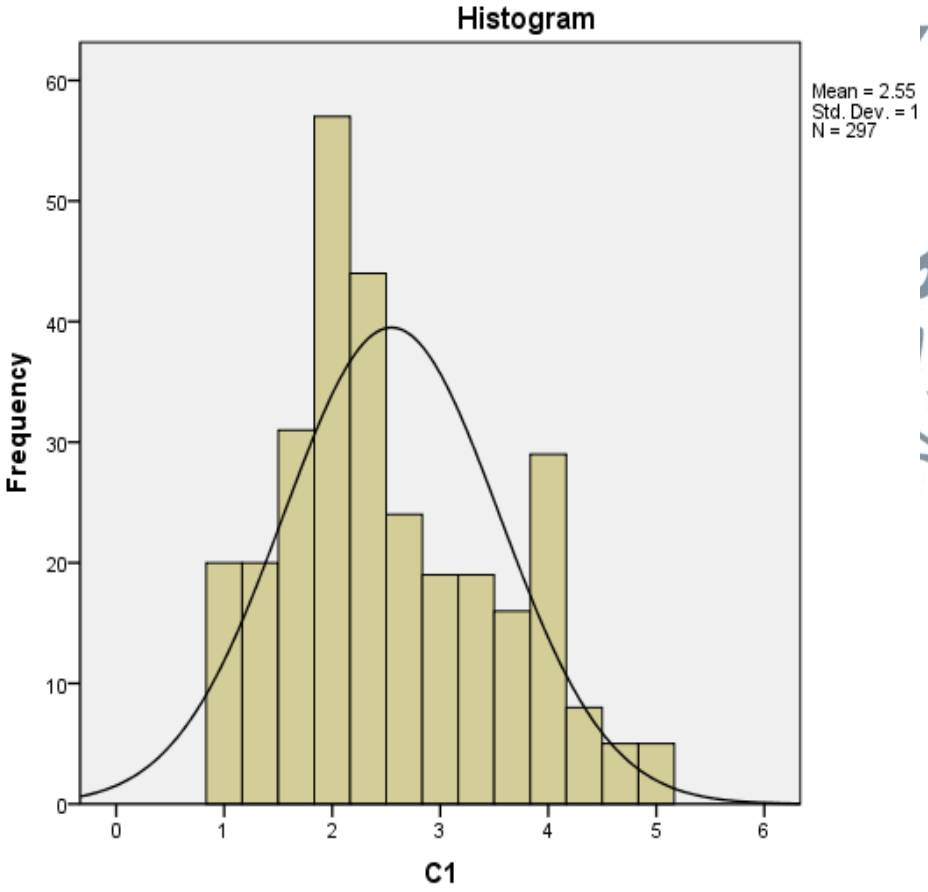
جدول رقم 7 التوزيع الطبيعي للبيانات

| المتغيرات المستقلة | الالتواء | التفرطح |
|---|---|---|
| المشاركة | .501 | -.591 |
| الاتساق | .814 | -.139 |
| التكيف | .395 | -.459 |
| المهمة | .394 | -.663 |
| الأداء المتوقع | .358 | -.661 |
| الجهد المتوقع | .750 | -.012 |
| التأثير الإجتماعي | .291 | -.791 |
| الشروط التيسيرية | .370 | -1.028 |
| النية السلوكية | .500 | -.424 |
| الاستخدام الفعلي | .332 | -.748 |

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA

والشكل التالي يوضح منحنى الالتواء والتفرطح لعنصر المشاركة كمثال للتوزيع الطبيعي للبيانات بيانياً، والجدير بالذكر أن الباحث أرفق التمثيل البياني لباقي العناصر في قائمة الملاحق أنظر الملحق رقم (8).

شكل رقم 13 منحنى الإلتواء والتفرطح لعنصر المشاركة




كما استخدم الباحث اختبار كولموغوروف–سميرونوف للتحقق من جودة البيانات وصحتها، وأظهرت النتائج أن الاختبار غير دال إحصائياً، حيث كانت النسبة الفائية أكبر من 0.05 فيما عدا حالات بسيطة، أي أن (P> 0.05)، والذي يعني أن البيانات لها توزيع اعتدالي. وقد أكدت نتيجة اختبار شابيرو–ويلك على صلاحية البيانات وعدم تأثرها بالعوامل الخارجية مثل أخطاء الصدفة (إبراهيم، 2013).

جدول رقم 8 اختبار كولموغوروف–سميرونوف وشابيرو–ويلك

| المتغيرات المستقلة | كولموغوروف–سميرونوف<br>النسبة الفائية | شابيرو–ويلك<br>النسبة الفائية |
|---|---|---|
| المشاركة | .056 | .008 |
| الاتساق | .062 | .064 |
| التكيف | .200 | .646 |
| المهمة | .200 | .346 |
| الأداء المتوقع | .200 | .038 |
| الجهد المتوقع | .072 | .071 |
| التأثير الإجتماعي | .200 | .490 |
| الشروط التيسيرية | .200 | .105 |
| النية السلوكية | .200 | .324 |
| الاستخدام الفعلي | .082 | .081 |

أما بالنسبة لخطية البيانات، فللتأكد من عدم وجود مشكلة الإزدواج الخطي بين المتغيرات المستقلة أو التفسيرية (المشاركة، الاتساق، التكيف، المهمة، الأداء المتوقع، الجهد المتوقع، التأثير الاجتماعي، الشروط التيسيرية، النية السلوكية) فتم ذلك باستخدام معامل تضخم التباين (VIF)، والذي يجب أن لا تزيد قيمته عن (5)، وأظهرت النتائج أن جميع قيم معامل تضخم التباين (VIF) أقل من (5)، حيث تراوحت ما بين (1.192 – 1.820) مما يدل على عدم وجود التعدد الخطي لها، كما تراوحت قيم اختبار التباين المسموح (Tolerance) ما بين (.549 - .839) وهي قيم لا يجوز أن تكون أكبر من الواحد الصحيح (أمين، 2008).

بالإضافة إلى ذلك أشار الرسم البياني لخطية البيانات إلى جودة عالية للبيانات حيث وقعت معظم نقاط الانتشار على شكل خط مستقيم.

جدول رقم 9 أدلة الارتباط الداخلي بين المتغيرات

| المتغيرات المستقلة | تضخم التباين VIF | التباين المسموح Tolerance |
|---|---|---|
| المشاركة | 1.820 | .549 |
| الاتساق | 1.246 | .802 |
| التكيف | 1.335 | .749 |
| المهمة | 1.244 | .804 |
| الأداء المتوقع | 1.289 | .776 |
| الجهد المتوقع | 1.294 | .773 |
| التأثير الإجتماعي | 1.192 | .839 |
| الشروط التيسيرية | 1.704 | .587 |
| النية السلوكية | 1.312 | .762 |

كما استخدمت مصفوفة الارتباط لغرض التأكد من عدم وجود تداخل بين المتغيرات المستقلة (المشاركة، الاتساق، التكيف، المهمة، الأداء المتوقع، الجهد المتوقع، التأثير الإجتماعي، الشروط التيسيرية، النية السلوكية)، وأوضحت النتائج عدم وجود مشكلة تداخل بين المتغيرات المستقلة، حيث بلغت أعلى قيمة ارتباط بين المتغيرات المستقلة (0.58).

جدول رقم 10 مصفوفة الارتباط للمتغيرات المستقلة والتابعة

| **المتغيرات** | المشاركة | الاتساق | التكيف | المهمة | الأداء المتوقع | الجهد المتوقع | التأثير الإجتماعي | الشروط التيسيرية | النية السلوكية |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| المشاركة | | | | | | | | | |
| الاتساق | .306 | | | | | | | | |
| التكيف | .386 | .063 | | | | | | | |
| المهمة | .070 | .023 | .165 | | | | | | |
| الأداء المتوقع | .343 | .167 | .293 | .189 | | | | | |
| الجهد المتوقع | .219 | .246 | .097 | .347 | -.013 | | | | |
| التأثير الإجتماعي | .299 | .195 | .228 | -.060 | .190 | .017 | | | |
| الشروط التيسيرية | .582 | .366 | .310 | .006 | .294 | .182 | .321 | | |
| النية السلوكية | .405 | .162 | .360 | .058 | .280 | .098 | .250 | .313 | |

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA

واستناداً إلى النتائج السابقة يمكن القول إن هناك توزيعاً اعتدالياً للبيانات فضلاً عن صلاحيتها مما يُبرر استخدام الطريقة البارامترية في هذه الدراسة.

### 4.3 نتائج تحليل البيانات الشخصية والوظيفية:

قام الباحث بحساب التكرارات والنسب المئوية للتعرف على الخصائص الشخصية والوظيفية لأفراد عينة الدراسة والمتمثلة في (الجنس – السن – المؤهل العلمي – الخبرة – الدورات التدريبية)، وذلك من خلال البرنامج الإحصائي (SPSS).

يتضح من الجدول رقم 11 لتحليل البيانات الشخصية والوظيفية لأفراد عينة الدراسة ارتفاع نسبة الذكور عن الإناث حيث بلغت نسبة الذكور (196) مشاركاً (66%)، فيما بلغت نسبة الإناث (101) مشاركة (34%) فقط، أما فيما يتعلق بالفئة العمرية (السن)، فقد بلغت نسبتهم 126 (42.4%) من أفراد عينة الدراسة وتراوحت أعمارهم بين (41-50) سنة، ثم يأتي بعد ذلك الأفراد الذين تتراوح أعمارهم من (30-40) سنة بنسبة 78 (26.3%)، ويرجع ذلك إلى الزيادة في التعيينات والخريجين خلال السنوات الأخيرة واستقطاب الجامعات إلى الخريجين المؤهلين علمياً. علاوة على ذلك، فقد أظهرت النتائج أنَّ (220) من أعضاء هيئة التدريس (74.1%) من حملة الماجستير، مُقابل (77) ممن شملتهم العينة (25.9%)، من حملة الدكتوراه، أمَّا من حيث الخبرة فقد كشفت النتائج أنَّ 125 (42.1%) من المفحوصين تتراوح خبراتهم العملية ما بين (5-10) سنوات، ويمثلون جزءاً أكبر من المشاركين في هذه الدراسة، يليه (103) مشاركاً (34.7%) تتراوح خبرتهم أقل من (5) سنوات، أمَّا من تتراوح خبرتهم من (11-16) سنة فيشكلون 48 (16.2%) من المشاركين، مما يعني إنَّ خبرات عينة الدراسة متباينة وهذا يخدم أغراض الدراسة، حيث أنَّ الآراء المطروحة حول أسئلة الاستبانة تشمل خبرات مختلفة لأعضاء هيئة التدريس، مما يعطي النتائج التي يتم الوصول إليها موضوعية ومصداقية. أمَّا فيما يتعلق بالدورات

التدريبية، فلقد أظهرت النتائج إنَّ (158) مشاركاً (53.2%) لم يحصلوا على أي دورة تدريبية، مقابل (57) مشاركاً (19.2%) تحصلوا على دورة تدريبية واحدة، الأمر الذي يعكس ضعف إهتمام جامعة الزاوية بالجانب التدريبي لأعضاء هيئة التدريس.

جدول رقم 11 التوزيع التكراري والنسب المئوية للبيانات الأولية لأفراد العينة

| المتغير | الفئة | التكرارات | النسبة المئوية |
|---|---|---|---|
| الجنس | الذكور | 196 | %66 |
| | الإناث | 101 | %34 |
| السن (الفئة العمرية) | أقل من 30 سنة | 20 | %6.7 |
| | من 30 - 40 سنة | 78 | %26.3 |
| | من 41 - 50 سنة | 126 | %42.4 |
| | من 51 – 60 سنة | 49 | %16.5 |
| | من 61 سنة فما فوق | 24 | %8.1 |
| المؤهل العلمي | ماجستير | 220 | %74.1 |
| | دكتوراه | 77 | %25.9 |
| مدة العمل بالجامعة (الخبرة) | أقل من 5 سنوات | 103 | %34.7 |
| | من 5 - 10 سنوات | 125 | %42.1 |
| | من 11 – 16 سنة | 48 | %16.2 |
| | من 17 – سنة فأكثر | 21 | %7.1 |
| الدورات التدريبية | لم ألتحق بأي دورة تدريبية | 158 | %53.2 |
| | دورة تدريبية واحدة | 57 | %19.2 |
| | دورتان تدريبيتان | 36 | %12.1 |
| | ثلاث دورات فأكثر | 46 | %15.5 |

## 4.4 نتائج التحليل العاملي (Factor Analysis):

بعد أن تم توزيع الاستبانة على العينة النهائية للدراسة، والبالغ حجمها (297) عضو هيئة تدريس بجامعة الزاوية، أجرى الباحث التحليل العاملي لبيانات الدراسة بهدف تلخيص المتغيرات في أقل عدد من العوامل، ودراسة الصدق التكويني لأداة الدراسة لتأكد من صلاحية مفرداتها، وللتأكد من مدى

وجود إتفاق بين نتائج تحليل الدراسة الاستطلاعية والتحليل النهائي، حيث نَتجَ عن التحليل العاملي للدراسة الاستطلاعية استبعاد بعض الفقرات التي كان تشبعها العاملي أقل من (0.40) أو التي تشبَّعت في أكثر من عامل (بُنْية تشبّعيه معقدة). والجدير بالذكر أن الباحث اعتمد على نفس المعايير التي استخدمها في التحليل العاملي للدراسة الاستطلاعية، حيث استخدم التحليل العاملي الاستكشافي لاستخلاص العوامل فقط من التباين المشترك واستبعاد الأخطاء التباينية والتباين النوعي حتى لا تؤثر في نتائج التحليل (العزابي، 2012).

ويعتبر التحليل العاملي "طريقة إحصائية لتحليل المفاهيم والمتغيرات إلى مكوناتها أو أبعادها أو عواملها" (تيغزة، 2011: 280).

وكما ذكر الباحث سابقاً، تم استخلاص العوامل بطريقة عوامل المحور الرئيسية Principal axis factoring، وكذلك التدوير المتعامد للمحاور بطريقة تعظيم التباين الفايرماكس Varimax لاعتبار استقلالية العوامل (غنيم وصبري، 2000)، حيث تهدف عملية التدوير إلى تفسير العوامل تفسيراً منطقياً، من خلال جعل العلاقات بين المتغيرات وبعض العوامل أقوى ما يمكن، حيث تتوقف طريقة اختيار نوع التدوير سواء كان المتعامد أو المائل على مدى اعتقاد الباحث بوجود ارتباط بين العوامل من عدمه، فيختار الباحث إحدى طريق التدوير المتعامد في حالة اعتقاده بعدم وجود ارتباط بين العوامل. بينما يختار إحدى طرق التدوير المائل في حالة اعتقاده بوجود ارتباط بين العوامل وفي هذه الحالة يجب أن يدعمه بأساس نظري (أمين، 2008: 184).

ومن أكثر طرق التدوير شيوعاً طريقة التدوير المتعامد فاريمكس (Varimax) وتُسمَّى أيضاً طريقة تعظيم التباين، حيث تأخذ في الحسبان استقلالية العوامل بحيث يمكن أن تصل درجة الارتباط بين

العوامل إلى درجة الصفر، وهذا يعني هندسياً أن المحاور تبقى متعامدة أثناء عملية التدوير (غنيم وصبري، 2000: 635).

قبل البدء في استخلاص العوامل وتفسير النتائج يجب التأكد من عدم وجود مشكلة الازدواج الخطي والتي تُعني "وجود علاقة ارتباط قوية ومعنوية بين اثنين أو أكثر من المتغيرات التفسيرية" (أمين، 2008: 145). ويتم ذلك من خلال استخراج محدد مصفوفة الارتباط، حيث يرى تيغزة (2011) أن قيمته يجب أن تكون أكبر من (0.00001)، في هذه الدراسة قيمة محدد مصفوفة الارتباط يساوي (0.000676) وهو أكبر من (0.00001)، مما يُعني عدم وجود مشكلة الازدواج الخطي بين المتغيرات.

ولاختبار الجودة الكلية ومدى ملائمة البيانات للتحليل العاملي وكفاية حجم العينة، استخدم الباحث عدة طرق منها اختبار كايزر ماير أولكين، وكذلك اختبار بارتليت KMO and Bartlett's Test، حيث تتراوح قيمة (KMO) بين (0-1) وكلما اقتربت القيمة من الواحد الصحيح كان ذلك أفضل، أمَّا إذا ما كانت قيمته أقل من (0.50) فيتعين زيادة حجم العينة (أمين، 2008)، والجدول رقم 12 يوضح أن نتائج التحليل العاملي أسفرت عن جودة كلية عالية لمقياس الثقافة التنظيمية، حيث وصلت قيمة كيمو (KMO) إلى (0.782) وهي أكبر من (0.50) مما يدل على زيادة الاعتمادية للعوامل التي نحصل عليها من التحليل العاملي، وكذلك نستطيع الحكم بكفاية حجم العينة، كما يُبيّن الجدول رقم 12 أيضاً أن القيمة الاحتمالية P-Value الناتجة من اختبار بارتليت (Bartlett) ذو دلالة إحصائية أقل من (5%) حيث تساوي (0.000)، وهذا يعني أنَّ مصفوفة الارتباط ليست مصفوفة الوحدة، وبالتالي تُوجد ارتباطات معنوية بين أبعاد المقياس، وبالتالي تكون العينة مستوفيه للشروط ومناسبة للتحليل العاملي.

جدول رقم 12 اختبار KMO and Bartlett لمقياس الثقافة التنظيمية

| | | |
|---|---|---|
| اختبار كايزر ماير أولكين KMO | | 0.782 |
| اختبار بارتليت Bartlett | مربع كاي التقريبي | 2776.698 |
| | درجة الحرية | 153 |
| | النسبة الفائية P.Value | 0.000 |

أمَّا فيما يتعلق بمصفوفة الارتباط Coloration Matrix وهي مصفوفة مربعة بمعنى عدد صفوفها يساوي عدد أعمدتها، وجميع عناصر قطرها الرئيسي تساوي الواحد، وتتصف هذه المصفوفة بأنها متماثلة أي إنَّ الجزء الذي يقع أعلى القطر الرئيسي يشابه تماماً الجزء الذي يقع أسفله (غنيم وصبري، 2000: 645). ويُبيِّن الجدول رقم 13 الترابط بين كل فقرة من فقرات مقياس الثقافة التنظيمية، وتجدر الإشارة إلى أنَّه من الضروري أن تكون الارتباطات بين الفقرات التي تشبَّعت في عامل واحد قوية، وبالعكس تكون الارتباطات بينها وبين الفقرات في العوامل الأخرى منخفضة، كما يلاحظ أيضاً من الجدول رقم 13 أنَّ العلاقات بين فقرات مقياس الثقافة التنظيمية ذات دلالة إحصائية، حيث تراوحت درجاتها بين (0.30 – 0.80) الأمر الذي يؤكد وجود علاقة بينها، مما يؤكد عدم وجود مشكلة الازدواج الخطي (أمين، 2008).

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA

جدول رقم 13 معاملات الارتباط لفقرات مقياس الثقافة التنظيمية

| 35 | 34 | 33 | 32 | 30 | 27 | 26 | 25 | 24 | 21 | 14 | 13 | 12 | 7 | 6 | 4 | 3 | 2 | المتغيرات |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | | | | | | | | | | | | | | | 2 |
| | | | | | | | | | | | | | | | | | .595 | 3 |
| | | | | | | | | | | | | | | | | .439 | .486 | 4 |
| | | | | | | | | | | | | | | | .413 | .499 | .806 | 6 |
| | | | | | | | | | | | | | | .472 | .339 | .691 | .454 | 7 |
| | | | | | | | | | | | | | .213 | .275 | .230 | .163 | .285 | 12 |
| | | | | | | | | | | | | .599 | .192 | .336 | .206 | .160 | .293 | 13 |
| | | | | | | | | | | | .481 | .557 | .111 | .232 | .215 | .101 | .236 | 14 |
| | | | | | | | | | | .007 | -.002 | .040 | .125 | .118 | .138 | .195 | .206 | 21 |
| | | | | | | | | | .405 | .009 | .084 | .137 | .271 | .261 | .263 | .267 | .308 | 24 |
| | | | | | | | | .447 | .851 | .016 | .004 | .029 | .118 | .142 | .158 | .229 | .271 | 25 |
| | | | | | | | .538 | .458 | .424 | .031 | .062 | .020 | .152 | .270 | .207 | .255 | .337 | 26 |
| | | | | | | .133 | .027 | .096 | -.008 | -.002 | .011 | .089 | .086 | .003 | .030 | .102 | .008 | 27 |
| | | | | | .497 | .203 | .069 | .162 | .053 | .016 | .057 | .033 | .034 | .029 | .035 | .112 | .071 | 30 |
| | | | | .440 | .370 | .132 | .079 | .114 | .110 | -.002 | .009 | .063 | .112 | .077 | .041 | .145 | .018 | 32 |
| | | | .719 | .491 | .494 | .168 | .119 | .125 | .111 | -.057 | .009 | .035 | .113 | .021 | -.019 | .110 | -.006 | 33 |
| | | .635 | .516 | .700 | .544 | .122 | .030 | .070 | .051 | -.064 | -.025 | .008 | .049 | -.060 | -.059 | .056 | -.040 | 34 |
| | .781 | .628 | .558 | .669 | .523 | .098 | .027 | .088 | .015 | -.071 | -.005 | .050 | .085 | -.029 | .002 | .091 | .019 | 35 |

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA

كما استخدم الباحث اختبار الارتباط المضاد إنتي إمج Anti-Image لمعرفة جودة كل فقرة من فقرات المقياس على حده، وقد حدَّد بعض الإحصائيين القيمة المقبولة للارتباط المضاد (0.50) كحد أدنى وكلما اقتربت القيمة من الواحد كان ذلك أفضل، نلاحظ من الجدول رقم 14 أنَّ قيم الارتباط المضاد لفقرات الثقافة التنظيمية تتراوح بين (0.63 - 0.92)، مما يدلُّ على أنَّ كل فقرة من فقرات المقياس تتسم بجودة عالية وبالتالي فهي صالحة للاستخدام في التحليل العاملي (إبراهيم، 2013).

