الفصل الرابع

نتائج الدراسة

٤،١ التمهيد

سيقوم الباحث في هذا الفصل بالتحليلات الأولية للمتغيرات الديموغرافية، والتحليل الوصفي للبيانات، واختبار كفاية حجم عينة الدراسة؛ لتحليل البيانات واستخراج العوامل الكامنة، واستخدام الأسلوب الإحصائي التحليل العاملي الاستكشافي لكل المتغيرات المستقلة وهي: القيم الخلقية والتنظيم الذاتي وجماعة الزملاء، وأيضا المتغير الوسيط الكفاية الذاتية، والمتغير التابع المسؤولية الاجتماعية، مع القيام بالتحليل العاملي التوكيدي للمتغيرات المذكورة آنفا من الدرجتين الأولى والثانية، والقيام بالإجابة على أسئلة الدراسة، بسرد نتائج تحليل كل سؤال بحثي في هذه الدراسة الميدانية، باستخدام أسلوب النمذجة بالمعادلة البنائية التي تقوم برسم اطار متكامل لتفسير المشكلة والقيام بمضاهات سلوك المتغيرات المتفاعلة في الواقع، كما أنها تمتلك المرونة في التنظير وتمييز العلاقات السببية. كما عرفها (suhr.2006 الوارد في عزوز،٢٠١٨) بأنها هي: منهجية تعنى في تمثيل واختبار وتقدير شبكة من العلاقات بين المتغيرات، وإن استخدام منهجية النمذجة بالمعادلة البنائية يكون من خلال برامج إحصائية ومنها: برنامج أموس (AMOS)، الذي اعتمده الباحث في دراسته الحالية؛ لكشف النتائج المرجوة، كما يُعدُّ برنامج أموس من البرامج الإحصائية الهامة والحديثة التي تستخدم في تحليل البيانات، واستنباط النتائج، وفحصها، وتفسيرها بطريقة واضحة وسهلة، حيث يُعدُّ الأكثر استخداما في الوقت الحالي من قبل

الباحثين في كافة الدراسات الإنسانية، والتربوية، والاجتماعية، والطبية وغيرها، وذلك لإيجاد تأثير العلاقة بين المتغيرات مع بقاء نفس هدف الدراسة وهو اختبار الفرضيات (البرق وآخرون،٢٠١٣)، كما أظهرت النتائج أن النموذج المقترح قد أوفى بالشـــروط لقبوله، وتمثيل العوامل للعامل الكامن، وقيم العلاقات دلت بوجود تأثير للقيم الخلقية بوصـــفها متغيرا مســـتقلا على المســـؤولية الاجتماعية، والتحصـــيل الأكاديمي بوصـفها متغيرين تابعين، كما تمتع نموذج المعادلة البنائية بالجودة العالية، وقد أظهرت نتائج التحليل وجود علاقة ارتباطية قوية بين التنظيم الذاتي والمســـؤولية الاجتماعية، وأن متغير جماعة الزملاء له دور بازر ويعد عاملا مهما، ومن النتائج أيضـــا أن متغير الكفاية الذاتية نجح في القيام بدور الوســـيط بين القيم الخلقية والتنظيم الذاتي وجماعة الزملاء من جهة، وبين التحصـــيل الأكاديمي والمســـؤولية الاجتماعية من جهة أخرى، كما أشـــارت الدراســـة الحالية أنه لم يبرز أي تأثير للمتغيرين الديموغرافيين (العمر –المحافظة) على متغيرات الدراسة التحصيل الأكاديمي والمسؤولية الاجتماعية.

٤،٢ التحليلات الأولية للمتغيرات الديمغرافية

من المعلوم لدى أهل الاختصاص قبل البدء في إجراء عملية التحليل الرئيسة بالطرائق الإحصائية التي يستند عليها أي باحث في تحليل البيانات الخاصة بدراسته يسبق ذلك جملة من الخطوات، وذلك لكي يتم استفاء الشروط الواجب العمل بها، وتحقيقها قبل البدء في أي عملية إحصائية، وبناء على ذلك اتبع الباحث الأســـلوب العلمي المتعارف عليه الذي يتطلب القيام به لإجراء هذه المعالجات، مما يجنب هذا الأمر الوقوع في أخطاء إحصـائية تظهر آثارها على المعالجات الإحصـائية التي سـيقوم بها الباحث فيما بعد، وهي التي ســـيترتب عليها نتائج غير واقعية، تبين لدى الباحث مما ســـبق بأن مرحلة فحص البيانات، والقيام بالتحليلات الأولية ذات أهمية قصـوى في الدراســة الحالية، كما أشـار الباحث أعلاه

للمتغيرات الديموغرافية المستخدمة في هذه الدراسة؛ وذلك للكشف حول تأثير تلك المتغيرات الديموغرافية بالمتغيرات التابعة (التحصيل الأكاديمي- المسؤولية الاجتماعية) مشكلة الدراسة.

كما حوى متغير السنة الدراسية على السنوات التي يكون الطالب الجامعي مرتبطاً فيها بكرسي الدراسة وهي: السنة الأولى والثانية والثالثة والرابعة والخامسة وغيرها من السنوات، مدة مكوث الطالب في سلم الدراسة الجامعية.

أما بالنسبة لمتغير النوع الاجتماعي بشقيه الذكر والأنثى فقد ذُكر في الدراسة الحالية وذلك للكشف حول ارتباطهما بمشكلة الدراسة، وكذلك متغير العمر قد تمركز بداية التحاق الطالب بالمرحلة الجامعية من عمر(١٨) سنة إلى أكثر من(٣٧) سنة، وأدخل أيضا متغير المحافظة التي يقطن فيها الطالب الجامعي وترعرع، فسلطنة عُمان موزعة جغرافيا إلى إحدى عشرة محافظة وكل محافظة تضم عددا من الولايات، وكل ولاية تضم عددا من القرى والنيابات منها نيابة بركة الموز مركز مجتمع الدراسة (جامعة نزوى) التي تقع بولاية نزوى في محافظة الداخلية، وأسماء المحافظات هي: محافظة مسندم والبريمي والظاهرة جنوب الباطنة وشمال الباطنة، مسقط، جنوب الشرقية وشمال الشرقية والداخلية والوسطى ومحافظة ظفار.

ومن المتغيرات الديموغرافية أيضا متغير الكلية الذي يحتوي على الكليات الموجودة بجامعة نزوى وهي: كلية العلوم والآداب، وكليَّة الهندسة والعمارة، وكلية الاقتصاد والإدارة ونظم المعلومات، وكليَّة الصَّيدلة والتَّمريض، ومعهد التعلم مدى الحياة ومعهد التأسيس، ومعهد الضاد لتعليم اللغة العربية للناطقين بغيرها.

٤،٢،١ البيانات المفقودة

يستدعي التحليل باستخدام نمذجة المعادلة البنائية أن تكون البيانات وحدة متكاملة، ويرى Raykor etal (الوارد في عامر، ٢٠١٤) أنّ البيانات المفقودة المقصود بها هي عدم الإجابة على أكثر

من مفردة أو مفردة ما، والمشاكل التي تحدث وقت جمع البيانات، وأخطاء إدخالها تؤثر بشكل واضح على نتائج التحليل بطريقة النمذجة بالمعادلة البنائية (عامر،٢٠١٤).

حيث إن الباحث أدرك أهمية هذا الأمر، فقام بفحص البيانات قبل إدخالها في برنامج التحليل الإحصائي (SPSS)، وذلك بتصفح الاستبانات قبل إدخال البيانات واستبعاد أي استبانة يوجد بها بيانات مفقودة أكثر من مفردة، وبجانب ذلك أدرجت خاصية في الاستبانة الإلكترونية، وهي أنه لا يسمح للمشارك من طلبة جامعة نزوى الانتقال من جزئية إلى أخرى إلا بعد أن يقوم بتعبئة جميع الخانات السابقة؛ لكي لا يكون هناك بيانات مفقودة في مفردة ما أو أكثر، وقد استعان الباحث ببعض العمليات في برنامج (SPSS) التي أثبتت خلو البيانات من القيم والبيانات المفقودة.

٤،٢،٢ القيم المتطرفة

لا بد للباحث أن يدرك أن القيم المتطرفة لها أثر في جوانب عديدة، حيث عرف دبدوب ويونس (٢٠٠٦) أن القيم المتطرفة هي تلك الاستجابات التي تبدو مختلفة تماما وغير منطقية عند مقارنتها بسائر الاستجابات في البيانات بشكل عام، وتكون بعيدة عن بقية البيانات، وعرفها إبراهيم (٢٠١٨) هي تلك الاستجابات والمختلف من الدرجات في أكثر من متغير التي قد تشوّه النتائج الإحصائية وتحدث بين المتغيرات التابعة والمستقلة.

فمن الملاحظ بما أن القيم المتطرفة تكون من ضمن البيانات الخاصة بالدراسة فإنها حتما ستؤثر في الدراسة جميعها وفي جوانب عديدة وفي البيانات نفسها ستؤثر تأثيرا مباشرا سواء وقعت في أحد أو كلا طرفي البيانات، حيث إن القيمة التقديرية قد تقترب من قيمة المشاهدة الحقيقية بدلا عن الانحراف عنها، وتُعدُّ أيضا من أهم العوامل المؤثرة في حجم معامل الارتباط(دبدوب ويونس،٢٠٠٦)، حيث تنتج

من هذه القيم المتطرفة نتائج لا يمكن تعميمها على المجتمع الأصـــلي، وتؤثر على نتائج التحليل العاملي، وعلى جودة النموذج، ونتائج الدراسة عموما (إبراهيم،٢٠١٨).

توجد جملة من الأسباب في وجود القيم المتطرفة وقد يشترك بعضها في وجود البيانات المفقودة وهي:

١. الأخطاء في جمع وإدخال البيانات التي قد تحدث عند إدخال البيانات، فلا بد من فحصـــها بعد الإدخال، وذلك لاحتمال ورود أخطاء والعمل على تعديلها (دبدوب ويونس،٢٠٠٦).

٢. الفشـــل في القيام بترميز القيم المفقودة (Missing Data) وقت إدخال البيانات في برنامج SPSS، ولذلك يقوم البرنامج بقراءة القيم المفقودة أنها قيم حقيقية عند التحليل (إبراهيم،٢٠١٨).

٣. الغموض في بنود وتعليمات الاستبانة له دور في ظهور القيم المتطرفة (دبدوب ويونس،٢٠٠٦).

٤. وجود شواذ في عينة الدراسة أي أن القيم المتطرفة ليست من مجتمع الدراسة الأصلي بذلك قد تكون شاذة ولا بد من اكتشافها (إبراهيم،٢٠١٨).

٥. وجود حالة تحمل صفة التطرف في المجتمع الأصلي للدراسة، لأنها أكثر تطرفا في التوزيع الاعتدالي، فعلى الباحث أن يبقي هذه القيم مع التغيير، وذلك لكيلا تؤثر ســـلبا على بقية الحالات (إبراهيم،٢٠١٨).

كما استخدم الباحث في تحديد القيم المتطرفة ما يسمى بمسافة مهلا نوبيس (Mahala Nobis Distance)؛ وذلك لقياس مدى تِأثير الحالة عن طريق قياس المســـافات بين المتوســـط الحســـابي للمتغير المستقل (شراز،٢٠١٥)، فقد حذف الباحث في هذه الدراسة بعض القيم المتطرفة التي تكررت في عدة متغيرات من أداة الدراســـة، وبعد هذه المعالجات الإحصـــائية للقيم المتطرفة بلغ حجم العينة النهائي هو (٨٤٩) مستجيباً من طلبة جامعة نزوى في سلطنة عمان.

٤،٢،٣، التحليل الوصفي للبيانات

فقد كشفت نتائج التحليل الوصفي للبيانات في هذه الدراسة أن عدد المشاركين في تقديم الإجابات عن طريق أداة الدراسة(الاستبانة) بلغ عددهم (٨٤٩) مشاركا ومشاركة من شتى مجالات مجتمع الدراسة (طلبة جامعة نزوى) كما في الجدول رقم (١،٤) وبذلك قد بلغ عدد الذكور(١٣٢)مشاركا بنسبة ١٥,٥% من حجم العينة، وبالجانب الآخر فإن عدد الإناث هو (٧١٧)مشاركة بنسبة(٨٤,٥%)، فمن الملاحظ ارتفاع نسبة عدد الإناث بستة أضعاف من عدد الذكور ربما يعود ذلك لجوانب كثيرة منها: أن النوع الأنثوي طبيعته يحب الإنجاز والتعاون مع الطرف الآخر، وأيضا معظم الكليات والمعاهد بجامعة نزوى (مجتمع الدراسة) يحتضنّ عدداً كبيراً من الإناث، حيث إن عدد الإناث المنتظمات بكرسي الدراسة بجامعة نزوى في عام دراسي يعادل خمسة أضعاف من عدد الذكور تقريبا، لذا فمن الطبيعي أن نجد أكثر أعداد المستجيبين هم من الإناث.

وقد تبين للباحث أنّ هناك فروقاً كبيرة في استجابات الطلبة بين النوعين في متغير السنة الدراسية، حيث بلغت أعلى نسبة للمشاركين من الإناث في السنة الثانية، حيث كان عددهن(١٦٨)مشاركة بنسبة(٨١,٦%)، في حين وصل عدد الذكور في نفس السنة (٣٨) مشاركا بنسبة (١٨,٤%)، وكانت أقل أعداد المشاركين من الذكور في السنة الرابعة وبلغ عددهم(٦) مشاركين بنسبة(٥,٧%)، في حين قد بلغ عدد الإناث في نفس السنة (٩٩) مشاركة بنسبة(٤٩,٣%)، وفي السنة الأولى بلغ عدد الذكور(٥٠) مشاركا بنسبة (٢٤,٢%)، أما الإناث فقد كان عددهن(١٥٧) بنسبة (٧٥,٨%)، في حين وصل عدد الذكور في السنة الثالثة(١١) مشاركا بنسبة (٦,٢ %)، ووصل عدد الإناث في نفس السنة (١٧٦) مشاركة بنسبة(٩٣,٨)، وقد بلغ عددهن في السنة الخامسة (٧٩) مشاركة بنسبة (٩١,٩%) وعدد الذكور في السنة (٧) مشاركين بنسبة (٨,١%)، وبلغ عدد الإناث المشاركات

في غير تلك السنوات الخمس (٤٧) مشاركة بنسبة(٧٠,١%)، والذكور (٢٠) مشاركا بنسبة (٢٩,٩%).

أما في جانب متغير العمر فقد بلغت أعلى نسبة من الفئة العمرية التي تتراوح بين (٢٢-١٨) سنة، حيث وصل عدد الإناث (٥٧٢)مشاركة بنسبة بلغت(٩٠,٤%)، وبلغ عدد الذكور في نفس الفئة العمرية (٦١) مشاركا بنسبة (٩,٦%)، في حين بلغ عدد المشاركين من الفئة العمرية التي تتراوح بين (٢٧- ٢٣) سنة (١١) مشاركا من الذكور بنسبة(٩,٩%) بالمقابل وصل عدد الإناث المشاركات (١٠٠) مشاركة بنسبة(٩٠,١%)، أما بالنسبة للفئة العمرية من (٣٢-٢٨) سنة فقد بلغ عدد المشاركات الإناث(٢٢) مشاركة بنسبة(٦٨,٨%)، وأما الذكور فقد بلغ عددهم (١٥)مشاركا بنسبة (٣١,٣%)، في حين آخر نجد أن الفئة العمرية من(٣٣-٣٧) سنة كانت أعداد المشاركين فيها متساوية من الجنسين (١٢) مشاركا من الذكور، و(١٢) مشاركة من الاناث، أما في المرتبة الأخيرة من الفئة العمرية (أكثر من ٣٧ سنة) فقد حصل الذكور على نسبة(٧٧,٦%)، حيث كان عددهم (٣٨) مشاركا، بينما الإناث حصلت على نسبة أقل فقد كانت (٢٢,٤%) بمقدار (١١) مشاركة، كما هو موضح في الجدول رقم (١،٤).

وفيما يتعلق بمتغير الكلية حصلت طالبات كلية الصيدلة على المرتبة الأولى بعدد (٣٣٠) مشاركة بنسبة (٨٣,١%)، في حين وصل عدد الذكور (٧٦) بنسبة (١٦,٩%) في نفس الكلية، وجاءت في المرتبة الثانية طالبات كلية الاقتصاد حيث بلغ عددهن (١٦٣) مشاركة بنسبة (٩٣,١%)، بينما عدد الذكور بلغ (٦٧) مشاركا بنسبة (١٩,٩%)، حيث حصل طلبة كلية العلوم والآداب على المرتبة الثالثة فقد بلغ عدد المشاركين من الإناث (١٦٢) مشاركة بنسبة (٧٩,٠%)، بينما عدد الذكور في نفس الكلية (٤٣) مشاركا بنسبة (٢١,٠%).

في حين آخر أظهرت نتائج التحليل أن أقل عدد للمشاركين على مستوى الكليات هم الذكور في كلية الهندسة بنسبة (٦,٩%) حيث كان عددهم (٤) مشاركين، بينما كان عدد الإناث المشاركات من نفس الكلية (٥٤) مشاركة بنسبة (٩٣,١%)، بينما الإناث كانت أقل نسبة للمشاركات في محور (غير ذلك) حيث بلغ عددهن (٨) مشاركات بنسبة بلغت (٥٧,١%)، بينما عدد الذكور بلغ (٦) مشاركين بنسبة (٤٢,٩%).

أما بالنسبة لمتغير المحافظات فقد أظهرت نتائج التحليل أن المشاركين في تقديم البيانات كانوا من جميع محافظات سلطنة عمان، حيث بلغ عدد المحافظات إحدى عشرة محافظة متوزعة على الموقع الجغرافي لسلطنة عُمان، وذلك بنسب متفاوتة، لاحظ الباحث أن أعلى نسبة المشاركين هم من الإناث من محافظة الداخلية فقد بلغ عددهن (١٨٧) مشاركة بنسبة (٩٠,٣)، ربما يعود ذلك لموقع جامعة نزوى في محافظة الداخلية، في حين آخر أظهرت النتائج أن أقل نسبة عدد المشاركات من محافظة شمال الباطنة حيث بلغ عددهن (٦) مشاركات بنسبة (٦٠,٠%).

أما الذكور فإن أعلى نسبة مشاركين في تقديم البيانات كانت من محافظة شمال الشرقية وقد بلغ عددهم ٣٨ مشاركا بنسبة (٢٢,٨%)، وأقل نسبة للمشاركين من الذكور كان من محافظتي جنوب الباطنة وجنوب الشرقية حيث بلغ عدد المشاركين من كل محافظة (٣) مشاركين وبنسب متفاوتة.

وجاء في المرتبة الثانية المشاركات الإناث من محافظة شمال الشرقية حيث بلغ عددهن (١٢٩) مشاركة بنسبة (٧٧,٢%)، ثم تلتها محافظة مسقط بنسبة (٨٥,٧ %)، حيث بلغ عددهن (٧٨) مشاركة، ثم جاءت محافظتا مسندم وظفار حيث بلغ عدد المشاركات في كل محافظة (٧٢) مشاركة بنسبة (٩٠,٠%)، ثم محافظتي الوسطى وجنوب الباطنة بلغ عدد المشاركات من محافظة (٤٩) مشاركة بنسب

متفاوتة، ثم محافظة الظاهرة بنسبة (٧٥,٠%)، ثم البريمي وصل عدد المشاركات (٢١) مشاركة بنسبة (٦٥,٦%)، ثم تلتها جنوب الشرقية (٩) مشاركات بنسبة (٧٥,٠ %).

وكذلك بالنسبة للذكور فقد حصل على المرتبة الثانية من أبناء محافظة الداخلية وقد بلغ عددهم (٢٠) مشاركا بنسبة (٩,٧%)، ثم تلتها محافظة الظاهرة (١٥) مشاركا، بعدها محافظة مسقط (١٣) مشاركا، ثم تلتها محافظة البريمي (١١) مشاركا، ثم الوسطى (٩) مشاركين، ثم مسندم وظفار كل واحدة منهن (٨) مشاركين، ثم شمال الباطنة (٤) مشاركين.

الجدول ٤، ١ : واصل: التحليل الوصفي لبيانات المستجيبين حسب خصائصهم الأساسية

المتغير	البيانات الشخصية	مجموع العينة	النسبة المئوية%
السنة الدراسية	السنة الأولى	٢٠٧	٢٤,٣٨
	السنة الثانية	٢٠٦	٢٤,٢٦
	السنة الثالثة	١٧٨	٢٠,٩٦
	السنة الرابعة	١٠٥	١٢,٣٦
	السنة الخامسة	٨٦	١٠,١٢
	غير ذلك	٦٧	٧,٨٩
النوع	ذكور	١٣٢	١٥,٥
	إناث	٧١٧	٨٤,٥
العمر	١٨-٢٢	٦٣٣	٧٤,٥٥
	٢٣-٢٧	١١١	١٣,٠٧
	٢٨-٣٢	٣٢	٣,٧٦
	٣٣-٣٧	٢٤	٢,٨٢
	أكبر من ٣٧	٤٩	٥,٧٧
المحافظة	مسقط	٩١	١٠,٧١
	ظفار	٨٠	٩,٤٢
	مسندم	٨٠	٩,٤٢
	البريمي	٣٢	٣,٧٦
	الداخلية	٢٠٧	٢٤,٣٨
	شمال الباطنة	١٠	١,١٧

الجدول ٤، ١ : واصل: التحليل الوصفي لبيانات المستجيبين حسب خصائصهم الأساسية

المتغير	البيانات الشخصية	مجموع العينة	النسبة المئوية%
	جنوب الباطنة	٥٢	٦,١٢
	جنوب الشرقية	١٢	١,٤١
	شمال الشرقية	١٦٧	١٩,٦٧
	الظاهرة	٦٠	٧,٠٦
	الوسطى	٥٨	٦,٨٣
	العلوم والآداب	٢٠٥	٢٤,١٤
	الاقتصـــاد والإدارة ونظم المعلومات	١٧٥	٢٠,٦١
الكلية	الهندسة والعمارة	٥٨	٦,٨٣
	الصيدلة والتمريض	٣٩٧	٤٦,٧٦
	غير ذلك	١٤	١,٤٧

٤،٣ الافتراضات الأولية لاستخدام نمذجة المعادلة البنائية

٤،٣،١ التوزيع الطبيعي

تستوجب بعض التحليلات والأساليب الإحصائية توفر بعض الافتراضات في البيانات، ومن أبرزها التوزيع الطبيعي (التوزيع المعتدل)؛ لأنه يُعدُّ من التوزيعات المهمة في الدراسات التربوية والإنسانية والاجتماعية(فهمي،٢٠٠٥)، حيث إن جملة من الاختبارات الإحصائية تشترط أن يشتمل توزيع بعض المتغيرات التوزيع الطبيعي الذي يعرف أنه: توزيع متماثل تتساوى فيه قيم الوسيط والوسط الحسابي والمنوال له قيمة واحدة في الوسط يأخذ شكل الجرس (دودوين،٢٠١٨).

وتختلف أساليب الكشف حول تحقق شرط التوزيع الطبيعي للبيانات، قد يستخدم بعض الباحثين اختبار كا٢ واختبار كولمونجروف – سمرنوف (Klomgorov- Simirnov) وكذلك اختبار شابيرويلك (Shapiro- Wilk)، وأيضا استخدام مقاييس الالتواء والتفرطح، وبالإمكان أيضا الاستشهاد

على اعتدالية التوزيع الطبيعي عن طريق الأشكال البيانية، كالمدرج التكراري، ورسم الاحتمالات الطبيعية، والمنحنى التكراري (فهمي،٢٠٠٥).

أما حول اختبار كولمونجروف – سمرنوف (Klomgorov- Simirnov) واختبار شـــابيرو ويلك (Shapiro- Wilk)، فقد ذكر دودوين(٢٠١٨) أنه لا توجد مشـكلة في عدم تحقق شـرط التوزيع الطبيعي بالاختبارين السابقين، إذا كان حجم عينة الدراسة أكثر من(٣٠) مستجيبا، وأسند قوله ذلك بنظرية الحد المركزية (Central Limit Theorem) التي توضـــح أنه إذا اختيرت جميع العينات من مجتمع الدراسة، وقام الباحث أيضا بحساب الوسط الحسابي لكل عينة، فسوف نجد أن توزيع جميع الأوساط الحسابية لعينة الدراسة قريبة من التوزيع الطبيعي حتى وإن لم يكن التوزيع الأصلي لمجتمع الدراسة قريبا من التوزيع الطبيعي، وذلك بشرط أن يكون في كل عينة أكثر من (٣٠) مستجيبا، وهو الحد الأدنى المسموح به، ولهذا فلن يعتمد الباحث على اختبار كولمونجروف – سمرنوف (Klomgorov-Simirnov)، واختبار شـــابيرو ويلك (Shapiro-Wilk) في حســـاب التوزيع الطبيعي، وإنما يقتصـــر على الالتواء والتفرطح، وللحكم على نتائج الالتواء يجب ألا تزيد النتيجة عن (٢±)، وأيضـاً التأكد من التفرطح أن لا تزيد عن (٧±) (البرق وآخرون،٢٠١٣)، اسـتخدم الباحث برنامج SPSS (النسـخة٢١) في اسـتخراج نتائج التوزيع الطبيعي للالتواء والتفرطح والرسومات البيانية.

٤،٣،١،١ التوزيع الطبيعي لمتغير القيم الخلقية

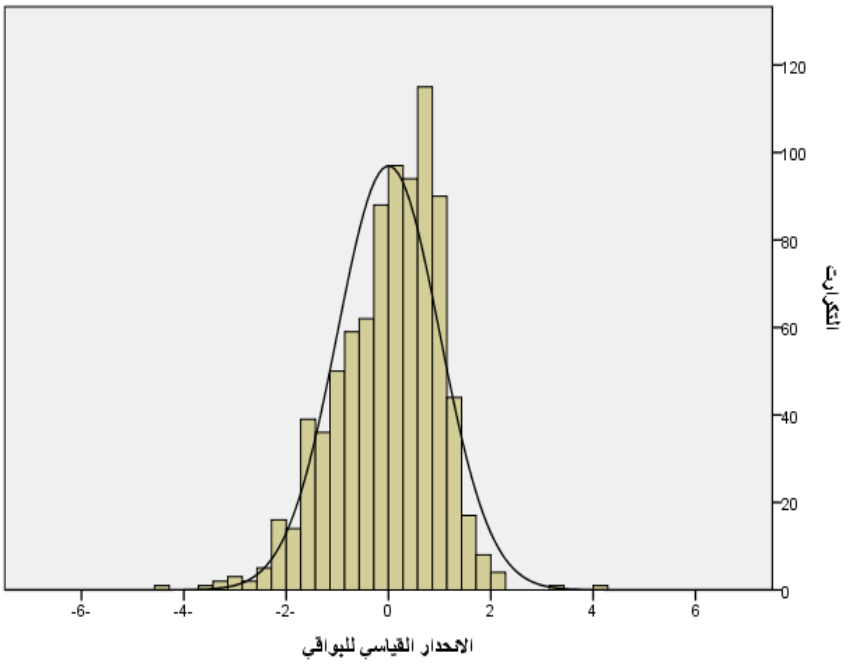
اتضح للباحث من خلال الجدول (٢،٤) أن جميع معاملات الالتواء والتفرطح لأبعاد القيم الخلقية الثلاثة (الصـدق – الأمانة – المشـاركة الوجدانية) تتميز باعتدالية التوزيع، حيث إن درجات القيم جاءت محصورة بين (٢±)، كما تميزت درجات الالتواء أن جميع قيمِه سالبة مما يعنى أن معامل الالتواء يمتد التواؤه إلى اليســار دون الإخلال باعتدالية التوزيع، توضــح هذه النتيجة على أن البيانات الخاصــة بأبعاد القيم

الخلقية ذات جودة عالية، مما يدفع الباحث إلى الاطمئنان بالنسبة للتحليلات والمعالجات الإحصائية التي يرغب في تطبيقها فيما بعد لمعالجة النتائج.

الجدول ٤، ٢ : قيم التوزيع الطبيعي لأبعاد القيم الخلقية (العينة = ٨٤٩)

أبعاد القيم الخلقية	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الالتواء	الخطأ المعياري للالتواء	التفرطح	الخطأ المعياري للتفرطح
الصدق	6.2913	٠.55673	-0.694	٠.084	-0.240	٠.168
الأمانة	6.3698	٠.53998	-0.802	٠.084	-0.126	٠.168
المشاركة الوجدانية	6.3575	0.53106	-0.739	٠.084	-0.222	٠.168

وعند النظر في الرسم البياني (٤،١) نلاحظ أن القيم قريبة من التوزيع الطبيعي، ويتضح مدى مشابهة الرسم لشكل الجرس، الأمر الذي يؤكد أن البيانات في نطاق الاعتدالية وليست بالشكل المثالي التام.



الشكل ٤، ١: التوزيع الطبيعي لأبعاد القيم الخلقية

٤،٣،١،٢ التوزيع الطبيعي لمتغير التنظيم الذاتي وجماعة الزملاء

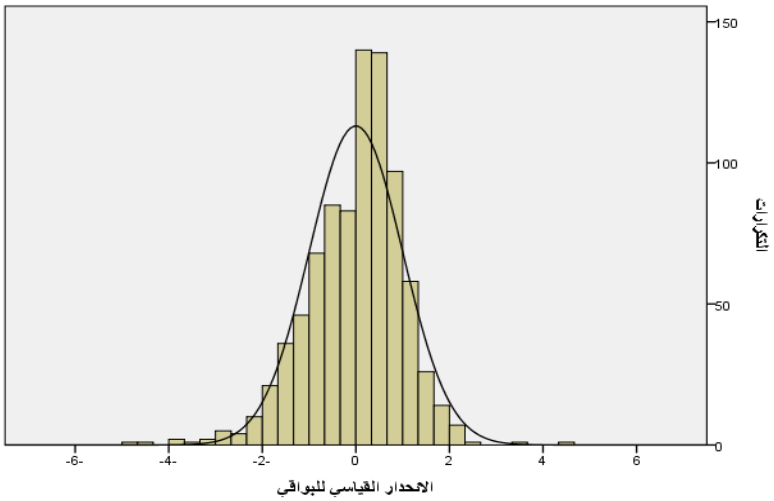
تبين من خلال الجدول (٣،٤) أن نتائج اختبارات الالتواء والتفرطح لأبعاد التنظيم الذاتي (الملاحظة الذاتية واتخاذ القرارات – استراتيجيات رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف)، ومتغير جماعة الزملاء لم تتجاوز (٢±)، وبهذا يكون قد تحقق شرط اعتدالية التوزيع الطبيعي، وكما تظهر بالجدول أيضا أن نتائج الالتواء سالبة، مما يدل ذلك على أن توزيع البيانات أخذ يمتد إلى اليسار (سالب الالتواء) دون الاخلال باعتدالية توزيع البيانات، استنتج الباحث مما سبق أن متغير التنظيم الذاتي صالح ذو جودة عالية وهذ النتيجة تُصرّح للباحث القيام بالتحليلات الإحصائية التي تتطلب توزيعا طبيعيا للبيانات.

الجدول ٤، ٣ : قيم التوزيع الطبيعي لأبعاد متغير التنظيم الذاتي ومتغير جماعة الزملاء

المتغيرات		المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الالتواء	الخطأ المعياري للالتواء	التفرطح	الخطأ المعياري للتفرطح
التنظيم الذاتي	الملاحظة الذاتية واتخاذ القرارات	6.3575	٠.53106	0.739-	٠.084	0.222-	٠.168
	استراتيجيات رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف	6.0988	٠.67677	0.645-	0.084	0.207-	٠.168
جماعة الزملاء		5.4346	0.89150	0.324-	٠.084	0.303-	٠.168

فقد جاءت النتائج الإحصائية للالتواء والتفرطح لكل من التنظيم الذاتي وجماعة الزملاء مساندة لما في الشكل (٢،٤)، الذي يمثل التوزيع الطبيعي للبيانات الخاصة بالتنظيم الذاتي وجماعة الزملاء، وعند

النظر إلى الشكل يبدو أن هناك توزيعاً طبيعياً مقبولاً لتمركز أغلب القيم في الوسط فيما يدل على تحقق طبيعية التوزيع.



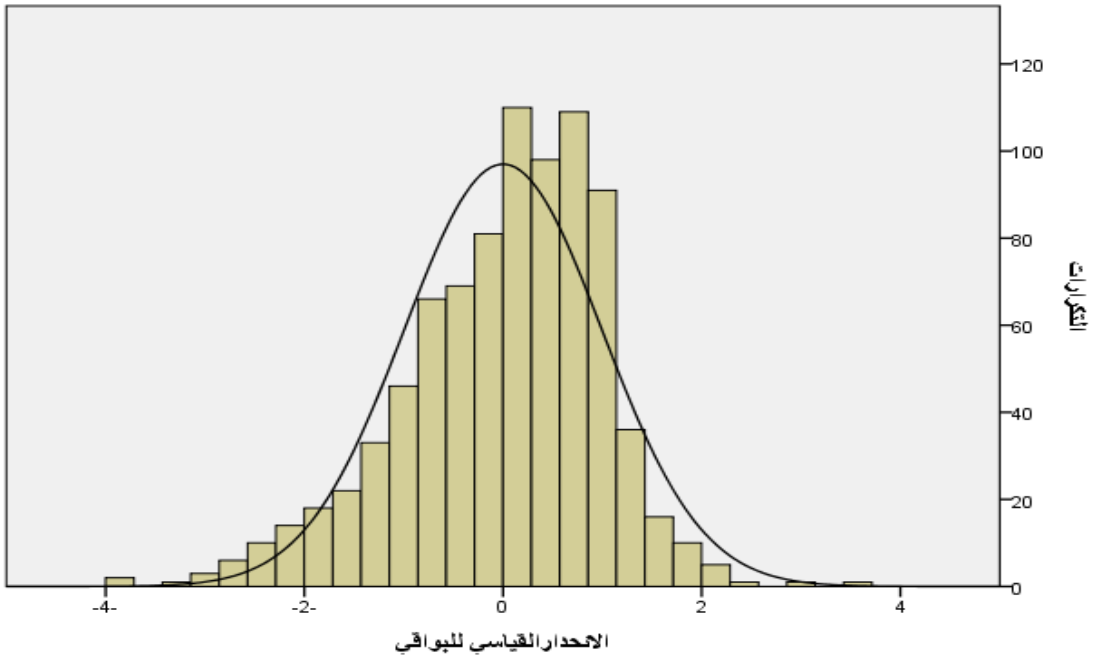
الشكل ٤، ٢: التوزيع الطبيعي للتنظيم الذاتي وجماعة الزملاء

٤،٣،١،٣ التوزيع الطبيعي لمتغير المسؤولية الاجتماعية (المتغير التابع)

يكشف الجدول (٤،٤) أن البيانات في متغير المسؤولية الاجتماعية تتّسم بالتوزيع الطبيعي من خلال احتساب معامل الالتواء(Skewness) ومعامل التفرطح (Kurtosis)، حيث إن القيم المتحصلة لم تتجاوز الحد المسموح به (٢±)، وأيضا جاءت نتيجة معامل الالتواء سالبه مما جعل التواؤه ممتداً إلى اليسار، ونتائج الخطأ المعياري للالتواء والتفرطح كانت في النطاق الذي يشير إلى اعتدالية التوزيع، وبهذا يحكم الباحث على أن بيانات المسؤولية الاجتماعية توزعت توزيعاً طبيعياً، ويساند الشكل(٤،٤) نتائج الالتواء والتفرطح، وذلك لمشابهة الرسم لشكل الجرس، مما يؤكد ذلك على اعتدالية التوزيع، ولكن ليس بالشكل المثالي التام.

