الفصل الرابع

نتائج الدراسة

4،1 المقدمة

يُركز هذا الفصل على عرض نتائج الدراسة المتنوعة بداية من التحليل الوصفي لعرض نتائج البيانات الديمغرافية من خلال التكرارات والنسب المئوية. ثم تقديم نتائج التحليل العاملي الاستكشافي الذي تم استخدامه لتقنين أدوات البحث المستخدمة في هذه الدراسة وللتأكد من صدقها التكويني واختصارها في أقل عدد من العوامل واستخدام العوامل المستخلصة في دراسة الفرضيات المقترحة وذلك باستخدام البرنامج الإحصائي (SPSS).

إضافة إلى ذلك، تعرض نتائج التحليل العاملي التوكيدي للتأكد من التحليل العاملي ولدراسة صدق أدوات البحث البنائي. وللإجابة عن أسئلة الدراسة سوف يتم تقديم ما توصلت إليه الدراسة من النتائج من خلال استخدام المعادلة البنائية النموذجية لدراسة العلاقة المباشرة بين تقييم الأداء، والرضا الوظيفي، والأداء الوظيفي، والعلاقة غير المباشرة بين تقييم الأداء والأداء الوظيفي من خلال الرضا الوظيفي بوصفه عاملاً وسيطًا. وأخيرًا، سيتم عرض نتائج تحليل التباين متعدد المتغيرات التابعة (*MANOVA*) لدراسة أثر المتغيرات الديمغرافية.

4،2 التحليل الأوّلي للبيانات

قبل عرض نتائج الدراسة المتنوعة تم تقديم نتائج التحليلات الأولية المتمثلة في الثبات، والتوزيع الطبيعي، وخطية البيانات، والتعامل مع القيم الشاذة والقيم المفقودة وغيرها من البيانات الأولية. إذ يُعد الغرض من التحليل الأولي للبيانات هو التأكد من مدى ملاءمة بيانات الدراسة وصلاحيتها في إجراء البحث العلمي وكذلك مناسبتها للطرق الإحصائية التي سوف تستخدم في اختبار فرضيات الدراسة.

1،4،2 البيانات المفقودة

البيانات المفقودة هي واحدة من أكثر المشاكل انتشارًا في تحليل البيانات، وقد تُعد أمرًا شائعًا إلى حد ما في بعض مجالات البحث، والتي يمكن أن تؤثر في نتائج أهداف البحث (Norfarizal Othman, 2014).

فقد أشار هير وزملاؤه .Hair et al عام 2010، إلى أن البيانات المفقودة قد تهدد تعميم نتائج الدراسة. وللعثور على البيانات المفقودة في الدراسة الحالية، طبقت حزمة SPSS لتحديد القيم المفقودة، إذ كشفت نتيجة البحث أن حالتين فقط من أصل 700 حالة من إجمالي العيّنة بها قيم مفقودة، أي ما نسبته 28%. والتي لا تسبب مشاكل في نتيجة التحليل.

وهذا يتوافق مع رأي فيدل، وتاباشينك Fidell and Tabachnick اللذين اقترحا أنه إذا كانت البيانات المفقودة قليلة وتُشكل ما نسبته 5% أو أقل، وتكون ضمن نمط عشوائي من مجموعة بيانات كبيرة، تكون المشكلة أقل خطورة، وتقريبًا أي إجراء لمعالجة هذه القيم المفقودة يتبناه الباحث قد يؤدّي إلى نتائج مماثلة (63 :2007). وتم معالجة هاتين القيمتين عن طريق استبدالها بقيم أخرى، وذلك بعد تحليل نمط هذه الإجابات المفقودة ومقارنته بالنمط المتوقع من الإجابات بشرط أن تتسم بعدم العشوائية حسب ما أكده (Hair, et al., 2010: 48).

2،4،2 القيم المتطرفة

تأتي الخطوة الثانية بعد تحديد القيم المفقودة معالجة القيم المتطرفة، والتي قد تحدث لعدة أسباب منها الإدخال غير الصحيح للبيانات، وإجابات أفراد العيّنة (Hair, et al., 2006). ويرى فيدل، وتاباشينك Fidell and Tabachnick عام 2007م، أن ظهور بعض القيم المتطرفة يؤثر بشكل كبير في تعميم النتائج، لذا ينبغي التأكد من خلو البيانات منها. وقد تم فحص البيانات والتحقق من وجود القيم المتطرفة فيها بوصفها إجراءً أوليًّا في عملية فرز المعلومات، باستخدام اختبار مسافة مهلانوبس (*Mahalanobis Distance*)، وذلك عن طريق الانحدار الخطي، ومقارنة هذه القيمة بالقيمة الحرجة التي تحصلت عليها من القيمة الحرجة لمربع كاي عند مستوى الدلالة الفائية 001.(ميكائيل إبراهيم، 2018أ).

وقد كشف الفحص باستخدام مسافة مهلانوبس عن وجود 145 حالة شاذة قيمتها أكبر من القيمة الحرجة، أي ما نسبته 21%، مما أدّى إلى اتخاذ القرار بحذف هذه الحالات حتى لا تؤثر سلبًا في نتائج التحليل العاملي. وعليه أصبحت عيّنة الدراسة الحالية تضم 555 حالة.

3،4،2 التحليل الوصفي للبيانات

يتضح من الجدول رقم 1،4 نتيجة التحليل الوصفي لبيانات المشاركين، أن إجمالي عدد المشاركين من الذكور والإناث بلغ 555 مشاركًا، حيث شكل ما نسبته 50.3% من أفراد العيّنة من فئة الذكور والذين بلغ عددهم 279 مشاركًا، بينما شكّلت نسبة الإناث 49.7%والبالغ عددهن 276 مشاركةً من موظفي ديوان عام وزارة التربية والتعليم، ويعود ذلك التقارب في النسبة نتيجة لارتفاع مستوى الوعي الحكومي في سلطنة عمان بالدور المتكامل بين الذكور والإناث في عمليات التوظيف لخدمة العمل التربوي.

أما بالنسبة لمتغير العمر، فقد احتلت الفئة العمرية ما بين (45-36) سنة أعلى نسبة 53.5% وبعدد 297 مشاركًا ومشاركةً، جاءت بعدها الفئة العمرية (35-26) سنة في المرتبة الثانية وبنسبة 35.9% والبالغ عددهم 199 مشاركًا، ويعود السبب وراء هذه النسب المرتفعة للفئتين بقاء العاملين في هذه الفئات العمرية في العمل بوزارة التربية والتعليم لفترات زمنية طويلة كونهم يشكّلون الخبرات الوظيفية التي تسد احتياجات العمل التربوي، وبفارق كبير بين النسب احتلت الفئة العمرية (55-46) سنة المرتبة الثالثة في تصنيف الفئات وبنسبة 9.2% حيث بلغ عددهم 51 مشاركًا ومشاركةً.

ويعود انخفاض هذه النسبة بين المشاركين لارتفاع نسبة المتقاعدين ممن يشغلون هذه الفئة العمرية، بينما شكلت أقل فئة عمرية أقل من (25) سنة في التصنيف، وأعلى فئة عمرية أكثر من (56) سنة أقل النسب على التوالي4%، و 1.1% كون فرص التوظيف الحالية للفئات العمرية قليلة، ولاقتراب الفئة الأعلى من سن التقاعد أي بلوغ الستين عامًا، إذ يحدد قانون الخدمة المدنية في سلطنة عمان عمر الستين هو سن التقاعد للموظف.

أما بالنسبة لمتغير المؤهل العلمي للمشاركين، فقد بلغت نسبتهم في مرحلة البكالوريوس 51.1% وعددهم 286 مشاركًا، وذلك مقابل 141 مشاركًا وبنسبة 25.4% في مرحلة الماجستير، ويعود هذا الاختلاف في النسب إلى كون التعينات في الوظائف بوزارة التربية والتعليم تُركز على حملة مؤهل البكالوريوس، أما حملة الماجستير فيُعد خيار التخصص خيارًا شخصيًّا وليس مُتَطَلِّبًا لشغل الوظائف والتعيين على غالبية الوظائف في الوزارة، أما فئة الدكتوراه فقد بلغ عددهم 22 مشاركًا وبنسبة 4% وتعتبر هذه النسبة منخفضة، الأمر الذي يؤكد أن التوجه لدراسة هذا التخصص حديث العهد بالمنتسبين للدراسة من قبل الموظفين ضمن هذه الفئة، كما أن اشتراطات الالتحاق لدراسته والتي تفرضها الوزارة صعبة وليست يسيرة، وليست في متناول الجميع.

الجدول 4، 1: التحليل الوصفي لبيانات المشاركين في الدراسة

متغير الدراسة	فئات الدراسة	العـــــــدد	النسبة المئوية
النوع	ذكور	1173	%64
	إناث	655	%36
العمر	أقل من 25 سنة	30	%2
	من 26 إلى سن35	550	%30
	من 36 إلى 45سنة	885	%48
	من 46 إلى 55 سنة	304	%17
	من 65 فأكثر	59	%3
المؤهل العلمي	دبلوم	173	%9
	بكالوريوس	678	%37
	ماجستير	345	%19
	دكتوراه	53	%3
	أخرى	579	%32
المجموع لكل فئة		1828	%100

4،3 التحليلات الإحصائية العامة للتحليل العاملي

تهتم عديد من المشـــكلات البحثية بدقة البيانات التي يتم إدخالها في ملف البيانات، إذ يعدُّ الفحص الأولي للبيانات من الخطوات الحيوية قبل إجراء أي تحليل إحصائي، وذلك من أجل تحديد أي انتهاكات محتملة للافتراضات الأساسية المتعلقة بتطبيق هذه التحليلات الإحصائية (Hair, et al., 2010). علاوة على ذلك، يرى تاباشينك، وفيدل Tabachnick and Fidell أن فحص البيانات الأولي يُتيح اكتساب فهم أعمق للبيانات التي يتم جمعها(60 :2007). وبناءً على ذلك، أجرتْ التحليلات الإحصـــائية العامة للتحليل العاملي باســـتخدام حزمة برمجيات SPSS، والمتمثلة في: (1) اختبار التوزيع الطبيعي الاعتدالي، (2) اختبار الثبات، (3) اختبار خطية البيانات وتجانسها.

1،4،3 التوزيع الطبيعي الاعتدالي

تفترض عديد من الأســـاليب الإحصـــائية أن توزيع الدرجات على المتغير التابع تتبع التوزيع الطبيعي الاعتدالي، وتســتخدم كلمة "طبيعي" هنا لوصــف المنحنى التكراري المتماثل، حيث يتمركز العدد الكبير من الدرجات في المنتصـف، بينما يقل عدد الدرجات بشـكل كبير في اتجاه طرفي المنحنى (جولي بالانت، 2015: 85). ويقســم تاباشــينك، وفيدل Tabachnick and Fidell عمليات تقييم طبيعة المتغيرات حسب الطرق المستخدمة إلى طريقتين هما الطريقة الإحصائية أو طريقة الرسومات (2007: 79). ويضم اختبار طبيعة البيانات عن طريق الإحصـاء مكونين أسـاسـين؛ هما: الالتواء والتفرطح (ميكائيل إبراهيم، 2018أ). من أجل تقييم الحالة الطبيعية لتوزيع البيانات بالطرق الإحصائية في الدراسة تم استخدام اختبار كولمنجروف–سميرونوف (Kolmogorov-Smirnov) الإحصائي في SPSS، واختبار الالتواء والتفرطح.

تم أولًا التحقق من جودة البيانات وصلاحيتها من خلال استخدام اختبار كولموجوروف–سميرونوف (Kolmogorov-Smirnov)، واختبار شابيروا–ويلك (Shapiro-Wilk). وقد أظهرت نتائج اختبار كولموجوروف–سميرونوف ونتيجة شابيروا–ويلك، أن الاختبار دال إحصائيًّا بالنسبة لمتغيرات الدراسة، الأداء الوظيفي، والرضا الوظيفي، وتقييم الأداء. وهذا يشير إلى أن المتغيرات لا تتبع التوزيع الطبيعي، وهذه النتيجة تتعارض مع النتيجة التي تسعى الدراسة الحالية الحصول عليها لإثبات اعتدالية التوزيع الطبيعي، ويعود السبب في ذلك إلى حجم العيّنة الكبير (N=555) في هذه الدراسة. إذ يُعد انتهاك افتراضات الحالة الطبيعية شائعًا جدًا في العيّنات الكبرى (Pallant, 2010: 63). وعليه تم الاعتماد في التحقق من الاعتدالية على اختبار قيم الالتواء والتفرطح.

أوضح مركز الإحصاء أن الالتواء (*Skewness*) يُعبر عن درجة عدم التماثل أو الانحراف عن التماثل، فإذا كان منحنى توزيع الشكل العام للبيانات له طرف على يمين مركز التوزيع أطول من

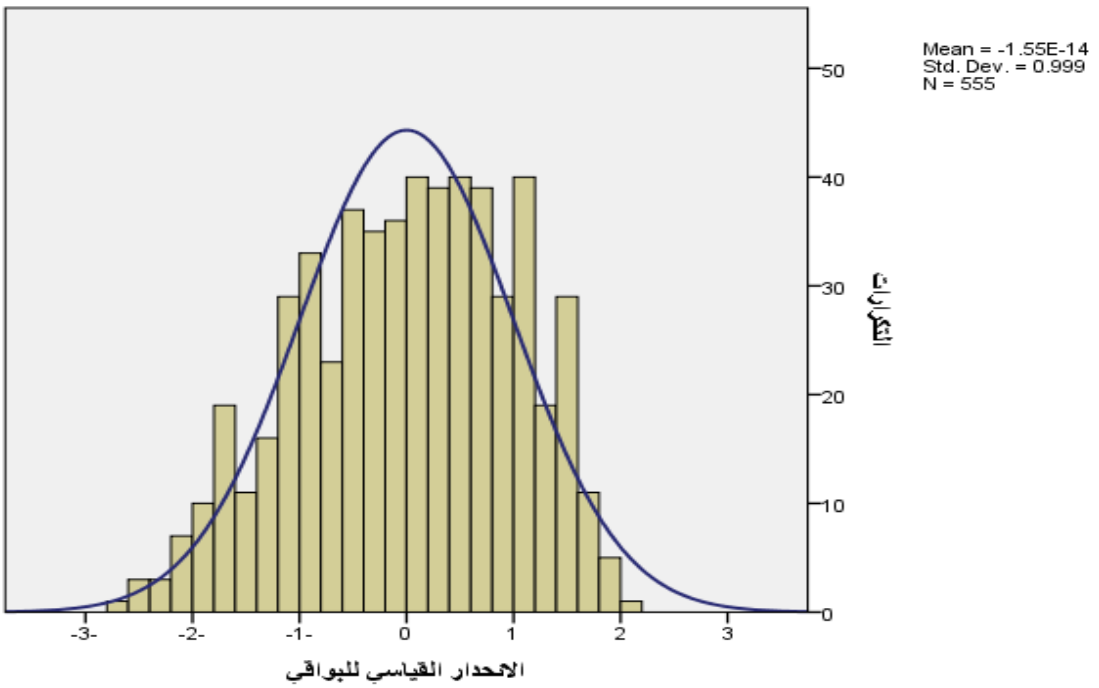
الطرف الأيسر، فإن التوزيع له التواء موجب، وإذا حدث العكس يقال إن التوزيع له التواء سالب. أما التفرطح (*Kurtosis*) فهو مقياس يقيس درجة علو أو انخفاض أي منحنى توزيع تكراري بالنسبة للمنحنى الطبيعي للبيانات، وهو منحنى متماثل حول الرأس يمر بالمتوسط (23 :2017).

وبناءً على ذلك، تم إجراء اختبار الالتواء والتفرطح، حيث أشـــارت نتيجة تحليل البيانات إلى عدم وجود أي انحرافات تُذكر في البيانات، إذ جاءت قيمة z المحسوبة للالتواء والتفرطح لفقرات الاستبانة ضمن المساحة المحددة (2+، 2-)، الأمر الذي يدلّ على التوزيع الطبيعي الاعتدالي للبيانات، والجدول رقم 2،4 يبين قيم المتوسط الحسابي والانحراف المعياري والالتواء والتفرطح لفقرات الاستبانة.

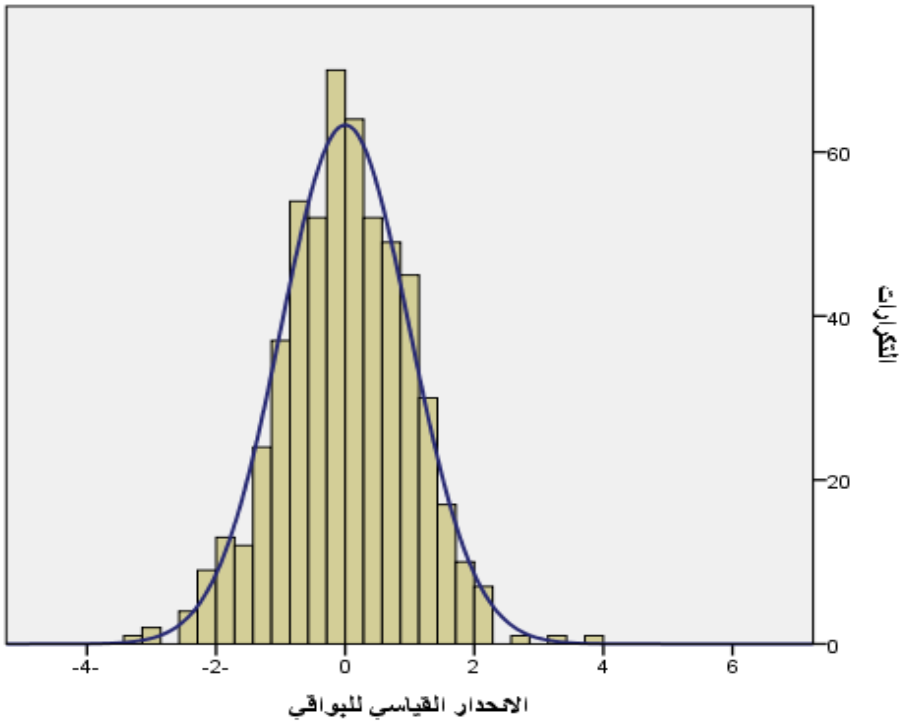
الجدول 4، 2: قيم المتوسط الحسابي والانحراف المعياري والالتواء والتفرطح لفقرات الاستبانة

المحور	م	الأبعاد	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الالتواء	الخطأ المعياري للالتواء	التفرطح	الخطأ المعياري للتفرطح
الأداء الوظيفي	1	الولاء التنظيمي	3.84	.589	-.321	.104	-.494	.207
	2	الالتزام الوظيفي	4.52	.390	-.547	.104	-.638	.207
	3	الجدية في العمل	4.42	.423	-.526	.104	-.545	.207
	4	تحمل المسؤولية	4.43	.428	-.383	.104	-.835	.207
تقييم الأداء	1	الدقة	2.86	.809	-.289	.104	-.531	.207
	2	الموضوعية	2.45	.695	.150	.104	-.816	.207
	3	العدالة التنظيمية	2.88	.680	-.105	.104	-.336	.207
الرضا الوظيفي	1	الرضا العام للموظف	3.39	.742	-330	.104	-.452	.207
	2	الرضا عن تقييم الأداء	2.95	.721	-.119	.104	-.377	.207

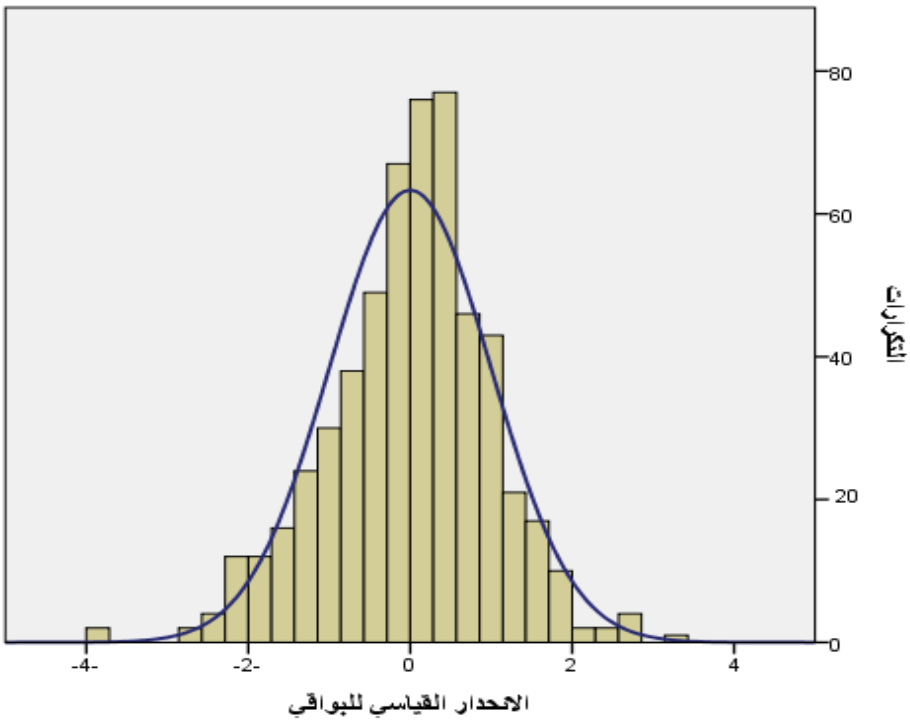
تُعد الأشـــكال البيانية أداة مهمة لتقييم الحالة الطبيعية، فمن خلال المدرج التكراري للتوزيع الاعتدالي للمتغيرات يمكن أن تتوفر معلومات عن توزيع الدرجات بشكل طبيعي، أي تتبع شكل المنحنى الطبيعي العادي، وتوضّـــح الأشـــكال رقم 4،1، ورقم 4،2، ورقم 4،3، على التوالي المدرجات التكرارية للمتغيرات الثلاثة، الأداء الوظيفي، وتقييم الأداء، والرضـــا الوظيفي. وقد أظهرت هذه الأشـــكال توزيع الدرجات بشـــكل طبيعي ومعقول، حيث تتمركز معظم الدرجات في المنتصـــف، ثم تقل تَدْرِيجِيًّا في اتجاه الأطراف، مما يدل على تحقق شـــرط طبيعية التوزيع وصـــلاحية المقياس، وعليه فإن ذلك يؤكّد أن القرار العلمي المستنتج باستخدام البيانات قرارٌ صائبٌ ويمكن التعامل مع هذه البيانات والبناء عليها.



الشكل 4، 1: المدرج التكراري للتوزيع الطبيعي لمتغير الأداء الوظيفي



الشكل 4، 2: المدرج التكراري للتوزيع الطبيعي لمتغير تقييم الأداء



الشكل 4، 3: المدرج التكراري للتوزيع الطبيعي لمتغير الرضا الوظيفي

2،4،3 الثبات

من الصفات الأساسية التي يجب توافرها أيضًا في أداة جمع البيانات قبل الشروع في استخدامها هي خاصية الثبات (*Reliability*). وتكمن أهمية قياس درجة ثبات أداة جمع البيانات في أهمية الحصول على نتائج صحيحة كلما تم استخدام الأداة، ولذا تكون نتائج الدراسة مُطمئنة ويمكن الاعتماد عليها. يُعرف ثبات المقياس إلى أي درجة يعطي المقياس قراءات متقاربة عند كل مرة يستخدم فيها (عباس البرق وآخرون، 2013).

وقد جرى التحقق من ثبات المقاييس المستخدمة في الدراسة الحالية من خلال حساب معامل ألفا كرونباخ (*Cronbach alpha*)، علمًا بأن معامل الثبات المقبول هو 0.70 فما فوق، ويعدّ ضعيفًا إذا كان الثبات أقل من هذه القيمة، وكلما اقتربت قيمة ألفا من الواحد الصحيح؛ كان ذلك دالاً على الثبات الجيد للمقياس (Hair, et al., 1998). وبناءً عليه جاءت نتائج تطبيق ألفا كرونباخ مُطمئنة وذلك بحساب قيمة الثبات لفقرات أبعاد كل محور من محاور الدراسة الثلاثة، الأداء الوظيفي، وتقييم الأداء، والرضا الوظيفي، فقد بلغت قيمة الثبات لفقرات أبعاد محور الأداء الوظيفي، الولاء التنظيمي، الالتزام التنظيمي، تحمل المسؤولية، الجدية في العمل ما بين (.759 - .795). ونلاحظ أن هذه القيم تشير إلى أن قيم الثبات جيدة، وتراوحت قيمة الثبات لفقرات أبعاد محور تقييم الأداء، الدقة، والموضوعية، والعدالة التنظيمية ما بين (.804-.901)، وهي قيم عالية تشير لثبات عالٍ للفقرات، بينما جاءت قيم ثبات فقرات بُعدي محور الرضا الوظيفي دالة على الثبات الجيد إذ بلغت قيمة الثبات لفقرات البُعدين الرضا العام للموظف، والرضا عن تقييم الأداء (.804 -.850) على التوالي.

وبالنظر إلى الجدول رقم 3،4 لتعيين معامل ألفا كرونباخ لقياس ثبات فقرات الاستبانة، يظهر أن أغلب معاملات (*Cronbach Alpha*) للمتغيرات تزيد قيمته عن 80. ويوضّح كافانا، ديلاهيا وشيكاران Cavana, Delahaye and Sekaran(2001) أنه كلما كانت المعاملات أعلى كلما كانت أداة القياس أفضل (Ari Warokka, et al, 2012). وعليه فإن قيمة كل متغير من المتغيرات في هذه الدراسة جيد، ويعزز هذه النتيجة أيضًا ارتفاع درجة الثبات الكلي لفقرات الاستبانة (70 فقرة) إذ بلغت814.، وهذه القيمة جيدة ومُطمئنة، كما أن قيم الثبات لفقرات أبعاد المحاور الثلاثة جيدة بشكل عام ويمكن الوثوق بها، الأمر الذي يؤكّد قدرة الاستبانة المعدّة على تحقيق أهداف الدراسة الحالية.

الجدول 4، 3: معامل ألفا كرونباخ لقياس ثبات فقرات الاستبانة

المحور	الأبعاد	عدد الفقرات	قيمة ألفا كرونباخ
الأداء الوظيفي	الولاء التنظيمي	8	.759
	الالتزام التنظيمي	8	.775
	الجدية في العمل	7	.795
	تحمل المسؤولية	8	.793
تقييم الأداء	الدقة	8	.901
	الموضوعية	8	.820
	العدالة التنظيمية	7	.804
الرضا الوظيفي	الرضا العام للموظف	8	.850
	الرضا عن تقييم الأداء الوظيفي	8	.829
الثبات الكلي لفقرات المقياس		**70**	**.814**

3،4،3 خطية البيانات وتجانسها

تُعبر خطية البيانات عن الارتباط الخطي بين كل زوج من المتغيرات، وقدرة معامل الارتباط في تمثيل العلاقة بينهم بشكل كافٍ (Hair, et al., 2006). حيث يشير ذلك إلى مقدار انحراف إجابات أفراد

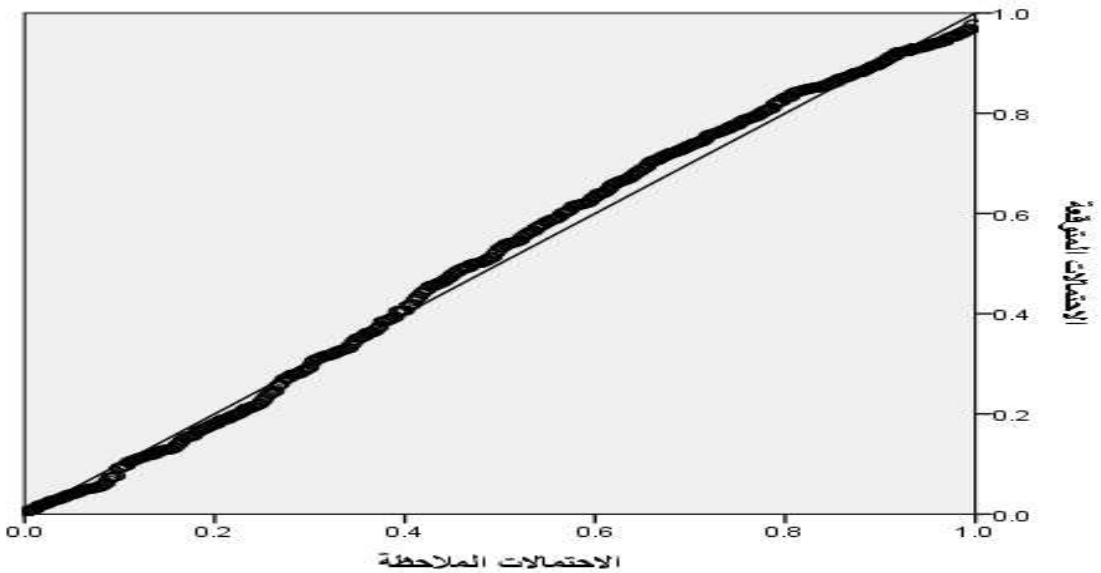
العيّنة عن الإجابات المثالية (البواقي)، وهو يُعدُّ بوصفه مؤشرًا على سلامة البيانات من أي أخطاء. كما أنه يساعد في تحقيق أهداف الدراسة (عباس البرق وآخرون، 2013). ويمكن الاستدلال بهذه العلاقة الخطية بين متغيرين أو أكثر من خلال شكل (*Normal Probability Plots*)، فالنقاط المتقطعة، تمثل إجابات العيّنة القريبة من بعضها بعضًا وتقع على الخط أو بانحراف قليل عن الخط والتي تأخذ الشكل المستقيم تشير إلى أن البواقي تتوزع حسب التوزيع الطبيعي، وهذا شرط من شروط الخطية (جولي بالانت، 2015).

فإن انتهك شرط الخطية هنا، فعلى الباحث معالجة ذلك من خلال تحويل المتغيرات غير الخطية إلى متغيرات خطية، بوصف ذلك حلًا مناسبًا لعلاج هذه المشكلة (ميكائيل إبراهيم، 2018أ). إضافة إلى ذلك، يمكن اختبار التجانس بين البيانات من خلال أشكال الانتشار (*Scatters plots*)، التي يتم فيها فحص شكل انتشار البواقي المعيارية مع القيم الاتجاهية للمتغيرات، ويتم الحكم على تحقق التجانس بين المتغيرات عندما يظهر انتشار وتوزيع البواقي، التي تظهر في شكل نقاط على جانبي الخط الذي يمثل الصفر، وهو الخط الذي يفصل بين البواقي السالبة والموجبة، حيث لا يمكننا رصد نمط أو شكل معين لتباين هذه البواقي، وهو ما يعني أن هناك تجانسًا في تباين الأخطاء، ولذا يتحقق شرط التجانس (أمين، 2008).

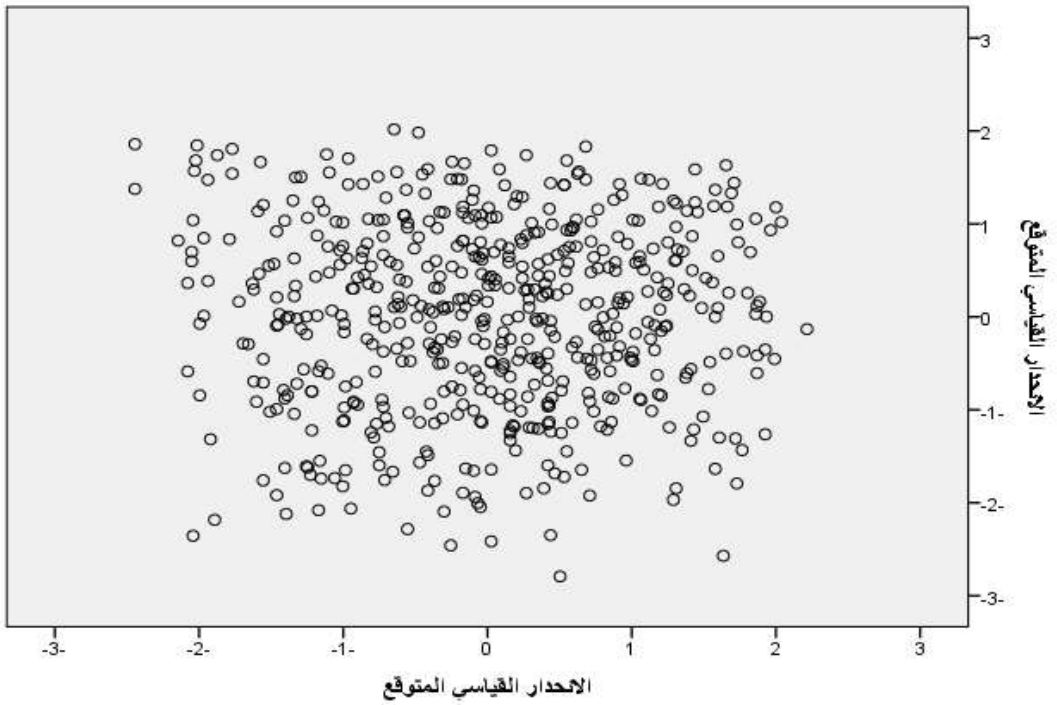
وقد أوضحت الأشكال البيانية للتوزيع الخطي لبواقي متغيرات الدراسة، أن مُسلمة خطية البيانات قد تحققت، باستثناء انحرافات قليلة، كون الدرجات تتجمع في شكل نقاط متقطعة قريبة من بعضها بعضًا وبطريقة مستقيمة، علاوة على ذلك أوضحت أشكال الانتشار (*Scatter plot*)، تحقق هذا الشرط مؤكّدة بذلك وجود تجانس أو ثبات في التباين للبواقي، وتوضّح الأشكال البيانية رقم 4،4،

و4،5، و4،6 و4،7، و4،8، و4،9، تحقق شـرط الخطية وتجانس البيانات لمحاور الدراسـة الثلاثة، الأداء الوظيفي، وتقييم الأداء، والرضا الوظيفي.