كذلك نُلاحظ من الجدول رقم 14 قِيم معامل الشيوع أو الاشتراكات Communality حيث دلَّت النتائج على جودة كل فقرات مقياس الثقافة التنظيمية، حيث تراوحت القيم ما بين (0.31 - 0.95)، مما يدل على أن فقرات المقياس ذات جودة عالية، ولها دور مهم في تفسير المتغيرات الكامنة التي تتبعها.

والجدير بالذكر إنَّ معامل الشيوع Communality يُعني مُربع معامل الارتباط المتعدد ($R^2$) بين المتغير والعوامل Factors كمتغيرات مستقلة، فهو يعبر عن نسبة التباين في المتغير التي تفسّرها العوامل المشتركة المشتقة من التحليل العاملي (غنيم وصبري، 2000: 646).

ويُضيف جودة (2007) أنَّ كل متغير يساهم بنسب مختلفة في كل عامل من العوامل، ومجموع مربعات التشبعات أو الاسهامات في العوامل هي قيمة الاشتراكات.

وتكون قيمة معامل الشيوع محصورة بين (0-1)، فكلما اقتربت من الواحد دلَّ ذلك على دور العبارة أو المفردة في تفسير أكبر عدد من المتغيرات، وقد اتفق بعض العلماء على الحد الأدنى المقبول لهذه القيمة هو (0.40) (بشير، 2003: 174).

أمَّا فيما يخص تحميل العوامل أو التشبعات العاملية Factor Loading والتي تُعني درجة ارتباط كل متغير مع أحد العوامل (جودة، 2007)، ويعتبر أفضل تشبع عاملي للمفردة يساوي (0.30) فما

فوق (Chan et al., 2007:55)، وبالتالي يتم حذف المفردات التي يكون تشبعها العاملي أقل من (0.30)، حتى تساهم الفقرة بشكل جيد في التحليل، حيث إنه كلما قلت نسبة التشبع للفقرة، كلما قلت نسبة مساهمتها في التحليل وبالتالي يؤدي إلى تفكك الفقرات وتحميلها على عوامل كثيرة غير مرغوبة (العزابي، 2012: 118).

واعتمد الباحث في هذه الدراسة على نسبة تشبع (0.40) فما فوق لاعتماد الفقرات، حتى تكون مساهمة الفقرات في بناء العامل مساهمة هادفة وذات معنى، وبالتالي تم حذف المفردات التي يقل تشبعها العاملي عن (0.40)، كما تم حذف المفردات التي تشبعت في أكثر من عامل (بُنية معقدة)، وكذلك المفردات التي حُمِّلت في عوامل غير مفترضة أو غير متوقعة (طبقاً للإطار النظري للدراسة) (العزابي، 2012).

كما اعتمد الباحث أيضاً في اختياره للعوامل على قيمة الجدر الكامن (Eigenvalue) التي تصل إلى (1.00) فما فوق في اختيار العامل الصالح للاستخدام (Field, 2009).

ويُظهر الجدول رقم 14 نتائج التحليل العاملي لمقياس الثقافة التنظيمية والذي أسفر إلى تلخيص الفقرات من (35) فقرة إلى (18) فقرة، تحت أربعة عوامل فسَّرت مجتمعة (57.1%) من إجمالي التباين الكلي كالآتي: العامل الأول تشبَّعت عليه أربع فقرات وهي (2-3-4-6-7)، وبناء على محتوياته أطلق عليه (المشاركة)، وقد ساهم هذا العامل بنسبة (22.5%) من قيمة التباين الكلي، فيما تشبَّع العامل الثاني على ست فقرات وهي (12-13-14)، وأُطلق عليه (الاتساق)، وقد ساهم بنسبة ( 18%) من قيمة التباين الكلي، أما العامل الثالث فقد تشبعت عليه خمس فقرات وهي (21-24-25-26)، تمثل (القدرة على التكيف)، وكانت مساهمة هذا العامل بنسبة (10.5%) من قيمة التباين الكلي، فيما جاءت الفقرات (27-30-32-33-34-35) محمَّلة على العامل الرابع وتم تسميت هذا العامل (المهمة)،

وساهم بنسبة (6%) من قيمة التباين الكلي، وكما أوضحنا سابقاً فإن فقرات مقياس الثقافة التنظيمية فسَّرت مجتمعة (57.1%) من إجمالي التباين الكلي، وتعتبر هذه النسبة مقبولة في العلوم الإنسانية، وقد حذف الباحث (17) فقرة لعدم انطباق الشروط اللازمة لبقائها، كأن يكون تشبعها العاملي أقل من (0.40)، أو تشبَّعت في أكثر من عامل (بُنية معقدة)، أو حُمِّلت في عوامل غير مفترضة (إبراهيم، 2013).

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
جامعة العلوم الإسلامية الماليزية
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA

جدول رقم 14 نتائج التحليل العاملي لمقياس الثقافة التنظيمية

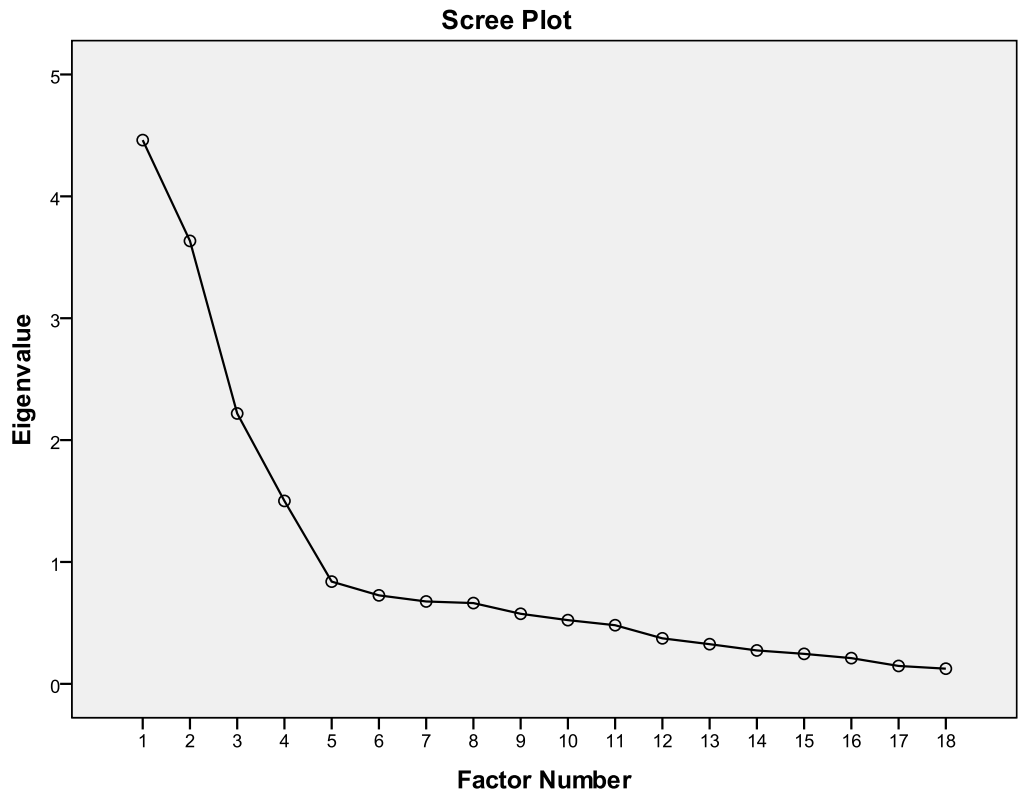
| ر.م | العبـــــــــــــــارات | تشبعات عاملية | | | | معامل الشيوع | Anti-image |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | المشاركة | الاتساق | التكيف | المهمة | | |
| 2 | يتم تبادل المعلومات على نطاق واسع في جامعتنا. | 0.795 | | | | 0.718 | 0.741 |
| 3 | يَعتقد جميع العاملين أنه يُمكن أن يكون لهم أثر إيجابي على الأداء داخل الجامعة. | 0.770 | | | | 0.625 | 0.764 |
| 4 | يعمل الموظف بالجامعة وكأنه جزء من الفريق. | 0.516 | | | | 0.318 | 0.920 |
| 6 | فِرق العمل هي اللبنات الأساسية لهذه الجامعة. | 0.747 | | | | 0.623 | 0.736 |
| 7 | جامعتنا مستمرة في استثمار مهارات الموظفين بشكل جيد. | 0.666 | | | | 0.459 | 0.739 |
| 12 | عندما تحدث خلافات داخل العمل نعمل للتوصل إلى حلول تُرضي الجميع. | | 0.798 | | | 0.669 | 0.709 |
| 13 | من السهل التوصل إلى توافق في الآراء، حتى في القضايا الصعبة. | | 0.695 | | | 0.525 | 0.771 |
| 14 | في كثير من الأحيان نجد صعوبة في التوصل إلى اتفاق بشأن القضايا الرئيسية. | | 0.671 | | | 0.466 | 0.758 |
| 21 | نصائح وتوصيات العملاء غالباً ما يُؤخذ بها في هذه المنظمة. | | | 0.836 | | 0.703 | 0.636 |
| 24 | نَنظر للفشل كفرصة للتعلّم وتحسين الأداء. | | | 0.476 | | 0.328 | 0.871 |
| 25 | تُشجّع الجامعة الموظفين على الابتكار والمخاطرة. | | | 0.974 | | 0.956 | 0.637 |
| 26 | نحن متأكدون من تنسيق الإجراءات والجهود بين الإدارات والأقسام المختلفة. | | | 0.541 | | 0.379 | 0.853 |
| 27 | الجامعة لديها أهداف طويلة الأجل. | | | | 0.623 | 0.391 | 0.916 |
| 30 | هناك اتفاق كبير بين العاملين حول أهداف الجامعة. | | | | 0.735 | 0.548 | 0.863 |
| 32 | تُعلن الإدارة العليا بوضوح عن أهدافها للعاملين. | | | | 0.667 | 0.457 | 0.787 |
| 33 | لدينا رؤية مشتركة لمستقبل الجامعة. | | | | 0.775 | 0.614 | 0.821 |
| 34 | لدى الإدارة العليا بالجامعة وجهة نظر طويلة الأجل. | | | | 0.870 | 0.760 | 0.833 |
| 35 | رؤية الجامعة تخلق الإثارة والتحفيز للعاملين بالجامعة. | | | | 0.860 | 0.741 | 0.847 |
| | الجذر الكامن | 0.23 | 0.18 | 0.11 | 0.6 | | |
| | معامل ألفا | 0.800 | 0.719 | 0.827 | 0.852 | | |

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA

وقد أوضح التحليل العاملي مدى صدق وثبات الفقرات التي تم اختيارها لتُمثّل مقياس الثقافة التنظيمية، بالإضافة إلى صدقها التكويني، حيث تشبَّع في كل عامل ما لا يقل عن ثلاث فقرات وهو شرط رئيسي لقبول أي عامل، وبناءً على النتائج التي تم التوصل إليها من التحليل العاملي يمكن الحكم على أنَّ مقياس الثقافة التنظيمية المستخدم في هذه الدراسة صالح للاستخدام.

ويوضح شكل رقم 14 اختبار الهضبة والذي يُوضح من خلال الرسم البياني العوامل التي تم استخلاصها، حيث يُبيّن الرسم البياني وجود أربعة عوامل، وأنَّ العامل الخامس يُقابل جذر تخيلي أقل من الواحد الصحيح وبالتالي تمَّ استبعاده والاحتفاظ بالعوامل الأربعة الأولى فقط، وهي المشاركة، الاتساق، التكيف والمهمة.

شكل رقم 14 اختبار الهضبة لمقياس الثقافة التنظيمية



أماً بالنسبة لمقياس الإدارة الإلكترونية فقد اعتمد الباحث نفس المعايير التي اعتمد عليها في تحليل الثقافة التنظيمية، فقد تم تدوير المحاور بطريقة تعظيم التباين (الفايرماكس) Varimax لاعتبار استقلالية العوامل (غنيم وصبري، 2000).

ولاختبار الجودة الكلية ومدى ملائمة البيانات للتحليل العاملي، استخدم الباحث عدة طرق منها اختبار كايزر ماير أولكين، وكذلك اختبار بارتليت KMO and Bartlett's Test، وأسفرت نتائج التحليل العاملي عن جودة كلية عالية لمقياس الإدارة الإلكترونية، حيث يوضح الجدول رقم 15 أن قيمة كيمو (KMO) وصلت إلى (0.765) وهي أكبر من (0.50) مما يدل على زيادة الاعتمادية للعوامل التي نحصل عليها من التحليل العاملي، وكذلك نستطيع الحكم بكفاية حجم العينة، كما كانت القيمة الاحتمالية P-Value الناتجة من اختبار بارتليت (Bartlett) ذو دلالة إحصائية أقل من (5%) حيث تساوي (0.000)، وهذا يعني أنَّ مصفوفة الارتباط ليست مصفوفة الوحدة، وبالتالي تُوجد ارتباطات معنوية بين أبعاد المقياس، وبالتالي تكون العينة مستوفيه للشروط ومناسبة للتحليل العاملي (أمين، 2008).

جدول رقم 15 اختبار KMO and Bartlett لمقياس الإدارة الإلكترونية

| | | |
|---|---|---|
| اختبار كايزر ماير أولكين KMO | | 0.765 |
| اختبار بارتليت Bartlett | مربع كاي التقريبي | 2087.856 |
| | درجة الحرية | 105 |
| | النسبة الفائية P.Value | 0.000 |

ويُبيّن الجدول رقم 16 الترابط بين كل فقرة من فقرات مقياس الإدارة الإلكترونية، وتجدر الإشارة إلى أنَّه من الضروري أن تكون الارتباطات بين الفقرات التي تشبَّعت في عامل واحد قوية، وبالعكس تكون الارتباطات بينها وبين الفقرات في العوامل الأخرى منخفضة، كما يلاحظ أيضاً من الجدول رقم

16 أنَّ العلاقات بين فقرات مقياس الإدارة الإلكترونية ذات دلالة إحصائية، حيث تراوحت درجاتها بين (0.31 – 0.82) الأمر الذي يؤكد وجود علاقة بينها ولكن بدون أن تصل إلى درجة الانصهار التام، مما يؤكد عدم وجود مشكلة الازدواج الخطي (أمين، 2008).

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
جامعة العلوم الإسلامية الماليزية
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA

جدول رقم 16 يبين معاملات الارتباط لفقرات مقياس الإدارة الإلكترونية

| المتغيرات | 1 | 2 | 4 | 7 | 10 | 11 | 14 | 15 | 16 | 18 | 19 | 20 | 23 | 25 | 26 | 27 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 2 | .517 | | | | | | | | | | | | | | | |
| 4 | .425 | .625 | | | | | | | | | | | | | | |
| 7 | .422 | .825 | .536 | | | | | | | | | | | | | |
| 10 | -.079 | -.050 | -.032 | -.103 | | | | | | | | | | | | |
| 11 | -.032 | .053 | .062 | .028 | .405 | | | | | | | | | | | |
| 14 | -.062 | .069 | .097 | .010 | .400 | .347 | | | | | | | | | | |
| 15 | -.060 | .016 | .019 | -.035 | .825 | .433 | .466 | | | | | | | | | |
| 16 | .035 | .141 | .190 | .140 | -.001 | .034 | .049 | .035 | | | | | | | | |
| 18 | .061 | .146 | .179 | .108 | -.007 | -.049 | .007 | .015 | .558 | | | | | | | |
| 19 | .031 | .147 | .188 | .139 | .012 | .049 | .075 | .065 | .776 | .558 | | | | | | |
| 20 | .071 | .160 | .145 | .165 | -.042 | -.066 | .010 | -.012 | .506 | .312 | .521 | | | | | |
| 23 | .166 | .273 | .256 | .144 | .044 | .098 | .098 | .162 | .240 | .206 | .227 | .203 | | | | |
| 25 | .126 | .294 | .266 | .144 | .029 | .059 | .135 | .139 | .257 | .223 | .252 | .226 | .166 | | | |
| 26 | .106 | .325 | .251 | .216 | .044 | .050 | .140 | .174 | .260 | .222 | .258 | .212 | .138 | .729 | | |
| 27 | .101 | .259 | .210 | .146 | .142 | .194 | .178 | .249 | .215 | .218 | .214 | .150 | .105 | .492 | .497 | |

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA

كما استخدم الباحث اختبار الارتباط المضاد إنتي إمج (Anti-Image) لمعرفة جودة كل فقرة من فقرات المقياس على حدة، وبالنظر إلى الجدول رقم 17 نجد إنَّ قيم الارتباط المضاد لفقرات الإدارة الإلكترونية تتراوح بين (0.62) إلى (0.92)، مما يدلُّ على أنَّ كل فقرة من فقرات المقياس تتسم بجودة عالية وبالتالي فهي صالحة للاستخدام في التحليل العاملي (إبراهيم، 2013).

وأكَّدت نتائج معامل الشيوع Communality المستخلصة من الجدول رقم 17 جودة كل فقرات مقياس الإدارة الإلكترونية، حيث تراوحت القيم ما بين (0.26 – 0.94)، مما يدل على أنَّ فقرات المقياس ذات جودة عالية، ولها دور مهم في تفسير المتغيرات الكامنة التي تتبعها.

من جهةٍ أخرى فقد اعتمد الباحث في هذه الدراسة على نسبة تشبع (0.40) فما فوق لاعتماد الفقرات، وبالتالي تم حذف المفردات التي يقل تشبعها العاملي عن (0.40)، كما تم حذف المفردات التي تشبعت في أكثر من عامل (بُنية معقدة)، وكذلك المفردات التي حُمِّلت في عوامل غير مفترضة أو غير متوقعة.

كما اعتمد الباحث أيضاً في اختياره للعوامل على قيمة الجدر الكامن (Eigenvalue) التي تصل إلى (1.00) فما فوق في اختيار العامل الصالح للاستخدام (Field, 2009).