الجدول ٤، ٤ : قيم التوزيع الطبيعي للمسؤولية الاجتماعية

أبعاد المسؤولية الاجتماعية (المتغير التابع)	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الالتواء	الخطأ المعياري للالتواء	التفرطح	الخطأ المعياري للتفرطح
الاهتمام	6.1236	.68552	0.686-	٠.084	0.318-	٠.168
المشاركة المجتمعية	5.7058	.80153	0.129-	٠.084	0.810-	٠.168
الفهم للمغزى الاجتماعي	5.9943	.69511	0.322-	٠.084	0.699-	٠.168



الشكل ٤، ٣: التوزيع الطبيعي للمسؤولية الاجتماعية

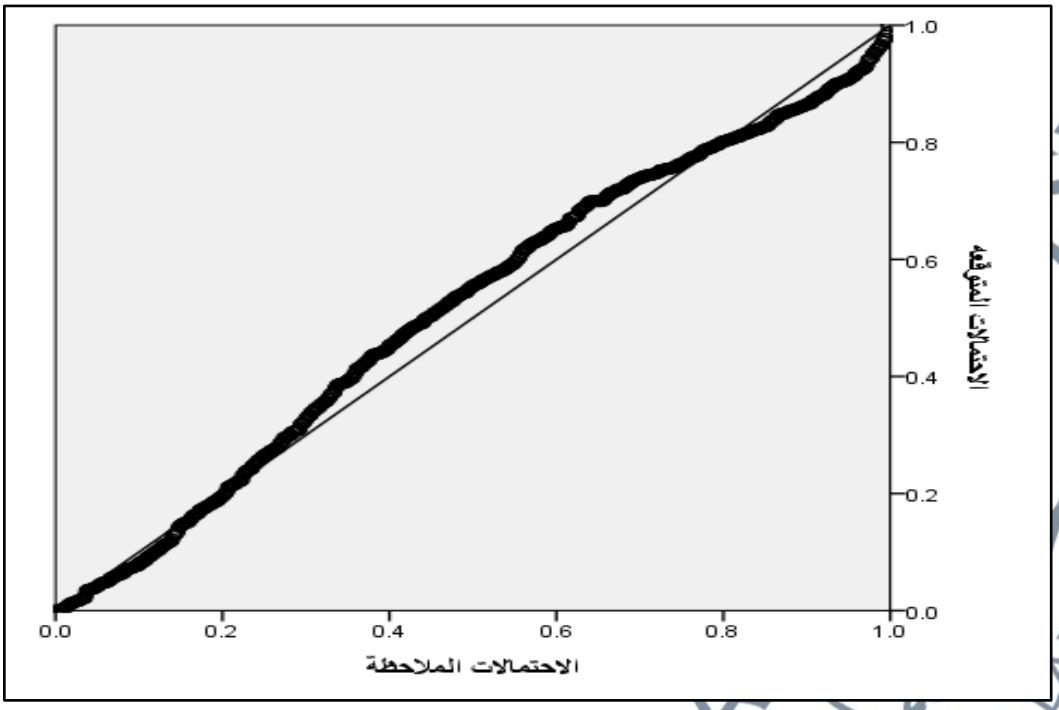
٤،٣،٢ خطية البيانات والتماثل

إن من الافتراضات المشهورة التي وضعها الباحثون والأخصائيون أنه لا بد قبل البدء بالتحليل الإحصائي للبيانات الخاصة بالدراسة على الباحث أن يختبر خطية البيانات والتماثل أو التجانس؛ وذلك

لأنها تُعدُ من المؤشرات المهمة للتأكد من سلامة البيانات من أي خطأ، وتساعد أيضا في الحصول على نتائج منطقية تكون لها الاسهام الفعال في تحقيق أهداف الدراسة (البرق وآخرون، ٢٠١٣)، كما أن التوزيع الاعتدالي يؤكد أن العلاقات بين متغيرين لا بد أن تكون خطيّة للحصول على نتائج مرضية للتحليل العاملي، وذلك لأن معامل الارتباط يمثل العلاقة بخط مستقيم في حالة خطيّة العلاقات بين فقرات المقياس (إبراهيم،٢٠١٨).

إن العلاقة بين المتغيرات تُعدُّ من مهمات الانحدار الذي يُعدُّ امتدادا للارتباط، فلا يقتصر الانحدار على قوة العلاقة واتجاهها مثلما في الارتباط فقط إنما يتعدى ذلك بتحديد مقدار التغير في أحد متغيرات الدراسة المصاحب لتغير محدد في المتغير الآخر، وذلك بالتنبؤ بقيم أحد المتغيرين عن طريق قيم المتغير الآخر، فلهذا لا بد أن تكون العلاقة خطية(دودين،٢٠١٨).

إن الدراسة الحالية تقوم بالتعامل مع مجموعة من المتغيرات، وهذا الأمر يتوجب على الباحث أن يجتهد في إيجاد العلاقات الخطية بين متغيرات دراسته التي هي: القيم الخلقية والتنظيم الذاتي وجماعة الزملاء (المتغيرات المستقلة)، والكفاية الذاتية (المتغير الوسيط)، والتحصيل الأكاديمي، والمسؤولية الاجتماعية (المتغيرات التابعة)، تُحقق من نتائج خطية البيانات عن طريق الانحدار الخطي؛ وذلك لأنه يُعدُّ من طرائق المتغيرات المتعددة التي تعتمد أساسا على فكرة خطية العلاقات، وتُعدُّها من المسلمات التي لا بد من الأخذ بها لتأثيرها على نتائج الدراسة (إبراهيم،٢٠١٨).

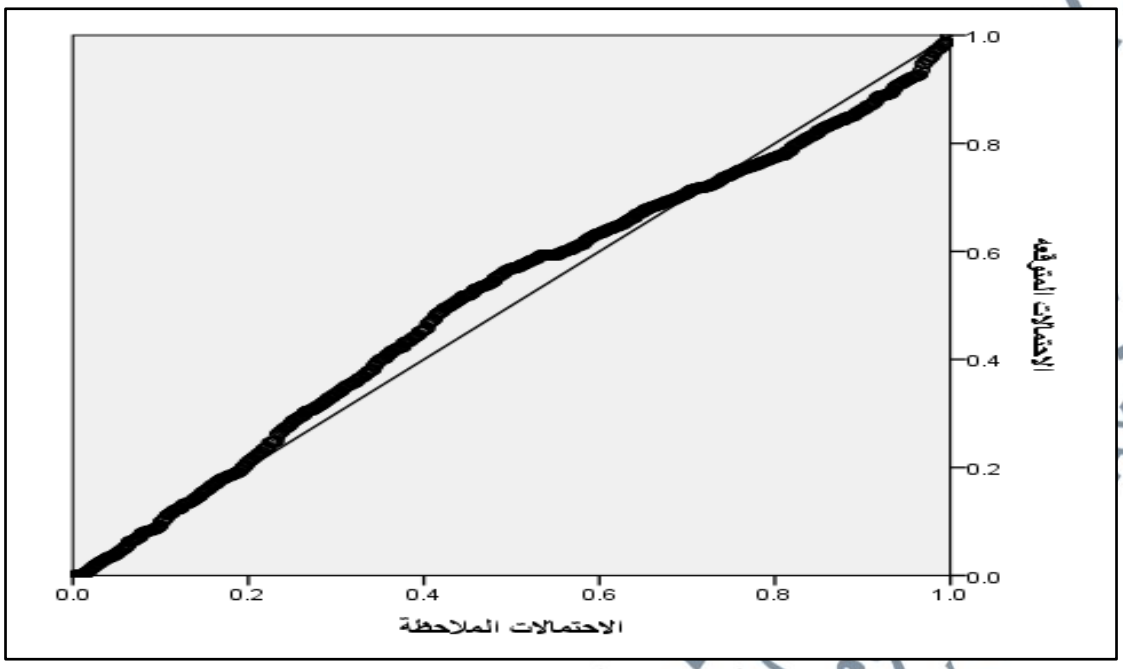


الشكل ٤، ٤: التوزيع الخطي للبواقي المعيارية لأبعاد القيم الخلقية

ومن الممكن اختبار خطية البيانات باستخدام أشكال الانتشار، وذلك للكشف عن العلاقات بين المتغيرات من ناحية طبيعتها ونوعها، وتحديد قوة العلاقة وتجاهها(دودين،٢٠١٨)، وبعد النظر في الشكل (٤،٤) للتوزيع الخطي للبواقي المعيارية للقيم الخلقية بأبعادها الثلاثة والمتغير الوسيط هو الكفاية الذاتية، أظهرت نتائج تحليل الانحدار الخطي المتعدد أن العلاقة بين القيم الخلقية بأبعادها الثلاثة والكفاية الذاتية تتبع توزيعا طبيعيا منتظما حول الخط المثالي لتوزيع البيانات، حيث يستنتج من ذلك سلامة البيانات وامتلاكها الصلاحية للتحليلات الإحصائية المتقدمة.

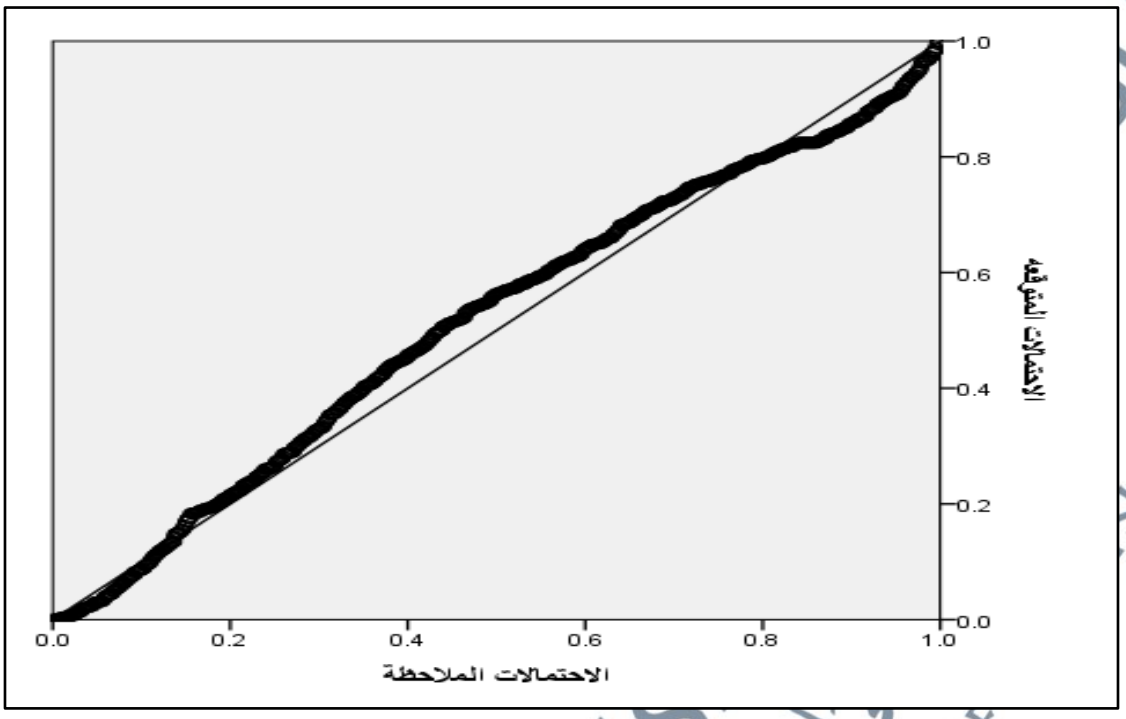
أما بالنسبة لخطية البيانات للمتغيرين المستقلين التنظيم الذاتي، وجماعة الزملاء، والمتغير الوسيط الكفاية الذاتية، فقد أشارت نتائج الانحدار الخطي المتعدد إلى وجود علاقة خطية ذات جودة

مقبولة، وذلك لأن القيم تجمّعت بصورة متقاربة جدا من الخط المستقيم في الرسم البياني كما في الشكل (٤،٥) لمتغير التنظيم الذاتي وجماعة الزملاء.



الشكل ٤، ٥: التوزيع الخطي للبواقي المعيارية للتنظيم الذاتي وجماعة الزملاء

يوضح الشكل (٤،٦) التوزيع الخطي للبواقي المعيارية للمسؤولية الاجتماعية بأبعادها الثلاثة والكفاية الذاتية (المتغير الوسيط)، فقد أظهرت نتائج تحليل الانحدار الخطي المتعدد أن العلاقة بين المسؤولية الاجتماعية بأبعادها الثلاثة والكفاية الذاتية تميل إلى العلاقة الخطية لتجمع القيم بصورة متقاربة جدا من الخط المستقيم في الرسم البياني.



الشكل ٤، ٦: التوزيع الخطي للبواقي المعيارية للمسؤولية الاجتماعية

٤،٤ التحليل العاملي

كثر استخدام التحليل العاملي من قبل الخبراء والمختصين ممن يحاولون تصميم الاختبارات والمقاييس والعمل على تقنينها وتقسيمها، عادة يبدأ مصممو الاختبارات تقديم أعداد كبيرة من فقرات المقياس أو الأسئلة ثم يأتي دور التحليل العاملي لتنظيف هذه الفقرات وتلخيصها إلى أعداد أقل من الفقرات في صورتها الأولى بناء على العلاقات والمحتويات مع محافظتها على المعاني والمقاصد الأصلية الموجودة بالمقياس في صورته الأولى، وأيضا مع اختبار الصدق التكويني(إبراهيم،٢٠١٨).

يقوم التحليل العاملي على تقليص واختزال عدد المتغيرات المقيسة إلى عدد أقل من المتغيرات الكامنة، فتمثل باحتوائها على أغلب المعلومات التي تحملها العلاقات البينية للمتغيرات المقيسة الأصلية،

حيث من السهولة بمكان التعامل مع الأعداد القليلة من المتغيرات الكامنة التي تحتفظ بأغلب المعلومات الأصلية، كما تظهر فائدة الاختزال في إيجاد حلول لبعض المشكلات التي تظهر في التحليلات الإحصائية القائمة على تعدد المتغيرات التابعة والمستقلة(تيغزة،٢٠١٢).

كما يقوم التحليل العاملي بمهمة اختزال العوامل المفسرة للظاهرة وتفسير معاملات الارتباط الموجبة التي لها دلالات إحصائية، لهذا فقد عدّه الباحثون من أنجح الطرائق في تصنيف بيانات الظواهر وتحليلها الذي يُعدُّ من أهم مراحل بناء النظرية العلمية (فاطنة وصبرينة،٢٠١٩).

حيث إنه بالتحليل العاملي الاستكشافي تسهل إمكانية اشتقاق متغيرات قليلة تمثل معلومات كثيرة موجودة في عدد كبير من المتغيرات الأصلية، وبالجانب المقابل أيضا يوفر بتوفير استهلاك المتغيرات المستقلة ليتسنى استعمالها في تحليلات إحصائية أخرى مثل تحليل الانحدار المتعدد(تيغزة،٢٠١٢).

وقد أشار عبد السميع (٢٠٢٠) الوارد في (سيد، ٢٠٢١) إلى أن للتحليل العاملي قسمين التحليل العاملي الاستكشافي (Exploratory Factor Analysis (EFA والتحليل العاملي التوكيدي Confirmatory Factor Analysis(CFA) حيث يُعدُّ التحليل العاملي من أهم التحليلات الإحصائية لحساب دليل صدق البنية الداخلية التي تخص أدوات القياس في العلوم النفسية والتربوية، إذ لا بد أن تكون المتغيرات الملاحظة في صورة رتبية وهذا يكون في البيانات التي جمعها بأدوات القياس التي تكون إجاباتها ضمن مقياس ليكرت الخماسي أو السباعي، فيعتمد الباحثون على التحليل العاملي الاستكشافي في الكشف عن البنية العاملية للفئة المستهدفة بالقياس، في حين يستخدم التحليل العاملي التوكيدي العمل على تأكيد أو رفض النموذج الذي افتُرض لدراسة ما في ضوء النظريات والدراسات التي تدعم هذا النموذج.

أما التحليل العاملي الاستكشافي فقد اشتهر استخدامه في المراحل الأولية، وذلك للكشف عن العوامل التي تتحكم في ظاهرة ما، والتعرف عليها، وقد يتبع ذلك تحليل إحصائي آخر أو دراسة أخرى، حيث إن معظم التطبيقات العملية للتحليل العاملي تحمل الطبيعة الاستكشافية (دودين،٢٠١٨)، وهذا ما استند عليه الباحث في استخدام التحليل العاملي الاستكشافي في هذه الدراسة الميدانية، وذلك للوصول إلى أكثر موضوعية ودقة أعمق في استخلاص نتائج الدراسة.

٤،٤،١ التحليل العاملي الاستكشافي (EFA)

يُعرف التحليل العاملي الاستكشافي أنه: أسلوب إحصائي يسعى إلى استخلاص وانتقاء جملة من المتغيرات المكونة للمتغير الرئيسي موضوع الدراسة إلى عدد قليل يسمى العوامل (علام (٢٠٠٠) في علاونةوآخرون،٢٠١٩).

ويستخدم التحليل العاملي الاستكشافي في اكتشاف البيانات الأمبريقية الميدانية بدون نموذج محدد، فينطلق الباحث من المجهول إلى اكتشاف أبعاد المقياس، كما لعب دور توفير إمكانية اشتقاق متغيرات قليلة تمثل جل المعلومات التي تشتمل عليها الأعداد الكبيرة من المتغيرات الأصلية، ويقلص من استهلاك المتغيرات المستقلة حتى يستطيع الباحث استخدامها في طرائق إحصائية أخرى (تيغزة،٢٠١٢). وقد يستخدم أيضا في دراسة شكل الارتباطات والعلاقات بين المتغيرات الظاهرة الموجودة بالمقياس في صورته الأولى والعوامل التي استنبطت من ذلك المقياس، حيث تستأصل فقرات التباين في نمط العلاقات(إبراهيم،٢٠١٨)، وكذلك يستخدم في دراسة دلالات الصدق من خلال فحص البيانات ومعرفة الحلول الأولية لكي يتم تحديد العوامل بعد إجراء عملية التحليل(القهوجي وعواد،٢٠١٨)، أيضا يقوم التحليل العاملي الاستكشافي باستنباط العوامل من التباين المشترك بين الفقرات فقط بطريقة تقديرية بناء على نموذج الرياضيات المعنية، حيث إن العوامل المستنبطة فيي التحليل الاستكشافي ليست مجرد

جملة من الفقرات المركبة تركيبا خطيا إنما هي تلك العوامل الافتراضية المقدرة من خلال فقرات المقياس(إبراهيم،٢٠١٨)، ونتيجة للدور الذي يقوم به التحليل العاملي الاستكشافي قرّر الباحث اعتماده في دراسته الحالية، وذلك بسبب كثرة عدد الفقرات في أداة الدارسة التي قد وصل عددها (٨٩) فقرة، سيقدم التحليل العاملي الاستكشافي نتيجة عظيمة تخدم أهداف الدراسة الحالية.

وعليه فإن طرائق استخدام التحليل العاملي الاستكشافي تندرج تحت صنفين أما الأول فهو: طريقة تحليل التباين المشترك Common Factor Analysis (CFA)، والثاني: طريقة المكونات الأساسية Principal Components Analysis (PCA)، ومن أمثلة الصنف الأول طرائق تحليل التباين المشترك (CFA) طريقة المحاور الأساسية Principal Axis Factoring (PAF) ، وتسمى أيضا طريقة العوامل الأساسية Principal Factor Method(PFM) ،ويستند الباحث في دراسته الحالية على طريقة المكونات الأساسية (PCA)، حيث إن قيم الشيوع للفقرات أو المتغيرات المقيسة في الغالب تكون أقل من الواحد الصحيح، أضف إلى ذلك فإن تشبعات الفقرات على العوامل في طريقة المحاور الأساسية أصغر من تشبعات الفقرات في طريقة المكونات الأساسية في نفس مصفوفة الارتباطات التي لا يمكن إنتاج صورة مساوية لها إنما تكون قريبة منها، فكلما كانت الفروقات(البواقي) قليلة بين المصفوفتين دل ذلك على ارتفاع مستوى تمثيل العوامل المستخرجة للبيانات الأصلية(تيغزة،٢٠١٢).

أما التدويرRotation) فقد عرفه دودين (٢٠١٨) أنه: عملية رياضية تبنى على مصفوفة الارتباط لهدف تطوير وضع العوامل المستخرجة منها (تقليل التشبعات القليلة وتكبير التشبعات الكثيرة)، فمهمة التدوير تكمن في الحصول على أفضل النتائج في فهم الظاهرة وتفسيرها، وتحسين وضع العوامل المستخرجة في التحليل العاملي، كما أن أنواع التدوير كثيرة والأشهر منها هو: التدوير المائل(Oblique Rotation) والتدوير المتعامد (Orthogonal Rotation)، فقد اعتمد الباحث في دراسته على التدوير

المتعامد، لتميزه في اســـتقلالية العوامل المســـتخرجة فلا ترابط بينها حتى يعتقد الباحث أن العوامل التي حُصِـل عليها من التحليل العاملي مسـتقلة عن بعضـها البعض، ولا قواسـم مشـتركة بينها، وقد شـاع اسـتعماله كثيرا، وتبناه الباحثون في دراسـاتهم الميدانية، وفي العلوم النفسـية(إبراهيم،٢٠١٨)، ومصـفوفة التشـبعات الناتجة من التدوير المتعامد تمثل معاملات الانحدار الجزئية المعيارية التي توضـح مقدار الاسـهام الفعال لكل عامل في تفســـير تباين متغير أو فقرة معينة، وبالجانب الآخر أيضـــا تمثل معاملات ارتباط الفقرات أو المتغيرات بالعوامل(تيغزة،٢٠١٢).

أما أقســـام التدوير المتعامد فهي ثلاثة: طريقة إكيوماكس (Equimax) وطريقة الفاريماكس (Varimax) وطريقة الكواريتماكس (Quartimax)، فقد طبق الباحث طريقة الفاريماكس (Varimax) لأنها أكثر شيوعا واستخداما في البحوث العلمية؛ لقدرتها على التمييز بين العوامل، وذلك بإبراز المتغيرات والفقرات ذات التشـــبع المرتفع في العامل، وتركيزها على تبســـيط أعمدة التشـــبعات داخل كل عامل(تيغزه،٢٠١٢).

٤،٤،٢ التحليل العاملي الاستكشافي للقيم الخلقية

تناول الباحث في هذا القسم تحليل متغير القيم الخلقية بأبعاده الثلاثة: الصدق، الأمانة، المشاركة الوجدانية، متبعاً خطوات الأسلوب العلمي في التحليل العاملي الاستكشافي.

٤،٤،٢،١ المصفوفة الارتباطية للأبعاد

إنّ من المتطلبات الرئيسـة للتحليل العاملي الاسـتكشـافي معاينة مصـفوفة الارتباط، ومن خلال فحص الجدول (٤،٥) لمصـــفوفة الارتباط لأبعاد متغير القيم الخلقية اتضـــح للباحث أن القيم الارتباطية محصـــورة بين (٠٣٦. -٤٥١)، حيث توضـــح الارتباطات أو العلاقات البينية بين فقرات متغير القيم الخلقية بأبعاده الثلاثة وجود علاقات بينها، ولكنها لم تصـــل إلى مرحلة الانصـــهار التام بين مجموعة هذه

الفقرات(إبراهيم،٢٠١٨)، بدلالة أنها جاءت دالة إحصائياً بمستوى المعنوية، من ناحية أخرى توضح مصفوفة الارتباطات أنها لا تعاني من المشكلة المعروفة باسم تلازم الخطية المتعددة (تيغزة، ٢٠١٢). لذا فإن مجمل هذه النتائج لا يُلزم حذف أي من الفقرات، فهي صالحة لإجراء التحليل العاملي الاستكشافي(شراز،٢٠١٥).

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

الجدول ٤، ٥ : مصفوفة الارتباطات لفقرات القيم الخلقية

	ف١	ف٢	ف٣	ف٤	ف٧	ف٨	ف٩	ف١٣	ف١٦	ف١٧	ف١٤
ف١											
ف٢	0.283										
ف٣	0.149	٠.342									
ف٤	٠.111	٠.243	٠.239								
ف٧	٠.057	٠.263	٠.220	٠.151							
ف٨	٠.134	٠.097	0.196	٠.113	٠.249						
ف٩	٠.140	٠.228	٠.224	٠.152	٠.299	٠.451					
ف١٣	٠.083	٠.109	٠.145	٠.192	٠.095	٠.121	٠.174				
ف١٦	٠.119	٠.129	٠.131	٠.241	٠.091	٠.058	٠.173	٠.217			
ف١٧	٠.120	٠.098	٠.154	٠.116	٠.088	٠.107	0.161	0.169	0.248		
ف١٤	٠.036	٠.076	٠.147	٠.075	٠.138	٠.117	٠.135	٠.228	٠.199	٠.216	

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

٤،٤،٢،٢ اختبار كفاية حجم العينة

يُعدُّ حجم العينة من الافتراضات الأولية في التحليل العاملي الاستكشافي، وذكر كوهين (١٩٩٠) الوارد في (القهوجي وعواد،٢٠١٨) أن من المناسب والأنفع أن يكون حجم العينة (عدد المفحوصين) عشرة أضعاف عدد الفقرات الموجودة في الاستبانة (أداة الدراسة)، إذ لا بد أن يكون حجم العينة (١٠٠) فردٍ فأكثر، وذلك لما له من آثار إيجابية فكلما كان حجم العينة كبيراً قلت الأخطاء العشوائية، وترسخت الثقة في النتائج (القهوجي وعواد،٢٠١٨).

تستخدم نتيجة اختبار كيزر_ مايير_ أولكين (KMO) في التأكد مدى ملائمة حجم العينة للتحليل العاملي، ويُعدُّ حجم العينة مناسبا إذا كانت قيمة اختبار KMO TEST أكبر من (٠,٠٥) (تيغزة،٢٠١٢)، فبالنظر لجدول (٧،٤) فإن حجم العينة كان كافياً لإجراء التحليل العاملي، فقد وصلت قيمته (٧٤٧.) حيث تصنف وفق محك كيرز بالمتوسطة (إبراهيم،٢٠١٨) وذكر القهوجي وأبو عواد (٢٠١٨) أنها قيمة مرتفعة.

كما توضح أيضا نتيجة اختبار بارتليت لقياس التجانس وذلك من خلال الجدول (٦،٤)، وأيضا لاختبار فرضية عدم التماثل في مصفوفة الارتباط الأصلية، فإن قيمة الاختبار ووجود الدلالة الإحصائية دليل على أن المصفوفة ليست متماثلة، وأن هناك علاقة بين المتغيرات، وحجم العينة يُعدُّ ملائما لمتابعة إجراء التحليل العاملي(شراز،٢٠١٥).

الجدول ٤، ٦ : اختبار كيزر_ مايير_ أولكين وبارتليت لمتغير القيم الخلقية

مقياس كيزر_ مايير_ أولكين Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		٠,٧٤٧
اختبار بارتليت Bartlett's Test of Sphericity	مربع كأى التقريبي	١٠٣٤,٣٣٠
	درجة الحرية	٥٥
	مستوي الدلالة	٠,٠٠١

يعرض الجدول (٤،٧) قيم مصـــفوفة الارتباط المضـــاد، وذلك للحكم على مدى كفاية حجم العينة، وتستخدم هذه المصفوفة محك كيزر – الذي سبق ذكره– الذي لا تتجاوز قيمته الدنيا (٠,٥٠)، وكلما اقتربت من (٠,٩٠) كانت النتيجة ممتازة، حيث إن نتائج قيم المصـــفوفة جاءت محصـــورة بين (٠,٦٦٨a – ٠,٨٠٤ a) مؤكدة لما توصـــل إليه الباحث في اختبار (KMO) في كفاية حجم العينة، وبالإمكان استخدامها في التحليل العاملي.

٤،٤،٢،٣ التدوير واستخراج العوامل الكامنة

إنّ استخراج العوامل الكامنة لمتغيرات الدراسة وتدويرها، يكون بمجموعة من الطرائق الإحصائية والاختبارات، حيث إن منها ما يمكن تمثيله بالرســـم البياني، لذا اســـتخدم الباحث أنســـب الطرائق الإحصائية؛ لاستخراج تلك العوامل والقيام بالمراحل التي بعدها.

تُعدُّ قيم الشـيوع من جملة المقاييس التي توضـح حجم التباين الذي يسـاهم به العامل في تفسـير متغير مقاس معين، أو العوامل المســتخرجة في فقرة معينة(تيغزة،٢٠١٢)، وعند النظر في الجدول (٤،٨) يظهر أن قيم الشـــيوع تراوحت(٠,٣٤٨–٠,٦٤٤)، ويعني ذلك أن أعلى فقرة مســـتخرجه في التحليل اسـتطاعت أن تفسـر معا ما مقداره(٠,٦٤٤) من تباين المتغير، وأن أدنى قيمة للشـيوع قريبة من الواحد الصحيح، دل ذلك على أن العوامل المستخرجة نجحت في تفسير معظم التباين بين الفقرات أو المتغيرات، وأن الحد الأدنى لقبول الشيوع (٠,٥) (تيغزة،٢٠١٢)، وتظهر نتيجة أدنى قيم الشيوع والبالغة (٠,٣٨٣) أنها دون الحد الأدنى المطلوب بفارق ضئيل، مع وجود بعض القيم التي ارتفعت عن (٠,٥).

اعتمدت هذه الدراسة في استخراج العوامل الكامنة الخاصة بأبعاد القيم الخلقية على نتائج الجذر الكامن (**Eigenvalues**)، الذي يعبر عن مقدار التباين الكلي الذي يفســـره العامل، وبذلك يُعتمد العامل الذي يفوق الجذر الكامن الواحد الصـحيح، ويظهر من الجدول (٤، ٨) أن عدد الجذور الكامنة

للعوامل التي زادت قيمتها عن الواحد الصحيح عددها ثلاثة عوامل هي التي ستمثل أبعاد القيم الخلقية. حيث إن الجذر الكامن للعامل الأول جاء بقيمة (2.680) ويفسر ما مقداره (24.368%) من نسبة التباين الكلي، أما الجذر الكامن للعامل الثاني فنتيجته (1.271) ويفسر من نسبة التباين الكلي بمقدار (11.557%)، والعامل الثالث قيمته (1.151) وقد فسر (10.460 %) من نسبة التباين الكلي.

فقد أثبتت النتائج الواردة في الجدول (٧،٤) تصنيف فقرات الاستبانة الخاصة بأبعاد متغير القيم الخلقية إلى ثلاثة عوامل كامنة كما هو مصنف في الاستبانة المطبقة على عينة الدراسة، وتشكلت أبعاد القيم الخلقية من الفقرة رقم (١) إلى الفقرة رقم (٢٠)، وأما الفقرات رقم (٥ و٦ و١٠و١١و ١٢و١٥و١٨و ١٩ و٢٠) فقد حذفت في أثناء التحليل العاملي الاستكشافي؛ وذلك لأنها لم تتشبع في عواملها، حيث إن العامل الأول فهو الأمانة فقد توزع على الفقرات رقم (٨ و٩ و٧) والجذر الكامن له جاء بقيمة (2.680) والتباين المفسر وصل بنسبة (24.368 %)، أما العامل الثاني فهو عامل المشاركة الوجدانية الذي اندرجت تحته الفقرات رقم (١٦ و١٤ و١٧ و١٣)، ونتيجة الجذر الكامن الثاني هي (1.271) ونسبة التباين المفسر جاءت (11.557%)، والعامل الثالث الأخير وقد أطلق عليه الصدق فكانت نتيجة الجذر الكامن (1.151) ونسبة التباين المفسر وصلت (10.460 %) وتشكل من الفقرات رقم (٢ و٣ و١و٤).

الجدول ٤، ٧ : مصفوفة تشبعات فقرات الاستبانة لأبعاد للقيم الخلقية

رقم الفقرة	الفقرة	العوامل المستخرجة لأبعاد القيم الخلقية			قيم الشيوع	الارتباط المضاد
		الأمانة	المشاركة الوجدانية	الصدق		
ف ٨	أعتمد على نفسي في إكمال متطلبات مساقات الدراسة كالبحوث مثلاً.	٠.798			٠.644	٠.668[a]
ف ٩	أراعي الأمانة العلمية في كتابة البحوث وتوثيق المصادر.	٠.774			٠.613	٠.727[a]
ف ٧	اعتمد على نفسي في الإجابة على الامتحانات والواجبات.	٠.617			٠.410	٠.792[a]
ف ١٦	أقوم بزيارة المرضى من الأقارب والأصدقاء لمواساتهم.		٠.659		٠.476	٠.747[a]
ف ١٤	أتألم لكثرة الجرائم المنافية للأخلاق في مجتمعي		٠.636		٠.444	٠.753[a]
ف ١٣	أحب أن أشارك في الأعمال التطوعية.		٠.616		٠.382	٠.800[a]
ف ٢	أتجنب الكذب عند مواجهة أيّ موقف محرج.			٠.779	٠.622	٠.704[a]
ف ٣	أعترف بخطئي وإن كان يسبب لي بعض المتاعب.			٠.595	٠.408	.804[a]
ف ١	أعتقد أن الصدق ضروري بغض النظر عمّا يترتب عليه.			٠.588	٠.348	.713[a]
ف٤	أستطيع أن أعرض رأْيِي الشخصي بكل صراحة.			٠.564	٠.371	.786[a]
	الجذر الكامن	2.680	1.271	1.151		
	التباين المفسر	% 24.368	%11.557	%10.460		

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA

٤،٤،٣ التحليل العاملي الاستكشافي للتنظيم الذاتي وجماعة الزملاء

تعامل الباحث مع متغيري التنظيم الذاتي وجماعة الزملاء بالتحليل والشرح وفق الطرائق والخطوات السابقة للتحليل العامل الاستكشافي.

٤،٤،٣،١ المصفوفة الارتباطية للأبعاد

أظهرت مصفوفة الارتباط لفقرات متغيري التنظيم الذاتي وجماعة الزملاء، وبالنظر للجدول واصل (٤،٨): أن القيم الارتباطية جاءت محصـــورة بين (٠,١٠٠ -٠,٤٧٦)، كما دلت القيمة المطلقة لمحدد مصفوفة الارتباطات (Determinant) الذي وصلت قيمته (7.61) على جودة المصفوفة، وأنها لا تعاني من المشكلة المعروفة باسم التلازمية الخطية المتعددة.

.

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA

الجدول ٤، ٨ : واصل مصفوفة الارتباطات للتحليل العاملي الاستكشافي للتنظيم الذاتي وجماعة الزملاء

	ف٢١	ف٢٢	ف٢٣	ف٢٤	ف٢٥	ف٢٦	ف٢٧	ف٣٠	ف٣١	ف٣٢	ف٣٣	ف٣٦	ف٣٧
ف٢١													
ف٢٢	٠,٤٨												
ف٢٣	٠,٤١	٠,٥٩											
ف٢٤	٠,٣٤	٠,٤٧	٠,٤٦										
ف٢٥	٠,٣٤	٠,٣٧	0.44	0.44									
ف٢٦	٠,٣٢	٠,٣٤	0.34	0.35	0.47								
ف٢٧	٠,٣٤	٠,٣٧	0.38	0.36	0.31	0.34							
ف٣٠	٠,٥٣	٠,٤١	0.41	0.31	0.36	0.39	0.38						
ف٣١	٠,٢٨	٠,٣٦	0.37	0.36	0.31	0.31	0.35	0.32					
ف٣٢	٠,٤٠	٠,٣٨	0.33	0.37	0.35	0.32	0.29	0.33	0.48				
ف٣٣	٠,٣٩	٠,٣٩	0.38	0.31	0.36	0.29	0.28	٠,٣٣	٠,٤١	٠,٥٥			
ف٣٦	٠,٢٦	٠,٣٤	٠,٣٤	٠,٣١	٠,٣٨	٠,٣٠	٠,٢٨	٠,٢٨	٠,٣٨	٠,٣٩	٠,٤٠		
ف٣٧	٠,٣٢	٠,٣٧	٠,٣٩	٠,٣٤	٠,٣٥	٠,٣٠	٠,٣٢	٠,٣٩	٠,٤٣	٠,٤٤	٠,٤٤	٠,٤٥	
ف٣٨	٠,٣٤	٠,٣٤	٠,٣٧	٠,٣٥	٠,٣٣	٠,٣٢	٠,٣٦	٠,٤٣	٠,٤٢	٠,٣٩	٠,٣٧	٠,٣٧	٠,٥٣

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

الجدول ٤،٨: واصل: مصفوفة الارتباطات للتحليل العاملي الاستكشافي للتنظيم الذاتي وجماعة الزملاء

	ف٢١	ف٢٢	ف٢٣	ف٢٤	ف٢٥	ف٢٦	ف٢٧	ف٣٠	ف٣١	ف٣٢	ف٣٣	ف٣٦	ف٣٧
ف٤٠	٠,٢٤	٠,٣٢	٠,٣٦	٠,٣١	٠,٢٩	٠,٢٦	٠,٣٣	٠,٣١	٠,٣٩	٠,٣٧	٠,٤٣	٠,٤٤	٠,٥٤
ف٤٧	٠,١٥	٠,٢٤	٠,٢٥	٠,٢٧	٠,١٩	٠,١٠	٠,١٣	٠,٢٠	٠,٢٤	٠,١٨	٠,١٩	٠,٢٣	٠,٢١
ف٤٨	٠,٢٢	٠,٢٥	٠,٢٨	٠,٣٤	٠,٣٢	٠,١٩	٠,١٩	٠,٢٦	٠,٢٦	٠,٢٣	٠,٢٨	٠,٣٠	٠,٢٧
ف٤٩	٠,١٢	٠,١٩	٠,٢٣	٠,٢٣	٠,٢٤	٠,١٥	٠,١٥	٠,١٣	٠,٢٨	٠,١٩	٠,٢١	٠,٢١	٠,٢١
ف٥٠	٠,٢٢	٠,٢٥	٠,٢٧	٠,٢٥	٠,٢٨	٠,٢٣	٠,٢٤	٠,٢٨	٠,٢٧	٠,٢٢	٠,٢١	٠,٢٤	٠,٢٣
ف٥١	٠,١١	٠,١٧	٠,٢٥	٠,٢٤	٠,١٧	٠,١٢	٠,١١	٠,١٥	٠,٢٥	٠,١٩	٠,٢٢	٠,٢٢	٠,٠٢١٠
ف٥٢	٠,١٧	٠,١٧	٠,٣٠	٠,٢٦	٠,١٥	٠,١٤	٠,١٧	٠,١٨	٠,٢٢	٠,٢٠	٠,٢٥	٠,٢٤	٠,٢٠
ف٥٣	٠,١٠	٠,١٥	٠,١٧	٠,٢١	٠,٠٢	٠,١٢	٠,١٠	٠,١٢	٠,٢٠	٠,١٣	٠,١١	٠,١٦	٠,١١
ف٥٥	٠,٢٨	٠,٣٥	٠,٣٦	٠,٢٦	٠,٣٣	٠,٢٤	٠,٢٠	٠,٢٧	٠,٣٥	٠,٣١	٠,٢٩	٠,٣٠	٠,٢٧
ف٤١	٠,١٩	٠,١٩	٠,٢٢	٠,١٧	٠,٢٢	٠,١٥	٠,١٦	٠,١٩	٠,٢٣	٠,٢٠	٠,١٦	٠,٢٢	٠,١٧

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

الجدول ٤،٨: واصل: مصفوفة الارتباطات للتحليل العاملي الاستكشافي للتنظيم الذاتي وجماعة الزملاء

	ف٣٨	ف٤٠	ف٤٧	ف٤٨	ف٤٩	ف٥٠	ف٥١	ف٥٢	ف٥٣	ف٥٥	ف٤١
ف٣٨											
ف٤٠	٠,٤١										
ف٤٧	٠,٢١	٠,٢٣									
ف٤٨	٠,٢٥	٠,٢٨	٠,٥٣								
ف٤٩	٠,١٧	٠,٢٠	٠,٥١	٠,٦١							
ف٥٠	٠,٢٣	٠,١٩	٠,٣٧	٠,٥٢	٠,٥٥						
ف٥١	٠,١٨	٠,٢٠	٠,٥٣	٠,٤٤	٠,٥٩	٠,٤٨					
ف٥٢	٠,٢٢	٠,٢٩	٠,٤٦	٠,٤٢	٠,٤٠	٠,٣٦	٠,٤٥				
ف٥٣	٠,١٨	٠,١٢	٠,٤٢	٠,٤٥	٠,٤٧	٠,٣٩	٠,٤١	٠,٣٦			
ف٥٥	٠,٢٧	٠,٢٨	٠,٣٨	٠,٤٧	٠,٤٤	٠,٤٦	٠,٤٢	٠,٤٠	٠,٤٨		
ف٤١	٠,١٦	٠,١٣	٠,٣٢	٠,٢٩	٠,٤٢	٠,٤١	٠,٣٣	٠,٢٤	٠,٣١	٠,٣٣	

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

٢،٣،٤،٤، اختبار كفاية حجم العينة

وللتحقق من مدى ملائمة حجم العينة البالغ عددها (٨٤٩)، اعتمد الباحث على قيمة اختبار كيزر_ مايير_ أولكين (KMO) التي وصلت (0.931)، ويُعدُّ حجم عينة الدراسة الحالية ممتاز جداً بحسب محك كيزر لمتغيري التنظيم الذاتي وجماعة الزملاء، وبذلك يُعدُّ مناسبا وذا موثوقية كافية لإجراء التحليل العاملي.