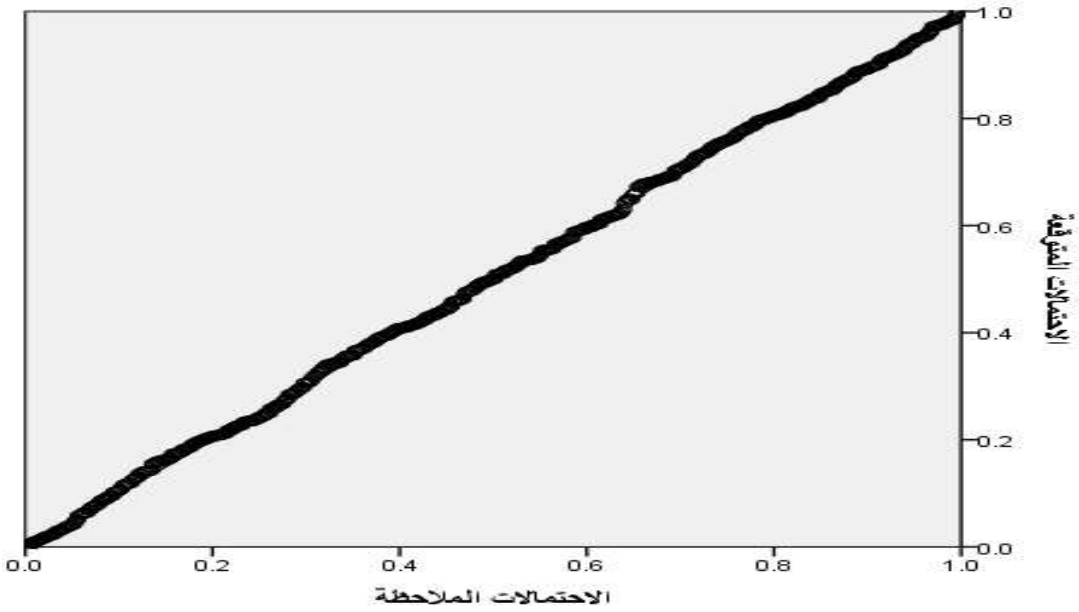
UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
جامعة العلوم الإسلامية الماليزية
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA



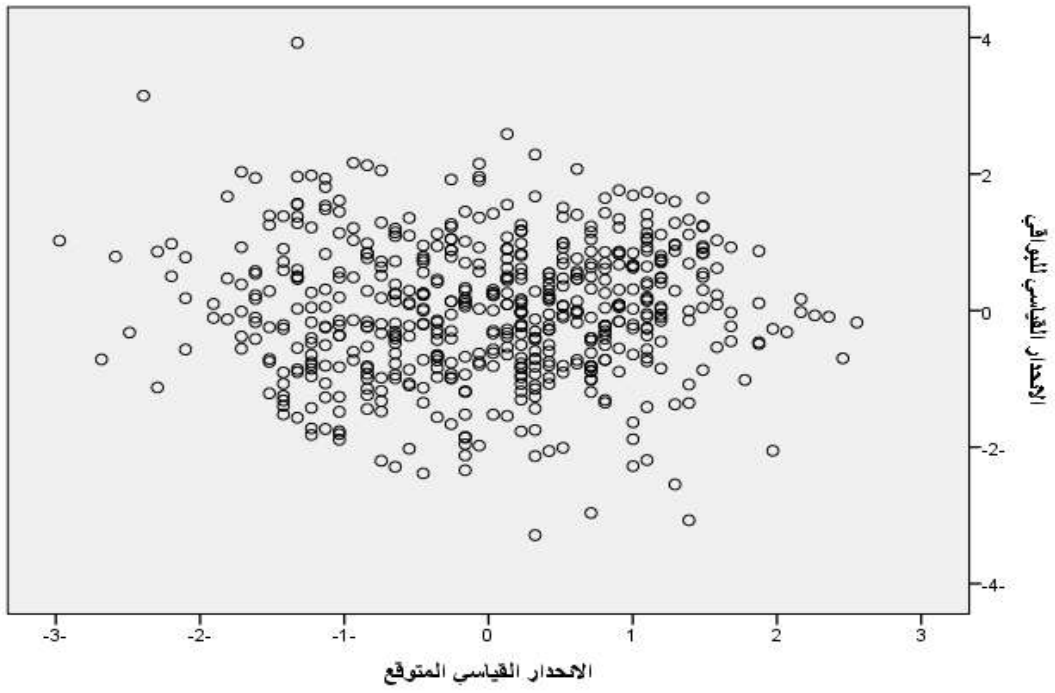
الشكل 4، 4: التوزيع الخطي للبواقي لمتغير الأداء الوظيفي



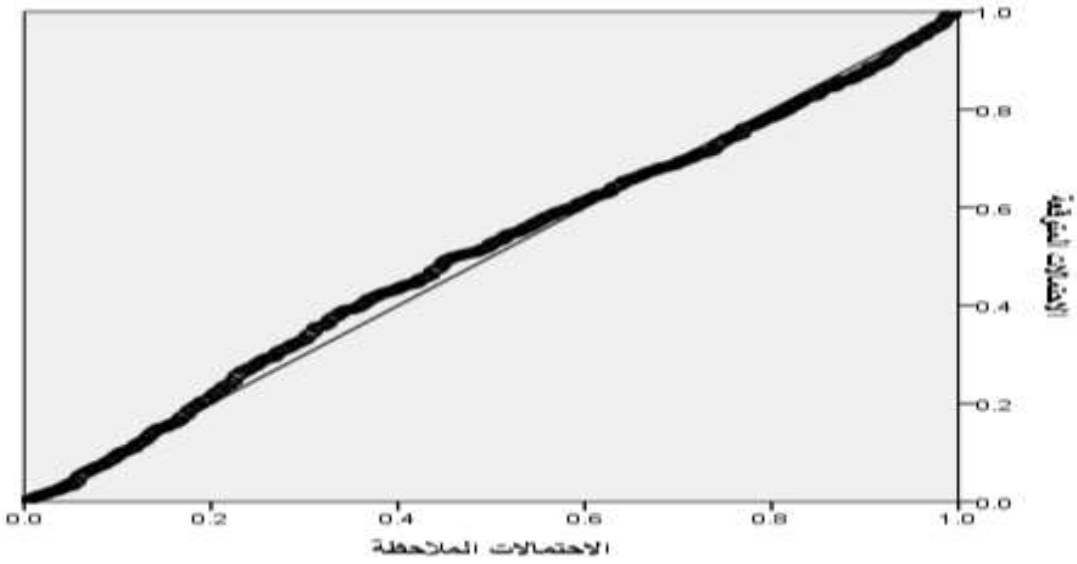
الشكل 4، 5: شكل الانتشار لمتغير الأداء الوظيفي



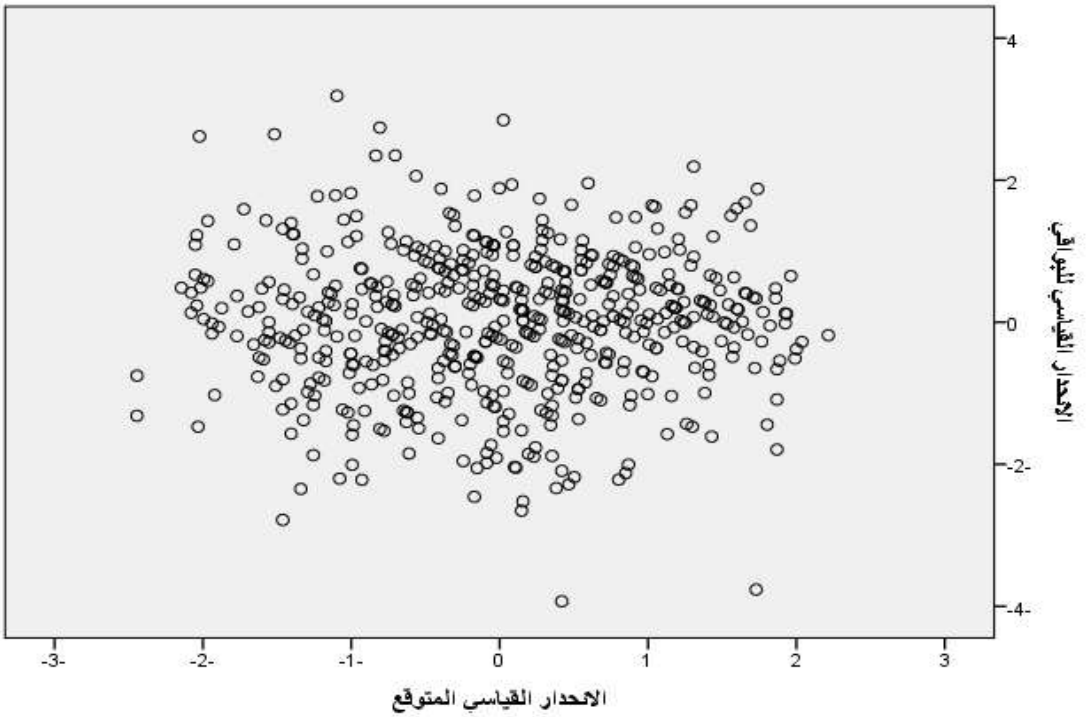
الشكل 4، 6: التوزيع الخطي للبواقي لمتغير تقييم الأداء



الشكل 4، 7: شكل الانتشار لمتغير تقييم الأداء



الشكل 4، 8: التوزيع الخطي للبواقي لمتغير الرضا الوظيفي



الشكل 4، 9: شكل الانتشار لمتغير الرضا الوظيفي

4،4،3 خلاصة التحليل

تم إجراء التحليلات الأولية للبيانات باستخدام حزمة spss الإحصائية، بُغية الوصول لفهم عميق للبيانات التي تم جمعها، وقد خلصت النتائج إلى عدد من الاستنتاجات أكدت خلو بيانات الدراسة من القيم المفقودة، بينما أوضحت التحليلات عدد 145 حالة شاذة تم اتخاذ قرار حذفها لتحسين نتائج التحليل العاملي. وبناءً على ذلك تم استعراض البيانات التفصيلية لعدد المشاركين في الدراسة وتوزيعهم وفقًا للمتغيرات الديمغرافية المقصودة، ومِن ثَمَّ تمَّ اختبار الفروض الإحصائية العامة للتحليل العاملي، وذلك بالتحقق من التوزيع الطبيعي، والثبات، وخطية الفقرات وتجانسها. وقد أكّدت النتائج عدم وجود أي انتهاكات محتملة للافتراضات الأساسية المتعلقة بتطبيق هذه التحليلات الإحصائية. فقد أظهرت نتائج اختبار الالتواء والتفرطح، أن التوزيع الطبيعي ضمن الإطار المسموح (2+، 2-).

ولتعزيز هذه النتيجة، تم الاعتماد على المدرج التكراري للتوزيع الطبيعي، الذي أكّد أنّ توزيع البيانات في مستواها الطبيعي. علاوة على ذلك، أشارت نتائج حساب ثبات فقرات الأبعاد الثلاثة، الأداء الوظيفي، وتقييم الأداء، والرضا الوظيفي، إلى أن قيم الثبات للأبعاد جيدة، فقد تراوحت قيمة الثبات الكلي لفقرات الاستبانة 0.814، وهي قيمة جيدة ومطمئنة، وتزيد من الثقة في استخدام الاستبانة لتحقيق أهداف الدراسة. كما أكد شكل الانتشار وشكل التوزيع الخطي لبواقي متغيرات الدراسة، أن البواقي تتوزع حسب التوزيع الطبيعي، وأن مسلمة خطية البيانات قد تحققت، وهذه شروط أساسية لتحقق الخطية وتجانس بيانات محاور الدراسة، الأمر الذي يؤكّد أن استخدام البيانات الحالية هو قرار علمي صائب ويستند على أدلة علمية صحيحة.

4،4 نتائج تحليل السؤال الأوّل

نص السؤال الأوّل: " **ما عوامل الأداء الوظيفي، وتقييم الأداء، والرضا الوظيفي الكامنة وكيف يمكن التحقق من الصدق التكويني لهذه المقاييس؟**"

1،4،4 التحليل العاملي

يعدّ التحليل العاملي من أقوى الأساليب الإحصائية وأكثرها استخدامًا في البحوث التربوية والنفسية. ويوجد لهذا الأسلوب عدد من الاستخدامات، إذ يستخدم بوصفه أسلوبًا لتقليل البيانات، فهو يأخذ مجموعة كبيرة من الفقرات، ويبحث عن طريقة لتقليل البيانات أو تلخيصها باستخدام مجموعة أصغر من العوامل أو المركبات (جولي بالانت، 2015). كما يستخدم أيضًا في البرهنة على الصدق التكويني للمقاييس واستخلاص العناصر أو العوامل محل الدراسة (Hair, et al., 2010). سعت الدراسة الحالية إلى تبني التحليل العاملي بُغية الحصول على معلومات حول عدد العوامل التي تُمثل البيانات في الدراسة على أفضل وجه، والتحقق من الصدق التكويني للمقاييس المستخدمة، إضافة إلى فحص بُنية عناصر المقاييس المقابلة للمتغيرات المعروضة في الإطار المفاهيمي للدراسة.

ينقسم التحليل العاملي إلى نوعين أساسيين هما: التحليل العاملي الاستكشافي والتحليل العاملي التوكيدي. يأتي فيه استخدام التحليل العاملي الاستكشافي في المراحل الأولى من الدراسة الحالية، ويتضمن جمع المعلومات واستقصاء العلاقات المتبادلة بين الفقرات، بينما يتم تبني التحليل العاملي التوكيدي في مراحل متقدمة من البحث بُغية اختبار الفرضيات المحددة والمرتبطة بهيكل المتغيرات (ميكائيل إبراهيم، 2018 أ). وقد تم الاعتماد على التحليل الاستكشافي للإجابة عن السؤال الأوّل في الدراسة الحالية؛ سعيًا لاكتشاف العوامل التي تُصنّف إليها المتغيرات وذلك بتحديد عوامل الأداء الوظيفي، وعوامل تقييم

الأداء، وعوامل الرضا الوظيفي الكامنة، إِضَافَة إلى التحقق من الصدق التكويني للمقاييس المعدة للإجابة عن أسئلة الدراسة.

تتضمن عملية التحليل العاملي الاستكشافي ثلاث خطوات رئيسة، تهدف أولى خطواتها إلى التحقق من توافر افتراضات التحليل العاملي الاستكشافي والمتمثلة في التحقق من قابلية مصفوفة الارتباط وحجم العيّنة وفقًا لمحكات إحصائية محددة، أما المرحلة الثانية فتتضمن استخراج العوامل وتحديد عددها، وقد اعتمد في هذه المرحلة على طريقة المركبات الرئيسة (*Principal Component Analysis*). ويأتي الهدف من تبني هذه الطريقة إبراز مجموعة العناصر الكامنة التي يصعب الكشف عنها، والتي يمكن أن تفسر العلاقات بين عدد كبير من المتغيرات، واختزال المتغيرات المقاسة إلى عدد قليل من المتغيرات الكامنة، والحصول على تشبعات دقيقة، كما أنها تُسهم في استخراج أقصى كمية تباين لكل عامل، والوصول إلى أقل قدر ممكن من البواقي.

أما المرحة الثالثة فتتضمن عملية تدوير العوامل بهدف تحسين وضع العوامل المستخرجة والحصول على أكبر قدر ممكن من التباين المفسر، وقد اعتمد فيها على أحد أنواع التدوير وهو التدوير المتعامد (*Orthogonal rotation*)، الذي يطبّق في حالة عدم وجود ارتباط بين العوامل المستخرجة، كما تم اختيار طريقة الفاريماكس (*Varimax*) أحد طرق التدوير المتعامد، كونها تركز على تبسيط الفقرات داخل كل عامل بدلًا من تشبعات الصفوف بين أو عبر العوامل (تيغزة، 2012). ومِن ثَمَّ تسمية هذه العوامل بما يتناسب مع مضمونها.

ولأجل ذلك، تم الاعتماد على عدد من المعايير والمحكات وقيم العلاقات المقبولة بين فقرات المقياس بناءً على الآراء العلمية لعدد من الإحصائيين وهم (Steven, 1992؛ Hair, at al.، 1998, 2010

؛ Tabachnick & Fidell,2007؛ جولي بالانت،2015؛ ميكائيل إبراهيم،2018أ؛ تيغزة، 2012) ، ويمكن تلخيصها على النحو الآتي:

1- أن تنحصر معاملات الارتباطات في مصفوفة الارتباط للمتغيرات (الفقرات) ما بين (0.90-0.30)، وأن تكون القيمة المطلقة لمحدد مصفوفة الارتباط أكبر من 0.00001.

2- ألا تقل قيمة KMOو MSA عن 0.50، وأن يكون اختبار بارتليت دالاً إحصائِيًّا عند مستوى دلالة أقل من 0.50.

3- الاعتداد بقدر من التشبع لا يقل عن 0.50 للتعبير عن تشبعات الفقرات المقبولة على العامل، على أن يتم:

- استبعاد الفقرات التي لها تشبعات عاملية أقل من 0.50 من التحليل، واعتماد الفقرات ذات التشبع التي تساوي أو تكون أكبر من 0.50.
- استبعاد الفقرات التي تشبعت في أكثر من عامل (البنية المعقدة).
- استبعاد الفقرة الوحيدة التي تشبعت بشكل فردي على عامل واحد، مما يؤدّي إلى حذف العامل ككل (الفقرة اليتيمة).
- ألا يقل عدد الفقرات المتشبعة في العامل الواحد عن ثلاث فقرات.

4- اعتماد العوامل التي جذورها الكامنة الواحد الصحيح 1.00 فأكثر في التحليل.

5- اعتماد نوع التدوير االمتعامد (*Orthogonal rotation*) بطريقة الفاريماكس(*Varimax*) لتحسين وضع العوامل المستخرجة من مصفوفة الارتباطات؛ وذلك لاتصاف هذه العوامل بالاستقلالية.

2،4،4 التحليل العاملي الاستكشافي للأداء الوظيفي

1،2،4،4 تقييم مدى ملاءمة البيانات للتحليل العاملي

تبدأ أولى خطوات التحليل العاملي بحســـاب الارتباطات بين المتغيرات في المقياس، والتي تُقرأ من خلال مصـفوفة الارتباط الناتجة من تحليل spss. وبالنظر إلى مصـفوفة الارتباط لمتغيرات مقياس الأداء الوظيفي في الجدول 5،4، أظهرت النتائج أن معظم هذه المتغيرات تحمل القيمة 0.30 أو تزيد عنها، وهي بذلك دالة إحصـــائيًا. ويتوافق ذلك مع رأي تيغزة (2012: 87) الذي يرى أن أغلب معاملات الارتباطات في مصـــفوفة الارتباط يجب أن تســـاوي أو تتعدى المحك 0.30، وأن يشـــكّل ذلك النســـبة الأكبر ما بين معاملات الارتباطات. وقد أوضحت قراءة قيم معاملات الارتباطات في المصفوفة أن الارتباط والتجانس بين متغيرات المقياس متحقق إلى حد ما بســـبب وجود عدد كبير من الارتباطات التي تزيد عن 0.30. علاوة على ذلك أظهرت المصـــفوفة أن قيم معاملات الارتباطات لم تتجاوز القيمة 0.90، وهذا مؤشـــر على عدم وجود ارتباطات عالية تســـتدعي حذف المتغير قبل إجراء التحليل (أمين، 2008). ومن ذلك اوضـحت معاملات الارتباط كافايتها لإجراء التحليل العاملي الاسـتكشـافي، وأنه لا يلزم حذف أي من الفقرات.

علاوة على ذلك، كشفت النتائج أن القيمة المطلقة (*Determinant*) لمحدد مصفوفة الارتباطات أكبر من 0.00001، إذ بلغت قيمته ما دون 0.502، الأمر الذي يؤكّد عدم وجود ارتباطات مرتفعة جِدًّا أو عـدم وجود تعـدد خطي بين المتغيرات (*Multicollinearity*)، حيـث إنّ القيمـة الأقـل 0.00001 للمحدد تؤدّي إلى اســتبعاد المتغيرات ذات معامل ارتباط أكبر من 0.80 ســعيًا لعلاج مشــكلة التعدد الخطي بين المتغيرات (تيغزة،2012). ويوضّح الجدول رقم 5،4 مصفوفة الارتباط لاستبانة الأداء الوظيفي.

الجدول 4، 4: مصفوفة الارتباط لاستبانة الأداء الوظيفي

Q27	Q14	Q12	Q28	Q29	Q26	Q25	Q21	Q20	Q19	Q18	Q16	Q15	Q11	Q10	Q9	Q8	Q7	Q3	Q2	Q1	
																				1	Q1
																			1	.502	Q2
																		1	.371	.307	Q3
																	1	.468	.410	.426	Q7
																1	.481	.347	.331	.369	Q8
															1	.136	.222	.214	.109	.064	Q9
														1	.472	.117	.251	.271	.133	.100	Q10
													1	.387	.343	.212	.186	.270	.097	.036	Q11
												1	.240	.282	.261	.088	.120	.165	.008	.004	Q15
											1	.450	.325	.422	.366	.072	.162	.189	.130	.024	Q16
										1	.417	.280	.270	.363	.277	.078	.210	.234	.155	.146	Q18
									1	.501	.406	.267	.302	.302	.258	.096	.258	.213	.151	.150	Q19
								1	.456	.459	.373	.172	.182	.257	.192	.047	.224	.141	.150	.094	Q20
							1	.466	.345	.391	.349	.213	.219	.345	.169	.050	.164	.160	.105	.052	Q21
						1	.342	.276	.295	.349	.369	.311	.228	.273	.288	.070	.186	.129	.063	.077	Q25
					1	.441	.277	.277	.265	.347	.289	.265	.201	.346	.308	.209	.276	.271	.164	.156	Q26
				1	.374	.359	.367	.343	.327	.391	.274	.144	.206	.260	.213	.105	.210	.186	.073	.044	Q29
			1	.340	.290	.361	.295	.215	.276	.287	.359	.297	.223	.259	.210	.088	.158	.192	.041	.099	Q28
		1	.181	.166	.216	.168	.192	.251	.256	.240	.250	.275	.316	.233	.248	.149	.234	.276	.157	.087	Q12
	1	.287	.243	.274	.352	.284	.268	.219	.285	.336	.411	.337	.446	.348	.315	.219	.189	.290	.139	.121	Q14
1	.404	.228	.304	.354	.374	.355	.329	.247	.333	.367	.418	.305	.295	.322	.378	.184	.162	.180	.135	.076	Q27

Determinant=0.002

UNIVERSITI SAINS ISLAMIC MALAYSIA

أما كفاية حجم العيّنة فقد تم حســـابها عن طريق مقياس كايزر–مييـر–أولكن (KMO). ويقترح كايزر قبول قيم مؤشر (KMO) للمصفوفة كافةً عند قيمة أعلى من 0.50، واضعًا محكات إحصائية يتم من خلالها الحكم على مستوى الملاءمة لهذه القيم، فالقيم التي تتراوح من 0.5إلى 0.7 تدل على مستوى (KMO) لمدى ملاءمة المعاينة لا بأس فيه، والقيم التي تتراوح من 0.7 إلى 0.8 تدل على مســـتوى جيد، والقيم التي تتراوح بين 0.8 إلى 0.9 تدل على مســتوى متميز، والقيم التي تتعدى 0.9 تدل على مســتوى جدير بالثقة والثناء (تيغزة، 31:2012). وقد أظهرت القيمة الناتجة من اختبار (KMO) للمقياس والتي تســاوي 0.899، أن معاملات الارتباط البينية بين المتغيرات (الفقرات) قوية وتُطمئن اســتكمال إجراءات التحليل العاملي.

أما نتيجة اختبار بارتليت من خلال الجدول رقم 5،4، لقياس فرضية عدم تطابق أو تماثل مصفوفة الارتباط الأصلية، فقد دلت على وجود الدلالة الإحصائية، الأمر الذي يدفع للاستمرارية والمتابعة في استكمال التحليل العاملي. انظر جدول رقم 5،4 اختبار (KMO) واختبار بارتليت لمقياس الأداء الوظيفي.

الجدول 4، 5: اختبار KMO واختبار بارتليت لمقياس الأداء الوظيفي

مقياس كايزر– مييـر– أولكين		0.899
اختبار بارتليت	مربع كاي التقريبي	3426.244
	درجة الحرية	210
	مستوى الدلالة	0.000

كما أوضحت مصفوفة الارتباط المضاد (*Anti-image Matrix*)، الموضحة نتائجها في الجدول رقم 6،4، أن جميع قيم مقيـاس الجودة الانفراديـة للمتغيرات (*Measure of Sampling Adequacy*) الناتجة من مخرجات SPSS أعلى من0.50، إذ جاءت قيم (MSA) محصـــورةً ما بين القيمتين -0.770

0.936، وهي قيم جيدة، دالة على الجودة الانفرادية العالية للمتغيرات، ومؤشـرًا كذلك على أن مسـتوى الارتباط بين كل متغير مع المتغيرات الأخرى في مصفوفة الارتباط كافٍ لإجراء التحليل العاملي.

4،4،2، 2 استخراج العوامل وتدويرها وتسميتها

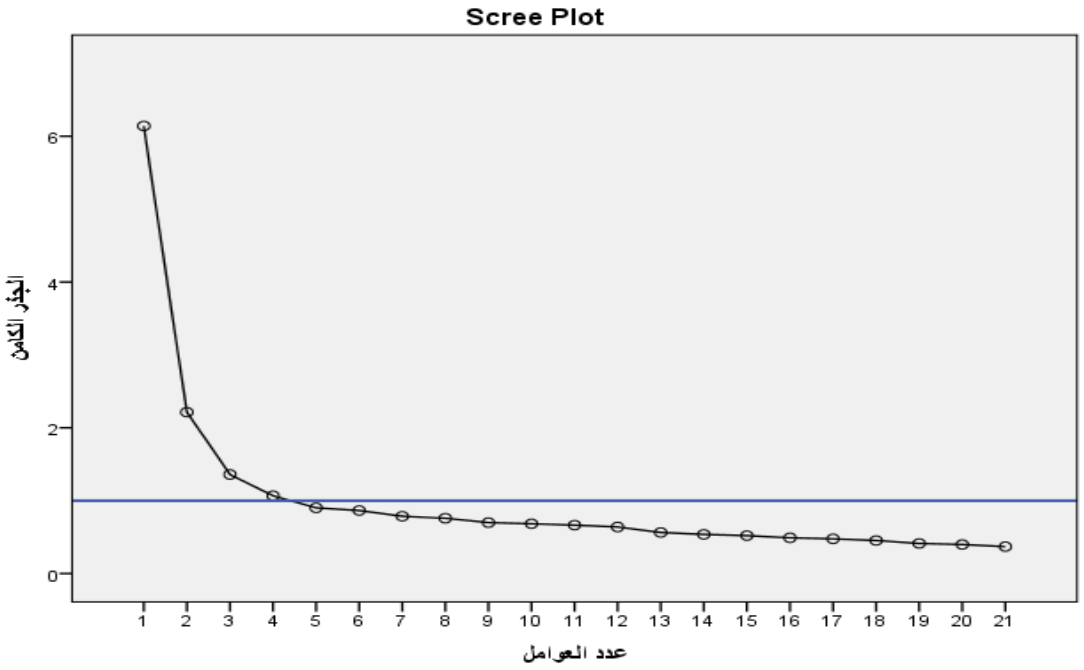
تدل قيمة معامل الشـيوع على مسـاهمات المتغيرات (الفقرات) كل على حدة في بناء العامل، وكلما ارتفعت قيمة معامل الشـيوع كان ذلك أفضـل. وقد قُدرت معاملات الشـيوع بطريقة المركبات الرئيسـة تقديرًا أوليًّا بالواحد الصـحيح 1.00 (ميكائيل إبراهيم، 2018أ). وأُعتِدَّ بالفقرات ذات التشـبع المسـاوي والأقل من 0.50 بوصـفها عتبةً إحصـائية في اختيار الفقرات، وذلك تماشـيًا مع رأي كُلٍّ من سـتيفن Steven عام 1992 وهير وزملاؤه .Hair, et al عام 1998، إذ يعدان هذا التشبع تشبعًا مُهِمًّا.

ويبين جدول رقم 6،4، أن قيم الشيوع لفقرات المقياس تراوحت ما بين 0.674-0.395، وبالنظر إلى هذه القيم نجد أن أغلبها أعلى من 0.30 وتقترب من الواحد الصحيح، وتشير قيم معامل الشيوع في الجدول 6،4، إلى أن أعلى فقرة مستخلصة من التحليل فسرت ما مقداره 67.4% من تباين ذلك المتغير، بينما فسرت أقل فقرة ما نسبته 39.5% من التباين.

كما اعتمد في تحديد عدد العوامل المسـتخرجة على محك الجذر الكامن الذي يشـير إلى مقدار التباين الكلي الذي يفسـره العامل المسـتخلص من التحليل العاملي. وتفترض هذه قاعدة الجذر الكامن حسـب رأي نانالي Nunnaly (1978) الاحتفاظ بالعوامل التي تسـاوي أو تزيد قيمة الجذر الكامن لها عن الواحد الصحيح (جولي بالانت، 2015). ويتضح من الجدول رقم 6،4، أن عدد العوامل التي زادت جذورها الكامنة عن الواحد الصحيح هي أربعة عوامل، والتي ستمثل بدورها أبعاد الأداء الوظيفي. يُفسر فيها العامل الأول أعلى نسبة تباين 29.240%، وبجذر كامن قدره 6.140، بينما يُفسر العامل الرابع أقل

نسـبة تباين بين العوامل الأربعة، إذ بلغت نسـبة التباين 5.085% والجذر الكامن له 1.068. ويظهر من الجدول رقم 6،4 أن جملة ما تُفسـره العوامل الأربعة المشـتقة مبدئيًّا 51.338% من التباين، في حين تعُود النسبة المتبقية من هذا التباين 48.662% إلى عوامل أخرى لم تتمكن المفردات من قياسها.

وللتحقق من عدد العوامل المسـتخرجة، ولحسـاسـية محك الجذر الكامن لحجم العيّنة، وقيم الشـيوع، وعدد المتغيرات كما أشـار تيغزة (2012)، فإن الأمر يتطلب التحقق من صـحة عدد العوامل باستخدام محكات أخرى. لأجل ذلك، تم الاستعانة بمحك اختبار المنحدر أو الهضبة (*Scree Plot*)، والتي أكدت نتائجه وجود أربعة عوامل لقياس الأداء الوظيفي، توافقًا مع النتيجة السـابقة لعدد العوامل حسـب محك الجذر الكامن، ويوضّـح الشـكل 10،4، أن حجم الجذر الكامن يتناقص بشـكل كبير في العوامل الأولية إلى أن يصـل إلى نقطة معينة، غالبًا تكون هذه النقطة حول جذر كامن تسـاوي واحد صحيح 1.00، انظر الشكل 10،4 لاختبار الهضبة للجذور الكامنة لأبعاد الأداء الوظيفي.



الشكل 4، 10: اختبار الهضبة للجذور الكامنة لأبعاد الأداء الوظيفي

وضـــمانًا للحصـــول على عوامل يمكن تفســـيرها بســـهولة من خلال ارتباطها مع المتغيرات في المقياس، وَاسْتِيفَاءً لخصائص البنية البسيطة، برزت فكرة تغيير موضع هذه العوامل حول نقطة ثابتة بإعادة تدويرها، ومع التدوير يتم تغيير موقعها من هذه النقطة الثابتة فيتغير الارتباط معها نتيجة لتغير تشـــبعها (علي وهبة الله، 2016). وعليه استخدم أسلوب التدوير المتعامد في الدراسة الحالية، ومن أشهر الطرق المطبقة فيه طريقة التدوير المتعامد الفاريماكس (*Varimax*) التي تحافظ على اســـتقلالية العوامل. إذ يعمل التدوير على إعادة توزيع التباين الذي يفســـره كل عامل مع الإبقاء على التباين الكلي ثابتًا بدون تغيير (تيغزة، 2012). بعدها تبدأ عملية تســـمية العوامل، والتي تتمثل في البحث عن عنوان أو تســـمية للمعنى المشـــترك بين الفقرات ذات التشـــبعات المقبولة، أو التي تحقق حدًّا أدنى من التشـــبع المقبول على العوامل (تيغزة، 2012).

وقد أكدت النتائج في الجدول رقم 6،4 تصنيف فقرات الاستبانة في أربعة عوامل كما هو مصنّف في الاستبانة المطبّقة على العيّنة الاستطلاعية، إذ يتضح من مضمون الفقرات أن العامل الأوّل هو الالتزام الوظيفي، ويضم 7 فقرات، هي (Q9,Q10,Q11,Q12,Q14,Q15,Q16)، تراوحت قيم تشبعاتها العاملية ما بين 0.395-0.529، والجذر الكامن 6.140، والتباين المفسر بنسبة 29.240%. أما العامل الثاني فقد اشتمل على الفقرات (Q1,Q2,Q3,Q7,Q8)، وسُمي بـ"الولاء التنظيمي"، وبلغت قيم تشبعات فقراته ما بين 0.492-0.602، وبجذر كامن بلغ 2.214ونسبة تباين 10.543%.

واشتمل العامل الثالث على الفقرات (Q25,Q26,Q27,Q28,Q29)، وسُمي"الجدية في العمل"، بجـذر كـامن 1.359 وبنســـبـة تبـاين 6.471%. وأخيرًا اشـــتمـل العـامـل الرابع على الفقرات (Q18,Q19,Q20,Q21)، وأطلق عليه اسم "تحمل المسؤولية"، وقد بلغ جذره الكامن 1.068ونسبة تباين

5.085%. ويتضح من ذلك، حذف (10) فقرات من المقياس الأصلي المتضمن ل (31) فقرة والإبقاء على (21) فقرة موزعة على العوامل الأربعة للقيام بالتحليل العاملي التوكيدي في المرحلة الثانية من مراحل التحليل العاملي المتبنى لاحقًا في الدراسة.