وقد أظهر جدول رقم 17 نتائج التحليل العاملي لمقياس الإدارة الإلكترونية، حيث أدى إلى تلخيص الفقرات من (29) فقرة إلى (16) فقرة، تحت أربع عوامل فسَّرت مجتمعة ما قيمته (67.1%) من إجمالي التباين الكلي كالآتي: العامل الأول تشبعت عليه أربع فقرات وهي (1-2-4-7)، وبناء على محتوياته سُمّيَ (الأداء المتوقع)، وقد ساهم هذا العامل بنسبة (27.2%) من قيمة التباين الكلي، فيما تشبَّع العامل الثاني على أربع فقرات وهي (10-11-14-15)، وأُطلق عليه (الجهد المتوقع)، وقد ساهم بنسبة (17.3%) من قيمة التباين الكلي، أما العامل الثالث فقد تشبعت عليه أيضاً أربع فقرات وهي

(16-18-19-20)، تمثل (التأثير الاجتماعي)، وكانت مساهمة هذا العامل بنسبة (12.8%) من قيمة التباين الكلي، فيما جاءت الفقرات (23-25-26-27) محمَّلة على العامل الرابع وتم تسميت هذا العامل (الظروف التيسيرية)، وساهم بنسبة (9.8%) من قيمة التباين الكلي، وكما أوضحنا سابقاً فإن فقرات مقياس الإدارة الإلكترونية فسَّرت مجتمعة ما قيمته (67.1%) من إجمالي التباين الكلي، وتعتبر هذه النسبة مقبولة في العلوم الإنسانية، والجدير بالذكر أن الباحث قام بحذف (13) فقرة لعدم إيفائها للشروط المنصوص عليها، كأن يكون تشبعها العاملي أقل من (0.40)، أو تشبَّعت في أكثر من عامل (بُنية معقدة)، أو حُمِّلت في عوامل غير مفترضة (إبراهيم، 2013). والجدول التالي يوضح ذلك:

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA
جامعة العلوم الإسلامية الماليزية

جدول رقم 17 نتائج التحليل العاملي لمقياس الإدارة الإلكترونية

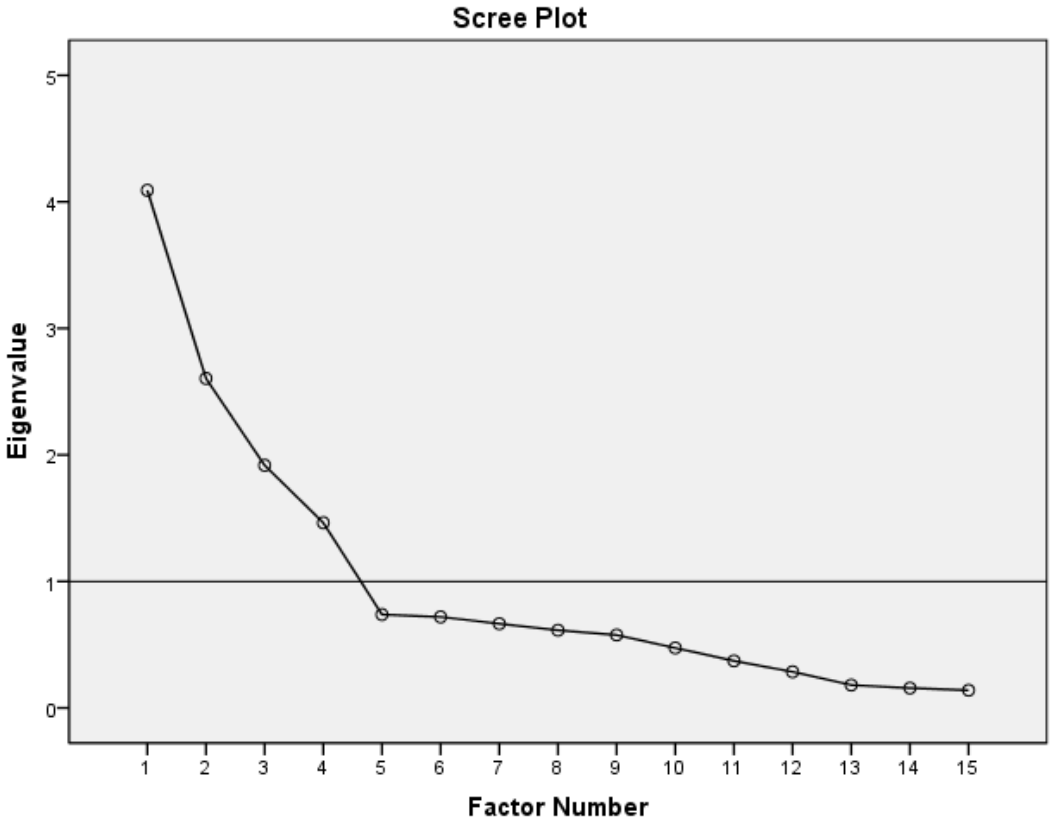
| ر.م | العبـــــــــــــارات | الأداء المتوقع | الجهد المتوقع | التأثير الاجتماعي | الشروط التيسيرية | معامل الشيوع | Anti image |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | استخدام الإدارة الإلكترونية مفيد في عملي. | 0.542 | | | | 0.304 | 0.839 |
| 2 | استخدام الإدارة الإلكترونية يُمكّنني من إنجاز المهام بسرعة أكبر. | 0.949 | | | | 0.943 | 0.709 |
| 4 | استخدام الإدارة الإلكترونية يمكّنني من الوصول إلى المعلومات والخدمات عندما أحتاجها. | 0.639 | | | | 0.462 | 0.906 |
| 7 | استخدام الإدارة الإلكترونية سوف يزيد فرصتي في الحصول على الترقية. | 0.826 | | | | 0.695 | 0.696 |
| 10 | تَعلّم استخدام نظام الإدارة الإلكترونية أمر سهل بالنسبة لي. | | 0.848 | | | 0.728 | 0.628 |
| 11 | أجد التعامل مع الجامعة عن طريق الانترنت واضحاً وسهلاً. | | 0.507 | | | 0.263 | 0.823 |
| 14 | أُفضّل التعامل مع موظفي الإدارة الإلكترونية وجهاً لوجه على التعامل معهم عبر الإنترنت. | | 0.514 | | | 0.276 | 0.848 |
| 15 | تُواجهني صعوبة كي أُصبح ماهراً في استخدام الخدمات الإلكترونية. | | 0.922 | | | 0.865 | 0.654 |
| 16 | أستخدم الإدارة الإلكترونية إذا استخدمها أصدقائي وزملائي. | | | 0.933 | | 0.888 | 0.686 |
| 18 | تُساعد الجامعة في دعم استخدام الإدارة الإلكترونية بشكل عام. | | | 0.574 | | 0.358 | 0.733 |
| 19 | أجد صعوبة في استخدام الإدارة الإلكترونية بسبب نقص المعلومات وحملات التوعية. | | | 0.983 | | 0.990 | 0.678 |
| 20 | تُشجّع الإدارة العليا للجامعة العاملين على استخدام الإدارة الإلكترونية. | | | 0.513 | | 0.296 | 0.770 |
| 23 | لَديَّ خبرة كافية في مجال الإنترنت تتيح لي الاستفادة من خدمات الإدارة الإلكترونية. | | | | 0.866 | 0.785 | 0.784 |
| 25 | أنا راضٍ عن الإجراءات الأمنية والخصوصية المتوفرة مع خدمات الإدارة الإلكترونية. | | | | 0.892 | 0.834 | 0.785 |
| 26 | يُشجّع مستوى التشريعات الحالية على تَبني خدمات الإدارة الإلكترونية. | | | | 0.776 | 0.666 | 0.882 |
| 27 | تَوفّر الموارد والإمكانيات بالجامعة يُسهّل الاستفادة من خدمات الإدارة الإلكترونية بشكل جيد. | | | | 0.507 | 0.354 | 0.924 |
| | الجذر الكامن | 0.27 | 0.17 | 0.13 | 0.10 | | |
| | معامل ألفا | 0.751 | 0.769 | 0.775 | 0.749 | | |

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA

وقد أوضح التحليل العاملي مدى صدق وثبات الفقرات التي تم اختيارها لتُمثّل مقياس الإدارة الإلكترونية، بالإضافة إلى صدقها التكويني، حيث تشبَّع في كل عامل ما لا يقل عن ثلاث فقرات وهو شرط رئيسي لقبول أي عامل، وبناءً على النتائج التي تم التوصل إليها من التحليل العاملي يمكن القول إنَّ مقياس الإدارة الإلكترونية المستخدم في هذه الدراسة صالح للاستخدام.

ويوضح شكل رقم 15 اختبار الهضبة والذي يُوضح من خلال الرسم البياني العوامل التي تم استخلاصها، حيث يُبيّن الرسم البياني وجود ستة عوامل، وأنَّ العامل السابع يُقابل جذر تخيلي أقل من الواحد الصحيح وبالتالي تمَّ استبعاده والاحتفاظ بالعوامل الأربعة الأولى فقط، الأداء المتوقع، الجهد المتوقع، التأثير الاجتماعي، الشروط التيسيرية.

شكل رقم 15 اختبار الهضبة لمقياس الإدارة الإلكترونية



وبالمثل أجرى الباحث التحليل العاملي لمقياس النية السلوكية مستخدماً في ذلك جميع الشروط المستخدمة في التحليل العاملي لمقياسي الثقافة التنظيمية والإدارة الإلكترونية وأظهرت نتائج التحليل العاملي عن جودة كلية عالية لمقياس النية السلوكية، حيث يوضح الجدول رقم 18 أن قيمة كيمو (KMO) وصلت إلى (0.676) وهي أكبر من (0.50) مما يدل على زيادة الاعتمادية للعوامل التي نحصل عليها من التحليل العاملي، وكذلك نستطيع الحكم بكفاية حجم العينة، كما كانت القيمة الاحتمالية P-Value الناتجة من اختبار بارتليت (Bartlett) ذو دلالة إحصائية أقل من (5%) حيث تساوي (0.000)، وهذا يعني أنَّ مصفوفة الارتباط ليست مصفوفة الوحدة، وبالتالي تُوجد ارتباطات معنوية بين أبعاد المقياس، وبالتالي تكون العينة مستوفيه للشروط ومناسبة للتحليل العاملي (أمين، 2008).

جدول رقم 18 اختبار KMO and Bartlett لمقياس النية السلوكية

| | | |
|---|---|---|
| اختبار كايزر ماير أولكين KMO | | 0.676 |
| اختبار بارتليت Bartlett | مربع كاي التقريبي | 260.002 |
| | درجة الحرية | 6 |
| | النسبة الفائية P.Value | 0.000 |

ويُبيّن الجدول رقم 19 الترابط بين كل فقرة من فقرات مقياس النية السلوكية، وتجدر الإشارة إلى أنَّه من الضروري أن تكون الارتباطات بين الفقرات التي تشبَّعت في عامل واحد قوية، وبالعكس تكون الارتباطات بينها وبين الفقرات في العوامل الأخرى منخفضة، كما يلاحظ أيضاً من الجدول رقم 19 أنَّ العلاقات بين فقرات مقياس النية السلوكية ذات دلالة إحصائية، حيث تراوحت درجاتها حوالي بين (0.31 – 0.50) الأمر الذي يؤكد وجود علاقة بينها ولكن بدون أن تصل إلى درجة الانصهار التام، مما يؤكد عدم وجود مشكلة الازدواج الخطي (أمين، 2008).

جدول رقم 19 يبين معاملات الارتباط لفقرات مقياس النية السلوكية

| المتغيرات | 30 | 31 | 32 | 34 |
|---|---|---|---|---|
| 30 | | | | |
| 31 | .416 | | | |
| 32 | .312 | .496 | | |
| 34 | .390 | .488 | .422 | |

كما استخدم الباحث اختبار الارتباط المضاد إنتي إمج (Anti-Image) لمعرفة جودة كل فقرة من فقرات المقياس على حدة، وبالنظر إلى الجدول رقم 20 نجد إنَّ قيم الارتباط المضاد لفقرات الإدارة الإلكترونية تتراوح بين (0.63) إلى (0.74)، مما يدلُّ على أنَّ كل فقرة من فقرات المقياس تتسم بجودة عالية وبالتالي فهي صالحة للاستخدام في التحليل العاملي.

وأكَّدت نتائج معامل الشيوع Communality المستخلصة من الجدول رقم 20 جودة كل فقرات مقياس النية السلوكية، حيث تراوحت القيم ما بين (0.22 – 0.64)، مما يدل على أنَّ فقرات المقياس ذات جودة عالية، ولها دور مهم في تفسير المتغيرات الكامنة التي تتبعها.

من جهةٍ أخرى فقد اعتمد الباحث في هذه الدراسة على نسبة تشبع (0.40) فما فوق لاعتماد الفقرات، وبالتالي تم حذف المفردات التي يقل تشبعها العاملي عن (0.40)، كما تم حذف المفردات التي تشبعت في أكثر من عامل (بُنية معقدة)، وكذلك المفردات التي حُمِّلت في عوامل غير مفترضة أو غير متوقعة.

كما اعتمد الباحث أيضاً في اختياره للعوامل على قيمة الجذر الكامن (Eigenvalue) التي تصل إلى (1.00) فما فوق في اختيار العامل الصالح للاستخدام (Field, 2009).

وقد أظهر جدول رقم 20 نتائج التحليل العاملي لمقياس النية السلوكية، حيث أدى إلى تلخيص الفقرات من (5) فقرات إلى (4) فقرات، كما تشبعت عليه أربع فقرات وهي (30-31-32-34)، وبناء على محتوياته سُمّيَ (النية السلوكية)، وقد فسَّرت مجتمعة ما قيمته (54.8%) من إجمالي التباين الكلي،

وتعتبر هذه النسبة مقبولة في العلوم الإنسانية، والجدير بالذكر أن الباحث قام بحذف فقرة واحدة لعدم إيفائها للشروط المنصوص عليها سابقاً، والجدول التالي يوضح ذلك:

جدول رقم 20 نتائج التحليل العاملي لمقياس النية السلوكية

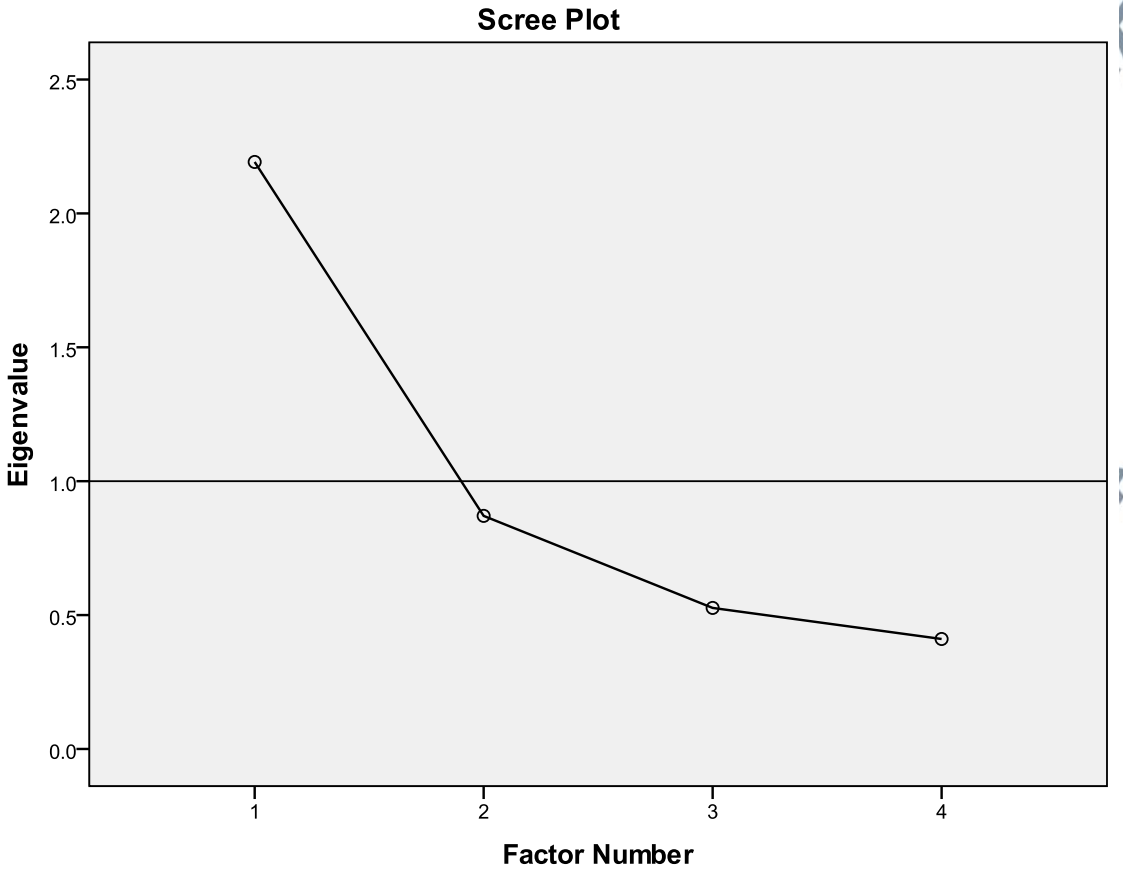
| ر.م | العبـــــــــــــــارات | تشبع عاملي | معامل | Anti |
|---|---|---|---|---|
| | | النية السلوكية | الشيوع | image |
| 30 | أتوقع استخدام الإدارة الإلكترونية في المستقبل. | 0.473 | 0.224 | 0.635 |
| 31 | أنوي تبنّي خدمات الإدارة الإلكترونية في المستقبل. | 0.801 | 0.641 | 0.678 |
| 32 | أُخطط لاستخدام خدمات الإدارة الإلكترونية في المستقبل. | 0.560 | 0.313 | 0.637 |
| 34 | أَرغب في استخدام الكمبيوتر للقيام بأشياء مختلفة تتعلق بالجامعة. | 0.689 | 0.475 | 0.740 |
| | الجذر الكامن | 0.55 | | |
| | معامل ألفا | 0.650 | | |

وقد أوضح التحليل العاملي مدى صدق وثبات الفقرات التي تم اختيارها لتُمثّل مقياس النية السلوكية، حيث تشبَّع في هذا العامل ما لا يقل عن ثلاث فقرات وهو شرط رئيسي لقبول أي عامل، وبناءً على النتائج التي تم التوصل إليها من التحليل العاملي يمكن القول إنَّ مقياس النية السلوكية المستخدم في هذه الدراسة صالح للاستخدام.

ويوضح شكل رقم 16 اختبار الهضبة والذي يُوضح من خلال الرسم البياني العامل الذي تم استخلاصه، حيث يُبيّن الرسم البياني وجود عامل واحد.

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA

شكل رقم 16 اختبار الهضبة لمقياس النية السلوكية




وكذلك أجرى الباحث التحليل العاملي لمقياس الاستخدام الفعلي للإدارة الإلكترونية مستخدماً في ذلك جميع الشروط السابقة المستخدمة في التحليل العاملي، وأظهرت نتائج التحليل العاملي عن جودة كلية عالية لمقياس الاستخدام الفعلي، حيث يوضح الجدول رقم 21 أن قيمة كيمو (KMO) وصلت إلى (0.677) وهي أكبر من (0.50) مما يدل على زيادة الاعتمادية للعوامل التي نحصل عليها من التحليل العاملي، وكذلك نستطيع الحكم بكفاية حجم العينة، كما كانت القيمة الاحتمالية P-Value الناتجة من اختبار بارتليت (Bartlett) ذو دلالة إحصائية أقل من (5%) حيث تساوي (0.000)، وهذا يعني أنَّ مصفوفة الارتباط ليست مصفوفة الوحدة، وبالتالي تُوجد ارتباطات معنوية بين أبعاد المقياس، وبالتالي تكون العينة مستوفيه للشروط ومناسبة للتحليل العاملي (أمين، 2008).

جدول رقم 21 اختبار KMO and Bartlett لمقياس الاستخدام الفعلي

| | | |
|---|---|---|
| اختبار كايزر ماير أولكين KMO | | 0.677 |
| اختبار بارتليت Bartlett | مربع كاي التقريبي | 171.724 |
| | درجة الحرية | 3 |
| | النسبة الفائية P.Value | 0.000 |

ويُبيّن الجدول 22 الترابط بين كل فقرة من فقرات مقياس الاستخدام الفعلي، وتجدر الإشارة إلى أنَّه من الضروري أن تكون الارتباطات بين الفقرات التي تشبَّعت في عامل واحد قوية، وبالعكس تكون الارتباطات بينها وبين الفقرات في العوامل الأخرى منخفضة، كما يلاحظ أيضاً من الجدول رقم 22 أنَّ العلاقات بين فقرات مقياس الاستخدام الفعلي ذات دلالة إحصائية، حيث تراوحت درجاتها حوالي بين (0.44 – 0.50) الأمر الذي يؤكد وجود علاقة بينها ولكن بدون أن تصل إلى درجة الانصهار التام، مما يؤكد عدم وجود مشكلة الازدواج الخطي (أمين، 2008).

جدول رقم 22 يبين معاملات الارتباط لفقرات مقياس الاستخدام الفعلي

| المتغيرات | 42 | 43 | 44 |
|---|---|---|---|
| 42 | | | |
| 43 | .443 | | |
| 44 | .497 | .434 | |

كما استخدم الباحث اختبار الارتباط المضاد إنتي إمج (Anti-Image) لمعرفة جودة كل فقرة من فقرات المقياس على حدة، وبالنظر إلى الجدول رقم 23 نجد إنَّ قيم الارتباط المضاد لفقرات الاستخدان الفعلي تتراوح بين (0.66) إلى (0.71)، مما يدلُّ على أنَّ كل فقرة من فقرات المقياس تتسم بجودة عالية وبالتالي فهي صالحة للاستخدام في التحليل العاملي.

وأكَّدت نتائج معامل الشيوع Communality المستخلصة من الجدول رقم 23 جودة كل فقرات مقياس الاستخدام الفعلي، حيث تراوحت القيم ما بين (0.39 – 0.50)، مما يدل على أنَّ فقرات المقياس ذات جودة عالية، ولها دور مهم في تفسير المتغيرات الكامنة التي تتبعها.

من جهةٍ أخرى فقد اعتمد الباحث في هذه الدراسة على نسبة تشبع (0.40) فما فوق لاعتماد الفقرات، وبالتالي تم حذف المفردات التي يقل تشبعها العاملي عن (0.40)، كما تم حذف المفردات التي تشبعت في أكثر من عامل (بُنية معقدة)، وكذلك المفردات التي حُمِّلت في عوامل غير مفترضة أو غير متوقعة.