كما تدل أيضا نتيجة اختبار بارتليت وذلك من خلال الجدول (٩،٤) لقياس فرضية عدم تجانس مصفوفة الارتباط الأصلية، على وجود دلالة إحصائية، ويُعدُّ هذا دليلاً على أن المصفوفة ليست متجانسة، وأن هناك علاقة بين المتغيرات، وبناءً عليه فإن حجم العينة يُعدُّ مناسباً لمتابعة إجراء التحليل العاملي.

الجدول ٤، ٩ : اختبار كيزر_مايير_ أولكين وبارتليت لمتغيري التنظيم الذاتي وجماعة الزملاء

مقياس كيزر_ مايير_ أولكين Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		**٠.931**
اختبار بارتليت Bartlett's Test of Sphericity	مربع كأى التقريبي	٧٩٥٧,٩٧٥
	درجة الحرية	٢٧٩
	مستوي الدلالة	٠,٠٠١

أما حول قيم مصفوفة الارتباط المضاد، فقد جاءت جميع النتائج لقيم المصفوفة محصورة بين (٠,٩٠٠- ٠,٩٦٠) مؤكدة لما توصلت إليه هذه الدراسة في اختبار (KMO) وهو ما يدل على ملائمة حجم العينة لهذا النوع من التحليل.

٤،٤،٣،٣ التدوير واستخراج العوامل الكامنة

استخدم الباحث الخطوات السابقة في التحليل العاملي الاستكشافي، وقد اتضح من خلال التحليل أن قيم الشيوع قد تراوحت بين (٠,٣٢٩- ٠,٦٥٧)، يعنى ذلك أن أعلى فقرة مستخرجة من التحليل استطاعت أن تفسر ما مقداره (٦٥٪) من تباين ذلك المتغير. وأن أدنى قيمة للشيوع لم تستطع تفسير ما مقداره (٣٢٪) من تباين ذلك المتغير، فكلما كانت قيم الشيوع قريبة من الواحد الصحيح، دل ذلك على أن العوامل المستخرجة قد نجحت في تفسير معظم التباين بين الفقرات أو المتغيرات، وتظهر نتيجة أدنى قيم الشيوع والبالغة (٠,٣٨١) أنها قريبة من الحد المطلوب.

اعتمد الباحث في استخراج العوامل الكامنة لمتغيري التنظيم الذاتي وجماعة الزملاء على نتائج الجذر الكامن (Eigenvalu)، وعند إمعان النظر في الجدول (١٠،٤) يتضح أن عدد الجذور الكامنة التي زادت على الواحد الصحيح هي ثلاثة عوامل، أما الجذر الكامن للعامل الأول فقد بلغت قيمته (٧,٩٦١) حيث يفسر ما مقداره (٣٣,١٧١٪) من نسبة التباين الكلي، والجذر الكامن للعامل الثاني جاء بقيمة (٢,٧٧٢) ويفسر ما مقداره (٤٤,٩٠٠٪) من نسبة التباين الكلي، والجذر الكامن للعامل الثالث وهو الأدنى (١,٢٤٣) ويفسر (٤٩,٩٠٠٪) من نسبة التباين الكلي.

أما بالنسبة في إخراج قيم التشبعات العاملية، اعتمد الباحث على تقدير (٠,٥٠.) ويتضح من خلال الجدول (١١،٤) أن العوامل المستنبطة هي تمثيل للمتغيرات نفسها، لأنه لم يحدث تقسيم للعوامل إلى أبعاد مستحدثة، فالعامل الأول المستنبط هو جماعة الزملاء، توزع على الفقرات رقم (٤٩ ،٥١ و٤٨ و٤٧ و٥٣ و٥٠ و٥٥ و٥٢ و٤١)، أما باقي الفقرات (٤٢،٤٣، ٤٤، ٤٥، ٤٦، ٥٤) فقد حذفت لأنها لم تتشبع في العامل المنتمية إليه وهو جماعة الزملاء، وقد تراوحت التشبعات العاملية بين (٠,٥٢٣- ٠,٨٠٠)، والجذر الكامن (٧,٩٦١)، والتباين المفسر (٣٣,١٧١٪)، أما العامل الثاني الملاحظة الذاتية

واتخاذ القرارات التابع لمتغير التنظيم الذاتي، فقد توزع على الفقرات رقم (٢١، ٢٢، ٣٠، ٢٣، ٢٦، ٢٥، ٢٧، ٢٤)، والفقرتين (٢٩،٢٨) حذفتا في التحليل بسبب عدم تشبعها في عاملها، وقد تراوحت تشبعاته بين (٠,٥٥٣-٠,٦٨٨)، كما جاءت نتيجة الجذر الكامن (٢,٧٧٢)، والتباين المفسر له جاء بنسبة (٤٤,٩٠٠٪)، والعامل الثاني تمثل في بُعد استراتيجيات رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف التابع لمتغير التنظيم الذاتي تراوحت تشبعاته بين (٠,٥٧٣-٠,٧٥٣)، وحصل الجذر الكامن على أدنى قيمة وهي(١,٢٤٣) مقارنة بالعاملين السابقين، والفقرات التابعة له هي(٤٠،٣٧، ٣٣، ٣٦، ٣٢، ٣٨، ٣١) حيث إن الفقرات(٣٤، ٣٥، ٣٩) حذفت في التحليل؛ لعدم تشبعها في العامل التابعة له، ويتضح مما سبق أن النموذج يتسم بالجودة والمصداقية، فلم يقم الباحث بحذف أي فقرة من الفقرات الداخلة في التحليل العاملي الاستكشافي، وذلك لأن توزيع الفقرات اتسم بالمثالية، حيث انضمت كل فقرة مع عاملها الأصلي في ذات التصنيف الموجود بالاستبانة المقدمة للمستجيبين.

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA

الجدول ٤، ١٠ : واصل: مصفوفة تشبعات فقرات الاستبانة لأبعاد التنظيم الذاتي ومتغير جماعة الزملاء

رقم الفقرة	الفقرة	العوامل المستخرجة لأبعاد التنظيم الذاتي			قيم الشيوع	الارتباط المضاد
		١*	٢*	٣*		
ف ٤٩	يساعدني زملائي لتحسين مستواي الدراسي.	٠,٨٠٠			٠,٦٥٧	0.900[a]
ف ٥١	يحاول زملائي إقناعي في القاعة بأهمية المادة الدراسية.	٠,٧٤١			٠,٥٨١	[a]٠,٩١
ف ٤٨	نتعاون أنا وزملائي لمواجهة صعوبات التعلم.	٠,٧١٢			٠,٥٧٧	٠,٩١٢
ف ٤٧	نراجع الدروس أنا وزملائي بعد انتهاء الدرس.	٠,٧٠٤			٠,٥٣٢	٠,٩٢١
ف ٥٣	نراجع الدروس أنا وزملائي سوياً قبل الامتحان.	٠,٦٩٣			٠,٤٨٧	٠,٩٢٧
ف ٥٠	نجتهد أنا وزملائي في حل المهام التي تعطى لنا.	٠,٦٧٧			٠,٥٣٧	٠,٩٣٧
ف ٥٥	نجتهد أنا وزملائي دائما في تقديم حل لأي مشكلة تعطلنا في الدراسة.	٠,٦٠٨			٠,٤٩٣	٠,٩٤٤
ف ٥٢	أنا وزملائي نقوم بإجراء التجارب الخاصة بدروس العلوم التطبيقية.	٠,٦٠٢			٠,٤٣٦	٠,٩٢٧
ف ٤١	انتمي إلى مجموعة من الزملاء في الدراسة.	٠,٥٢٣			٠,٣٢٩	٠,٩٣٤
ف ٢١	أهتم كثيراً بأداء واجباتي وإنجازها.		٠,٦٨٨		٠,٥١٠	٠,٩١٦
ف ٢٢	أثناء الدرس أكون مركزاً أفكاري على ما يتم شرحه.		٠,٦٧٥		٠,٥٣٨	٠,٩١٩
ف ٣٠	أداء الواجبات والمهام الدراسية من أولوياتي.		٠,٦٥٠		٠,٤٨٩	٠,٩٢١
ف ٢٣	أتحقق من فهمي ما يتم شرحه في الدرس.		٠,٦٢٨		٠,٥٢٠	٠,٩٣٤

*١) جماعة الزملاء ٢) الملاحظة الذاتية واتخاذ القرارات ٣) استراتيجيات رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف

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

الجدول ٤، ١٠ : واصل: مصفوفة تشبعات فقرات الاستبانة لأبعاد التنظيم الذاتي ومتغير جماعة الزملاء

رقم الفقرة	الفقرة	العوامل المستخرجة لأبعاد التنظيم الذاتي			قيم الشيوع	الارتباط المضاد
		١*	٢*	٣*		
ف ٢٦	أحب أن أكون حاضر الذهن وقت القراءة.		٠,٦٢٣		٠,٤٢٤	٠,٩٣٨
ف ٢٥	عند دراسة موضوع ما؛ أحاول استيعاب الأشياء التي أجد صعوبة في فهمها.		٠,٦١٣		٠,٤٦٣	٠,٩٢٧
ف ٢٧	رغبتي في الدراسة شديدة.		٠,٥٥٥		٠,٣٨١	٠,٩٥٤
ف ٢٤	قبل أن أبدأ الدراسة أحفز نفسي داخليا.		٠,٥٥٣		٠,٤٢٧	٠,٩٣٧
ف ٤٠	امتلك القدرة في تغيير استراتيجيات التعلم الخاصة بي.			٠,٧٣٥	٠,٥٨٢	٠,٩٣٤
ف ٣٧	أثق في استراتيجيات التعلم التي استخدمها في دراستي.			٠,٧٢٠	٠,٦٠٤	٠,٩٣٤
ف ٣٣	استخدم استراتيجيات معينة عندما أقوم بمعالجة أيّ موضوع من موادّ دراستي.			٠,٦٣٨	٠,٥١١	٠,٩٣٤
ف ٣٦	عندما تواجهني صعوبة في الدراسة أغير استراتيجية التعلم وأبذل مزيدا من الجهد.			٠,٦١٤	٠,٤٦٣	٠,٩٦٠
ف ٣٢	اتبع أساليب خاصة بي للاسترشاد بها في كيفية الدراسة.			٠,٦١٠	٠,٤٩٧	٠,٩٢٧
ف ٣٨	اهتمامي وجهدي في الدراسة يمكن الحفاظ عليهما رغم الصعوبات التي قد تواجهني.			٠,٥٨٣	٠,٤٧٣	٠,٩٤٨
ف٣١	أدرك مدى تحقيق الأهداف التي أضعها.			٠,٥٧٣	٠,٤٦٣	٠,٩٥٦
	الجذر الكامن	٧,٩٦٢	٢,٧٧٢	١,٢٤٣		
	التباين المفسر	٪٣٣,١٧١	٪٤٤,٩٠٠	٪٤٩,٩٠٠		

*١) جماعة الزملاء ٢) الملاحظة الذاتية واتخاذ القرارات ٣) استراتيجيات رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف

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

٤،٤،٤ التحليل العاملي الاستكشافي للكفاية الذاتية والمسؤولية الاجتماعية

تناول الباحث في هذا التحليل المتغير الوسيط (الكفاية الذاتية) والمتغير المستقل المسؤولية الاجتماعية بأبعاده الثلاثة (الاهتمام – المشاركة المجتمعية – الفهم للمغزى الاجتماعي) متبعا خطوات الأسلوب العلمي في خطوات التحليل العاملي.

١،٤،٤،٤ المصفوفة الارتباطية للأبعاد

أوضحت مصفوفة الارتباط لفقرات متغيري الكفاية الذاتية والمسؤولية الاجتماعية بأبعاده الثلاثة بالاطلاع على الجدول (١١،٤) أن القيم الارتباطية جاءت محصورة بين (٠,١٠٣-٠,٤٥٢) كما دلت القيمة المطلقة لمحدد مصفوفة الارتباطات (Determinant) على جودة المصفوفة، وأنها لا تعاني من المشكلة المعروفة باسم التلازمية الخطية المتعددة.

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA

الجدول ٤، ١١ : واصل: مصفوفة الارتباطات لتحليل العاملي الاستكشافي للكفاية الذاتية والمسؤولية الاجتماعية

	ف٥٦	ف٥٧	ف٥٨	ف٥٩	ف٦٠	ف٦١	ف٦٢	ف٦٣	ف٦٨	ف٧٢	ف٧٣	ف٧٤	ف٧٥	ف٨٢	ف٨٣	ف٨٤
ف٥٦																
ف٥٧	٠,٤٤٩															
ف٥٨	٠,٤٠٢	٠,٥٧٨														
ف٥٩	٠,٤٢٥	٠,٤٢١	٠,٤٣٠													
ف٦٠	٠,٤٥٢	٠,٥٣٣	٠,٥٤١	٠,٥٢١												
ف٦١	٠,٤٢٨	٠,٤١١	٠,٤٣٥	٠,٤٧٣	٠,٦١٤											
ف٦٢	٠,٢٠٢	٠,٢٠٥	٠,٢٤١	٠,١٨٦	٠,١٩٦	٠,١٩٠										
ف٦٣	٠,١٨٢	٠,١٨٤	٠,٢١٧	٠,٢٤٩	٠,٢٦٩	٠,٢٣٥	٠,٣١٩									
ف٦٨	٠,١٦١	٠,٢١٥	٠,٢٣٥	٠,١٦١	٠,٢١٣	٠,١٩٨	٠,٣٠١	٠,١٨٩								
ف٧٢	٠,١٥٥	٠,١٨١	٠,١٧٥	٠,١٧٣	٠,٢١٥	٠,١٧٤	٠,٢٠٧	٠,١٣٥	٠,٣٣٤							
ف٧٣	٠,١٣٢	٠,١٧٠	٠,١٩٤	٠,١٤٣	٠,١٨٨	٠,٢٢٢	٠,١٤٥	٠,١١٧	٠,٢٥٠	٠,٤٨٧						
ف٧٤	٠,٢١٥	٠,٢٥٧	٠,٢٨٩	٠,٢٢٦	٠,٢٧٤	٠,٢١٦	٠,١٦٥	٠,١٥١	٠,٢٦٣	٠,٢٩٣	٠,٤١٧					
ف٧٥	٠,٢٢٧	٠,٢٢٤	٠,٢١٤	٠,١٩٣	٠,٣٠٣	٠,٢٨٧	٠,٢٧٧	٠,٢٤٨	٠,٣٥٦	٠,٣٩١	٠,٣٦٧	٠,٤٣٩				
ف٨٢	٠,٢٤٦	٠,٢٢٠	٠,٢٠٦	٠,١٩١	٠,٢٨١	٠,٢١٨	٠,٢٣٩	٠,١٩٣	٠,٢٧١	٠,٢٣٣	٠,٢٢٩	٠,٢٧٧	٠,٤١١			
ف٨٣	٠,٢٦٦	٠,٢٢٥	٠,١٤٦	٠,١٨٠	٠,٢٥٢	٠,٢٢٨	٠,٢٠٤	٠,٢١٢	٠,٠٦٧	٠,١٦٢	٠,١٤٥	٠,١٧٣	٠,٣٠٥	٠,٣٨٩		
ف٨٤	٠,٢٣٧	٠,٢٤٤	٠,٢١٢	٠,٢١٩	٠,٢٩٨	٠,٢٧٠	٠,١٨٥	٠,٢٣١	٠,١١٤	٠,١٧٩	٠,١٦٤	٠,٢٢٦	٠,٢٧٦	٠,٣٩٠	٠,٣٩٨	

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

الجدول ٤،١١ : واصل: مصفوفة الارتباطات لتحليل العاملي الاستكشافي للكفاية الذاتية والمسؤولية الاجتماعية

	ف٥٦	ف٥٧	ف٥٨	ف٥٩	ف٦٠	ف٦١	ف٦٢	ف٦٣	ف٦٨	ف٧٢	ف٧٣	ف٧٤	ف٧٥	ف٨٢	ف٨٣	ف٨٤	ف٨٦	ف٦٧	ف٦٦	ف٦٩
ف٨٦	٠,٢٠٩	٠,١٩٣	٠,٢٠٩	٠,٢٠٦	٠,٣١٠	٠,٢٧٢	٠,٢٤٩	٠,٢٩٩	٠,١٢٢	٠,٢٠٨	٠,١٤٠	٠,٢٠٧	٠,٢٩٥	٠,٣٧٦	٠,٤٣٤	٠,٤٧٧				
ف٦٧	٠,١٩٨	٠,١٦٦	٠,١٨٠	٠,١٦٢	٠,١٩٢	٠,١٧٣	٠,٢٢٣	٠,٣٣٧	٠,٢٩٣	٠,٢٤٨	٠,١٨٣	٠,٣٠١	٠,٣٣٧	٠,٢٩٣	٠,٣٦٥	٠,٢٨٣	٠,٢٧٥			
ف٦٦	٠,١٠٣	٠,١٥٥	٠,١٢١	٠,١٠٤	٠,١٢٤	٠,١٢٦	٠,١٣٩	٠,٢٢٧	٠,٣٢٤	٠,٣٢٥	٠,٢٦٥	٠,٢٥٦	٠,٢٩٦	٠,١٧٧	٠,١٣٢	٠,١٠٨	٠,١٤٦	٠,٤٠٤		
ف٦٩	٠,٢٧٥	٠,٢٧٢	٠,٢٥٦	٠,٢٨٤	٠,٣٣٣	٠,٣٠٢	٠,٢٨٣	٠,٢٦١	٠,٣٦١	٠,٢٨٣	٠,٢٥٨	٠,٢٨١	٠,٤٣٦	٠,٣٤٥	٠,٢٩٧	٠,٢٥٣	٠,٢٦٤	٠,٤٠٦	٠,٣١٩	

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

٤،٤،٤،٢، اختبار كفاية حجم العينة

كشـــفت قيمة كيزر- مايير- أولكين (KMO) التي بلغت (٠,٩٠٢) لكل من متغيري الكفاية الذاتية والمسـؤولية الاجتماعية بأبعاده الثلاثة (الاهتمام- المشـاركة المجتمعية- الفهم للمغزى الاجتماعي)، حول حجم عينة الدراسة أنه ممتاز، ومناسب، وذا مصداقية، وكاف لإجراء التحليل العاملي.

كما تدل نتيجة اختبار بارتليت من خلال الجدول (١٢،٤) لقياس فرضية عدم التطابق أو تماثل مصـفوفة الارتباط الأصـلية، على وجود دلالة إحصـائية، وهذا دليل على أن المصـفوفة غير متماثلة، وأن هناك علاقة بين المتغيرات، وبناء عليه يُعدُّ حجم العينة مناسباً لإجراء التحليل العاملي.

الجدول ٤، ١٢: اختبار كيزر_مايير_ أولكين وبارتليت لمتغيري الكفاية الذاتية والمسؤولية الاجتماعية

مقياس كيزر_ مايير_ أولكين **Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.**		**٠.902**
اختبار بارتليت **Bartlett's Test of Sphericity**	مربع كأى التقريبي	٥١٧٧,٨٥٥
	درجة الحرية	١٩٠
	مستوي الدلالة	٠,٠٠١

أما عن قيم مصـــفوفة الارتباط المضـــاد، فقد جاءت جميع نتائج قيم المصـــفوفة محصـــورة بين (٠,٨٥٥-٠,٩٤١)، وتُعدُّ هذه النتيجة دعما مركبا لما توصـــل إليه الباحث في اختبار كيزر_مايير_ أولكين حول مناسبة حجم العينة لإجراء التحليل.

٤،٤،٤،٣ التدوير واستخراج العوامل الكامنة

اتبع الباحث الخطوات السابقة في التحليل العاملي الاستكشافي، حيث اتضح في هذا التحليل

أنّ قيم الشـــيوع تراوحت بين (٠,٣٧٥- ٠,٦٧٦)، يعني ذلك أن أعلى فقرة مســـتخرجة من التحليل استطاعت أن تفسر معا ما مقداره (٦٧٦٪) من تباين ذلك المتغير، وأن أدنى قيمة للشيوع لم تستطع أن تفسر ما مقداره (٣٧٪) من تباين ذلك المتغير، فكلما كانت قيم الشيوع قريبة من الواحد الصحيح، يُعدُّ ذلك دليلاً على نجاح العوامل المســـتخرجة، وفي تفســـير معظم التباين بين الفقرات أو المتغيرات، حيث أظهرت نتيجة أدنى قيم الشيوع والبالغة (٠,٣٧٥) أنها دون الحد المطلوب.

اعتمد الباحث في اســـتخراج العوامل الخاصـــة بالكفاية الذاتية والمســـؤولية الاجتماعية بأبعادها الثلاثـة (الاهتمـام- المشـــاركـة المجتمعيـة- الفهم للمغزى الاجتمـاعي) على نتـائج الجـذر الكـامن (Eigenvalu)، ويظهر من الجدول (١٣،٤) أن عدد الجذور الكامنة للعوامل التي زادت قيمتها على الواحد الصحيح هي أربعة عوامل، فالجذر الكامن للعامل الأول جاء بقيمة (٦,٠٠١)، ويفسر ما مقداره (٣٠,٠٠٦٪) من نســـبة التباين الكلي، والجذر الكامن للعامل الثاني جاء بقيمة (١,٩٩٧) ويفســـر ما مقداره (٩,٩٨٤٪)، أما الجذر الكامن للعامل الثالث فجاء بقيمة (١,٥٥٠)، ويفســـر ما مقداره (٧,٧٥٢٪) من نســـبة التباين الكلي، وأما الجذر الكامن للعامل الرابع وهو الأدنى فكانت نتيجته (١,١٥٧) ويفسر ما مقداره (٥,٧٨٤ %) من نسبة التباين الكلي.

اعتمد الباحث على تقدير (٠,٥٠) في إخراج قيم التشبعات العاملية، ويتضح من خلال الجدول (١٤،٤) أن العوامل المســتخرجة هي تمثيل للمتغيرات نفســها، وذلك لأنها لم تُقسّـم إلى أبعاد أو عوامل أخرى. ولذا فإن العامل الأول المســـتخرج وهو الكفاية الذاتية، متوزع على الفقرات من الفقرة (٥٦) إلى الفقرة (٦١)، وتراوحت التشـبعات العاملية بين (٠,٦٤٥ – ٠,٧٧٨) والجذر الكامن قيمته (٦,٠٠١)، والتباين المفســـر (٣٠,٠٠٦٪)، أما العامل الثاني فقد أطلق عليه الفهم للمغزى الاجتماعي متوزع على

الفقرات رقم (٨٣، ٨٦، ٨٤، ٨٢)، والفقرات رقم (٨٥، ٨٧، ٨٨، ٨٩) حذفت في التحليل، وذلك لأنها لم تتشبع في عاملها، وجاءت قيمة الجذر الكامن (١,٩٩٧) والتباين المفسر بنسبة (٩,٩٨٤٪)، وأما العامل الثالث فتمثل في المشاركة المجتمعية، وقد تراوحت تشبعاته بين (٠,٥٤٢- ٠,٧٧٠)، وحصل الجذر الكامن لهذا العامل على قيمة (١,٥٥٠) والتباين المفسر بنسبة (٧,٧٥٢٪). وتوزع العامل على الفقرات رقم (٧٢، ٧٣، ٧٤، ٧٥)، وحذفت في التحليل الفقرات (٧٦، ٧٧، ٧٨، ٧٩، ٨٠، ٨١)، لأنها لم تتشبع في عاملها، والعامل الأخير أطلق عليه الاهتمام توزع على الفقرات (٦٢، ٦٣، ٦٨، ٦٧، ٦٦، ٦٩)، والفقرات رقم (٦٤، ٦٥، ٧٠، ٧١) حذفت في التحليل لعدم تشبعها في عاملها، وقيمة الجذر الكامن لهذا العامل هي (١,١٥٧) والتباين المفسر بنسبة (٥,٧٨٤ %).

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA

الجدول ٤، ١٣ : واصل: مصفوفة تشبعات فقرات الاستبانة لمتغير الكفاية الذاتية وأبعاد المسؤولية الاجتماعية

رقم الفقرة	الفقرة	العوامل المستخرجة لأبعاد المسؤولية الاجتماعية				قيم الشيوع	الارتباط المضاد
		الكفاية الذاتية	الفهم للمغزى الاجتماعي	المشاركة المجتمعية	الاهتمام		
ف ٦٠	أنا متأكد من أنني قد اكتسبت المهارات التي تم تدريسها في هذا الفصل.	٠,٧٧٨				٠,٦٧٦	0.899[a]
ف ٥٨	أنا واثق من أنني قد تمكنت من فهم المواد العلمية الصعبة التي تم طرحها في هذا الفصل.	٠,٧٤٣				٠,٥٩٢	0.896[a]
ف ٥٧	أنا واثق من أنني قد تمكنت من فهم المصطلحات الأساسية التي تُستخدم في دراستي الحالية.	٠,٧٣٢				٠,٥٧٢	0.895
ف ٥٩	أنا أتوقع أن أدائي سوف يكون جيدا في هذا الفصل.	٠,٧٠٨				٠,٥٣٠	0.929[a]
ف ٦١	أنا أعتقد أنني سوف أكون جيدا في المواد التي أخذتها في هذا الفصل رغم الصعوبات التي أواجهها مع أساتذتي.	٠,٧٠٤				٠,٥٥٤	0.902[a]
ف ٥٦	أتوقع أنني سوف أحصل على علامات مرتفعة في المواد الدراسية.	٠,٦٤٥				٠,٤٧١	0.938[a]
ف ٨٣	أرى أن نظافة الأماكن العامة فيها مصلحة للجميع.		٠,٧٣٢			٠,٥٧٦	0.877[a]
ف ٨٦	أقدم العون لعائلتي في شتى متطلبات الحياة.		٠,٧١٠			٠,٥٦٦	0.888

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

الجدول ٤، ١٣ : واصل: مصفوفة تشبعات فقرات الاستبانة لمتغير الكفاية الذاتية وأبعاد المسؤولية الاجتماعية

رقم الفقرة	الفقرة	العوامل المستخرجة لأبعاد المسؤولية الاجتماعية				قيم الشيوع	الارتباط المضاد
		الكفاية الذاتية	الفهم للمغزى الاجتماعي	المشاركة المجتمعية	الاهتمام		
ف ٨٤	ألتزم بالمواعيد تقديراً للوقت.		٠,٧٠٩			٠,٥٥٨	0.906[a]
ف ٨٢	أسعى في إنجاز الأعمال التي تسند إليّ بتفانٍ وإتقان.		٠,٦٢٤			٠,٥٠٤	0.926[a]
ف ٨٤	ألتزم بالمواعيد تقديراً للوقت.		٠,٧٠٩			٠,٥٥٨	0.906[a]
ف ٨٢	أسعى في إنجاز الأعمال التي تسند إليّ بتفانٍ وإتقان.		٠,٦٢٤			٠,٥٠٤	0.926[a]
ف ٧٣	أدفع الغرامات طواعيةً.			٠,٧٧٠		٠,٦١٤	0.855[a]
ف ٧٢	أقدم بلاغات للسلطات في حالة وجود اختلاسات في المال العام.			٠,٧٢٥		٠,٥٧٧	0.878
ف ٧٤	أسوق سيارتي في حدود السرعة المحددة من قبل إدارة شرطة المرور.			٠,٦٦٧		٠,٥٢٩	0.٩٠٨[a]
ف ٧٣	أدفع الغرامات طواعيةً.			٠,٧٧٠		٠,٦١٤	0.855[a]
ف ٧٢	أقدم بلاغات للسلطات في حالة وجود اختلاسات في المال العام.			٠,٧٢٥		٠,٥٧٧	0.878[a]
ف ٧٤	أسوق سيارتي في حدود السرعة المحددة من قبل إدارة شرطة المرور.			٠,٦٦٧		٠,٥٢٩	0.٩٠٨[a]

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA

الجدول ٤، ١٣ : واصل: مصفوفة تشبعات فقرات الاستبانة لمتغير الكفاية الذاتية وأبعاد المسؤولية الاجتماعية

رقم الفقرة	الفقرة	العوامل المستخرجة لأبعاد المسؤولية الاجتماعية				قيم الشيوع	الارتباط المضاد
		الكفاية الذاتية	الفهم للمغزى الاجتماعي	المشاركة المجتمعية	الاهتمام		
ف ٧٥	أساعد المحتاجين بتقديم الإعانات المالية والعينية.			٠,٥٤٢		٠,٥٣٠	0.٩٢٢[a]
ف ٧٥	أساعد المحتاجين بتقديم الإعانات المالية والعينية.			٠,٥٤٢		٠,٥٣٠	0.٩٢٢[a]
ف ٦٣	أموري الأسرية من أهم أوليات حياتي.				٠,٦٢٣	٠,٤٩٦	0.89٧[a]
ف ٦٧	أحب أن أرى مدينتي نظيفة.				٠,٦١٤	٠,٥٢٦	0.8٧٦[a]
ف ٦٨	أهتم بمتابعة الفحوصات الطبية بشكل دوري لأطمئن على صحتي.				٠,٥٨٥	٠,٥٢٤	0.8٨٨[a]
ف ٦٦	أهتم بالقضايا التي تخص وطني.				٠,٥٧٤	٠,٤٧٢	0.8٧٢[a]
ف ٦٢	أحبذ مشاركة معارفي مناسباتهم الاجتماعية.				٠,٥٦٠	٠,٣٧٥	0.899[a]
ف ٦٩	سوف أبادر بالتبرع للمشروعات الاجتماعية مستقبلا.				٠,٥١٦	٠,٤٦٣	0.941[a]
	الجذر الكامن		١,٩٩٧	١,٥٥٠	١,١٥٧		
	التباين المفسر%		٩,٩٨٤	٧,٧٥٢	٥,٧٨٤		

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

والخلاصة التي توصل إليها الباحث هي أن الفقرات التي دخلت في التحليل العاملي الاستكشافي لم تحذف، وذلك لثبات جودتها من حيث قيمة التشـــبعات المرتفعة، كما أن توزيع الفقرات كان مثاليا، حيث انضمت كل فقرة إلى عاملها الأصلي الذي صنفت فيه الاستبانة الموزعة على المفحوصين.

٤،٤،٢ التحليل العاملي التوكيدي (CFA)

قبل البدء باختبار النموذج الخاص بالدارسـة، وذلك باسـتعمال التحليل العاملي التوكيدي على الباحث أن يقترح إطاراً نظرياً واضـحاً لبنية النموذج مشـتملا على جملة من النقاط وهي: عدد العوامل وطبيعتها ومسـمياتها، ويكون لكل عامل مؤشـرات مقيسـة خاصـة به وتتشـبع عليه، ووجود علاقات ارتباطية بين العوامل عند تصور عدم استقلالها، وتباين أخطاء القياس، إذ إنه يستعمل للتثبت من صحة النموذج، والتأكد من مدى مطابقته للبيانات الخاصـــة بالدراســـة، وللتحليل العاملي التوكيدي نوعان أسـاسـيان هما: التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى ويسـمى (العادي – غير الهرمي)، والتحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الثانية ويسمى (الهرمي)، فالتحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى سمي بذلك؛ لأنه يفترض وجود عامل واحد أو اثنين أو أكثر من العوامل الكامنة التي ترتبط بالمؤشرات المقيسة الخاصـة بها، حيث إنه قد ينطوي على عامل واحد ترتبط به جميع المؤشـرات المقيسـة يطلق عليه النموذج العاملي التوكيدي الوحيد البعد (أحادي البعد)، فيعتقد الباحث أن مصـــطلحا معينا ينطوي على عامل واحد أي تشـترك المتغيرات المقيسـة أو المؤشـرات (الفقرات أو الأسـئلة أو المقاييس) في هذا المصـطلح، فالقاسـم المشـترك بينها دلالتها على عامل واحد يختزل المصـطلح الذي يريد الباحث تحليله، ومسـاحة العلاقة المشـتركة بينهما تمثل الدلالة النظرية للمصـطلح، لذا تلتقي عند مصـطلح واحد، وبهذا يسـمى مفهوماً تكوينياً، أو مصطلحاً فرضياً متجانساً، أو وحيد البعد، فالنموذج العاملي أحادي البعد يقوم على

افتراض أن المفهوم يحتوي على عامل واحد (البعد الوحيد)، وهذا العامل الوحيد تدل عليه فقرات أو مؤشرات ينبغي ألا تقل عن (٣) مؤشرات أو فقرات، فيقاس العامل عبر المؤشرات بطريقة غير مباشرة، فالعامل الوحيد هو الذي يوثر على المؤشرات يُقدم دلالة ومعنى على وظيفة المؤشرات، فهو يفسر مؤشراته ويؤثر فيها، وقد يحتوي النموذج العاملي التوكيدي على عاملين أو أكثر، وذلك لكي تقوم تلك العوامل بتمثيل بنية المصطلح موضوع الدراسة، حيث إن لكل عامل من العوامل له مؤشراته أو فقراته أو متغيراته المقيسة ويطلق عليه (النموذج العاملي متعدد الأبعاد). فانطلاق الباحث من نموذج نظري عاملي مفترض ببنية واضحة للنموذج العاملي التي قد ذكرت سلفا، فتسمى استراتيجية الاختبار التوكيدي للنموذج باستعمال التحليل العاملي التوكيدي، فلذا ينبغي على الباحث التثبت من صحة النموذج والتأكد من مدى مطابقته للبيانات، حيث إن الباحث في هذه الدراسة الميدانية لم يقتصر على التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى فقط؛ وإنما سيقوم بإدخال التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الثانية، وذلك لإبراز القوة التفسيرية والتنبؤية للنموذج الخاص بالدراسة الحالية، وتمييز مكونات المتغيرات إلى مراتب ومستويات هرمية تصنيفية لكي تضفي تلاحما وتماسكا بين المكونات المتباينة في المفهوم(تيغزة،٢٠١٢).

وقد اعتمدت هذه الدراسة على مؤشرات كثيرة لإثبات جودة النموذج المقترح، وعليه فإنه من الضروري أن يوضح الباحث مع التفصيل لمؤشرات ومعايير الجودة، وأدلة الصدق البنائي، التي تُعدُّ مفتاحاً رئيساً لتفسير النتائج والمخرجات التي يقوم بها الباحث في مثل هذا النوع من التحليل.