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

الجدول 4، 6: تشعبات فقرات استبانة الأداء الوظيفي بعد استخدام التدوير المتعامد

رقم الفقرة	الفقرة	أبعاد الأداء الوظيفي				قيم الشيوع	الارتباط المضاد
		الالتزام التنظيمي	الولاء التنظيمي	الجدية في العمل	تحمل المسؤولية		
Q1	أشعر على المدى البعيد بأنني أكسب كثيرًا من بقائي في هذه المؤسسة.		.751			.583	.770[a]
Q2	أحرص على خدمة مؤسستي لاهتمامها المتواصل بي.		.727			.560	.807[a]
Q3	أشعر بالإخلاص والولاء نحو المؤسسة التي أعمل فيها.		.610			.492	.900[a]
Q7	حُبي لمؤسستي جعلني أُحب عملي فيها.		.736			.602	.856[a]
Q8	لن أترك العمل في المؤسسة مهما اشتدت الظروف بها.		.684			.542	.822[a]
Q9	أقوم بإنجاز الأعمال الموكلة إليّ دون تأخير في الوقت المطلوب.	.608				.445	.901[a]
Q10	أتعاون مع زملائي في التغلب على صعوبات العمل.	.573				.447	.904[a]
Q11	أواظب على أوقات العمل الرسمية.	.708				.529	.888[a]
Q12	أقدم مصلحة العمل على مصالحي الشخصية.	.539				.403	.927[a]
Q14	ألتزم بالتعليمات والإجراءات المطلوبة في عملي بدقة.	.614				.484	.921[a]
Q15	أتوخّى الدقة في أداء عملي.	.545				.395	.897[a]
Q16	ألتزم بتحقيق مستوى الأداء المطلوب مني.	.540				.526	.914[a]

الجدول 6،4: واصل: تشعبات فقرات استبانة الأداء الوظيفي بعد استخدام التدوير المتعامد

رقـــم الفقرة	الفقرة	أبعاد الأداء الوظيفي				قيم الشيوع	الارتباط المضاد
		الالتزام التنظيمي	الولاء التنظيمي	الجدية في العمل	تحمل المسؤولية		
Q18	أعمل على تحسين أدائي بشكل مستمر.				.628	.561	.936[a]
Q19	أبادر دائمًا ببذل جهد أكبر مما هو متوقع مني.				.659	.556	.926[a]
Q20	أقدم أفكارًا جديدة لتطوير العمل.				.799	.674	.876[a]
Q21	أحرص على تبادل الخبرات ومصـــــادر المعرفة مع زملائي في العمل.				.612	.503	.906[a]
Q25	أتحمل المسؤوليات الناتجة عن تصرفاتي الخاطئة.			.706		.564	.916[a]
Q27	أشعر بأنني أنجز معظم الأعمال المطلوبة مني.			.507		.460	.932[a]
Q26	أتقبل بكل رحابة صدر المسؤوليات الوظيفية الملقاة على عاتقي.			.658		.545	.918[a]
Q28	أكره أن أترك عملي لغيري دون مبرر مقبول.			.587		.410	.925[a]
Q29	أمتلك قدرات للتكيف مع المتغيرات وظروف العمل المستجدة.			.587		.498	.917[a]
الجذر الكامن		**6.140**	**2.214**	**1.359**	**1.068**		
التباين الكلي المفسر		**29.240%**	**10.543%**	**6.471%**	**5.085%**	**التباين الكلي**	**51.338%**

YSIA

4، 4، 3 التحليل العاملي الاستكشافي لتقييم الأداء

1،3،4،4 تقييم مدى ملاءمة البيانات للتحليل العاملي

تُعد مصـــفوفة الارتباطات البينية لأبعاد مقياس تقييم الأداء الوظيفي القاعدة الأولى التي يتمّ من خلالها تحديد العلاقات بين المتغيرات الداخلة في التحليل العاملي. وقد أكّدت القيم في هذه المصفوفة الموضحة في الجدول رقم 8،4، أن معاملات الارتباط حصـرت ما بين القيمتين (0.208-0.779)، الأمر الذي يدل على وجود علاقات ارتباطية معتدلة بين فقرات أبعاد متغير تقييم الأداء.

كما أوضـحت قيمة محدد مصـفوفة الارتباط (*Determinant*)، المكتوبة في أسـفل مصـفوفة الارتباط في الجدول رقم 7،4، أن المصـــفوفة لا تعاني من معاملات ارتباط مرتفعة تفوق 0.90، ولا ارتباطات منخفضة كون القيمة المطلقة للمحدد لا تساوي الصفر. الأمر الذي أكّد للباحثة عدم وجود تعدد خطي (*Multicollinearity*). فقد أوصى الخبراء بضرورة أن تُحصر قوة هذه العلاقة ما بين 0.30 –0.90، وألا تتجاوز القيمة 0.90، الأمر الذي يُعد مؤشـــرًا على الانصـــهار التام بين الفقرات (تيغزة، 2012). كل ما سـبق، يشـير إلى عدم الحاجة لحذف أي من الفقرات، وأن هذه الفقرات تتسـم بجودة عالية، وبذلك فهي صالحة للاستخدام في التحليل العاملي الهادف. ويوضّح الجدول رقم 8،4 مصفوفة الارتباط لاستبانة تقييم الأداء.

الجدول 4، 7: مصفوفة الارتباط لاستبانة تقييم الأداء

Q44	Q45	Q46	Q47	Q52	Q51	Q50	Q39	Q36	Q35	Q34	Q33	Q32	
												1.000	Q32
											1.000	.755	Q33
										1.000	.640	.486	Q34
									1.000	.714	.678	.535	Q35
								1.000	.636	.554	.610	.501	Q36
							1.000	.564	.528	.514	.501	.410	Q39
						1.000	.346	.300	.302	.279	.310	.278	Q50
					1.000	.460	.190	.204	.201	.190	.323	.316	Q51
				1.000	.575	.397	.198	.191	.184	.188	.291	.260	Q52
			1.000	.208	.192	.291	.404	.283	.328	.304	.315	.253	Q47
		1.000	.646	.122	.156	.238	.309	.175	.227	.219	.201	.158	Q46
	1.000	.390	.475	.203	.224	.355	.510	.363	.360	.416	.316	.224	Q45
1.000	.779	.308	.434	.240	.224	.349	.490	.362	.360	.394	.321	.201	Q44

Determinant = 0.001

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY

وللتحقق من مدى ملاءمة حجم العيّنة، أظهرت نتائج مقياس كايزر–مييز–أولكن (KMO)، كفاية حجم العيّنة، فبالنظر إلى الجدول رقم 4،8، نجد أن قيمة المؤشـــر وصـــلت إلى 0.858. ووفقًا لتصـــنيف تيغزة (2012)، تشـــير هذه القيمة إلى أن حجم العيّنة متميز، كون هذه القيمة تتراوح ما بين (0.80 – 0.9) وفقًا للتصنيف المعدّ.

أما تقدير الارتباطات بين الفقرات، فقد دلت نتيجة اختبار بارتليت Bartlett´s Test الوصـــول لمستوى الدلالة الإحصـائية وهي أقل من المحك الإحصـائي المعتمد 0.50، الأمر الذي يُشـير إلى وجود ارتباط بين الفقرات، وأن مقياس تقييم الأداء صـالح للاسـتخدام في عملية التحليل ومن الممكن الاعتماد عليه. انظر الجدول رقم 4،8.

الجدول 4، 8: اختبار KMO واختبار بارتليت لمقياس تقييم الأداء

مقياس كايزر– مييز– أولكين		0.858
اختبار بارتليت	مربع كاي التقريبي	3640.932
	درجة الحرية	78
	مستوى الدلالة	0.000

كما أوضحت نتائج مقياس التحقق من الجودة الانفرادية للفقرات(MSA) من خلال عرض قيمة الارتباط المضاد في الجدول رقم 4،10، أن مستوى الارتباط بين كل متغير من المتغيرات الأخرى في مصفوفة الارتباط كافٍ ومناسب لإجراء التحليل العاملي، فقد أظهرت جميع قيم المؤشر المقروءة من مصفوفة الارتباط المضاد أنها أكبر من 0.50، وتنحصر ما بين القيمتين (0.754-0.948)، وهذه القيم جيدة جِدًّا وتعزز الثقة في البيانات المستخدمة.

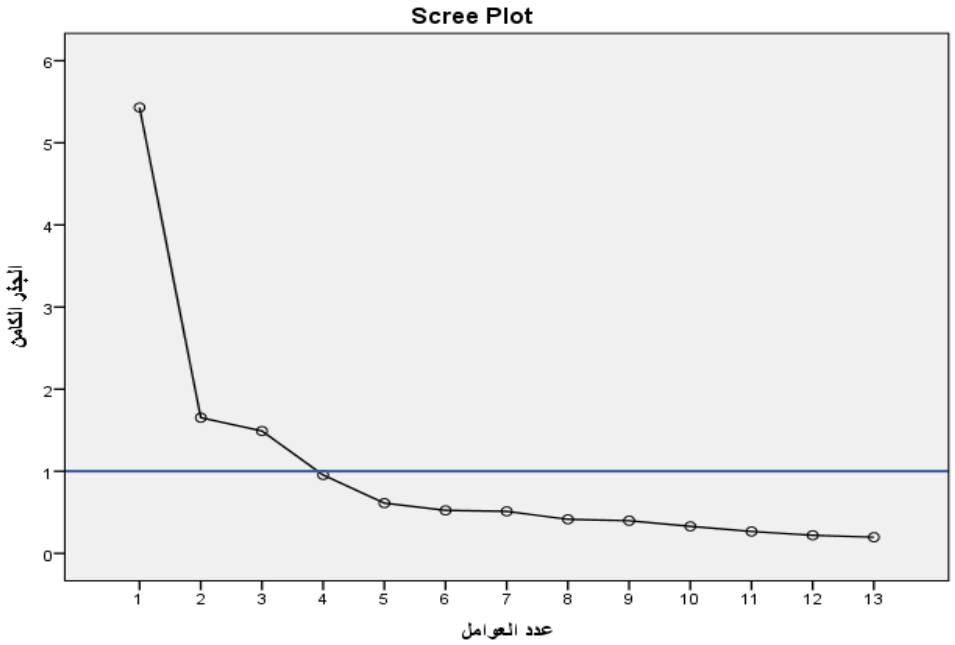
2،3،4،4 استخراج العوامل وتدويرها وتسميتها

ولمزيد من التحقق في جودة فقرات استبانة مقياس تقييم الأداء، تم فحص معامل قيم الشيوع باستخدام طريقة المركبات الرئيسة. وقد أظهرت النتائج أن نسبة 65% من التباينات المتعلقة بالفقرة الأولى تُعزى إلى التباين المشترك. وقد تراوحت قيم الشيوع لفقرات مقياس تقييم الأداء ما بين (0.533-0.791). ويرى هابينج Habing عام 2003 أن معظم الإحصائيين يتفقون على ألا تقل هذه النسبة عن 50%(رضوان، 2018، ص 56). وباستقراء قيم التشبع نجد أن أعلى فقرة (Q33) فسرت ما نسبته 79% من التباين، بينما فسرت أدنى فقرة (Q50) ما نسبته 53% من التباين.

كما أُعتمد في استخراج عوامل أبعاد مقياس تقييم الأداء على محك الجذر الكامن (*Eigenvalue*) التي تصل قيمته إلى الواحد الصحيح 1.00 أو أكبر من ذلك، بغية اعتماد العوامل واعتبارها ذات مصداقية وهادفة، وقد أظهرت النتائج في الجدول رقم 10،4، وجود ثلاثة عوامل تزيد عن الواحد الصحيح 1.00، والتي ستُمثل بدورها أبعاد تقييم الأداء. فقد فسر الجذر الكامن الأوّل قبل التدوير ما نسبته 41.769% من التباين الكلي، إذ تراوحت قيمته 5.430، في حين فسر العامل الثاني نسبة تباين كلي بلغت 12.716%، وقيمة جذر كامن تراوحت 1.653، وبلغت قيمة الجذر الكامن للعامل الثالث 1.490 وبنسبة بلغت 11.461% من نسبة التباين الكلي. وبجمع العوامل الثلاثة تكون العوامل الثلاثة مجتمعة قد فسرت ما نسبته 65.945%، وهي قيمة جيدة تدل على الاستفادة من التحليل العاملي بطريقة المركبات الرئيسة في تفسير معظم التباين في الظاهرة محل القياس، وبعدد أقل من المتغيرات.

وقد تم التأكد من عدد العوامل المستخلصة وجودتها عن طريق الجذور الكامنة باختبار الهضبة (*Scree Plot*). إذْ تعدّ بوصفها معيارًا آخر يمكن استخدامه بالإضافة إلى معيار الإبقاء على العوامل التي تزيد

أو تســاوي جذورها الكامنة الواحد الصــحيح 1.00لتحديد عدد العوامل في التحليل العاملي. والذي يعتمد على الشـكل لا القيمة في تحديده لعدد العوامل. وقد تطابقت نتيجة هذا الاختبار مع ما توصـلت إليه الجذور الكامنة، حيث أشــار المخطط إلى وجود ثلاثة عوامل ظهرت في المنطقة شــديدة الانحدار في الشــكل 11،4. ويوضح الشكل 11،4 اختبار الهضبة للجذور الكامنة لأبعاد تقييم الأداء الوظيفي.



الشكل 4، 11: اختبار الهضبة للجذور الكامنة لأبعاد تقييم الأداء الوظيفي

وبالنظر إلى جدول التشعبات العاملية رقم 9،4 للعوامل بعد التدوير المتعامد، نلاحظ أن قيم التشبعات العاملية لمقياس تقييم الأداء جاءت مرتفعة، وقد أكّدت النتائج أن فقرات المقياس مناســبة ومُحملة على الأبعاد حسب المتوقع، وضمن نطاق معيار التشبع المعتمد0.50 ، وأن القيمة الأقل من ذلك تم حذفها، حيث أشارت النتــائج إلى وجـود ثـلاثـة عـوامـل، سُميـت حســـب مضـــمونهـا، وقـد أظهـرت الـفـقـرات: (Q32,Q33,Q34,Q35,Q36,Q39)، أنها حُملت على العامل الأوّل الذي سُمي "الموضـــوعية"، بينما حُملت

الفقرات: (Q44,Q45,Q46,Q47)، على العامل الثاني، الذي أُطلق عليه "الدقة"، وتضـــمن العامل الثالث المســـمى "العدالة التنظيمية" ثلاث فقرات هي: (Q50,Q51,Q52). وعليه حذفتْ عددًا من الفقرات لعدم إيفائهما للشروط والضوابط، وأصبح إجمالي عدد الفقرات المستخلصة (13) فقرة، موزعة على الأبعاد الثلاثة: الدقة، والموضوعية، والعدالة التنظيمية، وقد ساهم حذف هذه الفقرات إلى الوصول للجودة الكلية لمقياس تقييم الأداء.

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

الجدول 4، 9: تشعبات فقرات استبانة مقياس تقييم الأداء الوظيفي بعد استخدام التدوير المتعامد

رقم الفقرة	الفقرة	أبعاد تقييم الأداء			قيم الشيوع	الارتباط المضاد
		الموضوعية	الدقة	العدالة التنظيمية		
Q32	تعكس معايير تقييم أدائي الوظيفي التقديرات الحقيقية لأدائي.		.759		.653	.849[a]
Q33	يحدد تقييم الأداء الوظيفي مؤشرات كفاءتي في العمل.		.848		.791	.857[a]
Q34	يحدد تقييم الأداء الوظيفي احتياجاتي التدريبية الخاصة بي.		.776		.676	.907[a]
Q35	يقيس تقييم الأداء الوظيفي المهارات المطلوب مني إنجازها في العمل.		.827		.740	.896[a]
Q36	يحدد تقييم الأداء الوظيفي أوجه الضعف والقوة في أدائي.		.767		.643	.932[a]
Q39	تحدد نتائج تقييم الأداء الوظيفي لرئيسي في العمل الصعوبات التي أواجهها في أدائي الوظيفي.		.583		.590	.948[a]
Q44	تعمل مؤسستي على اتخاذ الإجراءات التطويرية المناسبة وفقًا للتغذية الراجعة من تقييم الأداء الوظيفي.	.740			.633	.802[a]
Q45	يتم الاستفادة من نتائج تقييم الأداء الوظيفي في تحسين ظروف العمل.	.789			.701	.806[a]
Q46	يتم الأخذ بنتائج تقييم الأداء الوظيفي في تحديد الترقيات والمكافآت.	.728			.537	.754[a]
Q47	ترتبط نتائج تقييم الأداء الوظيفي بالمتطلبات المستقبلية للوظيفة.	.757			.618	.823[a]

الجدول 9:4: واصل: تشعبات فقرات استبانة مقياس تقييم الأداء الوظيفي بعد استخدام التدوير المتعامد

رقم الفقرة	الفقرة	أبعاد تقييم الأداء			قيم الشيوع	الارتباط المضاد
		الموضوعية	الدقة	العدالة التنظيمية		
Q50	تتسم الإجراءات الإدارية في تقييم أدائي الوظيفي بالعدالة والإنصاف.			.623	.533	.919[a]
Q51	لا يخضع تقييم رئيسي المباشر لأدائي الوظيفي لأي ضغوطات خارجية.			.854	.755	.778[a]
Q52	لا تؤثر علاقاتي الشخصية مع رئيسي المباشر في تقييم أدائي الوظيفي.			.826	.703	.791[a]
	الجذر الكامن	**1.653**	**5.430**	**1.490**		
	التباين الكلي المفسر	**12.716%**	**41.769%**	**11.461%**	**التباين الكلي**	**65.945**

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY

3،4،4 التحليل العاملي الاستكشافي للرضا الوظيفي

1،3،4،4 تقييم مدى ملاءمة البيانات للتحليل العاملي

كشـفت نتائج فحص مصـفوفة الارتباط عن وجود كثير من المعلومات التي تبلغ فيها معاملات الارتباط بين الفقرات قيمة 0.30 أو تزيد عنها. إذ حُصـرت معاملات الارتباط ما بين القيمتين 0.331-0.680، الأمر الذي يدلّ على أن العلاقات بين فقرات مقياس الرضا علاقات معتدلة ومناسبة لإجراء التحليل.

علاوة على ذلك، أوضـحت دلالة القيمة المطلقة لمحدد مصـفوفة الارتباط (*Determinant*)، والتي تشير لقيمة أكبر من الصفر، أن العلاقات المعتدلة بين فقرات مقياس الرضا ضمن الإطار المسموح به نفاديًا لمشـكلة التعدد الخطي، إذ أن العلاقات بين الفقرات لم تُظهر علاقات قوية جِدًّا تفوق 0.90، حيث تسمح للوصول للانصهار التام بين الفقرات في المقياس. انظر الجدول رقم 10،4 لمصفوفة الارتباط بين فقرات مقياس الرضا الوظيفي.

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA

الجدول 4، 10: مصفوفة الارتباط بين فقرات مقياس الرضا الوظيفي

Q58	Q59	Q69	Q70	Q68	Q67	Q64	Q63	Q62	Q61	Q60	
										1.000	Q60
									1.000	.680	Q61
								1.000	.527	.521	Q62
							1.000	.331	.249	.277	Q63
						1.000	.621	.370	.297	.345	Q64
					1.000	.424	.372	.268	.168	.151	Q67
				1.000	.515	.473	.484	.305	.193	.251	Q68
			1.000	.609	.433	.486	.460	.334	.207	.231	Q70
		1.000	.470	.458	.381	.398	.375	.454	.350	.380	Q69
	1.000	.416	.324	.337	.169	.350	.354	.438	.426	.522	Q59
1.000	.617	.427	.361	.418	.228	.430	.393	.495	.348	.451	Q58

Determinant=.009

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY

كما كشـــفت نتائج التحليل باســـتخدام مقياس قيمة كايزر–مييز–أولكن (KMO) عن كفاية حجم العيّنة، إذ بلغت قيمة مؤشـــر المقياس 0.877، وهي قيمة عالية تعبّر عن ملاءمة حجم العيّنة بكل ثقة حسب تصنيف تيغزة (2012)، كونها تفوق المقياس العام لملاءمة مصفوفة الارتباط 0.50 وتقترب من الواحد الصحيح. ووصلت نتيجة اختبار بارتليت *Bartlett's Test* إلى الدلالة الإحصائية المطلوبة، مُشِيرَة إلى أنّ المصفوفة ليست محددة، ومِن ثَمَّ يوجد ارتباط بين الفقرات في المقياس. كل ما سبق، يدلّ على أن المقياس وحجم العيّنة مناسب لإجراء التحليل مؤكدًا بذلك صلاحية المقياس المعد لقياس الرضا الوظيفي. ويوضّح الجدول رقم 4،11 نتيجة اختبار (KMO) واختبار بارتليت لمقياس الرضا الوظيفي.

الجدول 4، 11: اختبار KMO واختبار بارتليت لمقياس الرضا الوظيفي

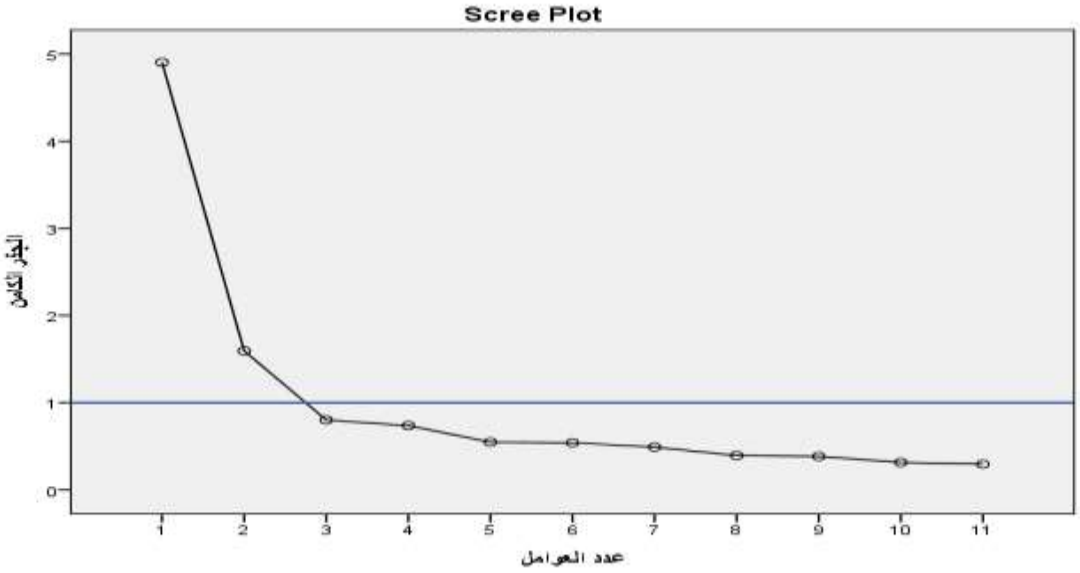
مقياس كايزر– مييز– أولكين		0.877
اختبار بارتليت	مربع كاي التقريبي	2568.531
	درجة الحرية	55
	مستوى الدلالة	0.000

أما بالنسبة لمقياس (MSA) فيجب أن يكون هذا المقياس لكل متغير (فقرة) أكبر من0.50، مما يدلُ على أن مستوى الارتباط بين كل متغير مع المتغيرات الأخرى في مصفوفة الارتباط كافٍ لإجراء التحليل العاملي، والملاحظ من قيمة الارتباط المضاد في جدول رقم 4،12 هنا أنّ جميع قيم (MSA) الناتجة من مخرجات SPSS أعلى من 0.50، إذ حُصرت القيم ما بين القيمتين (0.808-0.943)، وذلك من خلال النظر في مصفوفة الارتباط المضاد (*Anti-image Matrix*) التي تظهر بوصفها أحدَ مخرجات spss، وهي قيمة جيدة جِدًا وتعزز الثقة بالنتائج.

2،3،4،4 استخراج العوامل وتدويرها وتسميتها

يتضّــح من جدول رقم 12،4 أن قيم الشــيوع لفقرات مقياس الرضــا الوظيفي تراوحت ما بين (-0.374 0.682)، حيث فسـرت أعلى فقرة (Q60) ما نسـبته 68%، وأقل فقرة (Q67) ما نسـبته 37%، وبنظرة عامة للقيم نجد أن العوامل المســتخرجة نجحت في تفســير التباين الكلي لمعظم الفقرات. وقد خلصــت نتيجة التحليل باســتخدام طريقة المركبات الرئيســة عن وجود عاملين قيمة الجذر الكامن لهما تزيد عن الواحد الصـحيح 1.00، كما تم التوصـل إلى نسـب تُفسـر التباينات من التباين الكلي لكل عامل، حيث أن العامل الأوّل يُفسر ما نسبته 40.116% من التباين الكلي، والعامل الثاني يُفسر ما نسبته 10.336%، وبقيمة للجذر الكامن لكل منهما، بلغت قيمته 4.905 و1.594على التوالي.

وللتحقق من النتيجة السـابقة باسـتخدام اختبار الهضـبة*Scree Plot* ، أظهرت النتائج توافقًا مع نتائج معيار الجذر الكامن أعلاه، إذ نستنتج بالنظر وجود عاملين اثنين للرضـا الوظيفي، مما يُعزز الثقة في تقســيم العوامل في مقياس الرضــا الوظيفي لعاملين اثنين فقط. وقد ظهر هذان العاملان في الانكســار الواضح في الخط البياني للمنحدر في الشكل 12،4.



الشكل 4، 12: اختبار الهضبة للجذور الكامنة لأبعاد الرضا الوظيفي

أشارت نتائج جدول التشبعات العاملية بعد التدوير المتعامد في جدول رقم 4،12، إلى الوصول للتركيب الخطي، إذ خلصت النتائج إلى وجود عاملين اثنين للرضا الوظيفي. وقد جاءت هذه القراءة النهائية للنتائج مناسبة ومُحملة على الأبعاد حسب التوقعات، فقد ظهرت التشبعات ضمن إطار معيار التشبع المعتد به أكبر أو يساوي 0.50، وتم حذف الفقرات التي جاءت تشبعاتها أقل من المعيار المعتد.

وقد حُملت الفقرات: (Q63,Q64,Q67,Q68,Q69,Q70)، على العامل الأوّل، الذي سُمي بناءً على مضمون فقراته "الرضا العام للموظف"، بينما حُملت الفقرات: (Q58,Q59,Q60,Q61,Q62)، على العامل الثاني المتضمن لفقرات تقيس في محتواها الرضا عن التقييم، وأطلق عليه " الرضا عن تقييم الأداء"، وبعد حذف الفقرات الخمس من المقياس الأولي المعدّ والذي تضمن 16 فقرة بعد المعالجة بالتحليل بطريقة المركبات الرئيسة والتدوير المتعامد، أصبح إجمالي عدد فقرات مقياس الرضا الوظيفي متضمنًا لـ (11) فقرة. انظر الجدول رقم 4،12.

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA

الجدول 4، 12: تشبعات فقرات استبانة الرضا الوظيفي بعد استخدام التدوير المتعامد

رقم الفقرة	الفقرة	أبعاد الرضا الوظيفي		قيم الشيوع	الارتباط المضاد
		الرضا عن تقييم الأداء	الرضا العام للموظف		
Q58	أرى أن المؤسسة تطبق معايير واضحة ومُعلنة للتحفيز لضمان مبدأ العدالة والموضوعية.	.550		.465	.874[a]
Q59	توفر مؤسستي إمكانات تساعدني في تطوير كفاءتي في العمل.	.616		.469	.878[a]
Q60	أشعر بالتجديد والتنوع عند أدائي لمهامي الوظيفية.	.817		.682	.830[a]
Q61	تعمل مهامي الوظيفية على دفعي للتحدي والإصرار للنجاح.	.735		.549	.808[a]
Q62	بشـــكل عام، أنا راضٍ عن عملي وعن جميع الظروف المحيطة ببيئة العمل.	.630		.487	.915[a]
Q63	أرى أن تقـدير الـدرجـات في تقييم الأداء الوظيفي يجعـل عمليـة التقييم دقيقة.		.625	.457	.884[a]
Q64	شـــجعني تقييم الأداء الوظيفي على النمو الذاتي في المجالات المهنية والمعرفية والوجدانية.		.637	.501	.881[a]
Q67	أنا مقتنع بأن التقييم الذي حصلت عليه في آخر تقييم أداء وظيفي عادل وغير متحيز.		.605	.374	.880[a]

الجدول4 ،12: واصل: تشبعات فقرات استبانة الرضا الوظيفي بعد استخدام التدوير المتعامد

رقم الفقرة	الفقرة	أبعاد الرضا الوظيفي		قيم الشيوع	الارتباط المضاد
		الرضا عن تقييم الأداء	الرضا العام للموظف		
Q68	يأخذ تقييم الأداء الوظيفي بالاعتبار كل إنجازاتي الوظيفية.		.757	.602	.870[a]
Q96	أحصل على تغذية راجعة من رئيسي المباشر على عملي الذي أقوم به		.507	.427	.943[a]
Q70	يعتبر تقييم الأداء الحالي مناسبًا ومُرضيًا للجميع.		.710	.537	.894[a]
	الجذر الكامن	**4.905**	**1.594**		
	التباين الكلي المفسر	**40.116%**	**10.336%**	**التباين الكلي**	**50.451%**

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY

5،4،4 خلاصة التحليل العاملي الاستكشافي

أُخضعت فقرات المقاييس الثلاثة المعدّة للدراسة الحالية، الأداء الوظيفي، وتقييم الأداء، والرضا الوظيفي للتحليل العاملي الاستكشافي بُغية تقليل عدد الفقرات وتحقيقًا للصدق التكويني للمقاييس الثلاثة. وقد أُستخدمت طريقة المركبات الرئيسة للوصول لأفضل التشعبات. ولاستخراج أقصى قدر من التباين لكل عامل، كما استخدمت التدوير المتعامد في التحليل العاملي.

وقد أظهرت نتائج التقييم الأولية توافر المؤشرات الإحصائية المؤكّدة لملاءمة البيانات في المقاييس الثلاثة للتحليل العاملي الاستكشافي. وهذا ما أكّدته مصفوفة الارتباط ونتيجة محك كايزر–مير–أولكن، واختبار بارتليت ونتيجة مقياس الجودة الانفرادية للفقرات للمقاييس الثلاثة. وقد كشفت النتائج في مقياس الأداء الوظيفي عن وجود أربعة عوامل هي الولاء التنظيمي، والالتزام التنظيمي، وتحمل المسؤولية، والجدية في العمل، وخلصت النتيجة النهائية للتحليل الإبقاء على21 فقرة وزعت على العوامل الأربعة، بينما تم حذف10 فقرات.

أما مقياس تقييم الأداء فقد أظهر التحليل العاملي الاستكشافي وجود ثلاثة عوامل هي الدقة، والموضوعية، والعدالة التنظيمية، وتم حذف10 فقرات والإبقاء على13 فقرة موزعة على العوامل الثلاثة، بينما انقسمت عوامل مقياس الرضا الوظيفي إلى عاملين اثنين فقط هما، الرضا العام للموظف، والرضا عن تقييم الأداء، ليصبح إجمالي عدد فقرات المقياس 11 فقرة، وذلك بعد حذف 5 فقرات، وقد ساهم حذف الفقرات في المقاييس الثلاثة إلى الوصول للجودة الكلية للمقاييس الثلاثة.

5،4 نتائج تحليل السؤال الثاني

نص السؤال الثاني:" **كيف يمكن التأكد من صلاحية المقاييس المستخدمة والمتمثلة في مقياس الأداء الوظيفي، ومقياس تقييم الأداء، ومقياس الرضا الوظيفي من ناحية القياس النفسي؟"**

1،5،4 التحليل العاملي التوكيدي

بناءً على نتائج التحليل العاملي الاستكشافي بطريقة المركبات الرئيسة، والذي سعى لتقليص المتغيرات أو العوامل إلى عدد أقل، والتي أظهرت النتائج فيها أن الأداء الوظيفي يحتوي على (21) فقرة، وتقييم الأداء (13) فقرة، والرضا الوظيفي (11) فقرة، تم استخدام تقنية التحليل العاملي التوكيدي (التثبيتي) (*Confirmatory Factor Analysis*-CFA)، عن طريق برنامج أموس (AMOS) لاختبار أدلة الصدق التكويني أو البنائي (*Construct Validity*)، بهدف الإجابة عن السؤال البحثي الثاني، والذي يسعى للتأكد من صلاحية المقاييس الثلاثة المستخدمة والمتمثلة في مقياس الأداء الوظيفي، ومقياس تقييم الأداء، ومقياس الرضا الوظيفي من ناحية القياس النفسي. إذ يعتبر هذا التحليل أحد تطبيقات النمذجة البنائية، ويستخدم في تحديد واختبار صحة نماذج معيّنة للقياس، تم بناؤها في ضوء أسس نظرية سابقة (ميكائيل إبراهيم، 2018أ).

بدأت أولى مراحل التحليل العاملي التوكيدي بتحديد النموذج الافتراضي للعلاقات بين العوامل الكامنة موضع الدراسة في المراحل الأولى من البحث، إذ أسست نموذج الدراسة على النظريات والأدبيات في مجال موضوع البحث ومتغيراته، حيث يتم دراسة كل متغير في النموذج بوصفه متغيرًا كامنًا، سعيًا

لتقدير كفاية نموذج القياس لكل بنية، وتحديد كفاءة مواءمة أو مطابقة النموذج من خلال عدة مؤشرات لحسن المطابقة يُعتمد عليها لتحديد مطابقة النموذج النظري مع البيانات المجمعة من عيّنة الدراسة.

ومن أهم هذه المؤشرات: مؤشر المطابقة المطلقة لقيمة كاي تربيع *Chi-Square*، مؤشر حسن المطابقة (GFI) *Goodness of Fit Index*، ومؤشر المطابقة المقارن (CFI)*Comparative Fit Index*، ومؤشر حسن المطابقة المعدّل (AGFI)*Adjusted Goodness of Fit Index*، ومؤشر تاكر–لويس (TLI) *Tucker-Lewis Index* والجذر التربيعي لمتوسط خطأ التقدير (رمسي) *Root Mean Square Error Approximation* (RMSEA). ويشير محمد المذكور في محسن وآخرون (2013: 20)، أن أفضل النماذج مطابقة للبناء الضمني هو النموذج الذي يتميز بتوفر أفضل قيم لأكبر عدد من المؤشرات الإحصائية السابقة مجتمعة ولا يتم الحكم في ضوء مؤشر معيّن أو أكثر.

ولأجل تحقيق ذلك، سيتم المقارنة بين النموذج الافتراضي من الدرجة الأولى للعوامل الكامنة والنموذج من الدرجة الثانية لكل من المتغير التابع والوسيط والمستقل، الأداء الوظيفي، الرضا الوظيفي، تقييم الأداء، كُلًّا على حدة، وصولًا لتحديد الأفضل منهما. كما سيتم ذلك من خلال فحص التشبع العاملي *Factor Loading* لكل عامل مع مؤشراته وارتباطات العوامل مع بعضها بعضًا، وتحديد مؤشرات المطابقة لكل نموذج على حدة ، حيث إن العنصر (الفقرة) ذات التشبع المنخفض للعامل الكامن (المتغير) قد يتسبب في مؤشرات مطابقة ضعيفة للنموذج، وسيتم فيها رفض الفقرات التي تشبعها أقل من القيمة المعتمدة في الدراسة 0.5 بوصفها حدًّا أدنى لقبول قيم تشبع الفقرات، ومِن ثَمَّ يجب حذف الفقرة من النموذج القياسي، وبعد الحذف يتم إعادة تنفيذ البرنامج، الأمر الذي يعمل على تحسين مؤشرات مطابقة النموذج، ولكن مع بقاء بعض المؤشرات منخفضة على الرغم من عملية الحذف.

وأخيرًا سيتم الحصول على مؤشرات التعديل *Modification Indices*(MI) في الخطوة الثانية لتعديل النموذج، حيث تشير قيم (MI)إلى وجود تشابه أو تكرار بين الفقرتين في النموذج القياسي، مما يؤدي إلى حذف إحدى الفقرتين أو كلتيهما، أو القيام بعمل تقييد للفقرتين عن طريق تقدير المعلمات الحرة، من أجل تحسين مطابقة النموذج وملاءمته (Awang & Afthaorhan, 2020).