كما اعتمد الباحث أيضاً في اختياره للعوامل على قيمة الجدر الكامن (Eigenvalue) التي تصل إلى (1.00) فما فوق في اختيار العامل الصالح للاستخدام (Field, 2009).

وقد أظهر جدول رقم 23 نتائج التحليل العاملي لمقياس النية السلوكية، حيث أدى إلى تلخيص الفقرات من (12) فقرة إلى (3) فقرات، كما تشبعت عليه ثلاث فقرات وهي (42-43-44)، وبناء على محتوياته سُمّيَ (الاستخدام الفعلي للإدارة الإلكترونية)، وقد فسَّر ما قيمته (63.9%) من إجمالي التباين الكلي، وتعتبر هذه النسبة مقبولة في العلوم الإنسانية، والجدير بالذكر أن الباحث قام بحذف (9) فقرات لعدم إيفائها للشروط المنصوص عليها سابقاً، والجدول التالي يوضح ذلك:

جدول رقم 23 نتائج التحليل العاملي لمقياس الاستخدام الفعلي

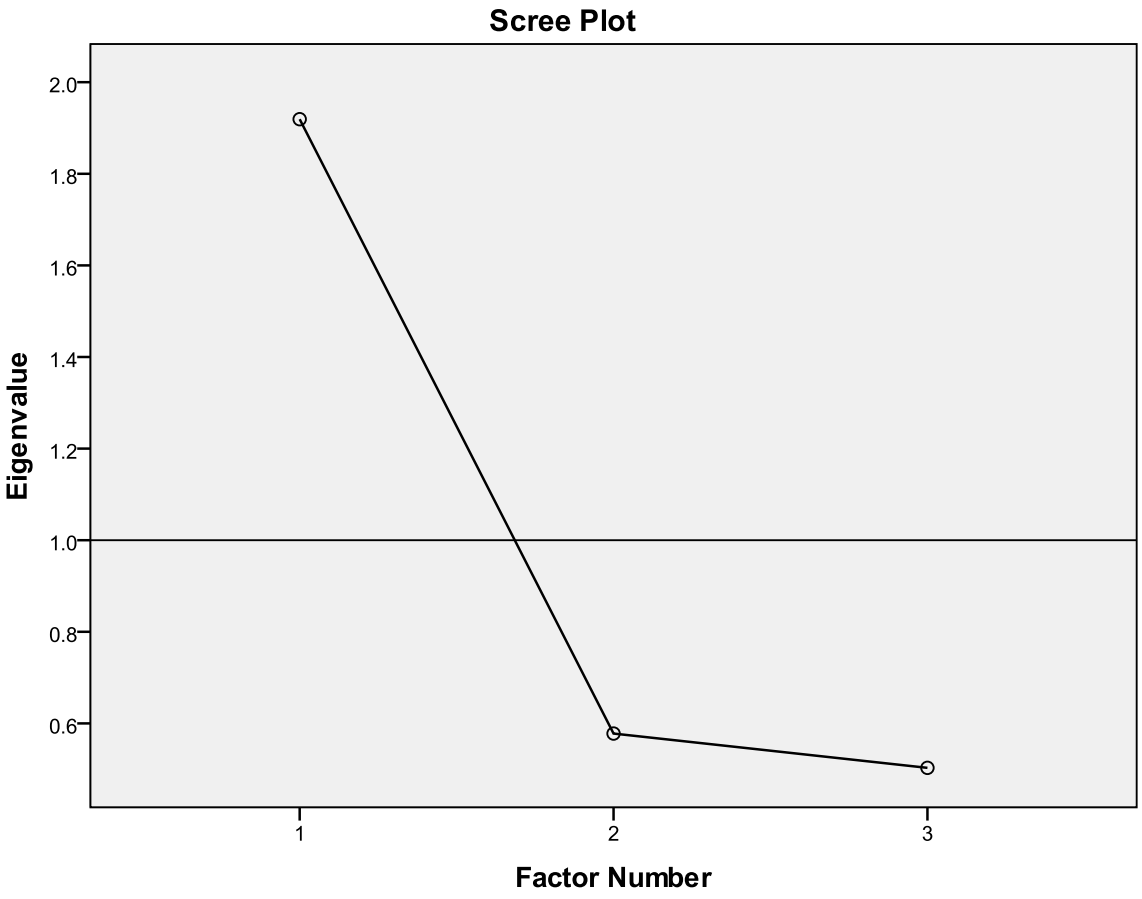
| ر.م | العبـــــــــــــــارات | تشبع عاملي | معامل الشيوع | Anti image |
|---|---|---|---|---|
| | | الاستخدام الفعلي | | |
| 42 | توفّر خدمة البريد الإلكتروني لجميع العاملين بالجامعة. | 0.708 | 0.502 | 0.663 |
| 43 | أستطيع الحصول على النماذج الإدارية مثل طلب إجازة – طلب ترقية – طلب انتداب من البوابة الإلكترونية للجامعة مباشرة. | 0.700 | 0.392 | 0.706 |
| 44 | إعلام الموظف عن طريق بريده الإلكتروني أو موقع الجامعة الإلكتروني بترشيحه لدورة تدريبية أو ترقية. | 0.626 | 0.490 | 0.667 |
| | الجذر الكامن | 0.64 | | |
| | معامل ألفا | 0.650 | | |

وقد أوضح التحليل العاملي مدى صدق وثبات الفقرات التي تم اختيارها لتُمثّل مقياس الاستخدام الفعلي، حيث تشبَّع في هذا العامل ما لا يقل عن ثلاث فقرات وهو شرط رئيسي لقبول أي عامل، وبناءً على النتائج التي تم التوصل إليها من التحليل العاملي يمكن القول إنَّ مقياس الاستخدام الفعلي المستخدم في هذه الدراسة صالح للاستخدام.

ويوضح شكل رقم 17 اختبار الهضبة والذي يُوضح من خلال الرسم البياني العامل الذي تم استخلاصه، حيث يُبيّن الرسم البياني وجود عامل واحد.

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA
جامعة العلوم الإسلامية الماليزية

شكل رقم 17 اختبار الهضبة لمقياس الاستخدام الفعلي




بعد أن أجرى الباحث التحليل العاملي لبيانات الدراسة النهائية لمقياس الثقافة التنظيمية والإدارة الإلكترونية والنية السلوكية والاستخدام الفعلي للإدارة الإلكترونية، وجد أنَّ هناك تطابق كبير بين نتائج التحليل العاملي للدراسة الاستطلاعية والنهائية من حيث عدد العوامل التي تم التوصل إليها، حيث توصلت الدراسة إلى وجود أربعة عوامل كامنة لمقياس الثقافة التنظيمية سواءً في الدراسة الاستطلاعية أو النهائية وهي: المشاركة، الاتساق، القدرة على التكيف، المهمة، بجذور كامنة على التوالي (0.23، 0.18، 0.11، 0.6)

وكذلك الحال بالنسبة لمقياس الإدارة الإلكترونية، فقد تشبَّعت فقراته تحت ستة عوامل كامنة وهي: الأداء المتوقع، الجهد المتوقع، التأثير الاجتماعي، الظروف التيسيرية، النية السلوكية، والاستخدام الفعلي، وكانت الجذور الكامنة لها على التوالي (0.27، 0.17، 0.13، 0.10)، وقد استبعد الباحث من

التحليل (17) فقرة من مقياس الثقافة التنظيمية، فيما استبعد (13) فقرة من مقياس الإدارة الإلكترونية، وفقرة واحدة من مقياس النية السلوكية، كما استبعد (9) فقرات من مقياس الاستخدام الفعلي، نظراً لعدم استيفائها للشروط، كأن تتشبَّع فقرة واحدة في عاملين (بُنية معقدة)، أو أن تكون تشبعاتها العاملية أقل من (0.40)، أو أن تتشبع الفقرة في عوامل غير مفترضة.

### 4.5 نتائج التحليل العاملي التوكيدي (Confirmatory Factory Analysis) (CFA):

بعد أن أجرى الباحث التحليل العاملي الاستكشافي للبيانات النهائية لعينة الدراسة، قام بإجراء التحليل العاملي التوكيدي كذلك للبيانات النهائية، وذلك لغرض التحقق من الصدق البنائي لمقياسي الدراسة والتي تم بنائهما على أُسس نظرية سابقة (MacCallum & Austin, 2000)، وقد قام الباحث بإجراء التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى لاختبار صدق كلا المقياسين كلاً على حدة.

ويهدف التحليل العاملي التوكيدي إلى اختبار مدى مطابقة النموذج الذي أُشتقَّ من نظرية ما لبيانات الدراسة التي تم جمعها (Kline, 2015) .

والتحليل العاملي التوكيدي يُمكّن الباحثين من تحديد عدد من العوامل أو تعيين تأثير المتغير الكامن على المتغيرات الملاحظة، فالتحليل العاملي التوكيدي يسمح للباحثين من اختبار الفرضيات حول بُنية عامل معين، وذلك بالاستناد إلى نظرية معينة أو دراسات سابقة، على عكس التحليل الاستكشافي (Albright & Park, 2009).

ويُعتبر التحليل العاملي التوكيدي أحد تطبيقات المعادلة البنائية النموذجية، ويبدأ التحليل العاملي التوكيدي بتحديد النموذج المفترض والذي يتكون من المتغيرات الكامنة وهي تمثل الأبعاد المفترضة للمقياس، وتخرج الأسهم منها باتجاه المتغيرات التابعة أو الداخلية، والتي تمثل الفقرات الخاصة

بكل بعد، فالعبارات تُعتبر مؤشرات للمتغيرات الكامنة (الغزالي والعبادي، 2013)، (محسن وآخرون، 2013).

وتَبنَّى الباحث التحليل العاملي التوكيدي ليتأكد من مصداقية الاستبانة بصورة عامة، ومصداقية كل فقرة من فقراتها على حدة قبل استخدام المعادلة البنائية النموذجية، ويرى هير وآخرون Hair et al, (1998) إنَّه في حالة استخدام المقياس بصورة تجميعية في المعادلة البنائية النموذجية فيجب التأكد من مصداقية كل فقرة من فقرات الاستبانة من خلال التحليل العاملي التوكيدي.

وهناك مجموعة من المؤشرات التي من خلالها يتم قبول النموذج المفترض أو رفضه في ضوء بيانات الدراسة وتُسمّى بمؤشرات جودة المطابقة Goodness of Fit Indices ومنها: (Chan et al., 2007; Gadelrab, 2004; Kline, 2015).

1- **مؤشر مربع كاي** (Chi-Square $\chi 2$):

يعتبر من أهم المؤشرات لاختبار مدى ملائمة النموذج، ويعكس هذا المؤشر مدى التباين بين مصفوفة التباين (التغاير) لبيانات الدراسة وبين مصفوفة العلاقات بين المتغيرات الموجودة في النموذج النظري. فإذا كانت قيمة مربع كاي غير دالة إحصائياً دلَّ ذلك على حسن المطابقة بين النموذج المفترض وبيانات الدراسة وبالتالي يتم قبول النموذج، وأفضل قيمة لمربع كاي هي الصفر والتي تُعني أنَّ النموذج مطابق تمام التطابق لبيانات الدراسة. وعلى العكس من ذلك إذا كانت قيمة مربع كاي دالة إحصائياً فإن ذلك يدل على اختلاف النموذج النظري على النموذج الفعلي، وبالتالي يتم رفض النموذج المقترح (تيغزة، 2011).

ولكن يُؤخذ على مربع كاي حساسيته لحجم العينة، فالعينات كبيرة الحجم قد تؤدي إلى رفض النموذج حتى لو كان هذا النموذج جيد أو قريب من النموذج الحقيقي. كذلك العينات صغيرة الحجم

قد تؤدي إلى قبول النموذج حتى ولو كان أقل جودة. ولحل هذه المشكلة اقترح بولين (Bollen, 1989) قسمة قيمة مربع كاي المحسوبة من النموذج على درجات الحرية، ويجب أن تكون القيمة أقل من (5) لقبول النموذج، فإذا زادت قيمته على (5) يتم رفض النموذج، أمَّا إذا كانت قيمته أقل من (2) دلَّ ذلك على التطابق التام بين النموذج وبيانات الدراسة. وينصح هير وآخرون Hair et al, (1998) باستخدام مؤشرات أخرى مع مؤشر مربع كاي في حالة زاد حجم العينة على (200).

2- **مؤشرات المطابقة المطلقة** Absolute Fit Indexes**:**

وتهتم هذه المؤشرات بالمقارنة بين مصفوفة التغاير للعينة (الأساسية) والمصفوفة المحللة التي يتم استهلاكها من قِبل النموذج، ومن هذه المؤشرات:

أ- **مؤشر حسن المطابقة** Goodness of Fit Index (GFI): يقيس هذا المؤشر مقدار التباين في المصفوفة الناتجة عن طريق نموذج الدراسة، وتتراوح قيمته بين (0-1)، وكلما اقتربت قيمته من الواحد دلَّ ذلك على تطابق أفضل للنموذج مع بيانات الدراسة، وتُعتبر (0.90) أقل قيمة مقبولة لهذا المؤشر. وهو يشبه إلى حد ما مربع معامل الارتباط المتعدد ($r^2$) في تحليل الانحدار المتعدد (المالكي، 2012).

ب- **مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي** Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA):

لا يوجد نموذج مطابق تماماً للواقع، حيث إنَّه لابد من وجود نسبة من الخطأ في توصيف النموذج، ويقوم هذا المؤشر بتقدير الخطأ في النموذج من خلال حساب مدى التناقض بين مصفوفة التباين التي يمكن تكوينها من البيانات الملاحظة والمصفوفة الناتجة من النموذج المقترح، وتتأثر المؤشرات السابقة بحجم النموذج وعدد المتغيرات المكونة له، أمَّا مؤشر الرمسي RMSEA فيتميز بأنه متحرر من ذلك الأثر (Hair et al, 1998).

وإذا كانت قيمته تساوي (0.05) أو أقل فإن ذلك يدلُ على أنَّ النموذج يطابق بيانات الدراسة بدرجة كبيرة، أمَّا إذا كانت قيمته ما بين (0.05 - 0.08) دلَّ ذلك على تطابق النموذج بشكل محدود مع بيانات الدراسة، أمَّا إذا زادت قيمته عن (0.08) ففي هذه الحالة يتم رفض النموذج، ويتطابق النموذج تمام التطابق عندما رمسي RMSEA تكون صفر.

وعند المقارنة بين عدَّة نماذج أو الحكم على جودة نموذج ما، فإنَّه يجب الأخذ في الحسبان أن أفضل النماذج هو الذي يتميز بتوفر أفضل القيم لأكبر عدد من المؤشرات السابقة مجتمعة ( Chan et al., 2007).

3- **مؤشرات المطابقة المتزايدة** Incremental Fit Indexes:

تهتم بالمقارنة بين النموذج المفترض والنموذج الصفري Null Model حيث يفترض أنَّ هناك عامل واحد (عام) تتشبع عليه جميع المتغيرات المقاسة، ومن ضمن هذه المؤشرات:

أ- **مؤشر المطابقة المقارن** Comparative Fit Index (CFI): نظراً لأن المؤشرات السابقة ربما تخرج عن المدى (0-1)، مما يجعل تفسيرها صعباً وليست ذات معنى، لذا اقترح بينتلر (Bentler, 1990) هذا المؤشر الذي لا تقل قِيمته عن الصفر ولا تزيد عن الواحد الصحيح، ويجب أن لا تقل قيمة هذا المؤشر عن (0.90) لقبول النموذج (المالكي، 2012).

ب- **مؤشر الملائمة التزايدي** Incremental Fit Index (IFI)**:** وهو يعكس مدى تفوق النموذج الذي يقترحه الباحث في مُلائمته على النموذج القاعدي والذي عادةً ما يكون النموذج الصفري، وتتراوح قيمته بين (0-1) والقيمة المقبولة له (0.90) أو أكبر، وأفضل قيمة تُشير للتطابق التام هي الواحد الصحيح (Gadelrab, 2004).

ج- **مؤشر توكر لويس** Tucker Lewis index (TLI)**:** تتراوح قيمة هذا المؤشر بين (0-1)، وكلما اقتربت القيمة من الواحد الصحيح دلَّ ذلك على تطابق أفضل للنموذج مع بيانات الدراسة، وتُعتبر (0.90) أقل قيمة مقبولة لهذا المؤشر (العزابي، 2012).

وأُعتمد في تحليل بيانات الدراسة على البرنامج الإحصائي (AMOS 20) فَبعد إدخال البيانات في البرنامج وإجراء التحليل العاملي التوكيدي بطريقة الاحتمالات الكبرى Maximum Likelihood Method أسفرت نتائج الدراسة على مايلي:

### 4.5.1 نتائج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس الثقافة التنظيمية:

تختبر هذه الدراسة مجموعة من المتغيرات المستقلة والمتمثلة في عناصر الثقافة التنظيمية التالية: المشاركة، الاتساق، التكيف، المهمة، وذلك بعد أن قام الباحث بإجراء التحليل العاملي الاستكشافي لكل عنصر.

تمَّ استخدام التحليل العاملي التوكيدي لتأكّد من جودة النموذج المقترح لمقياس الثقافة التنظيمية، حيث تمَّ تقييم جودة المطابقة للنموذج من خلال المؤشرات التي سبق ذكرها، والتي في ضوئها يتم قُبول النموذج أو رفضه. افترض الباحث أنَّ عوامل الثقافة التنظيمية الأربعة المستخلصة من التحليل العاملي الاستكشافي وهي ( المشاركة، الاتساق، التكيف، المهمة) ترجع إلى المتغير الكامن الواحد وهو الثقافة التنظيمية.

واستخدم الباحث مؤشرات الملائمة التالية: مؤشر مربع كاي (Chi-Square $\chi 2$)، وقيمة مؤشر حسن المطابقة Goodness of Fit Index (GFI)، ومؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI)، ومؤشر الملائمة التزايدي Incremental Fit Index (IFI)، ومؤشر توكر لويس Tucker (TLI)

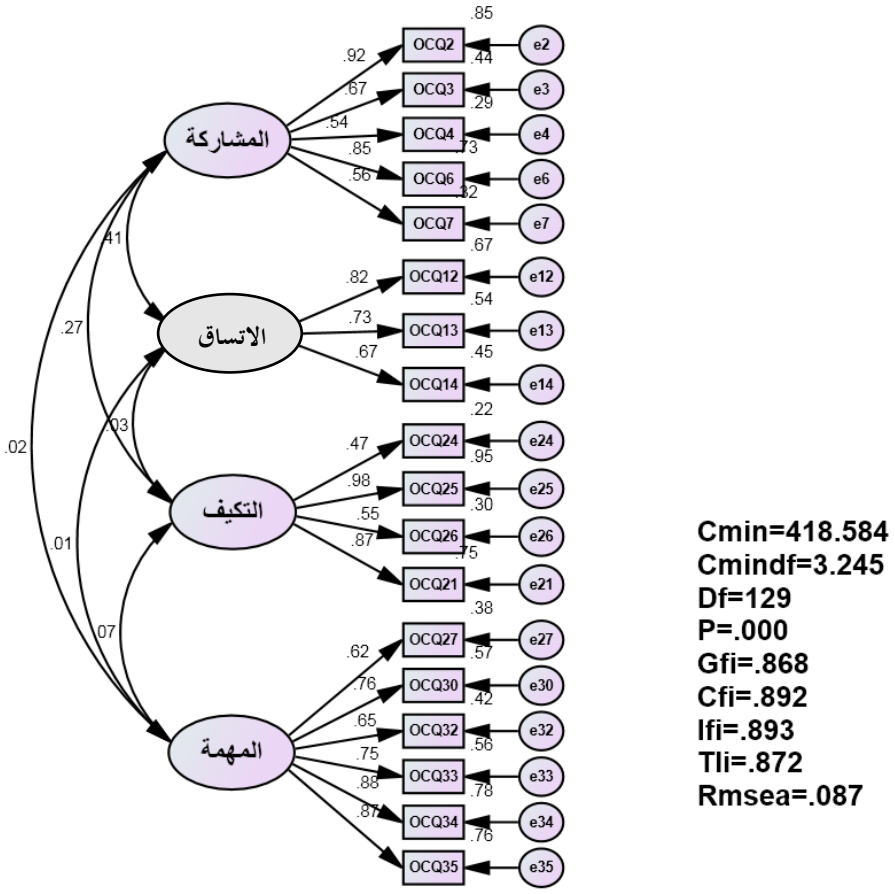
Lewis index، ومؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA).