١،٢،٤،٤مؤشرات الجودة في التحليل العاملي التوكيدي

فمن المعلوم أن التحليل العاملي التوكيدي يُعدُّ من التحليلات التي تستخدم للتحقق من الصدق البنائي للمقاييس المختلفة التي بنيت على أسس نظرية علمية ودراسات سابقة. تستند هذه التحليلات على جملة من المؤشرات اتفق عليها من قبل المختصين وذلك للتأكد من مدى مطابقة النموذج النظري للبيانات الميدانية (عزوز،٢٠١٨).

وذكر (برون) أن التصنيف الذي يقسم مؤشرات جودة المطابقة على أساس اختلافها، ربما يكون الأكثر شيوعا واستخداما، حيث صنفت المؤشرات لثلاث مجموعات أو أصناف فالأولى: مؤشرات المطابقة المطلقة، والثانية مؤشرات المطابقة المقارنة وتسمى المتزايدة، وأما الثالثة هي المؤشرات الاقتصادية، وتسمى تصحيح الافتقار للاقتصاد (تيغزة،٢٠١٢).

إن تحليلات الباحث في دراسته الميدانية الحالية قد اعتمدت على هذه المؤشرات التي سيقوم الباحث باستخراجها من البرنامج الاحصائي أموس (AMOS)، وذلك للحكم على جودة التحليل العاملي التوكيدي، والتحليلات البنائية الأخرى، فإنه من الضرورة بمكان توضيح هذه المؤشرات بشيء من التفصيل، لتحري الدقة، ولكي تكون بمثابة مرجع للباحث في الحكم على جودة النماذج والتحليلات الإحصائية، والمعادلات البنائية، حيث يوضح الجدول رقم (١٥،٤) أهم مؤشرات الجودة التي يعتمد عليها في النمذجة البنائية، والتحليل العاملي التوكيدي.

اختلفت آراء النقاد كبراون _الذي اعتمد توصية هيو وبنتلر_ وديا مونتوبولوس وسيجو وشوماخر ولوماكس وكلاين وسريبر، حيث حازت على الصدارة في الاختبار مؤشري المطابقة المقارن(CFI)، ومؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب(RMSEA)، وتتبعها مؤشر جذر متوسط

مربعات البواقي المعيارية(SRMR)، ومؤشر تاكر لويس(TLI)، ومؤشر حسن أو جودة المطابقة(GFI)، ومؤشر صدق التقاطعي المتوقع(ECVI)، ومؤشر محك المعلومات لأيكيك (AIC)، في حين آخر نجد أن هذ المؤشرات اثبتت الدراسات التقويمية فاعليتها بالمقارنة مع المؤشرات المطابقة الأخرى فهي تغطي المحكات المتباينة التي اعتمدت في تصنيف مؤشرات المطابقة على اختلافها وتنوعها، حيث نلاحظ مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR)، ومؤشر مربع كاي، ومؤشر حسن أو جودة المطابقة(GFI) تنتمي إلى مجموعة المؤشرات المطلقة، بينما مؤشر تاكر لويس، أو المطابقة غير المعياري (TLI)، ومؤشر المطابقة المقارن(CFI) تنتمي لمجموعة مؤشرات المقارنة، أما مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب(RMSEA)، ومؤشر محك المعلومات لأيكيك (AIC)، ومؤشر صدق التقاطعي المتوقع(ECVI)، قد تصنف غالبا إلى مجموعة مؤشرات المطابقة الاقتصادية (إلا أن مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط الخطأ الاقتراب قد تصنف في مجموعة المؤشرات المطلقة (تيغزة،٢٠١٢).

فلذا ينبغي على الباحث أن يجعل في الحسبان أنه غير ملزم استعمال كل المؤشرات؛ إنما يقتصر على مجموعة منها، بحيث إن كل مؤشر يقدر المطابقة من زاوية مختلفة، فمن المستحسن أن يأخذ من المجموعات التصنيفية الثلاثة بعض المؤشرات من المجموعة المطلقة، وغيرها من مجموعة المؤشرات الاقتصادية، وأخرى من مجموعة مؤشرات المقارنة (تيغزة،٢٠١٢).

أما مربع كأى Chi-Squre (CMIN)، فإنه يُعدُّ من أقدم المؤشرات لبيان مدى حسن المطابقة بين النموذج المفترض والبيانات، فقيمة مربع كأى غير دالة إحصائيا بمعنى عدم وجود فروق جوهرية بين النموذج المتوقع، وبين البيانات الخاصة بالعينة، وإن كانت قيمة مربع كأى تساوي صفرا، وخلوها أيضا من درجات الحرية، أي أن النموذج المفترض يطابق البيانات تماما (بمعنى أن مصفوفة التباين والتغاير

للنموذج المفترض أو المتوقع تتطابق تماما مع مصـــفوفة التباين والتغاير لبيانات العينة)، وكلما زادت قيمته فإن مطابقة النموذج تزداد سوءا (تيغزة،٢٠١٢)(القهوجي وعواد،٢٠١٨).

وبجانب ذلك كثر استخدامه على نطاق واسع، إلا أنه يتأثر ببعض الاعتبارات منها: تأثره بحجم العينة، كلما كبر حجمها حدث تضـخم من النوع الأول، ويكون مؤشـر مربع كأى مناسـبا لحجم العينة (١٠٠-٢٠٠) مستجيب (Lomax,1996الوراد في عامر ٢٠١٤)، إنما يمكن الاستفادة من مؤشر مربع كأى في حالة وجود العينات الكبيرة الحجم من خلال درجات الحرية، وذلك بقســـمة مربع كأى على درجات الحرية لاســـتخراج ما يســـمى مربع كأى المعياري، وللحكم أيضـــا على قبول النموذج المفترض للنموذج المقدر للبيانات موضـع الاختبار، لا بد أن تقع نتيجة مربع كأى المعياري بين الصـفر والخمسـة، إذ أن الصـفر يدل على التطابق التام وكلما اقتربت النتيجة من الخمسـة دل على سـوء التطابق وضـعفه، وكلما كانت نتيجة مربع كأى المعياري أقل من اثنين كانت الجودة عالية (تيغزة،٢٠١٢).

٤،٤،٣ التحليل العاملي التوكيدي للقيم الخلقية

لقد تناول الباحث في البداية التحليل العاملي التوكيدي لأبعاد القيم الخلقية الثلاثة متبعا في ذلك الخطوات العلمية في التحليل، تم القيام أولا التحليل من الدرجة الأولى، ثم تبعه التحليل من الدرجة الثانية، وبعد ذلك قام الباحث الحكم على جودة النموذج، ومن ثم التأكد من الصدق البنائي، المتمثل في الصـــدق التقاربي والتمايزي، وأخيرا عقد الباحث مقارنة بين النموذجين، لتمييز النموذج الأفضـــل لهذه الدراسة الحالية.

١،٣،٤،٤، التحليل العاملي التوكيدي للقيم الخلقية من الدرجة الأولى

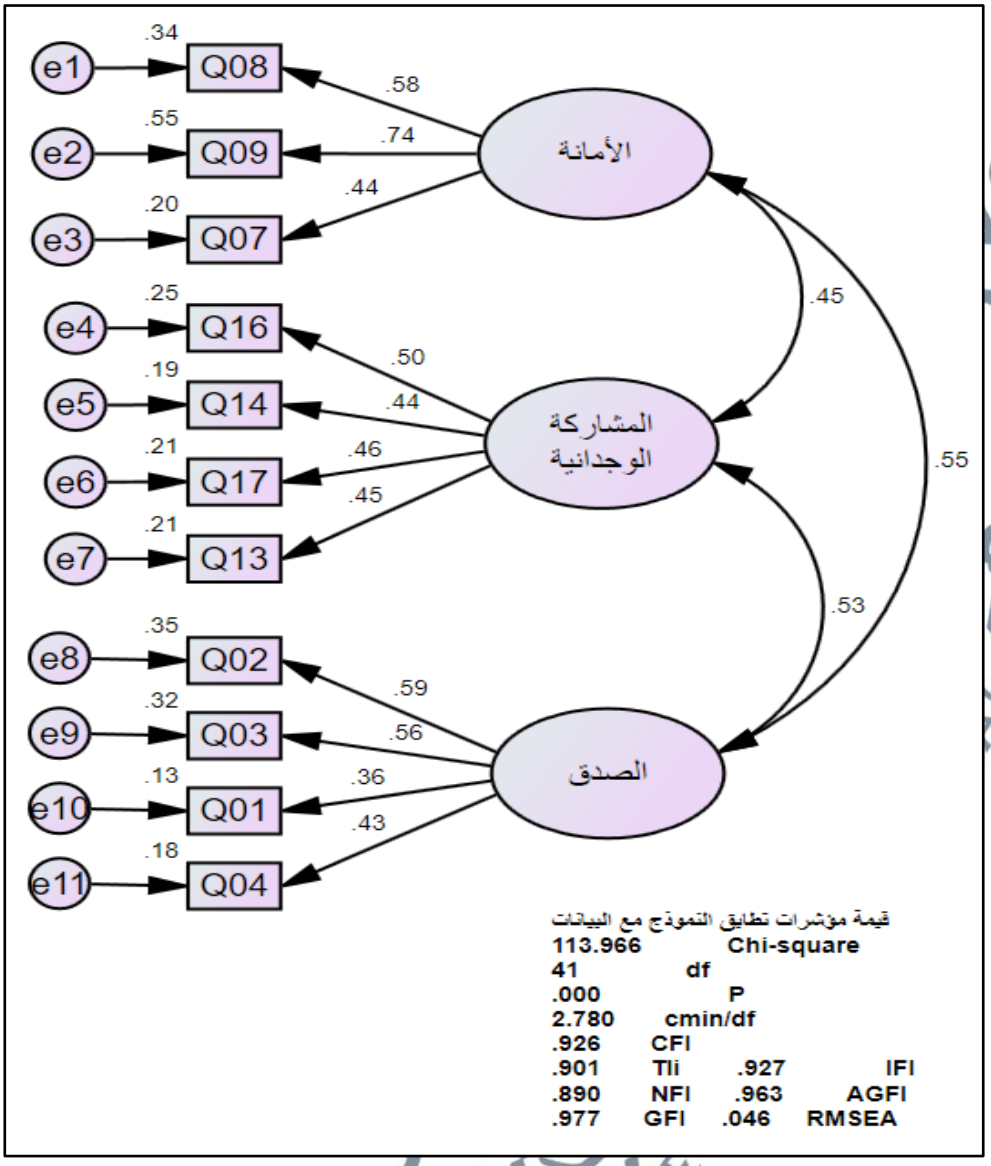
عند قيام الباحث بعملية التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى اتبع جملة من الخطوات، وذلك لاستخراج النتائج، حيث يعد هذا النوع من التحليل تحليلاً بنائياً تراكمياً، لأنه ارتبط بناؤه على النتائج المستخرجة من التحليل العاملي الاستكشافي لأبعاد القيم الخلقية، وتشبعات جذورها الكامنة حسب النتائج السابقة.

قام الباحث بإدخال البيانات في برنامج أموس (AMOS) وذلك للحصول على نموذج التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى، واتبع الباحث طريقة الاحتمال الكبرى في التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى، وذلك لتحقيق أقصى تقارب محتمل بين مصفوفة التباين والتغاير للنموذج المتوقع أو المفترض، وبين مصفوفة التباين والتغاير للمؤشرات المقيسة (بيانات العينة)، وأيضا تزود هذه الطريقة مستخدميها بتقديرات دقيقة لبارمترات النموذج عند توفر خاصية التوزيع الطبيعي للبيانات، كما أنها تحتفظ بدقة مخرجاتها في حالة ابتعاد البيانات عن التوزيع الطبيعي، إلى جانب ذلك توفر كمّاً ممتازا من المؤشرات المطابقة لعملية التحليل والمؤشرات الإحصائية أيضا لا توفرها الطرائق الأخرى (تيغزة،٢٠١٢).

تناول الباحث مؤشرات الجودة مبتدئا بقيمة مربع كأى التي وصلت إلى (١١٣,٩٦٦) فهي دالة إحصائيا بمعنى: أن النموذج المفترض لم يطابق البيانات بالشكل المطلوب، وتفسر نتيجته بالسلبية (سلبية النموذج)، وقد أشار الباحث سابقا أن قيمة مربع كأى حساسة لتأثرها بحجم العينة، وخصوصا للعينات الكبيرة، وقيمة درجات الحرية (٤١)، وجاءت قيمة الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية (٠,٠٠١)، فهي تقود الباحث للحكم على عدم جودة النموذج المقترح من الدرجة الأولى. من المعلوم أن مربع كأى لا يعتد به في حالة العينات الكبيرة، كما هو الحال في الدراسة الميدانية الحالية، ولكن يمكن الاستفادة منه

عن طريق قسمته على درجات الحرية لاستخراج مربع كأى المعياري الذي وصلت قيمته (٢,٧٨٠) بما أنها لم تجاوز الخمسة الصحيح، فهذه النتيجة وقعت ضمن مؤشر الجودة المطلوب الذي أوصى به الخبراء. كما وصلت قيمة مؤشرات الجودة المطلقة المستخرجة المتمثلة في مؤشر جودة التوفيق (GFI) التي بلغت (٠,٩٧٧)، والجدير بالذكر أن قيمة مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA)، فقد بلغت قيمته (٠,٠٤٦)، وهذا يدل على جودة توفيق نموذج البناء المقدر لبينات عينة الدراسة الحالية. أما مؤشر تاكر لويس (TLI) فقد بلغ (٠,٩٠١)، كما وصلت قيمة المؤشرات الجودة المتزايدة المتمثلة في مؤشر جودة التوفيق المعياري (NFI) (٠,٨٩٠)، ومؤشر المطابقة التزايدية (IFI) (٠,٩٢٧)، أما مؤشر حسن المطابقة المصحح (AGFI) (٠,٩٦٣)، ومؤشر المطابقة المقارِن (CFI) (٠,٩٢٦)، ومن خلال نتائج مؤشرات جودة المطابقة التي سبق ذكرها، تبيّن للباحث أن النموذج المقترح للتحليل العاملي التوكيدي الخاص بأبعاد القيم الخلقية من الدرجة الأولى، يتمتع بجودة عالية استوفت المعايير التي أوصى بها الخبراء للحكم على جودة النموذج.

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA



الشكل ٤، ٧: نموذج الدرجة الأولى لمتغير القيم الخلقية

بعد التأكد من جودة النموذج من خلال نتائج جودة المؤشـــرات، انتقل الباحث من خلال عرض الجدول رقم (١٤،٤) الذي تناول جملة من التحليلات التي لها أهمية بالغة في إبراز نتائج التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى، حيث دلت النتائج من خلال الجدول المشار إليه إلى أن التشبعات المقننة للفقرات تراوحت بين (٠,٣٥٨-٠,٧٣٩)، مما يؤكد أن الفقرات جميعها تجاوزت (٠,٥) عدا فقرة

واحدة، ويعني ذلك أن كل فقره ارتبطت وتشبعت بعاملها بشكل مقبول عدا الفقرة رقم (١) التي تتبع عامل الصدق لمتغير القيم الخلقية. وقد جاءت قيمة الخطأ المعياري محصورة بين (٠,٠٥٥- ٠,١٨٨)، تثبت هذه النتيجة على جودة النموذج المقترح ودقته، كما أشارت نتيجة القيمة الحرجة التي جاءت أكبر من (١,٩٦٤) عند مستوى الدلالة (٠,٠٥) إلى وجود علاقة وترابط بين كل فقرة وعاملها، وقد أظهرت قيم معاملات الارتباط المتعددة أن المؤشرات المقيسة تتمتع بثباتٍ عالٍ، وذو جودة ودقة ممتازة، حيث تراوحت نتائجها بين (٠,١٩٢- ٠,٥٤٦)، وعند قيام الباحث بالمقارنة بين الفقرات الناتجة من التحليل العاملي الاستكشافي لمتغير قيم الخلقية الواردة في الجدول (٤:٨)، وبين الشكل (٤:٧) الناتج من التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى لنفس المتغير، يظهر أنه لم يتم حذف أي فقرة، مما يدل على وجود تناسق بين نتائج التحليلين.

الجدول ٤، ١٤ : مؤشرات التحميل لمتغير القيم الخلقية من الدرجة الأولى

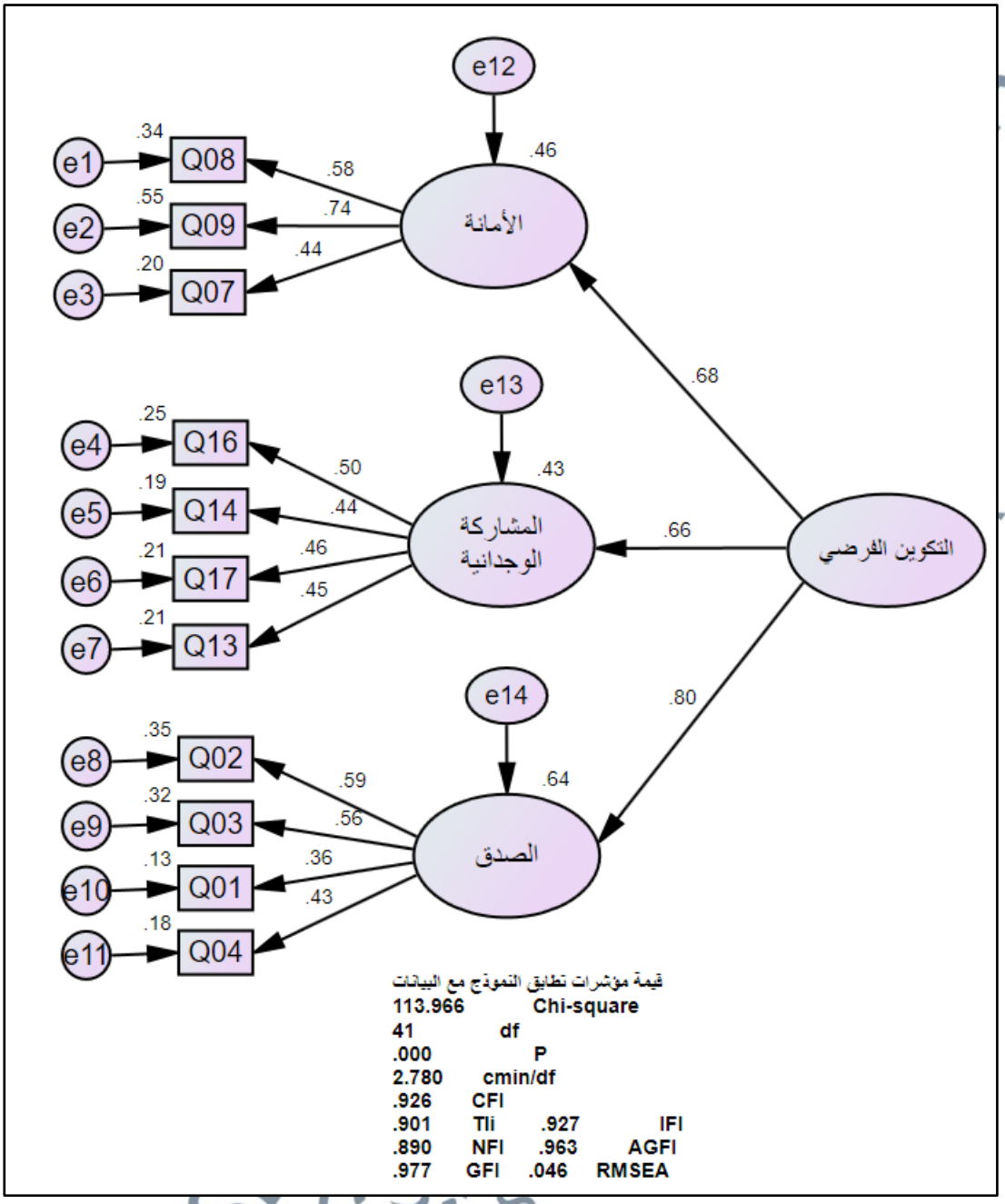
النموذج	الفقرة	التشبعات المقننة	الخطأ المعياري	القيمة الحرجة	مربع الارتباط المتعدد
متغير القيم الخلقية من الدرجة الأولى	الأمانة ---> الفقرة ٨	٠,٥٨٣	–	–	٠,٣٤٠
	الأمانة ---> الفقرة ٩	٠,٧٣٩	٠,١١٠	١٠,٩٨٣	٠,٥٤٦
	الأمانة ---> الفقرة ٧	٠,٤٤٢	٠,١٠٤	٩,٠٢٤	٠,١٩٥
	المشاركة الوجدانية ---> الفقرة ١٦	٠,٤٩٦	–	–	٠,٢٤٦
	المشاركة الوجدانية ---> الفقرة ١٤	٠,٤٣٨	٠,١٢١	٧,٠٢٤	٠,١٩٢
	المشاركة الوجدانية ---> الفقرة ١٧	٠,٤٥٨	٠,١٨٨	٧,٥١٣	٠,٢٠٩
	المشاركة الوجدانية ---> الفقرة ١٣	٠,٤٥٤	٠,١٥٦	٧,٢١٨	٠,٢٠٦
	الصدق ---> الفقرة ٢	٠,٥٩٢	–	–	٠,٣٥٠
	الصدق ---> الفقرة ٣	٠,٥٦٤	٠,٠٩٦	٩,٤٠١	٠,٣١٨
	الصدق ---> الفقرة ١	٠,٣٥٨	٠,٠٥٥	٧,٦٢٣	٠,١٢٨
	الصدق ---> الفقرة ٤	٠,٤٢٨	٠,٠٨٣	٧,٩٨٦	٠,١٨٣

٤،٤،٣،٢ التحليل العاملي التوكيدي لمتغير القيم الخلقية من الدرجة الثانية

ولزيادة قوة التحليل العاملي التوكيدي لمتغير القيم الخلقية وإثبات جودته، استخدم الباحث النتائج التي حصل عليها من برنامج أموس (AMOS) من نموذج التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى، وذلك لكي يتم تحويلها إلى نموذج التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الثانية، كما هو موضح في الشكل رقم (٤:٨).

ويمكن استقراء جملة من التحليلات للتثبت من جودة نموذج الدرجة الثانية، وذلك بالرجوع إلى مخرجات نتائج النموذج (Model Fit)، والشكل(٤:٨)، وقد أظهرت النتائج أن قيمة مربع كأى وصلت إلى (١١٣,٩٦٦)، ولسبب حساسية قيمة مربع كأى من العينات الضخمة دلت نتيجته على عدم جودة النموذج، ودرجات الحرية وصلت إلى(٤١) وجاءت قيمة الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية(٠,٠٠١)، أما قيمة مربع كأى المعياري فقد وصلت نتيجته إلى(٢,٧٨٠)، حيث تُعدُّ نتيجة ممتازة، وبناء عليه نحكم أن النموذج المفترض للتحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الثانية مقبولاً.

وزد على ذلك أن نتائج مؤشرات الجودة أظهرت أن الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) وصلت قيمته (٠,٠٤٦)، يُعدُّ ذو جودة عالية تؤكد على جودة النموذج، وجاءت أيضا قيمة مؤشر تاكر لويس (TLI) (٠,٩٠١)، ومؤشر حسن أو جودة المطابقة (GFI) (٠,٩٧٧)، ومؤشر المطابقة التزايدية (IFI) بقيمة (٠,٩٢٧)، ومؤشر جودة التوفيق المعياري (NFI) (٠,٨٩٠)، ومؤشر حسن المطابقة المصحح (AGFI) (٠,٩٦٣)، ومؤشر المطابقة المقارن (CFI) (٠,٩٢٦) جميعها مستوفية لمتطلبات الجودة ودالة على جودة النموذج المفترض.



الشكل ٤، ٨: نموذج الدرجة الثانية لمتغير القيم الخلقية

أظهرت النتائج الواردة في الجدول (١٥،٤) تبيّن أن التشـــبعات المقننة بين الفقرة وعاملها قد تراوحت بين (٠,٣٥٨- ٠,٧٣٩)، مما يعني أن الفقرات ارتبطت بعواملها بشـــكل جيد جيدا، وعند الاطلاع على قيمة الخطأ المعياري المحصـــورة بين (٠,٠٥٧- ٠,١٩٢)، نجد أنها تجاوزت (١,٩٦٤) عند

مستوى الدلالة (٠,٠٥)، وبناء على ذلك يتضح أن النموذج يتميز بالدقة في إعطاء النتائج المتعلقة بالدلالة الإحصائية، وكل التشبعات المقننة ذات دلالة إحصائية، مما يدل ذلك على وجود علاقة بين الفقرة وعاملها، حيث توضح معاملات الارتباط المتعددة التي تراوحت قيمتها بين (٠,١٢٨- ٠,٥٤٦) نسبة التباين في المؤشر الذي يفسر العامل الذي ينتمي إليه المؤشر المقيس، وتقود هذه النتيجة في الحكم على أن النموذج من الدرجة الثانية يتمتع بثبات جيد.

الجدول ٤، ١٥ : مؤشرات التحميل لمتغير القيم الخلقية من الدرجة الثانية

النموذج	الفقرة	التشبعات المقننة	الخطأ المعياري	القيمة الحرجة	مربع الارتباط المتعدد
متغير القيم الخلقية من الدرجة الثانية	الأمانة ---> الفقرة ٨	٠,٥٨٣	–	–	٠,٣٤٠
	الأمانة ---> الفقرة ٩	٠,٧٣٩	٠,١١٦	١٠,٣٦٠	٠,٥٤٦
	الأمانة ---> الفقرة ٧	٠,٤٤٢	٠,١٠٣	٩,١٨٧	٠,١٩٥
	المشاركة الوجدانية ---> الفقرة ١٦	٠,٤٩٦	–	–	٠,٢٤٦
	المشاركة الوجدانية ---> الفقرة ١٤	٠,٤٣٨	٠,١١٨	٧,٢٢٧	٠,١٩٢
	المشاركة الوجدانية ---> الفقرة ١٧	٠,٤٥٨	٠,١٩٢	٧,٣٧٦	٠,٢٠٩
	المشاركة الوجدانية ---> الفقرة ١٣	٠,٤٥٤	٠,١٥٣	٧,٣٤٩	٠,٢٠٦
	الصدق ---> الفقرة ٢	٠,٥٩٢	–	–	٠,٣٥٠
	الصدق ---> الفقرة ٣	٠,٥٦٤	٠,٠٩٥	٩,٥١٦	٠,٣١٨
	الصدق ---> الفقرة ١	٠,٣٥٨	٠,٠٥٧	٧,٣٠٤	٠,١٢٨
	الصدق ---> الفقرة ٤	٠,٤٢٨	٠,٠٨٠	٨,٢٨٧	٠,١٨٣

٤،٤،٣،٣، تقييم الصدق التقاربي والتمايزي لأبعاد متغير القيم الخلقية

اعتمد الباحث للتحقق من الصدق التقاربي وإبرازه بصورة واضحة، كخطوة من خطوات التحليل العاملي التوكيدي، وذلك عن طريق نسبة التشبعات والتباين المستخلص، فمن خلال نسبة

التشبع (Factor Loading) لأبعاد القيم الخلقية الموضحة في الشكلين السابقين (٤،٧-٤،٨) جاءت قيمة التشبع محصورة بين (٠,٣٥٨-٠,٧٣٩)، حيث إنها تُعدُّ جيدة ولم تصل إلى حد الانصهار أو الانفصال عن بعضها البعض.

٤،٤،٤ المقارنة بين نموذج الدرجة الأولى ونموذج الدرجة الثانية لمتغير القيم الخلقية

عمد الباحث في إجراء مقارنة بين النموذجين الدرجة الأولى والدرجة الثانية بعد استخراج النتائج الخاصة بنموذج التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى ونموذج التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الثانية، وذلك للوصول للنموذج المثالي.

لتسهيل عملية المقارنة بين النموذجين قام الباحث بجمع مؤشرات الجودة والمطابقة للنموذجين في الجدول (٤،١٦)، حيث أظهرت نتائج المقارنة أن نتائج النموذجين في جميع مؤشرات الجودة والمطابقة جاءت متساوية في النموذج من الدرجة الأولى، والنموذج من الدرجة الثانية، كما هي موضحة في الجدول (٤،١٦).

الجدول ٤، ١٦ : مؤشرات حسن المطابقة لعوامل متغير القيم الخلقية من الدرجة الأولى والثانية

المؤشرات	CMIN	DF	DF CMIN	GFI	AGFI	NFI	TLI	IFI	CFI	RMSEA
نموذج الدرجة الأولى	١١٣,٩٦٦	٤١	٢,٧٨٠	٠,٩٧٧	٠,٩٦٣	٠,٨٩٠	٠,٩٠١	٠,٩٢٧	٠,٩٢٦	٠,٠٤٦
نموذج الدرجة الثانية	١١٣,٩٦٦	٤١	٢,٧٨٠	٠,٩٧٧	٠,٩٦٣	٠,٨٩٠	٠,٩٠١	٠,٩٢٧	٠,٩٢٦	٠,٠٤٦

٤،٤،٥ التحليل العاملي التوكيدي للتنظيم الذاتي وجماعة الزملاء

٤،٤،٥،١ نتائج التحليل العاملي التوكيدي للمتغيرين المستقلين التنظيم الذاتي وجماعة الزملاء من الدرجة الأولى

مضى الباحث في دراسته الحالية القيام بتصميم أنموذجا عامليا توكيديا لمتغير التنظيم الذاتي المتمثل في العاملين: العامل الأول: (الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار) والعامل الثاني (رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف). بالإضافة إلى متغير جماعة الزملاء، وضم هذا النموذج ثلاثة عوامل كامنة حسب النتائج المستخلصة من التحليل العاملي الاستكشافي لهذين المتغيرين المستقلين، والمتمثلة في جماعة الزملاء ويضم (٩) فقرات، والعامل الثاني الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار، ويضم (٨) فقرات، والعامل الثالث هو رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف ويضم (٧) فقرات.

وبحسب نتائج مؤشرات حسن المطابقة (Goodness of Fit) للعوامل الثلاثة اتضح أن مؤشرات تطابق نموذج عوامل التنظيم الذاتي وجماعة الزملاء تجاوزت المعيار المحدد، يعني ذلك عدم وجود تطابق بين العوامل الثلاثة وبيانات العينة، إذ أن قيمة مربع كأى (CMIN) وصلت (٩٤٢,٩٠٤) بدرجة حرية (DF) تساوي (٢٤٩) وهي قيمة دالة احصائيا (P=٠,٠٠١)، وبحسب رأي هير ورفاقه (١٩٩٨)سيتم تجاهل مؤشر المطابقة المطلقة لقيمة مربع كأى عندما يكون حجم العينة أكبر من (٢٠٠) مستجيب، وفي ذلك يتم اعتماد مؤشرات أخرى للتحقق من مدى مطابقة النموذج المفترض لبيانات العينة ومنها مربع كأى المعياري الذي وصلت قيمته(٣,٧٨٧) الذي يُطمئن بنجاح مؤشرات المطابقة.

كما وصلت قيمة مؤشرات الجودة المتمثلة في مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) الذي بلغت قيمته (٠,٠٥٧)، يُعدُّ ذو جودة عالية تؤكد على جودة النموذج، وجاءت

أيضا قيمة مؤشر تاكر لويس (TLI) (٠,٩٠١)، ومؤشر حسن أو جودة المطابقة (GFI) (٠,٩١٤)، ومؤشر المطابقة التزايدية (IFI) بقيمة(٠,٩١١)، ومؤشر المطابقة المقارن (CFI) (٠,٩١١) أكثر من قيمة المحك (٠,٩٠)، بينما مؤشر جودة التوفيق المعياري (NFI) (٠,٨٨٣)، ومؤشر حسن المطابقة المصحح (AGFI) (٠,٨٩٧) جاءت القيمة أقل من قيمة المحك (٠,٩٠)، ومن خلال نتائج المؤشرات السابقة تبيّن للباحث أن النموذج المقترح للتحليل العاملي التوكيدي للعوامل الثلاثة التي تمثل متغيري التنظيم الذاتي وجماعة الزملاء من الدرجة الأولى بعضها مستوفيا للمعايير التي حددها الخبراء للحكم على جودة النموذج، والبعض الأخر جاء أقل من قيمة المحك.

وقد أظهرت نتائج تشبعات الفقرات مع عواملها قد تجاوزت (٠,٥)، مما يؤكد ذلك أن الفقرات مترابطة مع عواملها بشكل قوي، مما شجع الباحث استبعاد قرار حذف بعض الفقرات في النموذج المفترض لتعديله، وبعد الاطلاع على مؤشرات التعديل (Modification Indices) اتضح منها ضرورة اتخاذ قرار الربط بين الأخطاء المعيارية وفقا للقيمة الأعلى لهذه القيم باعتباره حلاً لتعديل النموذج ونتائج المؤشرات، وقد تم القيام بالربط بين الفقرات تحت عامل واحد، إذ لا يمكن القيام بالربط تحت عاملين مختلفين.

كما أظهرت النتائج بعد عملية الربط تلك الموضحة في الشكل رقم (٤-٩) أن مؤشرات التنظيم الذاتي وجماعة الزملاء لم تجاوز المحكات المحددة، ومشيرة أيضا لوجود التطابق وتقارب النتائج في بعض المؤشرات وغيرها من المؤشرات نتائجها على عكس ذلك، فقيمة مربع كأى وصلت (٦٠٦,٣٠٨) مع درجة الحرية (٢٣٨) ومستوى دلالة دالة إحصائيا (p = ٠,٠٠١) وهذا لا يعني وجود اختلاف أو فروق

بين النموذج (التنظيم الذاتي وجماعة الزملاء) وبيانات العينة، وذلك لأن مستوى الدلالة يتأثر بحجم العينة الكبيرة، إذ لا بد الأخذ في الاعتبار مؤشرات أخرى.

وقد أظهرت مؤشـــرات التطابق بعد التعديل أن قيمة مربع كأى المعياري (CMIN/DF) الذي وصلت قيمته (٢,٥٤٨) ولم تتجاوز قيمة المحك (٥)، وجاءت قيمة مؤشر تاكر لويس (TLI) (٠,٩٤٥)، ومؤشـر حسـن أو جودة المطابقة(GFI) (٠,٩٤٣)، ومؤشـر المطابقة المقارن (CFI)(٠,٩٥٣)، ومؤشـر جودة التوفيق المعياري (NFI) (٠,٩٢٥) ومؤشر حسن المطابقة المصحح (AGFI) (٠,٩٢٨) وهي قيم أعلى من قيمة المحك (٠,٩٠)، بينما جاءت القيمة أقل من قيمة المحك (٠,٩٠) مما يؤكد ذلك على وجود علاقات بين فقرات جماعة الزملاء، وأيضـــا بين فقرات التنظيم الذاتي، وكذلك بين العوامل الثلاثة الكامنة (جماعة الزملاء و الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار والعامل الثالث رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف) في النموذج، كما وصـلت قيمة مؤشـر الجذر التربيعي لمتوسـط خطأ الاقتراب رمسـي (RMSEA) إلى (٠,٠٤٣) وهي أقل من قيمة المحك (٠,٨٠)، إذ تُعدُّ قيمة ممتازة؛ لأنها ابتعدت عن قيمة المحك (٠,٨٠).

والخلاصة من ذلك أن المؤشرات قد أكدت وجود ترابط بين نموذج التنظيم الذاتي وجماعة الزملاء من جهة، والبيانات المجموعة من عينة الدراسـة، ويبين الشـكل رقم (٤-٩) نموذج الدرجة الأولى لعوامل مقياس التنظيم الذاتي ومقياس جماعة الزملاء، كما يبين الجدول (١٧،٤) مؤشرات حسن المطابقة لعوامل مقياس التنظيم الذاتي ومقياس جماعة الزملاء.

ومن خلال نتائج المؤشرات السابقة تبيّن للباحث أن النموذج المقترح للتحليل العاملي التوكيدي للعوامل الثلاثة التي تمثل متغيري التنظيم الذاتي وجماعة الزملاء من الدرجة الأولى بعضها مستوفيا للمعايير التي حددها الخبراء للحكم على جودة النموذج، والبعض الأخر جاء أقل من قيمة المحك.