علاوة على ذلك، تم التأكد من مدى كفاءة النموذج من خلال فحص الافتراضات الإحصائية الموضحة في جدول أوزان الانحدار المعيارية الموحدة (*Standardized Regression Weights*) التي تعرض فيها نتائج التقديرات (*Estimates*) لمصفوفة التباينات (*Variances*) ومصفوفة التغايرات (*Covariance*)، بالإضافة إلى مصفوفة الارتباطات (*Correlations*) ضمن نتائج برنامج أموس، والتي تُعبر عن تقدير المعَّلمات (*Estimate*) المستخدم لتحديد قيمة ونوع العلاقة بين المتغيرات، والخطأ المعياري (*Standard Error-S. E*) المعبّر عن نسبة الخطأ في قيمة العلاقة، ومؤشر النسبة الفائية (P-value) الذي يحدد وجود علاقة ارتباطية بين الفقرات وعاملها الذي تنتمي إليه. واحتساب القيمة الحرجة (*Critical Ratio-C. R*) المعبّرة عن النسبة الحاسمة والدقيقة لقيمة العلاقة بين المتغيرين (تيغزة،2012). ويشترط معيار قبول هذا المؤشر أن تتجاوز قيمة C.R عن 1.96، والتي يتم احتسابها من نتيجة حاصل قسمة الأخطاء المعيارية على التقديرات (عباس البرق وآخرون، 2013).

إضافة إلى ذلك، سيتم احتساب مربع الارتباطات المتعدد (*Squared Multiple Correlations-R^2*) الذي يُعبّر عن قيم ثبات الفقرات المقاسة، التي تُفسّر انتماء الفقرة للعامل (نيلز جيه، 2017). ويؤكّد عباس البرق وآخرون (2013) أهمية الحصول على قراءات ذات دلالة إحصائية لهذه الافتراضات قبل إظهار نتائج الدراسة بشكل واقعي، ويستثني من ذلك مؤشر النسبة الفائية، إذ بالإمكان عرض النتائج وإن كانت نتيجته غير دالة إحصائيًا. وأخيرًا تم التحقق من أدلة الصدق البنائي بنوعيها

التقاربي والتمايزي، من خلال عدد من الأدلة ومحكاتها الإحصـــائية المعتمدة، والتي ســـيرد الحديث عنها لاحقًا.

2،5،4 مؤشرات حسن المطابقة

تُعد قضية المطابقة (*Fitness*) من القضـايا المهمة جِدًا في النمذجة بالمعادلة البنائية، وتتعلق بالمدى الذي يتطابق فيه النموذج النظري المفترض مع البيانات الميدانية (أيمن وفريال، 2018). ويصـــنف هير ورفاقه Hair, et al. (1998) أن مؤشـــرات المطابقة تنقســـم إلى ثلاث مجموعات كبرى وهي مؤشـــرات المطابقة المطلقة (*Absolute Fit Index*)، منها المؤشـرات (**x²**، GFI، RMSEA)، ومؤشـرات *Comparative Fit Index*)، منها المؤشرات (TLI، NFI، AGFI)، والمؤشرات الاقتصادية *Parsimony Correction Index*) منها مؤشـرات (AIC، PGFI،NC). ويشـير عدد من الباحثين والكُتّاب منهم، Hair, et al. (1998)، و(2011) Kline، وتيغزة (2012)، ونيلز جيـه (2017)، ورضـــوان (2018)، وأيمن وفريال (2018)، إلى أهمية اسـتخدام عدد من هذه المؤشـرات وضـرورتها، لكونها أكثر دقةً في الاختبار. وسـيتم الاعتماد في الدراسـة الحالية على عدد من هذه المؤشـرات كما هو موضّـح في الجدول رقم 14،4 وفقًا لما أجمعت عليه آراء الإحصائيين.

أُعتمد مربع كاي (CMIN) *Chi square-x²* كأحد مؤشـــرات المطابقة المطلقة ، ويُعدّ مربع كاي مقياسًا رئيسًا لاختبار مدى مواءمة النموذج، إذ يكشـف هذا المؤشر عن مدى حسن التطابق بين مصـفوفة التباين الملاحظة والمتوقعة من خلال تحديد نسـبة مسـتوى الدلالة، وتشـير قيمة مربع كاي غير الدالة إحصـائِيًّا إلى حُسـن المطابقة بين النموذج المفترض وبيانات العيّنة، وهذه هي التي نتطلع الحصـول عليها بوصـــفها دليلاً على عدم وجود فروق جوهرية بين مصـــفوفة التباين والتغاير للنموذج المتوقع،

ومصفوفة التباين والتغاير لبيانات العيّنة، وتجدر الإشارة هنا إلى أن قيمة مربع كاي تربيع تساوي صفرًا، وتخلو من درجات الحرية ويعني ذلك أن النموذج المفترض يطابق البيانات المتوقعة تمامًا، وكلما زادت قيمته فإن مطابقة النموذج تزداد سوءًا (أيمن وفريال، 2018).

ينطوي مربع كاي على عيوب كثيرة منها حساسيته لمعاملات الارتباط المرتفعة والتي تسهم في رفع قيمته، كما أنه يتأثر أيضًا بحجم العيّنة، فهو يزداد بازدياد حجم العيّنة، مع العلم أن نمذجة المعادلات البنائية تعتمد أصلاً على حجم العيّنة الكبير، إضَافَةً إلى عدم واقعيته حيث يفترض وجود مطابقة تامة بين النموذج الملاحظ والمتوقع، وهذا وضع مثالي يستحيل تحققه في الواقع، الأمر الذي يُحتم ضرورة الاعتماد على مؤشرات أخرى لتحديد المطابقة. ويمكن الاستفادة من مربع كاي في حالة العينات الكبيرة من خلال درجات الحرية، وذلك بالحصول على قيمة (CIMN/DF) وهو أحد مؤشرات المطابقة الدنيا، وللحكم على جودة المطابقة وفقًا لهذا المؤشر فإنه يجب أنْ تقع القيمة المقبولة بين الصفر والخمسة، فالصفر يدلُ على التطابق التام، والخمسة تدل على ضعف التطابق، وكلما اقتربت النتيجة من اثنين كانت الجودة عالية (تيغزة، 2012).

كما أُعتمد على مؤشر المطابقة المقارن (*Comparative Fit Index*–CFI) والذي تتراوح قيمة ما بين الصفر والواحد الصحيح، والقيمة المقبولة له 0.90، وكلما اقترب من الواحد الصحيح يكون أفضل، وأقل من 0.90 يتم تعديل النموذج، ويشير هذا النموذج إلى التحسين في ملاءمة النموذج النظري المفترض من خلال النموذج الأساس، بمعنى أن كل الارتباطات بين المتغيرات صفرية، أو أن المتغيرات مستقلة عن بعضها بعضًا (Awang & Afthaorhan, 2020).

ويعد مؤشر جذر متوسط مربعات القيمة التقريبية للخطأ (*Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA)) من أفضل المؤشرات، إذ يأخذ في الاعتبار تصحيح تعقيد النموذج،

وذلك بهدف فحص الاختلافات أو الفروقات المتوقعة في مجتمع الدراسة الذي تم أخذ عيّنة الدراسة منه، من خلال مصفوفة الارتباطات، ووظيفته توضيح قوة النموذج المفترض تحقيق مطابقته مع مصفوفة التباين للمجتمع، وكلما اقتربت قيمة هذا المؤشر من الصفر دل ذلك على التطابق الأفضل للمجتمع، وكلما كانت قيمته أكبر من الصفر دل ذلك على نقصان الملاءمة، فالقيم التي تقل عن 0.05 تدلُّ على مطابقة جيدة، والقيم التي تتراوح من 0.05 إلى 0.08 تدلُّ على وجود خطأ تقارب معقول في المجتمع، والقيم التي تتراوح من 0.08 إلى 0.10 تدلُّ على مطابقة غير كافية، وإذا تجاوزت قيم المؤشر 0.10 دلت على مطابقة سيئة(تيغزة، 2012).

أما مؤشرات المطابقة التدريجية فسيتم الاعتماد على عدد منها، مثل مؤشر حسن المطابقة المعدل(AGFI)، ومؤشر حُسن المطابقة (GFI) الذي يشير إلى نسبة التباين الذي يستطيع النموذج تفسيره، ومؤشر المطابقة المعياري (NFI) الذي يبين مدى قدرة المؤشرات السابقة على مقارنة النموذج النظري الذي المفترض من الدراسة مع النموذج غير الملائم، وأخيرًا مؤشر تاكر– لويس (TLI)، وتتراوح القيم في هذه المؤشرات بين الصفر والواحد الصحيح، إلا أن الاقتراب من الواحد الصحيح يُعد دليلاً على جودة التطابق للنموذج مع بيانات العيّنة، والقيمة القاطعة لهذه المؤشرات هي 0.90فأكثر (Awang & Afthaorhan, 2020). ويوضّح الجدول رقم 4،13 مؤشرات حُسن المطابقة وحد القبول والدرجة القاطعة لقبول تطابق النموذج النظري.

الجدول 4، 13: مؤشرات حُسن المطابقة وحد القبول والدرجة القاطعة لقبول تطابق النموذج النظري

المؤشر	الحد المقبول	الدرجة القاطعة	جودة المؤشر
Chi- (CMIN) Square	(5 فأقل)	2	القيمة (2) فأقل تدل على جودة التطابق
CMIN/DF	(5.00-0.00)	≥ 0.30	كلما اقتربت القيمة من (1) دلَّ ذلك على جودة التطابق
GFI	(0.00إلى 1.00)	0.90	كلما اقتربت القيمة من (1) دلَّ ذلك على جودة التطابق
AGFI	(0.00إلى 1.00)	0.90	كلما اقتربت القيمة من (1) دلَّ ذلك على جودة التطابق
NFI	(0.00إلى 1.00)	0.95	كلما اقتربت القيمة من (1) دلَّ ذلك على جودة التطابق
TLI	أن تزيد القيمة عن(1)	0.90	الدرجة 0.90 فأكثر تدلُّ على المطابقة
CFI	(0.00إلى 1.00)	0.90	كلما اقتربت القيمة من (1) دلَّ ذلك على جودة التطابق
RMSEA	(0.10-0.05)	0.07	القيمة الأقل من (0.1) تدلُّ على جودة التطابق

المرجع: (تيغزة،2012)، (رضوان،2018)، (Awang & Afthaorhan, 2020)

3،5،4 الصدق التقاربي والتلازمي

يقصد بالصدق مدى تطابق النموذج النظري مع البيانات أو الواقع، حيث يهتم التحليل العاملي التوكيدي بدراسة العلاقات بين المفاهيم الكامنة من خلال صدق التمايز، بينما تتم دراسة العلاقة بين العامل الكامن ومؤشراته (الفقرات) من خلال أدلة الصدق التقاربي، وكلاهما يمثّلان أدلة الصدق البنائي (أيمن وفريال، 2018).

ويشير الصدق التقاربي إلى افتراض أن مجموعة الفقرات تمثّل العامل ذاته، ويتم الحكم على الصدق التقاربي من خلال تحديد تشبعات الفقرة (*Factor Loading*) على عاملها، والتي يتراوح مداها المقبول ما بين (0.50-0.90)، ومن خلال احتساب التباين المستخلص *Average Variance Extracted* (AVE)، الذي يُعدُّ بوصفه مِعْيَارًا آخر لتحديد الصدق التقاربي. ولحساب (AVE) يتم

تربيع نسبة التشبع لكل فقرة للحصول على الارتباط التربيعي *Squared Multiple Correlation* (SMC)، ومن ثم احتساب المتوسط الحسابي للارتباط التربيعي لكل فقرات العامل الواحد، حيث يتحقق الصدق التقاربي متى ما بلغ أو تجاوز معدّل التباين AVE قيمة 0.50، أما إذا قلت قيمته عن 0.50 فيجب حذف أو إضافة بعض الفقرات (Awang & Afthaorhan, 2020).

أما الصدق التمايزي، فيشير إلى المدى الذي يختلف فيه متغير كامن عن متغير كامن آخر، ويتم التحقق من الصدق التمايزي أولًا من خلال عدم وجود ما يسمى بالتعددية الخطية (*Multicollinearity*) والتي تشير إلى عدم التشابه بين المتغيرات وأن كل متغير يمثل نفسه (عباس البرق وآخرون، 2013). ويمكن التحقق منها من خلال معيار نسبة الارتباطات الضعيفة أو المرتفعة جِدًا، إذ تتراوح نسبة الارتباطات المقبولة ما بين (0.20-0.90)، وإذا تجاوز أو قلَّ معامل الارتباط بين العوامل الكامنة المدى المحدد يجب دمج العاملين معًا بوصف ذلك حلاً لمشكلة التعدد الخطي (أيمن وفريال،2018). ويلخص الجدول رقم 14،4 أدلة الصدق التقاربي والتمايزي والنسب المسموح بها لكل معيار.

الجدول 4، 14: أدلة الصدق التقاربي والتمايزي والنسب المسموح بها لكل معيار

	الدليل	المعيار
الصدق التقاربي	نسبة التحميل أو التشبع(Loading)	0.50-0.90
	متوسط التباين المستخلص (AVE)	تتجاوز قيمته 0.5 (ويمكن التجاوز عنها إذا كانت قيمة C.R أكبر من 1.96)
الصدق التمايزي	نسبة الارتباط	0.20-0.90
	خلو المقياس من ضوضاء التحميل	أقل في التحميل

المرجع: (أيمن وفريال2018) و(Awang & Afthaorhan, 2020)

4،5،4 التحليل العاملي التوكيدي للمتغير التابع (الأداء الوظيفي)

1،4،5،4 نتائج التحليل العاملي التوكيدي لعوامل الأداء الوظيفي من الدرجة الأولى

تم تصميم نموذج عاملي توكيدي مُفترض من الدرجة الأولى متعدد الأبعاد لعوامل الأداء الوظيفي، ليصبح قادرًا على استيعاب بنية مفهوم موضوع الدراسة، ووضعت لكل عامل كامن مؤشراته المقاسة (الفقرات) التي خلصت بها نتيجة التحليل العاملي الاستكشافي، وضم هذا النموذج الافتراضي أربعة عوامل كامنة متمثلة في الالتزام التنظيمي ويضم (7) فقرات، والولاء التنظيمي (5) فقرات، وتحمل المسؤولية (4) فقرات، و(5) فقرات تندرج تحت الجدية في العمل. ويعود سبب تسمية التحليل العاملي بالدرجة الأولى لوجود عامل كامن واحد أو عدّة عوامل كامنة في النموذج ترتبط بمؤشراتها الخاصة بها، وعدم احتوائها على عامل عام تندرج العوامل الأخرى تحته (أيمن وفريال، 2018).

أوضحت النتائج الأولية بعد إدخال البيانات في البرنامج الإحصائي (AMOS)، أن النموذج من الدرجة الأولى بين العوامل الكامنة الأربعة خالٍ من الارتباط غير المنطقي، والذي يصل أو يتجاوز الرقم الواحد الصحيح (Awang & Afthaorhan, 2020). الأمر الذي يؤكّد عدم وجود مشكلة التعدد الخطي (*Multicollinearity*) في التحليل العاملي التوكيدي لهذه العوامل، وفقًا للأدبيات السابقة والإطار النظري المحدد سلفًا، والتي تدفع للاستمرار في تطبيق التحليل العاملي التوكيدي بكل اطمئنان وثقة.

تتحقق مناسبة النموذج الافتراضي المصمم عندما تتوفر الشروط في عدد من المحكات الإحصائية والتي تُعرف بمؤشرات حسن المطابقة (*Goodness of Fit*)، وهي مؤشر المطابقة المطلقة لقيمة كاي تربيع وفقًا للمحك الإحصائي المعتمد لها *Chi-square* p>.05، ومؤشرات المحك الإحصائي لها ≥.90، وهي مؤشر المطابقة المقارن (CFI)، مؤشر تاكر– لويس (TLI)، مؤشر المطابقة المعياري (NFI)، مؤشر حسن المطابقة المعدل (AGFI)، ومؤشر حسن المطابقة (GFI). إضافة إلى مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ

التقدير (رمسي) (RMSEA) <08.، وحاصل قسمة كاي تربيع على درجة الحرية وفقًا لمحك (Chi-square/df) <5.0 (نيلز جيه، 2017).

وبحسب مؤشرات حُسن المطابقة المستخرجة في بداية التصميم، اتضح للباحثة أن بعض مؤشرات تطابق نموذج العوامل الأربعة الكامنة تجاوزت المعيار المحدد، أي أن هناك عدم تطابق بين العوامل الكامنة الأربعة وبيانات العيّنة، إذ كانت قيمة مربع كاي (CMIN) 970.642 بدرجة حرية (DF) تساوي 269، وهي قيمة دالة إحصائيًا p≤0.001، ويشير Hair, et al. (1998) هير ورفاقه أنه بالإمكان تجاهل مؤشر المطابقة المطلقة لقيمة مربع كاي متى ما كان حجم العيّنة الذي تم الحصول عليه للدراسة أكبر من 200، والاعتماد على مؤشرات أخرى.

وعليه تم اعتماد احتساب قيمة مربع كاي المعياري مقسومًا على درجات الحرية (CMIN/DF) 970.642/269 وقد جاءت القيمة 3.608، والذي تجاوزت القيمة المحك 5 الأمر الذي يفسره الإحصائيين سببًا لقبول النموذج (تيغزة، 2012). إلا أن بعض المؤشرات لم تعزز هذه النتيجة إذ جاءت قيمة مؤشر تاكر– لويس (TLI)896.، وقيمة مؤشر المطابقة المعياري (NFI)862. أقل من قيمة المحك90.، وهي مؤشرات تكون قيمة المحك المقبول للمطابقة لها أكبر من 90..

أما بقية المؤشرات مثل مؤشر المطابقة المقارن (CFI) جاءت قيمته في نطاق المعيار المحدد فقد بلغت القيمة909.، وبلغت قيمة مؤشر حُسن المطابقة المعدل (905.) AGFI، وقيمة مؤشر حُسن المطابقة (GFI)924.. أما قيمة مؤشر رمسي (RMSEA) فقد جاءت054. وهي قيمة مناسبة وقريبة من القيمة المثلى لهذا المؤشر 0.05. وهذا التناقض بين النموذج النظري المفترض والبيانات في نتائج بعض المؤشرات يؤكّد ضرورة إجراء تعديل في نموذج الدرجة الأولى للعوامل الكامنة الأربعة، وأن النموذج بهذه الصورة غير صالح.

أُعتمد لإجراء التعديلات للنموذج الافتراضي من الدرجة الأولى على طريقة الاحتمالات العظمى (*Maximum Likelihood*-ML) كونها أفضل أسلوب في تقدير المعَّلمات، وتسهم في تقليل التناقض والاختلاف ما بين النموذج النظري وما بين الافتراضات أو الواقع، إضافة إلى كونها غير متحيزة وتتبع التوزيع الطبيعي بشكل تقريبي (نيلز جيه، 2017).

وقد أظهرت بعض الفقرات تشعبات مع عواملها الكامنة أقل من 0.50، الأمر الذي يشير لعدم وجود ارتباط جيد بين المؤشرات وعواملها، مما أدّى إلى اتخاذ قرار استبعاد هذه الفقرات، بهدف رفع قيمة المؤشرات للوصول للمطابقة، والفقرات هي (Q8) المندرجة تحت عامل الولاء التنظيمي، والفقرات (Q15,Q12) في عامل الالتزام التنظيمي، والفقرة (Q28) التي تندرج تحت عامل تحمل المسؤولية، والفقرة (Q21) في عامل الجدية في العمل.

كما تم قراءة مؤشرات التعديل (*Modification Indices*-MI) من مخرجات برنامج أموس (*Model Fit*)، وبالأخص قيمة (*Par Change*) والتي تشير إلى القيمة التي ستنخفض بها قيمة مربع كاي، في حالة اتخاذ قرار الربط بين الأخطاء القياسية وفقًا للقيمة الأعلى لقيم (MI)، وقد أوضحت هذه القيم الحاجة للربط بين الأخطاء القياسية (e2،e1) للفقرتين (Q11,Q14)، وبين الأخطاء القياسية (e3,e4) بين الفقرتين (Q9,Q10) المندرجة تحت عامل الالتزام التنظيمي، والأخطاء القياسية (e8,e10) بين الفقرتين (Q1,Q2) بصفتها حلاً لتعديل النموذج.

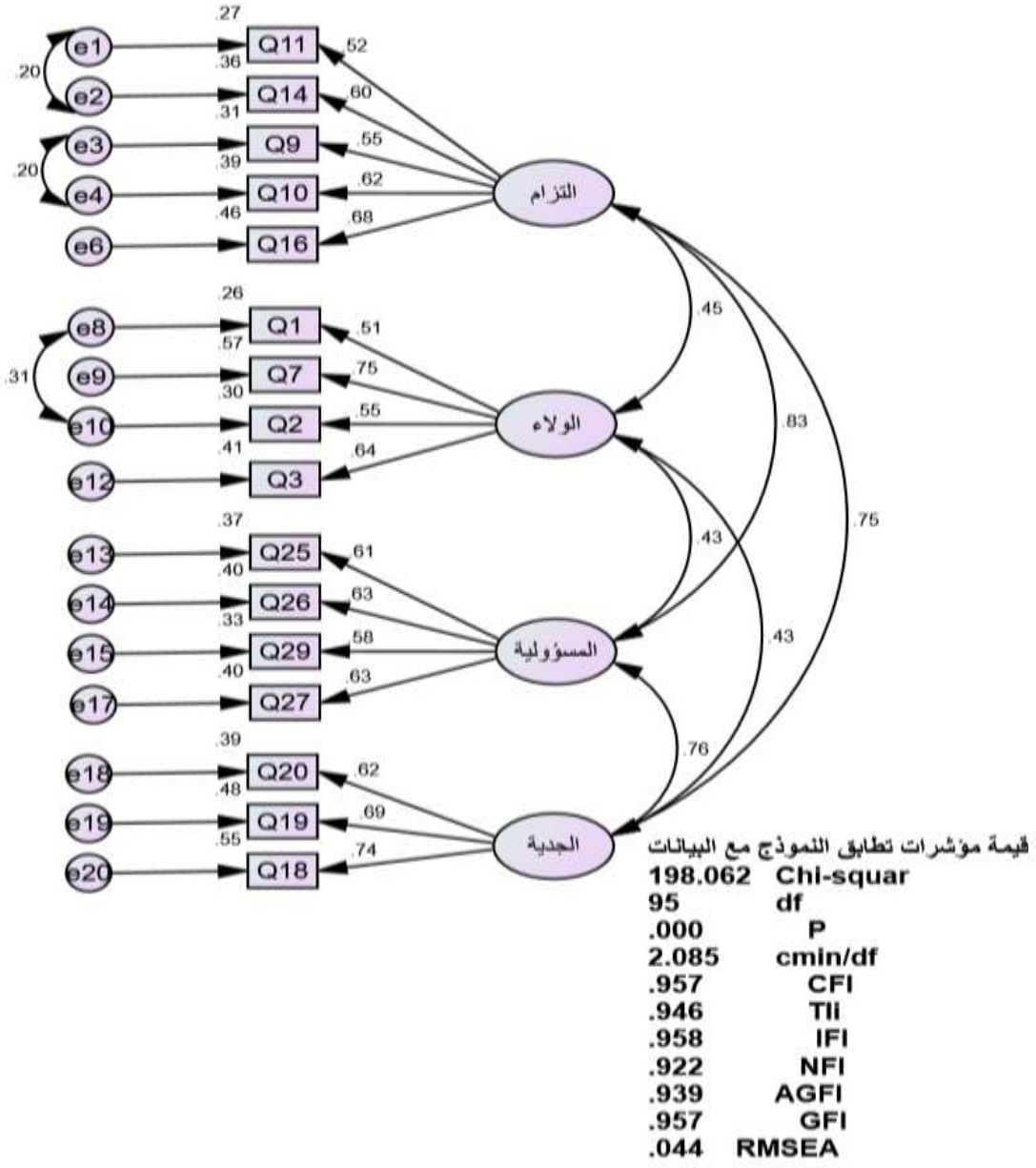
وقد أظهرت النتائج بعد عملية الربط والموضّحة في الشكل رقم 4،13، أن مؤشرات تطابق النموذج مع البيانات بعد التعديل لم تتجاوز المحكات المحددة، مُشِيرَة بذلك إلى وجود التطابق، إذ بلغت قيمة كاي تربيع (CMIN) 198.062، ودرجات حرية بلغت (DF) 95، ومستوى دلالة معنوية

دالة إحصـــائيًّا بلغت P≤.001، وهذا لا يعني وجود فروق أو اختلاف بين نموذج تقييم الأداء وبيانات العيّنة، إذ أن مستوى الدلالة يتأثر بحجم العيّنة كبير، ولهذا لابد من الأخذ في الاعتبار مؤشرات أخرى.

وقد أظهرت المؤشرات بعد التعديل أن قيمة مربع كاي المعياري (CMIN/DF) كانت 2.085 ولم تتجاوز قيمة المحك 5 المقبول. وقيمة مؤشـــر المطابقة المقارن (CFI) 957.، ومؤشـــر تاكر- لويس (TLI)964.، ومؤشـر المطابقة المعياري (NFI) 922.، ومؤشـر حُسـن المطابقة المعدل (AGFI) .939، ومؤشر حُسن المطابقة (GFI)957.، وهي قيم أعلى من قيمة المحك90. لكل مؤشر من هذه المؤشرات.

ويدلُّ ذلك على أن هناك علاقات بين الفقرات، وبين العوامل الأربعة الكامنة (الالتزام التنظيمي، والولاء التنظيمي، وتحمل المسؤولية، والجدية في العمل) في النموذج المفترض. كما بلغت قيمة مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ التقدير (رمسي) (RMSEA) .044 وهي قيمة جيدة (تيغزة، 2012). وهذا يدل على أن النموذج منتشر في المجتمع الكلي المأخوذ منه العيّنة.

خلاصـة ذلك، أن المؤشـرات أكّدت وجود تطابق بين النموذج النظري للعوامل الكامنة الأربعة وبين البيانات المجمعة. ويوضّـح الشـكل رقم 13،4 نتائج التحليل العاملي للنموذج الافتراضـي للعوامل الأربعة من الدرجة الأولى، كما يوضّـح الجدول رقم 15،4 مؤشـرات حُسـن المطابقة للعوامل الأربعة من الدرجة الأولى.



الشكل 4، 13: نتائج التحليل العاملي للنموذج الافتراضي للعوامل الأربعة من الدرجة الأولى

بعد التحقق من مطابقة مؤشـــرات الجودة للنموذج بوصـــفه جزءًا من مرحلة تقدير النموذج (تقـديرات المعَّلمـات)، تم فحص الافتراضـــات الإحصـــائية من خلال قراءة مخرجات تحليل أموس (*Estimate*)، وخصـوصًـا تحليل قيم التشـبعات المقننة (*Standardized*)، والخطأ المعياري (*Standard Error*)، والدلالة الإحصـــائية (*significant*). وتحديد القيمة الحرجة (*Critical Ratio*)؛ التي تُعبر عن

التقديرات مقســـومة على أخطائها المعيارية (نيلز جيه، 2017). وأخيرًا قراءة قيم معامل التحديد، وهو مربع الارتباطات المتعددة (*Squared Multiple Correlations*)، الذي يشير إلى نسبة التباين في الفقرة والذي يُفسر بدوره العامل التي تنتمي إليه هذه الفقرة.

الجدول 4، 15: مؤشرات حُسن المطابقة للعوامل الأربعة من الدرجة الأولى

المؤشرات	CMIN	DF	P	CMIN/DF	GFI	AGFI	NFI	TLI	CFI	RMSEA
الدرجة الأولى	198.062	95	.001	2.085	.957	.939	.922	.946	.957	.044

ويتضـــح من الجدول رقم 4،16 ،والشـــكل رقم 4،13، أن نســـبة التشـــبع بين العوامل الكامنة ومؤشـراتها كانت أعلى من الحد الأدنى 0.50، ويشـير هذا إلى أن معظم العوامل الكامنة في هذا التحليل تمثل أكثر من نصـف التباين الموضـح في كل مؤشـر، إذ تراوحت قيم التشـبع لعامل الالتزام التنظيمي مع فقراته ما بين (0.52-0.68)، وقيم تشـــبع عامل الولاء التنظيمي مع فقراته ما بين (0.51-0.75)، وعامل تحمل المســـؤولية وفقراته ما بين (0.58-0.63)، بينما جاءت تشـــبعات فقرات عامل الجدية في العمل محصـــورة بين (0.62-0.74)، ممـا يـدلُّ على أن جميع الفقرات مـا تزال ذات معنى في قيـاس عواملهـا المرتبطة. كما أوضـــحت النتائج أيضًـــا أن قيمة تي (C.R) الإحصـــائية للفقرات حققت المعايير المطلوبة للجميع، إذ كانت كل القيم أكبر من 1.964 عند مستوى دلالة إحصـائية (α=0.05)، الأمر الذي يدلُّ على وجود علاقة ارتباطية بين الفقرات وأنها تقيس عنصـــرًا واحدًا. وأوضـــحت معاملات الارتباطات المتعددة ثبات المؤشرات المقاسة، إذ حُصرت قيمتها ما بين (0.264-0.569)، وهي قيم تتراوح بين الواحد

والصـــفر. ويوضـــح الجدول رقم 4،16 قيم الافتراضـــات الإحصـــائية للعوامل الأربعة للأداء الوظيفي من الدرجة الأولى.

الجدول 4، 16: قيم الافتراضات الإحصائية للعوامل الأربعة للأداء الوظيفي من الدرجة الأولى

عامل كامن	المسار	عامل مشاهد	التشبع Loading	الخطأ المعياري Standard Error	القيمة الحرجة Critical Ratio	الارتباط الترتيبي المتعدد
الالتزام التنظيمي	←	Q9	.554	.105	9.201	.307
	←	Q10	.621	.097	9.912	.386
	←	Q11	.521	-	-	.271
	←	Q14	.600	.110	10.736	.360
	←	Q16	.679	.104	9.981	.462
الولاء التنظيمي	←	Q1	.514	-	-	.264
	←	Q2	.545	.102	10.269	.297
	←	Q3	.644	.105	8.748	.414
تحمل المسؤولية	←	Q7	.754	.137	9.673	.569
	←	Q25	.610	-	-	.372
	←	Q26	.631	.107	11.418	.398
	←	Q27	.634	.096	10.999	.402
	←	Q29	.577	.112	10.518	.333
الجدية في العمل	←	Q18	.744	.077	12.438	.554
	←	Q19	.691	.094	12.203	.477
	←	Q20	.622	-	-	.387

ومن ذلك خلصت النتائج إلى أن النموذج الافتراضي للعوامل الأربعة من الدرجة الأولى يضُم، الفقرات (Q1,Q2,Q3,Q4)، مُحملةً على عامل الولاء التنظيمي بعد حذف الفقرة (Q8)، والفقرات (Q9,Q10,Q11,Q14,Q16) مُحملةً على عامل الالتزام التنظيمي، وقد تم حذف الفقرات (Q15,Q12) لارتباطاتها الضعيفة مع هذا العامل، بينما اندرجت الفقرات (Q18,Q19,Q20) تحت عامل الجدية في العمل وحذفت الفقرة (Q21)، واندرجت الفقرات (Q25,Q26,Q27,Q29) تحت عامل تحمل المسؤولية بعد حذف الفقرة (Q28)، كما يوضحها الشكل رقم 4،13.

2،4،5،4 نتائج التحليل العاملي التوكيدي لمتغير الأداء الوظيفي من الدرجة الثانية

يتميز التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الثانية بوجود عامل عام يسمى بالقائد، ويتم فيه استبدال العلاقات الارتباطية بين العوامل بمسارات تدلُّ على تأثير العامل الهرمي العام (أيمن وفريال، 2018). تم إجراء التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الثانية للتأكد مما إذا كانت العوامل الأربعة السابقة يجمعها عامل عام، إذ تضمن النموذج متغير الأداء الوظيفي بوصفه عاملاً عامًّا (متغير كامن من الدرجة الثانية)، وأربعة متغيرات فرعية، وهي المتغيرات الكامنة الأربعة السابقة من الدرجة الأولى، وفي هذه الخطوة تُقدَّر الآثار السببية للمتغير العام على جميع متغيراته الفرعية. كما أن هذه الخطوة أيضًا تُسهم في تقدير التشبع العاملي للمتغير العام بمتغيراته الفرعية للتأكد من أن متغير الدرجة الثانية المفسَّر نظرًيا مُشبَع بالمتغيرات الفرعية ذات الصلة، كما أن إجراء (CFA) سوف يُسهم أيضًا في تقدير التشبعات العاملية لكل فقرة. ويظهر الشكل رقم 14،4 نتيجة النموذج من الدرجة الثانية.