يتضح من الشكل رقم 18 والجدول رقم 24 عدم ملاءمة نموذج الثقافة التنظيمية المفترض مع بيانات الدراسة، رغم عدم وجود أدلة تُناقض ذلك مثل وجود الأخطاء المعيارية السالبة في النموذج حيث كانت كل قيم الأخطاء المعيارية موجبة، إلاَّ أنَّ مؤشرات الملاءمة جائت بقيم منخفضة لم تتجاوز الحد الأدنى المقترح من قِبل الإحصائيين، حيث كانت قيمة مؤشر مربع كاي (Chi-Square χ2) تساوي (3.24) بدرجة حرية (df) (129)، وهي قيمة أعلى من (2) مما يعني عدم توافق نموذج القياس مع النموذج النظري، وقيمة مؤشر حسن المطابقة Goodness of Fit Index (GFI) تساوي (0.86)، ومؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI) (0.89)، بينما وصلت قيمة مؤشر الملاءمة التزايدي Incremental Fit Index (IFI) إلى (0.89)، أمَّا مؤشر توكر لويس Tucker Lewis index (TLI) فكانت قيمته أيضاً (0.87)، وأخيراً وكانت قيمة مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) إلى (0.08)، وهي أعلى من (0.05)، مما يؤكد عدم ملاءمة النموذج لبيانات الدراسة وبالتالي يتم رفض النموذج المقترح (إبراهيم، 2013).

جدول رقم 24 مؤشرات حسن المطابقة لمقياس الثقافة التنظيمية

| مؤشرات حسن المطابقة | القيمة النموذجية للمؤشر | القيمة المحسوبة للمؤشر | هل وفى بالمعيار؟ |
|---|---|---|---|
| مؤشر مربع كاي (Chi-Square χ2) | من 1 إلى 5 | 3.245 | لا |
| مؤشر حسن المطابقة Goodness of Fit Index (GFI) | من 0.90 إلى 1 | 0.868 | لا |
| مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI) | من 0.90 إلى 1 | 0.892 | لا |
| مؤشر الملائمة التزايدي Incremental Fit Index (IFI) | من 0.90 إلى 1 | 0.893 | لا |
| مؤشر توكر لويس Tucker Lewis index (TLI) | من 0.90 إلى 1 | 0.872 | لا |
| مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي (RMSEA) Root Mean Square Error of Approximation | من 0.00 إلى 0.08 | 0.087 | لا |

شكل رقم 18 التحليل العاملي التوكيدي لنموذج مقياس الثقافة التنظيمية

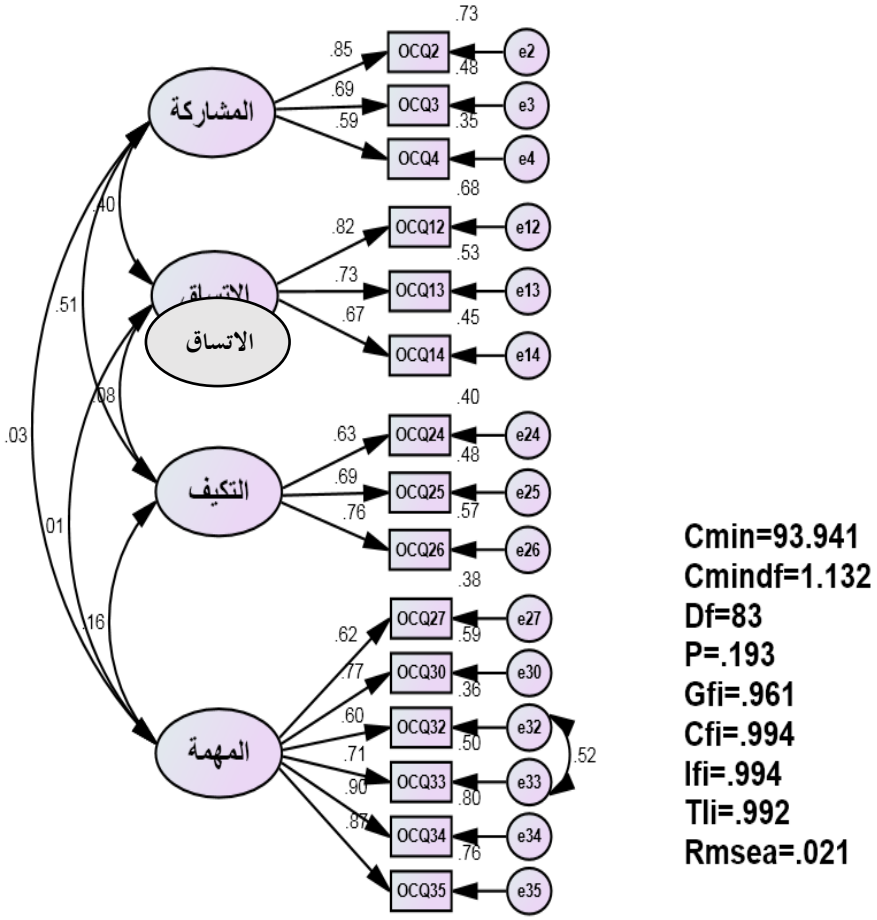



ولتحسين ملاءمة النموذج قام الباحث بحذف بعض المؤشرات لضعف ارتباطها بالمقياس، ثم أجرى الباحث التحليل التوكيدي مرة أخرى وكانت جميع النتائج مرضية وأسفرت عن ملاءمة النموذج بشكل جيد لبيانات الدراسة.

فقد أظهرت نتائج التحليل العاملي التوكيدي أنَّ مقياس الثقافة التنظيمية تقيسه أربعة أبعاد كل بعد يُقاس من خلال عدة مؤشرات أو فقرات، حيث تقيس الفقرات (2-3-4) بُعداً كامناً واحداً وهو (المشاركة)، في حين أنَّ بُعد (الاتساق) تقيسه الفقرات (12-13-14)، أمَّا الفقرات (24-25-26) فتقيس بُعد (التكيف)، وأخيراً الفقرات (27-30-32-33-34-35) تقيس بُعداً رابعاً ألا وهو (المهمة)، كما هو موضح في الشكل رقم 19، وفي ضوء الأوزان الانحدارية المعيارية الظاهرة على الأسهم التي تربط المتغير

الكامن مع كل فقرة من فقرات الأبعاد الأربع، والتي تُسمَّى بمعاملات الصدق أو التشبُّع يمكن الحكم على صدق العبارات حيث كانت قيمتها أكبر من (0.40) (العطوي، 2011).

شكل رقم 19 التحليل العاملي التوكيدي لنموذج مقياس الثقافة التنظيمية بعد التعديل




مما سبق يتضح أنَّ النموذج المفترض لمقياس الثقافة التنظيمية يتطابق تماماً مع بيانات الدراسة، ومما يؤكد هذه النتيجة عدم وجود أدلة تُناقض ذلك مثل وجود الأخطاء المعيارية السالبة في النموذج حيث كانت كل قيم الأخطاء المعيارية موجبة (العزابي، 2012)، وكانت قيم جميع المؤشرات مرتفعة بحيث تجاوزت فيه الحد الأدنى لقبول النموذج، وكانت قيمة أهم مؤشر وهو مؤشر متوسط مربع الخطأ التقريبي

(RMSEA) تساوي (0.02) مما يؤكد الصدق البنائي لمقياس الثقافة التنظيمية المستخدم في هذه الدراسة.

وتجدر الإشارة إلى أنَّ الباحث ربط بين بعض الأخطاء المعيارية في فقرتين وذلك لشدة العلاقة بينهما (e33،e32)، حيث أجاز الإحصائيون الربط بين بعض الأخطاء المعيارية ولكن يُشترط أن يكون هذا الربط في حدود العامل الواحد (إبراهيم، 2013).

وجاءت مؤشرات الملائمة بقيم تجاوزت الحد الأدنى المقترح من قِبل الإحصائيين، حيث كانت قيمة مؤشر مربع كاي (Chi-Square χ2) تساوي (1.13) بدرجة حرية (df) (83)، وهي قيمة أقل من (2) مما يعني توافق نموذج القياس مع النموذج النظري بشكل كبير، وقيمة مؤشر حسن المطابقة (GFI) Goodness of Fit Index تساوي (0.96)، ومؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI) (0.99)، بينما وصلت قيمة مؤشر الملائمة التزايدي Incremental Fit Index (IFI) إلى (0.99)، أمَّا مؤشر توكر لويس Tucker Lewis index (TLI) فكانت قيمته أيضاً (0.99)، وأخيراً وصلت قيمة مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) إلى (0.02)، وهي أقل من (0.05) مما يؤكد إن النموذج يطابق بيانات الدراسة بدرجة كبيرة وبالتالي يتم قبول النموذج، وتَدلُّ قِيم هذه المؤشرات على قوة العلاقة بين عوامل هذا المقياس وبالتالي يمكن القول إن المقياس صادق عاملياً (إبراهيم، 2013)، والجدول رقم 25 يوضح ذلك.

جدول رقم 25 مؤشرات حسن المطابقة لمقياس الثقافة التنظيمية بعد التعديل

| مؤشرات حسن المطابقة | القيمة النموذجية للمؤشر | القيمة المحسوبة للمؤشر | هل وفى بالمعيار؟ |
|---|---|---|---|
| مؤشر مربع كاي (Chi-Square $\chi^2$) | من 1 إلى 5 | 1.132 | نعم |
| مؤشر حسن المطابقة Goodness of Fit Index (GFI) | من 0.90 إلى 1 | 0.961 | نعم |
| مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI) | من 0.90 إلى 1 | 0.994 | نعم |
| مؤشر الملائمة التزايدي Incremental Fit Index (IFI) | من 0.90 إلى 1 | 0.994 | نعم |
| مؤشر توكر لويس Tucker Lewis index (TLI) | من 0.90 إلى 1 | 0.992 | نعم |
| مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي (RMSEA) Root Mean Square Error of Approximation | من 0.00 إلى 0.08 | 0.021 | نعم |

### 4.5.2 نتائج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس الإدارة الإلكترونية:

تمَّ استخدام التحليل العاملي التوكيدي لتأكّد من جودة النموذج المقترح لمقياس الإدارة الإلكترونية، بنفس الطريقة المتبعة في مقياس الثقافة التنظيمية.

واستخدم الباحث مؤشرات الملائمة التالية: مؤشر مربع كاي (Chi-Square χ2)، وقيمة مؤشر حسن المطابقة Goodness of Fit Index (GFI)، ومؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI)، ومؤشر الملائمة التزايدي Incremental Fit Index (IFI)، ومؤشر توكر لويس Tucker Lewis index (TLI)، ومؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA).

افترض الباحث أنَّ العوامل الأربعة وهي (الأداء المتوقع، الجهد المتوقع، التأثير الاجتماعي، الظروف التيسيرية) ترجع إلى المتغير الكامن الواحد وهو الإدارة الإلكترونية.

يتضح من الشكل رقم 20 والجدول رقم 26 عدم ملاءمة نموذج الإدارة الإلكترونية المفترض مع بيانات الدراسة، رغم عدم وجود أدلة تُناقض ذلك مثل وجود الأخطاء المعيارية السالبة في النموذج حيث كانت كل قيم الأخطاء المعيارية موجبة (العزابي، 2012)، وجاءت مؤشرات الملاءمة بقيم جيدة

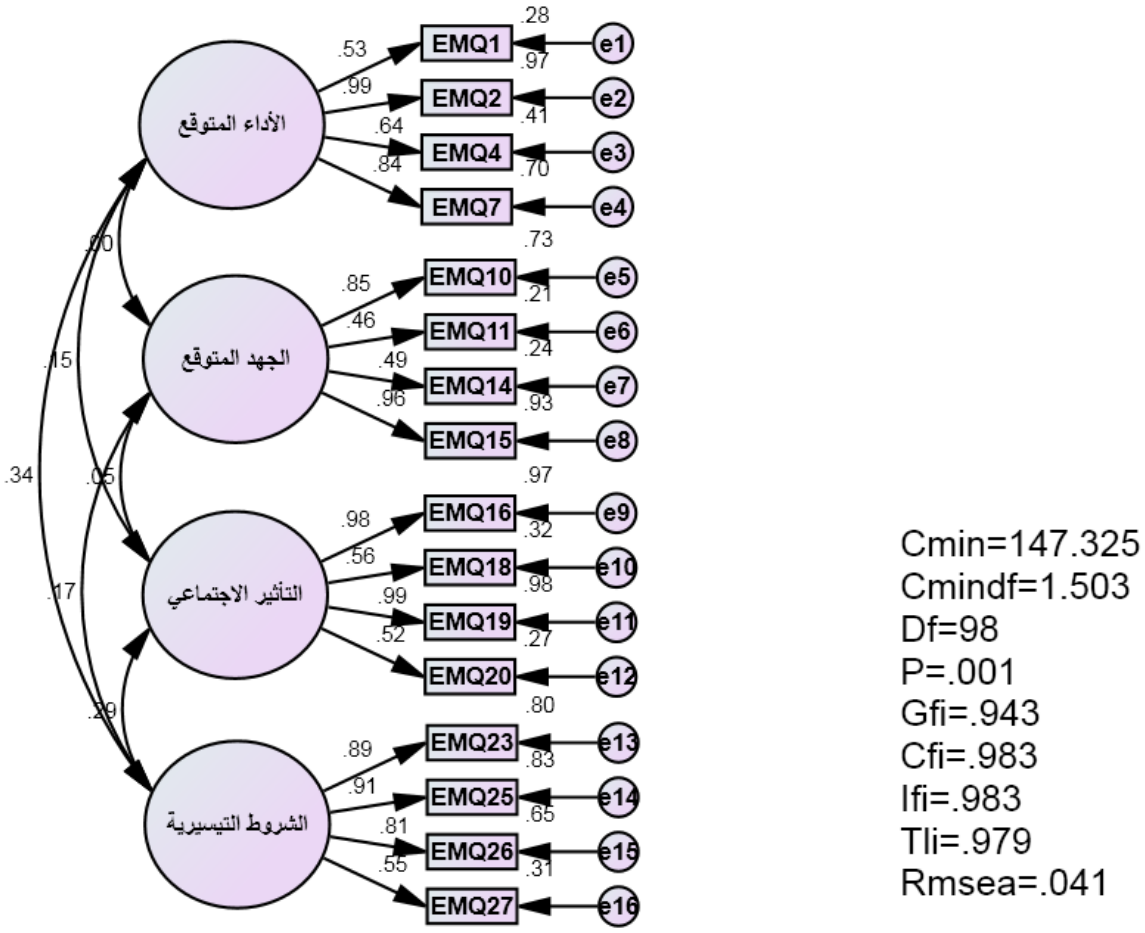
تجاوزت الحد الأدنى المقترح من قِبل الإحصائيين، إلاَّ أنه تجاوزت بعض المؤشرات ارتباطها بالمقياس قيمة (90) لذا قام الباحث بحذف الفقرات التي تجاوزت قيمة ارتباطاتها بالمقياس (90).

جدول رقم 26 مؤشرات حسن المطابقة لمقياس الإدارة الإلكترونية

| مؤشرات حسن المطابقة | القيمة النموذجية للمؤشر | القيمة المحسوبة للمؤشر | هل وفى بالمعيار؟ |
|---|---|---|---|
| مؤشر مربع كاي (Chi-Square $\chi^2$) | من 1 إلى 5 | 1.503 | نعم |
| مؤشر حسن المطابقة Goodness of Fit Index (GFI) | من 0.90 إلى 1 | 0.943 | نعم |
| مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI) | من 0.90 إلى 1 | 0.983 | نعم |
| مؤشر الملائمة التزايدي Incremental Fit Index (IFI) | من 0.90 إلى 1 | 0.983 | نعم |
| مؤشر توكر لويس Tucker Lewis index (TLI) | من 0.90 إلى 1 | 0.979 | نعم |
| مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي (RMSEA) Root Mean Square Error of Approximation | من 0.00 إلى 0.08 | 0.041 | نعم |

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA

شكل رقم 20 التحليل العاملي التوكيدي لنموذج مقياس الإدارة الإلكترونية



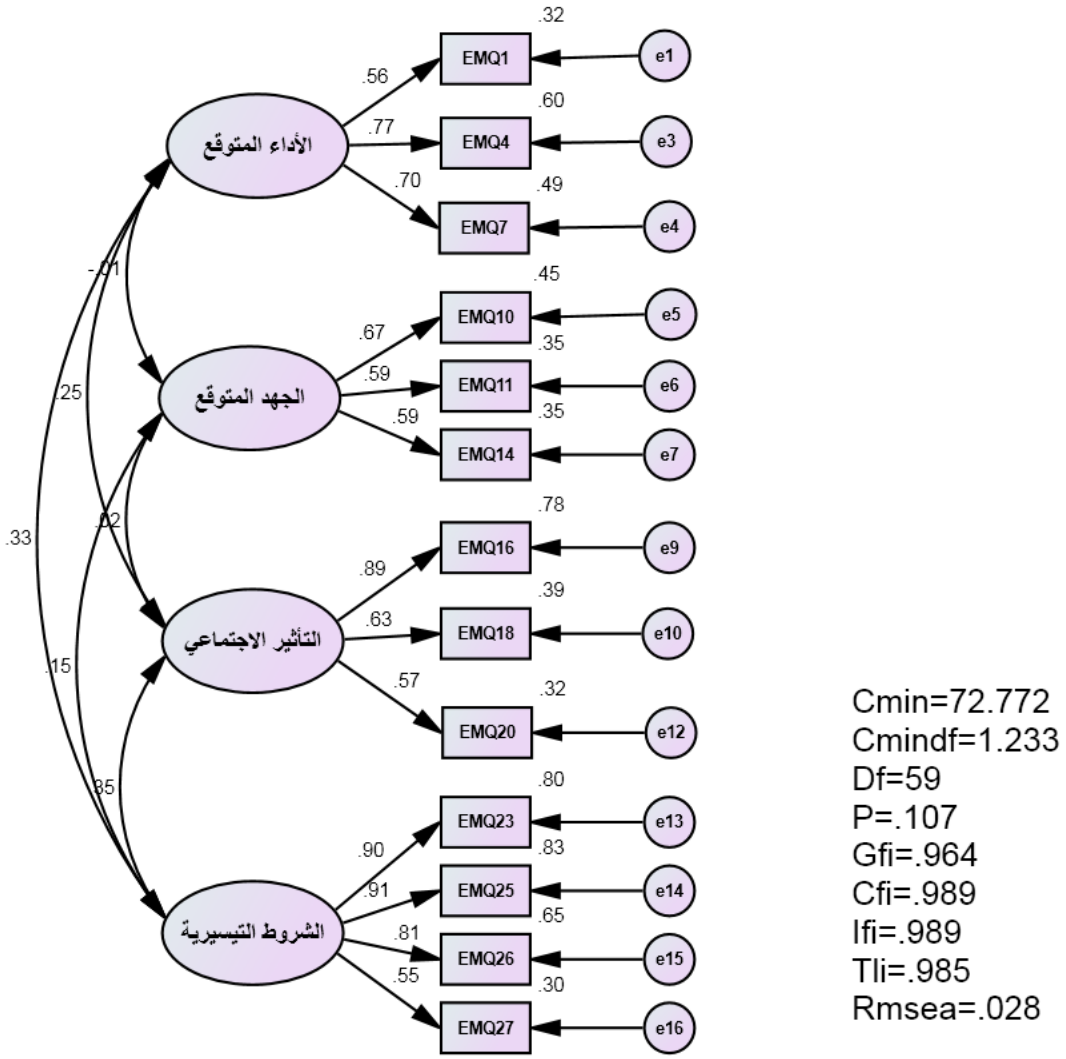

ولتحسين ملاءمة النموذج قام الباحث بحذف بعض المؤشرات لتجاوز ارتباطها بالمقياس قيمة (90)، ثم أجرى الباحث التحليل التوكيدي مرة أخرى وكانت جميع النتائج مرضية وأسفرت عن ملاءمة النموذج بشكل جيد لبيانات الدراسة.

فقد بيَّنت نتائج التحليل العاملي التوكيدي أنَّ مقياس الإدارة الإلكترونية تقيسه أربعة أبعاد كل بعد يُقاس من خلال عدة مؤشرات أو فقرات، حيث تقيس الفقرات (1-2-4) بُعداً كامناً واحداً وهو (الأداء المتوقع)، في حين أنَّ بُعد (الجهد المتوقع) تَقيسه الفقرات (11-14-15)، أمَّا الفقرات (18-19-20) فتقيس بُعد (التأثير الإجتماعي)، وكذلك الفقرات (23-25-26-27) تقيس بعداً رابعاً ألا وهو

(الظروف التيسيرية). هذه النتيجة تُساند ما توصل إليه الباحث من التحليل العاملي، حيث إن نتيجة التحليل العاملي التوكيدي هذه أثبتت أنَّ هذه الفقرات تَقيس أربعة عوامل كامنة لمقياس الإدارة الإلكترونية، وكما هو موضح في شكل رقم 21، وفي ضوء الأوزان الانحدارية المعيارية الظاهرة على الأسهم التي تربط المتغير الكامن مع كل فقرة من فقرات الأبعاد الأربع، والتي تُسمَّى بمعاملات الصدق أو التشبُّع يمكن الحكم على صدق العبارات حيث كانت قيمتها أكبر (0.40) (العطوي، 2011)، كدرجة لقبول تَشبّع كل فقرة بالبعد أو العامل الذي تنتمي إليه. وبالتالي يمكن القول إن المقياس صادق عاملياً.