الجدول ٤، ١٧ : مؤشرات حسن المطابقة لمقاييس عوامل جماعة الزملاء والتنظيم الذاتي من الدرجة الأولى

المؤشرات	CMIN	DF	DF CMIN	GFI	AGFI	NFI	TLI	IFI	CFI	RMSEA
الدرجة الأولى	٦٠٦,٣٠٧	٢٣٨	٢,٥٤٨	٠,٩٤٣	٠,٩٢٨	٠,٩٢٥	٠,٩٤٥	٠,٩٥٣	٠,٩٥٣	٠,٠٤٣

وللتحقق من مدى كفاءة النموذج الخاص بعوامل جماعة والزملاء والتنظيم الذاتي، فقد تم فحص الافتراضات الإحصائية من خلال مخرجات برنامج أموس، وأوضحت النتائج في الجدول رقم (١٨،٤) والشكل رقم (٤-٩) أن نسبة التشبع بين العوامل الكامنة مع فقراتها كانت أعلى من (٠,٥٠)، إذ تراوحت قيم التشبع لعامل جماعة الزملاء مع فقراته ما بين (٠,٨٠ ، ٠,٥١). وقيم عامل الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار مع فقراته ما بين (٠,٧٠ ، ٠,٥٤)، وعامل رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف مع فقراته ما بين (٠,٧٠ ، ٠,٦٢)، مما يدل ذلك على أن جميع الفقرات لا تزال تحمل في طياتها معنىً لقياس عواملها المرتبطة، وأوضحت النتائج أيضا أن قيمة (R.C) قد حققت المعايير المطلوبة لجميع القيم، حيث وصلت

قيمتها أكبر من (١,٩٦٤) وهي ذات دلالة إحصـــائية، ويبين الجدول رقم (١٨،٤) قيم الافتراضـــات الإحصائية للعوامل الثلاثة الكامنة لجماعة الزملاء والتنظيم الذاتي من الدرجة الأولى.

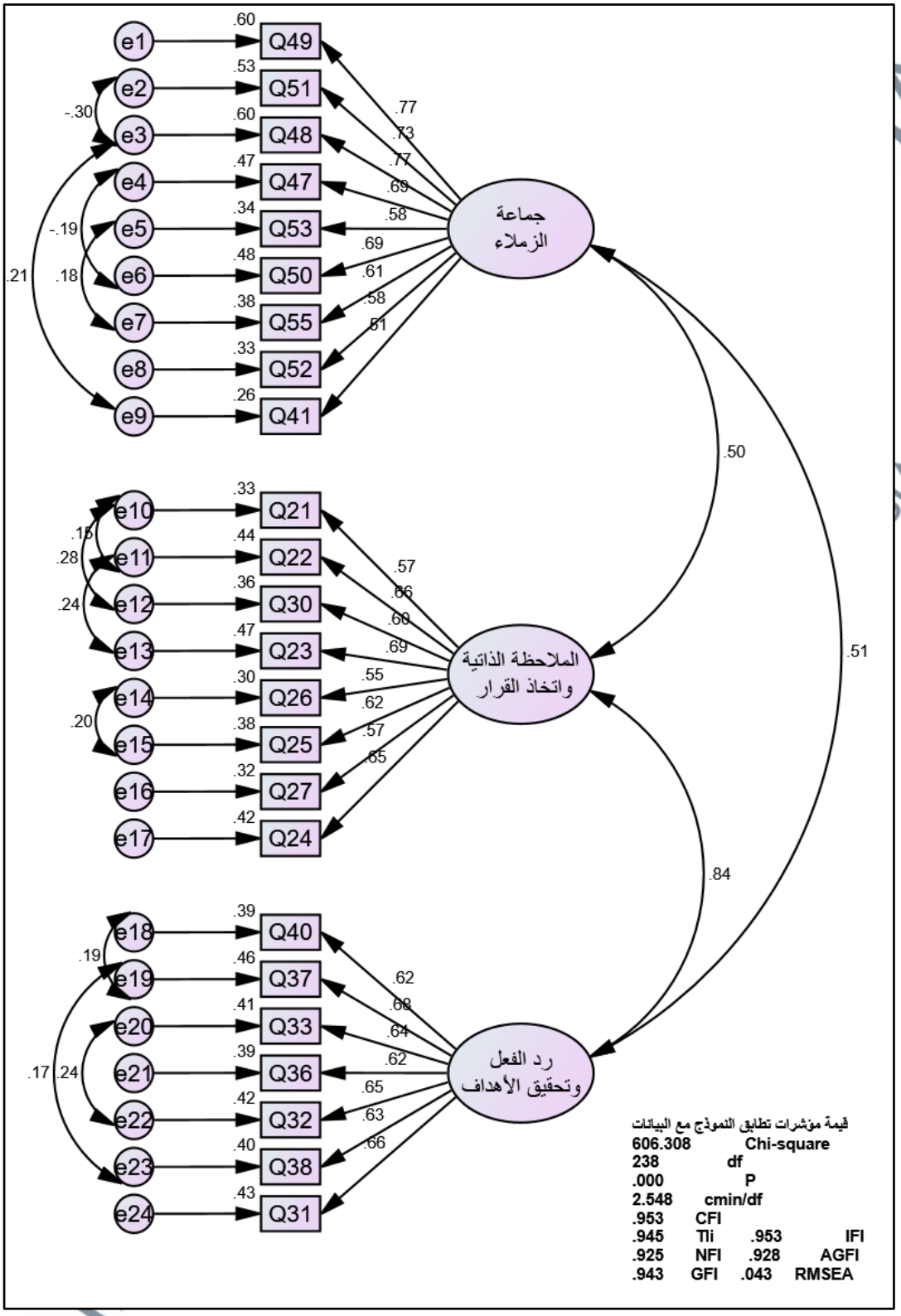
وقد خلصـت النتائج أن النموذج الافتراضـي لعوامل جماعة الزملاء والتنظيم الذاتي الذي يضـم الفقرات (٤٩ و٥١ و٤٨ و٤٧ و٥٣ و٥٠ و٥٥ و٥٢ و٤١) تحت عامل جماعة الزملاء، والفقرات (٢١ و٢٢ و٣٠ و٢٣ و٢٦ و٢٥ و٢٧ و٢٤) تقيس عامل الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار، بينما الفقرات (٤٠ و٣٧ و٣٣ و٣٦ و٣٢ و٣٨ و٣١) تقيس عامل رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف كما يوضحها الشكل رقم (٤-٩).

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA

الجدول ٤، ١٨ : قيم الافتراضات الإحصائية لجماعة الزملاء والتنظيم الذاتي من الدرجة الأولى

النموذج	المسار	عامل كامن	التشبع	الخطأ المعياري	القيمة الحرجة*	الارتباط التربيعي المتعدد :
جماعة الزملاء	<-	Q49	٠,٧٧٣	–	–	٠,٥٩٨
جماعة الزملاء	<-	Q51	٠,٧٢٥	0.046	٢١,٥١٤	٠,٥٢٦
جماعة الزملاء	<-	Q48	٠,٧٧٢	0.038	٢٢,٩٩٢	٠,٥٩٦
جماعة الزملاء	<-	Q47	٠,٦٨٥	0.048	٢٠,١٤٧	٠,٤٧٠
جماعة الزملاء	<-	Q53	٠,٥٨٥	0.046	١٧,٠٧٩	٠,٣٤٢
جماعة الزملاء	<-	Q50	٠,٦٩٢	0.035	٢٠,٤٨٢	٠,٤٧٨
جماعة الزملاء	<-	Q55	٠,٦١٥	0.038	١٧,٨٩١	٠,٣٧٨
جماعة الزملاء	<-	Q52	٠,٥٧٦	0.048	١٦,٦٥٦	٠,٣٣١
جماعة الزملاء	<-	Q41	٠,٥١٤	0.043	١٤,٥٨٢	٠,٢٦٤
الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار	<-	Q21	٠,٥٧١	–	–	٠,٣٢٦
الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار	<-	Q22	٠,٦٦١	٠,٠٨٥	١٥,٣٥٦	٠,٤٣٧
الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار	<-	Q30	٠,٦٠٢	0.064	١٥,٨٢٩	٠,٣٦٢
الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار	<-	Q23	٠,٦٨٧	0.090	١٤,٥٥٩	٠,٤٧٢
الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار	<-	Q26	٠,٥٤٨	0.073	١٢,٤٨٠	٠,٣٠٠
الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار	<-	Q25	٠,٦١٩	0.077	١٣,٥٤٧	٠,٣٨٤
الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار	<-	Q27	٠,٥٦٨	0.090	١٢,٩١٧	٠,٣٢٣
الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار	<-	Q24	٠,٦٤٦	0.098	١٣,٩٨٤	٠,٤١٧
رد الفعل الذاتي الذاتي وتحقيق الأهداف	<-	Q 40	٠,٦٢٣	–	–	٠,٣٨٨
رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف	<-	Q37	٠,٦٨٠	٠,٠٥٩	١٧,٥٩٤	٠,٤٦٢
رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف	<-	Q33	٠,٦٤٢	٠,٠٦٥	١٥,٠٦٣	٠,٤١٢
رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف	<-	Q36	٠,٦٢١	٠,٠٥٩	١٤,٨٩٨	٠,٣٨٦
رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف	<-	Q32	٠,٦٤٩	٠,٠٦٤	١٤,٩٤٩	٠,٤٢١
رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف	<-	Q38	٠,٦٣٣	٠,٠٦٣	١٤,٩١١	٠,٤٠١
رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف	<-	Q31	٠,٦٥٧	٠,٠٤٥	١٥,٢٠٨	٠,٤٣١

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA



الشكل ٤، ٩: نموذج الدرجة الأولى للمتغيرين التنظيم الذاتي وجماعة الزملاء

٢،٥،٤،٤ التحليل العاملي التوكيدي للمتغيرين المستقلين التنظيم الذاتي وجماعة الزملاء من الدرجة الثانية

وللتأكيد على قوة التحليل العاملي التوكيدي للمتغيرين المستقلين التنظيم الذاتي وجماعة الزملاء وإثبات قوته، التزم الباحث في استخدام النتائج التي حصل عليها من برنامج آموس (AMOS) من نموذج التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى، ليتسنى تحويلها إلى نموذج التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الثانية كما هو موضح بالشكل رقم (٤-١٠)، حيث يمكن استقراء جملة من التحليلات للتثبت من جودة نموذج الدرجة الثانية ويكون ذلك بالرجوع إلى مخرجات نتائج النموذج (Model Fit) في الجدول (٤-١٩)، وقد أظهرت النتائج أن قيمة مربع كأى وصلت إلى (٨٠٧,٦١٦)، ولسبب حساسية قيمة مربع كأى من العينات الضخمة دلت نتيجته على عدم جودة النموذج، ودرجات الحرية وصلت إلى(٢٤٧) وجاءت قيمة الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية(٠,٠٠١)، وبعد ذلك قام الباحث بقراءة قيم Modification Indices التي كشفت بضرورة الربط بين بعض الأخطاء المعيارية ذات القيم العالية، والتي ستسمح بانخفاض النتائج، ومنها نتيجة مربع كأى، وقد تم الربط في النموذج ما بين أخطاء القياس (e12،e10)، (e14، e15) في عامل الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار على التوالي، والربط أيضا بين (e20، e22) ضمن عامل رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف، وقد تعدلت النتائج بعد إجراء عملية الربط هذه، حيث جاءت قيم مربع كأى (٨٠٧,٦١٦) بدرجة الحرية (٢٤٧) وهي دالة احصائيا بمستوى الدلالة(٠,٠٠١)، مما يشير ذلك لعدم المطابقة، وسببه كما ذكر سابقا يعود إلى حجم العينة الكبير في هذه الدراسة، فاحتساب قيمة مربع كأى وقسمتها على درجة الحرية أوصل إلى نتيجة مربع كأى المعياري حيث وصلت قيمته (٣,٢٧٠)، ولم تتجاوز قيمة المحك٥ مما يؤكد ذلك على قبول النموذج.

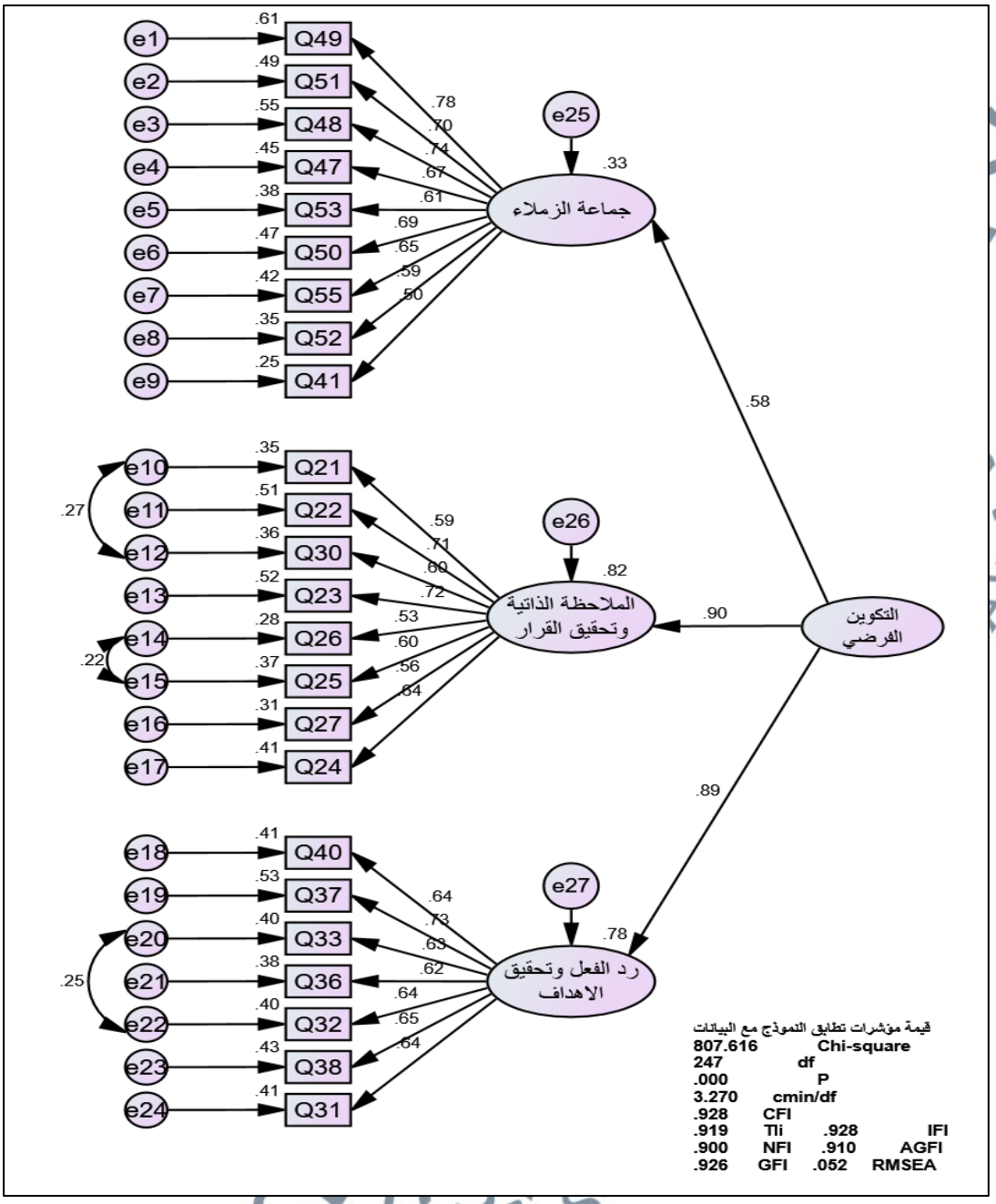
كما أكدت نتائج مؤشرات حسن المطابقة الأخرى ذلك، إذ جاءت في المدى المناسب وفقا للمحكات المقبولة إحصائيا لكل مؤشر، فجاءت قيمة مؤشر المطابقة المقارن (CFI) (٠,٩٢٨)، ومؤشر المطابقة المعياري (NFI) (٠,٩٠٠)، بينما مؤشر تاكر لويس (TLI) (٠,٩١٩)، ومؤشر حسن المطابقة المعدل (AGFI) (٠,٩١٠)، ومؤشر حسن المطابقة (GFI) (٠,٩٦٢)، هي تُعدُّ قيم أعلى من قيم المحك (٠,٩) لكل مؤشر.

أما بالنسبة لقيمة مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) فقد وصلت (٠,٠٥٢) وهي قيمة أقل من المعيار المحك (٠,٠٨٠)، مما يؤكد ذلك أن النموذج من الدرجة الثانية يتمتع بحسن المطابقة مع البيانات المجمعة، ويوضح الشكل رقم (٤-١٠) نتائج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس جماعة الزملاء ومقياس التنظيم الذاتي من الدرجة الثانية، حيث وضح الجدول قيمة مؤشرات المطابقة لنموذج جماعة الزملاء والتنظيم الذاتي من الدرجة الثانية.

الجدول ٤، ١٩ : قيم مؤشرات المطابقة لنموذج متغيري جماعة الزملاء والتنظيم الذاتي من الدرجة الثانية

المؤشرات	CMIN	DF	DF CMIN	GFI	AGFI	NFI	TLI	IFI	CFI	RMSEA
الدرجة الثانية	٨٠٧,٦١٦	٢٤٧	٣,٢٧٠	٠,٩٦٢	٠,٩١٠	٠,٩٠٠	٠,٩١٩	٠,٩٢٨	٠,٩٢٨	٠,٠٥٢

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA



الشكل ٤، ١٠: نتائج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس جماعة الزملاء ومقياس التنظيم الذاتي من الدرجة الثانية

وبمجرد الاطلاع لاستقراء مؤشرات المطابقة للنموذج من الدرجة الثانية، والتحقق من جودتها، تم فحص الافتراضات الإحصائية والتي جاءت كما يوضحها الجدول رقم (٤-١٩).والشكل رقم.(٤-١٠)

دالة إحصـــائيا لتجاوزها نســـبة تشـــبع العوامل الكامنة الثلاثة مع فقراتها عن قيمة (٠,٥٠)، إذ بلغت الارتباطات بين فقرات جماعة الزملاء ما بين (٠,٨٠، ٠,٥٠) وفقرات الملاحظة الذاتية، واتخاذ القرار (٠,٧٦، ٠,٥٣)، وفقرات عامل رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف ما بين (٠,٧٥، ٠,٦١)، الأمر الذي يؤكد قياسـها للعامل العام (التكوين الفرضـي) الذي اندرجت تحته، وأضـف إلى ذلك أن القيمة الحرجة (C.R) أظهرت دلالة إحصـــائية ضـــمن المعايير المحددة، إذ جاءت قيمتها أعلى من (١,٩٦٤) مؤكدة وجود هذه العلاقة الارتباطية بين الفقرات ومؤشـــراتها تحت كل متغير فرعي، ويبين الجدول رقم (٤-٢١) قيم الافتراضات الإحصائية للمتغيرين جماعة الزملاء والتنظيم الذاتي من الدرجة الثانية.

الجدول ٤، ٢٠ :واصل قيم الافتراضات الإحصائية لجماعة الزملاء والتنظيم الذاتي من الدرجة الثانية

عامل كامل عام	المسار	العلاقات	التشبعات	الخـــطـــأ المعياري	الـقـيـمـة الحرجة*	مـــربـــع الارتـبـاط التربيعيR
التكوين الفرضي	<---	جماعة الزملاء ١	٠,٥٧٦	_____	_____	٠,٣٣٢
التكوين الفرضي	<---	الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار ٢	٠,٩٠٥	٠,٠٦٠	١٢,٥٣٦	٠,٨١٩
التكوين الفرضي	<---	رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف ٣	٠,٨٨٦	_____	_____	٠,٧٨٤
جماعة الزملاء	<---	Q49	٠,٧٧٩	–	–	٠,٦٠٧
جماعة الزملاء	<---	Q51	٠,٧٠١	0.045	٢١,١٦٧	٠,٤٩١
جماعة الزملاء	<---	Q48	٠,٧٤٠	0.037	٢٢,٦١٣	٠,٥٤٨
جماعة الزملاء	<---	Q47	٠,٦٧٤	0.047	٢٠,٢٠٧	٠,٤٥٤
جماعة الزملاء	<---	Q53	٠,٦١٤	0.045	١٨,١٣٦	٠,٣٧٧
جماعة الزملاء	<---	Q50	٠,٦٨٦	0.034	٢٠,٦٢١	٠,٤٧٠
جماعة الزملاء	<---	Q55	٠,٦٤٨	0.036	١٩,٢٨٨	٠,٤٢٠
جماعة الزملاء	<---	Q52	٠,٥٩٢	0.046	١٧,٣١٦	٠,٣٤٨
جماعة الزملاء	<---	Q41	٠,٥٠٠	٠,٠٤١	١٤,٣٧٧	٠,٢٥٠

الجدول ٤، ١٩: واصل قيم الافتراضات الإحصائية لجماعة الزملاء والتنظيم الذاتي من الدرجة الثانية

عامل كامل	المسار	العلاقات	التشبعات	الخطأ المعياري	القيمة الحرجة*	مربع الارتباط التربيعيR
الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار	<---	Q21	٠,٥٨٨	–	–	٠,٣٤٥
الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار	<---	Q22	٠,٧١١	٠,٠٨٨	١٥,٥٦٩	٠,٥٠٥
الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار	<---	Q30	٠,٥٩٦	0.060	١٦,٢٩٢	٠,٣٥٥
الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار	<---	Q23	٠,٧٢٣	0.058	١٥,٧٤٢	٠,٥٢٣
الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار	<---	Q26	٠,٥٣٣	0.068	١٢,٦٣٤	٠,٢٨٤
الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار	<---	Q25	٠,٦٠٥	0.071	١٣,٩١٤	٠,٣٦٥
الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار	<---	Q27	٠,٥٦٠	0.085	١٣,١٧٤	٠,٣١٣
الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار	<---	Q24	٠,٦٤٢	0.090	١٤,٥٥٠	٠,٤١٢
رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف	<---	Q 40	٠,٦٤١	–	–	٠,٤١٠
رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف	<---	Q37	٠,٧٢٥	٠,٠٥٧	١٨,٨٤٦	٠,٥٢٦
رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف	<---	Q33	٠,٦٣٢	٠,٠٥٨	١٦,٥٢٥	٠,٣٩٩
رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف	<---	Q36	٠,٦١٧	٠,٠٥٢	١٦,٢٣٦	٠,٣٨١
رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف	<---	Q32	٠,٦٣٥	٠,٠٥٥	١٦,٦١١	٠,٤٠٣

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

الجدول ٤، ١٩: واصل قيم الافتراضات الإحصائية لجماعة الزملاء والتنظيم الذاتي من الدرجة الثانية

عامل كامل	المسار	العلاقات	التشبعات	الخطأ المعياري	القيمة الحرجة*	مربع الارتباط التربيعي R
رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف	<---	Q38	٠,٦٥٤	٠,٠٥٦	١٧,١٤٤	٠,٤٢٨
رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف	<---	Q31	٠,٦٤٤	٠,٠٤٧	١٦,٨٩٩	٠,٤١٥

وعليه خلصت النتائج إلى أن النموذج المفترض للدرجة الثانية للمتغيرين جماعة الزملاء والتنظيم الذاتي من الدرجة الثانية يحتوي على الفقرات نفسها المندرجة تحت المتغيرات الثلاثة جماعة الزملاء، والملاحظة الذاتية، واتخاذ القرار، والعامل الثالث رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف، والتي أصبحت تندرج تحت العامل العام (التكوين الفرضي) في هذا النموذج.

٤،٥،٣ المقارنة للنموذج من الدرجة الأولى والدرجة الثانية للمتغيرين المستقلين التنظيم الذاتي وجماعة الزملاء

بعد النظر في نتائج مؤشرات المطابقة بين نموذج التحليل العاملي التوكيدي للنموذج من الدرجة الأولى للعوامل الكامنة الثلاثة جماعة الزملاء، والملاحظة الذاتية واتخاذ القرار، والعامل الثالث رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف، ونتائج مؤشرات التحليل العاملي التوكيدي للنموذج من الدرجة الثانية للعامل العام (التكوين الفرضي)، والعوامل الكامنة الثلاثة جماعة الزملاء، والملاحظة الذاتية واتخاذ القرار، والعامل الثالث رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف الموضحة في الجدول رقم (٤-٢٠) للمقارنة بين القيم التي حُصِل عليها من التحليل، تُظهر النتائج تقاربا كبيرا بين قيم المؤشرات لكلا النموذجين مع الوصول للمستويات

المقبولة إحصائيا في المؤشرات، والتي يتم من خلالها الحكم على المطابقة، وعلى الرغم من التقارب في قيم المؤشرات بعد التعديل للنموذجين، إلا أن كفة النموذج الأول هي المرجحة، كون قيم مؤشرات المطابقة جاءت بنسب أعلى من قيم مؤشرات النموذج الأول، وعليه فإن النموذج من الدرجة الثانية هو المفضل؛ كونه يتصف بجودة عالية مقارنة بالنموذج الأول، كما ظهر جدول رقم (٤-٢٠) الذي يبين المقارنة بين قيم مؤشرات المطابقة لنموذج المتغيرين المستقلين جماعة الزملاء والتنظيم الذاتي من الدرجتين الأولى والثانية.

الجدول ٤، ٢١ : قيم مؤشرات المطابقة لنموذج المتغيرين المستقلين جماعة الزملاء والتنظيم الذاتي من الدرجتين الأولى والثانية

المؤشرات	CMIN	DF	P	CMIN DF	GFI	AGFI	NFI	TLI	IFI	CFI	RMSEA
الدرجة الأولى	٦٠٦,٣٠٨	٢٣٨	٠,٠٠١	٢,٥٤٨	٠,٩٤٣	٠,٩٢٨	٠,٩٢٥	٠,٩٤٥	٠,٩٥٣	٠,٩٥٣	٠,٠٤٣
الدرجة الثانية	٨٠٧,٦١٦	٢٤٧	٠,٠٠١	٣,٢٧٠	٠,٩٦٢	٠,٩١٠	٠,٩٠٠	٠,٩١٩	٠,٩٢٨	٠,٩٢٨	٠,٠٥٢

٤،٤،٦ التحليل العاملي التوكيدي للمتغير الوسيط (الكفاية الذاتية) والمتغير المتابع المسؤولية الاجتماعية

تطرق الباحث إلى القيام بالتحليل العاملي التوكيدي للمتغير الوسيط (الكفاية الذاتية) والمتغير التابع (المسؤولية الاجتماعية)، باتباعه نفس الخطوات السابقة في التحليل، حيث يشتمل التحليل من

الدرجة الأولى، ثم يتبعه التحليل من الدرجة الثانية، بعدها قيام الباحث بعقد مقارنة بين النموذجين المستخرجين من التحليل العاملي التوكيدي لتمييز النموذج الأفضل.

٤،٤،٦،١ التحليل العاملي التوكيدي للكفاية الذاتية وأبعاد للمسؤولية الاجتماعية من الدرجة الأولى

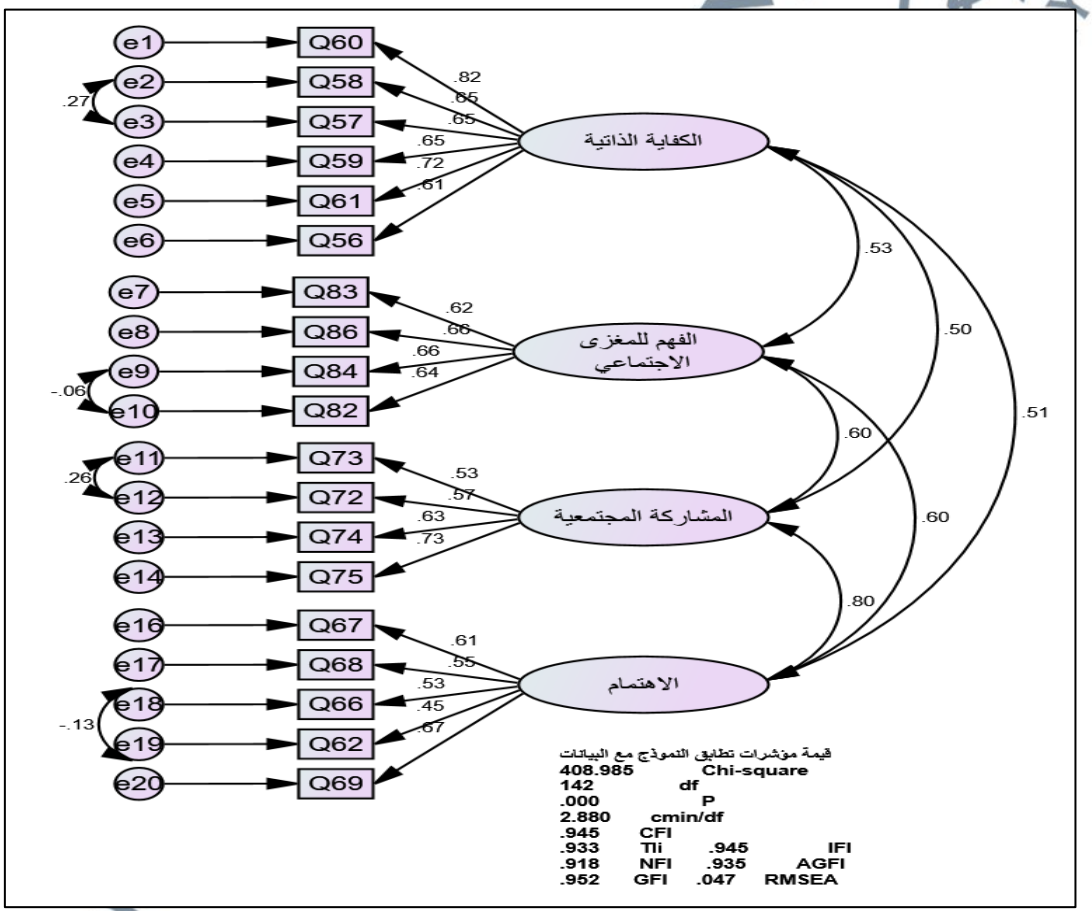
تم تنفيذ التحليل العاملي التوكيدي للمتغير (الوسيط) الكفاية الذاتية ولأبعاد متغير المسؤولية الاجتماعية من الدرجة الأولى من خلال تصميم نموذج متكامل في آن واحد، وذلك للتأكيد على ما حصل عليه الباحث من نتائج التحليل العاملي الاستكشافي، متبعا الأسلوب العلمي في التحليل، باستخدام برنامج أموس (AMOS)، مستفيداً من نتائج التحليل العاملي الاستكشافي لينطلق في إجراءات هذا التحليل.

يتضح من النموذج المتوقع من الدرجة الأولى وجود توافق بين مؤشرات المطابقة وبيانات العينة، فقد أظهرت القيم الأولية جودة النموذج المتوقع، حيث إن قيمة مؤشر الجذر المتوسط لمربع الخطأ التقريبي وصلت (٠,٠٤٧)، تُعدُّ قيمة ممتازة لأنها جاءت أقل من قيمة المحك (٠,٨٠)، كما دلت نتائج مؤشرات المطابقة الأخرى على وجود التطابق، فقد أظهر مؤشر تاكر لويس (TLI) (٠,٩٣٣) ومؤشر حسن أو جودة المطابقة (GFI) (٠,٩٥٢)، ومؤشر المطابقة المقارن (CFI) (٠,٩٤٥)، ومؤشر حسن المطابقة المعدل (AGFI) (٠,٩٣٥)، ومؤشر المطابقة المعياري (NFI) (٠,٩١٨)، حيث بلغت قيمة جميع هذه المؤشرات قريبة من قيمة المحك الذي حدده الخبراء وهو (٠.٩٠) وكانت قيمة مربع كأى المعياري (٢,٨٨٠)، حيث تُعدُّ قيمة جيدة فقد جاءت أقل من قيمة المحك المطلوب (٠,٥)، ومن خلال نتائج

المؤشـرات السـابقة تبيّن للباحث أن النموذج المقترح للتحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى قد تمتع بجودة استوفت المعايير التي أوصى بها الخبراء في الحكم على جودة النموذج.

الجدول ٤، ٢٢ : قيم مؤشرات المطابقة لنموذج الكفاية الذاتية والمسؤولية الاجتماعية من الدرجة الأولى

المؤشرات	CMIN	DF	DF CMIN	GFI	AGFI	NFI	TLI	IFI	CFI	RMSEA
الدرجة الأولى	٤٠٨,٩٨٥	١٤٢	٢,٨٨٠	٠,٩٥٢	٠,٩٣٥	٠,٩١٨	٠,٩٣٣	٠,٩٤٥	٠,٩٤٥	٠,٠٤٧



الشكل ٤، ١١: نتائج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس الكفاية الذاتية ومقياس المسؤولية الاجتماعية من الدرجة الأولى

بعد التأكد من جودة النموذج ومؤشـراته، انتقل الباحث من خلال الجدول رقم (٢٢،٤) الذي جمع تحليلات متنوعة ذو أهمية بالغة في إبراز نتائج التحليل العاملي التوكيدي للكفاية الذاتية وعوامل المسـؤولية الاجتماعية من الدرجة الأولى، فقد دلت النتائج أن التشـبعات المقننة للفقرات قد تراوحت بين (٠,٥٣- ٠,٨١)، مما يؤكد أن الفقرات جميعا تجاوزت (٠,٥)، ويعني ذلك أن كل فقرة ارتبطت بعاملها وتشـبعت بشـكل جيد، أما قيمة الخطأ المعياري فهي محصـورة بين (٠,٠٤١-٠,٠٩٠)، حيث إن هذه النتيجة تقود الباحث للحكم بدقة النموذج وجودته، كما أشـارت نتيجة القيمة الحرجة التي جاءت أكبر من (١,٩٦٤) عند مستوى دلالة (٠,٠٥) إلى وجود ترابط بين كل فقرة وعاملها.

وعند مقارنة الباحث بين الفقرات الناتجة من التحليل العاملي الاستكشـافي لمتغير الكفاية الذاتية ومتغير المسـؤولية الاجتماعية الواردة في الجدول رقم (٢٢،٤) وبين الشـكل رقم (٤-١١) الناتج من التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى للمتغيرات الكفاية الذاتية والمسـؤولية الاجتماعية، نجد أنه تم حذف فقرة واحدة، لعدم اسـتيفائها لمقدار التشـبعات المقدر ب (٠,٥) المشـروط لدخولها إلى التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى، الفقرة المحذوفة رقم (٦٣) من عامل الاهتمام المندرج تحت متغير المسـؤولية الاجتماعية، أما بالنسـبة لمتغير الكفاية الذاتية، وعامل الفهم للمغزى الاجتماعي، وعامل المشاركة المجتمعية المندرجة لمتغير المسؤولية الاجتماعية فقد حافظوا على جميع الفقرات بدون حذف.