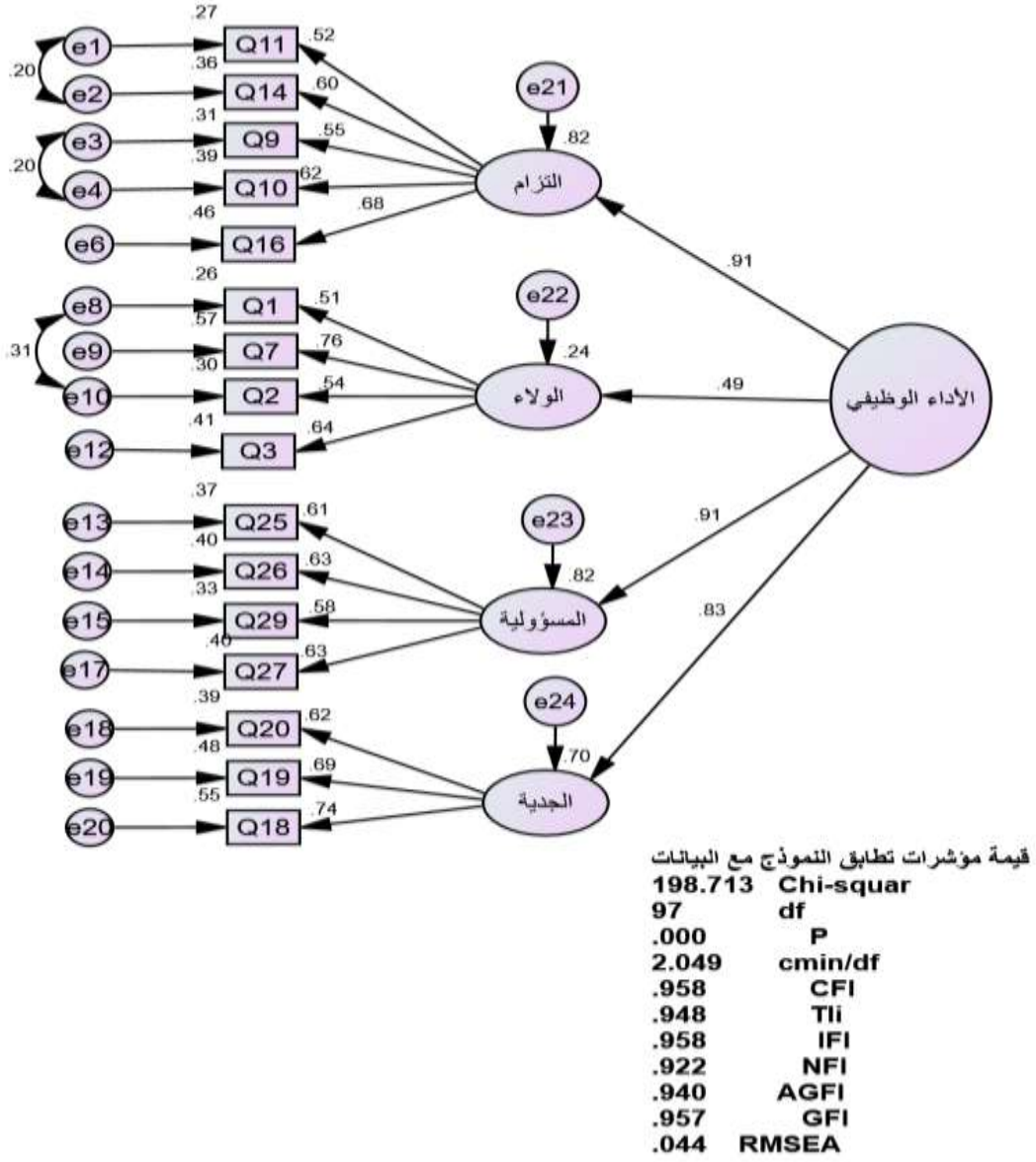
وقد لوحظ أن مؤشرات مطابقة النموذج حققت المستوى المطلوب، ومِن ثَمَّ لا يلزم حذف أي فقرة وتعديل النموذج، فقد أظهرت النتائج أن متغير الأداء الوظيفي يتشبع بشكل جيد بمتغيراته الفرعية الأربعة. فأظهرت قيم التشبع العاملي للأداء الوظيفي على الالتزام التنظيمي، والولاء التنظيمي، وتحمل المسؤولية، والجدية في العمل، هو (.91,.49,.91,.83) على التوالي. علاوةً على ذلك، فإن R^2 لأغلب المتغيرات مرتفعة (.82,.24,.82,.70)، مما يعكس أن إسهام الأداء الوظيفي في متغيراته الأربعة جيد. وبعبارة أخرى، فإن نظرية الأداء الوظيفي تتكون من المتغيرات الفرعية الأربعة مدعومة ومُثبته نظريًا بشكل جيد.

كما أن بعض مؤشرات حُسن المطابقة تحسنت وجاءت ضمن المدى المناسب، إذ جاءت قيمة مؤشـــر المطابقة المقارن (CFI)958.، مؤشـــر تاكر- لويس (TLI) .948، مؤشـــر المطابقة المعياري (NFI)922.، مؤشـر حسـن المطابقة المعدّل (AGFI) 940.، ومؤشـر حسـن المطابقة (GFI) .957، وهي قيم أعلى من قيمة المحك9. لكل مؤشـر من هذه المؤشـرات. ويدلُّ ذلك على أن هناك علاقات بين العامل العام والعوامل الأربعة الكامنة، الالتزام التنظيمي، الولاء التنظيمي، تحمل المســـؤولية، الجدية في العمل، وبين العوامل الأربعة الكامنة وفقراتها، كما يُظهرها الشكل رقم 14،4.

كما وصـلت قيمة مؤشـر رمسـي (RMSEA) 044. وهي أقل من المعيار المحك080. إذ تُعتبر جيدة، مما يؤكد أن النموذج الثاني يتمتع بِحُسْن مطابقة مع البيانات المجمعة. ويوضّـح الشـكل رقم 14،4، نتائج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس الأداء الوظيفي من الدرجة الثانية، كما يوضّـح الجدول رقم 17،4 قيم مؤشرات المطابقة لنموذج الأداء الوظيفي من الدرجة الثانية.

الجدول 4، 17: قيم مؤشرات المطابقة لنموذج الأداء الوظيفي من الدرجة الثانية

المؤشرات	CMIN	DF	P	CMIN/DF	GFI	AGFI	NFI	TLI	CFI	RMSEA
الدرجة الثانية	198.713	97	.001	2.049	.957	.940	.922	.948	.958	.044



الشكل 4، 14: نتائج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس الأداء الوظيفي من الدرجة الثانية

بعد التأكد من تطابق النموذج من الدرجة الثانية مع بيانات العيّنة من خلال المؤشرات المعتمدة في الدراسة، تم التحقق من الافتراضات الإحصائية، ويتضح من الجدول رقم 4،18، والشكل رقم 4،14، أن نسبة تشبع العوامل الكامنة الأربعة مع فقراتها كانت دالة إحصائيًا إذ تجاوزت نسبة التشبع لهذه الفقرات قيمة 0.50، إذ بلغت الارتباطات بين فقرات الالتزام التنظيمي ما بين (52.-68.)، وفقرات الولاء

التنظيمي ما بين (51.-76.)، وفقرات تحمل المسؤولية ما بين (58.-63.)، أما عامل الجدية في العمل فقد بلغت قيمة الارتباط ما بين (62.-74.)، مما يدلّ على أن الفقرات تقيس متغيرات العامل العام الأربعة. كما أظهرت قيمة (تي) (C.R) الدلالة الإحصائية وفقًا للمعايير المطلوبة، وكانت كل القيم أعلى من 1.964 وذات دلالة إحصائية في الوقت نفسه، مؤكّدة وجود العلاقة الارتباطية بين الفقرات تحت كل متغير فرعي. ويوضّح الجدول رقم 4،18 قيم الافتراضات الإحصائية لمتغير الأداء الوظيفي من الدرجة الثانية.

الجدول 4، 18: قيم الافتراضات الإحصائية لمتغير الأداء الوظيفي من الدرجة الثانية

عامل كامن عام	المسار	العلاقات	التشبعات Loading	الخطأ المعياري Standard Error	القيمة الحرجة Critical Ratio	مربع الارتباط التربيعيR
الأداء الوظيفي	↔	الالتزام التنظيمي	.907	-	-	.823
	↔	الولاء التنظيمي	.494	.137	6.463	.244
	↔	تحمل المسؤولية	.905	.123	8.750	.819
	↔	الجدية في العمل	.834	.142	8.600	.695
الالتزام الوظيفي	←	Q9	.553	.105	9.191	.305
	←	Q10	.621	.097	9.910	.386
	←	Q11	.521	-	-	.271
	←	Q14	.599	.110	10.732	.359
	←	Q16	.681	.103	10.029	.463
الولاء التنظيمي	←	Q1	.513	-	-	.263
	←	Q2	.544	.102	10.269	.296
	←	Q3	.644	.105	8.786	.414
	←	Q7	.755	.137	9.669	.570
تحمل المسؤولية	←	Q25	.609	-	-	.371
	←	Q26	.634	.107	11.468	.402
	←	Q27	.632	.096	10.978	.399
	←	Q29	.578	.112	10.521	.334
الجدية في العمل	←	Q18	.745	.077	12.441	.555
	←	Q19	.690	.094	12.200	.477
	←	Q20	.621	-	-	.386

ومن ذلك خلصت النتائج إلى أن النموذج الافتراضي للأداء من الدرجة الثانية يضم الفقرات نفسها وتحت العوامل الأربعة نفسها في نموذج الدرجة الأولى، والتي ارتبطت بالعامل العام في هذا النموذج، إلا أن الاختلاف بين النموذجين يوجد في مؤشرات التطابق وبفارق بسيط.

3،4،5،4 تقييم الصدق التقاربي والصدق التلازمي للأداء الوظيفي

سعت إجراءات الدراسة من خلال تحديد نوع العلاقات الارتباطية بين العوامل والمؤشرات ضمن المحكات المعروفة، التحقق من نوعي الصدق، التمايزي والتقاربي لنموذج الأداء الوظيفي ومتغيراته الأربعة ومؤشراتها. وقد تم الاستناد أولًا على استقراء نسبة الارتباطات بين المتغيرات الأربعة والفقرات في الشكل رقم 13،4 لتقييم الصدق التقاربي. وقد أظهرت النتائج تحقق الدلالة إحصائية، إذ تراوحت نسبة الارتباط ما بين (.75-.51)، وهي نسب مرتفعة تؤكد وجود ارتباط ضمن المدى المسموح به (.90-.50)، وهذا يعدُّ دليلاً على الصدق التقاربي للمقياس.

بعدها تم احتساب قيمة التباين المستخلص (AVE)، الذي يشير إلى متوسط نسبة التباين الموضح بواسطة مؤشرات المتغير الكامن، وذلك من خلال تربيع قيم التشبعات، بوصفه أحد أدلة الصدق التقاربي. والمطلوب أن تكون قيمة AVE≥0.5 لكل متغير (Awang & Afthaorhan, 2020). ويظهر من نتائج الجدول رقم 20،4، أن قيمة التباين المستخلص لمتغير، الالتزام التنظيمي، والولاء التنظيمي، وتحمل المسؤولية، قد جاءت أقل من المعيار المحدد لقبول التباين المستخلص، إذ بلغت القيم (.357,.386,.376) على التوالي، بينما بلغت قيمة (AVE) للجدية في العمل473..

وقد أشار هاينج وزملاؤه .Huang, et al (2013) إلى أنه بالإمكان تجاوز هذه القيمة واعتماد 0.4 عندما تكون قيمة CR أكبر من 0.6 أو أكبر من القيمة 1.964. كما أوضح مالهوترا Malhotra

N.K(2011) أن قيمة (AVE) حساسة ويمكن الأخذ بقيمة (C.R). كل ذلك يُعد دليلًا على الصدق التقاربي (*Convergent Validity*) للمتغيرات الأربعة ومؤشراتها. ويوضّح الجدول رقم 4،19 نتائج متطلبات الصدق التقاربي لكل متغير في النموذج.

الجدول 4، 19: نتائج متطلبات الصدق التقاربي لكل متغير في النموذج

المتغير	التباين المستخلص (AVE)	القيمة الحرجة(C.R)
الالتزام التنظيمي	.357	.734
الولاء التنظيمي	.386	.711
تحمل المسؤولية	.376	.707
الجدية في العمل	.473	.728

كما أوضحت قراءة النتائج في الشكل رقم 4،13، أن قيم الارتباط (R) بين العوامل الكامنة الأربعة (عند السهم ذي الرأسين)، جاءت مناسبة ودالة إحصائِيًّا، باستثناء حالات قليلة، إذ تراوحت نسبة الارتباطات بين العوامل الأربعة ما بين (0.43-0.83)، وهي ضمن المدى المقبول المحدد من قبل الإحصائيين والذي حدد ما بين (0.20-0.90)، كما يؤكّد عدم تجاوز الارتباطات للحد الأعلى 0.90، عدم وجود مشكلة التعدد الخطي بين المتغيرات المستقلة، ويعدُّ عدم تجاوز هذه القيم للنطاق المسموح دليلاً من أدلة تحقق الصدق التمايزي (*Discriminant Validity*).

علاوة على ذلك، أوضحت نتائج التحليل في جدول Factor Score Weight في Estimate أيضًا، أن المقياس يخلو من ضوضاء التحميل المزدوج، والذي يشير إلى أن ارتباط الفقرة بالعامل الذي يمثله أعلى من ارتباطها بالعوامل الأخرى، مما يثبت أن المتغيرات في النموذج متمايزة عن بعضها بعضًا، وغير متشابه.

4،4،5،4 المقارنة بين النموذج من الدرجة الأولى والدرجة الثانية للأداء الوظيفي

باستقراء نتائج مؤشرات المطابقة الموضحة في الجدول رقم 20،4، والتي تقارن بين نموذج التحليل العاملي التوكيدي الدرجة الأولى للعوامل الكامنة الأربعة، الولاء التنظيمي، والالتزام التنظيمي، وتحمل المسؤولية، والجدية في العمل، ونتائج مؤشرات النموذج من الدرجة الثانية للعامل العام، الأداء الوظيفي، والعوامل الأربعة، تظهر النتائج تقاربًا كبيرًا بين قيم المؤشرات وصولًا للمستويات المقبولة إحصائِيًّا في مؤشرات كلا النموذجين، والتي يتم من خلالها الحكم على المطابقة.

وبالرغم من التقارب في قيم المؤشرات بعد التعديل للنموذجين، إلا أن كفة النموذج الثاني هي التي المرجحة، كون بعض قيم مؤشرات المطابقة جاءت بنسب أعلى فيه، وعليه فإن النموذج من الدرجة الثانية هو المفضل كونه يتصف بجودة عالية مقارنة بالنموذج الأوّل. انظر جدول 20،4 الذي يبين المقارنة بين قيم مؤشرات المطابقة لنموذج الأداء الوظيفي من الدرجة الأولى والدرجة الثانية.

الجدول 4، 20: مقارنة بين قيم مؤشرات المطابقة لنموذج تقييم الأداء من الدرجة الأولى والثانية

المؤشرات	CMIN	DF	P	CMIN/DF	GFI	AGFI	NFI	TLI	CFI	RMSEA
الدرجة الأولى	198.062	95	.001	2.085	.957	.939	.922	.946	.957	.044
الدرجة الثانية	198.713	97	.001	2.049	.957	.940	.922	.948	.958	.044

4، 5،5 التحليل العاملي التوكيدي للمتغير المستقل (تقييم الأداء)

4،5،5، 1 نتائج التحليل العاملي التوكيدي لعوامل تقييم الأداء من الدرجة الأولى

صمم في الدراسة نموذجا عامليًّا توكيديًّا مفترضًا من الدرجة الأولى متعدد الأبعاد لعوامل تقييم الأداء، وضم هذا النموذج ثلاثة عوامل كامنة حسب النتائج المستخلصة من التحليل العاملي الاستكشافي لهذا

المتغير، والمتمثلة في الدقة وتضـــم (6) فقرات، والموضـــوعية (6) فقرات، والعدالة التنظيمية (3) فقرات. وأوضـحت النتائج الأولية بعد إدخال البيانات في البرنامج الإحصـائي (AMOS)، عدم وجود مشـكلة التعدد الخطي (*Multicollinearity*) في التحليل العاملي التوكيدي لعوامل تقييم الأداء، فقد أظهرت قيم الارتباطات أنها ضـمن المدى المنطقي والمقبول ولم تتجاوز الواحد الصـحيح، مما يدلُّ على الاسـتمرارية في إجراء التحليل العاملي.

وبحسب مؤشرات حسن المطابقة (*Goodness of Fit*) الأولية المستخرجة، اتضح أن مؤشرات تطابق نموذج عوامل تقييم الأداء تجاوزت المعيار المحدد، أي أن هناك عدم تطابق بين تقييم الأداء وبيانات العيّنة، إذ أن قيمة مربع كاي (CMIN) كانت 575.515 بدرجة حرية (DF) تساوي 62، وهي قيمة دالة إحصـائيًّا p=.001، وبحسـب رأي هير ورفاقه .Hair, et al عام 1998 يتم تجاهل مؤشـر المطابقة المطلقة لقيمة مربع كاي متى ما كان حجم العيّنة الذي تم الحصـول عليه للدراسـة أكبر من 200، ويتم الاعتماد على مؤشـــرات أخرى للتحقق من مدى مطابقة النموذج للبيانات. وانطلاقًا من ذلك تم حســـاب قيمة مربع كاي المعياري مقســـومًا على درجات الحرية (CMIN/DF) 9.283 وقد تجاوزت هذه القيمة المحك (5)، الأمر الذي يفسره الإحصائيون سببًا لرفض النموذج الحالي.

كما عززت المؤشرات الأخرى هذه النتيجة إذ أظهرت قيمة مؤشر المطابقة المقارن (CFI)857.، أنها أقل من قيمة المحك90.. وقيمة مؤشر تاكر– لويس (TLI) 820.، ومؤشر المطابقة المعياري (NFI) .843، ومؤشر حُسن المطابقة المعدل (AGFI) 787.، ومؤشر حسن المطابقة (GFI) .855، وهي مؤشرات تكون قيمة المحك المقبول للمطابقة لها أكبر من 90.، كما جاءت قيمة مؤشر رمسي (RMSEA) 122. وهي قيمة أكبر من قيمة المحك 0.080. وهذا التناقض بين النموذج النظري المفترض والبيانات يؤكّد ضرورة إجراء تعديل لنموذج تقييم الأداء من الدرجة الأولى، وأن النموذج بهذه الصورة غير مقبول.

أظهرت نتائج تطبيق طريقة الاحتمالات العظمى في الشكل رقم 15،4، أن تشعبات الفقرات مع عواملها تجاوزت 0.50، مما يؤكّد ارتباط الفقرات بشكل قوي مع عواملها، الأمر الذي استبعد قرار حذف الفقرات لتعديل النموذج. بعدها تم قراءة مؤشرات التعديل (MI)*Modification Indices* والتي أكّدت ضرورة اتخاذ قرار الربط بين الأخطاء المعيارية وفقًا للقيمة الأعلى لهذه القيم، وقد أوضحت هذه القيم الحاجة للربط بين (e5،e1) في الفقرتين (Q33,Q32) تحت عامل الدقة، والربط بين الأخطاء (e8، e10) في الفقرتين (Q47,Q46) تحت عامل الموضوعية، وبين الأخطاء (e12,e13) في الفقرتين (Q52,Q50) في بُعد العدالة التنظيمية، بوصفته حلاً لتعديل النموذج، وتتم عملية الربط هذه بين الفقرات التي تقع تحت عامل مشترك واحد، إذْ لا يمكن الربط بين بنود عاملين مختلفين.

وقد أظهرت النتائج بعد عملية الربط والموضحة في الشكل رقم 15،4، أن مؤشرات نموذج تقييم الأداء مع البيانات بعد التعديل لم تتجاوز المحكات المحددة، مُشِيرَة بذلك إلى وجود التطابق، إذ بلغت قيمة كاي تربيع (CMIN) 221.844، ودرجات حرية بلغت (DF) 59 ومستوى دلالة معنوية دالة إحصائِيًّا بلغت P=.001، وهذا لا يعني وجود فروق أو اختلاف بين نموذج تقييم الأداء وبيانات العيّنة إذ أن مستوى الدلالة يتأثر بحجم العيّنة الكبير، ولهذا لابد من الأخذ في الاعتبار مؤشرات أخرى.

أظهرت مؤشرات المطابقة بعد التعديل أن قيمة مربع كاي المعياري (CMIN/DF) جاءت 3.760 ولم تتجاوز قيمة المحك 5. وبلغت قيمة مؤشر المطابقة المقارن (CFI) 955.، مؤشر تاكر- لويس (TLI) 940.، مؤشر المطابقة المعياري (NFI) .940، مؤشر حُسن المطابقة المعدّل (AGFI) .909، مؤشر حُسن المطابقة (GFI) .941، وهي قيم أعلى من قيمة المحك9. المطلوبة لكل مؤشر. ويدلُّ ذلك على أن هناك علاقات بين فقرات تقييم الأداء، وكذلك بين العوامل الثلاثة الكامنة (الدقة، الموضوعية،

العدالة التنظيمية) في النموذج. كما وصـــلت قيمة مؤشـــر رمســـي (RMSEA) 071. لأقل من المعيار المحك080. وهذه القيمة جيدة (تيغزة، 2012).

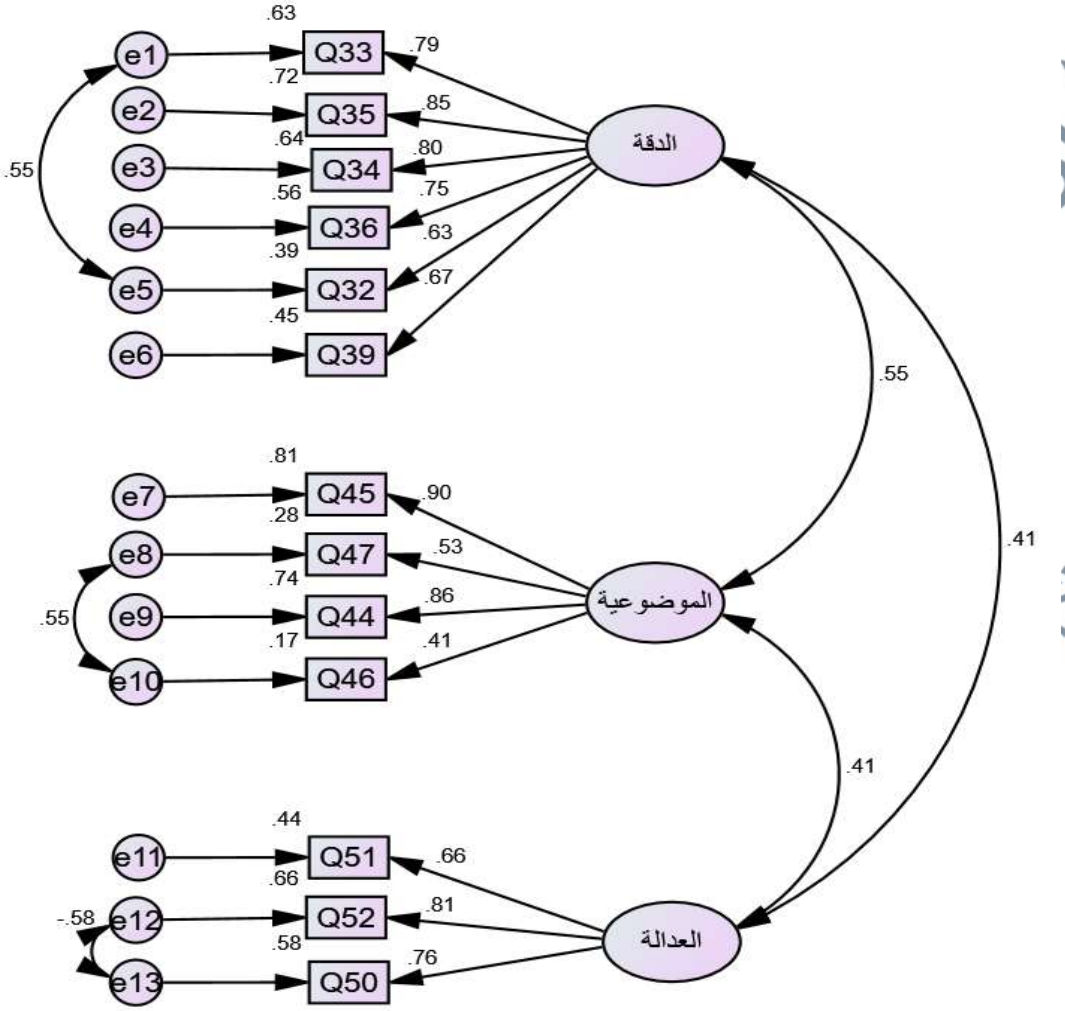
خُلاصة ذلك أن المؤشرات أكّدت وجود تطابق بين النموذج النظري لتقييم الأداء وبين البيانات المجمعة. ويبين الشـــكل رقم 4،15 نموذج الدرجة الأولى لعوامل مقياس تقييم الأداء، كما يبين الجدول رقم 4،21 مؤشرات حُسن المطابقة لمقياس عوامل تقييم الأداء من الدرجة الأولى.

الجدول 4، 21: مؤشرات حُسن المطابقة لمقياس عوامل تقييم الأداء من الدرجة الأولى

المؤشرات	CMIN	DF	P	CMIN/DF	GFI	AGFI	NFI	TLI	CFI	RMSEA
الـدرجـة الأولى	221.844	59	.001	3.760	.941	.909	.940	.940	.955	.071

الجدول 4، 22: قيم الافتراضات الإحصائية للعوامل الثلاثة لتقييم الأداء من الدرجة الأولى

	المسار		عامل كامن	التشبع Loading	الخطأ المعياري Standard Error	القيمة الحرجة Critical Ratio	الارتـــبـــاط الـتربـيـعـي المتعدد
العدالة التنظيمية	←	الدقـــــة الموضوعية	Q32	.625	.036	20.942	.391
	←		Q33	.792	-	-	.627
	←		Q34	.802	.052	20.048	.643
	←		Q35	.847	.049	21.439	.717
	←		Q36	.751	.048	18.595	.564
	←		Q39	.672	.051	16.068	.452
	←		Q44	.861	.043	21.921	.742
	←		Q45	.899	-	-	.808
	←		Q46	.410	.051	9.641	.168
	←		Q47	.535	.046	12.815	.283
	←		Q50	.760	.143	7.732	.577
	←		Q51	.662	-	-	.439
	←		Q52	.812	.158	8.606	.659



قيمة مؤشرات تطابق النموذج مع البيانات	
221.844	Chi-squar
59	df
.000	P
3.760	cmin/df
.955	CFI
.940	Tli
.955	IFI
.940	NFI
.909	AGFI
.941	GFI
.071	RMSEA

الشكل 4، 15: نموذج الدرجة الأولى لعوامل مقياس تقييم الأداء

وللتحقق من مدى كفاءة النموذج، تم فحص الافتراضات الإحصائية من خلال مخرجات برنامج أموس، وقد أوضحت النتائج في الجدول رقم 4،22 ، والشكل رقم 4،15، أن نسبة التشبع بين العامل الكامن مع فقراته كانت أعلى من 50.، إذ تراوحت قيم التشبع لعامل الموضوعية مع فقراته ما بين (-0.90 0.41)، وقيم تشبع عامل الدقة مع فقراته ما بين (85.-63.) ، وعامل العدالة التنظيمية وفقراته ما بين (81.-66.)،مما يدلُّ على أن جميع الفقرات ما تزال ذات معنى في قياس عواملها المرتبطة، وأوضحت النتائج أيضًا أن قيمة تي (C.R) الإحصائية للفقرات حققت المعايير المطلوبة للجميع، إذ كانت كل القيم أكبر من 1.964 وذات دلالة إحصائية. ويبين الجدول رقم 4،23 قيم الافتراضات الإحصائية للعوامل الثلاثة لتقييم الأداء من الدرجة الأولى.

ومن ذلك خلصت النتائج إلى أن النموذج الافتراضي لعوامل تقييم الأداء من الدرجة الأولى يضم، الفقرات (Q32,Q33,Q34,Q35,Q36,Q39) تحت عامل الدقة، والفقرات (Q44,Q45,Q46,Q47) تقيس عامل الموضوعية، بينما الفقرات (Q50,Q51,Q52) تقيس عامل العدالة التنظيمية، كما يوضحها الشكل 4،15.

4، 5،5،2 التحليل العاملي التوكيدي لمتغير تقييم الأداء من الدرجة الثانية

استبدلت العلاقات الارتباطية بين العوامل الكامنة الثلاثة، الموضوعية، والدقة، والعدالة التنظيمية، بمسارات تدلُّ على تأثير العامل الهرمي العام (تقييم الأداء) لتصميم نموذج افتراضي من الدرجة الثانية، بُغية التأكد مما إذا كانت الأبعاد يجمعها هذا العامل العام. وقد أظهر هذا النموذج الموضّح في الشكل رقم 4،16، بداية عدم المطابقة مع البيانات، الأمر الذي دفع للبحث عن فقرات ذات تشبع منخفض ليتم حذفها، إلا أن أغلب الفقرات أظهرت تشبعات عاملية عالية تجاوزت 0.50، كما أظهرت العلاقات

بين العامل العام تقييم الأداء، والعوامل الأخرى ارتباطات ضـــمن المدى الذي يؤكّد عدم وجود تعدد خطي.

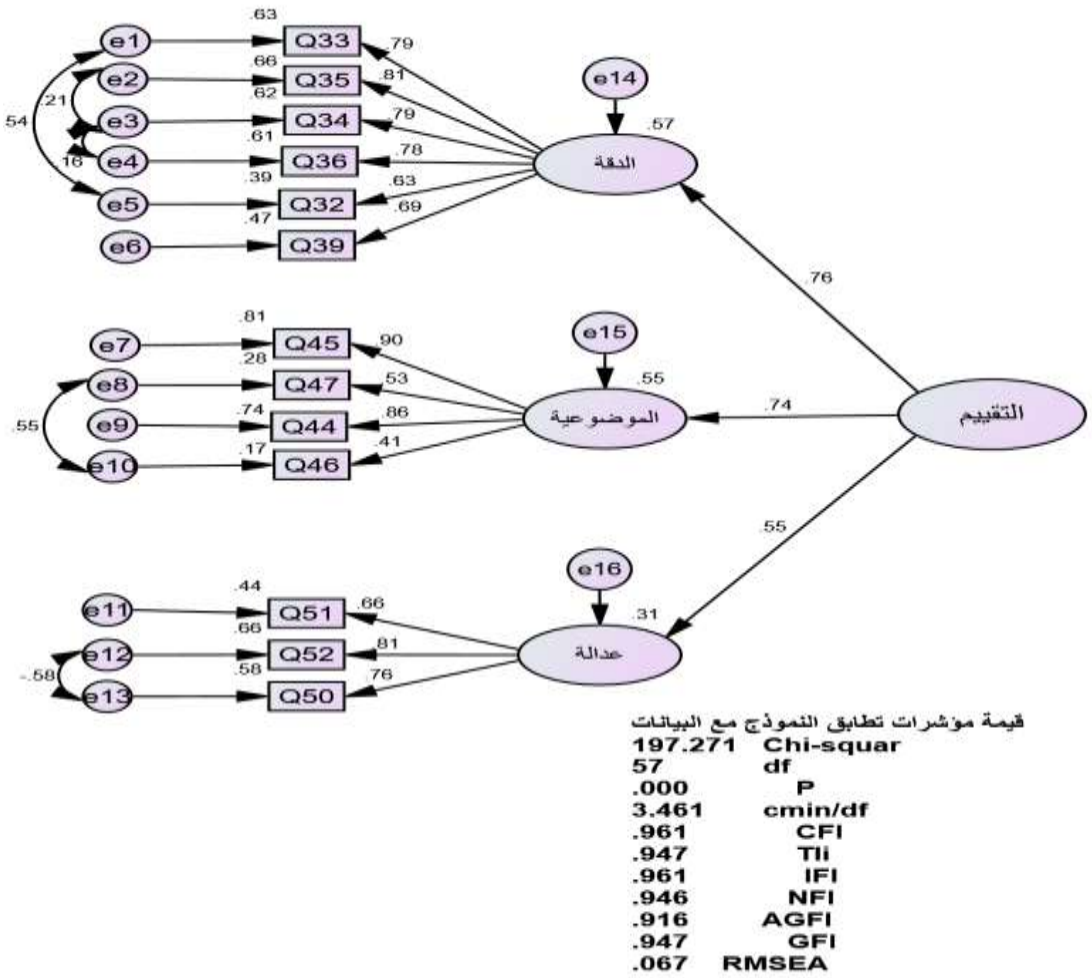
وقد تم بعدها قراءة قيم (*Modification Indices*) والتي أوضـــحت ضـــرورة الربط بين بعض الأخطاء المعيارية ذات القيم العالية، والتي ستسمح بانخفاض قيمة مربع كاي، وقد تم الربط في النموذج ما بـــين أخـــطـــاء الـــقـــيـــاس، (e5،e1)،(e3،e2)،(e4،e3)، المـــرتـــبـــطـــة بالـــفـــقـــرات (Q36,Q39),(Q34,Q3),(Q32,Q33)، في عـامـل الـدقـة على التوالي، كمـا تم الربط بين (e10،e8)، للفقرات (Q47,Q46) في عـامـل الموضـــوعية، وبين الأخطاء (e13،e12) في عـامل العدالة التنظيمية للفقرات (Q52,Q50)، وقد تعدلت النتائج بعد إجراء عملية الربط هذه، حيث جاءت قيمة مربع كاي 197.271 دالة إحصـــائيًا ، وبدرجة حرية 57 ومســـتوى دلالة 0.001 ،مما يشـــير لعدم المطابقة، ويعود السـبب في ذلك كما ذُكر سـابقًا إلى حجم العيّنة الكبير في الدراسـة، إلا أن احتسـاب قيمة مربع كاي المعيارية وقسمتها على درجات الحرية في العلاقة (CMIN/DF) أوصلنا إلى النتيجة 3.461 التي لم تتجاوز قيمة المحك 5 المعتمد مما يؤكّد قبول النموذج.

كما عززت نتيجة مؤشـرات حسـن المطابقة الأخرى ذلك، إذ جاءت في المدى المناسـب وفقًا للمحكات المقبولة إحصـائيًا لكل مؤشـر، إذ جاءت قيمة مؤشـر المطابقة المقارن (CFI) 961.، مؤشـر تاكر– لويس (TLI) .947، مؤشر المطابقة المعياري (NFI) .946، مؤشر حُسن المطابقة المعدّل (AGFI) 916.، ومؤشـر حُسـن المطابقة (GFI) .947، وهي قيم أعلى من قيمة المحك9. لكل مؤشـر. ويدلُّ ذلك على وجود العلاقات بين العوامل الثلاثة وفقراتها، وبين العوامل الثلاثة الكامنة، الدقة، الموضـوعية، العدالة التنظيمية، في النموذج والعامل العام تقييم الأداء كما يظهرها الشـكل 16،4. كما وصـلت قيمة مؤشـر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ التقدير (رمسي) (RMSEA) .067 لأقل من المعيار المحك080.، مما يؤكد أن

النموذج الثاني يتمتع بحُســـن مطابقة مع البيانات المجمعة. ويوضّـــح الشـــكل رقم 4،16، نتائج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس تقييم الأداء من الدرجة الثانية، ويوضّح الجدول رقم 4،23 قيم مؤشرات المطابقة لنموذج تقييم الأداء من الدرجة الثانية.

الجدول 4، 23: قيم مؤشرات المطابقة لنموذج تقييم الأداء من الدرجة الثانية

المؤشرات	CMIN	DF	P	CMIN/DF	GFI	AGFI	NFI	TLI	CFI	RMSEA
الـــدرجـــة الثانية	197.271	57	.001	3.461	.947	.916	.946	.947	.961	.067



الشكل 4، 16: نتائج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس تقييم الأداء من الدرجة الثانية

وبمجرد اكتمال استقراء مؤشرات المطابقة للنموذج من الدرجة الثانية والتحقق من جودتها، تم فحص الافتراضات الإحصائية، والتي جاءت كما يوضّحها الجدول رقم 4،24، والشكل رقم 4،16، دالة إحصائية، إذ تجاوزت نسبة تشبع العوامل الكامنة الثلاثة مع فقراتها عن قيمة50.، إذ بلغت الارتباطات بين فقرات الدقة ما بين (81..-63.)، وفقرات الموضوعية ما بين (90.-41.)، أما فقرات العدالة التنظيمية فقد تراوحت ما بين (81.-66.)، الأمر الذي يؤكّد قياسها للعامل العام، تقييم الأداء الذي اندرجت تحته. إضَافَة إلى ذلك، أظهرت القيمة الحرجة (C.R) دلالة إحصائية ضمن المعايير المحددة، إذ جاءت قيمتها أعلى من 1.964 مؤكّدة وجود هذه العلاقة الارتباطية بين الفقرات ومؤشراتها تحت كل متغير فرعي. ويبين الجدول رقم 4،25 قيم الافتراضات الإحصائية لمتغير تقييم الأداء من الدرجة الثانية.