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA
جامعة العلوم الإسلامية الماليزية

شكل رقم 21 التحليل العاملي التوكيدي لنموذج مقياس الإدارة الإلكترونية بعد التعديل




مما سبق يتضح أنَّ النموذج المفترض لمقياس الإدارة الإلكترونية يتطابق تماماً مع بيانات الدراسة، ومما يؤكد هذه النتيجة عدم وجود أدلة تُناقض ذلك مثل وجود الأخطاء المعيارية السالبة في النموذج حيث كانت كل قيم الأخطاء المعيارية موجبة (العزابي، 2012)، وكانت قيم جميع المؤشرات مرتفعة بحيث تجاوزت فيه الحد الأدنى لقبول النموذج، وكانت قيمة أهم مؤشر وهو مؤشر متوسط مربع الخطأ التقريبي (RMSEA) تساوي (0.02) مما يؤكد الصدق البنائي لمقياس الإدارة الإلكترونية المستخدم في هذه الدراسة.

وجاءت مؤشرات الملاءمة بقيم تجاوزت الحد الأدنى المقترح من قِبل الإحصائيين، حيث كانت قيمة مؤشر مربع كاي (Chi-Square χ2) تساوي (1.23) بدرجة حرية (df) (59)، وهي قيمة أقل من (2) مما يعني توافق نموذج القياس مع النموذج النظري بشكل كبير، وقيمة مؤشر حسن المطابقة (GFI) Goodness of Fit Index تساوي (0.96)، ومؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI) (0.98)، بينما وصلت قيمة مؤشر الملائمة التزايدي Incremental Fit Index (IFI) إلى (0.98)، أمَّا مؤشر توكر لويس Tucker Lewis index (TLI) فكانت قيمته أيضاً (0.98)، وأخيراً وصلت قيمة مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) إلى (0.02)، وهي أقل من (0.05) مما يؤكد أن النموذج يطابق بيانات الدراسة بدرجة كبيرة وبالتالي يتم قبول النموذج، وتَدلُّ قِيم هذه المؤشرات على قوة العلاقة بين عوامل هذا المقياس (إبراهيم، 2011)، والجدول رقم 27 يوضح ذلك.

حيث إنه من خلال النتائج التي توصَّل إليه الباحث من البرنامج الإحصائي آموس (AMOS)، والتحليل العاملي التوكيدي لبيانات الدراسة، أنَّ جميع المؤشرات التي تمَّ الاعتماد عليها في هذه الدراسة في المدى المثالي لقبول النموذجين المستخدمين في هذه الدراسة، حيث حقَّقت المؤشرات حسن مطابقة جيدة، فجميع قِيم المؤشرات في النموذجين تجاوزت (0.90)، وهي القيمة الدنيا لقبول النموذج، وكانت قيمة مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي (RMSEA) والذي يُعتبر من أهم المؤشرات أقل من (0.05)، وهي أفضل قيمة لهذا المؤشر، حيث تتراوح قيمته بين (0.05 - 0.08)، وأقصى قيمة مقبولة لهذا المؤشر هو (0.08)، وإذا كانت أقل من (0.05) فإنَّ ذلك يدلُّ على مطابقة النموذج لبيانات الدراسة بشكل كبير (إبراهيم، 2013).

جدول رقم 27 مؤشرات حسن المطابقة لمقياس الإدارة الإلكترونية بعد التعديل

| مؤشرات حسن المطابقة | القيمة النموذجية للمؤشر | القيمة المحسوبة للمؤشر | هل وفَّى بالمعيار؟ |
|---|---|---|---|
| مؤشر مربع كاي (Chi-Square χ2) | من 1 إلى 5 | 1.233 | نعم |
| مؤشر حسن المطابقة Goodness of Fit Index (GFI) | من 0.90 إلى 1 | 0.964 | نعم |
| مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI) | من 0.90 إلى 1 | 0.989 | نعم |
| مؤشر الملائمة التزايدي Incremental Fit Index (IFI) | من 0.90 إلى 1 | 0.989 | نعم |
| مؤشر توكر لويس Tucker Lewis index (TLI) | من 0.90 إلى 1 | 0.985 | نعم |
| مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي (RMSEA) Root Mean Square Error of Approximation | من 0.00 إلى 0.08 | 0.028 | نعم |

### 4.5.3 نتائج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس النية السلوكية والاستخدام الفعلي:

كذلك استخدم الباحث التحليل العاملي التوكيدي لتأكّد من جودة النموذج المقترح لمقياس النية السلوكية والاستخدام الفعلي، مستخدماً نفس مؤشرات الملائمة التي استخدمت في مقياس الثقافة التنظيمية والإدارة الإلكترونية.

افترض الباحث أنَّ مقياس النية السلوكية ومقياس الاستخدام الفعلي تقيسهما عدة مؤشرات، وأظهرت نتائج التحليل العاملي التوكيدي أنَّ مقياس النية السلوكية يُقاس من خلال عدة مؤشرات أو فقرات (30-31-32-34)، في حين يُقاس الاستخدام الفعلي من خلال المؤشرات التالية ( 42-43-44).

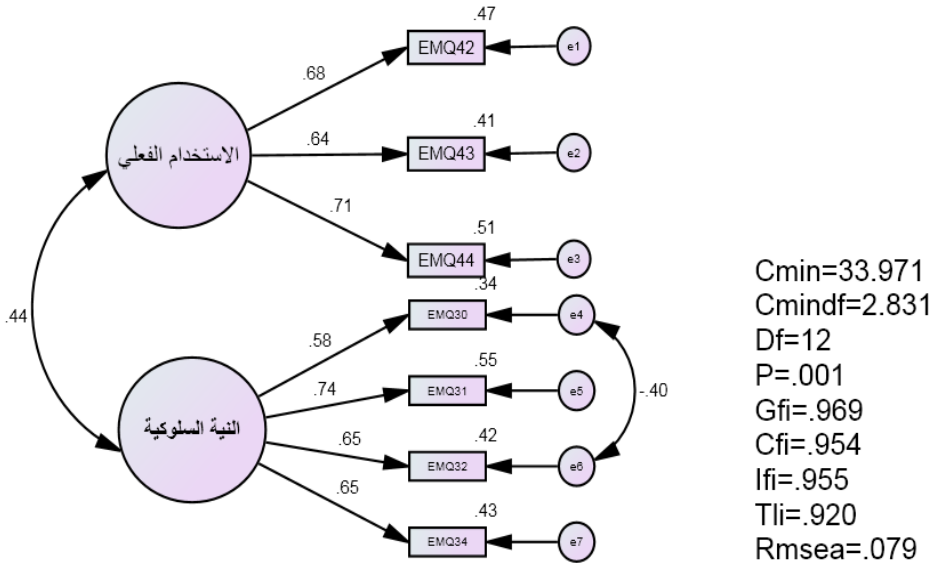
UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA

جدول رقم 28 مؤشرات حسن المطابقة لمقياسي النية السلوكية والاستخدام الفعلي

| مؤشرات حسن المطابقة | القيمة النموذجية للمؤشر | القيمة المحسوبة للمؤشر | هل وفَّى بالمعيار؟ |
|---|---|---|---|
| مؤشر مربع كاي (Chi-Square χ2) | من 1 إلى 5 | 2.831 | نعم |
| مؤشر حسن المطابقة Goodness of Fit Index (GFI) | من 0.90 إلى 1 | 0.969 | نعم |
| مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI) | من 0.90 إلى 1 | 0.954 | نعم |
| مؤشر الملائمة التزايدي Incremental Fit Index (IFI) | من 0.90 إلى 1 | 0.955 | نعم |
| مؤشر توكر لويس Tucker Lewis index (TLI) | من 0.90 إلى 1 | 0.920 | نعم |
| مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي (RMSEA) Root Mean Square Error of Approximation | من 0.00 إلى 0.08 | 0.079 | نعم |

وتشير مؤشرات الملاءمة إلى تجاوزها الحد الأدنى المقترح من قِبل الإحصائيين، حيث كانت قيمة مؤشر مربع كاي (Chi-Square χ2) تساوي (2.83) بدرجة حرية (df) (1)، وهي قيمة أقل من (5) مما يعني توافق نموذج القياس مع النموذج النظري بشكل جيد، وقيمة مؤشر حسن المطابقة (GFI) Goodness of Fit Index تساوي (0.96)، ومؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI) (0.95)، بينما وصلت قيمة مؤشر الملائمة التزايدي Incremental Fit Index (IFI) إلى (0.95)، أمَّا مؤشر توكر لويس Tucker Lewis index (TLI) فكانت قيمته أيضاً (0.92)، وأخيراً وصلت قيمة مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) إلى (0.07)، مما يؤكد أن النموذج يطابق بيانات الدراسة بشكل كبير وبالتالي يتم قبول النموذج، وتَدلُّ قِيم هذه المؤشرات على قوة العلاقة بين عوامل هذا المقياس (إبراهيم، 2011).

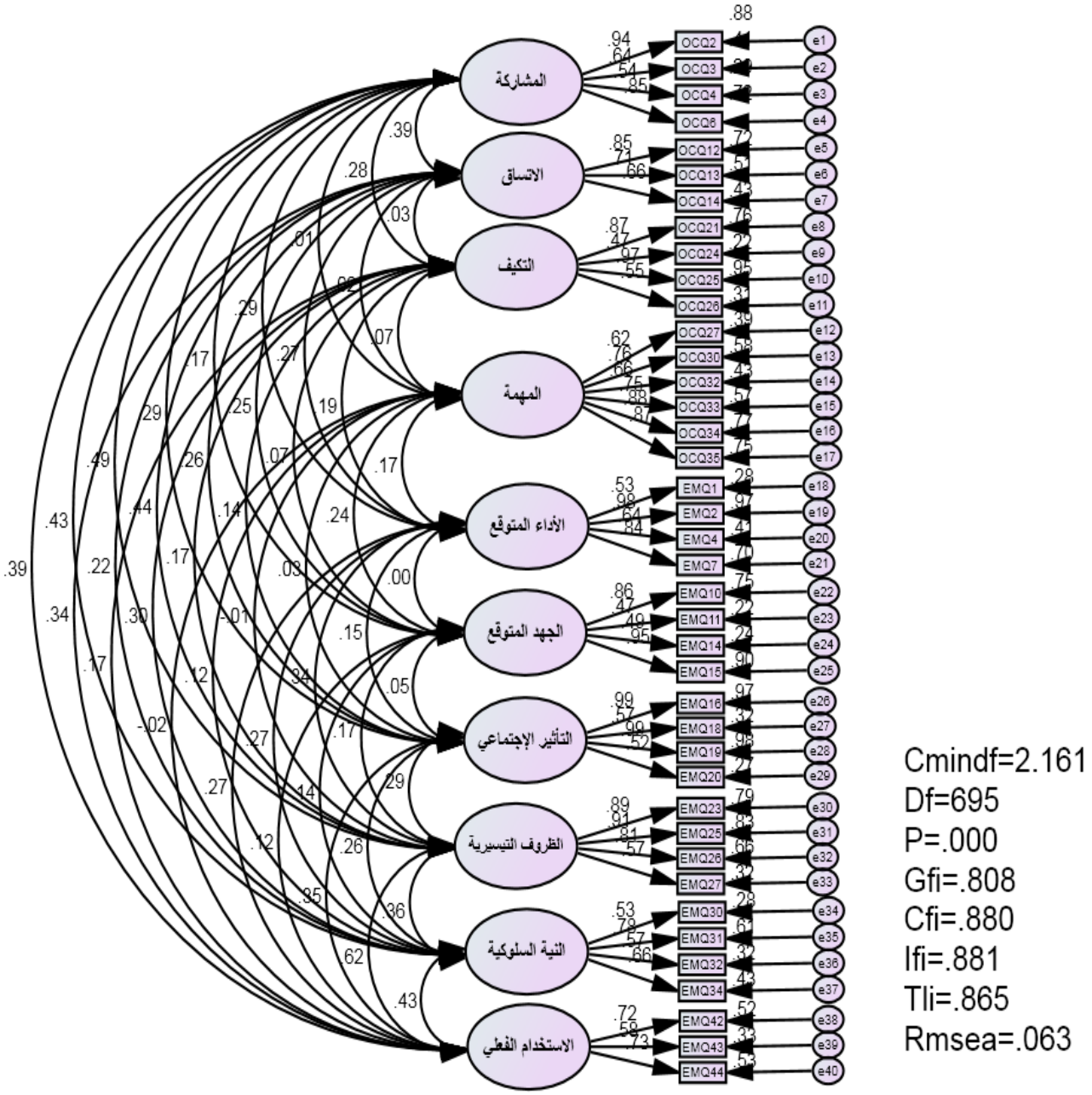
شكل رقم 22 التحليل العاملي التوكيدي لمقياسي النية السلوكية والاستخدام الفعلي




وفي الخلاصة يمكن القول إنَّ مقياس الثقافة التنظيمية بأبعاده الفرعية، ومقياس الإدارة الإلكترونية أيضاً بأبعاده الفرعية، واللذين استخدما في هذه الدراسة قد وفَّيا بالشروط اللازمة لقبولها بوصفيهما نموذجين يمثلان ظاهرتي الثقافة التنظيمية والإدارة الإلكترونية وأنَّهما قادرين على قياسهما بصورة دقيقة (العزابي، 2012).

وقبل الانتقال إلى المعادلة البنائية النموذجية يجب التحقق من الصدق القياسي لنموذج الدراسة كاملاً حسب ما يراه هير وآخرون (2006) .,Haire et al، لذا تمَّ استخدام برنامج AMOS 20 (أموس: الإصدار العشرون) لتقييم صدق النموذج القياسي لهذه الدراسة ومدى مطابقته للواقع الميداني من خلال مؤشرات الملائمة، والشكل رقم 23 يوضح النموذج القياسي للدراسة.

شكل رقم 23 النموذج القياسي للنموذج المقترح للدراسة




يتضح من الشكل رقم 23 والجدول رقم 29 النموذج القياسي للنموذج المفترض للدراسة ضعف ملاءمة النموذج القياسي المفترض مع بيانات الدراسة، رغم عدم وجود أدلة تُناقض ذلك مثل وجود الأخطاء المعيارية السالبة في النموذج حيث كانت كل قيم الأخطاء المعيارية موجبة، إلاَّ أنَّ بعض

مؤشرات الملاءمة جاءت بقيم منخفضة لم تتجاوز الحد الأدنى المقترح من قِبل الإحصائيين، حيث كانت قيمة مؤشر مربع كاي (Chi-Square χ2) تساوي (2.16) بدرجة حرية (df) (695)، وهي قيمة أعلى من (2) مما يعني عدم توافق نموذج القياس مع النموذج النظري، وقيمة مؤشر حسن المطابقة Goodness of Fit Index (GFI) تساوي (0.80)، ومؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit (CFI) Index (0.88)، بينما وصلت قيمة مؤشر الملائمة التزايدي Incremental Fit Index (IFI) إلى (0.88)، أمَّا مؤشر توكر لويس Tucker Lewis index (TLI) فكانت قيمته أيضاً (0.86)، وأخيراً وكانت قيمة مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) إلى (0.06)، وهي أقل من (0.08)، تعتبر مقبولة، ولكن بالنظر إلى باقي المؤشرات نجد إنها لم تصل إلى الحد الدنى المقبول من قبل الإحصائيين مما يؤكد عدم ملاءمة النموذج لبيانات الدراسة وبالتالي يتم رفض النموذج المقترح.

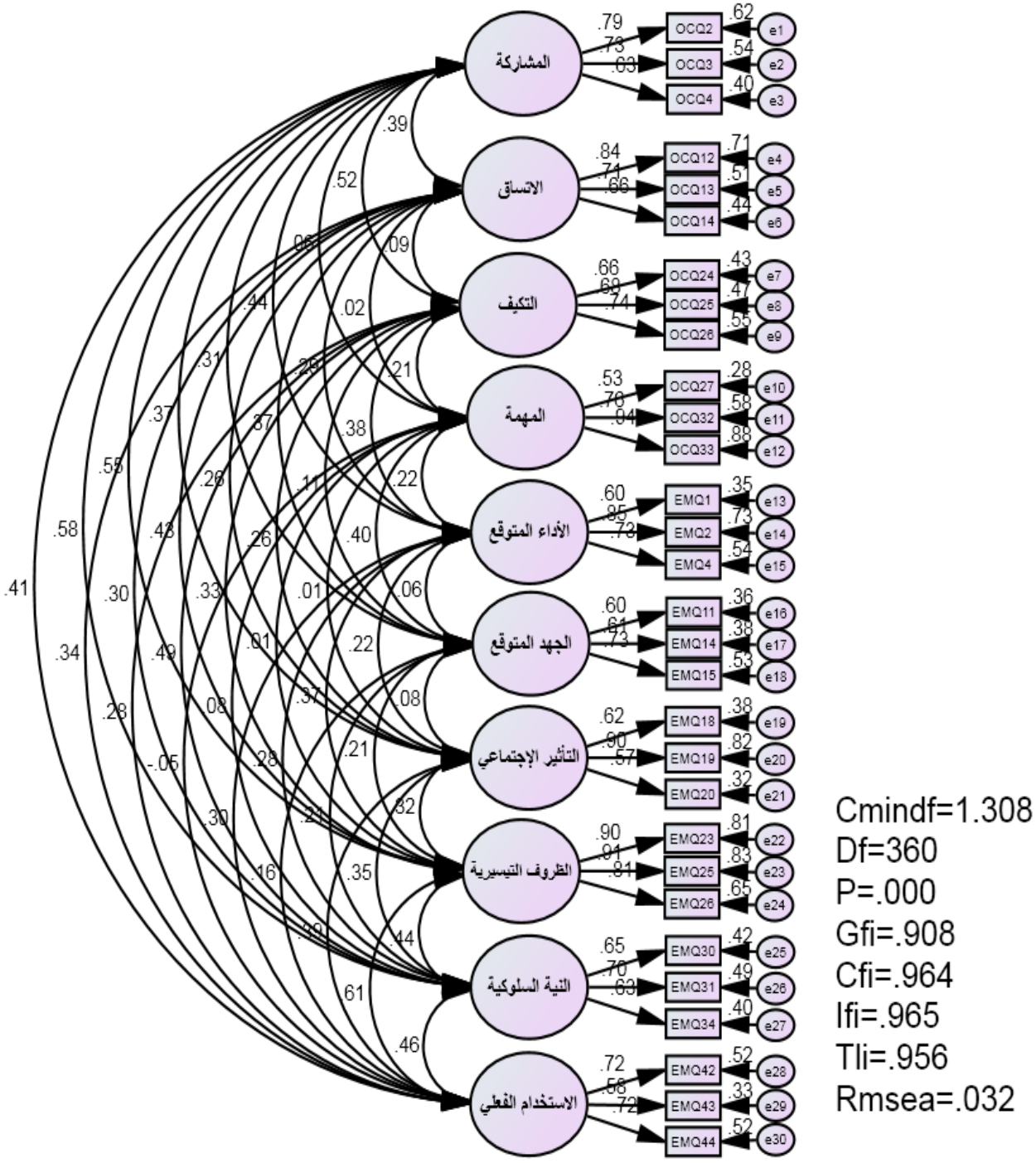
جدول رقم 29 قيم مؤشرات ملاءمة النموذج القياسي لنموذج الدراسة المقترح

| مؤشرات حسن المطابقة | القيمة النموذجية للمؤشر | القيمة المحسوبة للمؤشر | هل وفى بالمعيار؟ |
|---|---|---|---|
| مؤشر مربع كاي (Chi-Square $\chi^2$) | من 1 إلى 5 | 2.161 | نعم |
| مؤشر حسن المطابقة Goodness of Fit Index (GFI) | من 0.90 إلى 1 | 0.808 | لا |
| مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI) | من 0.90 إلى 1 | 0.880 | لا |
| مؤشر الملائمة التزايدي Incremental Fit Index (IFI) | من 0.90 إلى 1 | 0.881 | لا |
| مؤشر توكر لويس Tucker Lewis index (TLI) | من 0.90 إلى 1 | 0.865 | لا |
| مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي (RMSEA) Root Mean Square Error of Approximation | من 0.00 إلى 0.08 | 0.063 | نعم |

ولتحسين ملاءمة النموذج القياسي المفترض قام الباحث بحذف 10 مؤشرات لضعف ارتباطها بالمقياس، ثم أجرى الباحث التحليل مرة أخرى وكانت جميع النتائج مرضية وأسفرت عن ملاءمة النموذج القياسي بشكل جيد لبيانات الدراسة.