الجدول ٤، ٢٣ : مؤشرات التحميل للمتغيرات الكفاية الذاتية والمسؤولية الاجتماعية من الدرجة الأولى

النموذج	الفقرة	التشبعات المقننة	الخطأ المعياري	القيمة الحرجة	مربع الارتباط المتعدد
	الكفاية الذاتية ------>الفقرة ٦٠	٠,٨١٦	–	–	.٦٦٧
	الكفاية الذاتية ------>الفقرة ٥٨	٠,٦٤٨	.٠٤٧	١٨,٥٥٣	.٤٢٠
	الكفاية الذاتية ------>الفقرة ٥٧	٠,٦٤٧	.٠٤١	١٨,٥٠٢	.٤١٨
	الكفاية الذاتية ------>الفقرة ٥٩	٠,٦٥١	.٠٥٣	١٨,٨٠٩	.٤٢٣
	الكفاية الذاتية ------>الفقرة ٦١	٠,٧١٧	.٠٤٢	٢٠,٩٦٣	.٥١٤
	الكفاية الذاتية ------>الفقرة ٥٦	٠,٦٠٧	.٠٤٤	١٧,٤٠٣	.٣٦٩
متغير	الفهم للمغزى الاجتماعي------>الفقرة ٨٣	٠,٦٢١	–	–	.٣٨٥
الكفاية	الفهم للمغزى الاجتماعي------>الفقرة ٨٦	٠,٦٦٠	.٠٧٥	١٤,٢٥٢	.٤٣٥
الذاتية	الفهم للمغزى الاجتماعي------>الفقرة ٨٤	٠,٦٦٥	.٠٨٣	١٣,٥٣٩	.٤٤٢
والمسؤولية	الفهم للمغزى الاجتماعي------>الفقرة ٨٢	٠,٦٤٢	.٠٨٧	١٣,١٩٧	.٤١٢
الاجتماعية	المشاركة المجتمعية------>الفقرة ٧٣	٠,٥٣٠	–	–	.٢٨١
من الدرجة	المشاركة المجتمعية------>الفقرة ٧٢	٠,٥٧٢	.٠٧٣	١٣,٦٤٠	.٣٢٧
الأولى	المشاركة المجتمعية------>الفقرة ٧٤	٠,٦٢٥	.٠٩٠	١٢,١٠١	.٣٩١
	المشاركة المجتمعية------>الفقرة ٧٥	٠,٧٣٠	.٠٧٩	١٢,٩٣٦	.٥٣٣
	الاهتمام------>الفقرة ٦٧	٠,٦٠٥	.٠٦٢	١٤,١٥٤	.٣٦٦
	الاهتمام------>الفقرة ٦٨	٠,٥٥٠	.٠٨٣	١٣,٠٩٩	.٣٠٢
	الاهتمام------>الفقرة ٦٦	٠,٥٣٢	.٠٨٤	١٢,٥٨١	.٢٨٣
	الاهتمام------>الفقرة ٦٢	٠,٤٥٠	.٠٦٧	١٠,٨١٢	.٢٠٢
	الاهتمام------>الفقرة ٦٩	٠,٦٦٨	–	–	.٤٤٦

٤،٤،٦،٢ التحليل العاملي التوكيدي للكفاية الذاتية ولأبعاد المسؤولية الاجتماعية من الدرجة الثانية

يوضح الشكل رقم (٤-١٢) النموذج المتوقع من الدرجة الثانية للعامل العام (التكوين الفرضي) وارتباطه بالعوامل الأربعة الكفاية الذاتية، والعامل الثاني الفهم للمغزى الاجتماعي، أما العامل الثالث

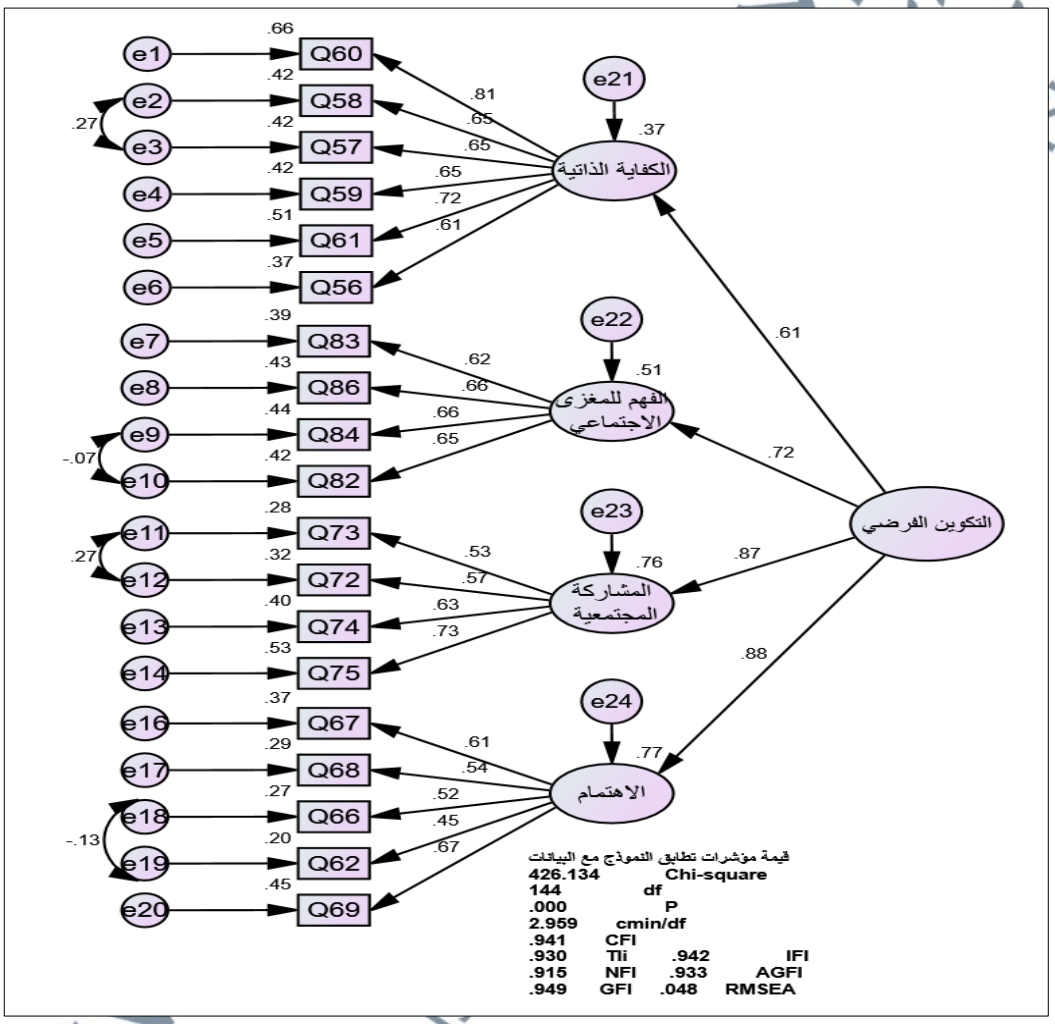
المشـــاركة المجتمعية، والعامل الرابع الاهتمام، فتحققت الدراســـة الحالية عبر النموذج المفترض من وجود علاقات تربط العوامل الكامنة الفرعية بالعامل الكامن العام.

أظهرت القراءة الأولية في مخرجات النموذج Model Fit من برنامج (آموس) في تحقيق بعض مؤشرات المطابقة للمستوى المطلوب، وقد تم اتخاذ قرار الربط بين أزواج من أخطاء القياس، فتم الربط بين (e2' e3) في بُعد الكفاية الذاتية، كما تم الربط أيضـــا بين (e10،e9) تحت عامل الفهم للمغزى الاجتماعي، بينما تم الربط بين (e11، e12) في بعد المشاركة المجتمعية، وتم الربط أيضا بين (e18، e19) تحت عامل الاهتمام، كما حقق إجراء التعديل في تحسين مؤشرات جودة التطابق والحصول على أفضل النتائج، كما هو واضح في الشكل رقم(٤-١٢)

يتضح من النموذج المتوقع من الدرجة الثانية وجود توافق بين مؤشرات المطابقة وبيانات العينة، فقد أظهرت القيم الأولية على جودة النموذج المتوقع، حيث إن قيمة مؤشـــر الجذر المتوســـط لمربع الخطأ التقريبي وصـــلت (٠,٠٤٨) تُعدُّ قيمة ممتازة؛ لأنها جاءت أقل من قيمة المحك (٠,٨٠)، كما دلت نتائج مؤشرات المطابقة الأخرى على وجود التطابق، فقد أظهر مؤشـر تاكر لويس (TLI) (٠,٩٣٠) ومؤشـر حسـن أو جودة المطابقة (GFI) (٠,٩٤٩)، ومؤشـر المطابقة المقارن (CFI) (٠,٩٤١)، ومؤشـر حسـن المطابقة المعدل (AGFI) (٠,٩٣٣)، ومؤشـــر المطابقة المعياري (NFI) (٠,٩١٥)، حيث بلغت قيمة جميع هذه المؤشرات قريبة من قيمة المحك الذي حدده الخبراء وهو (٠.٩٠) وكانت قيمة مربع كأى المعياري (٢,٩٥٩) حيث تُعدُّ قيمة جيدة فقد جاءت أقل من قيمة المحك المطلوب (٠,٥)، ومن خلال نتائج المؤشـرات السـابقة تبيّن للباحث أن النموذج المقترح للتحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الثانية قد تمتع بجودة استوفت المعايير التي أوصى بها الخبراء في الحكم على جودة النموذج.

الجدول ٤، ٢٤ : قيم مؤشرات المطابقة لنموذج الكفاية الذاتية والمسؤولية الاجتماعية من الدرجة الثانية

المؤشرات	CMIN	DF	DF CMIN	GFI	AGFI	NFI	TLI	IFI	CFI	RMSEA
الدرجة الثانية	٤٢٦,١٣٤	١٤٤	٢,٩٥٩	٠,٩٤٩	٠,٩٣٣	٠,٩١٥	٠,٩٣٠	٠,٩٤٢	٠,٩٤١	٠,٠٤٨



الشكل ٤، ١٢: نتائج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس الكفاية الذاتية ومقياس المسؤولية الاجتماعية من الدرجة الثانية.

بَعد التحقق من مطابقة مؤشرات التطابق لنموذج الكفاية الذاتية ومقياس المسؤولية الاجتماعية من الدرجة الثانية، تم النظر في النتائج الواردة في الجدول (٤-٢٥)، والشكل رقم (٤-١٢)، وجدت أنها ذات دلالة إحصائية، وتوضح نسبة تشبع العامل الكامن مع فقراته كانت أعلى من (٠,٥)، إذ تراوحت قيم التشبع لبُعد الكفاية الذاتية مع فقراته ما بين (٠,٦٠- ٠,٨١)، وقيم تشبع لبُعد الفهم للمغزى الاجتماعي مع فقراته ما بين (٠,٦٠-٠,٦٤)، وقيم تشبع لعامل المشاركة المجتمعية مع فقراته ما بين (٠,٥٠- ٠,٧٣)، بينما قيم تشبع لبُعد الاهتمام إحدى فقراته جاءت أقل من (٠,٥٠)، وقد تراوحت نسبة التشبع العامل مع فقراته ما بين (٠,٤٥- ٠,٦٥)، مما يدل ذلك على أن أغلب الفقرات ما تزال ذات معنى في قياس عواملها المرتبطة بها، وأظهرت النتائج أيضا أن القيمة الحرجة (C.R) الإحصائية للفقرات حققت المعايير المطلوبة والتي حددها الخبراء، إذ كانت كل القيم أعلى من المحك (١,٩٦٤) وذات دلالة إحصائية، بمعنى أن الفقرات قادرة على قياس العلاقات بين العوامل الأربعة الكامنة، ويبين الجدول رقم (٤-٢٦) قيم الافتراضات لمتغير الكفاية الذاتية والمسؤولية الاجتماعية من الدرجة الثانية، عليه فقد أوضحت النتائج أن نموذج الكفاية الذاتية والمسؤولية الاجتماعية من الدرجة الثانية يتناسق في فقراته تماما مع فقرات نموذج الدرجة الأولى ولا توجد فروق بينهما.

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA

الجدول ٤، ٢٥ : قيم الافتراضات لمتغير الكفاية الذاتية والمسؤولية الاجتماعية من الدرجة الثانية

عامل كامل عام	المسار	العلاقات	التشبعات	الخطأ المعياري	القيمة الحرجة*	مربع الارتباط التربيعيR
التكوين الفرضي	<-->	الكفاية الذاتية	.٦١٢	_____	_____	.٣٧٥
التكوين الفرضي	<-->	الفهم للمغزى الاجتماعي	.٧١٧	.٠٦٨	١٠,٦٨٦	.٥١٤
التكوين الفرضي	<-->	المشاركة المجتمعية	.٨٧٢	.١٢٦	١٠,٢٧٥	.٧٦١
التكوين الفرضي	<-->	الاهتمام	.٨٧٧	.١١١	١١,٥٠١	.٧٦٩
الكفاية الذاتية	<-->	Q60	.٨١٥	_____	_____	.٦٦٤
الكفاية الذاتية	<-->	Q58	.٦٥١	.٠٤٧	١٨,٦٦٣	.٤٢٤
الكفاية الذاتية	<-->	Q57	.٦٤٨	.٠٤١	١٨,٤٦٩	.٤٢٠
الكفاية الذاتية	<-->	Q61	.٧١٧	.٠٤١	٢١,٣٠٢	.٥١٤
الكفاية الذاتية	<-->	Q56	.٦٠٦	.٠٤٥	١٦,٩٣٣	.٣٦٧
الفهم للمغزى الاجتماعي	<-->	Q83	.٦٢٢	___	_____	.٣٨٦
الفهم للمغزى الاجتماعي	<-->	Q86	.٦٥٧	..٠٧٤	١٤,٣٣٤	.٤٣١
الفهم للمغزى الاجتماعي	<-->	Q84	.٦٦١	.٠٨٤	١٣,٢٠٢	.٤٣٧
الفهم للمغزى الاجتماعي	<-->	Q82	.٦٤٩	.٠٨٩	١٢,٩٥٨	.٤٢١
المشاركة المجتمعية	<-->	Q73	.٥٣٠	_____	_____	.٢٨٠
المشاركة المجتمعية	<-->	Q72	.٥٦٧	.٠٧٣	١٣,٥٣٢	.٣٢٢
المشاركة المجتمعية	<-->	Q74	.٦٢٩	.٠٨٨	١٢,٥٠٢	.٣٩٥
المشاركة المجتمعية	<-->	Q75	.٧٣٠	.٠٨٢	١٢,٥٢٨	.٥٣٤
الاهتمام	<-->	Q67	.٦٠٨	.٠٦٢	١٤,١٢٣	.٣٧٠
الاهتمام	<-->	Q68	.٥٤٣	.٠٨٣	١٢,٨١٥	.٢٩٤
الاهتمام	<-->	Q66	.٥٢٤	.٠٨٦	١٢,٠٤٨	.٢٧٥
الاهتمام	<-->	Q 62	.٤٥٣	.٠٦٨	١٠,٧٦٢	.٢٠٥
الاهتمام	<-->	Q69	.٦٧٣	_	_	.٤٥٣

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA

٣،٦،٤،٤ المقارنة بين النموذج من الدرجة الأولى والدرجة الثانية للكفاية الذاتية والمسـؤولية الاجتماعية

بناءً على نتائج التحليل العاملي التوكيدي، لنموذج الكفاية الذاتية والمسـؤولية الاجتماعية من الدرجة الأولى، ونموذج الدرجة الثانية بوجود العامل العام، وعوامل الكفاية الذاتية والمسـؤولية الاجتماعية، ومن خلال الجدول رقم (٤-٢٦) الذي يوضح المقارنة بين نتائج المؤشرات لكلا النموذجين المدروسين، وفيما يتعلق بمؤشر رمسي (RMSEA) فنموذج الدرجة الثانية أفضل من نموذج الدرجة الأولى كما هو واضح في الجدول رقم(٤-٣١)، وبالنسبة للمؤشرات الأخرى ،كمؤشر المطابقة المقارن (CFI)، ومؤشر تاكر لويس (TLI)، ومؤشر حسن المطابقة (GFI)، ومؤشر تاكر لويس (TLI)، تفوق النموذج من الدرجة الأولى على النموذج من الدرجة الثانية، ولاحظ الباحث أيضا من المقارنة وصول نتائج النموذجين إلى الحد المثالي لمؤشرات الجودة التي حددها الخبراء الاحصائيون، مع تفوق النموذج من الدرجة الثانية على نموذج الدرجة الأولى، وبهذا يكون نموذج الدرجة الثانية ذو جودة أعلى من النموذج للدرجة الأولى.

الجدول ٤، ٢٦ : مقارنة بين قيم مؤشرات المطابقة لنموذج الكفاية الذاتية والمسؤولية الاجتماعية من الدرجتين الأولى والثانية

المؤشرات	CMIN	DF	DF CMIN	GFI	AGFI	NFI	TLI	IFI	CFI	RMSEA
الدرجة الأولى	٤٠٨,٩ ٨٥	١٤٢	٢,٨٨٠	٠,٩٥٢	٠,٩٣٥	٠,٩١٨	٠,٩٣٣	٠,٩٤٥	٠,٩٤٥	٠,٠٤٧
الدرجة الثانية	٤٢٦,١٣ ٤	١٤٤	٢,٩٥٩	٠,٩٤٩	٠,٩٣٤	٠,٩١٥	٠,٩٣٠	٠,٩٤٢	٠,٩٤١)	٠,٠٤٨

٤،٤،٧ أداة الدراسة بعد التحليل العاملي

فإن نتائج التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي في هذه الدراسة الحالية الميدانية، قامت بفرز وتحديد متغيرات الدراسة، والفقرات التي تندرج تحت كل عامل من عوامل متغيرات الدراسة كما هي موضحة في الجدول رقم (٤-٢٧)

وأوضحت النتائج النهائية أربع متغيرات: القيم الخلقية، والتنظيم الذاتي، وجماعة الزملاء، والكفاية الذاتية، والمسؤولية الاجتماعية. وقسم القيم الخلقية إلى ثلاثة عوامل وهي: الأمانة، والمشاركة الوجدانية، والصدق، والتنظيم الذاتي قسم إلى عاملين وهما: الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار، رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف، ومتغير المسؤولية الاجتماعية قسم إلى ثلاثة عوامل وهي: الفهم للمغزى الاجتماعي، والمشاركة المجتمعية، والاهتمام حيث جاء كل متغير بمجموعة من الفقرات بعد حذف بعضها بواسطة الأساليب الإحصائية المتمثلة في التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي –كما تم ذكره سابقا- وكما هو موضح بالجدول الآتي رقم (٤-٢٨)، والتي سوف تكون العمود الفقري للدراسة الميدانية، والمرتكز الأساسي الأول في الإجابة عن أسئلة الدراسة.

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA

الجدول ٤، ٢٧: تقسيم الفقرات على متغيرات الدراسة بعد التحليل العاملي

المتغير	العوامل (الأبعاد)	عدد الفقرات قبل التحليل	عدد الفقرات بعد التحليل	الفقرات
القيم الخلقية	الأمانة	٦	٣	الفقرة ٨، الفقرة٩، الفقرة٧
	المشاركة الوجدانية	٨	٤	الفقرة١٦، الفقرة١٤، الفقرة١٧، الفقرة١٣
	الصدق	٦	٤	الفقرة٢، الفقرة٣، الفقرة١، الفقرة٤
جماعة الزملاء	------	١٥	٩	الفقرة٤٩، الفقرة٥١، الفقرة٤٨، الفقرة٤٧، الفقرة٥٣، الفقرة٥٠، الفقرة٥٥، الفقرة٥٢، الفقرة٤١
		قبل التحليل	بعد التحليل	
التنظيم الذاتي	الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار	١٠	٨	الفقرة٢١، الفقرة٢٢، الفقرة٣٠، الفقرة٢٣، الفقرة٢٦، الفقرة٢٥، الفقرة٢٧، الفقرة٢٤
	رد الفعلالذاتي وتحقيق الأهداف	١٠	٧	الفقرة٤٠، الفقرة٣٧، الفقرة٣٣، الفقرة٣٦، الفقرة٣٢، الفقرة٣٨، الفقرة٣١
الكفاية الذاتية	--------	٦	٦	الفقرة٦٠، الفقرة٥٨، الفقرة٥٧، الفقرة٥٩، الفقرة٦١، الفقرة٥٦
المسؤولية الاجتماعية	الفهم للمغزى الاجتماعي	٨	٤	الفقرة٨٣، الفقرة٨٦، الفقرة٨٤، الفقرة٨٢
	المشاركة المجتمعية	١٠	٤	الفقرة ٧٣، الفقرة ٧٢، الفقرة٧٢، الفقرة٧٤، الفقرة٧٥
	الاهتمام	١٠	٥	الفقرة٦٧، الفقرة٦٨، الفقرة٦٦، الفقرة٦٢، الفقرة٦٩

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

٤،٥إجابة السؤال الأول

ينص السؤال الأول: **ما دور القيم الخلقية في التحصيل الأكاديمي والمسؤولية الاجتماعية؟**

٤،٥،١ نتائج تحليل السؤال الأول

إن عملية النمذجة بالمعادلات البنائية تقوم بتحليل البيانات بالطرائق الإحصائية المتقدمة، وذلك بهدف اختبار صحة العلاقات المتشابكة بين المتغيرات (أيمن وفريال،٢٠١٨). وللقوة الإحصائية التي يقدمها هذا النوع من التحليل لدراسة العلاقة المحتملة بين المتغيرات المستقلة الثلاثة وهي القيم الخلقية وتضم العوامل الثلاثة: الأمانة، المشاركة الوجدانية، والصدق، وأما المتغير المستقل الثاني هو التنظيم الذاتي وما به من عوامل متمثلة في الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار، والعامل الثاني رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف، والمتغير الثالث هو جماعة الزملاء، وبين المتغيرين التابعين وهو التحصيل الأكاديمي، والمسؤولية الاجتماعية بأبعادها الثلاثة الفهم للمغزى الاجتماعي، المشاركة المجتمعية، والاهتمام، مع جعل الكفاية الذاتية كمتغير وسيطا لدى طلبة جامعة نزوى بسلطنة عمان، حيث تقاس هذه العلاقات بين المتغيرات بتحديد مدى تطابق النموذج المفترض مع بيانات الدراسة الميدانية، بمعنى مدى مناسبة النموذج المتوقع المعدّ لتحقيق أهداف الدراسة.

ومن خلال النمذجة بالمعادلة البنائية (SEM)، يتم النظر للمشكلة الخاصة بموضوع الدراسة على أنها ظاهرة يمكن قياسها عن طريق النموذج الافتراضي المعدّ، وأيضا تحديد عمليات التأثير والتأثر بين متغيرات الدراسة الحالية، وصولا إلى نموذج يحاكي ويفسر واقع المشكلة موضوع الدراسة المراد دراستها.

وقد سعت الدراسة الحالية من خلال الإجابة عن السؤال الأول؛ ما دور القيم الخلقية في التحصيل الأكاديمي والمسؤولية الاجتماعية؟ إلى تحديد مقدار الأثر الذي يقوم به المتغير المستقل المتمثل

في القيم الخلقية على للمتغيرين التابعين وهما التحصيل الأكاديمي والمسؤولية الاجتماعية، حيث يوضح الشكل رقم (٤-١٣) النموذج البنائي للفرضية المعدّة التي تمثل العلاقة بين المتغير المستقل والمتغيرين التابعين، حيث يمثل النموذج العلاقة بين القيم الخلقية بأبعادها الثلاثة: الأمانة، المشاركة الوجدانية، والصدق، والمتغيرين التابعين التحصيل الأكاديمي والمسؤولية الاجتماعية المتمثل في عوامله الثلاثة: الفهم للمغزى الاجتماعي، المشاركة المجتمعية، والاهتمام.

حيث عمدت الإحصائيات إلى تقدير تأثير القيم الخلقية على التحصيل الأكاديمي، والمسؤولية الاجتماعية، وذلك باستخدام النمذجة بالمعادلة البنائية (SEM) من خلال برنامج أموس (AMOS) النسخة (٢٣)، وذلك برسم سهمين أحاديين الرأس في النموذج المقترح تتجه من القيم الخلقية إلى التحصيل الأكاديمي، والسهم الثاني من القيم الخلقية إلى المسؤولية الاجتماعية؛ وذلك لتقدير هذا التأثير موضحا بذلك العلاقة السببية، ومدى قوتها وتجاهها بين المتغير المستقل والمتغيرين التابعين، واختبار النموذج المتوقع أو المقترح بشكل عام لهذه العلاقة، والتأكد أيضا من مدى مناسبة البيانات الميدانية للنموذج المفترض المعدّ، مع الحكم على جودة النموذج ومدى قبوله أو رفضه بالاعتماد على مؤشرات جودة المطابقة الآتية: مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA)، ومؤشر المطابقة المقارن(CFI)، ومؤشر تاكر لويس (TLI)، مربع كأى المعياري (CMIN/DF)، مربع كأى (CMIN)، مؤشر الملائمة التزايدي(IFI)، درجات الحرية (DF)، مؤشر جودة الملائمة المعدل(AGFI).

وقد أظهرت النتائج مؤشرات جودة المطابقة في الجدول رقم (٤-٢٩) بعد فحص مؤشرات التعديل (Modification Indices)، والربط بين الأخطاء القياسية للفقرات كما هو مشار إليه في الشكل رقم (٤-١٣)، فقيمة مربع كأى تستبعد الأخذ بقيمتها لحجم العينة الكبير مع الأخذ بالاعتبار

مربع كأى المعياري (CMIN/DF) الذي بلغت قيمته (٢,٧٦٧)، حيث جاءت أقل من قيمة المحك (٠,٥)، مما يدل ذلك على مطابقة النموذج لبيانات الدراسة الحالية.

كما حازت قيمة مؤشـــر تاكر لويس (TLI) (٠,٨٧٥)، ومؤشـــر المطابقة المقارن (CFI) (٠,٨٩٠)، وجاءت قيمة مؤشر المطابقة المعياري (NFI) (٠,٨٣٩)، إذ تُعدُّ متطابقة بشكل نسبي وذلك لأن القيم قيمتها أدنى المســـتوى المطلوب للمطابقة بقليل، ولكنها تعد مقبولة، بينما قيمة مؤشـــر الجذر المتوســـط لمربع الخطأ التقريبي وصـــلت (٠,٠٤٦)، تُعدُّ قيمة ممتازة؛ لأنها جاءت أقل من قيمة المحك (٠,٨٠)، كما أن نتائج مؤشـرات المطابقة الأخرى دلّت على وجود التطابق، ومؤشـر حسـن أو جودة المطابقة (GFI) (٠,٩٣٢)، ومؤشـر المطابقة المقارن (CFI) (٠,٨٩٠)، ومؤشـر حسـن المطابقة المعدل (AGFI) (٠,٩١٦)، حيث بلغت قيمة جميع هذه المؤشـــرات قريبة من قيمة المحك الذي حدده الخبراء وهو (٠,٩٠)، وكانت قيمة مربع كأى المعياري (٢,٧٦٧)، حيث تُعدُّ قيمة جيدة فقد جاءت أقل من قيمة المحك المطلوب (٠,٥)، ومن خلال نتائج المؤشـــرات الســـابقة تبيّن للباحث أن النموذج المقترح قد تمتع بجودة استوفت المعايير التي أوصى بها الخبراء في الحكم على جودة النموذج.

الجدول ٤، ٢٨ : مؤشرات حسن المطابقة للعلاقة المفترضة بين القيم الخلقية والتحصيل الأكاديمي والمسؤولية الاجتماعية

المؤشرات	CMIN	DF	DF CMIN	GFI	AGFI	NFI	TLI	IFI	CFI	RMSEA
النموذج	٧٣٣,٢٨١	٢٦٥	٢,٧٦٧	٠,٩٣٢	٠,٩١٦	٠,٨٣٩	٠,٨٧٥	٠,٨٩١	٠,٨٩٠	٠,٠٤٦

وتشـــير نتائج تحليل النموذج المقترح في الشـــكل رقم (٤-١٣) لهذه العلاقة بين القيم الخلقية (المتغير المستقل) والمسؤولية الاجتماعية والتحصيل الاكاديمي (المتغيرين التابعين)؛ لوجود علاقة طردية بين القيم الخلقية والمســؤولية الاجتماعية، وبين القيم الخلقية والتحصــيل الأكاديمي من جهة أخرى دالة إحصـــائيا، حيث بلغت قوة العلاقة بين القيم الخلقية والمســؤولية الاجتماعية (٠,٨٨) والنســبة الفائية (٠,٠٠١)، أما قوة العلاقة بين القيم الخلقية والتحصيل الأكاديمي بلغت (٠,١٠)، وتُعدُّ هاتين العلاقتين موجبتان وقويتان وذات دلالة إحصائية، أي بمعنى : كلما كانت القيم الخلقية متأصلة في الفرد وعلى قدر كبير من الوعي تجاهها، ارتفع الوعي بالمســؤولية الاجتماعية لديه المتمثل في الفهم للمغزى الاجتماعي والمشاركة المجتمعية والاهتمام.

كما توضـح الارتباطات بين المتغيرات الكامنة، وعواملها في النموذج الموضـح في الشـكل (٤-١٣) أن قيمها أكبر من (٠,٠٥) وأقل من الواحد الصـحيح، الأمر الذي يوثق أن العوامل تمثل المتغيرات الكامنة تمثيلا واقعيا حقيقيا، إذ أظهرت العوامل الأمانة، والمشاركة الوجدانية، والصدق تمثيلها لمتغير القيم الخلقية، حيث شكل عامل المشاركة الوجدانية أكبر قوة ارتباط بالقيم الخلقية ، فقد بلغت نسبة الارتباط (٠,٨٧) والنسبة الفائية(٠,٠٠١)، مما يشير ذلك إلى أهمية المشاركة الوجدانية في القيم الخلقية، يلي هذا العامل ارتباطا بالقيم الخلقية عامل الصدق، إذ بلغت نسبة ارتباطه (٠,٦٦)، والنسبة الفائية (٠,٠٠١) بينما عامل الأمانة تقدر نسبة ارتباطه ب(٠,٥٨) والنسبة الفائية(٠,٠٠١)، ويشير التقارب بين قيمة كل من عامل المشـاركة الوجدانية وعامل الصـدق وعامل الأمانة إلى الأثر الكبير الذي يشـكلانه في تحقيق الأهداف المرجوة من القيم الخلقية .

ويؤكد ذلك على أهمية التركيز في توافر تلك الجوانب من المشـــاركة الوجدانية والأمانة والصـــدق وذلك لترســـيخ القيم الخلقية بشـــكل كبير لدى الطلبة الجامعيون مما يؤثر ذلك بالنفع للمجتمع بأكمله، كما يتضح أيضا من قيم الارتباطات بين الفقرات وعواملها أنها جاءت ضمن المدى المصرح به إحصائيا (٩-٥)، إذ تراوحت نســـب ارتباط الفقرات عامل المشـــاركة الوجدانية ما بين القيمتين (٥٢-٤٣)، وارتباط الفقرات عامل الأمانة ما بين (٧٥-٤٣)، وعامل الصـــدق ما بين (٥٩-٣٧)، مؤكدة ذلك أن الفقرات تمثل في معناها العوامل التي تندرج تحتها.

باسـتقراء في النموذج الموجود في الشـكل رقم (٤-١٣)، أن متغير المسـؤولية الاجتماعية مرتبط بعوامله بشـكل فعلي، حيث حصـل عامل الاهتمام على أكبر قوة ارتباط بالمسـؤولية الاجتماعية، فقد بلغت نسـبة ارتباطه (٠,٩١)، والنسـبة الفائية (٠,٠٠١)، تلاه عامل المشـاركة المجتمعية وبنسـبة ارتباط متقاربة جدا بلغت (٠,٩٠)، والنسبة الفائية وصلت (٠,٠٠١)، أما عامل الفهم للمغزى الاجتماعي وقد احتل المرتبة الثالثة بقيمة ارتباط (٠,٧١) والنســـبة الفائية هي(٠,٠٠١)، وبتتبع القيم يلاحظ الباحث أن العوامل الثلاثة مع وجود فروق فهي تشـكل عوامل أسـاسـية يتم من خلالها قياس المسـؤولية الاجتماعية لدى الطلبة الجامعيين. كما أظهرت أيضـــا الفقرات المندرجة تحت كل عامل انتمائها للعامل نفســـه، إذ بلغت قيم الارتباطات لفقرات العوامل الثلاثة بشـــكل عام ما بين (٧٤-٤٥) وهي قريبة من المحك الإحصـــائي المحدد، كما تراوحت قيمة التشـــبعات المقننة بين (٠,٥٧٩و ٠,٩٠٦)، وقيمة مربع الارتباط المتعدد بين (٠,٣٣٦ و٠,٨٢٠) كما هي ظاهرة في الجدول رقم (٤-٣٠).

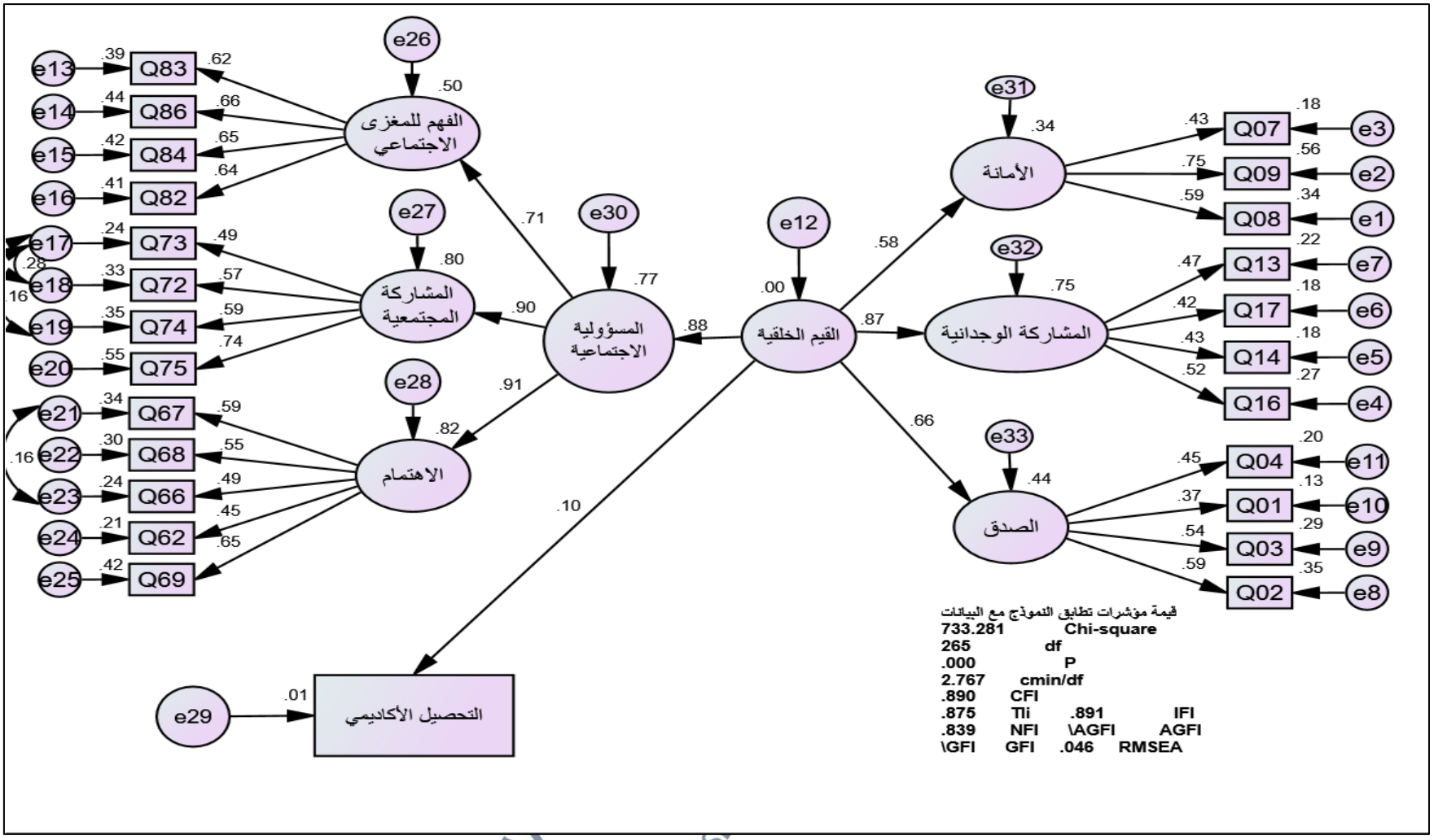
الجدول ٤، ٢٩ : المعادلة البنائية للمتغير المستقل القيم الخلقية مع المتغيرات الأخرى

النموذج	الفقرة	التشبعات المقننة	الخطأ المعياري	القيمة الحرجة	مربع الارتباط المتعدد
المعادلة البنائية للعلاقة بين المتغير المستقل القيم الخلقية وبين المتغيرات التابعة التحصيل الأكاديمي والمسؤولية الاجتماعية	القيم الخلقية --><المسؤولية الاجتماعية	٠,٨٨٠	٠,١٣٠	٧,٥٨٠	٠,٧٧٥
	القيم الخلقية --><الأمانة	٠,٥٧٩	____	____	٠,٣٣٦
	القيم الخلقية --><المشاركة	٠,٨٦٨	٠,١٧٧	٧,٥١٦	٠,٧٥٣
	القيم الخلقية --><الصدق	٠,٦٦٤	٠,١٧١	٧,٧٩٨	٠,٤٤٠
	المسؤولية الاجتماعية--> الفهم للمغزى الاجتماعي	٠,٧٠٩	____	____	٠,٥٠٣
	المسؤولية الاجتماعية--> المشاركة المجتمعية	٠,٨٩٦	٠,١٨٤	٩,٤٩٢	٠,٨٠٣
	المسؤولية الاجتماعية--><الاهتمام	٠,٩٠٦		١١,٣٣٥	٠,٨٢٠

٤،٥،٢ ملخص نتائج السؤال الأول

بناء على النتائج السابقة، والتي أظهرت أن النموذج المقترح لهذه العلاقة أوفى بالشروط المطلوبة لقبوله، إذ دلت قيم المؤشرات المطابقة، أنها ذات جودة عالية، وقيم الارتباط دلت تمثيل العوامل للعامل الكامن، ودلت أيضا قيم العلاقات على وجود تأثير للقيم الخلقية بوصفها متغيرا مستقلا على المسؤولية الاجتماعية، والتحصيل الأكاديمي بوصفهما متغيرين تابعين، مؤكدة بذلك وجود علاقة سببية تؤثر فيها القيم الخلقية على المسؤولية الاجتماعية والتحصيل الأكاديمي.

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA



الشكل ٤، ١٣: العلاقة المفترضة بين القيم الخلقية والتحصيل الأكاديمي والمسؤولية الاجتماعية

UNIVERSITY

٤،٦ إجابة السؤال الثاني

ينص السؤال الثاني: **ما العلاقة السببية بين التنظيم الذاتي والتحصيل الأكاديمي والمسؤولية الاجتماعية؟**

٤،٦،١ نتائج تحليل السؤال الثاني

يهدف السؤال الثاني للإجابة عن ماهية العلاقة السببية المتوقعة بين متغير التنظيم الذاتي من جهة والتحصيل الأكاديمي والمسؤولية الاجتماعية من جهة ثانية. حيث اتبع الباحث نفس الأسلوب الإحصائي السابق المعتمد على المعادلة البنائية في استخراج النتائج.