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA

الجدول 4، 24: قيم الافتراضات الإحصائية لمتغير تقييم الأداء من الدرجة الثانية

عامل كامن عام	المسار	العلاقات	التشبعات Loading	الخطأ المعياري Standard Error	القيمة الحرجة Critical Ratio	مربع الارتباط التربيعي R
تقييم الأداء	↔	الدقة	.757	-	-	.573
	↔	الموضوعية	.744	.137	8.123	.553
	↔	العدالة التنظيمية	.522	.085	6.468	.305
الدقة	←	Q32	.627	.037	20.894	.394
	←	Q33	.791	-	-	.626
	←	Q34	.787	.056	18.248	.620
	←	Q35	.813	.051	20.070	.661
	←	Q36	.782	.049	18.663	.611
	←	Q39	.686	.052	16.198	.471
الموضوعية	←	Q44	.861	.043	21.963	.742
	←	Q45	.899	-	-	.808
	←	Q46	.410	.051	9.636	.168
	←	Q47	.532	.046	12.816	.283
العدالة التنظيمية	←	Q50	.759	.142	7.780	.576
	←	Q51	.663	-	-	.440
	←	Q52	.811	.156	8.663	.658

وعليه خلصت النتائج، إلى نموذج الدرجة الثانية لتقييم الأداء يحتوي على الفقرات نفسها المندرجة تحت المتغيرات الثلاثة، الدقة، الموضوعية، والعدالة التنظيمية، والتي أصبحت تندرج تحت العامل العام تقييم الأداء في هذا النموذج.

3،5،5،4 تقييم الصدق التقاربي والصدق التلازمي لتقييم الأداء

أكّدت قيم الارتباطات بين العوامل الكامنة الثلاثة (الدقة، الموضوعية، والعدالة التنظيمية) وفقراتها الدلالة الإحصائية، الأمر الذي أسهم في التحقق من الصدق التقاربي (*Convergent Validity*)، إذ تراوحت نسبة ارتباطات الفقرات مع العوامل الثلاثة ما بين (0.41-0.90)، وهي ضمن المدى المقبول والمحدد من قبل الإحصائيين. كما تم تربيع قيم التشبعات لفقرات كل عامل على حدة للحصول على الارتباط المتعدد التربيعي للفقرات، واحتساب قيمة (AVE) بوصفها دليلًا ثانيًا للتحقق من الصدق التقاربي. ويظهر الجدول رقم 4،25، أن قيمة (AVE)للموضوعية بلغت 0.500، وللدقة 0.566، وللعدالة التنظيمية 0.559، ويعد (AVE) أحد المعايير الرئيسة المعتد بها للتحقق من الصدق التقاربي، والذي يجب ألا تقل قيمته عن ≥0.5، وبالنظر إلى القيم في الجدول ذاته يتضح أن قيمة التباين المستخلص قد أوفت بالشرط وتجاوزت القيمة المحددة، الأمر الذي يؤكّد جودة الفقرات الممثلة للعوامل الثلاثة، وبذلك تم تحقيق أحد شروط الصدق التقاربي. ويبين الجدول رقم 4،25 نتائج متطلبات الصدق التقاربي لكل متغير في النموذج.

الجدول 4، 25: نتائج متطلبات الصدق التقاربي لكل متغير في النموذج

المتغير	التباين المستخلص AVE	القيمة الحرجة C.R
الدقـــــــة	.566	.885
الموضوعيـــــة	.500	.785
العدالة التنظيمية	.559	.790

علاوة على ذلك، أوضحت قيم نسبة الارتباطات بين المتغيرات الثلاثة الكامنة في الشكل 4،15، والتي حصرت ما بين (.55-.41)، الدلالة الإحصائية مُشِيرَة إلى وجود ارتباط فعلي وتفسير حقيقي للعوامل في النموذج، وهذا يعد أحد أدلة الصدق التمايزي، وأن كل عامل بفقرات يمثل نفسه. الأمر

الذي يؤكّد أيضًا عدم وجود مشكلة التعدد الخطي بين العوامل الكامنة، وهذا يُعد أحد أدلة الصدق التمايزي (*Discriminant Validity*). كما أوضحت النتائج أن المقياس يخلو من ضوضاء التحميل المزدوج، والذي يؤكّد ارتباط الفقرة بعاملها بشكل أقوى، مما يشير إلى تمايز العوامل عن بعضها بعضًا.

4،5،5،4 المقارنة بين النموذج من الدرجة الأولى والدرجة الثانية لتقييم الأداء

باستقراء نتائج مؤشرات المطابقة بين نموذج التحليل العاملي التوكيدي للنموذج من الدرجة الأولى للعوامل الكامنة الثلاثة، الموضوعية، والدقة، والعدالة التنظيمية، ونتائج مؤشرات النموذج من الدرجة الثانية للعامل العام تقييم الأداء، والعوامل الثلاثة، الموضوعية، والدقة، والعدالة التنظيمية، الموضحة في جدول رقم 26،4، للمقارنة بين القيم المتحصل عليها من التحليل، تُظهر النتائج تقاربًا كبيرًا بين قيم المؤشرات وصولًا للمستويات المقبولة إحصائيًّا في مؤشرات كِلا النموذجين، والتي يتم من خلالها الحكم على المطابقة، وعلى الرغم من التقارب في قيم المؤشرات بعد التعديل للنموذجين، إلا أن كفة النموذج الثاني هي التي المرجحة، كون قيم مؤشرات المطابقة جاءت بنسب أعلى من قيم مؤشرات النموذج الأوّل، وعليه فإن النموذج من الدرجة الثانية هو المفضل كونه يتصف بجودة عالية مقارنة بالنموذج الأوّل. انظر جدول رقم 26،4، الذي يبين المقارنة بين قيم مؤشرات المطابقة لنموذج تقييم الأداء من الدرجة الأولى والدرجة الثانية.

الجدول 4، 26: مقارنة بين قيم مؤشرات المطابقة لنموذج تقييم الأداء من الدرجة الأولى والثانية

المؤشرات	CMIN	DF	P	CMIN/DF	GFI	AGFI	NFI	TLI	CFI	RMSEA
الدرجة الأولى	221.844	59	.001	3.760	.941	.909	.940	.940	.955	.071
الدرجة الثانية	197.271	57	.001	3.461	.947	.916	.946	.947	.961	.067

4، 5، 6 التحليل العاملي التوكيدي للمتغير الوسيط (الرضا الوظيفي)

لاختبار فرضية البحث، كشفت نتائج تحليل العوامل الاستكشافية (EFA) فيما يتعلق بالهيكل المكوّن لعامل الرضا الوظيفي كونه متغيرًا وسيطًا، عن أن العناصر المحملة على العوامل المتوقعة وفقًا للأبعاد المحددة في الدراسة، إذ تضمن هذا العامل كلاً من، بُعد "الرضا العام للموظف" وعدد فقراته (6)، وبُعد "الرضا عن تقييم الأداء" وعدد فقراته أيضًا (5). ولقدرة التحليل العاملي التوكيدي على تقييم أبعاد المتغيرات الكامنة والتحقق من صلاحيتها (Awang & Afthaorhan, 2020).

أجرت الدراسة هذا التحليل لجميع المتغيرات الكامنة لمتغير الرضا كونه متغيرًا وسيطًا في الدراسة الحالية. وقد تم إجراء التحليل لهذا المتغير بدرجتيه الأولى والثانية، ثم اختيار الأفضل منهما، وتبرير ذلك وفقًا للأدلة الإحصائية، سواء مؤشرات المطابقة، أم المؤشرات الإحصائية المتعلقة بالعوامل الكامنة وعلاقتها مع بعضها بعضًا، أو بالعوامل الكامنة وعلاقتها الارتباطية بمؤشراتها.

1،6،5،4 نتائج التحليل العاملي التوكيدي لعوامل الرضا الوظيفي من الدرجة الأولى

تم تنفيذ التحليل العاملي التوكيدي للمتغير الوسيط، الرضا الوظيفي من الدرجة الأولى من خلال تصميم نموذج متكامل في وقت واحد. ويأتي تبني هذا النوع من النماذج القياسية، كونها من النماذج الموصى بها لكفاءتها في التحليل (Awang & Afthaorhan, 2020). وبالنظر إلى الشكل رقم 17،4، يتضح أن النموذج الافتراضي من الدرجة الأولى خالٍ تمامًا من مشكلة الارتباط غير المنطقي، والذي تصل أو تتجاوز فيه الارتباطات الرقم الواحد الصحيح، وهذا يشير إلى عدم وجود إشكالية في إجراء التحليل العاملي التوكيدي لعوامل الرضا الوظيفي من الدرجة الأولى.

وعلى الرغم من خلو النموذج من الارتباط غير المنطقي، إلا أنه أظهر عدم توافق بين مؤشرات المطابقة وبيانات العيّنة، فقد أظهرت القيم الأولية قبل معالجة النموذج تجاوز معايير التطابق، حيث إنَّ قيمة مؤشر رمسي أو الجذر المتوسط لمربع الخطأ التقريبي تجاوز المعيار المحدد وكانت قيمته 116.وهي قيمة أكبر من المحك المعتمد لهذا المؤشر80.. كما أظهرت أيضًا بعض المؤشرات عدم التطابق، فقد أظهر مؤشر المطابقة المقارن (CFI) 874. ،ومؤشر تاكر– لويس (TLI) 839.، ومؤشر المطابقة المعياري(NFI) 860.، ومؤشر حُسن المطابقة المعدّل (AGFI) 827.، ومؤشر حُسن المطابقة (GFI) 887. ، حيث بلغت قيمة جميع هذه المؤشرات أقل من المحك المعتمد90.، وكانت قيمة مربع كاي المعيارية المقسومة على درجة الحرية مساوية 8.410 وهي قيمة أعلى من المحك المطلوب 5.

إن هذا التناقض بين النموذج الافتراضي وبين بيانات العينة يوجب إجراء تعديل للنموذج لكي تتوافق مؤشراته مع المحكات الإحصائية المطلوبة، ولتعديل هذه المؤشرات، تم البحث عن فقرات تشبعاتها أقل من 50.، وتم حذف فقرتين لعدم استيفائها للشروط، وهي الفقرة (Q67,Q69)، في بُعد الرضا عن تقييم الأداء، والفقرة (Q61) في بُعد الرضا العام للموظف، مما أسهم في تحسين قيم مؤشرات المطابقة

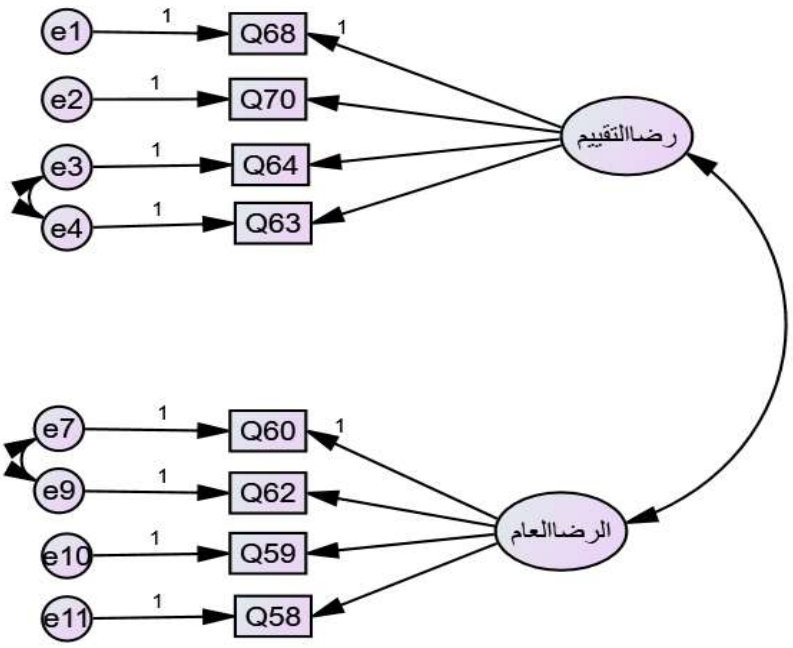
بشـكل طفيف، تم بعدها إعادة وصـف النموذج من خلال قيمة مؤشـرات التعديل المتحصـل عليها من مخرجات أموس، والتي أشـارت فيها القيم، إلى الحاجة للربط بين أخطاء القياس (e9،e7) في بُعد الرضـا العام للموظف للفقرتين (Q60,Q62)، والحاجة للربط بين الأخطاء (e4،e3) للفقرتين (Q64,Q63)، في بُعد الرضا عن تقييم الأداء.

وقد أدّت عملية الربط بين أخطاء القياس هذه إلى تعديل مؤشرات المطابقة، كما يظهرها الجدول رقم 4،28، إذ بلغت قيمة مربع كاي 58.330 دالة إحصائيًا، وبدرجة حرية 17 ومستوى دلالة 0.001، مما يشير لعدم المطابقة، ويعود ذلك لكبر حجم العيّنة في الدراسة، وفقًا للمبررات السابق ذكرها في متغير التقييم والأداء الوظيفي، وعليه وباحتساب قيمة مربع كاي المعيارية وقسمتها على درجات الحرية في العلاقة (CMIN/DF) كانت النتيجة 3.431 التي لم تتجاوز قيمة المحك 5 المعتمد مما يؤكّد قبول النموذج.

كما جاءت مؤشـرات حُسـن المطابقة الأخرى في المدى المناسـب لها، بعد عملية الربط بين أخطاء القياس، إذ جاءت قيمة مؤشر المطابقة المقارن (CFI).975، مؤشـر تاكر– لويس (TLI) 959.، مؤشـر المطابقة المعياري (NFI)966.، مؤشـر حُسـن المطابقة المعياري (AGFI) 946.، ومؤشـر حُسـن المطابقة (GFI) 974.، وهي قيم أعلى من قيمة المحك9. لكل مؤشـر. كما وصـلت قيمة مؤشـر الجذر التربيعي لمتوسـط خطأ التقدير (RMSEA) 066. وهي أقل من المعيار المحك080. وتعتبر جيدة، مما يؤكّد أن النموذج من الدرجة الأولى أصـبح يتمتع بحُسـن مطابقة مع البيانات المجمعة. ويوضّـح الشـكل رقم 4،17، نتائج التحليل العاملي التوكيدي لعوامل الرضـا الوظيفي من الدرجة الأولى، كما يوضّـح الجدول رقم 4،27 قيم مؤشرات المطابقة للنموذج الافتراضي لعوامل الرضا الوظيفي من الدرجة الأولى.

الجدول 4، 27: قيم مؤشرات المطابقة للنموذج الافتراضي من الدرجة الأولى لعوامل الرضا الوظيفي

المؤشرات	CMIN	DF	P	CMIN/DF	GFI	AGFI	NFI	TLI	CFI	RMSEA
الـدرجـة الثانية	58.330	17	.001	3.431	.974	.946	.966	.959	.975	.066



قيمة مؤشرات تطابق النموذج مع البيانات	
\cmin	Chi-square مربع كاي
\DF	df درجات الحرية
\P	P مستوى الدلالة
\cmindf	cmin/df مربع كاي المعياري
\CFI	CFI مؤشر التناسب المقارن
\TLI	Tli مؤشرتوكر-لويس
\IFI	IFI مؤشر الملائمة التزايدي
\NFI	NFI مؤشر المطابقة المعياري
\AGFI	AGFI مؤشر حسن المطابقة المصحح
\GFI	GFI مؤشر حسن المطابقة
\RMSEA	RMSEA مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التربيعي

الشكل 4، 17: التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى لعوامل الرضا العام الوظيفي

بعد التحقق من تطابق النموذج من الدرجة الأولى مع بيانات العيّنة من خلال المؤشرات المعتمدة في الدراســـة، تم التحقق من مدى كفاءة هذا النموذج، وقد أوضـــحت النتائج في الجدول رقم 4،28،

والشكل رقم 17،4، أن قيم تشبع فقرات بُعد الرضا العام للموظف مع فقراتها الأربع أعلى من 0.50، إذ بلغت قيم التشـــبع (.80,.77,.61,.61) على التوالي للفقرات (Q60,Q62,Q59,Q58)، كما بلغت تشبعات فقرات الرضا عن التقييم أيضًا ضمن المدى المحدد، وقد تراوحت قيم التشبع ما بين (.77-.64)، الأمر الذي يؤكّد ارتباط الفقرات بعواملها. علاوة على ذلك، أظهرت نتيجة القيمة الحرجة (تي) للبيانات الدلالة الإحصـــائية 0.001، إذ جاءت أكبر من 1.96، أي أنها في إطار المعيار المحدد والمقبول. انظر الجدول رقم 28،4 لتوضيح قيم الافتراضات الإحصائية لمتغير الرضا الوظيفي من الدرجة الأولى.

الجدول 4، 28: قيم الافتراضات الإحصائية لمتغير الرضا الوظيفي من الدرجة الأولى

عامل كامن	المسار	عامل كامن	التشبع Loading	الخطأ المعياري Standard Error	القيمة الحرجة Critical Ratio	الارتباط الترتيبي المتعدد
الرضا عن تقييم الأداء	←	Q63	.641	.064	13.222	.410
	←	Q64	.657	.068	13.564	.432
	←	Q68	.769	-	-	.591
	←	Q70	.750	.068	15.263	.563
الرضا العام للموظف	←	Q58	.802	.103	13.044	.644
	←	Q59	.766	.100	12.862	.586
	←	Q60	.607	-	-	.368
	←	Q62	.610	.077	13.002	.372

وعليه، خلصـــت نتائج التحليل التوكيدي، إلى أن النموذج الافتراضـــي من الدرجة الأولى لبُعد الرضـا العام للموظف يضـم الفقرات (Q58,Q59,Q60,Q62)، بينما يضـم بُعد الرضـا عن تقييم الأداء الفقرات(Q63,Q64,Q68,Q70)، كما يوضحها الشكل رقم 17،4.

6،5،4، 2 نتائج التحليل العاملي التوكيدي لعوامل الرضا الوظيفي من الدرجة الثانية

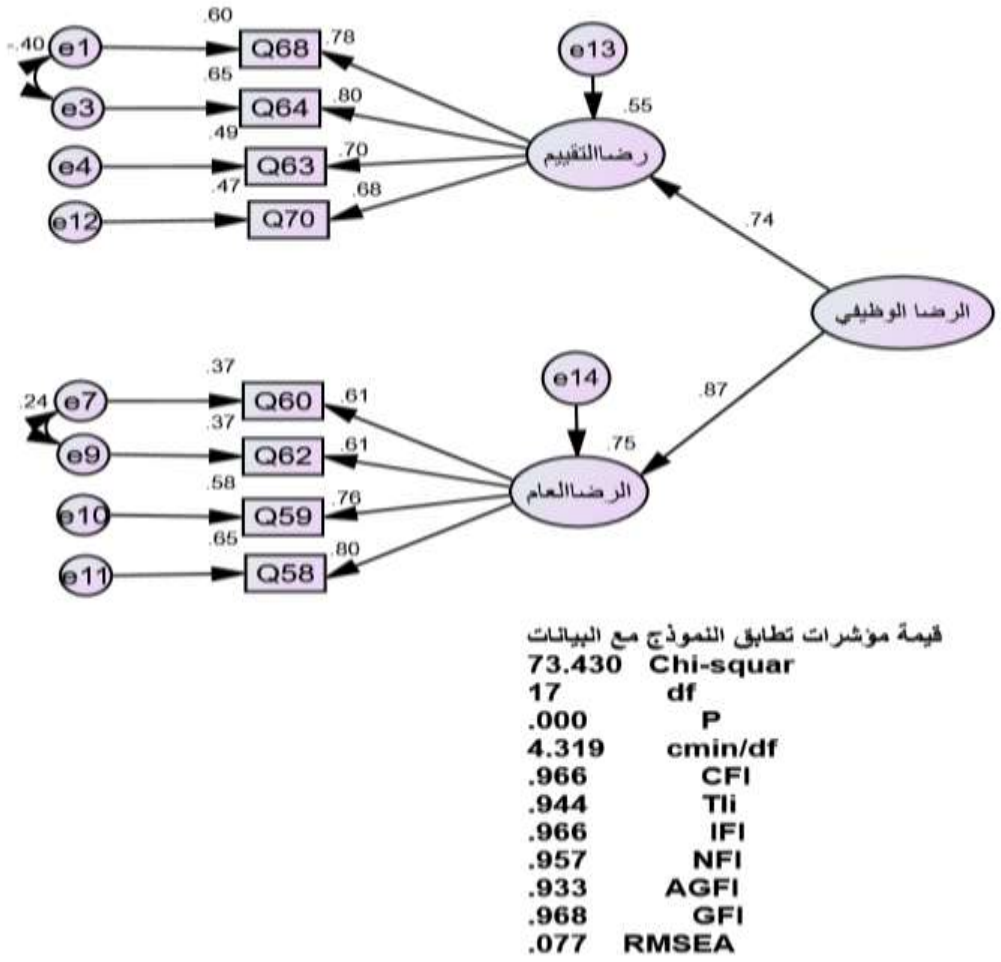
يوضّـح الشـكل رقم 18،4، النموذج الافتراضـي من الدرجة الثانية للعامل الكامن العام الرضـا الوظيفي، وارتباطه بالعاملين الفرعيين الكامنين الرضـا العام للموظف والرضـا عن تقييم الأداء، وتسـعى الدراسـة عبر هـذا النموذج إلى التحقق من وجود العلاقـات التي تربط هـذه العوامـل الكـامنـة الفرعيـة بالعـامـل الكـامن العام.

وقد أظهرت القراءة الأولية عدم تحقيق بعض المؤشرات للمستوى المطلوب، من أجل علاج هذه المشـكلة، تم التحقق أولًا من الفقرات ذات التشبع العاملي الضعيف، وقد أظهرت قيم التشبعات الحاجة لحذف الفقرة Q67، والفقرة Q69، وهما المندرجتان تحت بُعد الرضـــا عن تقييم الأداء، والفقرة Q61 في بُعد الرضـا العام للموظف، وبسـبب عدم إيفاء مؤشـرات مطابقة النموذج للمسـتوى المطلوب على النحو الموصى به من قبل الأدبيات بعد حذف الفقرات السـابقة، تم معاينة مؤشـرات التعديل (*Modification Indices*-MI) لتحديد العناصـــر المرتبطة، وإجراء التعديل المناســـب للنموذج من أجل تحســـين المطابقة للنموذج.

يعرض الشـكل رقم 18،4، مؤشـرات التعديل لنموذج القياس بعد اتخاذ قرار الربط بين أزواج من أخطاء القياس، فقد تم الربط بين (e3،e1) في الرضـا عن تقييم الأداء في الفقرتين (Q68,Q64)، بينما تم الربط بين أخطاء القياس (e7،e9) في بُعد الرضـا العام للموظف بين الفقرتين (Q62,Q60)، وقد حققت مؤشرات مطابقة النموذج المستوى المطلوب بعد إجراء التعديل. ويوضّح الشكل رقم 18،4 نتائج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس الرضـــا الوظيفي من الدرجة الثانية، والجدول رقم 29،4 قيم مؤشـــرات المطابقة لنموذج الرضا الوظيفي من الدرجة الثانية.

الجدول 4، 29: قيم مؤشرات المطابقة لنموذج الرضا الوظيفي من الدرجة الثانية

المؤشرات	CMIN	DF	P	CMIN/DF	GFI	AGFI	NFI	TLI	CFI	RMSEA
الـدرجـة الثانية	73.430	17	.001	4.319	.968	.933	.957	.944	.966	.077



الشكل 4، 18: نتائج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس الرضا الوظيفي من الدرجة الثانية

بعد التحقق من مطابقة مؤشـرات التطابق لنموذج الرضـا الوظيفي من الدرجة الثانية، تم التحقق مباشرَة من الافتراضات الإحصائية، والتي جاءت كما يوضّحها الجدول رقم 4،30، والشكل رقم 4،18،

ذات دلالة إحصائية. فقد أوضحت الافتراضات أن نسبة التشبع بين العامل الكامن مع فقراته كانت أعلى من 50.، إذ تراوحت قيم التشبع لبُعد الرضا العام للموظف مع فقراته ما بين (0.61-0.80)، وقيم تشبع بُعد الرضا عن تقييم الأداء مع فقراته ما بين (80.-68.)، مما يدلُّ على أن جميع الفقرات ما تزال ذات معنى في قياس عواملها المرتبطة بها. وأوضّحت النتائج أيضًا أن قيمة تي الحرجة (C.R) الإحصائية للفقرات حققت المعايير المطلوبة للجميع، إذ كانت كل القيم أكبر من 1.964 وذات دلالة إحصائية، أي أن الفقرات قادرة على قياس العلاقات بين العاملين الكامنين. ويبين الجدول رقم 4،30، قيم الافتراضات الإحصائية لمتغير الرضا الوظيفي من الدرجة الثانية.

الجدول 4، 30: قيم الافتراضات الإحصائية لمتغير الرضا الوظيفي من الدرجة الثانية

عامل كامن عام	المسار	العلاقات	التشبعات Loading	الخطأ المعياري Standard Error	القيمة الحرجة Critical Ratio	مربع الارتباط التربيعيR
الرضا الوظيفي	↔	الرضا العام للموظف	.867	-	-	.752
	↔	الرضا عن تقييم الأداء	.742	-	-	.550
الرضا العام للموظف	←	Q58	.804	.107	12.597	.647
	←	Q59	.761	.096	13.257	.579
	←	Q60	.610	-	-	.373
	←	Q62	.611	.077	12.938	.374
الرضا عن تقييم الأداء	←	Q63	.703	.066	13.918	.499
	←	Q64	.804	.075	14.885	.646
	←	Q68	.776	-	-	.602
	←	Q70	.684	.064	14.690	.468

من ذلك، أوضحت النتائج أن نموذج الرضا الوظيفي من الدرجة الثانية يتشابه في فقراته مع فقرات النموذج من الدرجة الأولى، وأن الفرق بينهما فقط في الارتباطات بين أخطاء القياس، وعليه تضمن بُعد الرضا العام للموظف الفقرات (Q58,Q59,Q60,Q62)، بينما تضمن بُعد الرضا عن تقييم الأداء الفقرات (Q63,Q64,Q68,Q70).

3،6،5،4 تقييم الصدق التقاربي والتلازمي للرضا الوظيفي

سعت الأساليب الإحصائية المطبقة في الدراسة الحالية إلى دراسة العلاقات الارتباطية بين العوامل الكامنة الفرعية وفقراتها للتحقق من نوعي الصدق، التمايزي والتقاربي لهذا النموذج. ويشير الشكل رقم 17،4، أن نسبة تشبع عامل الرضا العام للموظف مع فقراته الأربع دالة إحصائِيًّا، وكذلك تشبع فقرات عامل الرضا عن تقييم الأداء الأربع، أظهرت الدلالة الإحصائية نفسها. فقد حُصرت تشبعات فقرات بُعد الرضا العام للموظف ما بين القيمتين (80.-61.)، وتشبعات فقرات بُعد الرضا عن تقييم الأداء ما بين (80.-68.)، وهي بذلك تفوق الحد الأدنى المحدد 0.05، وهذا يعد أحد أدلة الصدق التقاربي (CV)، والتي تؤكّد أن الفقرات المندرجة تحت كل عامل تمثّل العامل نفسه ولا تمثل غيره من العوامل.

بعدها قامت تم احتساب قيمة التباين المستخلص (AVE)، الذي يُعد من أدلة الصدق التقاربي، ويظهر من نتائج الجدول رقم 31،4، قيمة التباين المستخلص لكل عامل، إذ بلغت قيمته لبُعد الرضا العام للموظف493.، وقيمته لبُعد الرضا عن تقييم الأداء499.، وهي قيم مقبولة إحصائِيًّا، وقريبة جِدًا من المحك 0.50، الأمر الذي يؤكّد أن الفقرات تمثل عواملها بكفاءة، وتُعزز هذه النتيجة وتجعلها مقبولة، وذلك بالاستدلال بتبرير مالهوترا Malhotra عام 2011، والذي أكّد قبول قيمة (AVE) أقل من 0.50، في حالة

ارتفاع قيمة (C.R) عن 0.60،إذ أكّدت النتائج أن قيمة (تي) الحرجة الإحصائية للفقرات ضمن المعيار المحدد، وكانت القيم أعلى من 1.964، الأمر الذي يشير إلى تحقق الدلالة الإحصائية في الوقت نفسه. ويوضح الجدول رقم 4،31 نتائج متطلبات الصدق التقاربي لكل متغير في النموذج.

الجدول 4، 31: نتائج متطلبات الصدق التقاربي لكل متغير في النموذج

المتغير	التباين المستخلص AVE	القيمة الحرجة C.R
الرضا العام للموظف	0.493	0.793
الرضا عن تقييم الأداء	0.499	0.798

وبالنظر إلى الشكل رقم 4،17، بلغت نسبة الارتباط بين الرضا العام للموظف والرضا عن تقييم الأداء ما قيمته66.، وهذه النسب تعد مرتفعة وتؤكّد وجود ارتباط، ولكونها جاءت في المدى المسموح به إحصائِيًّا (9.-2.). كما أكّدت هذه القيمة التي لم تتجاوز 90. أن التعددية الخطية ليست ذات أثر يُذكر بين متغيرات الدراسة، الرضا العام للموظف، والرضا عن تقييم الأداء، ومن ذلك كله نستنتج تحقق الصدق التمايزي. كما أكّد التمايز أيضًا، خلو المقياس من ضوضاء التحميل، مؤكدًا ارتباط الفقرات بعاملها أكثر من ارتباطها بالعامل الآخر.

4،6،5،4 المقارنة بين النموذج من الدرجة الأولى والدرجة الثانية لتقييم الأداء

بناءً على النتائج السابقة لقيم مؤشرات المطابقة للنموذج الافتراضي من الدرجة الأولى لعوامل الرضا الوظيفي، ونموذج الدرجة الثانية بوجود الرضا الوظيفي بوصفه عاملاً عامًّا للعاملين الكامنين، يُظهر الجدول رقم 4،32، المقارنة بين القيم المتحصل عليها من التحليل العاملي التوكيدي للمتغير الوسيط الرضا

الوظيفي، وتُظهر النتائج تقاربًا كبيرًا بين قيم المؤشرات وصولًا للمستويات المقبولة إحصائيًّا في مؤشرات كِلا النموذجين، والتي يتم من خلالها الحكم على المطابقة، وبالرغم من التقارب في قيم المؤشـــرات بعد التعديل للنموذجين، إلا أن كفة النموذج الثاني هي التي المرجحة، كون قيم مؤشـــرات المطابقة جاءت بنســب أعلى من قيم مؤشــرات النموذج الأوّل، وعليه فإن النموذج من الدرجة الثانية هو المفضــل كونه يتصــف بجودة عالية مقارنة بالنموذج الأوّل. انظر جدول رقم 4،32 الذي يبين المقارنة بين قيم مؤشــرات المطابقة لنموذج الرضا الوظيفي من الدرجة الأولى والدرجة الثانية.

الجدول 4، 32: مقارنة بين قيم مؤشرات المطابقة لنموذج الرضا الوظيفي من الدرجة والثانية

المؤشرات	CMIN	DF	P	CMIN/DF	GFI	AGFI	NFI	TLI	CFI	RMSEA
الدرجة الأولى	58.330	17	.001	3.431	.974	.946	.966	.959	.975	.066
الدرجة الثانية	73.430	17	.001	4.319	.968	.933	.957	.944	.966	.077

7،5،4 خلاصة التحليل العاملي التوكيدي

أســـهم التحليل العاملي التوكيدي في تلخيص عوامل الدراســـة الثلاثة الكامنة، التقييم ويُعبر عن المتغير المســـتقل، الرضـــا الوظيفي وهو المتغير الوســـيط، والأداء الوظيفي كونه متغيرًا تابعًا. كما تم من خلال التحليل تحديد الأبعاد الفرعية لكل عامل، ومن ثم تحديد الفقرات التي تنتمي لكل بُعد فرعي التي ترتبط مع بعضها بعضًا في المعنى والمضمون، وأخيرًا حذف الفقرات غير الملاءمة تحت كل بُعد إن وجدت.

وقد أظهرت نتائج التحليل العاملي التوكيدي لمتغير التقييم وجود ثلاثة أبعاد فرعية تمثلت في الموضوعية، والدقة، والعدالة التنظيمية. وضم كل بُعد من هذه الأبعاد عدد من الفقرات، إذ لم تستدعِ عملية التحليل هذه حذف أي من الفقرات التي خلصت إليها النتائج في التحليل العاملي الاستكشافي لهذا البُعد. والفقرات التي استقرت عليها النتائج لتندرج تحت هذا البُعد بشكل نهائي هي الفقرات الآتية (Q32,Q33,Q34,Q35,Q36,Q39,Q44,Q45,Q46,Q47,Q50,Q51,Q52).

أما عامل الأداء الوظيفي فخلصت عملية التحليل فيه إلى وجود أربعة أبعاد فرعية هي: الالتزام التنظيمي، الولاء التنظيمي، تحمل المسؤولية، والجدية في العمل. وقد ضم كل بُعد من هذه الأبعاد الفقرات (Q1,Q2,Q3,Q7,Q9,Q10,Q11,Q14,Q16,Q18,Q19,Q20,Q25,Q26,Q27,Q29). إذ خلصت نتائج التحليل هذه إلى حذف عدد من الفقرات، منها الفقرة (Q8) من بُعد الولاء التنظيمي، و(Q12,Q15) من بُعد الالتزام التنظيمي، و(Q21) من بُعد تحمل المسؤولية، وأخيرًا حذف الفقرة (Q28) من بُعد الجدية في العمل.

أما المتغير الوسيط والذي يُعرف بالرضا الوظيفي فقد تضمن بُعدين اثنين، هما الرضا العام للموظف والرضا عن التقييم. وقد تم بعد انتهاء التحليل حذف الفقرات الثلاث (Q61,Q67,Q69)، والإبقاء على الفقرات (Q58,Q59,Q60,Q62,Q63,Q64,Q68,Q70) بوصفها خلاصة لعملية التحليل.