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
جامعة العلوم الإسلامية الماليزية
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA

شكل رقم 24 النموذج القياسي للنموذج المقترح للدراسة بعد التعديل




يُوضح الشكل رقم 24 أنَّ النموذج حقَّق مواءمة جيدة لبيانات الدراسة، ومما يؤكد هذه النتيجة عدم وجود أدلة تُناقض ذلك مثل وجود الأخطاء المعيارية السالبة في النموذج حيث كانت كل قيم

الأخطاء المعيارية موجبة، وكانت قِيم جميع المؤشرات مرتفعة بحيث تجاوزت فيه الحد الأدنى لقبول النموذج، وكانت قيمة أهم مؤشر وهو مؤشر متوسط مربع الخطأ التقريبي (RMSEA) تساوي (0.032) مما يؤكد الصدق القياسي للنموذج المستخدم في هذه الدراسة (إبراهيم، 2013).

وجاءت مؤشرات الملاءمة بقيم تجاوزت الحد الأدنى المقترح من قِبل الإحصائيين، ويتضح من الجدول رقم 30 أنَّ قيمة مؤشر مربع كاي (Chi-Square χ2) تساوي (1.308) بدرجة حرية (df) (360)، وهي قيمة أقل من (2) مما يعني توافق نموذج القياس مع النموذج النظري بشكل كبير، وكانت قيمة مؤشر حسن المطابقة Goodness of Fit Index (GFI) تساوي (0.908)، ومؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI) (0.964)، بينما وصلت قيمة مؤشر الملائمة التزايدي Incremental Fit Index (IFI) إلى (0.965)، أمَّا مؤشر توكر لويس Tucker Lewis index (TLI) فكانت قيمته أيضاً (0.956)، وأخيراً وصلت قيمة مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) إلى (0.032)، وهي أقل من (0.05) مما يؤكد أن النموذج القياسي يطابق بيانات الدراسة بدرجة كبيرة وبالتالي يتم قبول النموذج، وتَدلُّ قِيم هذه المؤشرات على قوة العلاقة بين عوامل هذا النموذج، والجدول رقم 30 يوضح ذلك.

جدول رقم 30 قِيم مؤشرات ملاءمة النموذج القياسي لنموذج الدراسة المقترح بعد التعديل

| مؤشرات حسن المطابقة | القيمة النموذجية للمؤشر | القيمة المحسوبة للمؤشر | هل وفَّى بالمعيار؟ |
|---|---|---|---|
| مؤشر مربع كاي (Chi-Square $\chi^2$) | من 1 إلى 5 | 1.308 | نعم |
| مؤشر حسن المطابقة Goodness of Fit Index (GFI) | من 0.90 إلى 1 | 0.908 | نعم |
| مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI) | من 0.90 إلى 1 | 0.964 | نعم |
| مؤشر الملائمة التزايدي Incremental Fit Index (IFI) | من 0.90 إلى 1 | 0.965 | نعم |
| مؤشر توكر لويس Tucker Lewis index (TLI) | من 0.90 إلى 1 | 0.956 | نعم |
| مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي (RMSEA) Root Mean Square Error of Approximation | من 0.00 إلى 0.08 | 0.032 | نعم |

### 4.6 المعادلة البنائية النموذجية Structural Equation Modeling(SEM):

يُعرِّف المهدي (2007: 10) المعادلة البنائية النموذجية بأنها "نمط مفترض للعلاقات الخطية المباشرة وغير المباشرة بين مجموعة من المتغيرات الكامنة والمشاهدة، أو هو نموذج مسار كامل للعلاقة بين مجموعة من المتغيرات يمكن وصفه أو تمثيله في شكل رسم بياني، حيث يعتبر نموذج المعادلات البنائية امتداداً للنموذج الخطي العام الذي يُعد الانحدار المتعدد جزء منه".

وفقاً لهير وآخرون Haire et al,. (2006) تُستخدم المعادلة البنائية النموذجية لاختبار النماذج النظرية، حيث تسمح بالمقارنة بين أكثر من نموذج في آنٍ واحد مما يجعلها أداة مناسبة لاختبار الفرضيات وتحقيق أهداف الدراسة.

ويتكون نموذج المعادلة البنائية عادةً من نوعين:

- النموذج القياس والذي قد يكون جزء أو كل من نموذج المعادلة البنائية، ويصف كيف تقوم المؤشرات المشاهدة كأداة لقياس المتغيرات الكامنة، بالإضافة إلى أنه يصف صدق وثبات المتغيرات المشاهدة.
- النموذج البنائي والذي يمثل النظرية ويُحدّد العلاقات السببية بين المتغيرات الكامنة سواء كانت بصورة مباشرة أو غير مباشرة في النموذج (المهدي، 2007).

ولتأكد من مدى ملائمة النموذج مع بيانات الدراسة، وكذلك لاختبار فرضيات الدراسة استخدم الباحث نموذج المعادلة البنائية النموذجية (SEM)، حيث يتم الحكم على مدى ملاءمة النموذج من عدمه من خلال مؤشرات الملاءمة، أمَّا التحقّق من فرضيات الدراسة فيكون من خلال المعاملات الموجودة على الأسهم التي تربط المتغيرات المستقلة بالتابعة (معاملات بيتا المعيارية)، أو بين المتغيرات المستقلة مع بعضها البعض (معاملات الارتباط البسيط) حسب الفرضيات.

ويتكون نموذج المعادلة البنائية النموذجية من مجموعة من المتغيرات المستقلة والمتغيرات التابعة، ويربط المتغيرات المستقلة بالمتغيرات التابعة مجموعة من الأسهم ذات اتجاه واحد (تأثير)، حيث تخرج هذه الأسهم من المتغيرات المستقلة باتجاه المتغيرات التابعة، وقد ترتبط المتغيرات المستقلة مع بعضها من خلال أسهم ذو اتجاهين (ارتباط) (الغزالي والعبادي، 2013).

وبناءً على ما سبق فإنَّ النموذج الهيكلي أو البنائي لهذه الدراسة يُوضّح المتغيرات المستقلة (الخارجية) والمتغيرات التابعة (الداخلية) والمتغيرات الوسيطة، مع قياس الآثار المباشرة وغير المباشرة بينهم، بهدف اختبار مدى التطابق بين النموذج الذي تمَّ افتراضه (النظري) وبيانات الدراسة الحالية.

ويرى إبراهيم (2011) أنَّ المعادلة البنائية النموذجية تُستخدم لتحديد العلاقات السببية بين المتغيرات المستقلة والمتغيرات التابعة في آنٍ واحد، حيث تدل العلاقات الموجودة في المعادلة البنائية النموذجية على أنَّ المتغير الواحد يُسبّب المتغير الآخر، وهو ما تفتقده الطرق الإحصائية الأخرى مثل الانحدار الخطي وتحليل التباين متعدد المتغيرات التابعة، بالإضافة إلى قدرتها على تحديد مدى مساهمة الإخطاء المعيارية لكل متغير من متغيرات الدراسة.

وتهدف المعادلة البنائية النموذجية إلى تحديد مدى التطابق بين النموذج النظري وبيانات الدراسة الحقيقية، فإن لم يكن هناك تطابق بينهما ولم تدعم البيانات النموذج النظري فإمَّا أن يتم رفض النموذج أو تعديله (المهدي، 2007).

ويرى العطوي (2011) أنَّ فكرة المعادلة البنائية النموذجية تقوم على اختبار التطابق بين مصفوفة التغاير للمتغيرات الداخلة في التحليل والمصفوفة المحللة فعلاً من قبل النموذج المفترض، والذي يحدِّد علاقات معينة بين هذه المتغيرات (المصفوفة التي يتم استهلاكها فعلاً من قبل النموذج المفترض).

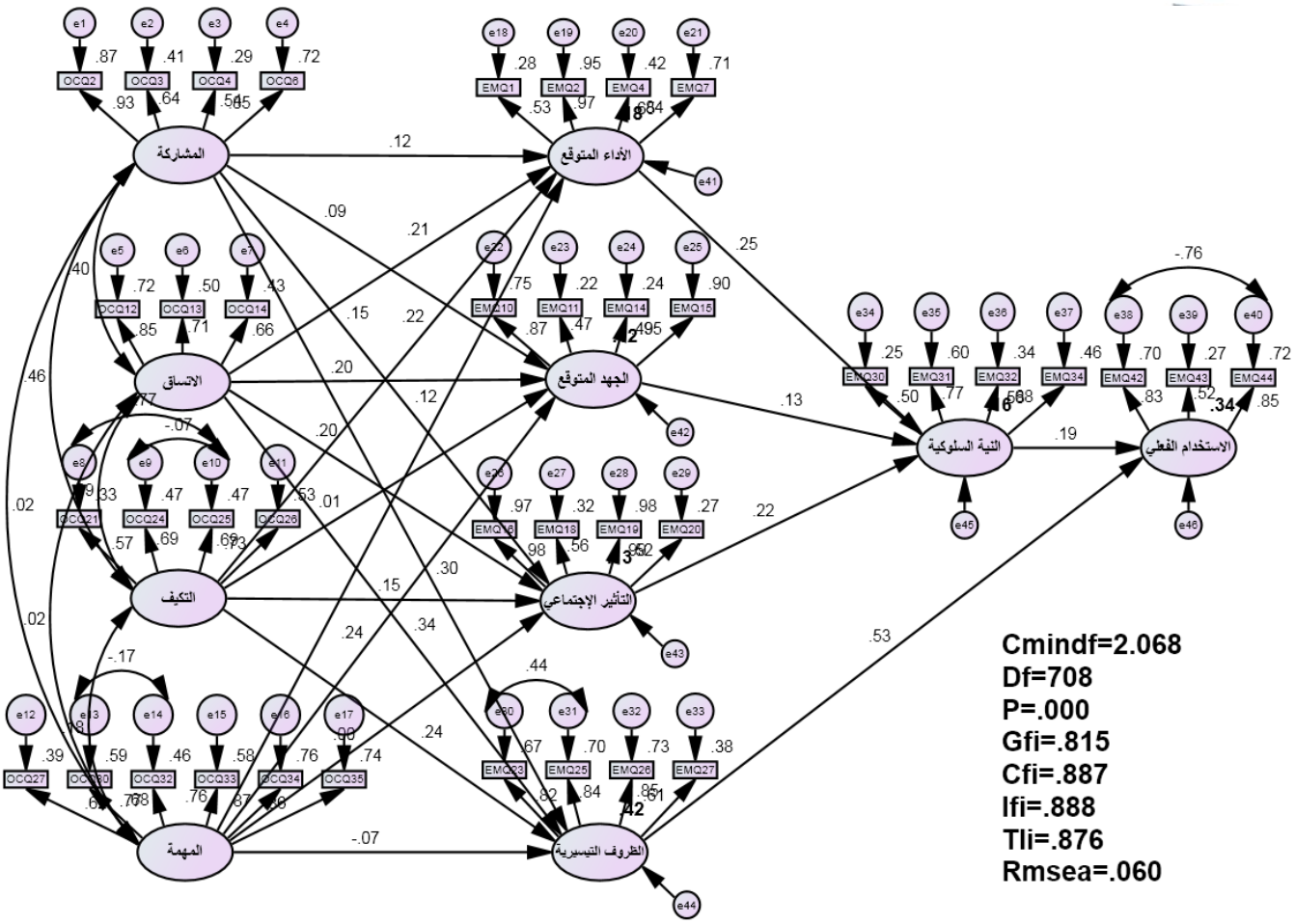
### 4.7 نتائج تحليل المعادلة البنائية:

استخدم الباحث المعادلة البنائية النموذجية وذلك لتعرّف على طبيعة العلاقات السببية ومدى قوتها واتجاهها بين الثقافة التنظيمية كمتغير مستقل والإدارة الإلكترونية كمتغير تابع، ويرى المهدي (2007) وفقاً لمنهجية المعادلة البنائية يجب التحقق من جودة وصدق نماذج القياس والمتمثلة في مقياس الثقافة التنظيمية والإدارة الإلكترونية من خلال التحليل العاملي التوكيدي، وقد تمَّ إجراء هذه الخطوة عند التأكد من صحة نماذج القياس كما سبق ذكره عند إجراء التحليل العاملي التوكيدي لكل مقياس على حدا، وفي هذه الخطوة سوف يقوم الباحث بتقييم النموذج القياسي لنموذج الدراسة كاملاً، حيث إنّه ووفقاً لهير وآخرون (2006) .Haire et al، عند تحليل المعادلة البنائية النموذجية يجب القيام بخطوتين، تشمل الخطوة الأولى تقييم النموذج القياسي، والخطوة الثانية تقييم النموذج البنائي لمعرفة قوة واتجاه العلاقات بين المتغيرات مجتمعة.

ويرى هير وآخرون (2006) .Hair et al أنه يجب أن لا يقل تحميل العوامل عن (0.50) ويفضل (0.70) على ألاَّ تزيد عن (0.90)، كذلك يجب أن يكون الحد الأدنى للثبات (0.70)، ومتوسط التباين المستخرج لكل بناء أو عامل يساوي (0.50) أو أكثر.

قام الباحث بدراسة الصدق البنائي للنموذج المقترح باستخدام المعادلة البنائية النموذجية، وقد تمَّ استخدام برنامج AMOS 20 (أموس: الإصدار العشرون) لتقدير صدق النموذج البنائي لهذه الدراسة ومدى مطابقته للواقع الميداني، والشكل رقم 25 يوضح النموذج النظري المقترح للدراسة.

شكل رقم 25 المعادلة البنائية النموذجية للنموذج المقترح للدراسة




يتضح من الشكل رقم 25 وكذلك الجدول رقم 31 ضعف ملاءمة النموذج البنائي المفترض مع بيانات الدراسة، حيث جاءت بعض مؤشرات الملاءمة بقيم منخفضة لم تصل إلى الحد الأدنى المقترح من قِبل الإحصائيين، فمثلاً قيمة مؤشر حسن المطابقة (GFI) تساوي (0.81)، ومؤشر المطابقة المقارن (CFI) كانت (0.88)، بينما وصلت قيمة مؤشر الملائمة التزايدي (IFI) إلى (0.88)، أمَّا مؤشر توكر لويس (TLI) فكانت قيمته (0.87)، مما يؤكد عدم ملاءمة النموذج لبيانات الدراسة وبالتالي يتم رفض النموذج المقترح.

UNIVERSITI SAINS ISLAMIC SCIENCE UNIV

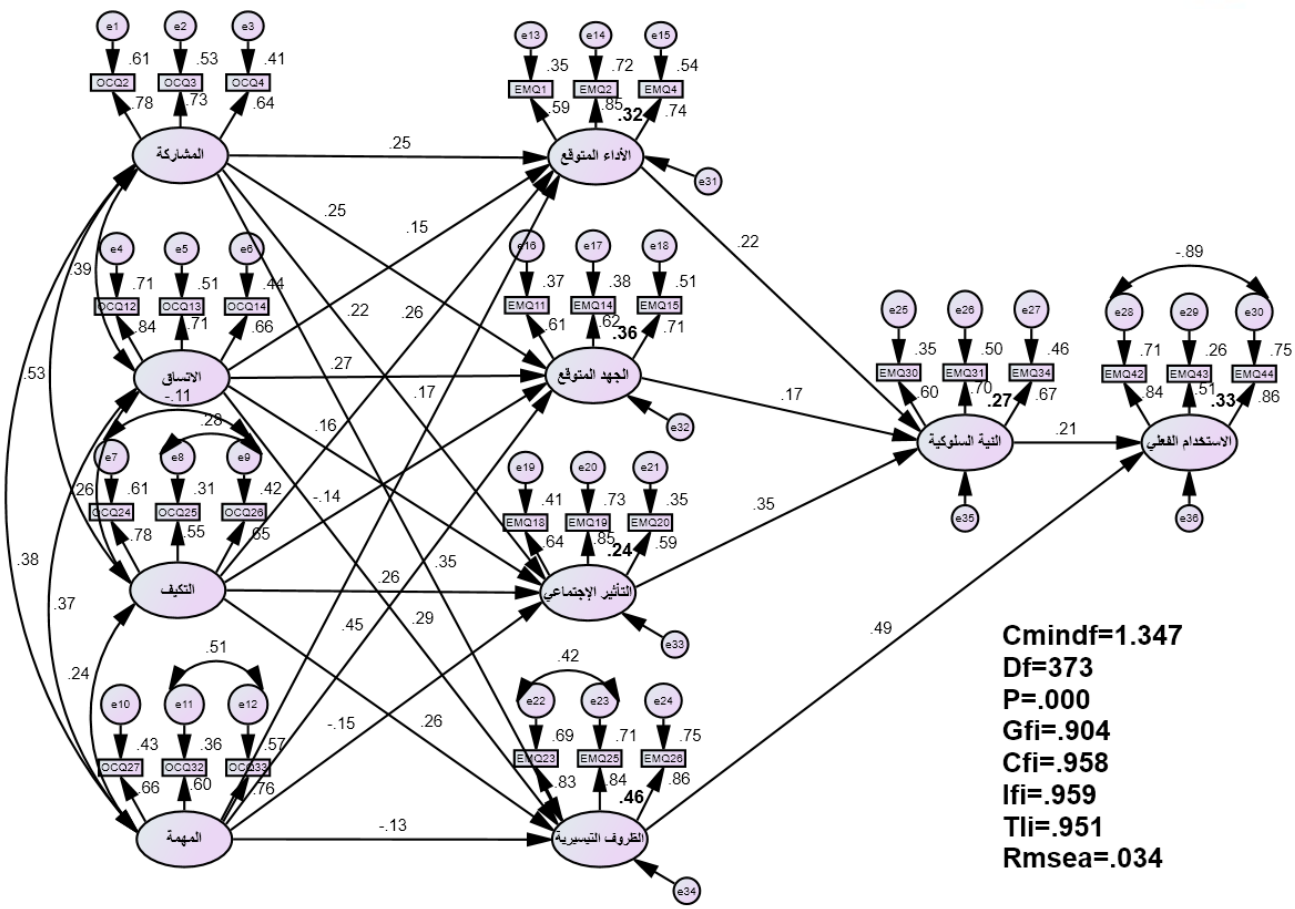
جدول رقم 31 قِيم مؤشرات ملاءمة المعادلة البنائية لنموذج الدراسة المقترح

| مؤشرات حسن المطابقة | القيمة النموذجية للمؤشر | القيمة المحسوبة للمؤشر | هل وفى بالمعيار؟ |
|---|---|---|---|
| مؤشر مربع كاي (Chi-Square $\chi^2$) | من 1 إلى 5 | 2.068 | نعم |
| مؤشر حسن المطابقة Goodness of Fit Index (GFI) | من 0.90 إلى 1 | 0.815 | لا |
| مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI) | من 0.90 إلى 1 | 0.887 | لا |
| مؤشر الملائمة التزايدي Incremental Fit Index (IFI) | من 0.90 إلى 1 | 0.888 | لا |
| مؤشر توكر لويس Tucker Lewis index (TLI) | من 0.90 إلى 1 | 0.876 | لا |
| مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي (RMSEA) Root Mean Square Error of Approximation | من 0.00 إلى 0.08 | 0.060 | نعم |

ولتحسين ملاءمة النموذج القياسي المفترض قام الباحث بحذف 10 فقرات لضعف ارتباطها بالمقياس، ثم أجرى الباحث التحليل مرة أخرى وكانت جميع النتائج مرضية وأسفرت عن ملاءمة النموذج القياسي بشكل جيد لبيانات الدراسة.

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA

شكل رقم 26 المعادلة البنائية النموذجية للنموذج المقترح للدراسة بعد التعديل




يُوضح الشكل رقم 26 أنَّ النموذج حقَّق موائمة جيدة لبيانات الدراسة، ومما يؤكد هذه النتيجة عدم وجود أدلة تُناقض ذلك مثل وجود الأخطاء المعيارية السالبة في النموذج حيث كانت كل قيم الأخطاء المعيارية موجبة، وكانت قيم جميع المؤشرات مرتفعة بحيث تجاوزت فيه الحد الأدنى لقبول النموذج، وكانت قيمة أهم مؤشر وهو مؤشر متوسط مربع الخطأ التقريبي (RMSEA) تساوي (0.034) مما يؤكد الصدق البنائي للنموذج المستخدم في هذه الدراسة.

وقد ربط الباحث بين بعض الأخطاء المعيارية في الفقرات (e30،e28)، (e9،e7)، (e9،e8)، (e12،e11)، (e23،e22) وذلك لشدة العلاقات بين هذه الفقرات.

وجاءت مؤشرات الملاءمة بقيم تجاوزت الحد الأدنى المقترح من قِبل الإحصائيين، ويتضح من الجدول رقم 32 أنَّ قيمة مؤشر مربع كاي (Chi-Square χ2) تساوي (1.347) بدرجة حرية (df) (373)، وهي قيمة أقل من (2) مما يعني توافق نموذج القياس مع النموذج النظري بشكل كبير، وكانت قيمة مؤشر حسن المطابقة Goodness of Fit Index (GFI) تساوي (0.904)، ومؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI) (0.958)، بينما وصلت قيمة مؤشر الملائمة التزايدي Incremental Fit Index (IFI) إلى (0.959)، أمَّا مؤشر توكر لويس Tucker Lewis index (TLI) فكانت قيمته أيضاً (0.951)، وأخيراً وصلت قيمة مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) إلى (0.034)، وهي أقل من (0.05) مما يؤكد أن النموذج يطابق بيانات الدراسة بدرجة كبيرة وبالتالي يتم قبول النموذج، وتَدلُّ قِيم هذه المؤشرات على قوة العلاقة بين عوامل هذا النموذج.