بداية قام الباحث برسم نموذج المعادلة البنائية لمتغيرات الدراسة المتصلة بالسؤال الثاني، وتوضيح العلاقات بين المتغير الكامن وهو التنظيم الذاتي وعامليه الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار والثاني رد الفعل الذاتي، وبين المتغيرين التابعين: وهما المسؤولية الاجتماعية والتحصيل الأكاديمي، وقد أظهرت النتائج المستخرجة من النموذج (model fit)، والمشار إليها أيضا في الجدول (٤-٣٠)، على أن قيمة مربع كأي المعياري وصلت (٢,٩٨٤)، وبما أنها لم تتعدى المحك المحدد من أهل الاختصاص تشير إلى جودة النموذج المفترض التي تمكن الباحث من قبوله في دراسته الحالية. إضافة إلى ذلك فإن نتيجة مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA)الذي وصلت نتيجته (٠,٠٤٨)، وهي ذات جودة عالية كما وصلت قيمة مؤشر تاكر لويس (TLI) (٠,٨٩٧)، ومؤشر حسن أو جودة المطابقة (GFI) (٠,٩١٤)، فمن خلال قيمة مؤشرات الجودة بمختلف أنواعها، تبيّن للباحث الجودة العالية التي يتمتع بها

نموذج المعادلة البنائية للعلاقة السببية بين التنظيم الذاتي والمسؤولية الاجتماعية والتحصيل الأكاديمي.

الجدول ٤، ٣٠ : مؤشرات حسن المطابقة للعلاقة المفترضة بين التنظيم الذاتي والتحصيل الأكاديمي والمسؤولية الاجتماعية

المؤشرات	CMIN	DF	DF CMIN	GFI	AGFI	NFI	TLI	IFI	CFI	RMSEA
النموذج	١٠٩٨,١٤٤	٣٦٨	٢,٩٨٤	٠,٩١٤	٠,٨٨٩	٠,٨٦٧	٠,٨٩٧	٠,٩٠٧	٠,٩٠٧	٠,٠٤٨

باستقراء النتائج المستخلصة من التقديرات (Estimates) لنمذجة المعادلة البنائية بين التنظيم الذاتي والتحصيل الأكاديمي والمسؤولية الاجتماعية والموضحة في الجدول (٤-٣١)، أن التشبعات المقننة تراوحت بين (٠,٧٦٢-٠,٩٠١)، وبالاطلاع على نفس الجدول نجد أن مقدار الخطأ المعياري يتراوح بين (٠,٠٥٦-٠,١٦٩)، يشير إلى مدى تأثير خطأ المعاينة للتقديرات المفترضة من المجتمع.

ومن خلال الاطلاع على نتائج القيمة الحرجة فجميعها تجاوز المعيار المحدد لها (١,٩٦٤) عند مستوى دلالة (٠,٠٥) وبهذا كشفت نتائج التحليل عن وجود علاقة ارتباطية قوية بين التنظيم الذاتي والمسؤولية الاجتماعية (الارتباط= ٠,٧٦) (النسبة الفائية= ٠,٠٠١)، بينما قيمة الارتباط بين التنظيم الذاتي والتحصيل الأكاديمي ضئيلة تقدر ب (٠,٠٧) (النسبة الفائية=٠,٠٠١)، لدى طلبة جامعة نزوى بسلطنة عمان.

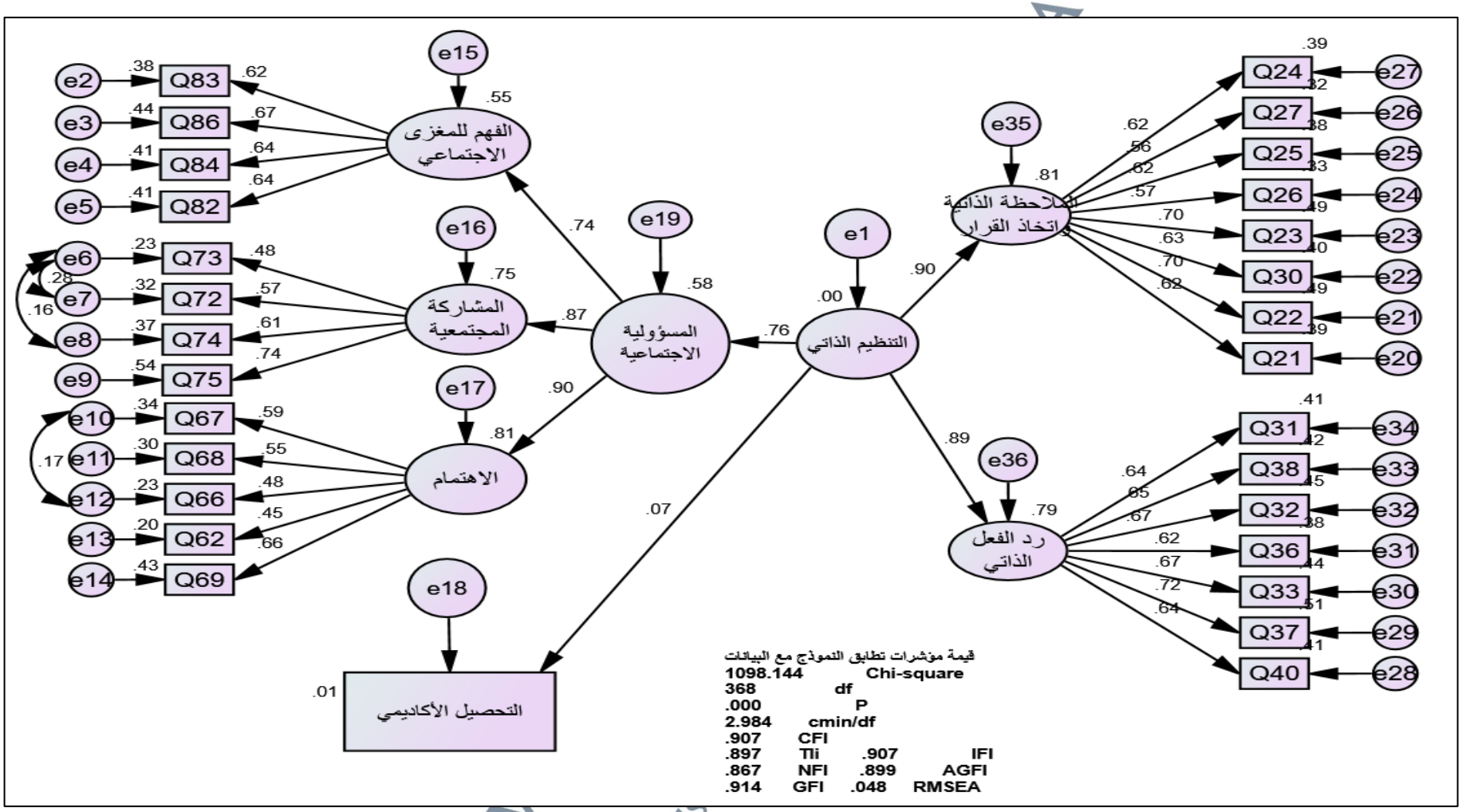
الجدول ٤، ٣١: المعادلة البنائية للمتغير المستقل التنظيم الذاتي مع المتغيرات الأخرى

النموذج	الفقرة	التشبعات المقننة	الخطأ المعياري	القيمة الحرجة	مربع الارتباط المتعدد
المعادلة البنائية للعلاقة بين المتغير المستقل التنظيم الذاتي وبين المتغيرات التابعة التحصيل الأكاديمي والمسؤولية الاجتماعية	التنظيم الذاتي -->المسؤولية الاجتماعية	٠,٧٦٢	٠,٠٥٦	١٠,٣٥٣	٠,٥٨١
	التنظيم الذاتي--> الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار	٠,٩٠١	____	____	٠,٨١٢
	التنظيم الذاتي --> رد الفعل الذاتي	٠,٨٨٩	٠,١٠١	١٢,٦٣٤	٠,٧٩١
	المسؤولية الاجتماعية--> الفهم للمغزى الاجتماعي	٠,٧٤٤	____	____	٠,٥٥٤
	المسؤولية الاجتماعية--> المشاركة المجتمعية	٠,٨٦٩	٠,١٦٩	٩,٤٨١	٠,٧٥٥
	المسؤولية الاجتماعية-->الاهتمام	٠,٨٩٩	٠,١٤٨	١١,٤٩٩	٠,٨٠٨

٤،٦،٢ ملخص نتائج السؤال الثاني

تمتع نموذج المعادلة البنائية للعلاقة السببية بين التنظيم الذاتي والمسؤولية الاجتماعية بالجودة العالية، وقد أظهرت نتائج التحليل وجود علاقة ارتباطية قوية بين التنظيم الذاتي، والمسؤولية الاجتماعية.

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA



الشكل ٤، ١٤: النمذجة البنائية بين التنظيم الذاتي والمسؤولية الاجتماعية والتحصيل الأكاديمي

٤،٧ إجابة السؤال الثالث

ينص السؤال الثالث: **كيف تؤثر جماعة الزملاء بصورة مباشرة في التحصيل الأكاديمي والمسؤولية الاجتماعية؟**

٤،٧،١ نتائج تحليل السؤال الثالث

تكتسب جماعة الزملاء خاصية التأثير على الأقران، وقد يكون التأثير إيجابيا يعود للفرد بالنفع، وأيضا دعم مستواه التحصيلي، وقد يكون التأثير سلبيا، وذلك في تدني المستوى التحصيلي؛ ومن هذا المنطلق سعى الباحث في دراسته الحالية تصميم نموذج يبحث عن نوع الأثر الذي تؤديه جماعة الزملاء لدى طلبة الجامعة، وللإجابة عن السؤال الثالث المعني بدراسة أثر جماعة الزملاء في التحصيل الأكاديمي والمسؤولية الاجتماعية.

بيّن تصميم النموذج في الشكل (٤-١٥)، العلاقة السببية بين متغير جماعة الزملاء، ومتغير التحصيل الأكاديمي، والمسؤولية الاجتماعية بأبعاده الثلاثة: الفهم للمغزى الاجتماعي والمشاركة المجتمعية والاهتمام.

وقد أظهرت نتائج قيم مؤشرات الجودة كما هو موضح بالجدول رقم(٤-٣٢) بوجود تطابق بين النموذج المفترض، وبين بيانات الدراسة الحالية، حيث جاءت هذه المؤشرات قريبة جدا من المحكات الإحصائية المحددة من قبل الإحصائيين، فقد عدّ بعضهم أن هذا الأمر مقبولا وذلك لوجود اختلاف بينهم في تحديد حد قاطع لهذه المؤشرات(غانم،٢٠١٣)، اعتمد الباحث للحكم على جودة النموذج باستخراج مربع كأى المعياري الذي وصلت قيمته (٣,٦٦٥)، تُعدُّ قيمة ممتازة؛ لأنها جاءت أقل من ٥

المحك المحدد من قبل ذوي الاختصـــاص، إذ أن قيمة مربع كأى المعياري أشـــارت إلى مناســـبة البيانات للتحليل وذات جودة عالية لعدم تجاوزها المحك الاحصائي المحدد.

أما بالنســـبة لمؤشـــرات جودة المطابقة والجودة فقد جاءت نتائجها متقاربة، إلا أنّ بعضـــاً منها بعدت عن قيمة المحكات المحددة بشـــكل قليل، ومع ذلك فهي تعد مقبولة، وفقا للمبرر الذي تم ذكره ســـابقا، حيث جاءت قيمة مؤشـــر المطابقة المقارن (CFI) (٠,٩٠٠)، ومؤشـــر تاكر لويس (TLI) (٠,٨٨٧)، ومؤشـر حسـن المطابقة (GFI) (٠,٩١٦)، ومؤشـر الجذر التربيعي لمتوسـط خطأ الاقتراب (RMSEA) (٠,٠٥٦)، وتُعدُّ قيمة ممتازة ودالة على جودة المطابقة لبيانات عينة الدراسة الحالية، ومؤشر المطابقة المعياري(NFI) (٠,٨٦٩)، ومؤشـــر الملائمة التزايدي (IFI) (٠,٩٠١)،حيث تدل هذه الأرقام على قوة العلاقة بين العوامل المدروسة في هذه الدراسة الميدانية وهي جماعة الزملاء والتحصيل الأكاديمي والمسؤولية الاجتماعية

الجدول ٤، ٣٢ : مؤشرات حسن المطابقة للعلاقة المتوقعة بين جماعة الزملاء والتحصيل الأكاديمي والمسؤولية الاجتماعية.

المؤشرات	CMIN	DF	DF CMIN	GFI	AGFI	NFI	TLI	IFI	CFI	RMSEA
النموذج	٨١٧,٣١٩	٢٢٣	٣,٦٦٥	٠,٩١٦	٠,٨٩٨	٠,٨٦٩	٠,٨٨٧	٠,٩٠١	٠,٩٠٠	٠,٠٥٦

أضـف إلى ذلك أن نتائج تحليل المعادلة البنائية النموذجية (SEM) الموضـحة في الشـكل رقم (٤-١٥)، قد أثبتت بوجود ارتباطٍ موجبٍ ذي دلالة إحصائية بين جماعة الزملاء والمسؤولية الاجتماعية، إذ بلغت نسبة (الارتباط المقنن= ٠,٥٥)، والنسبة الفائية (٠,٠٠١)، حيث تُعدُّ هذه النسبة قوية مقارنة بنسبة الارتباط بين جماعة الزملاء والتحصيل الأكاديمي التي وصلت (٠,٠٨) (والنسبة الفائية =٠,٠٠١)، حيث تشـير هذه العلاقة الطبيعية التي تعبر عن دور جماعة الزملاء في رفع مسـتوى المسـؤولية الاجتماعية لدى الطلبة الجامعيين، إذ ينعكس ذلك على وحدة المجتمع وتكاتفه مع الوعي بالمسـؤولية تجاهه من قبل الطلبة الجامعيين.

كما أشـارت النتائج أن متغير المسـؤولية الاجتماعية الناتج عن العلاقة السـببية المعبّرة عن تأثير متغير جماعة الزملاء فيه، يؤثر بشكل بارز وجليّ في الجوانب التابعة للمسؤولية الاجتماعية فالفهم للمغزى الاجتماعي وصلت نسبة ارتباطه المقننة إلى (٠,٦٥) (والنسبة الفائية=٠,٠٠١) وهي النسبة الأدنى، بينما في جانب المشـاركة المجتمعية (نسـبة الارتباط المقننة = ٠,٨٧) (والنسـبة الفائية=٠,٠٠١)، وأيضـا جانب الاهتمام وهو الأعلى (نسـبة ارتباطه= ٠,٩٧) (والنسـبة الفائية=٠,٠٠١)، الأمر الذي يشـير إلى أنها أعلى جوانب المسـؤولية الاجتماعية التي تظهر لدى الطلبة الجامعيين نتيجة التحاق الفرد بجماعة الزملاء، إذ تؤكد هذه النتائج تلك العلاقة الإيجابية للنتيجة الأسـاسـية التي تعزز تأثير جماعة الزملاء في المسـؤولية الاجتماعية.

تأكيداً لما سـبق ذكره، فقد أظهرت الفقرات ارتباطا بعواملها ضـمن المحكات المحددة من قبل الإحصـائيين ، إذ أن نسـبة الارتباط بين الفقرات وعواملها يفوق المحك (٠,٥٠) وبعضـها أقل، حيث بلغت نسـب الارتباط بين الفقرات وعواملها الثلاثة الفهم للمغزى الاجتماعي والمشـاركة المجتمعية

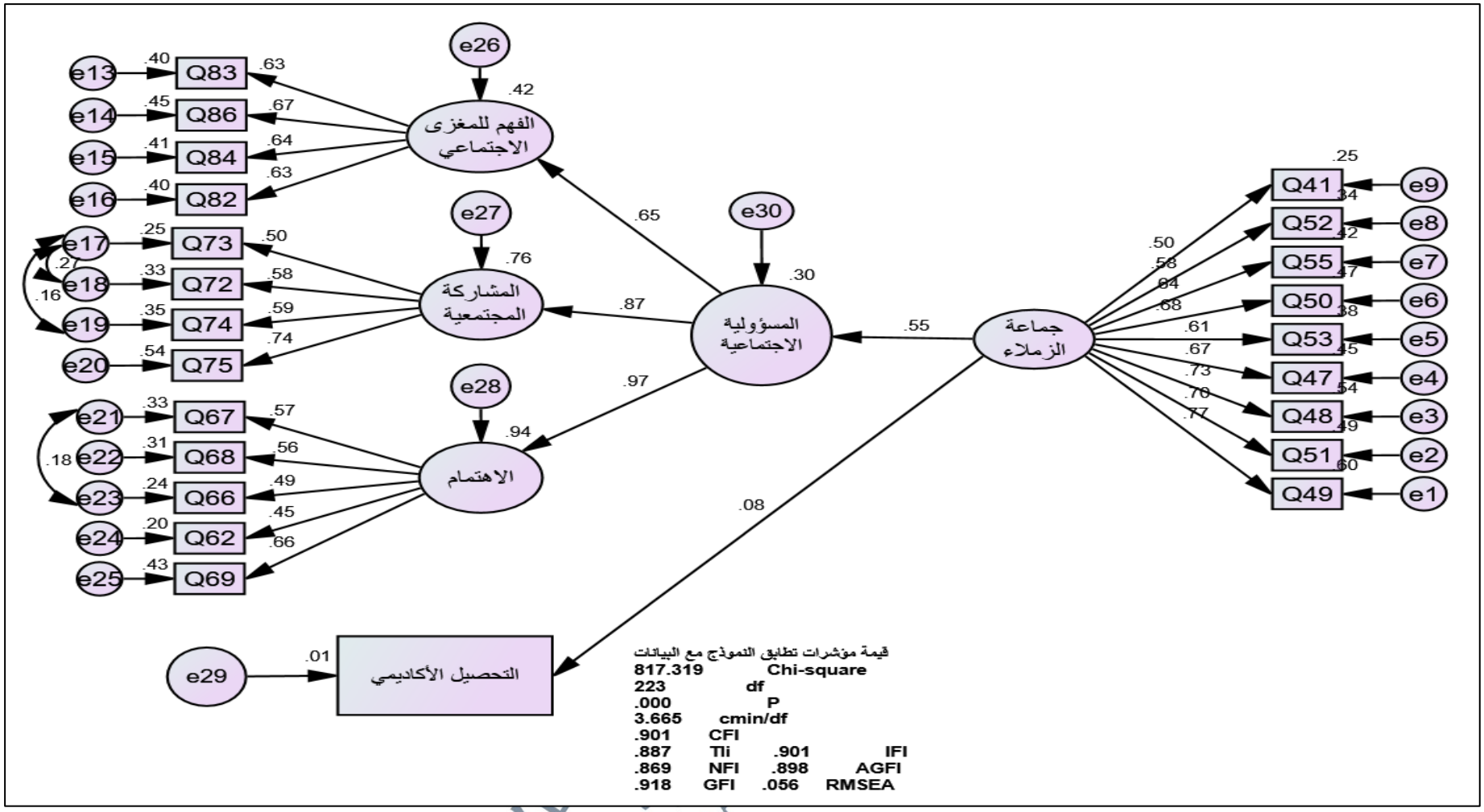
والاهتمام ما بين القيمتين (٧٤-٤٥)، ويشير هذا إلى أنّ الفقرات تعبّر في صياغتها عن مضمون كل عامل على حدة دون أن تتداخل مع العوامل الأخرى، وكذلك مما يؤصل دور جماعة الزملاء قيمة التشبعات المقننة الواردة في الجدول رقم (٤-٣٣) لعوامل المسؤولية الاجتماعية فقد تراوحت بين (٠,٦٥١و ٠,٩٧٠) وقيمة معامل الارتباط المتعدد تراوحت بين (٠,٤٢٤و ٠,٩٤٢).

الجدول ٤، ٣٣ : المعادلة البنائية للمتغير جماعة الزملاء وبين المتغيرات التابعة التحصيل الأكاديمي والمسؤولية الاجتماعية

الفقرة	التشبعات المقننة	الخطأ المعياري	القيمة الحرجة	مربع الارتباط المتعدد
جماعة الزملاء -->المسؤولية الاجتماعية	٠,٥٥١٩	٠,٠١٨٠	٩,٧٤٣٠	٠,٣٠٤٦
المسؤولية الاجتماعية -->الفهم للمغزى الاجتماعي	٠,٦٥١٦	ـــــ	ـــــ	٠,٤٢٤٥
المسؤولية الاجتماعية -->المشاركة المجتمعية	٠,٨٧٠٦	٠,٢٠٠٨	٩,١٧٠٥	٠,٧٥٨٠
المسؤولية الاجتماعية -->الاهتمام	٠,٩٧٠٦	٠,١٩٢٤	١٠,٦٧٨٩	٠,٩٤٢٠

٤،٧،٢ ملخص نتائج السؤال الثالث

فقد كشفت نتائج نمذجة المعادلة البنائية للعلاقة السببية لجماعة الزملاء في التحصيل الأكاديمي والمسؤولية الاجتماعية تلك المتمثلة في الإجابة عن السؤال الثالث في هذه الدارسة الحالية، كما أن جماعة الزملاء لها دور بارز ويعد عاملا مهما جداً؛ إذ بلغ أثره في المسؤولية الاجتماعية بنسبة ارتباط عالية، تشير إلى وجود علاقة إيجابية قوية بين متغيري جماعة الزملاء والمسؤولية الاجتماعية، الأمر الذي يوحي بضرورة الإشادة بجماعة الزملاء، والاهتمام بهم لما لهم من الأثر البالغ في أقرانهم من الطلبة الجامعين لتحقيق الأهداف المرجوة لترسيخ المسؤولية الاجتماعية.



الشكل ٤، ١٥: العلاقة المتوقعة بين جماعة الزملاء والتحصيل الأكاديمي والمسؤولية الاجتماعية.

٤،٨ إجابة السؤال الرابع

ينص السؤال الرابع: **ما دور الكفاية الذاتية في التوسط بين القيم الخلقية، والتنظيم الذاتي، وجماعة الزملاء من جانب، والتحصيل الأكاديمي والمسؤولية الاجتماعية من جانب آخر؟**

٤،٨،١ نتائج تحليل السؤال الرابع:

يهدف السؤال الرابع للكشف عن الدور الذي يؤديه المتغير الوسيط (الكفاية الذاتية) في التوسط بين المتغيرات المستقلة الثلاثة والمتمثلة في القيم الخلقية والتنظيم الذاتي وجماعة الزملاء من جهة، وبين التحصيل الأكاديمي والمسؤولية الاجتماعية لدى طلبة جامعة نزوى بسلطنة عمان من جهة ثانية.

فقد أظهرت نتائج المعادلة البنائية النموذجية كما هو واضح في الجدول (٤-٣٥)، أن قيمة مربع كأى لا يمكن الأخذ بها؛ وذلك لكبر حجم العينة الذي تسببت في تضخم قمة مربع كأى وتؤدي إلى عدم قبول النموذج، لذلك ركز الباحث على نتيجة مربع كأى المعياري (CMIN/DF) التي بلغت قيمته (٢,٧٨١)، إذ تُعدُّ قيمة جيدة؛ لأنها جاءت أقل من قيمة المحك الذي حدده خبراء الإحصاء وهو العدد (٥)، مما يعني هذا أن نموذج المعادلة البنائية قد حقّق الجودة المطلوبة والتي قد أوصى بها الخبراء.

ومن المثير للاهتمام كما هو موضح في الجدول (٤-٣٤) أدناه، فإن مؤشر المطابقة المقارن (CFI) وصلت قيمته (٠,٨٣٨)، وكذلك مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) فقد بلغت قيمته (٠,٠٤٦) وتُعدُّ قيمة ممتازة، ودالة على جودة المطابقة الذي تبنته الدراسة الحالية لبيانات عينة الدراسة، وأما بقية المؤشرات كمؤشر تاكر لويس (TLI)، ومؤشر حسن أو جودة المطابقة (GFI)، ومؤشر جودة حسن المطابقة المصحح(AGFI)، ومؤشر المطابقة المتزايدة (IFI)، ومؤشر جودة المطابقة المعيارية (NFI) لم يستوف القيمة التي أوصى بها الخبراء حسب المحك المعتمد، لذا قام الباحث بالربط بين

الأخطاء القياسية للفقرات التي تنتمي لنفس المتغير لتحسين جودة النموذج كما موضح في الشكل (٤-١٦) ومن خلال النتائج التي أوضحتها المؤشرات السابقة تبين للباحث مدى جودة النمذجة البنائية.

الجدول ٤، ٣٤ : مؤشرات جودة المطابقة لنموذج المعادلة البنائية

المؤشرات	CMIN	DF	DF CMIN	GFI	AGFI	NFI	TLI	IFI	CFI	RMSEA
النموذج	٣٩٣٠,٦٧٥	١٤١٠	٢,٧٨١	٠,٨٤٩	٠,٨٣٥	٠,٧٦٩	٠,٨٣٩	٠,٨٢٩	٠,٨٣٨	٠,٠٤٦

أظهرت النتائج في الجدول (٤-٣٥) أن قيمة التشبعات المقننة تراوحت بين (٠,٠٤٥-٠.٩٤١)، بينما تراوحت نتائج الخطأ المعياري بين (٠,٠١٣- ٠,١٨٤)، ومربع الارتباطات المتعدد تراوحت بين (٠,٠١٣- ٠,٩٠٤)، ونلاحظ أيضا أن القيمة الحرجة تراوحت بين (٠,٨٤٣-٢١,٧٦٢)، حيث ظهر أن بعض نتائج القيمة الحرجة جاءت أقل من المحك المحدد وهو (١,٩٦٤) عند مستوى دلالة (٠,٠٥)، والبعض الأخر تجاوز تلك القيمة المحددة، مما شجع الباحث للحكم على وجود علاقة ذات دلالة إحصائية لبعض العلاقات الارتباطية، وعدم وجودها للبعض الآخر.

ومن هنا يمكن القول أن تحليل المعادلة البنائية أظهر وجود علاقة ذات دلالة إحصائية مباشرة بين المتغيرات المستقلة لكل من القيم الخلقية (الارتباط=٠,٥٩)، (النسبة الفائية= ٠,٠٠١) هذا بالنسبة لمتغير المسؤولية الاجتماعية، أما التحصيل الأكاديمي (فالارتباط=٠,١١، والنسبة الفائية=٠,٠٠١)، والمتغير التنظيم الذاتي (الارتباط= ٠,٣٣، والنسبة الفائية=٠,٠٠١) لمتغير المسؤولية الاجتماعية، (والارتباط= ٠,٠٩ والنسبة الفائية=٠,٠٠١) لمتغير التحصيل الأكاديمي، أما متغير جماعة الزملاء

(فالارتباط=٠,٢٦، والنسبة الفائية= ٠,٠٠١) لمتغير المسؤولية الاجتماعية، (والارتباط=٠,٠٧ والنسبة الفائية ٠,٠٠١) لمتغير التحصيل الأكاديمي من جهة أخرى.

أضف إلى ذلك، فقد كشفت نتائج التحليل وجود علاقة ذات دلالة إحصائية غير مباشرة بين كل من المتغير المستقل التنظيم الذاتي (الارتباط=٠,٦٧، والنسبة الفائية=٠,٠٠١)، والمتغير الوسيط الكفاية الذاتية (الارتباط=٠,٢٠، والنسبة الفائية=٠,٠٠١) لمتغير المسؤولية الاجتماعية، (والارتباط=٠,١٥، والنسبة الفائية=٠,٠٠١) لمتغير التحصيل الأكاديمي، أما المتغير المستقل (جماعة الزملاء) والكفاية الذاتية (فالارتباط=٠,١١، والنسبة الفائية=٠,٠٠١)، وكذلك القيم الخلقية (الارتباط=٠,٠٤،والنسبة الفائية=٠,٠٠١) وبين المسؤولية الاجتماعية والتحصيل الأكاديمي.

وبهذا استنتج الباحث أن المتغير الوسيط (الكفاية الذاتية) أدى الدور الوسيط بين كل من الخلقية والتنظيم الذاتي وجماعة الزملاء من جهة، والمسؤولية الاجتماعية والتحصيل الأكاديمي لدى طلبة الجامعة من جهة أخرى، وبعدما ربط الباحث بين قيمة التشبعات التي ارتبطت بها المتغيرات المستقلة مع الكفاية الذاتية توصّل إلى أن التنظيم الذاتي له الدور الأكبر، يليه جماعة الزملاء، ثم القيم الخلقية.

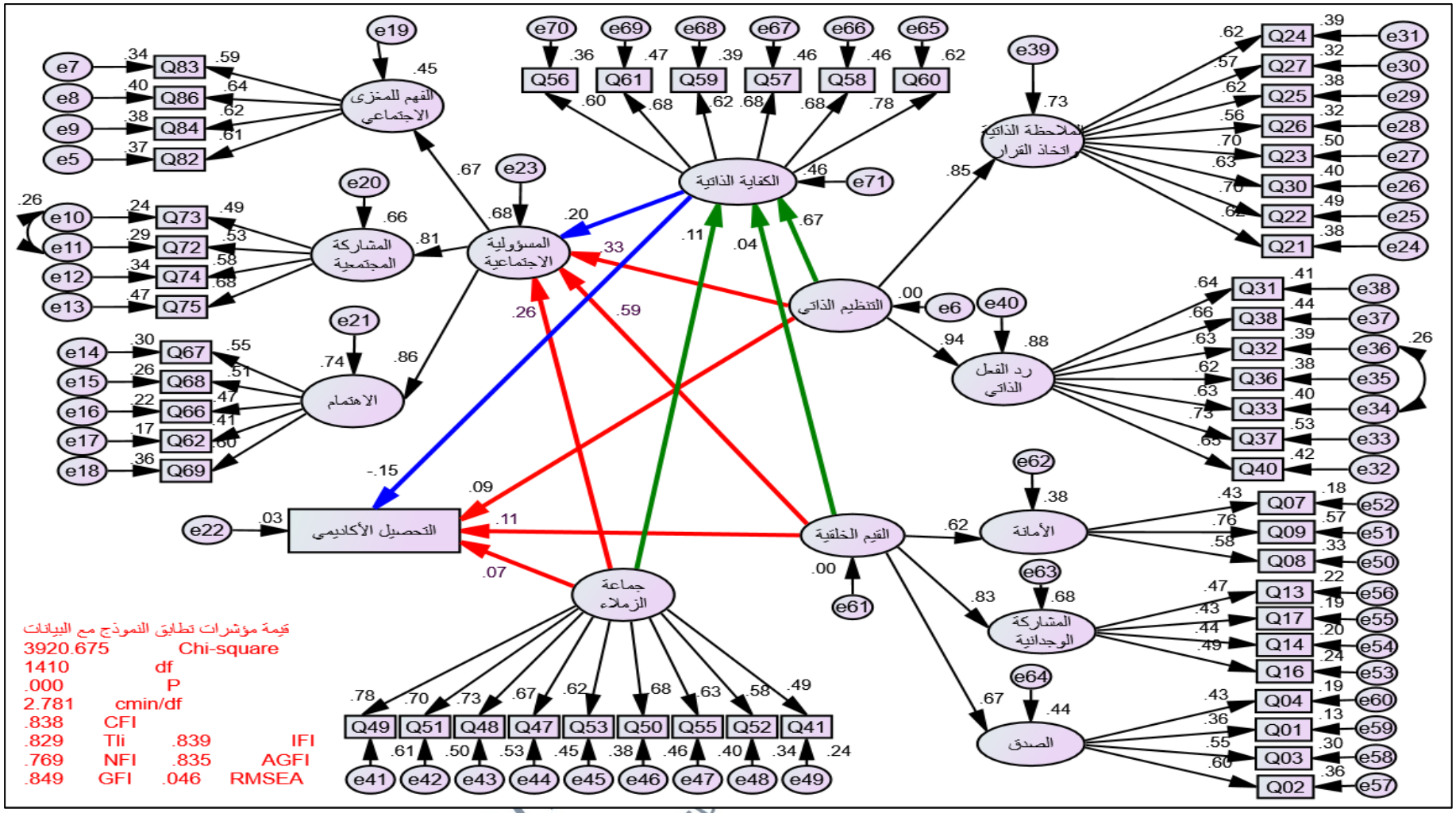
٤،٨،٢ ملخص نتائج السؤال الرابع:

فخلاصة النتائج التابعة للسؤال الرابع تشير إلى وجود علاقة مباشرة بين القيم الخلقية، والتنظيم الذاتي، وجماعة الزملاء، وبين الكفاية الذاتية من جهة، وبين متغير الكفاية الذاتية (المتغير الوسيط) والمتغيرين التابعين المسؤولية الاجتماعية، والتحصيل الأكاديمي من جهة أخرى، كما تمخّضت نتائج العلاقات غير المباشرة عن وجود علاقة بين كلٍّ من القيم الخلقية والتنظيم الذاتي وجماعة الزملاء وبين المسؤولية الاجتماعية والتحصيل الأكاديمي.

الجدول ٤، ٣٥ : المعادلة البنائية للمتغير الوسيط (الكفاية الذاتية) مع المتغيرات الأخرى

النموذج	الفقرة	التشبعات المقننة	الخطأ المعياري	القيمة الحرجة	مربع الارتباط المتعدد
	الكفاية الذاتية -->المسؤولية الاجتماعية	٠,١٩٥	٠,٠٢٦	٢,٩٩٩	٠,٤٦٥
المعادلة	القيم الخلقية-->المسؤولية الاجتماعية	٠,٥٩٥	٠,٠٩٠	٦,٠١١	٠,٠٠٠
البنائية	التنظيم الذاتي -->المسؤولية الاجتماعية	٠,٣٢٥	٠,٠٥٢	٤,٢١٨	٠,٠٠٠
للعلاقة	جماعة الزملاء-->المسؤولية الاجتماعية	٠,٢٦٥	٠,٠١٣	٥,٨٦٣	
بين المتغير	القيم الخلقية -->الكفاية الذاتية	٠,٠٤٥	٠,١١٩	٠,٨٤٣	
الوسيط	التنظيم الذاتي -->الكفاية الذاتية	٠,٦٧٠	٠,٠٩٩	١١,١٧٣	
وبين	جماعة الزملاء-->الكفاية الذاتية	٠,١١٤	٠,٠٢٧	٣,٠٤٩	
المتغيرات	القيم الخلقية -->الأمانة	٠,٦١٨	____	____	٠,٣٨٢
المستقلة	القيم الخلقية -->المشاركة الوجدانية	٠,٨٢٦	٠,١٨٤	٦,٢٠٢	٠,٦٨٣
من جهة	القيم الخلقية -->الصدق	٠,٦٦٦	٠,١٧٥	٧,٤١٣	٠,٤٤٣
وبين	التنظيم الذاتي -->الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار	٠,٨٥٣	____	____	٠,٧٢٧
المتغيرات	التنظيم الذاتي -->رد الفعل الذاتي	٠,٩٤١	٠,١١٦	١٢,٤٨٦	٠,٨٨٥
التابعة من	المسؤولية الاجتماعية -->الفهم للمغزى الاجتماعي	٠,٦٦٨	____	____	٠,٤٤٦
جهة	المسؤولية الاجتماعية -->المشاركة المجتمعية	٠,٨١٣	٠,١٧٢	١٠,٢٥٣	٠,٦٦١
أخرى	المسؤولية الاجتماعية -->الاهتمام	٠,٨٦٠	٠,١٤٨	١١,٦١١	٠,٧٣٩

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA



الشكل ٤، ١٦: المعادلة البنائية النموذجية للمتغير الوسيط (الكفاية الذاتية) مع المتغيرات الأخرى

UNIV

٤،٩ إجابة السؤال الخامس

ينص السـؤال الخامس: هل هناك فروق بين القيم الخلقية، والتنظيم الذاتي، وجماعة الزملاء طبقا للمتغيرات الشخصية (النوع الاجتماعي- العمر- المحافظة- السنة الدراسية- المحافظة- الكلية)؟

٤،٩،١ نتائج تحليل السؤال الخامس

تبنى الباحث استخدام تحليل التباين المتعدد (MANOVA)؛ للإجابة عن السؤال الخامس في الدراسة الحالية، ومما هو ملاحظ عند إجراء هذا التحليل ومن الفرضيات لا بد أن يكون حجم عينة الدراسة يفوق حجم العينة المطلوب، وذلك أن يصل حجم العينة إلى العتبات المعينة في كل خلية من خلايا التحليل، ونظرا لوجود أنواع من تحليل التباين ليست بالقليلة فقد كان تحليل التباين (مانوفا المتعدد) امتدادا لتحليل التباين مانوفا، إذ لا بد أن يكون عدد المتغيرات المستقلة والتابعة اثنين أو أكثر ومقياسهما يكون تصنيفيا كفروق النوع الاجتماعي، والعمر، والسنة الدراسية، محاولة من الباحث المقارنة بين متوسطات المجموعة للمتغيرات المستقلة بالنسبة للمتغيرات التابعة (إبراهيم،٢٠١٨).

إذ يقوم تحليل التباين متعدد المتغيرات التابعة باختبار الفروق ذات الدلالة الإحصائية بين المجموعات في مكونات المتغيرات التابعة مع تقديم نتائج تحليل التباين لكل متغير على انفراد، حيث تبرز قوة هذا النوع من تحليل التباين وتميزه عن غيره من أنواع تحليل التباين في قدرته على كشف العلاقات الدقيقة، ودراستها، وتقصيها منها تلك العلاقات الحساسة والمخفية (إبراهيم، ٢٠١٨)، لذا جعلت هذه الأسباب تحليل التباين متعدد المتغيرات أداة تحليلية قوية ومناسبة، ودفعت الباحث لاعتماد هذا الأسلوب الإحصائي في الإجابة عن السؤال الخامس في الدراسة الحالية.

تحقق الباحث في بداية هذا الفصل من مجموعة من الافتراضات العامة والتي جاءت نتائجها دالة على إمكانية استخدام هذا الاختبار الإحصائي؛ ولكن يوجد بعض الافتراضات الخاصة بهذا الاختبار والتي لا يمكن إغفالها؛ لأنها تعطي النتائج قوة إحصائية وتسلسلاً منظماً في التحليل، لإثبات النتائج بصورة علمية دقيقة، وأول هذه الافتراضات اختبار بوكس (Box's Test) لتجانس مصفوفة التباين، حيث أظهرت نتائج الدلالة لاختبار بوكس (Box'sTest) قيمة (١٤٣,٥١٨)، وقيمة الفاء الإحصائية (١,١٧٨)، ومستوى الدلالة الإحصائية بلغت (٠,٠٠١)، التي جاءت قيمتها أقل من مستوى دلالة (٠,٠٥)، ويعنى وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين المجموعات مما يدل على عدم التجانس، وهو خلاف النتيجة المطلوبة، والسبب في ذلك كبر حجم العينة في الدراسة الحالية، وبحسب قول خبراء الإحصاء فإن هذه النتيجة يمكن عدم الأخذ بها لحساسية اختبار بوكس من حجم العينة الكبيرة (دودين، ٢٠١٨)، وعليه يواصل الباحث التحليلات الإحصائية للكشف عن نتائج هذا السؤال البحثي.

فقد أظهرت نتائج اختبار ليفين (Levene's Test) كما هي موضحة في الجدول (٤-٣٦) جاءت متقاربة، فمتغير القيم الخلقية عامل الأمانة (الفاء المحسوبة= ١,٧٤٩، الدلالة الإحصائية ٠,٠٠١)، أما عامل المشاركة الوجدانية (الفاء المحسوبة= ١,٧٤٤، الدلالة الإحصائية ٠,٠٠١)، بينما عامل الصدق نتيجته وصلت (الفاء المحسوبة= ١,٧٣٥، الدلالة الإحصائية ٠,٠٠١)، ومتغير التنظيم الذاتي بُعد الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار (الفاء المحسوبة= ١,٧٤٤، الدلالة الإحصائية ٠,٠٠١)، وبُعد رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف (الفاء المحسوبة= ١,٧١٦، الدلالة الإحصائية ٠,٠٠١)، وأما متغير جماعة الزملاء (الفاء المحسوبة= ١,٤٤٤، الدلالة الإحصائية ٠,٠٠١)، فقد أظهرت النتائج لاختبار ليفين (Levene's Test) أن الدلالات الإحصائية لجميع المتغيرات جاءت أقل من (٠,٠٥)، أي أنها ذات

دلالة إحصائية، وهذا بخلاف المطلوب في اختبار لافين حيث يجب أن تكون الدلالة الإحصائية أكبر من مستوى (٠,٠٥)؛ ويعني هذا أن فرضية تجانس البيانات غير متكافئة بين المجموعات لجميع المتغيرات السابقة. وهي نتيجة غير جيدة في حد ذاتها؛ لذلك وضع الإحصائيون بعض الشروط لهذه النتيجة، حيث ذكرت بالانت (٢٠١٥) إلى إمكانية الأخذ بهذه النتيجة بشرط جعل مستوى الدلالة الإحصائية ألفا أكثر صرامة بدرجة أكبر لتحديد دلالة هذا المتغير في اختبار "ف" أحادي المتغيرات، كما ذكرت اقتراح كل من (FIDELL)و (TABACHNICKY) على أن يكون مستوى قبول الدلالة الإحصائية (٠,٠٢٥) أو (٠,٠٠١) بدلا من المستوى المتعارف علية وهو (٠,٠٥)، وهذا ما سيطبق في هذا التحليل.

الجدول ٤، ٣٦ : افتراضات اختبار تحليل التباين متعدد المغيرات (اختبار لافين)

المتغيرات	أبعاد المتغيرات	ف المحسوبة	درجات الحرية	الدلالة الإحصائية
القيم الخلقية	الأمانة	1.749	325	٠,٠٠١
	المشاركة الوجدانية	1.744	325	٠,٠٠١
	الصدق	1.735	325	٠,٠٠١
التنظيم الذاتي	الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار	1.744	325	٠,٠٠١
	رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف	1.716	325	٠,٠٠١
جماعة الزملاء	جماعة الزملاء	1.444	325	٠,٠٠١

أظهرت نتائج دراسة العلاقات بين المتغيرات التابعة والمستقلة (Multivariate Tests)، عن طريق اختبار الجذر الأعظم (Roy's Largest Root) أن كلاً من المتغيرات الديمغرافية المتمثلة في النوع الاجتماعي، والسنة الدراسية، والعمر، والمحافظة، والكلية، أظهرت وجود فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى دلالة (٠,٠٥)، حيث جاءت قيمة الدلالة أقل من (٠,٠٥)، وأظهرت النتائج كما هو مشار

إليه في الجدول (٤-٣٨) إلى أن متغير النوع الاجتماعي (الفاء المحسوبة =٢,٦٥٨- الدلالة الإحصائية=٠,٠٢٢)، ومتغير السنة الدراسية إلى (الفاء المحسوبة =٢,٥٦٩- الدلالة الإحصائية=٠,٠٢٦)، أما بالنسبة لمتغير الكلية فقيمة (الفاء المحسوبة =٣,١٥٩- الدلالة الإحصائية=٠,٠٠٨)، ومتغير المحافظة الفاء المحسوبة وصلت قيمتها إلى (٢,١٨٧)، وحصل على دلالة إحصائية (٠,٠١٧)، والمتغير الأخير: وهو العمر بلغت قيمة ف المحسوبة (٥,٠٥٢)، وحصل على دلالة إحصائية (٠,٠٠١) وهذه النتيجة ممتازة تدفع الباحث مواصلة التحليل ودراسة هذه الفروق بصورة دقيقة على مستوى تحليل التباين حسب توصية الإحصائيين .

الجدول ٤، ٣٧ : اختبار الجذر الأعظم (Roy's Largest Root) للفروق بين المجموعات

المتغيرات	قيمة الاختبار	ف المحسوبة F	الدلالة الإحصائية
النوع الاجتماعي	.026	2.658	.022
السنة الدراسية	.025	2.569	.026
الكلية	.030	3.159	.008
المحافظة	.042	2.187	.017
العمر	.048	5.052	٠,٠٠١

أولا: النوع الاجتماعي

أظهرت نتائج دراسة الفروق بين متغيرات الدراسة، تبعا لمتغير النوع الاجتماعي عن وجود نتائج متباينة ومتفاوتة، حيث أظهرت النتائج وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين القيم الخلقية (الأمانة)، تبعا لمتغير النوع الاجتماعي (الفاء المحسوبة=١,١٣٦، الدلالة الإحصائية=٠,٠١٥)، وتشير نتائج المتوسطات الحسابية أن الفروق الإحصائية تتجه لصالح الإناث، في المقابل أظهرت النتائج عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين القيم الخلقية (الصدق) (الفاء المحسوبة=٠,٠٨٥، الدلالة الإحصائية=٠,٧٣٥)، القيم

الخلقية (المشـاركة الوجدانية) (الفاء المحسـوبة=٠,١٠٣، الدلالة الإحصـائية=٠,٦٨٨)، والتنظيم الذاتي (الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار) (الفاء المحسـوبة=٠,١٠٣، الدلالة الإحصـائية=٠,٦٨٨)، والتنظيم الذاتي (استراتيجيات رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف) (الفاء المحسوبة=٠,٦٧٨، الدلالة الإحصائية=٠,٢٢٨)، وجماعة الزملاء (الفاء المحسـوبة=٠,٢٨٥، الدلالة الإحصـائية=٠,٦٦٦)، من النتائج السـابقة يتضـح أن جميع الدلالات الإحصائية جاءت أكبر من (٠,٠٥) وعليه تنتفي الفروق فيما بينها.

الجدول ٤، ٣٨ : تحليل التباين المتعدد للمتغيرات القيم الخلقية والتنظيم الذاتي، وجماعة الزملاء تبعا لمتغير النوع

المتغيرات	درجة الحرية	متوسـط المربعات	قيـمـة "ف"	مستوى الدلالة	النتيجة	التجاه لصالح
النوع	2	القيم الخلقية (الصدق)	.085	.307	.735	غير دالة إحصائيا
	2	القيم الخلقية (الأمانة)	1.136	4.210	.015	دالة إحصائيا
	2	القيم الخلقية (المشاركة الوجدانية)	.103	.375	.688	غير دالة إحصائيا
	2	التنظيم الذاتي (الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار)	.103	.375	.688	غير دالة إحصائيا
	2	التنظيم الذاتي (استراتيجيات رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف)	.678	1.482	.228	غير دالة إحصائيا
	2	جماعة الزملاء	.285	.407	.666	غير دالة إحصائيا

ثانيا: السنة الدراسية

أظهرت نتائج دراسة الفروق بين متغيرات الدراسة تبعا لمتغير السنة الدراسية، عدم وجود فروق ذات دلالة إحصـائية بين جميع المتغيرات المدروسـة، حيث أشـارت النتائج إلى أن كل من القيم الخلقية (الأمانة) (الفاء المحسـوبة=٠,١٨٢، الدلالة الإحصـائية=٠,٦٤٣)، والقيم الخلقية (الصـدق) (الفاء

المحسوبة=٠,٣٥٤، الدلالة الإحصائية=٠,٢٧٣)، القيم الخلقية (المشاركة الوجدانية) (الفاء المحسوبة=٠,٢٧٤، الدلالة الإحصائية=٠,٤١٧)، والتنظيم الذاتي (الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار) (الفاء المحسوبة=٠,٢٧٤، الدلالة الإحصائية=٠,٤١٧)، والتنظيم الذاتي (استراتيجيات رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف) (الفاء المحسوبة=٠,٠٤٩، الدلالة الإحصائية=٠,٩٩١)، وجماعة الزملاء (الفاء المحسوبة=١,٢٠٠، الدلالة الإحصائية=٠,١٣١)، من النتائج السابقة يتضح أن جميع الدلالات الإحصائية جاءت أكبر من (٠,٠٥) وعليه تنتفي الفروق فيما بينها.

الجدول ٤، ٣٩ : تحليل التباين المتعدد للمتغيرات القيم الخلقية والتنظيم الذاتي وجماعة الزملاء تبعا لمتغير السنة الدراسية

	المتغيرات	درجة الحرية	متوسط المربعات	قيمة "ف"	مستوى الدلالة	النتيجة	التجاه لصالح
السنة الدراسية	القيم الخلقية (الصدق)	5	.354	1.275	.273	غير دالة إحصائيا	
	القيم الخلقية (الأمانة)	5	.182	.674	.643	غير دالة إحصائيا	
	القيم الخلقية (المشاركة الوجدانية)	5	.274	1.000	.417	غير دالة إحصائيا	
	التنظيم الذاتي (الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار)	5	.274	1.000	.417	غير دالة إحصائيا	
	التنظيم الذاتي (استراتيجيات رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف)	5	.049	.107	.991	غير دالة إحصائيا	
	جماعة الزملاء	5	1.200	1.709	.131	غير دالة إحصائيا	

ثالثا: الكلية

أظهرت نتائج دراسة الفروق بين متغيرات الدراسة تبعا لمتغير الكلية عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين كل من القيم الخلقية (الصدق) (الفاء المحسوبة=٠,٤٦٢، الدلالة الإحصائية=٠,١٥٧)، والقيم الخلقية (الأمانة) (الفاء المحسوبة=٠,٢٦٧، الدلالة الإحصائية=٠,٤١٢)، وجماعة الزملاء (الفاء المحسوبة=٠,٦٠٦، الدلالة الإحصائية=٠,٤٨٥)، وعليه تنتفي الفروق بين المتغيرات السابقة، وفي المقابل أظهرت النتائج وجود فروق ذات دلالة إحصائية لكل من القيم الخلقية (المشاركة الوجدانية) (الفاء المحسوبة=2.0293، الدلالة الإحصائية=٠,٠٢١)، والتنظيم الذاتي (الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار) (الفاء المحسوبة=2.293، الدلالة الإحصائية=٠,٠٢١)، والتنظيم الذاتي (استراتيجيات رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف) (الفاء المحسوبة=3.279، الدلالة الإحصائية=٠,٠١١)، وأشارت قيم المتوسطات الحسابية أن تجاه الفروق والدلالة الإحصائية لصالح قسم غير ذلك (غير الكليات الرئيسة في جامعة نزوى) كما هو موضح في أداة الدراسة في صورتها النهائية.

الجدول ٤، ٤٠ : تحليل التباين المتعدد للمتغيرات القيم الخلقية والتنظيم الذاتي وجماعة الزملاء تبعا لمتغير الكلية

المتغيرات	درجة الحرية	متوسط المربعات	قيمة "ف"	مستوى الدلالة	النتيجة	التجاه لصالح	المتغيرات
الكلية	4	.462	1.662	.157	غير دالة إحصائيا		
	4	.267	.990	.412	غير دالة إحصائيا		
	4	2.923	2.923	.021	دالة إحصائيا	غير ذلك	
	4	2.923	2.923	.021	دالة إحصائيا	غير ذلك	
	4	3.279	3.279	.011	دالة إحصائيا	غير ذلك	
	4	.606	.864	.485	غير دالة إحصائيا		

القيم الخلقية (الصدق)

القيم الخلقية (الأمانة)

القيم الخلقية (المشاركة الوجدانية)

التنظيم الذاتي (الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار)

التنظيم الذاتي (استراتيجيات رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف)

جماعة الزملاء

رابعا: المحافظة

أظهرت نتائج دراسة الفروق بين متغيرات الدراسة تبعا لمتغير السنة الدراسية، عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين جميع المتغيرات المدروسة، حيث أشارت النتائج إلى أن كل من القيم الخلقية (الصدق) (الفاء المحسوبة=٠,٣٣٤، الدلالة الإحصائية=٠,٢٨٨)، والقيم الخلقية (الأمانة) (الفاء المحسوبة=٠,٢٨٠، الدلالة الإحصائية=٠,٤٠٩)، القيم الخلقية (المشاركة الوجدانية) (الفاء

المحسوبة=٠,٢٦٠، الدلالة الإحصائية=٠,٤٨٨)، والتنظيم الذاتي (الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار) (الفاء المحسوبة=٠,٢٦٠، الدلالة الإحصائية=٠,٤٨٨)، والتنظيم الذاتي (استراتيجيات رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف) (الفاء المحسوبة=٠,٠٩٥، الدلالة الإحصائية=٠,٩٩٦)، وجماعة الزملاء (الفاء المحسوبة=٠,٧٢٩، الدلالة الإحصائية=٠,٤٠٩)، من النتائج السابقة يتضح أن جميع الدلالات الإحصائية جاءت أكبر من (٠,٠٥) وعليه تنتفي الفروق فيما بينها.

الجدول ٤، ٤١ : تحليل التباين المتعدد للمتغيرات القيم الخلقية والتنظيم الذاتي وجماعة الزملاء تبعا لمتغير المحافظة

المتغيرات	درجة الحرية	متوسط المربعات	قيمة "ف"	مستوى الدلالة	النتيجة	التجاه لصالح
المحافظة	10	القيم الخلقية (الصدق)	.334	1.200	.288	غير دالة إحصائيا
	10	القيم الخلقية (الأمانة)	.280	1.039	.409	غير دالة إحصائيا
	10	القيم الخلقية (المشاركة الوجدانية)	.260	.949	.488	غير دالة إحصائيا
	10	التنظيم الذاتي (الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار)	.260	.949	.488	غير دالة إحصائيا
	10	التنظيم الذاتي (استراتيجيات رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف)	.095	.207	.996	غير دالة إحصائيا
	10	جماعة الزملاء	.729	1.039	.409	غير دالة إحصائيا

خامسا: العمر

أما بالنسبة للمتغير العمر، فقد أظهرت النتائج وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين بُعدي الملاحظة الذاتية، واتخاذ القرار (الفاء المحسوبة= ٢,٧١٢، الدلالة الإحصائية= ٠,٢٩) حيث جاءت الفروق ذات دلالة إحصائية لصالح الفئة العمرية التي تتراوح بين (٢٨-٣٢) سنة هذا لبُعد الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار، أما بالنسبة لبُعد المشاركة الوجدانية التابع لمتغير القيم الخلقية، فقد أشارت النتائج أنها دالة إحصائيا (الفاء المحسوبة=٢,٧١٢، الدلالة الإحصائية=٠,٠٢٩) ووجود فروق تبعا لمتغير العمر، حيث جاءت الفروق لصالح الفئة العمرية التي تتراوح بين (٢٨-٣٢) سنة، أما بالنسبة لمتغير جماعة الزملاء فقد أظهرت النتائج بوجود فروق ذات دلالة إحصائية (الفاء المحسوبة=٣,٣٥٦، الدلالة الإحصائية=٠,٠١٠)، إذ أن تجاه الفروق جاء لصالح الفئة العمرية التي تتراوح بين (١٨-٢٢) سنة.

أما كل من القيم الخلقية (الصدق) (الفاء المحسوبة=٠,٠٨٢، الدلالة الإحصائية=٠,٩٨٨)، والقيم الخلقية (الأمانة) (الفاء المحسوبة=٠,٤٣٠، الدلالة الإحصائية=٠,٧٨٧)، واستراتيجيات رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف (الفاء المحسوبة=٠,٥٤٧، الدلالة الإحصائية=٠,٧٠١) تبعا لمتغير العمر فقد جاءت جميعها غير دالة إحصائيا وعليه تنتفي الفروق فيما بينها.

الجدول ٤، ٤٢ : تحليل التباين المتعدد للمتغيرات القيم الخلقية والتنظيم الذاتي وجماعة الزملاء تبعا لمتغير العمر

المتغيرات	درجة الحرية	متوسط المربعات	قيمة "ف"	مستوى الدلالة	النتيجة
العمر	القيم الخلقية (الصدق)	4	.082	.988	غير دالة إحصائيا
	القيم الخلقية (الأمانة)	4	.430	.787	غير دالة إحصائيا
	القيم الخلقية (المشاركة الوجدانية)	4	2.712	.029	دالة إحصائيا
	التنظيم الذاتي (الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار)	4	2.712	.029	دالة إحصائيا

التنظيم الذاتي (استراتيجيات رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف)	4	.547	.701	غير دالة إحصائيا
جماعة الزملاء	4	3.356	.010	دالة إحصائيا

٤،٩،٢ ملخص نتائج السؤال الخامس

استخلص الباحث وجود فروق ذات دلالة إحصائية لبعدي الملاحظة الذاتية واتخاذ القرار، واستراتيجيات رد الفعل الذاتي وتحقيق الأهداف، وبُعد المشاركة الوجدانية تبعا لمتغير الكلية تعود لصالح (غير ذلك) من الكليات الرئيسة الموجودة بجامعة نزوى، كما استخلص أيضا عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين أبعاد القيم الخلقية وهما: الصدق، والأمانة، ومتغير جماعة الزملاء تبعا لمتغير الكلية، حيث أشارت الدراسة أيضا بوجود فروق ذات دلالة إحصائية لمتغير جماعة الزملاء، وأبعاد التنظيم الذاتي وبُعد القيم الخلقية المتمثل في المشاركة الوجدانية تبعا لمتغير العمر لصالح فئات عُمرية مختلفة، كما توصل الباحث لوجود فروق ذات دلالة إحصائية لبُعد الأمانة تبعا لمتغير النوع لصالح الإناث، وحيث دلت النتائج بعدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين أبعاد التنظيم الذاتي بدون استثناء، ومتغير جماعة الزملاء، وأبعاد القيم الخلقية المتمثلة في الصدق والأمانة تبعا لمتغير العمر، أما بالنسبة للمتغيرين الشخصيين السنة الدراسية والمحافظة فقد أثبت النتائج أنه لا يوجد تأثير بين الطلبة (عينة الدراسة) في المتغيرات المستقلة المتمثلة في القيم الخلقية والتنظيم الذاتي وجماعة الزملاء بدون استثناء تبعا للمتغيرين المحافظة والسنة الدراسية.

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA

٤،١٠إجابة السؤال السادس

نص السؤال: **هل هناك فروق بين التحصيل الأكاديمي والمسؤولية الاجتماعية طبقا للمتغيرات الشخصية (النوع الاجتماعي– العمر– المحافظة– السنة الدراسية– الكلية)؟**

٤،١٠،١ نتائج تحليل السؤال السادس

نظرا لتعدد المتغيرات المدروسة لاستخراج الفروق والدلالات الإحصائية القائمة بينها كان من الأنسب استخدام تحليل التباين المتعدد (MANOVA) والذي يمر بعدة مراحل في التحليل الإحصائي، في البداية تم التحقق من مجموعة من الافتراضات العامة والتي جاءت نتائجها دالة على إمكانية استخدام هذا الاختبار الإحصائي، ولكن يوجد بعض الافتراضات الخاصة بهذا الاختبار والتي لا يمكن إغفالها؛ لأنها تعطي النتائج قوة إحصائية، وتسلسل منظم في التحليل لإثبات النتائج بصورة علمية دقيقة. وأول هذه الافتراضات اختبار بوكس (Box's Test) لتجانس مصفوفة التباين، حيث أظهرت تائج الدلالة لاختبار بوكس (Box's Test) قيمة (٧١٧،٠٨٥)، وقيمة الفاء الإحصائية (١،٢٣٢). ومستوى الدلالة الإحصائية بلغت (٠،٠٠١)، التي جاءت قيمتها أقل من مستوى دلالة (٠،٠٥)، ويعنى ذلك وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين المجموعات مما يدل على عدم التجانس، وهو خلاف النتيجة المطلوبة، والسبب في ذلك كبر حجم العينة في الدراسة الحالية، وبحسب قول خبراء الإحصاء فإن هذه النتيجة يمكن عدم الأخذ بها لحساسية اختبار بوكس من حجم العينة الكبيرة (دودين، ٢٠١٨)، وعليه يواصل الباحث التحليلات الإحصائية للكشف عن نتائج هذا السؤال البحثي.

حيث قام الباحث بالتحقق من وجود الفروق المعنوية والدلالة الإحصائية للمتغيرين التابعين التحصيل الأكاديمي والمسؤولية الاجتماعية طبقا لمتغيرات الشخصية النوع الاجتماعي والعمر والسنة

الدراســـية والمحافظة والكلية، فقد أظهرت نتائج لافين(Levene's Test) كما هي موضـــحة بالجدول رقم(٤-٤٣) أن متغير التحصـيل الأكاديمي (الفاء المحســوبة= ١,٦٩٨، الدلالة الإحصــائية=٠,٠٠١) وأبعاد متغير المســؤولية الاجتماعية المتمثلة في عامل الاهتمام (الفاء المحســوبة= ١,٧١٨، الدلالة الإحصـــائية=٠,٠٠١)، وعامل المشـــاركة المجتمعية (الفاء المحســـوبة= ١,٦٤١، الدلالة الإحصـــائية=٠,٠٠١)، وعامل الفهم للمغزى الاجتماعي(الفاء المحســـوبة= ١,٦٥٤، الدلالة الإحصـائية=٠,٠٠١) فقد وصـلت دلالاتها الإحصـائية أقل من معدل (٠,٠٥) وهي بذلك تُعدُّ ذات دلالة إحصـــائية، وهذا خلاف المطلوب من اختبار لافين، ويعني هذا أن فرضـــية تجانس البيانات غير متكافئة بين المجموعات لجميع المتغيرات الســـابقة، وهي نتيجة غير جيدة في حد ذاتها، لذلك وضـــع الإحصائيون بعض الشروط لهذه النتيجة، حيث ذكرت بالانت (٢٠١٥) إلى إمكانية الأخذ بهذه النتيجة بشرط جعل مستوى الدلالة الإحصائية ألفا أكثر صرامة بدرجة أكبر، لتحديد دلالة هذا المتغير في اختبار "ف" أحادي المتغيرات، كما ذكرت اقتراح كل من (FIDELL)و (TABACHNICKY) على أن يكون مستوى قبول الدلالة الإحصائية (٠,٠٢٥) أو (٠,٠٠١) بدلا من المستوى المتعارف علية وهو (٠,٠٥)، وهذا ما سيطبق في هذا التحليل.

الجدول ٤، ٤٣ : اختبار لافين (Levene's Test) لتساوي خطأ التباينات للتحصيل الأكاديمي وأبعاد المسؤولية الاجتماعية

الافتراضات	المتغيرات المدروسة	قيمة "ف"	درجات الحرية	الدلالة الإحصائية
اختبار لافين Levene's Test	التحصيل الأكاديمي	1.698	325	.001
	المسؤولية الاجتماعية (الاهتمام)	1.718	325	.001
	المسؤولية الاجتماعية (المشاركة المجتمعية)	1.641	325	.001
	المسؤولية الاجتماعية (لفهم المغزى لاجتماعي)	1.654	325	.001

أظهرت نتائج دراسة العلاقات بين المتغيرات التابعة والمستقلة (Multivariate Tests)، عن طريق اختبار الجذر الأعظم (Roy's Largest Root) في الجدول (٤-٤٤) إلى أن متغير السنة الدراسية جاء ذو دلالة إحصائية (٠,٠٠٣)، ووصلت فاء المحسوبة (٣,٦٥٢)، وبالنسبة لمتغيري المحافظة (الفاء المحسوبة= ٢,٤٦٤)، والنوع (الفاء المحسوبة= ٣,٥٧٦) فقد جاءت الدلالة الإحصائية لهما (٠,٠٠٧)، ومتغير الكلية (الفاء المحسوبة= ١٢,١٤٣، الدلالة الإحصائية= ٠,٠٠١) دال إحصائيا وهذا يدل على وجود فروق جوهرية بين المجموعات، فلهذا لجأ الباحث إلى تحليل التباين المتعدد(مانوفا) حسب توصية خبراء الإحصاء. أما متغير العمر دلالته الإحصائية (٠,٠٢٣) فهي غير دالة إحصائيا (والفاء المحسوبة =٢,٨٥٩). وهذه النتيجة ممتازة؛ تدفع بالباحث لمواصلة التحليل ودراسة هذه الفروق بصورة دقيقة على مستوى تحليل التباين حسب توصية الإحصائيين.

الجدول ٤، ٤٤: اختبار الجذر الأعظم (Roy's Largest Root) للفروق بين المجموعات

المتغيرات	الاختبار	قيمة الاختبار	ف المحسوبة	الدلالة الإحصائية
السنة الدراسية	Roy's Largest Root	.035	3.652c	.003
الكلية	Roy's Largest Root	.093	12.143c	0.001
المحافظة	Roy's Largest Root	.047	2.464c	.007
العمر	Roy's Largest Root	.022	2.859c	.023
النوع	Roy's Largest Root	.027	3.576c	.007

أولا: السنة الدراسية

أظهرت النتائج الواردة في الجدول أدناه (٤-٤٥) لتحليل التباين متعدد المتغيرات أن التحصيل الأكاديمي جاءت نتائجه ذات فروق بدلالة إحصائية عند مستوى دلالة (٠,٠٥) تبعا لمتغير السنة الدراسية (الفاء المحسوبة= ٣,٤٨٤، الدلالة الإحصائية= ٠,٠٠٤) لصالح (غير ذلك)، في المقابل

أظهرت النتائج عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية لمتغير المسؤولية الاجتماعية بين كل من الاهتمام (الفاء المحسوبة= ٠,٣٩٩، الدلالة الإحصائية= ٠,٨٤٩)، والمشاركة المجتمعية (الفاء المحسوبة= ٠,٧٠٢، الدلالة الإحصائية= ٠,٦٢٢)، والفهم للمغزى الاجتماعي (الفاء المحسوبة= ٠,٩١٠، الدلالة الإحصائية= ٠,٤٧٤)، يعزى لمتغير السنة الدراسية، مما يدل على انتفاء الفروق فيما بينهما.

الجدول ٤، ٤٥ : تحليل التباين المتعدد تبعا لمتغير السنة الدراسية

المتغيرات الديمغرافية	متغيرات الدراسة	درجة الحرية	متوسط المربعات	قيمة "ف"	مستوى الدلالة	النتيجة	تجاه الدلالة
السنة الدراسية	التحصيل الأكاديمي	5	22.256	3.484	.004	دالة إحصائيا	غير ذلك
	المسؤولية الاهتمام	5	.181	.399	.849	غير دالة إحصائيا	
	المسؤولية المشاركة المجتمعية	5	.419	.702	.622	غير دالة إحصائيا	
	المسؤولية الفهم للمغزى الاجتماعي	5	.383	.910	.474	غير دالة إحصائيا	

ثانيا: الكلية

أظهرت النتائج الواردة في الجدول أدناه (٤-٤٦)لتحليل التباين متعدد المتغيرات أنّ التحصيل الأكاديمي جاءت نتائجه ذات دلالة إحصائية عند مستوى دلالة (٠,٠٥) (الفاء المحسوبة= ٩,٧٦٤، الدلالة الإحصائية= ٠,٠٠١) تعزى لمتغير الكلية، وتشير قيم المتوسطات الحسابية لصالح كلية العلوم والآداب، أما المسؤولية الاجتماعية (الفهم للمغزى الاجتماعي)، فقد جاءت أيضا نتائجها ذات فروق دلالية إحصائية (الفاء المحسوبة= ٢,٨٩٧، الدلالة الإحصائية= ٠,٠٢٢) تعزى لمتغير الكلية، ودلت قيم المتوسطات الحسابية أن الفروق تتجه لصالح فئة (غير ذلك).

في المقابل أظهرت النتائج عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية للمسؤولية الاجتماعية بين كل من الاهتمام (الفاء المحسوبة= ٠,٩٣٧، الدلالة الإحصائية= ٠,١٠٣)، والمشاركة المجتمعية (الفاء المحسوبة= ٢,٢٠٩، الدلالة الإحصائية= ٠,٠٦٧) يعزى لمتغير الكلية، مما يدل على انتفاء الفروق فيما بينهما.

الجدول ٤، ٤٦ : تحليل التباين المتعدد تبعا لمتغير الكلية

متغيرات الدراسة		درجة الحرية	متوسط المربعات	قيمة "ف"	مستوى الدلالة	النتيجة	تجاه الدلالة
الكلية	التحصيل الأكاديمي	4	63.003	9.864	0.001	دالة إحصائيا	العلوم والآداب
	المسؤولية الاهتمام	4	.876	1.937	.103	غير دالة إحصائيا	
	المسؤولية المشاركة المجتمعية	4	1.320	2.209	.067	غير دالة إحصائيا	
	المسؤولية الفهم للمغزى الاجتماعي	4	1.219	2.897	.022	دالة إحصائيا	غير ذلك

ثالثا: المحافظة

أظهرت النتائج الواردة في الجدول أدناه (٤-٤٧) لتحليل التباين متعدد المتغيرات أن التحصيل الأكاديمي جاءت نتائجه غير دالة إحصائيا عند مستوى دلالة (٠,٠٥) تبعا لمتغير المحافظة (الفاء المحسوبة= ١,١٩٨، الدلالة الإحصائية= ٠,٢٩٠)، كما أظهرت النتائج أيضا عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية لمتغير المسؤولية الاجتماعية بين كل من الاهتمام (الفاء المحسوبة= ٠,٥٠٥، الدلالة الإحصائية= ٠,٨٨٧)، والمشاركة المجتمعية (الفاء المحسوبة= ١,٣٥٩، الدلالة الإحصائية= ٠,١٩٦)

والفهم للمغزى الاجتماعي (الفاء المحسوبة= ١,٦٠٧، الدلالة الإحصائية= ٠,١٠١) يعزى لمتغير المحافظة، مما يدل على انتفاء الفروق فيما بنهما.

الجدول ٤، ٤٧ : تحليل التباين المتعدد تبعا لمتغير المحافظة

متغيرات الدراسة		درجة الحرية	متوسط المربعات	قيمة "ف"	مستوى الدلالة	النتيجة
المحافظة	التحصيل الأكاديمي	10	7.650	1.198	.290	غير دالة إحصائيا
	المسؤولية الاهتمام	10	.228	.505	.887	غير دالة إحصائيا
	المسؤولية المشاركة المجتمعية	10	.811	1.359	.196	غير دالة إحصائيا
	المسؤولية الفهم للمغزى الاجتماعي	10	.676	1.607	.101	غير دالة إحصائيا

رابعا: العمر

أظهرت النتائج الواردة في الجدول أدناه (٤-٤٨) لتحليل التباين متعدد المتغيرات أن التحصيل الأكاديمي جاءت نتائجه غير دالة إحصائيا عند مستوى دلالة (٠,٠٥) تبعا لمتغير العمر (الفاء المحسوبة= ١,٣٥٩، الدلالة الإحصائية= ٠,٢٤٧)، كما أظهرت النتائج أيضا عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية لمتغير المسؤولية الاجتماعية بين كل من الاهتمام (الفاء المحسوبة= ٠,٦٢١، الدلالة الإحصائية= ٠,٦٤٨)، المشاركة المجتمعية (الفاء المحسوبة= ٠,٣٣٤، الدلالة الإحصائية= ٠,٨٥٥)، والفهم للمغزى الاجتماعي (الفاء المحسوبة= ٥٢١، الدلالة الإحصائية= ٠,٧٢١) يعزى لمتغير العمر، مما يدل على انتفاء الفروق فيما بنهما.

الجدول ٤، ٤٨ : تحليل التباين المتعدد تبعا لمتغير العمر

متغيرات الدراسة		درجة الحرية	متوسط المربعات	قيمة "ف"	مستوى الدلالة	النتيجة
العمر	التحصيل الأكاديمي	4	8.681	1.359	.247	غير دالة إحصائيا
	المسؤولية الاهتمام	4	.281	.621	.648	غير دالة إحصائيا
	المسؤولية المشاركة المجتمعية	4	.200	.334	.855	غير دالة إحصائيا
	المسؤولية الفهم للمغزى الاجتماعي	4	.219	.521	.721	غير دالة إحصائيا

خامسا: النوع الاجتماعي

أظهرت النتائج الواردة في الجدول أدناه (٤-٤٩) لتحليل التباين متعدد المتغيرات أن التحصيل الأكاديمي جاءت نتائجه ذات فروق بدلالة إحصائية عند مستوى دلالة (٠,٠٥) تبعا لمتغير النوع الاجتماعي (الفاء المحسوبة= ٤,٠١١، الدلالة الإحصائية= ٠,٠١٩) لصالح (الإناث)، في المقابل أظهرت النتائج عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية لمتغير المسؤولية الاجتماعية بين كل من الاهتمام (الفاء المحسوبة= ٠,٣٩٩، الدلالة الإحصائية= ٠,٨٤٩)، والمشاركة المجتمعية (الفاء المحسوبة= ٠,٧٠٢، الدلالة الإحصائية= ٠,٦٢٢) والفهم للمغزى الاجتماعي (الفاء المحسوبة= ٠,٩١٠، الدلالة الإحصائية= ٠,٤٧٤)، يعزى لمتغير النوع الاجتماعي،مما يدل على انتفاء الفروق فيما بنهما.

الجدول ٤، ٤٩ : تحليل التباين المتعدد تبعا لمتغير النوع الاجتماعي

متغيرات الدراسة		درجة الحرية	متوسط المربعات	قيمة "ف"	مستوى الدلالة	النتيجة	تجاه الدلالة
النوع	التحصيل الأكاديمي	2	25.620	4.011	.019	دالة إحصائيا	الإناث
	المسؤولية الاهتمام	2	.410	.906	.405	غير دالة إحصائيا	
	المسؤولية المشاركة المجتمعية	2	.140	.234	.792	غير دالة إحصائيا	
	المسؤولية الفهم للمغزى الاجتماعي	2	.042	.099	.906	غير دالة إحصائيا	

٤،١٠،٢ ملخص نتائج السؤال السادس

أشارت نتائج السؤال السادس في هذه الدراسة أن المتغيرين الشخصيين العمر والمحافظة لا توجد لهما دلالة إحصائية على المتغيرين التابعين التحصيل الأكاديمي والمسؤولية الاجتماعية، بينما متغير السنة الدراسية كان له أثر في التحصيل الأكاديمي لصالح (غير ذلك) من الكليات والمعاهد في جامعة نزوى فقط، أما متغير الكلية له دلالة إحصائية لصالح كلية العلوم والآداب، بينما متغير المسؤولية الاجتماعية (الفهم للمغزى الاجتماعي) له دلالة إحصائية لصالح (غير ذلك)، أما بالنسبة للمتغير الشخصي النوع، فقد كان له أثر على التحصيل الأكاديمي فقط لصالح الإناث.