6،4 إجابة السؤال الثالث

نص السؤال: **" ما مقدار تأثير التقييم في الأداء الوظيفي؟"**

1،6،4 نتائج تحليل السؤال الثالث

تتمثل عملية النمذجة بالمعادلات البنائية (*Structural Equation Modeling*) بالطرق الإحصائية المتقدمة في عملية تحليل البيانات، بهدف اختبار صحة العلاقات المتشابكة بين المتغيرات (أيمن وفريال، 2018). وتقاس هذه العلاقات من خلال تحديد مدى تطابق النموذج المفترض مع بيانات الدراسة الميدانية، أي مدى مناسبة النموذج المفترض المعدّ لتحقيق أهداف الدراسة. ويتم من خلال المعادلة البنائية النموذجية (SEM) النظر للمشكلة موضوع الدراسة على أنها ظاهرة يمكن قياسها من النموذج الافتراضي المعدّ، وتحديد عمليات التأثير والتأثر بين المتغيرات أو العوامل وصولًا إلى نموذج يُحاكي ويُفسر واقع المشكلة موضوع الدراسة أو الظاهرة المراد دراستها.

وتستند المعادلة البنائية النموذجية على فرضين رئيسين يتمثلان في إمكانية تمثيل العلاقات بين المتغيرات برسم نموذج يُسهل فهم ظاهرة البحث من خلال الفرضية المعدّة لهذه الظاهرة، وتحديد المتغيرات في الرسم ثم تحويل البيانات المعتمدة إلى برنامج أموس، وتسمية وترقيم حجم الأثر وخطأ القياس والمتغيرات، وتثبيت معايير تطابق النموذج وتحديد مواصفات التحليل، وبمجرد الانتهاء من رسم النموذج يتم تحليل مدى مطابقة النموذج المعدّ لبيانات الدراسة، ويتم التحقق من ذلك عبر مؤشرات المطابقة، للتأكد من مدى المطابقة فيما بين النموذج المعدّ وبيانات الدراسة الميدانية، ففي حالة وجود مطابقة كافية يصدر الحكم بمناسبة النموذج ودعم العلاقات بين المتغيرات، بينما إذا كانت هناك مطابقة غير كافية، أي وجود تعارض بين ما هو نظري وبين الواقع الميداني يتم رفض هذه العلاقات.

سعت الدراسة الحالية من خلال الإجابة عن السؤال الثالث؛ ما مقدار تأثير التقييم في الأداء الوظيفي، إلى تحديد مقدار الأثر الذي يقوم به المتغير المستقل المتمثل في تقييم الأداء على المتغير التابع ألا وهو الأداء الوظيفي، ويوضّح الشكل رقم 19،4 النموذج البنائي للفرضية المعدّة التي تمثل العلاقة بين المتغيرين المستقل والتابع، حيث يمثّل النموذج العلاقة بين متغير تقييم الأداء، مع أبعاده الثلاثة؛ الدقة، الموضوعية، والعدالة التنظيمية، ومتغير الأداء الوظيفي، مع أبعاده الأربعة؛ الالتزام التنظيمي، الولاء التنظيمي، تحمل المسؤولية، والجدية في العمل.

وعمدت الإحصائيات إلى تقدير تأثير التقييم في الأداء الوظيفي باستخدام أسلوب المعادلة البنائية (SEM)، من خلال برنامج أموس (AMOS) النسخة (23)، وذلك برسم سهم أحادي الرأس في النموذج المقترح يتجه من تقييم الأداء إلى الأداء الوظيفي، وذلك لتقدير هذا التأثير مُوَضِّحا بذلك العلاقة السببية ومدى قوتها واتجاهها بين المتغيرين المستقل والتابع، واختبار النموذج المقترح بشكل عام لهذه العلاقة، والتأكد من مدى مناسبة البيانات الميدانية للنموذج المعدّ، والحكم على جودة النموذج ومدى قبوله أو رفضه بالاعتماد على مؤشرات جودة المطابقة الآتية: مربع كاي (CMIN)، درجة الحرية (DF)، مربع كاي المعياري (CMIN/DF)، مؤشر جودة الملائمة المعدّل (AGFI)، مؤشر جودة الملائمة (CFI)، مؤشر المطابقة المعياري (NFI)، مؤشر الملائمة التزايدي (IFI)، مؤشر تاكر–لويس (TLI)، ومؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطاء التقدير (RMSEA).

وقد أظهرت نتائج مؤشرات الجودة والمطابقة الموضّحة في الجدول رقم 33،4 بعد فحص مؤشرات التعديل (*Modification Indices*) والربط بين الأخطاء القياسية للفقرات كما هو مشار إليه في الشكل 19،4. إن قيمة مربع كاي (CMIN) تشير إلى عدم قبول النموذج، مؤكّدة بذلك عدم تطابق هذا النموذج مع عيّنة الدراسة، إذ بلغت قيمته 907.981، وبلغت قيمة درجة الحرية (DF) 362، ومستوى

دلالة معنوية دالة إحصائِيًّا بلغت P≤.001، ويعود السبب في ذلك كما هو مُفسر إحصائِيًّا إلى حجم العيِّنة الكبير، ولهذا لابد من الأخذ في الاعتبار مؤشرات أخرى، والتي من بينها حساب قيمة مربع كاي المعياري، بقسمة (CMIN/DF) والتي بلغت قيمتها بعد التعديل 2.508، ويظهر من ذلك عدم تجاوز هذه القيمة للمحك الإحصائي المقبول 5، مما يدلُّ على مطابقة النموذج المعدّ لبيانات الدراسة الميدانية.

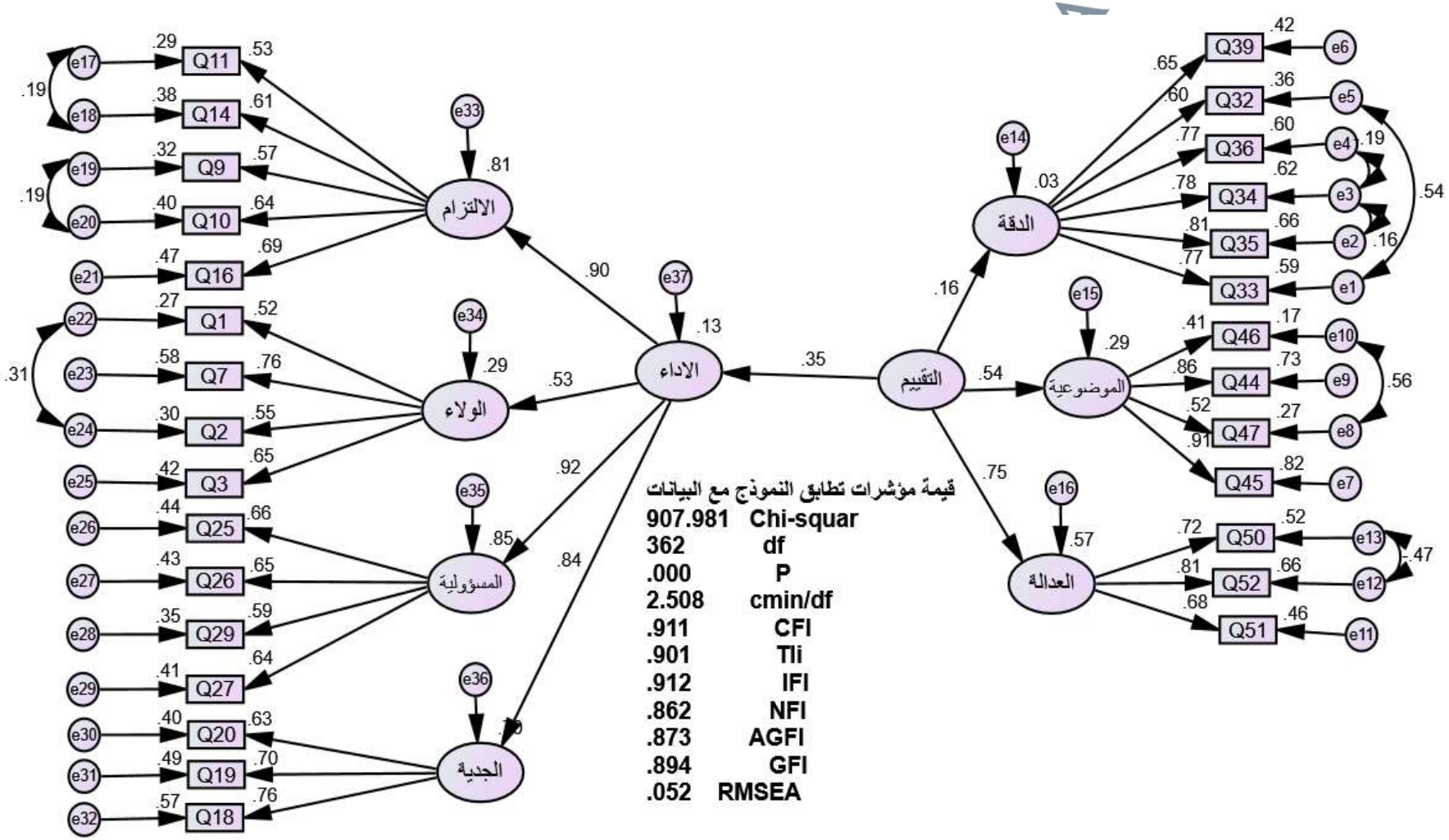
كما حازت قيم مؤشر المطابقة المقارن (CFI) .911، ومؤشر تاكر–لويس (TLI) 901. على أفضل القيم ضمن المحكات الإحصائية المعتمدة، بينما جاءت قيم مؤشر المطابقة المعياري (NFI) .862، ومؤشر حُسن المطابقة المعدل (AGFI) 873.، ومؤشر حُسن المطابقة (GFI) .894، متطابقة بشكل نسبي، إذ جاءت القيم تحت المستوى المطلوب للمطابقة بقليل، ولكنها تُعد مقبولة.

وهذه النتيجة تتوافق مع رأي غانم (2013) إذ يرى أن هذه المؤشرات تُستخدم للحكم على قبول النموذج المفترض من عدمه، إلا أن هناك عدم اتفاق بين الباحثين على قيمة درجة القطع المستخدمة لكل مؤشر، وَالْمُتَّبَع هو اتفاق عام عليها، ويضيف غانم أيضًا أن درجة القطع لمؤشر جودة المطابقة المعدّل (AGFI) يُقبل عندما تساوي قيمته 0.80 فما فوقكما، وقد وصلت قيمته المطبقة في هذا النموذج في حدود هذا المحك الإحصائي المحدد. كما بلغت قيمة مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ التقدير (RMSEA) .052 وهي قيمة ممتازة كما أشار إليها تيغزة (2012). معززة بذلك النتيجة السابقة، ومؤكدة أيضًا على عدم وجود فروق جوهرية بين النموذج المقترح وبيانات الدراسة، مما يدلُّ على جودة النموذج المقترح لهذه العلاقة بين المتغيرين المستقل والتابع، وأن النموذج أوفى بالشروط المطلوبة لقبوله. ويوضّح الجدول رقم 4،33 مؤشرات حسن المطابقة للعلاقة المفترضة بين التقييم والأداء الوظيفي.

الجدول 4، 33: مؤشرات حُسن المطابقة للعلاقة المفترضة بين التقييم والأداء الوظيفي

المؤشرات	CMIN	DF	P	CMIN/DF	GFI	AGFI	NFI	TLI	CFI	RMSEA
النموذج	907.981	362	.001	2.508	.894	.873	.862	.901	.911	.052

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



الشكل 4، 19: العلاقة المفترضة بين التقييم والأداء الوظيفي

باستقراء نتائج تحليل النموذج المقترح لهذه العلاقة بين التقييم (المتغير المستقل) والأداء الوظيفي (المتغير التابع)، تبين أن هناك علاقة طردية موجبة بين التقييم والأداء الوظيفي دالة إحصائيًا، حيث بلغت قوة هذه العلاقة 0.35 والنسبة الفائية 0.001 وهذه العلاقة موجبة وقوية وذات دلالة إحصائية، أي بمعنى كلما خضعت عمليات التقييم للمعايير المعتمدة في تطبيقها من دقة وموضوعية وعدالة تنظيمية؛ كان الأداء الوظيفي للموظفين أفضل ويرقى للمستوى المطلوب منهم، محققًا بذلك السمات الوظيفية التي يجب أن يتصف بها الموظف لتحسين الأداء الوظيفي وتحقيق الأهداف الوظيفية المقصودة.

كما توضّح الارتباطات بين المتغيرات الكامنة وعواملها في النموذج الموضّح بالشكل رقم 4،19، أن قيمها أكبر من 0.05 وأقل من الواحد، الأمر الذي يدلُّ على أن العوامل تمثّل المتغير الكامن التابعة له تمثيلًا حَقِيقِيًّا، إذ أظهرت العوامل؛ الدقة والموضوعية والعدالة التنظيمية تمثيلها لمتغير التقييم، حيث شكل عامل العدالة التنظيمية أكبر قوة ارتباط بالتقييم، فقد بلغت نسبة الارتباط75. والنسبة الفائية 0.001، وهذا يشير إلى أهمية العدالة التنظيمية في عمليات التقييم، يلي هذا العامل ارتباطًا بالتقييم عامل الموضوعية، إذ بلغت نسبة ارتباطه54. والنسبة الفائية 0.001، ويشير التقارب بين قيمة عامل العدالة التنظيمية والموضوعية إلى الأثر الكبير الذي يشكلانه في إنجاح عملية التقييم لتحقيق أهدافها المنشودة، أما عامل الدقة فقد أظهرت قيمة الارتباط له ما قيمته16. والنسبة الفائية 0.001، وهي قيمة منخفضة نوعًا ما إلا أنها ذات أثر في عملية التقييم كونها ترتبط بشكل كبير مع مفهوم عامل الموضوعية حسب ما تناولته الأدبيات.

وكل ذلك يؤكّد أهمية التركيز على توافر هذه الخصائص في عملية التقييم لرفع أداء المؤسسة المرتبط بشكل كبير بأداء الموظفين فيها ومدى شعورهم بعدالة الإجراءات ومن أهمها إجراءات عملية التقييم المطبقة. كما يتضح أيضًا من قيم الارتباطات بين الفقرات وعواملها أنها جاءت ضمن المدى

المسموح به إحصائيًّا (9.-5.)، إذ تراوحت نسب ارتباط فقرات عامل الدقة ما بين القيمتين (81.-60.)، وارتباط الفقرات وعامل الموضـــوعية بين (91.-41.)، وعامل العدالة التنظيمية ما بين (81.-68.)، مؤكّدة بذلك أن الفقرات تمثل في معناها العوامل التي تندرج تحتها.

كذلك يظهر من الشـكل رقم 19،4، أن متغير الأداء الوظيفي يرتبط مع عوامله بشـكل فعلي، حيث تحصـل عامل تحمل المسـؤولية على أكبر قوة ارتباط بالأداء الوظيفي، أي يُعتبر العامل الأوّل الذي يُنسـب إليه تحسـن الأداء الوظيفي، فقد بلغت نسـبة ارتباطه92. والنسـبة الفائية له 0.001، تلاه عامل الالتزام التنظيمي وبنسـبة متقاربة بلغت نسـبة ارتباط90. ونسـبة فائية 0.001، الأمر الذي يُعد بوصـفه عاملًا يتكامل في التأثير مع تحمل المسؤولية لإظهار مستوى الأداء الوظيفي، أما عامل الجدية في العمل، فقد احتلّ المرتبة الثالثة بقيمة ارتباط84. ونسـبة فائية 0.001، واحتلّ عامل الولاء التنظيمي المرتبة الرابعة وبفارق كبير، إذ بلغت نسبة الارتباط له53. وبنسبة فائية 0.001.

وبتتبع القيم نلاحظ أن العوامل الأربعة مع وجود الفوارق تشـكل عوامل أسـاسـية يتم من خلالها قياس الأداء الوظيفي للعاملين في المؤسـسـة. كما أظهرت أيضًـا الفقرات المندرجة تحت كل عامل انتمائها للعامل نفسـه، إذ بلغت قيم الارتباطات لفقرات العوامل الأربعة بشـكل عام ما بين (76.-52.) وهي قيم تفوق المحك الإحصائي المحدد.

2،6،4 ملخص نتائج السؤال الثالث

بناءً على النتائج السابقة؛ والتي أظهرت أن النموذج المقترح لهذه العلاقة أوفى بالشروط المطلوبة لقبوله، إذ دلت قيم مؤشرات المطابقة الجودة العالية، كما دلت قيم الارتباط على تمثيل العوامل للعامل الكامن، ودلت

أيضًا قيم العلاقات على وجود تأثير للتقييم بوصفه متغيرًا مستقلاً على الأداء الوظيفي، وبوصفه متغيرًا تابعًا، مؤكدة بذلك وجود علاقة سببية يؤثر فيها التقييم في الأداء الوظيفي.

7،4 إجابة السؤال الرابع

نص السؤال: **" ما دور تقييم الأداء في تحقيق الرضا الوظيفي؟**

1،7،4 نتائج تحليل السؤال الرابع

أُستخدمت النمذجة بالمعادلة البنائية لتحديد دور تقييم الأداء في تحقيق الرضا الوظيفي لدى موظفي ديوان عام وزارة التربية والتعليم، وذلك باعتبار أن النمذجة أسلوبٌ فعالٌ في علاج الظواهر والمشاكل الإدارية والتي من بينها ظاهرة الدراسة. ويأتي دراسة دور التقييم في تحقيق الرضا الوظيفي أحد أجزاء مشكلة الدراسة الأساسية، والمتمثل في السؤال الرابع من أسئلة الدراسة الحالية، وقد عُبر عن هذه العلاقة في نموذج صُمم لدراسة الفرضية القائمة على بحث دور التقييم في تحقيق الرضا الوظيفي للعاملين بالمؤسسة التربوية، والتحقق من ملائمة هذا النموذج مع بيانات الدراسة الميدانية، من خلال قراءة قيم مؤشرات المطابقة، وتفسير قيم الارتباطات بناءً على النسبة الفائية المعتمدة.

ويوضّح الشكل رقم 20،4، النموذج المصمم لدراسة هذه العلاقة بين متغير تقييم الأداء، مع أبعاده الثلاثة، الدقة، والموضوعية، والعدالة التنظيمية ومتغير الرضا الوظيفي، مع بُعديه الرضا العام للموظف، والرضا عن تقييم الأداء. وقد خلصت النتائج بعد النمذجة ومعالجة البيانات من خلال فحص مؤشرات التعديل للوصول إلى أفضل مطابقة للمؤشرات بما يتطابق مع المنطق النظري للبحث إلى أن قيمة مربع كاي (CMIN) تشير إلى بعض التناقض بين النموذج والبيانات، إذ بلغت قيمته 816.917 وبدرجة حرية 178 عند مستوى دلالة إحصائية P≤.001، وعليه تم احتساب قيمة مربع كاي المعيارية بقسمة قيمة

مربع كاي على درجة الحرية، وقد بلغت القيمة 4.589، موضّحة بذلك عدم تجاوز الحد الإحصائي المحدد بالقيمة 5 المعتمدة، والتي تؤكّد جودة النموذج المعدّ.

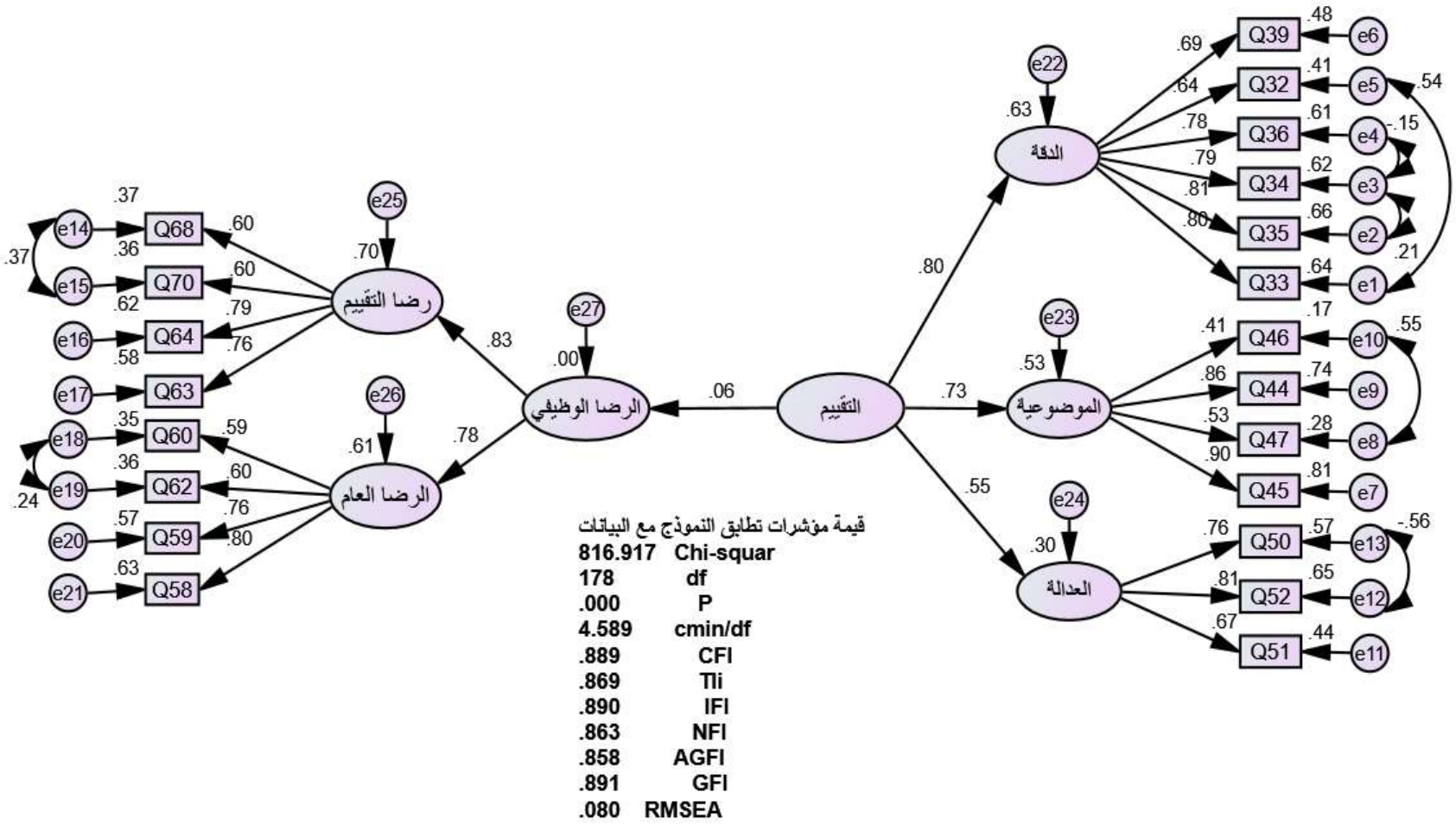
وأوضحت قيم مؤشرات المطابقة تدني بسيط في قيمها بعد التعديل بعدة محاولات من خلال تتبع قيم مؤشرات التعديل (*Modification Indices*) الناتجة من مخرجات أموس، إذ تم من خلال هذه النتائج الربط بين الأخطاء القياسية للفقرات التي تسمح بإجراء التعديل في المؤشرات، ومن خلال ذلك الإجراء قُربت القيم من المحكات الإحصائية المعدة لكل مؤشر، فقد بلغت قيمة مؤشر المطابقة المقارن (CFI) 889.، مؤشر تاكر- لويس (TLI) 869.، مؤشر المطابقة المعياري (NFI) 863.، مؤشر حُسن المطابقة المعدل (AGFI) 858.، ومؤشر حُسن المطابقة (GFI) 891.، ويتضّح من القيم أنها لم تلبِ الحد المطلوب وفقًا للمحكات الإحصائية المحددة، إلا أنها أظهرت قربًا في القيمة من هذه المحكات، ما عدا مؤشر حسن المطابقة المعدل (AGFI)، والذي ظهرت قيمته ضمن المدى المحدد وفقًا اتبرير غانم (2013)، وقد يعود الأمر في قرب المؤشرات من المحكات الإحصائية وعدم وصولها إليها ناتجًا من كبر حجم العيّنة المتمثل في 555 موظفًا وموظفةً.

بالمقابل عززت قيمة مؤشر جذر متوسط مربع خطأ التقريب (RMSEA) قبول النموذج المعدّ، إذ جاءت قيمته080.، وهي ضمن المدى الإحصائي المحدد لهذه القيمة. إذ يعتبر تيغزة (2012) أن هذه القيمة تُعد مقبولة كونها محصورة ما بين (05.-08.) وهي بذلك تدلُّ على وجود خطأ تقارب معقول في المجتمع، مؤكّدا تحقق الجودة المناسبة للنموذج المقترح للعلاقة بين تقييم الأداء وأبعاده والرضا الوظيفي وبُعديه. ويوضّح الجدول رقم 4،35 مؤشرات حُسن المطابقة للعلاقة المفترضة بين تقييم الأداء والرضا الوظيفي.

الجدول 4، 34: مؤشرات حُسن المطابقة للعلاقة المفترضة بين تقييم الأداء والرضا الوظيفي

المؤشرات	CMIN	DF	P	CMIN/DF	GFI	AGFI	NFI	TLI	CFI	RMSEA
النموذج	816.917	178	.001	4.589	.891	.858	.863	.869	.889	.080

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



الشكل 4، 20: العلاقة المفترضة بين التقييم والرضا الوظيفي

تشير النتائج في الشكل رقم 20،4، إلى أن علاقة التقييم بتحقيق الرضا الوظيفي لدى الموظفين بديوان عام الوزارة علاقة موجبة ضعيفة الأثر وذات دلالة إحصائية، إذ بلغت نسبة الارتباط 0.06، بينما جاءت قيمة الدلالة أكبر من مستوى دلالة 0.05. كما أوضحت القيم أن الدقة والموضوعية في عملية التقييم تؤدّي دورًا في التأثير في الرضا، إذ بلغت قيمة ارتباط التقييم بالدقة 0.80 وبنسبة فائية 0.001، وارتباطها بالموضوعية 0.73 وبنسبة فائية 0.001، الأمر الذي يؤكّد أن عاملي الدقة والموضوعية يؤثران في مشاعر الموظفين، ويسهمان في تحقيق الرضا الوظيفي لديهم.

أما تأثير العدالة التنظيمية فاحتل المرتبة الثالثة في التأثير في متغير التقييم، فقد بلغت نسبة ارتباطه 0.55 والنسبة الفائية 0.001. الأمر الذي قد يعود للممارسات المتبعة في عمليات التقييم والتي لا يستشعر فيها الموظف بجانب العدالة بشكل كبير مثل شعوره بالدقة والموضوعية في الممارسات المرتبطة بعملية تقييم أداء الموظفين في المؤسسة التربوية في سلطنة عمان، وقد يعود ذلك إلى طبيعة مجتمع الدراسة وفقًا للمبررات التي سترد لاحقًا في الفصل الخامس.

أما ارتباط الفقرات بمتغيراتها فقد حققت المعيار المحدد، إذ تراوحت الارتباطات ما بين العوامل ومؤشراتها (فقراتها) ما بين (90.-41.) وهي ضمن النطاق المحدد إلا قيمة واحدة وهي قيمة ارتباط الفقرة Q46 بعامل الموضوعية، والتي لم يؤثر حذفها في النتائج، مما استدعى بقاءَها للحفاظ على الفقرات التي تضُم في طياتها صياغة ترتبط بمفهوم الموضوعية.

وقد أوضحت ارتباطات الفقرات بِبُعدي الرضا الوظيفي النطاق الإحصائي المحدد، إذ بلغ ارتباط الفقرات ببُعد الرضا العام للموظف ما بين (80.-59.)، وبلغ ارتباط هذا البُعد بمتغير الرضا الوظيفي ما نسبته78. وبنسبة فائية بلغت 0.001، وهي نسبة أقل بقليل من ارتباط بُعد الرضا عن تقييم الأداء بمتغير الرضا الوظيفي، إذ بلغت قيمة بُعد الرضا عن تقييم الأداء83. وبنسبة فائية 0.001، ونستدل من ذلك

على وجود تقارب بين بُعدي متغير الرضـــا الوظيفي، وأن كليهما يشـــكلان أثرًا كبيرًا في تحقيق الرضـــا الوظيفي لدى الموظفين، إذ يرتبط الرضـــا العام للموظف عن رضـــاه بعمليات التقييم، كونها عمليات أساسية لا يمكن الاستغناء عنها، لما لها من أهمية وأثر في الأداء الوظيفي للموظفين الذي ينعكس بدوره على الأداء المؤسسي ككل.

2،7،4 ملخص نتائج السؤال الرابع

نستخلص من نتائج السؤال الرابع، أن العلاقة الموجبة الدالة إحصائيًا وإن كانت ضعيفة بين التقييم والرضا الوظيفي، تشير إلى أهمية عدم إغفال المؤسسة التربوية التحقق من الرضا الوظيفي للموظفين لما له من أثر في أدائهم الوظيفي، وإن لم تأخذ عمليات التقييم وفقًا للنتائج في هذا الســـؤال البُعد الواضـــح للعلاقة بينهم. إلا أن عملية التقييم عملية إدارية أساسية لا غنى عنها في المؤسسة التربوية وفي غيرها من مؤسسات الدولة، وتسترعي الاهتمام والعمل على تطويرها وتحسينها.

8،4 إجابة السؤال الخامس

نص السؤال: **"كيف يؤثر الرضا الوظيفي في الأداء الوظيفي؟"**

1،8،4 نتائج تحليل السؤال الخامس

يكتسب الرضا الوظيفي لدى الموظفين بالمؤسسات أهمية عالية؛ حيث يرتبط بأدائهم ويعمل بصفته حافزًا يُسهم في زيادة الإنتاجية، وتتضمن أهم مكونات الرضا الوظيفي، رضا الموظف عن العمليات المطبّقة في المؤسسة، مما ينعكس بدوره على الكيفية التي يؤدّي بها مهامه والتي تتجلى في صفات يتصف بها الموظف وتلاحظ بشكل ظاهر في ممارساته الوظيفية، وتنعكس بشكل إيجابي على نوعية الأداء الوظيفي، ومن

هذا المنطلق تم في البحث الحالي تصـميم نموذج يبحث عن نوع الأثر الذي يؤدّيه الرضـا الوظيفي لموظفي المؤسسة التربوية في الأداء الوظيفي، وذلك للإجابة عن السؤال الخامس المعني بدراسة أثر الرضا الوظيفي في الأداء الوظيفي.

عَبَّر تصـميم نموذج في الشـكل 21،4، عن العلاقة السـببية بين متغير الرضـا الوظيفي الذي يضـم بُعدين اثنين هما؛ الرضـا العام للموظف والرضـا عن التقييم، ومتغير الأداء الوظيفي بأبعاده الأربعة؛ الالتزام التنظيمي، والولاء التنظيمي، وتحمل المسؤولية، والجدية في العمل. وقد أظهرت نتائج قيم مؤشـرات الجودة كما هو موضّـح في الجدول رقم 35،4، وجود تطابق بين النموذج المعدّ وبيانات الدراسـة الميدانية، فقد جاءت هذه المؤشرات قريبة جِدًا من المحكات الإحصـائية والتي اعتبرها بعض الإحصـائيين مقبولة، وذلك لوجود اختلاف بينهم في تحديد حد قاطع لهذه المؤشرات (غانم،2013).

وقد اعتمد أولًا للحكم على جودة النموذج على اسـتخراج قيمة مربع كاي، ودرجة الحرية، والدلالة الإحصـائية، إذ بلغت قيمته 883.707 ودرجة الحرية 243 ، والدلالة الإحصـائية 0.001، ولحسـاسـية هذه القيم لحجم العيّنة الكبير، فقد أظهرت الدلالة الإحصـائية، وهي عكس ما تسـعى إليه نتائج الدراسـة الحالية للوصـول إليه للحكم على جودة النموذج، وعليه تم احتسـاب مربع كاي المعياري، الذي يعتمد على محك إحصـائي محدد يبلغ 5، وقد خلصـت قيمة مربع كاي المعياري الناتجة من قسـمة قيمة مربع كاي على درجة الحرية، إلى ما قيمته3.637 وهي قيمة تشـير إلى مناسـبة البيانات للتحليل ، وأنها ذات جودة عالية ما دامت لم تتجاوز المحك الإحصائي المحدد.

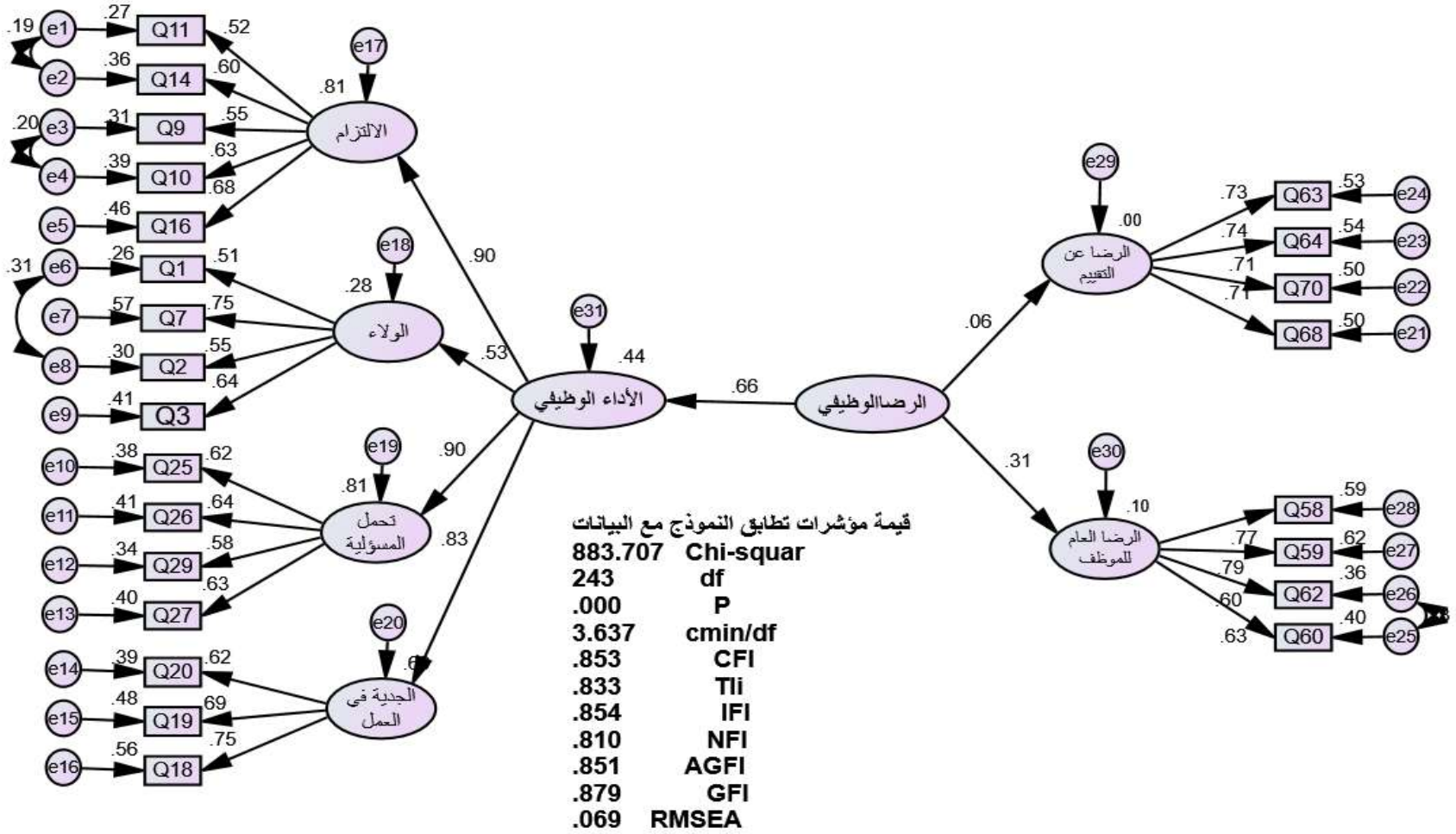
أما مؤشـرات المطابقة والجودة فقد جاءت نتائجها متقاربة، إذ بعدت عن قيمة المحكات بشـكل قليل، ومع ذلك فهي تُعد مقبولة، وفقًا للمبرر السـابق، فقد جاءت قيمة مؤشـر حُسـن المطابقة (GFI)879.، ومؤشـر حُسـن المطابقة المصـحح (AGFI)851.، ومؤشـر الملائمة التزايدي (IFI)854.،

ومؤشر تاكر– لويس (TLI)833.، ومؤشر المطابقة المعياري (NFI)810.، ومؤشر المطابقة المقارن (CFI)853.، ومؤشـر جذر متوسـط مربع خطأ التقريب (RMSEA)069.، وتدلّ هذه الأرقام على قوة العلاقة بين العوامل المدروسة في هذه الدراسة الميدانية. ويوضّح الجدول رقم 4،35 مؤشرات حُسن المطابقة للعلاقة المفترضة بين الرضا الوظيفي والأداء الوظيفي.

الجدول 4، 35: مؤشرات حُسن المطابقة للعلاقة المفترضة بين الرضا الوظيفي والأداء الوظيفي

المؤشرات	CMIN	DF	P	CMIN/DF	GFI	AGFI	NFI	TLI	CFI	RMSEA
النموذج	883.707	243	.001	3.637	.879	.851	.810	.833	.853	.069

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA



الشكل 4، 21: العلاقة المفترضة بين الرضا الوظيفي والأداء الوظيفي

علاوة على ذلك، أثبتت نتائج تحليل المعادلة البنائية النموذجية (SEM)، الموضّحة في الشكل رقم 4،21، أن هناك ارتباطًا موجبًا ذا دلالة إحصائية بين الرضا والأداء الوظيفي، إذ بلغت نسبة الارتباط المقنن= 66.، والنسبة الفائية=0.001، وتُشير هذه للعلاقة الطبيعية التي تُعبر عن دور الرضا الوظيفي السببي في إنجاز الموظفين لمهامهم الوظيفية، إذ تنعكس مشاعر الرضا هذه على السلوكيات الوظيفية لهم، مما يحسن من مستويات الأداء.

كما أوضحت النتيجة أن الرضا الوظيفي يُعزى إلى توافر نوعين من الرضا هما؛ الرضا العام للموظف بارتباط مقنن= 31.، ونسبة فائية=0.001، والرضا عن تقييم الأداء بارتباط مقنن=06.، ونسبة فائية=0.001، الأمر الذي يؤكّد أهمية إعطاء عوامل الرضا الوظيفي حيز في بيئة العمل، فالعلاقة الإيجابية ذات المغزى الإحصائي للعاملين تُشير إلى العوامل التي تسهم في رفع مستويات الرضا لدى الموظفين في المؤسسة.

من جهة أخرى، كشفت النتائج أن متغير الأداء الوظيفي الناتج من العلاقة السببية اَلْمُعَبِّرَة عن تأثير متغير الرضا الوظيفي فيه، يؤثر بشكل جلي في عدد من السلوكيات التي تظهر من خلال الالتزام الوظيفي بنسبة ارتباط مقنن=90.، ونسبة فائية=0.001، وتحمل المسؤولية بنسبة ارتباط=90.، ونسبة فائية=0.001، الأمر الذي يُشير إلى أنها أعلى السلوكيات الوظيفية التي تظهر على الموظفين نتيجة تحقيق مستويات عالية من الرضا الوظيفي لديهم، يلي ذلك السلوك الوظيفي المتمثل في الجدية في العمل، إذ أظهر نسبة ارتباط= 69.، ونسبة فائية= 0.001، والولاء التنظيمي بنسبة ارتباط مقنن=53.، ونسبة فائية=0.001، وقد أظهرت نسب ارتباط هذه السلوكيات تقارب لدى الموظفين، مؤكّدة بذلك العلاقة الإيجابية للنتيجة الأساسية، التي تُعزز تأثير الرضا في الأداء الوظيفي.

إضافةً إلى ذلك، أظهرت الفقرات ارتباطًا بعواملها ضمن المحكات الإحصائية، إذ تراوحت نسب الارتباط بين الفقرات وعواملها نسبة أعلى من المحك الإحصائي المعتمد 0.50، حيث بلغت نسب الارتباط للفقرات بين مُجمل المتغيرات الأربعة، الالتزام التنظيمي، والولاء التنظيمي، وتحمل المسؤولية، والجدية في العمل، ما بين القيمتين (.75-.51)، وهذا يُشير إلى أن الفقرات تُعبّر في صياغتها عن مضمون كل عامل دون أن تتداخل مع العوامل الأخرى.

2،8،4 ملخص نتائج السؤال الخامس

كشفت نتائج تحليل المعادلة البنائية النموذجية للعلاقة السببية للرضا الوظيفي في الأداء الوظيفي، المتمثلة في الإجابة عن السؤال الخامس في الدراسة الحالية، أن الرضا الوظيفي يُعد عاملًا أساسًا ومهمًا جدًا، إذ بلغ أثر هذا العامل في الأداء الوظيفي (نسبة ارتباط= 0.66، والنسبة الفائية=0.001)، وتُشير هذه القيم إلى وجود علاقة إيجابية قوية بين متغيري الرضا والأداء الوظيفي، الأمر الذي يشير إلى أهمية الاستفادة من تحقيق عوامل الرضا الوظيفي بشكل يظهر ويؤثر جليًا في سلوك الموظفين، إضافةً إلى دور هذه العلاقة في تحقيق الأهداف الوظيفية التي تسعى المؤسسة التربوية لتحقيقها.

9،4 إجابة السؤال السادس

نص السؤال: **" ما دور الرضا الوظيفي بوصفه عاملًا وسيطًا بين تقييم الأداء والأداء الوظيفي؟"**

1،9،4 نتائج تحليل السؤال السادس

في بعض الأحيان، تهدف أسئلة البحث إلى معالجة تأثير المتغير الوسيط في العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع في النموذج. ويتضمن الإطار النظري للدراسة الحالية الرضا الوظيفي بوصفه متغيرًا وسيطًا، والذي يقع بين المتغير المستقل تقييم الأداء، والمتغير التابع الأداء الوظيفي، كما هو موضّح في الشكل 22،4،

والذي يُعبر عن النموذج المقترح والمصمم من قبل للربط بين هذه المتغيرات الثلاثة، ويناقش السؤال السادس العلاقة بين المتغيرين المستقل والتابع في وجود الرضا الوظيفي، بوصفه متغيرًا وسيطًا، العلاقة بينهما، من خلال الكشف عن دوره الكلي أو الجزئي في العلاقة التوسطية بين هذين المتغيرين، وقد أوضحت النماذج السابقة طبيعة العلاقة بين المتغيرات الثلاثة بشكل ثنائي في الدراسة بشكل تفصيلي، أثناء الإجابة عن الأسئلة السابقة، وقد اختلفت التأثيرات السببية بناءً على النتائج والمؤشرات المتحصل عليها كما ورد سابقًا في مناقشة أسئلة الدراسة أعلاه ؛ الثالث، والرابع، والخامس.

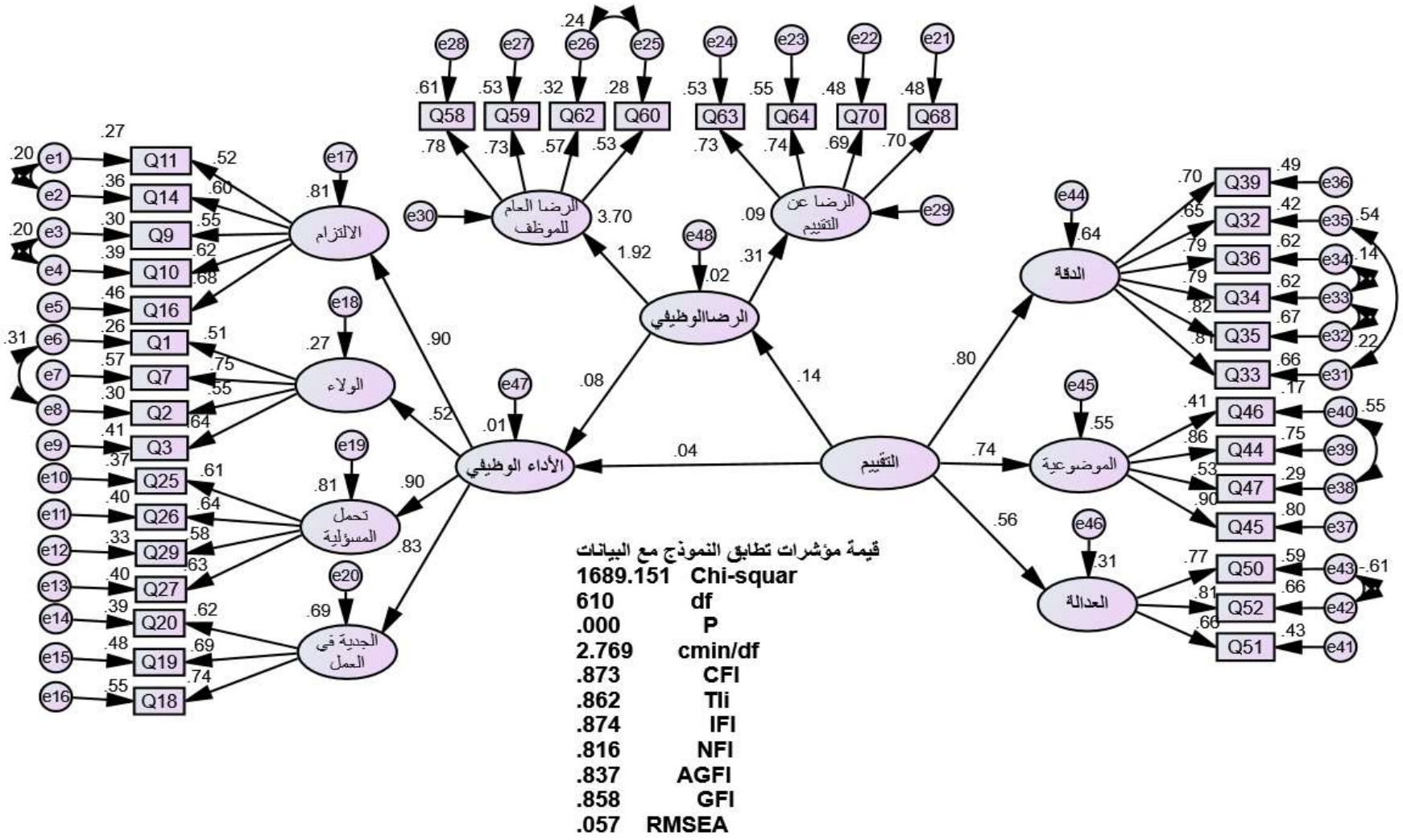
وباستقراء مؤشرات الجودة والمطابقة في النموذج المعد بوصفه خطوةً أولى، يتضح أن قيمة مربع كاي حققت الدلالة الإحصائية، وهذا ما لا تسعى نتائج الدراسة للوصول إليه في نمذجة المعادلة البنائية، إذ بلغت قيمة مربع كاي (CMIN) ما قيمته 1689.151، وبدرجة حرية بلغت 610، ودلالة إحصائية001.، وتُعد هذه القيمة مؤشر على عدم قبول النموذج وذلك تأثرًا بحجم العيّنة الكبير كما فسره الإحصائيون، وعليه تم التركيز على احتساب قيمة مربع كاي المعيارية (CMIN/DF)، والتي بلغت نطاق

المحك الإحصـــائي المحدد من قبل الإحصـــائيين، حيث جاءت قيمته 2.796، وهي قيمة أقل من الحد الإحصائي الأعلى المعتمد 5، ويستدل من ذلك أن النموذج بهذه القيمة قد حقق الجودة المطلوبة.

كما أكدت قيمة مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ التقدير (RMSEA)، جودة مُطابقة النموذج المعدّ لهذه العلاقات، والذي وصلت قيمته إلى057. وهي قيمة ممتازة (تيغزة، 2012). أما المؤشرات فقد أشارت أيضًا إلى قبول النموذج إلى حدٍّ ما، إذ قَرُبت القيم بشكل كبير من المحكات الإحصائية، فقد جاءت قيمة مؤشر المطابقة المقارن (CFI)873.، ومؤشر المطابقة المعياري (NFI)816.، ومؤشر الملائمة التزايدي (IFI)874.، ومؤشر تاكر– لويس (TLI)862.، بينما جاءت قيمة مؤشر حُسن المطابقة (GFI) 858.، ومؤشر حُسن المطابقة المعدل (AGFI)837.، وقد تم من خلال دراسة مؤشرات التعديل (*Modification Indices*)، الربط بين الأخطاء القياسية، والتي وصلت إلى الحد الذي أوضح قيم المؤشرات كما ذُكرت أعلاه، وهذا يشير إلى أن النموذج في هذه الصورة يُعبر عن التطابق بين النموذج وبيانات الدراسة الميدانية، مشيرًا بذلك إلى جودة النموذج. ويوضّح الجدول رقم 4،36 مؤشرات حُسن المطابقة للعلاقة التوسطية المفترضة للرضا الوظيفي بين التقييم والأداء الوظيفي.

الجدول 4، 36: مؤشرات حُسن المطابقة للعلاقة التوسطية المُفترضة للرضا الوظيفي بين التقييم والأداء الوظيفي

المؤشرات	CMIN	DF	P	CMIN/DF	GFI	AGFI	NFI	TLI	CFI	RMSEA
النموذج	1689.151	610	.001	2.769	.858	.837	.816	.862	.873	.057



الشكل 4، 22: العلاقة التوسطية المفترضة للرضا الوظيفي بين التقييم والأداء الوظيفي

غالبًا ما يُؤدّي المتغير الوسيط دورًا توسطِيًّا جزئيًّا أو كليًّا بين المتغير المستقل والتابع، ويعمل المتغير الوسيط أحيانًا دورًا يسمح بتقليل التأثير المباشر بين المتغير المستقل والتابع، ويتم تحديد نمط التأثير هذا من خلال الدلالة الإحصائية، والتي يُعد فيها ارتفاع نمط التأثير وانخفاضه محددًا لنوع الدور التوسطي، فإذا قل الأثر المباشر بين المتغيرين بوجود الوسيط وظهرت الدلالة الإحصائية، يكون تأثير الوسيط جزئيًّا، بينما إذا قل التأثير المباشر بين المتغيرين بوجود الوسيط، مع عدم توافر الدلالة الإحصائية، فإن هذا يعد توسطًا كاملًا(Awang & Afthaorhan, 2020).

عند تحليل دور الوسيط في النمذجة البنائية، كما يظهر في نتائج الشكل رقم 4،22، يظهر تأثيران يتعلقان بالتأثير المباشر، وغير المباشر بين المتغيرات الثلاثة. فالتأثير المباشر هو التأثير من المتغير المستقل تقييم الأداء مباشرة إلى المتغير التابع الأداء الوظيفي، والتي يُعبر عنها بسهم أحادي الاتجاه كما في الشكل رقم 4،22، فيما يكون التأثير غير المباشر هو التأثير من المتغير المستقل التقييم إلى المتغير التابع الأداء الوظيفي الذي ينتقل بشكل غير مباشر عبر المتغير الوسيط الرضا الوظيفي.

تضمنت نتائج التقديرات الواردة في مخرجات الأموس (AMOS)، دلالات على وجود علاقات ذات دلالة إحصائية لبعض العلاقات الارتباطية، وعدم وجودها لدى البعض الآخر. فقد تبين من القيمة الحرجة للمخرجات وجود الدلالة الإحصائية في العلاقة الارتباطية بين المستقل التقييم، وبين الوسيط الرضا الوظيفي، إذ بلغت القيمة الحرجة بينهما 0.001 والتي تدل على وجود الدلالة الإحصائية.

كما أظهرت القيمة الحرجة بين الرضا الوظيفي والمتغير التابع الأداء الوظيفي الدلالة أيضًا، إذ بلغت القيمة الحرجة لهذه العلاقة 0.009، وهي قيمة دالة إحصائِيًّا عند مستوى الدلالة (α=0.05)، بينما لم تظهر هذه الدلالة الإحصائية في العلاقة الارتباطية بين المستقل التقييم والتابع الأداء الوظيفي في العلاقة المباشرة بينهما، إذ بلغت قيمة الدلالة الإحصائية523. للعلاقة بينهما، وهي قيمة أكبر من المحك

الإحصـائي المحدد50.، كما هو مشـار إليه في الجدول رقم 37،4، الذي يوضّـح أوزان الانحدار وأهميتها لكل مسار للعلاقة بين التقييم والأداء الوظيفي بوجود الرضا الوظيفي بوصفه وسيطًا.

نستنتج من ذلك أن تحليل المعادلة البنائية الموضّح في الشكل رقم 22،4، يظهر وجود علاقة ارتباطية مباشرة موجبة ذات دلالة إحصائية بين التقييم والرضا الوظيفي (الارتباط= 0.14، النسبة الفائية=0.001)، كما ظهرت علاقة ارتباطية مباشرة ضعيفة موجبة دالة إحصائيًا بين الرضا والأداء الوظيفي (الارتباط=0.08، النسبة الفائية=0.009).

بالمقابل، أظهرت نتائج التقديرات لهذه العلاقة غير المباشرة بين التقييم والأداء الوظيفي في وجود الرضا الوظيفي بوصفه عاملاً يتوسط هذه العلاقة، أنه لا توجد علاقة ارتباط بين المتغيرين، كما أن الدلالة الإحصائية لهذه العلاقة هنا غير دالة، الأمر الذي يشير إلى استيفاء شرط الوساطة الكاملة للرضا الوظيفي. ويستعرض الجدول رقم 37،4، أوزان الانحدار وأهميتها لكل مسار للعلاقة بين التقييم والأداء الوظيفي بوجود الرضا الوظيفي بوصفه وسيطًا.

الجدول 4، 37: أوزان الانحدار وأهميتها لكل مسار للعلاقة بين التقييم والأداء الوظيفي بوجود الرضا الوظيفي بوصفه وسيطًا.

المتغير	المسار	المتغير	التقدير Estimate	مستوى الدلالة	النتيجة
التقييم	←	الرضا الوظيفي	0.14	0.001	دال إحصائيًا
الرضا الوظيفي	←	الأداء الوظيفي	0.08	0.009	دال إحصائيًا
التقييم	←	الأداء الوظيفي	0.04	0.523	غير دالٍ إحصائيًا

وبذلك خلصت النتائج إلى أن الرضا الوظيفي المتغير الوسيط يُسهم في خفض العلاقة بين التقييم والأداء الوظيفي، ولعلّ هذه النتيجة تتخالف مع الواقع الذي يفترض أن الرضا الوظيفي للموظفين عن نتائج التقييم بصفته عملية إدارية مطبّقة في المؤسسة يُسهم في تحسين وتطوير الأداء الوظيفي، وقد يعود ذلك لإخفاقات في أنظمة التقييم المطبقة في مجتمع الدراسة وعدم مراعاتها لتحقيق الرضا لدى الموظفين في المؤسسة التربوية مما جعل دور الرضا الوظيفي مُهمشًا بين العلاقة التي تربط التقييم بالأداء الوظيفي.

2،9،4 ملخص نتائج السؤال السادس

تشير نتائج اختبار الفرضيات للإجابة عن السؤال السادس، إلى أن الرضا الوظيفي يتوسط العلاقة بين التقييم والأداء الوظيفي، وتسمى هذه الوساطة بالوساطة الكلية، إذ أن التأثير المباشر للتقييم بوصفه متغيرًا مستقلاً في الأداء الوظيفي بوصفه متغيرًا تابعًا انخفض، مما يشير إلى عدم وجود علاقة بينهما، كما أن العلاقة لم تعد دالة إحصائية بعد دخول الرضا الوظيفي بوصفه وسيطًا، إضافة إلى ذلك، فإن العلاقة بين التقييم والرضا الوظيفي من جانب، والعلاقة بين الرضا الوظيفي والأداء الوظيفي من جانب آخر علاقات ارتباطية دالة إحصائِيًا، الأمر الذي يؤكّد نوع الوساطة الكلي للمتغير الوسيط بين المستقل والتابع في الدراسة الحالية.

10،4 إجابة السؤال السابع

نص السؤال: **" هل توجد فروق ذات دلالة إحصائية في الأداء الوظيفي، وتقييم الأداء طبقًا لمتغير العمر، والمؤهل العلمي؟"**

1،10،4 نتائج تحليل السؤال السابع

يُعد تحليل التباين متعدد المتغيرات (*Multivariate analysis of variance* (*MANOVA*)، امتدادًا لتحليل التباين، يتم استخدامه عندما يتضمن البحث العلمي أكثر من مُتغير تابع واحد، ويشترط في هذا التحليل أن ترتبط تلك المتغيرات التابعة مع بعضها بعضًا بشكل ما، أو أن يكون هناك سبب رئيس للتفكير فيها بوصفها مجموعة واحدة وفقًا لمُبرر علمي مُحدد (جولي بالانت، 2015).

يأتي تبني هذا النوع من التحليل للإجابة عن السؤال السابع في الدراسة الحالية لارتباط هذا التحليل بعدد من الاستخدامات منها، مقارنة المجموعات وتحديد ما إذا كانت الاختلافات في الوسط الحسابي بين المجموعات، والوقوف على طبيعة هذه الاختلافات في كونها حدثت نتيجة الصدفة أم لا. كما أنه يعطي قوة في التحليل، إذ يُسهم في دراسة العلاقات الدقيقة بين المتغيرات واستقصاءها، إضَافَة إلى قوته في التحكم في حدوث الخطأ من الدرجة النوع الأول (ميكائيل إبراهيم ،2018أ).

قبل البدء في تناول تحليل التباين متعدد المتغيرات (*MANOVA*)، سيتم اختبار ما إذا كانت البيانات تتسق وتتوافق مع الافتراضات الأولية لهذا التحليل، الأمر الذي يُعزز من صدق النتائج المتحصل عليها ودقتها. وقد تبدو بعض الاختبارات غير لازمة بالضرورة؛ نظرًا لكبر حجم العيّنة (جولي بالانت، 2015).

ومن الافتراضات التي تم التحقق منها؛ اختبار ليفين (*Leven's Test*) لفحص افتراض تجانس البيانات، واختبار بوكس (*Box's Test*) لافتراض تجانس مصفوفات التباين المصاحب، واختبار ويلكس

لمبدأ (*Wilks'Lambda*)، لتحديد ما إذا كانت هناك أي اختلافات مهمة وذات دلالة بين المجموعات تستدعي إجراء تحليل التباين متعدد المتغيرات (*MANOVA*).

أظهرت نتائج اختبار افتراضـــات تحليل التباين الأولية، أن قيمة اختبار ليفين (*Leven's Test*) لاختبار تحقق افتراض تجانس التباين في البيانات لبُعد الأداء الوظيفي الموضّـــحة في الجدول رقم 4،40، جاءت0137.، وهي قيمة أكبر من المحك الإحصـــائي المعتمد لهذا الاختبار 0.05، مما يدلُّ على الالتزام بافتراض مساواة التباين لهذا البُعد.

أما بُعد التقييم فقد بلغت قيمة اختبار ليفين042.، وهي بذلك لم تلتزم بفرض مســـاواة التباين، كون قيمة الاختبار جاءت أقل من المحك الإحصائي، ولتخطي ذلك اقترح بعض الإحصـائيين أن يكون عدد العينات المســـحوبة من مجتمع الدراســة متســـاويًا أو متقاربًا جِدًا، حيث لا يكون الفرق بين عيّنة الـذكور والإناث أكبر من 1%أو 1.5% على الأكثر (ميكـائيـل إبراهيم، 2018أ). ويلاحظ من الإحصائيات السابق ذكرها في بداية الفصل الرابع، أن عيّنة الدراسة الحالية متقاربة جِدًا بين فئة الذكور والإناث، إذ بلغت نسبة الفرق بينهما 6%.فقط، وهي بذلك أقل من النسب المحددة.

ولاعتبار أن اختبار بوكس (*Box's Test*) يفترض تسـاوي التباين في المجتمعات الأصـلية التي تم سـحب العينات منها، فقد خلصـت نتيجته المشـار إليها في الجدول رقم 4،38، إلى القيمة317.، وهي أكبر من المحك الإحصـــائي المحدد لهذا الاختبار؛ والمحدد بالقيمة أكبر من001.، وبذلك تُعد نتيجة هذا الاختبار مؤشـرًا على أن البيانات في الدراسـة الميدانية أوفت بشـرط تسـاوي مصـفوفات التباين والتغاير سواء في المجتمع أو في العيّنة المختارة، مما يؤكّد عدم انتهاك هذه المسلمة المهمة. يوضّح الجدول رقم 4،38 اختبار ليفين (*Leven's Test*) لتسـاوي تباينات أخطاء المتغيرات واختبار بوكس (*Box's Test*) لتجانس مصفوفة التباين للمتغيرات المستقلة.

الجدول 4، 38: اختبار ليفين (*Leven's Test*) لتساوي تباينات أخطاء المتغيرات واختبار بوكس (*Box's Test*) لتجانس مصفوفة التباين للمتغيرات المستقلة

الاختبار	المتغيرات	قيمة F	درجات الحرية df	مستوى الدلالة	الدلالة الإحصائية
اختبار ليفين Leven'S Test	الأداء الوظيفي	1.424	14	0.137	غير دالٍ إحصائيًّا
	التقييم	1.757	14	0.042	دال إحصائيًّا
اختبار بوكس Box's Test	–	1.101	33	.317	غير دالٍ إحصائيًّا

وقبل التطرق للتأثيرات الرئيسة المستهدفة من تحليل التباين متعدد المتغيرات المطبّق، تظهر الحاجة لتقييم تأثير التفاعل، الذي يحدد وجود اختلافات مهمة وذات دلالة بين المجموعات، ويتم تحديد ذلك من خلال قراءة نتيجة اختبار ولكس لمبدأ (Wilks'Lambda). وهناك عدد من الاختبارات تستهدف تحديد التأثير، إلا أن اختبار وليكس لمبدأ يُعد أكثر الإحصاءات شيوعًا (جولي بالانت، 2015).

ويوضّح جدول Multivariate Test الناتج بوصفه أحد مخرجات البرنامج الإحصائي spss، قيمة ويلكس لمبدأ ومستوى الدلالة الإحصائية المرفقة بهذه القيمة، وقد أشارت قيمة هذا الاختبار الموضّح في الجدول رقم 4،39، إلى أن متغير العمر جاءت قيمته967.، وبدلالة إحصائية بلغت007.، كما أشارت قيمة ويلكس لمبدأ لمتغير المؤهل العلمي لهذا الاختبار966. والدلالة الإحصائية004.، وهذه القيم أقل من المحك الإحصائي المحدد 0.05، مما يُشير إلى وجود اختلاف في متغيري العمر والمؤهل العلمي لدى عيّنة الدراسة من الناحية الإحصائية، الأمر الذي يدفع لتحديد هذا التأثير بشكل دقيق. ويوضّح الجدول رقم 4،39 قيمة اختبار ويلكس لمبدأ المتحصل عليها لمتغيري العمر والمؤهل العلمي.

الجدول 4، 39: قيمة اختبار ويلكس لمبدأ(Wilks'Lambda) لمتغيري العمر والمؤهل العلمي

المتغير	قيمة الاختبار	قيمة F	درجات الحريةdf	حجم الأثر	مستوى الدلالة	الدلالة الإحصائية
العمر	.967	2.99	3	.016	0.007	دال إحصائيًّا
المؤهل العلمي	.966	2.966	3	.017	0.004	دال إحصائيًّا

أفرزت النتيجة السابقة من اختبار ويلكس لمبدأ، والتي أكّدت وجود الدلالة الإحصائية ضرورة البحث بدرجة أكبر فيما يتعلق بكل متغير من المتغيرات التابعة لتحديد مدى التأثيرات بين المجموعات. الأمر الذي سيوضح الاختلاف بين فئات الأعمار والمؤهلات العلمية في جميع المتغيرات التابعة.

أظهرت النتائج الواردة في الجدول رقم 4،40 لتحليل التباين المتعدد (*MANOVA*) لمتغيري الأداء الوظيفي والتقييم، عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية لبُعد الأداء الوظيفي تبعًا لمتغير العمر. إذ جاءت قيمة الفا المحسوبة(F) تساوي 1.899 وهي غير دالة إحصائيًّا، حيث إنّ القيمة المحسوبة للدلالة 129.، وهي أكبر من مستوى 05.. بالمقابل أشارت النتيجة إلى أن العمر له تأثير في بُعد التقييم، إذ بلغت قيمة الفا المحسوبة (F)3.597، وهي دالة إحصائِيًّا عند مستوى 05.، حيث جاءت قيمة الدلالة المحسوبة تساوي 013.، وهي قيمة دالة إحصائِيًّا عند مستوى05.. الأمر الذي يشير إلى وجود فروق ذات دلالة إحصائية لمتغير العمر في بُعد التقييم، والذي يدلنا على أن متغير العمر ذو تأثيرٍ فعالٍ في بُعد التقييم.

أما بالنسبة لمتغير المؤهل العلمي، فقد أظهرت النتائج الواردة في الجدول رقم 4،40، أيضًا عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية في متغير المؤهل العلمي بالنسبة لبُعد الأداء الوظيفي، إذ أظهرت النتائج لهذا البُعد قيمة الفا المحسوبة مساوية 614.، والدلالة الإحصائية=606.، وهذه القيم أكبر من المحك

الإحصـــائي المعتمد05.، ونســـتنتج من ذلك عدم وجود تأثير للمؤهل في بُعد الأداء الوظيفي. في حين أظهرت نتائج بُعد التقييم القيم (F=6.146، والدلالة الإحصـــائية=000.)، وتؤكد هذه النتائج وجود الفروق الدالة إحصـــائِيًا في بُعد التقييم. ويُظهر الجدول رقم 4،40 نتائج تحليل التباين المتعدد (*MANOVA*) لمتغيري الأداء الوظيفي والتقييم.

الجدول 4، 40: نتائج تحليل التباين المتعدد (*MANOVA*) لمتغيري الأداء الوظيفي والتقييم

المتغير	المتغير الديمغرافي	درجات الحرية df	متوسط المربعات	قيمة F	مستوى الدلالة	الدلالة الإحصائية
الأداء الوظيفي	العمر	3	.243	1.899	0.129	غير دالٍ إحصائيًا
	المؤهل العلمي	3	.079	.614	0.606	غير دالٍ إحصائيًا
التقييم	العمر	3	12.103	3.597	0.013	دال إحصائيًا
	المؤهل العلمي	3	20.103	6.146	0.000	دال إحصائيًا

ولتحديد هذه العلاقات بصورة دقيقة، تم مقارنة متوسطات المجموعات، التي تحدد علاقة متغير العمر ببُعد التقييم الذي أظهر الفروق ذات الدلالة، وتدل النتيجة على أن قيم المتوســـطات الحســـابية تظهر نوعًا من التقارب فيما بينها لكل فئة عمرية، فقد أظهرت الفئة العمرية (من 56فأكثر) أعلى متوسط حسابي، إذ بلغت قيمة المتوسط الحسابي لها 9.722، تتلوه الفئة العمرية (من 35إلى 26)، حيث بلغت قيمة متوسطها الحسابي 8.813، بينما شكلت الفئة العمرية (من 46 إلى55) أقل فئة عمرية ذات تأثير في بُعد التقييم وبفارق قليل بحسب ما يظهر في نتائج الجدول رقم 4،41.

كما أوضحت قيم المتوسطات الحسابية لكل فئة من فئات تصنيف المؤهل العلمي (دبلوم، بكالوريوس، ماجستير، ودكتوراه) في بُعد التقييم، اتجاه هذا التأثير لصالح أي فئة بشكل أكبر، إذ أظهرت النتائج في الجدول رقم 4،41، أن فئة الدكتوراه في بُعد التقييم احتلت المرتبة الأولى، تلتها فئة الدبلوم، ثم

فئة البكالوريوس، وأخيرًا فئة الماجستير، حسب قيم المتوسطات (9.093، 9.574، 7.873، 7.854) على التوالي. ويوضّح الجدول رقم 4،41 قيم المتوسطات الحسابية المقدرة لمتغير العمر والمؤهل العلمي لبُعد التقييم.

الجدول 4، 41: قيم المتوسطات الحسابية المقدرة لمتغير العمر والمؤهل العلمي لبُعد التقييم

المتغير التابع	المتغير المستقل	فئات المتغير المستقل	المتوسط الحسابي	الخطأ المعياري
التقييم	العمر	من 26 إلى 35	8.813	.238
		من 36 إلى 45	8.003	.150
		من 46 إلى 55	8.322	.386
		فأكثر من 56	9.722	.828
	المؤهل العلمي	دبلوم	9.574	.307
		بكالوريوس	7.873	.342
		ماجستير	7.854	.230
		دكتوراه	9.093	.610

2،10،4 ملخص نتائج السؤال السابع

خلصـــت النتائج إلى وجود اختلاف ذي دلالة إحصـــائية تبعًا لمتغيري الفئات العمرية والمؤهل العلمي بالنسبة لمتغير تقييم الأداء. إذ أوضحت نتائج تحليل التباين المتعدد، أن التأثير في التقييم جاء لصالح فئة العمر (الأكثر من 65)، في حين أظهرت قيم الفئات العمرية الأخرى تقاربًا كبيرًا، وجاء الفرق بينها وبين بعضها بعضًا صغيرًا جدًا. أما متغير المؤهل العلمي فقد احتلت فئة الدكتوراه في المرتبة الأولى في التأثير في متغير التقييم، في حين احتلت فئة الدبلوم المرتبة الثانية وفقًا لدرجات المتوسطات الحسابية المستخلصة. بالمقابل خلصـــت نتائج التحليل إلى عدم وجود فروق ذات دلالة إحصـــائية للأداء الوظيفي تبعًا لمتغيري العمر والمؤهل العلمي على حد سواء، مما يدلّ على عدم وجود تأثير لهما في هذا المتغير.