جدول رقم 32 قِيم مؤشرات ملاءمة المعادلة البنائية لنموذج الدراسة المقترح بعد التعديل

| مؤشرات حسن المطابقة | القيمة النموذجية للمؤشر | القيمة المحسوبة للمؤشر | هل وفَّى بالمعيار؟ |
|---|---|---|---|
| مؤشر مربع كاي (Chi-Square $\chi^2$) | من 1 إلى 5 | 1.347 | نعم |
| مؤشر حسن المطابقة Goodness of Fit Index (GFI) | من 0.90 إلى 1 | 0.904 | نعم |
| مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI) | من 0.90 إلى 1 | 0.958 | نعم |
| مؤشر الملائمة التزايدي Incremental Fit Index (IFI) | من 0.90 إلى 1 | 0.959 | نعم |
| مؤشر توكر لويس Tucker Lewis index (TLI) | من 0.90 إلى 1 | 0.951 | نعم |
| مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي (RMSEA) Root Mean Square Error of Approximation | من 0.00 إلى 0.08 | 0.034 | نعم |

كما بيَّن الجدول رقم 33 الارتباط التربيعي المتعدد ($R^2$) والذي يُعني نسبة التباين في المتغير التابع الذي يُفسره المتغير المستقل. إن المتغيرات التابعة تأثرت بشكل ملحوظ بالمتغيرات المستقلة المقابلة لها. فكانت قيمة ($R^2$) لبعد النية السلوكية (27%)، وكانت قيمتها للاستخدام الفعلي (33%)، مما يُعني

أنَّ نسبة التباين (27%) كانت في النية السلوكية للاستخدام، والتي تأثرت بأربع متغيرات وهي الأداء المتوقع، والجهد المتوقع، والتأثير الاجتماعي، والشروط التيسيرية. أيضاً جاء تباين الاستخدام الفعلي للإدارة الإلكترونية بنسبة (33%)، والتي تأثرت بمتغير النية السلوكية.

كذلك كانت قيمة الارتباط التربيعي المتعدد ($R^2$) للأداء المتوقع (32%)، وللجهد المتوقع (36%)، أما التأثير الاجتماعي فكانت نسبته (24%)، فيما جاءت الشروط التيسيرية بنسبة (46%) من التباين، والتي تأثرت بأربعة متغيرات مستقلة مقابلة لها وهي المشاركة، الاتساق، التكيف، المهمة.

جدول رقم 33 نتيجة الارتباط التربيعي المتعدد

| المتغيرات الكامنة | الارتباط التربيعي المتعدد ($R^2$) |
|---|---|
| النية السلوكية | %27 |
| الاستخدام الفعلي | %33 |
| الأداء المتوقع | %32 |
| الجهد المتوقع | %36 |
| التأثير الاجتماعي | %24 |
| الشروط التيسيرية | %46 |

وللإجابة على أسئلة الدراسة وفرضياتها استخدم الباحث البرنامج الإحصائي (AMOS) من خلال المعادلة البنائية النموذجية، نظراً لقوة المعادلة البنائية النموذجية في اختبار العلاقات بين المتغيرات المستقلة والوسيطة والتابعة في آنٍ واحد، وتم تحديد مستوى الأهمية لقبول الفرضية ($t > 1.96$ , $p < 0.05$)، وذلك على النحو التالي:

### 4.7.1 نتائج تحليل السؤال الأول:

نص السؤال الأول: ما دور الثقافة التنظيمية على قبول واستخدام الإدارة الإلكترونية في جامعة الزاوية؟

من خلال قراءة نتائج النموذج البنائي والجدول رقم 34 يَتبيّن وجود تأثير مباشر ذو دلالة معنوية بين المشاركة والأداء المتوقع، عند مستوى معنوي (1%) حيث أنَّ (P<.01، β=0.25)، وقد

بلغت قيمة (t) الإحصائية (2.457) وهي أكبر من (1.96) مما يُثبت وجد تأثير مباشر بين المشاركة والأداء المتوقع بمعنى أنه أي زيادة تطرأ على المشاركة بقيمة 1.00 تقابلها زيادة في الأداء المتوقع بقيمة 0.25

كما يتَّضح أيضاً وجود تأثير بين الاتساق والأداء المتوقع حيث أنَّ (β=0.15 ،P<.01)، وكانت قيمة (t) الإحصائية (2.051) وهي أكبر من (1.96) وهو ما يدعم وجود تأثير بين الاتساق والأداء المتوقع، فكلما زاد الاتساق بقيمة 1.00 زاد الأداء المتوقع بقيمة 0.15

أمَّا بخصوص وجود تأثير مباشر بين التكيف والأداء المتوقع، يتَّضح وجود تأثر معنوي بينهما حيث أنَّ (β=0.26 ،P<.01)، وقيمة (t) الإحصائية (2.519)، فأي زيادة واحدة في التكيف يُقابلها زيادة في الأداء المتوقع بقيمة 0.26

بالإضافة إلى جود تأثير مباشر ذو دلالة إحصائية بين المهمة والأداء المتوقع بمستوى دلالة (1%) حيث أنَّ (β=0.17)، وقيمة (t) الإحصائية (2.233) وبالتالي يتم الحكم بصحة وجود تأثير مباشر بين المهمة والأداء المتوقع بقيمة 0.17

جدول رقم 34 نتائج تحليل المعادلة البنائية النموذجية للسؤال الأول (الاوزان الانحدارية)

| | المسارات الانحدارية | القيم المعيارية | قيم (t) | نتيجة الاختبار |
|---|---|---|---|---|
| السؤال الأول | المشاركة ------◄ الأداء المتوقع | 0.25 | 2.457 | مقبولة |
| | الاتساق ------◄ الأداء المتوقع | 0.15 | 2.051 | مقبولة |
| | التكيف ------◄ الأداء المتوقع | 0.26 | 2.519 | مقبولة |
| | المهمة ------◄ الأداء المتوقع | 0.17 | 2.233 | مقبولة |
| | المشاركة ------◄ الجهد المتوقع | 0.25 | 2.257 | مقبولة |
| | الاتساق ------◄ الجهد المتوقع | 0.27 | 3.158 | مقبولة |
| | التكيف ------◄ الجهد المتوقع | -0.14 | -1.323 | غير مقبولة |
| | المهمة ------◄ الجهد المتوقع | 0.45 | 4.503 | مقبولة |
| | المشاركة ------◄التأثير الاجتماعي | 0.22 | 2.143 | مقبولة |
| | الاتساق ------◄التأثير الاجتماعي | 0.16 | 2.018 | مقبولة |

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA
جامعة العلوم الإسلامية الماليزية

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| | التكيف ------◄التأثير الاجتماعي | 0.26 | 2.421 | مقبولة |
| | المهمة ------◄ التأثير الاجتماعي | -0.15 | -1.876 | غير مقبولة |
| | المشاركة ------◄الشروط التيسيرية | 0.35 | 3.774 | مقبولة |
| | الاتساق ------◄الشروط التيسيرية | 0.29 | 4.268 | مقبولة |
| | التكيف ------◄الشروط التيسيرية | 0.26 | 2.849 | مقبولة |
| | المهمة ------◄الشروط التيسيرية | -0.13 | -1.921 | غير مقبولة |

أما فيما يخص العلاقة بين أبعاد الثقافة التنظيمية (المشاركة، الاتساق، التكيف، المهمة) والجهد المتوقع. يتَّضح وجود تأثير مباشر ذو دلالة معنوية بين المشاركة والاتساق والمهمة وبين الجهد المتوقع بمستوى معنوية (1%) حيث جاءت قيم بيتا (β) على التوالي (0.25، 0.27، 0.45)، فيما كانت قيمة (t) الإحصائية على التوالي (2.257، 3.158، 4.503)، مما يؤكد وجود تاثير مباشر بين المشاركة، والاتساق، والمهمة كلاً على حدة مع الجهد المتوقع.

بينما لايوجد تأثير مباشر بين التكيف والجهد المتوقع عند مستوى معنوية (1%) حيث أنَّ (β=-0.14 ،P<.01)، وكانت قيمة (t) الإحصائية (-1.323) وهي أصغر من (1.96) مما يُبين عدم وجود تأثير بين المتغيرين.

وكذلك الأمر بالنسبة إلى العلاقة بين أبعاد الثقافة التنظيمية (المشاركة، الاتساق، التكيف، المهمة) والتأثير الاجتماعي، فبالنظر إلى نموذج المعادلة البنائية والجدول رقم 34 يتَّضح وجود تأثير مباشر ومعنوي بين المشاركة والاتساق والتكيف كلاً على حدة وبين التأثير الاجتماعي عند مستوى معنوية (1%) حيث أن قيمة بيتا (β) على التوالي تساوي (0.22، 0.16، 0.26)، بينما قيمة (t) الإحصائية على التوالي (2.143، 2.018، 2.421) وهي أكبر من (1.96) وهو ما يؤكد وجود تأثير مباشر بين المشاركة، والاتساق، والتكيف، وبين التأثير الاجتماعي كلاً على حدة.

بينما لا يوجد تأثير مباشر بين المهمة والتأثير الاجتماعي عند مستوى معنوية (1%) حيث أنَّ (β=-0.15 ،P<.01)، وكانت قيمة (t) الإحصائية (1.876-) وهي أصغر من (1.96) وبناءً عليه لا يوجد تأثير بين المهمة والتأثير الاجتماعي.

أما فيما يخص تأثير أبعاد الثقافة التنظيمية (المشاركة، الاتساق، التكيف، المهمة) على الشروط التيسيرية، بالنظر إلى نموذج المعادلة البنائية وكذلك الجدول رقم 34 يتَّضح وجود تأثير مباشر ومعنوي بين المشاركة، والاتساق، والتكيف وبين الشروط التيسيرية عند مستوى معنوية (1%) حيث جاءت قيمة بيتا (β) على التوالي (0.35، 0.29، 0.26)، بينما قيمة (t) الإحصائية كانت على التوالي (3.774، 4.268، 2.849) وهي أكبر من (1.96) وبالتالي يمكن القول بوجود تأثير مباشر بين المشاركة، والاتساق، والتكيف وبين الشروط التيسيرية.

بينما يتَّضح عدم وجود تأثير مباشر بين المهمة والشروط التيسيرية عند مستوى معنوية (1%) حيث أنَّ (β=-0.13 ،P<.01)، وكانت قيمة (t) الإحصائية (1.921-) وهي أصغر من (1.96).

### 4.7.2 **نتائج تحليل السؤال الثاني:**

ينص السؤال الثاني إلى أي مدى يؤثر الأداء المتوقع على النية السلوكية لاستخدام الإدارة الإلكترونية؟

من الجدول رقم 35 يتَّضح وجود تأثير مباشر ومعنوي بين الأداء المتوقع والنية السلوكية لاستخدام الإدارة الإلكترونية، حيث كانت قيمته 0.22، فيما كانت قيمة (t) تساوي (2.693) وهي أكبر من (1.96) وهذا يُعني أنه أي زيادة في الأداء المتوقع تُقابلها زيادة في النية السلوكية لاستخدام الإدارة الإلكترونية.

جدول رقم 35 نتائج تحليل المعادلة البنائية النموذجية للسؤال الثاني (الأوزان الانحدارية)

| | المسارات الانحدارية | القيم المعيارية | قيم (t) | نتيجة الاختبار |
|---|---|---|---|---|
| **السؤال الثاني** | الأداء المتوقع ------◄ النية السلوكية | 0.22 | 2.693 | مقبولة |

### 4.7.3 نتائج تحليل السؤال الثالث:

السؤال الثالث: ما تأثير الجهد المتوقع على النية السلوكية لاستخدام الإدارة الإلكترونية؟

يتبين من الجدول رقم 36 ونموذج المعادلة البنائية وجود تأثير مباشر بين الجهد المتوقع والنية السلوكية لاستخدام الإدارة الإلكترونية عند مستوى معنوية (1%) حيث أنَّ (P<.01، β=0.17)، وكانت قيمة (t) الإحصائية (2.134) وهي أكبر من (1.96) مما يؤكد على وجود تأثير بين الجهد المتوقع والنية السلوكية لاستخدام الإدارة الإلكترونية بقيمة 0.17 مما يُعني أن أي تغير في الجهد المتوقع يُقابله تغير بقيمة 0.17

جدول رقم 36 نتائج تحليل المعادلة البنائية النموذجية للسؤال الثالث (الأوزان الانحدارية)

| | المسارات الانحدارية | القيم المعيارية | قيم (t) | نتيجة الاختبار |
|---|---|---|---|---|
| **السؤال الثالث** | الجهد المتوقع------◄ النية السلوكية | 0.17 | 2.134 | مقبولة |

### 4.7.4 نتائج تحليل السؤال الرابع:

ينص هذا السؤال على ما الدور الذي يؤديه التأثير الاجتماعي في النية السلوكية لاستخدام الإدارة الإلكترونية؟

يوجد تأثير مباشر ومعنوي بين التأثير الاجتماعي والنية السلوكية لاستخدام الإدارة الإلكترونية، حيث كانت قيمة (t) الإحصائية (4.176) وهي أكبر من (1.96) فيما كانت قيمة بيتا تساوي (β=0.35) وهذا يُعني أن للتأثير الاجتماعي دور في زيادة النية السلوكية لاستخدام الإدارة الإلكترونية حيث يؤثر الأصدقاء وأفراد العائلة على نية عضوء هيئة التدريس لاستخدامه لتقنيات الإدارة الإلكترونية والجدول رقم 37 يُبين ذلك.

جدول رقم 37 نتائج تحليل المعادلة البنائية النموذجية للسؤال الرابع (الأوزان الانحدارية)

| | المسارات الانحدارية | القيم المعيارية | قيم (t) | نتيجة الاختبار |
|---|---|---|---|---|
| **السؤال الرابع** | التأثير الاجتماعي ------◄ النية السلوكية | 0.35 | 4.176 | مقبولة |

### 4.7.5 نتائج تحليل السؤال الخامس:

ينص السؤال الخامس على: ما تأثير الشروط التيسيرية على الاستخدام الفعلي للإدارة الإلكترونية؟

من نموذج المعادلة البنائية وكذلك الجدول رقم 38 يتَّضح وجود تأثير معنوي بين الشروط التيسيرية والاستخدام الفعلي للإدارة الإلكترونية عند مستوى معنوية (1%) حيث أنَّ (P<.01، β=0.49)، وكانت قيمة (t) الإحصائية (7.468) وهي أكبر من (1.96) مما يؤكد وجود تأثير بين الشروط التيسيرية والاستخدام الفعلي للإدارة الإلكترونية حيث كانت قيمته 0.49 وهذا يُعني أن العلاقة بينهما طردية فكلما زادت الشروط التيسيرية بقيمة 1.00 زادت قيمة الاستخدام الفعلي للإدارة الإلكترونية بقيمة 0.49 مما يؤكد على قوة العلاقة بينهما.

جدول رقم 38 نتائج تحليل المعادلة البنائية النموذجية للسؤال الخامس (الأوزان الانحدارية)

| | المسارات الانحدارية | القيم المعيارية | قيم (t) | نتيجة الاختبار |
|---|---|---|---|---|
| **السؤال الخامس** | الشروط التيسيرية ----◄ الاستخدام الفعلي | 0.49 | 7.468 | مقبولة |

### 4.7.6 نتائج تحليل السؤال السادس:

نص السؤال السادس: ما تأثير النية السلوكية على الاستخدام الفعلي للإدارة الإلكترونية؟

من النتائج السابقة التي تم التوصل إليها يتبين وجود تأثير مباشر ومعنوي بين النية السلوكية والاستخدام الفعلي للإدارة الإلكترونية حيث أنَّ (β=0.21)، أمَّا قيمة (t) الإحصائية (3.219) وهي أكبر من (1.96)، وهو ما يُعني وجود تأثير إيجابي بين المتغيرين، فأي زيادة تطرأ على النية السلوكية

بمقدار 1.00 يُقابله زيادة بقيمة 0.21 وهذا يؤكد أنه يجب أن تكون لدا الفرد النية لاستخدام الإدارة الإلكترونية الأمر الذي يُعزز الاستخدام الفعلي لخدمات الإدارة الإلكترونية.

جدول رقم 39 نتائج تحليل المعادلة البنائية النموذجية للسؤال السادس (الأوزان الانحدارية)

| | المسارات الانحدارية | القيم المعيارية | قيم (t) | نتيجة الاختبار |
|---|---|---|---|---|
| **السؤال السادس** | النية السلوكية ----- ◄ الاستخدام الفعلي | 0.21 | 3.219 | مقبولة |

أما فيما يتعلق بالعلاقات غير المباشرة بين متغيرات الداسة، نظراً لأن المعادلة البنائية النموذجية تقدم مقدار التأثيرات غير المباشرة ولكن دون تحديد معنوية هذه التأثيرات، لذا قام الباحث باستخدام اختبار (Sobel). وحسب اللامي والرسول (2013) فإن نتائج التأثير غير المباشر لا تكون ذات دلالة إحصائية إلاَّ بعد إجراء اختبار سوبل (Sobel)، حيث يتم التحقق من معنوية العلاقات غير المباشرة من خلال استخراج قيمة Sobel test، فإذا كانت قيمته أكبر من (1.96) فإن هذا يُشير إلى أن المتغير هو متغير وسيط. والجدول رقم 40 يبين نتائج العلاقات غير المباشرة:

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA

جدول رقم 40 نتائج التأثير غير المباشر لمتغيرات الدراسة

| مسار العلاقة | S.E. | Sobel test | P |
|---|---|---|---|
| المشاركة ← الأداء المتوقع ← النية السلوكية | .002 | 1.802 | .071 |
| المشاركة ← الجهد المتوقع ← النية السلوكية | .018 | 1.546 | .012 |
| المشاركة ← التأثير الاجتماعي ← النية السلوكية | .027 | 1.913 | .05 |
| الاتساق ← الأداء المتوقع ← النية السلوكية | .013 | 1.630 | .10 |
| الاتساق ← الجهد المتوقع ← النية السلوكية | .017 | 1.770 | .07 |
| الاتساق ← التأثير الاجتماعي ← النية السلوكية | .020 | 1.818 | .06 |
| التكيف ← الأداء المتوقع ← النية السلوكية | .022 | 1.831 | .06 |
| التكيف ← الجهد المتوقع ← النية السلوكية | .015 | -1.122 | .26 |
| التكيف ← التأثير الاجتماعي ← النية السلوكية | .031 | 2.102 | .03 |
| المهمة ← الأداء المتوقع ← النية السلوكية | ,016 | 1.718 | .08 |
| المهمة ← الجهد المتوقع ← النية السلوكية | .030 | 1.925 | .05 |
| المهمة ← التأثير الاجتماعي ← النية السلوكية | .022 | -1.706 | .08 |
| المهمة ← الظروف التيسيرية ← الاستخدام الفعلي | .038 | -1.864 | .06 |
| الأداء المتوقع ← النية السلوكية ← الاستخدام الفعلي | .031 | 2.057 | .03 |
| الجهد المتوقع ← النية السلوكية ← الاستخدام الفعلي | .032 | 1.776 | .07 |
| التأثير الاجتماعي ← النية السلوكية ← الاستخدام الفعلي | .039 | 2.555 | .01 |

أسفرت نتائج اختبار الفرضيات باستخدام المعادلة البنائية النموذجية عن وجود تأثير هام للمتغير المستقل الثقافة التنظيمية بأبعادها (المشاركة، الاتساق، التكيف، المهمة) في المتغير التابع الإدارة الإلكترونية بأبعادها (الأداء المتوقع، الجهد المتوقع، التأثير الاجتماعي، الشروط التيسيرية، النية السلوكية، الاستخدام الفعلي للإدارة الإلكترونية).

كذلك أشارت النتائج إلى وجود تأثير ذو دلالة إحصائية لأبعاد الإدارة الإلكترونية: (الأداء المتوقع، الجهد المتوقع، التأثير الاجتماعي، الشروط التيسيرية) على النية السلوكية لاستخدام الإدارة الإلكترونية. بالإضافة لوجود تأثير ذو دلالة إحصائية للنية السلوكية على الاستخدام الفعلي للإدارة الإلكترونية.

وبالنظر إلى النتائج السابقة الخاصة بالفرضيات التي تقوم على نموذج UTAUT الأصلي، نجد أنها تم قبولها جميعاً، وهذا يعني إنَّ النموذج الموحد لقبول واستخدام الإدارة الإلكترونية (UTAUT) مناسب تماماً لتطبيقه في البيئة الليبية.

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
جامعة العلوم الإسلامية الماليزية
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA