الفصل الرابع

نتائج الدراسة

٤,١ التمهيد

في الفصل السابق تم مناقشة طريقة البحث والخطوط العامة لتحليل البيانات والطرق الإحصائية التي تم تطبيقها في تحليل البيانات الأولية التي تم جمعها من خلال توزيع الاستبانة على عينة الدراسة المكونة من العاملين في جميع الأقسام التابعة لإدارة جمارك أبو ظبي. فقد قامت الدراسة بتوزيع ٤٠٠ استبانة، وقد تم الاعتماد في تحليل البيانات على ٣٨٣ استبانة صالحة بعد استبعاد ١٧ استبانة وذلك لوجود قيم مفقودة.

وقد بينت طريقة البحث في الفصل الثالث أن النموذج النظري للدراسة يشمل ٤ متغيرات (التدريب، نظام الحوافز، الالتزام التنظيمي، الأداء الوظيفي) وقد سبق التحليل النهائي لنموذج الدراسة والفرضيات اختبار الاستبانة من خلال والتأكد من صدق وصلاحية الاستبانة باستخدام معامل Cronbach Alpha قبل البدء في التحليل الشامل للدراسة. ومن خلال النتائج التي تم الحصول عليها في الدراسة التجريبية، فقد تم مراجعة الاستبانة وإعادة صياغتها بصورة نهائية ومن ثم توزيعها على عينة الدراسة الفعلية.

٤,٢ الخصائص الديمغرافية لعينة الدراسة

يوضح الجدول أدناه نتائج البيانات الديمغرافية لعينة الدراسة.

جدول ٤,١: جدول الخصائص الديمغرافية

الخصائص	التكرار	النسبة
الجنس		
ذكر	256	66.8
أنثى	127	33.2
العمر		
20-35 سنة	91	23.8
36-45 سنة	188	49.1
46سنة فأكثر	104	27.2
المستوى التعليمي		
شهادة ثانوية عامة فأقل	64	16.7
شهادة دبلوم	107	27.9
شهادة بكالوريوس	126	32.9
شهادة ماجستير فأكثر	79	20.6
أخرى	7	1.8
الخبرة بالعمل		
أقل من خمس سنوات	75	19.6
من 15 -5 سنة	126	32.9
من 25 -15 سنة	123	32.1
من 25 سنة فأكثر	59	15.4

٤,٣ النتائج الوصفية

في هذا القسم تم قياس مستوى التشتت للبيانات حول الوسيط الحسابي، والانحراف المعياري لمعرفة مدى انحراف الاستجابات عن القيم المتوسطة. ولغرض تحديد التصورات العامة للمستجيبين، تم اعتماد القيم المتوسطة التي تتراوح من ١ إلى ١,٤٤ (اختلاف قوي)؛ وتتراوح بين ١,٤٥ و ٢,٤٤ (اختلاف معتدل)؛ بينما تتراوح الردود بين ٢,٤٥ و ٣,٤٥ (متفق إلى حد ما)؛ و ٤٥.٣-٤,٤٥ (اتفاق معتدل) ، وأخيراً الردود ٤,٤٥-٥ (درجة عالية من الاتفاق). وتم تحديد القيمة المتوسطة ٢,٩ كنقطة فاصلة، مما يعني أن العامل سيتم اعتباره "متفقًا عليه" إذا حصل على متوسط درجة ٢,٩ أو أكثر. تصف الأقسام التالية الإحصائيات الوصفية المرتبطة بكل متغير. علاوة على ذلك، استخدم مقياس التماثل، لمعرفة مدى عدم وجود تناسق في الاستجابات. إنه يميز القيم المتطرفة في ذيل واحد مقابل الآخر. سيكون للتوزيع المتماثل انحراف يساوي ٠.

جدول ٤,٢: جدول القيم الوصفية

المتغير	الوسيط الحسابي	الانحراف المعياري	مؤشر الانحراف	مؤشر التفرطح
التدريب	3.672	0.5582	-0.746	0.768
نظام الحوافز	3.445	0.8450	-0.615	-0.598
الالتزام التنظيمي	3.568	0.6593	-0.620	0.290
نظام الحوافز	3.445	0.8450	-0.615	-0.598
الأداء الوظيفي	3.440	0.5995	-0.621	-0.064

٤,٤ التحليل العاملي الاستكشافي

القسم التالي في التحليل يمثل التحليل العاملي الاستكشافي كطريقة إحصائية لكشف البنية الأساسية للمتغير من مجموعة كبيرة نسبياً من المتغيرات المقاسة أو المتغيرات الكامنة (Norris & Lecavalier, 2010). ويعود السبب في استخدام التحليل العاملي الاستكشافي في هذه الدراسة لتحديد عدد العوامل لكل متغير كامن وتوزيع الفقرات المرتبطة به في مصفوفة توضح ذلك التوزيع ويطلق عليها المصفوفة النمطية. ويقصد بالمتغير الكامن هو ذلك المتغير الذي لا يمكن قياسه بصورة مباشرة ويؤثر في مجموعة من العوامل التي تشمل عدد من المتغيرات المقاسة والتي يتم قياسها من خلال الملاحظة مع عينة الدراسة (Finch & West, 1997).

يستخدم التحليل العاملي الاستكشافي لاستخلاص عوامل غير معروفة أو محددة من المتغيرات الكامنة. أن التحليل العاملي هو طريقة إحصائية تعمل على تجميع العديد من المتغيرات المقاسة (فقرات الاستبانة) تحت عامل واحد، بحيث تكون كل مجموعة من المتغيرات المقاسة مرتبطة بعامل واحد فقط، ويساعد هذا الأسلوب الإحصائي في دراسة المتغيرات المختلفة بقصد إرجاعها إلى اهم العوامل التي أثرت فيها، فمن المعروف أن أي ظاهرة من الظواهر تنتج من عدة عوامل كثيرة، وتعتبر الظاهرة محصلة لهذه العوامل جميعاً (باهي وعبد الفتاح، ٢٠٠٥). إن اعتماد معاملات الارتباط لتفسير العلاقة بين الفقرات ينطوي على صعوبة كبيرة خاصة عندما يكون هناك عدد كبير من الفقرات لذلك فالتحليل العاملي يقدم وسيلة لتلخيص هذه العلاقات لتسهيل تفسيرها.

وبناء على ما سبق اعتمدت هذه الدراسة على أسلوب التحليل العاملي وذلك للكشف على العوامل أو المحاور التي اعتمدها في دراسته، وكذلك لدراسة مدى مساهمة فقرات الاستبانة في بناء كل عامل، أما من

حيث طريقة التحليل العاملي سوف يتم اتباع أسلوب المركبات الرئيسة الذي يعد أكثر الأساليب استخداماً. يوضح القسم أدناه التحليل العاملي الاستكشافي لكل متغير قبل الانتقال إلى الخطوة التالية في نمذجة المعادلة الهيكلية. ويشمل التحليل الاستكشافي اختبار بارليت لقياس ملائمة البيانات للتحليل العاملي، اختيار المتغيرات الكامنة مع الفقرات المتعلقة بها، مراجعة مصفوفة الارتباط للتأكد من عدم وجود ارتباطات مرتفعة بين فقرات كل متغير كامن، استخراج العوامل لكل متغير كامن، تحديد عدد من العوامل المؤثرة والتي قيمه الذاتية أعلى من ١. تدوير العوامل لتوزيع الفقرات لكل عامل، تفسير التباين الكلي. فيما يلي شرح ونتائج كل من هذه التحليلات.

الاشتراكيات

إن الاشتراكيات تبين درجة مساهمة كل عامل من العوامل ومدى تعلقها بباقي الفقرات في تفسير التباين للمتغير الكامن. أن أي فقرة تسجل قيمة أقل من ٠,٣ فهي لا تتعلق بباقي الفقرات التابعة للمتغير الكامن ويجب حذفها قبل الاستمرار في التحليل العاملي. ويعود السبب في ذلك أما لعدم فهم معنى الفقرة من قبل المشاركين في البحث أو أنها تمثل متغير مستقل آخر لا يرتبط بالمتغير الكامن الحالي. يتضح من خلال قراءة النتائج في الجدول ٤,٣ انه هناك عدد قليل من الفقرات سجلت درجة متدنية من الاشتراكيات مع بقية الفقرات، حيث سجل التدريب فقرة واحدة سوف يتم حذفها ونظام الحوافز فقرة واحدة أيضاً. أما الالتزام التنظيمي والأداء الوظيفي فلا توجد فقرات ذو قيمة اشتراكيات ضعيفة.

جدول ٤,٣: جدول الاشتراكيات للعوامل

اسم المتغير	مدى الاشتراكيات	عدد الفقرات المحذوفة
التدريب	٠,٨١١-٠,٢٩٨	١
نظام الحوافز	٠,٨٦٥-٠,١٩١	١
الالتزام التنظيمي	٠,٨٣٤-٠,٣٩٨	٠
الأداء الوظيفي	٠,٧١٦-٠,٤١٣	٠

أختبار بارليت

يبين اختبار بارتليت قيمة KMO عامل ويبين درجة الارتباطات الجزئية بين الفقرات لكل متغير. أن الغرض الثاني من إجراء اختيار بارليت هو التأكد من عدم وجود ارتباطات جزئية مرتفعة بين الفقرات لكل متغير (كيرني وقيصر، ١٩٩٧). اختبار بارتليت هو دليل آخر على قوة العلاقة الجزئية بين المتغيرات المقاسة (الفقرات)، ويعتمد هذا الاختبار على الفرضية الصفرية (العدم) والتي تنص: "أن مصفوفة الارتباط تمثل مصفوفة وحدة". أن مصفوفة الوحدة هي مصفوفة تشكل العناصر (الارتباطات) فيها قطر قيمته واحد لجميع العناصر في المصفوفة، وجميع العناصر فوق وتحت قطر الوحدة (١) تكون قريبة من الصفر أو مساوية له. والمطلوب هو رفض الفرضية الصفرية، لأنه إذا كانت جميع الارتباطات الأخرى مساوية للصفر فيعني ذلك عدم وجود أي ارتباطات بين فقرات الاستبانة ولا يصح هذا في علم الإحصاء ولا يمكن إجراء التحليل العاملي. لذلك يجب التأكد من قيمة الدلالة أقل من ٠,٠٥ وذلك للتحقق من أن البيانات (إجابات الفقرات) التي تم جمعها من عينة الدراسة لكل متغير جيدة وملائمة للتحليل العاملي الاستكشافي. وتتراوح قيمة بارليت المقبولة إحصائيا

بين ٠,٧-٠,٩٠. وكما يلاحظ في الجدول ٤,٤ أن جميع قيم بارليت لكل المتغيرات هي أعلى من ٠,٨٠ مما يدل على جودة البيانات وصلاحيتها للتحليل العاملي.

جدول ٤,٤: معامل بارليت وجودة البيانات

أسماء المتغيرات	معامل بارليت	الدلالة المعنوية	جودة البيانات
التدريب	٠,٨٨٢	٠,٠٠٠	جيدة جدا
نظام الحوافز	٠,٩١١	٠,٠٠٠	ممتازة
الالتزام التنظيمي	٠,٨٨٥	٠,٠٠٠	جيدة جدا
الأداء الوظيفي	٠,٨١٨	٠,٠٠٠	جيدة جدا

تفسير التباين الكلي

يوضح جدول تفسير التباين الكلي عدد المركبات والتي تمثل عوامل كل متغير كامن ونسبة تفسير كل عامل للتباين الحاصل في المتغير الكامن. ويمكن تحديد عدد العوامل لكل متغير وهي مساوية لعدد المركبات الموضحة في جدول تفسير التباين الكلي والتي لها قيمة ذاتية أعلى من واحد. ويتم عرض العوامل (المركبات) بشكل متسلسل وتنازلي. العمود الكلي يمثل القيمة الذاتية لكل مركب بعد التدوير (مقدار التباين في المتغيرات الأصلية لكل مركب). وتمثل النسبة المئوية في عمود التباين من احتساب التباين من قبل كل مركب (عامل) إلى التباين الكلي في للمتغير الكامن. أما العمود التراكمي يعطي نسبة التباين بالنسبة للمركب الأول والثاني والثالث وهكذا. على سبيل المثال، فإن النسبة المئوية التراكمية للمركب الثاني هو مجموع نسبة التباين للمركبات.

إن القيمة الذاتية (Eigenvalue) هي مقياس للتباين في المتغيرات المقاسة (فقرات الاستبانة) والتي يمكن تفسيرها من قبل العامل (المركب). أي عامل يسجل قيمة ذاتية أعلى من ١ فهو يفسر أكثر من غيره التباين الحاصل في المتغير الكامن مقارنة بباقي العوامل، لذلك يتم اعتماد العوامل (المركبات) التي تسجل قيمة ذاتية أعلى من ١ وتهمل العوامل الأخرى. وسوف يتم احتساب الفقرات التي حملت على العوامل التي لديها قيم ذاتية أكبر من ١ فقط. وتهدف الدراسة من ذلك الحصول على عوامل تفسيرية. يبين الجدول ٤,٥ أن متغير التدريب يتم قياسه من خلال أربعة أبعاد بنسبة تفسير 67.329% (احتياجات التدريب، تصميم التدريب، تنفيذ التدريب، تقييم التدريب)، ونظام الحوافز يتم قياسه من خلال بعدين بنسبة تفسير 63.037% (الحوافز المعنوية والحوافز المادية)، ونظام الحوافز يتم قياسه من خلال بعدين بنسبة تفسير 63.037% (الحوافز المعنوية والحوافز المادية)، والالتزام التنظيمي يتم قياسه من خلال ثلاثة أبعاد بنسبة تفسير 70.678%(الالتزام المعياري، الالتزام العاطفي، الالتزام المستمر)، والأداء الوظيفي يتم قياسه من خلال بعدين بنسبة تفسير 56.875% (المهارات المهنية والمهارات المعرفية).

جدول ٤,٥: جدول تفسير التباين الكلي لمتغير التدريب

اسم المتغير	الابعاد	نسبة التفسير	الأبعاد الكلية	الأبعاد المحذوفة
التدريب	احتياجات التدريب تصميم التدريب تنفيذ التدريب تقييم التدريب	%67.329	4	٠
نظام الحوافز	الحوافز المعنوية الحوافز المادية	%63.037	٣	١

جدول ٤,٥: تتمة

اسم المتغير	الابعاد	نسبة التفسير	الأبعاد الكلية	الأبعاد المحذوفة
الالتزام التنظيمي	الالتزام المعياري الالتزام العاطفي الالتزام المستمر	%70.678	٣	٠
الأداء الوظيفي	المهارات المهنية المهارات المعرفية	%56.875	٣	١

مصفوفة تدوير المركبات:

تبين مصفوفة تدوير المركبات (العوامل) تحميل جميع الفقرات لكل عامل، وتوضح أي الفقرات التي حملت بدرجة مرتفعة على كل عامل. ومن خلال نتائج مصفوفة التدوير يتم اختيار الفقرات التي سجلت أعلى درجة تحميل عاملي والتي تفسر التغيير على العامل المحدد أكثر من غيرها من العوامل. ويتم استخدام مصفوفة تدوير المركبات بعد تحديد العوامل التي تفسر أكبر قدر من التغير الحاصل في المتغير الكامن من أجل معرفة أي الفقرات المرتبطة بقوة على كل عامل تابع للمتغير الكامن. بعد استخلاص العوامل وتدويرها تدويراً متعامداً أو مائلاً، والتوصل إلى مصفوفة التشبعات العاملية بعد التدوير، ينبغي إضفاء معنى على العوامل بحسب مجال الدراسة، وذلك بتسمية العوامل تسمية مناسبة. وتعتمد تسمية العوامل على الهدف من التحليل ومنظور الباحث بما يتعلق بهذه العوامل، فقد يهدف الباحث من استخدام التحليل العاملي لتوضيح مفاهيم مفيدة في مجال يفتقر إلى المفاهيم الواضحة، وبعض الباحثين يهدف إلى التوصل إلى علاقات تفسر أسباب ظاهرة معينة، ففي الحالة الأولى تصف العوامل العلاقات القائمة بين المتغيرات، وتصنفها في ضوء التسمية التي يقترحها

الباحث، أما في الحالة الثانية فإن الدراسة سوف تنظر إلى العوامل كأسباب تنطوي عليها هذه العلاقات، وتكون التسمية متعلقة بهذه الأسباب.

ومما لا شك فيه أن التسمية المناسبة تعبر عن المضمون الوصفي لهذه العوامل أو فحواها مما ييسر فهم معانيها، كما أن تسمية العوامل قد يفيد في اقتراح فروض تتطلب مزيداً من البحث والتجريب والتحقق. إن التحميل العاملي يمثل درجة تشبع فقرات كل متغير على العوامل أو المركبات. وهذا هو مفهوم هام، حيث يتم احتساب كل الشروط من جدول التحميل العاملي، إذا كان تحميل الفقرة على العامل مرتفعة أو عالية جدا، فأن المتغير ذات الصلة يساعد على وصف هذا العامل بشكل جيد . وقد حددت الدراسة قيمة ٠,٤ كعتبة لتحديد قيم التحميل العاملي لقياس درجة تشبع كل فقرة على العامل، أن أي قيمة تشبع أقل من ٠,٤ لن تعتمد ويتم حذف الفقرة المرتبطة بها. ومن المهم حذف الفقرات التي تسجل تحميل بقيم مرتفعة على عوامل أخرى وهو ما يطلق عليه التحميل المشترك إلا في حالة كان الفرق بينها اقل من ٢.٠ عندها يمكن إهمال تحميل الفقرة على أكثر من عامل ولا تحذف في هذه الحالة. وهذا يعني أن تلك الفقرة تقيس أكثر من عامل وهذا لا يستقيم في علم الإحصاء، ولهذا يستلزم حذف الفقرات التي تشبعت في أكثر من عامل. وسوف تقوم الدراسة باحتساب قيم التحميل العاملي بعد التدوير. بعد الاطلاع على أقسام التحليل العاملي وطرق القياس لكل واحد منها وتوضيح الاختبارات والجداول المستخدمة في التحليل العاملي الاستكشافي. ومن خلال قراءة النتائج في الجدول ٤,٦ يتبين أن تم حذف فقرة واحدة من التدريب بسبب درجة تشبعها العاملي الضعيفة، وفقرتين لنظام الحوافز، وفقرتين للأداء الوظيفي. أما الالتزام التنظيمي فجميع الفقرات سجلت تشبع مقبولة مع الأبعاد.

جدول ٤,٦: مصفوفة التدوير وتشبع العوامل

	المتغيرات والابعاد	التحميل العاملي الأدنى	التحميل العاملي الأعلى	العدد الكلي للفقرات	عدد فقرات التحميل العاملي	عدد الفقرات المحذوفة
التدريب						
١	احتياجات التدريب	.698٠	.791٠	٥	٥	٠
٢	تصميم التدريب	.824٠	.870٠	٥	٥	٠
٣	تنفيذ التدريب	.617٠	.886٠	٥	٥	٠
٤	تقييم التدريب	.446٠	.856٠	٥	٤	١
نظام الحوافز						
١	الحوافز المعنوية	.812٠	.883٠	٦	٥	١
٢	الحوافز المادية	.791٠	.839٠	٦	٥	١
الالتزام التنظيمي						
١	الالتزام المعياري	.737٠	.886٠	٥	٥	٠
٢	الالتزام العاطفي	.597٠	.899٠	٥	٥	٠
٣	الالتزام المستمر	.732٠	.805٠	٥	٥	٠
الأداء الوظيفي						
١	المهارات المهنية	.755٠	.814٠	6	5	1
٢	المهارات المعرفية	.597٠	.725٠	6	5	1

٤,٥ تحليل نمذجة المعادلة الهيكلية

تمثل الخطوة التالية تحليل وتفسير الإجابات على فقرات الاستبانة والتي يطلق عليها (المتغيرات المقاسة) وذلك لكون تلك المتغيرات تقاس من خلال الإجابات المباشرة للمشاركين في البحث. وكما يلاحظ أنّ كل متغير من متغيرات الدراسة يتألف من عدد محدد من الفقرات (المتغيرات المقاسة) والتي تم تحديدها من خلال

التحليل العاملي الاستكشافي. وقد تم استخدام نمذجة المعادلة الهيكلية SEM للتحقق من النموذج القياسي للدارسة في خطوتين أساسيتين. وتتضمن الخط الأولى التحليل العاملي الاستكشافي (EFA) وذلك لاستكشاف العوامل لكل متغير والتي تمت في الأقسام السابقة، حيث يتألف المتغير من عدة عوامل، ولتحديد الفقرات المتعلقة بكل عامل تم استخدام التحليل العاملي الاستكشافي قبل الشروع في اختبار بناء النموذج البنائي النهائي باستخدام برنامج التحليلات الإحصائية AMOS.

٤,٥,١ التحليل العاملي التوكيدي للنموذج القياسي

إن تطوير النموذج القياسي يمثل الخطوة الأولى في قياس النموذج النهائي والتأكد من مطابقة نموذج الدراسة. أن قياس النموذج القياسي يتم من خلال التحليل العاملي التوكيدي CFA لكل متغير للتحقق من مطابقة النموذج مع البيانات قبل بناء النموذج النهائي. ومن خلال إجراءات نمذجة المعادلة الهيكلية SEM يمكن التحقق من صحة بناء النموذج البنائي القياسي لكل عامل. ويتكون النموذج القياسي من متغيرات كامنة من المستوى الأول والثاني. تتضمن خطوات مطابقة النموذج القياسي ما يلي:

أ. بناء النموذج القياسي لكل عامل من خلال التحليل العاملي التوكيدي.

ب. التحقق من صلاحية قيم التحميل العاملي لمؤشرات العامل (المتغيرات الملحوظة)

ت. التحقق من صلاحية مؤشرات الخطأ (البواقي) وتأثيرها على مطابقة النموذج القياسي للعامل.

ث. قياس جودة المطابقة للنموذج القياسي للعامل.

ج. إعادة بناء النموذج القياسي النهائي لكل عامل من خلال عمل تقييم شامل لمؤشرات مطابقة النموذج

(PCLOSE ،RMSEA ،PCFI ، NF ،CFI ،RMR, GFI, AGFI ،CMIN/DF)

ح. يتضمن التحليل العاملي التوكيدي في نمذجة المعادلة الهيكلية SEM: مؤشرات المطابقة، التحميل العاملي، صدق البناء، نسبة التفسير التربيعية.

فيما يلي نتائج التحليل العاملي التوكيدي CFA باستخدام برنامج أموس AMOS وتقييم جودة المطابقة للنموذج القياسي لكل عامل (متغير كامن) من المستوى الثاني:

يرتبط كل متغير كامن من متغيرات الدراسة مع عدة عوامل من المستوى الثاني لتكون نموذج قياسي، وقد تم قياس قوة ارتباط الفقرات (المتغيرات المقاسة) لكل عامل اعتماداً على البيانات التي تم جمعها من خلال الاستبانة ومن ثم قياسها للتحقق من مدى ملائمتها مع النموذج القياسي الذي تم افتراضه، ولتحقيق ذلك فقد تم استخدام التحليل العاملي التوكيدي لكل متغير من خلال خطوات نمذجة المعادلة الهيكلية، مع الأخذ بنظر الاعتبار أن جودة مطابقة النموذج تعتمد بصورة كبيرة على حجم العينة وعدد المتغيرات في النموذج (Hair et al., 2010).

وكما يتضح في التحليلات أدناه فأن النماذج القياسية قد تكون غير مطابقة مع البيانات ولعدة أسباب منها أن قيم البواقي (الخطأ القياسي) قد تكون سالبة ويعزى ذلك لكون قيمة التحميل العاملي أكبر من واحد (Chen et al., 2001). ويعزي الباحثون وجود قيم سالبة للبواقي بسبب تذبذب في إجابات العينة حول القيم الموجبة للبواقي في مجتمع الدراسة (Chen, 2001). لذلك سوف يتم تقييد أي قيمة سالبة للبواقي ومساواتها بالصفر أو قيمة موجبة صغيرة جداً ومقاربة إلى صفر (Chen et al., 2001; Kline, 2005).

وقبل إجراء التحليل العاملي التوكيدي لكل نموذج تم التحقق مما يلي:

أ. عدم وجود أي قيم سالبة للبواقي في كل النماذج القياسية في الدراسة.

ب. كل عامل يجب أن يتكون ٣ مؤشرات (فقرات) كحد أدنى وذلك لتقليل نسبة تقدير الخطأ القياسي. وفي حالة كان عدد المؤشرات اقل من ٣ يحذف العامل من النموذج البنائي النهائي. وفيما يلي خطوات بناء النموذج القياسي النهائي لكل متغير.

٤,٥,١,١ النموذج القياسي لمتغير التدريب

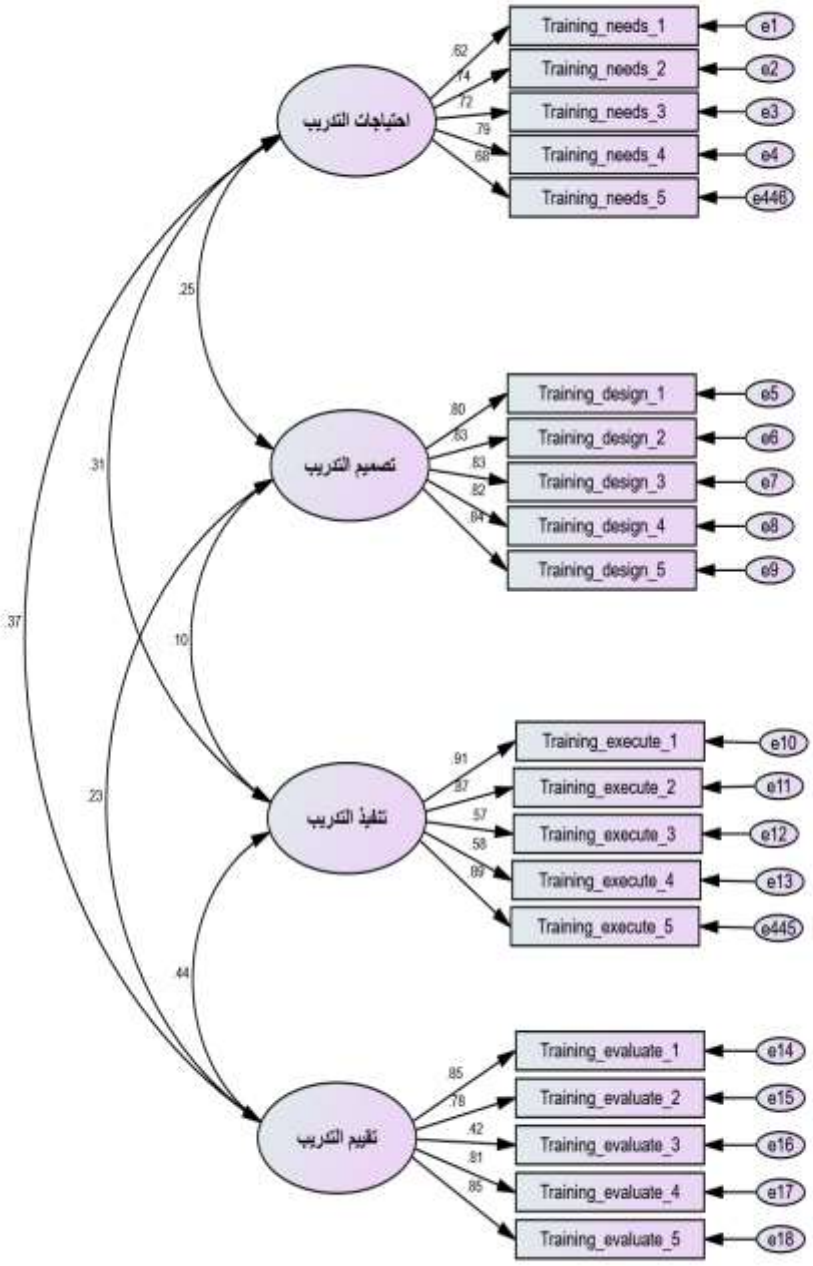
قامت الدراسة بإجراء التحليل العاملي التوكيدي CFA من المستوى الأول للعوامل الكامنة لمتغير التدريب التي تم التعرف عليها وتحديدها في التحليل العاملي الاستكشافي EFA. يظهر الشكل ٤,١٨ أن متغير التدريب متغير كامن من المستوى الرابع ويشمل أربعة عوامل من المستوى الأول. وقد تم بناء النموذج القياسي بحيث يؤثر في عوامل (بناء) أحادية البعد. وبعد إجراء التحليل العاملي التوكيدي ومن خلال قراءة بيانات المطابقة للنموذج القياسي الأولي اتضح أن قيمة مربع كاي متوسطة (x^2) وتساوي (310.788) مما يستلزم تقليلها إلى قيمة أقل لتحسين جودة مطابقة النموذج، كذلك فأن درجة الحرية كبيرة (164) وقيمة الاحتمالية للنموذج القياسي معنوية (ρ=0.000) وهذا لا يصح لجودة مطابقة جيدة للنموذج القياسي. وحيث أن قيمة مربع كاي تتأثر بصورة كبيرة بحجم العينة، لذلك يمكن الاعتماد على نسبة نورمد (normed) لمربع كاي والتي تساوي (x^{2}/df)، وفي حالة كانت النسبة أقل من (٢) عندها فأن ذلك يدل على جودة جدية لمطابقة النموذج.

وبالنسبة لمتغير التدريب ظهر أن نسبة نورمد مساوية إلى ١,٨٩٥ لذلك يمكن الاستنتاج أن النموذج القياسي الأولي لمتغير التدريب غير مطابق للبيانات بصورة كافية ويحتاج إلى تعديلات كما مبين في الشكل ٤,١.

بالإضافة إلى ما تقدم تؤكد القراءة الأولية لفهارس (مقاييس) جودة المطابقة الأساسية (CMIN/D، RMR، GFI، AGFI ، CFI، NF، PCFI، RMSEA، PCLOSE) وكذلك قراءة قيم التحميل العاملي لجميع الفقرات أن هذا النموذج لا يطابق البيانات بصورة كافية مما يستلزم إجراء تعديلات على النموذج القياسي الأولي. وكما تم توضيحه سابقاً فأن عدم تحقيق قيم مقبولة لفهارس النموذج القياسي يدل على وجود تناقض بين الارتباطات الداخلية بين المؤشرات في النموذج المفترض والارتباطات المقاسة في النموذج التقديري أثناء جمع البيانات من عينة الدراسة.

أن الحصول على جودة مطابقة رديئة بين النموذج المقترح والنموذج التقديري استلزم تعديل النموذج القياسي الأولي قدر الإمكان. وبمعنى آخر فأن الدراسة قد قام بمعالجة التناقض الحاصل بين النموذجين (المقترح والتقديري) من أجل تحقيق جودة مطابقة مقبولة في النموذج القياسي قبل بناء النموذج النهائي.

UNIVERSITI SAINS ISLAM MALAYSIA
ISLAMIC SCIENCE UNIVERSITY OF MALAYSIA



شكل ٤,١: النموذج القياسي الأولي للتدريب

وقد قامت الدراسة بمحاولة تطوير جودة المطابقة من خلال سلسة إجراءات التعديل القياسية وإعادة تقييم النموذج باستخدام التحليل العاملي التوكيدي لتقليل قيمة مربع كاي المرتفعة، وشملت تلك الإجراءات إعادة تقييم التحميل العاملي لجميع المؤشرات في النموذج القياسي الأولي وذلك للتأكد من عدم وجود تحميل عاملي ضعيف أو وجود نسبة تفسير R^2 واطئة جداً أو مقاربة إلى الصفر في أي مؤشر (Garson, 2007; Kenny, 1999; Kline, 2005)، وحيث أنه لا ينصح بنقل المؤشر الضعيف إلى عامل آخر فسوف يتم حذفه إن وجد. وبعد إجراء التعديلات اللازمة على النموذج القياسي الأولي أصبحت قيم الفهارس مقبولة من الناحية الإحصائية في نمذجة المعادلة الهيكلية (Hair et al., 2010; Hu & Bentler, 1999) بعد تجاوزها العتبات القياسية.

تعديل النموذج القياسي للتدريب

يوضح الجدول ٤,٧ الفروقات في قيم الفهارس قبل وبعد إجراء التعديلات على النموذج القياسي لمتغير التدريب، ويتضح أن النموذج أصبح أكثر مطابقة للبيانات وبدرجة مرتفعة جداً، وكما يبين الجدول فأن قيمة مربع كاي قد انخفضت لتساوي (٢٣٨,٣١٣) وانخفضت درجة الحرية أيضاً إلى (١٦٢). والان يمكن قبول الحد الأدنى الذي يمكن الوصول إليه لنسبة نورمد الجديدة (CMN/DF) التي أصبحت مساوية إلى (١,٤٧١) وهي أقل من عتبة (٢) القياسية، وتدل هذه النتيجة الوصول إلى درجة مطابقة جيدة جداً للنموذج القياسي المعدل.

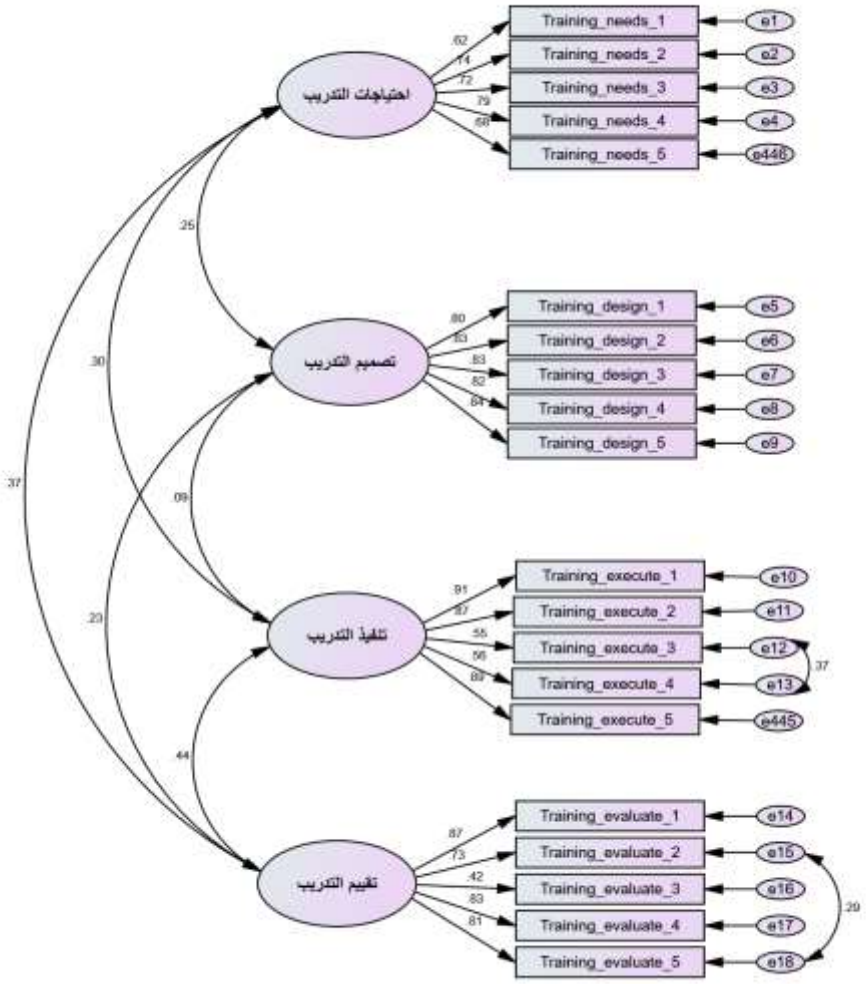
بالإضافة إلى ما تقدم، تظهر قيم الفهارس بعد التعديل أن مؤشر جودة المطابقة للنموذج GFI قد ارتفع ليساوي (٠,٩٤١) مما يدل على درجة مطابقة النموذج للبيانات أصبحت مرتفعة جداً، وأصبحت احتمالية

جذر متوسط مربع الخطأ PCLOSE غير معنوية (ρ>0.000) وتساوي (0.997) وهذا ضروري لملائمة البيانات القياسية، كذلك انخفضت قيمة جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي RMSEA لتصبح مساوية إلى (٠,٠٣٥) وهي أقل من عتبة جودة المطابقة المطلوبة والتي تساوي (٠,٠٨).

جدول ٤,٧: نتائج جودة المطابقة للنموذج القياسي الأول والمعدل للتدريب

التفسير	فهارس المطابقة	الفهارس الأولية	الفهارس النهائية
قيمة الحد الأدنى من الفروق	CMIN/DF	١,٨٩٥	١,٤٧١
احتمالية الفرضية الصفرية للنموذج	ρ-Value	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠
مؤشر جودة المطابقة	GFI	٠,٩٢٤	٠,٩٤١
مقياس جودة المطابقة	AGFI	٠,٩٠٢	٠,٩٢٤
مقياس المقارنات المرجعية	NFI	٠,٩٢٩	٠,٩٤٦
مقياس المقارنات المرجعية	RFI	٠,٩١٨	٠,٩٣٧
مقياس المقارنات المرجعية	CFI	٠,٩٦٥	٠,٩٨٢
مقياس المعدل الشحيح	PCFI	٠,٨٣٣	٠,٨٣٧
جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي	RMSEA	٠,٠٤٨	٠,٠٣٥
احتمالية جذر متوسط مربع الخطأ	PCLOSE	٠,٦١٥	٠,٩٩٧
مربع كاي	Chi-square	٣١٠,٧٨٨	٢٣٨,٣١٣
درجة الحرية	DF	١٦٤	١٦٢

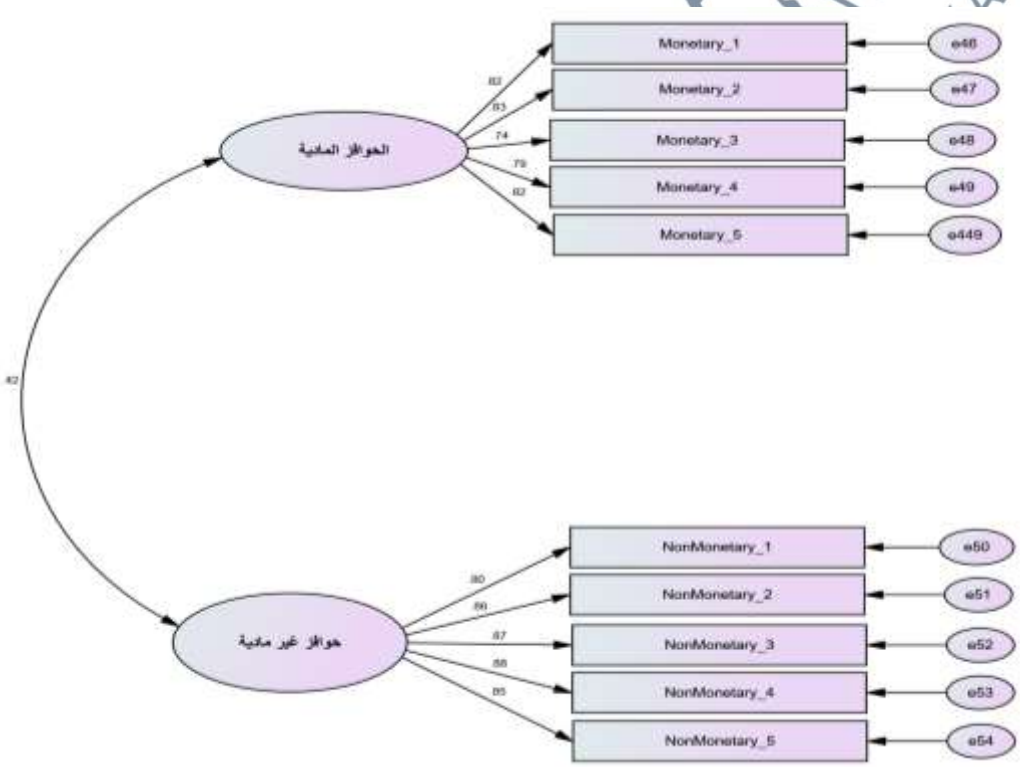
خلاصة النتائج تثبت أن جودة المطابقة للنموذج القياسي المعدل لمتغير التدريب أصبحت عالية جداً. كذلك جميع قيم التحميل العاملي بين العامل والمؤشرات (الفقرات) λ مقبولة من الناحية الإحصائية وجميعها موجبة، لذلك وقد تم استخدام هذا النموذج في بناء النموذج النهائي البنائي للدراسة. ويبن الشكل ٤,٢ أدناه النموذج القياسي المعدل الذي سوف يتم استخدامه في بناء النموذج النهائي.



شكل ٤,٢: النموذج القياسي النهائي للتدريب

٤,٥,١,٢ النموذج القياسي لمتغير نظام الحوافز

قامت الدراسة بإجراء التحليل العاملي التوكيدي CFA من المستوى الأول للعوامل الكامنة لمتغير نظام الحوافز التي تم التعرف عليها وتحديدها في التحليل العاملي الاستكشافي EFA. يظهر الشكل أدناه أن متغير نظام الحوافز متغير كامن من المستوى الثاني ويشمل عاملين من المستوى الأول. وقد تم بناء النموذج القياسي بحيث يؤثر في عوامل (بناء) أحادية البعد. وبعد إجراء التحليل العاملي التوكيدي ومن خلال قراءة بيانات المطابقة للنموذج القياسي الأولي اتضح أن قيمة مربع كاي واطئة جدا ومطابقة (x^2) وتساوي (٣٤,٥٧) كم مبين في الشكل ٤,٣.



شكل ٤,٣: النموذج القياسي الأولي لنظام الحوافز

كذلك فأن درجة الحرية منخفضة بدرجة كبية (٣٤) وقيمة الاحتمالية للنموذج القياسي معنوية (**ρ=0.440**) وهذه قيم ممتاز لجودة مطابقة جيدة للنموذج القياسي. لذلك يمكن الاستنتاج أن النموذج القياسي الأولي لمتغير نظام الحوافز مطابق للبيانات بصورة كافية ولا يحتاج إلى تعديلات في فهارس المطابقة كما مبين في الجدول ٤،٨.

جدول ٤،٨: نتائج جودة المطابقة للنموذج القياسي الأول والمعدل لنظام الحوافز

التفسير	فهارس المطابقة	الفهارس النهائية
قيمة الحد الأدنى من الفروق	CMIN/DF	١،٠١٧
احتمالية الفرضية الصفرية للنموذج	ρ-Value	٠،٤٤٠
مؤشر جودة المطابقة	GFI	٠،٩٨٢
مقياس جودة المطابقة	AGFI	٠،٩٧١
مقياس المقارنات المرجعية	NFI	٠،٩٨٧
مقياس المقارنات المرجعية	RFI	٠،٩٨٣
مقياس المقارنات المرجعية	CFI	١،٠٠٠
مقياس المعدل الشحيح	PCFI	٠،٧٥٥
جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي	RMSEA	٠،٠٠٧
احتمالية جذر متوسط مربع الخطأ	PCLOSE	٠،٩٩٦
مربع كاي	Chi-square	٣٤،٥٧٤
درجة الحرية	DF	٣٤

يوضح الجدول ٤،٨ الفروقات في قيم الفهارس على النموذج القياسي لمتغير نظام الحوافز، ويتضح أن النموذج مطابقة للبيانات وبدرجة مرتفعة جداً، ومن الأمثلة على مطابقة النموذج هو نسبة نورمد (CMN/DF) التي المساوية إلى (١،٠١٧) وهي أقل من عتبة (٢) القياسية، وتدل هذه النتيجة الوصول إلى

درجة مطابقة جيدة جداً للنموذج القياسي المعدل. ومؤشر جودة المطابقة للنموذج GFI = ٠,٩٨٢ واحتمالية جذر متوسط مربع الخطأ PCLOSE غير معنوية (ρ>0.000) وتساوي (٠,٩٩٦) وهذا ضروري لملائمة البيانات القياسية، كذلك فأن قيمة جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي RMSEA منخفضة جداً ومساوية إلى (٠,٠٠٧) وهي أقل من عتبة جودة المطابقة المطلوبة والتي تساوي (٠,٠٨). خلاصة النتائج تثبت أن جودة المطابقة للنموذج القياسي المعدل لمتغير نظام الحوافز عالية جداً. كذلك جميع قيم التحميل العاملي بين العامل والمؤشرات (الفقرات) λ مقبولة من الناحية الإحصائية وجميعها موجبة، لذلك وقد تم استخدام هذا النموذج في بناء النموذج النهائي البنائي للدراسة.

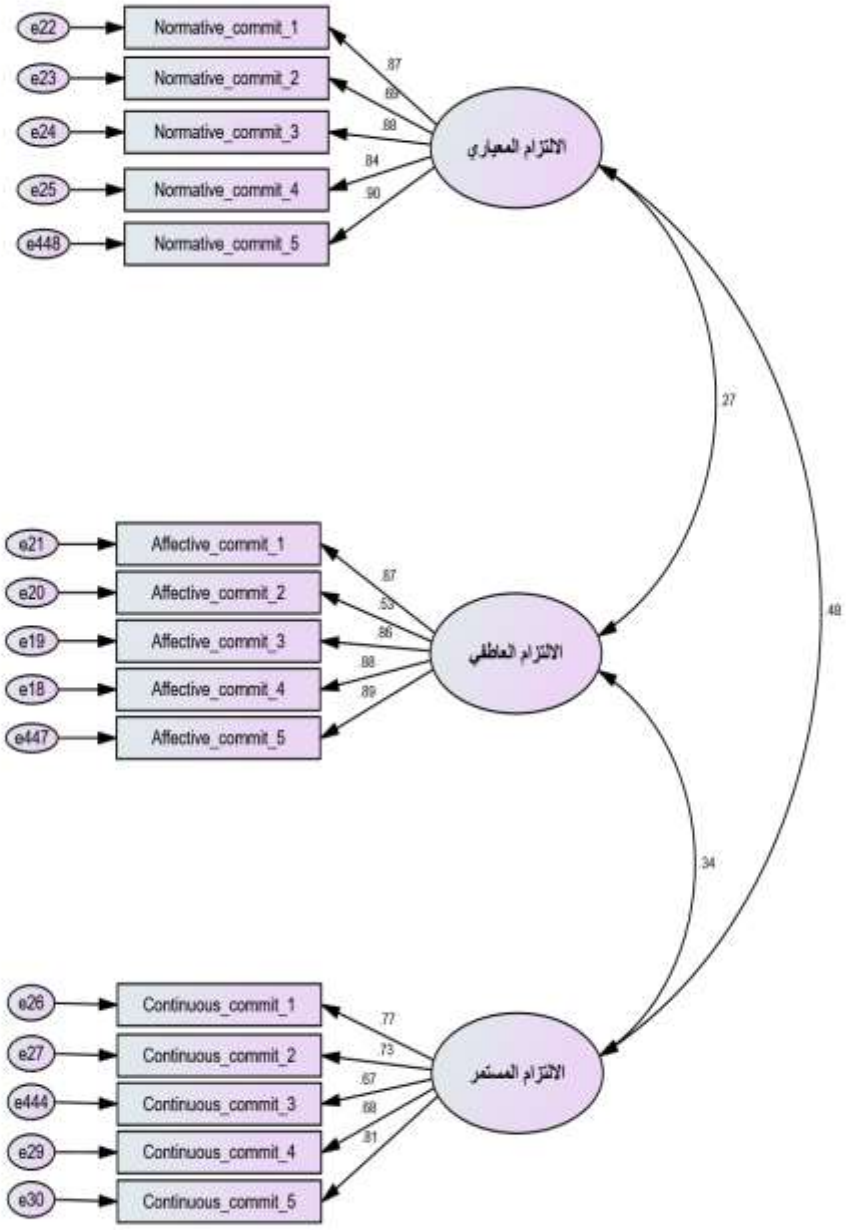
٤,٥,١,٣ النموذج القياسي لمتغير الالتزام التنظيمي

قامت الدراسة بإجراء التحليل العاملي التوكيدي CFA من المستوى الأول للعوامل الكامنة لمتغير الالتزام التنظيمي التي تم التعرف عليها وتحديدها في التحليل العاملي الاستكشافي EFA. يظهر الشكل ٤,٤ أن متغير الالتزام التنظيمي متغير كامن من المستوى الثالث ويشمل ثلاثة عوامل من المستوى الأول. وقد تم بناء النموذج القياسي بحيث يؤثر في عوامل (بناء) أحادية البعد. وبعد إجراء التحليل العاملي التوكيدي ومن خلال قراءة بيانات المطابقة للنموذج القياسي الأولي اتضح أن قيمة مربع كاي متوسطة (x^2) وتساوي (211.741) مما يستلزم تقليلها إلى قيمة أقل لتحسين جودة مطابقة النموذج، كذلك فأن درجة الحرية كبيرة (٨٧) وقيمة الاحتمالية للنموذج القياسي معنوية (ρ=0.000) وهذا لا يصح لجودة مطابقة جيدة للنموذج القياسي. وحيث أن قيمة مربع كاي تتأثر بصورة كبيرة بحجم العينة، لذلك يمكن الاعتماد على نسبة نورمد (normed) لمربع

كاي والتي تساوي (x^2/df)، وفي حالة كانت النسبة أقل من (٢) عندها فأن ذلك يدل على جودة جدية لمطابقة النموذج. وبالنسبة لمتغير الالتزام التنظيمي ظهر أن نسبة نورمد مساوية إلى (٢,٤٣٤) وهي أكبر من ٢,٠ لذلك يمكن الاستنتاج أن النموذج القياسي الأولي لمتغير الالتزام التنظيمي غير مطابق للبيانات بصورة كافية ويحتاج إلى تعديلات كما مبين في الشكل ٤,٤.

بالإضافة إلى ما تقدم تؤكد القراءة الأولية لفهارس (مقاييس) جودة المطابقة الأساسية (CMIN/D RMR، GFI، AGFI ، CFI، NF، PCFI، RMSEA، PCLOSE) وكذلك قراءة قيم التحميل العاملي لجميع الفقرات أن هذا النموذج لا يطابق البيانات بصورة كافية مما يستلزم إجراء تعديلات على النموذج القياسي الأولي. وكما تم توضيحه سابقاً فأن عدم تحقيق قيم مقبولة لفهارس النموذج القياسي يدل على وجود تناقض بين الارتباطات الداخلية بين المؤشرات في النموذج المفترض والارتباطات المقاسة في النموذج التقديري أثناء جمع البيانات من عينة الدراسة.

إنَّ الحصول على جودة مطابقة رديئة بين النموذج المقترح والنموذج التقديري استلزم تعديل النموذج القياسي الأولي قدر الإمكان. وبمعنى آخر فأن الدراسة قد قام بمعالجة التناقض الحاصل بين النموذجين (المقترح والتقديري) من أجل تحقيق جودة مطابقة مقبولة في النموذج القياسي قبل بناء النموذج النهائي.



شكل ٤,٤: النموذج القياسي الأولي للالتزام التنظيمي

وقد قامت الدراسة بمحاولة تطوير جودة المطابقة من خلال سلسة إجراءات التعديل القياسية وإعادة تقييم النموذج باستخدام التحليل العاملي التوكيدي لتقليل قيمة مربع كاي المرتفعة، وشملت تلك الإجراءات إعادة تقييم التحميل العاملي لجميع المؤشرات في النموذج القياسي الأولي وذلك للتأكد من عدم وجود تحميل عاملي ضعيف أو وجود نسبة تفسير R^2 واطئة جداً أو مقاربة إلى الصفر في أي مؤشر (Garson, 2007; Kenny, 1999; Kline, 2005)، وحيث أنه لا ينصح بنقل المؤشر الضعيف إلى عامل آخر فسوف يتم حذفه إن وجد. وبعد إجراء التعديلات اللازمة على النموذج القياسي الأولي أصبحت قيم الفهارس مقبولة من الناحية الإحصائية في نمذجة المعادلة الهيكلية (Hair et al., 2010; Hu & Bentler, 1999) بعد تجاوزها العتبات القياسية.

تعديل النموذج القياسي للالتزام التنظيمي:

يوضح الجدول ٤,٩ الفروقات في قيم الفهارس قبل وبعد إجراء التعديلات على النموذج القياسي لمتغير الالتزام التنظيمي، ويتضح أن النموذج أصبح أكثر مطابقة للبيانات وبدرجة مرتفعة جداً، وكما يبين الجدول فأن قيمة مربع كاي قد انخفضت لتساوي (١٤٦,٩٧٥) وانخفضت درجة الحرية أيضاً إلى (٨٤). والان يمكن قبول الحد الأدنى الذي يمكن الوصول إليه لنسبة نورمد الجديدة (CMN/DF) التي أصبحت مساوية إلى (١,٧٥٠) وهي أقل من عتبة (٢) القياسية، وتدل هذه النتيجة الوصول إلى درجة مطابقة جيدة جداً للنموذج القياسي المعدل.

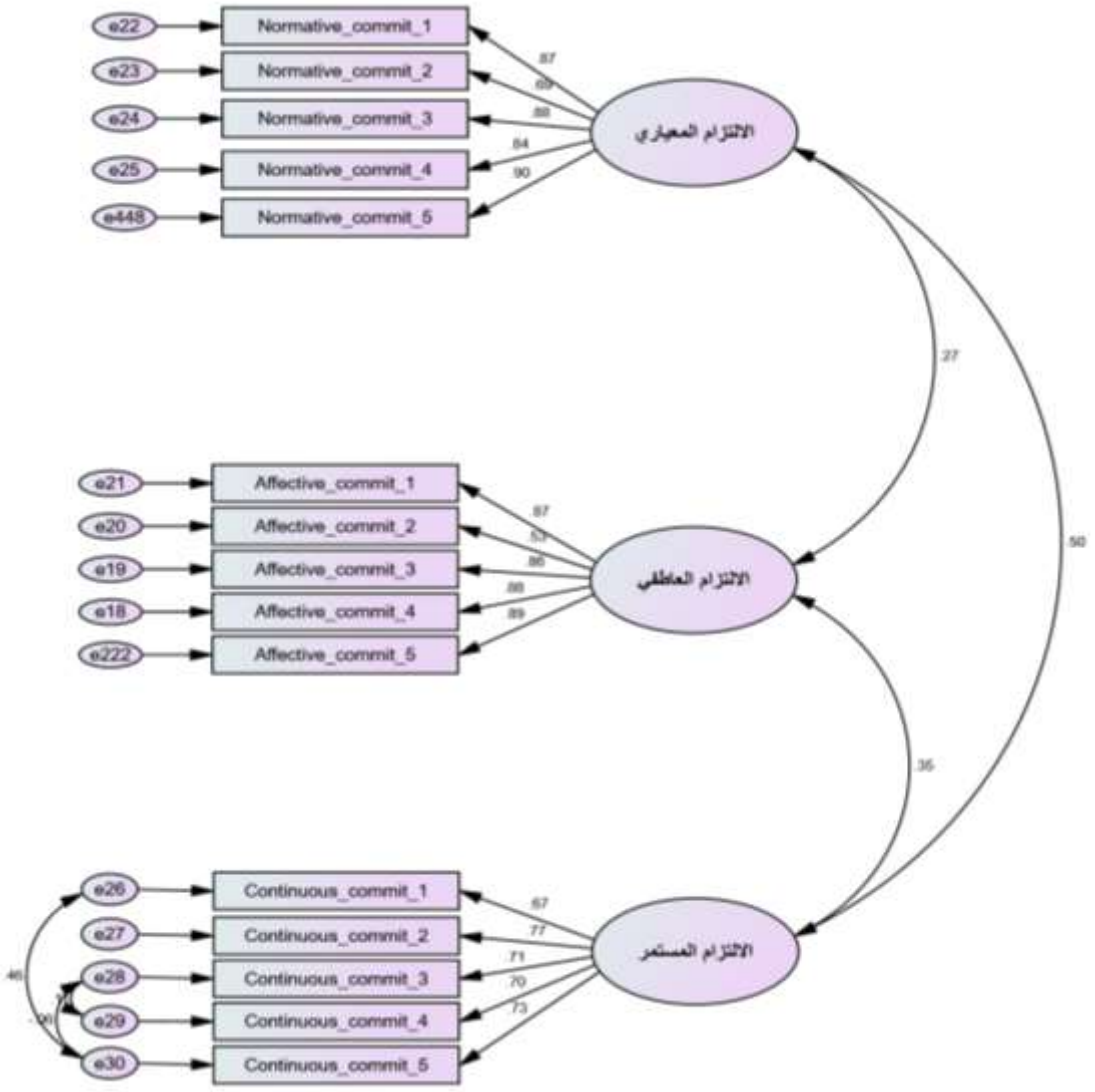
بالإضافة إلى ما تقدم، تظهر قيم الفهارس بعد التعديل أن مؤشر جودة المطابقة للنموذج GFI قد ارتفع ليساوي (٠,٩٥٤) مما يدل على درجة مطابقة النموذج للبيانات أصبحت مرتفعة جداً، وأصبحت احتمالية

جذر متوسط مربع الخطأ PCLOSE غير معنوية (ρ>0.000) وتساوي (٠,٧٧٨) وهذا ضروري لملائمة البيانات القياسية، كذلك انخفضت قيمة جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي RMSEA لتصبح مساوية إلى (٠,٠٤٤) وهي أقل من عتبة جودة المطابقة المطلوبة والتي تساوي (٠,٠٨).

جدول ٤,٩: نتائج جودة المطابقة للنموذج القياسي الأول والمعدل للالتزام التنظيمي

التفسير	فهارس المطابقة	الفهارس الأولية	الفهارس النهائية
قيمة الحد الأدنى من الفروق	CMIN/DF	٢,٤٣٤	١,٧٥٠
احتمالية الفرضية الصفرية للنموذج	ρ-Value	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠
مؤشر جودة المطابقة	GFI	٠,٩٣٢	٠,٩٥٤
مقياس جودة المطابقة	AGFI	٠,٩٠٦	٠,٩٣٥
مقياس المقارنات المرجعية	NFI	٠,٩٤٥	٠,٩٦٢
مقياس المقارنات المرجعية	RFI	٠,٩٣٣	٠,٩٥٢
مقياس المقارنات المرجعية	CFI	٠,٩٦٧	٠,٩٨٣
مقياس المعدل الشحيح	PCFI	٠,٨٠١	٠,٧٨٦
جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي	RMSEA	٠,٠٦١	٠,٠٤٤
احتمالية جذر متوسط مربع الخطأ	PCLOSE	٠,٠٣٨	٠,٧٧٨
مربع كاي	Chi-square	٢١١,٧٤١	١٤٦,٩٧٥
درجة الحرية	DF	٨٧	٨٤

خلاصة النتائج تثبت أن جودة المطابقة للنموذج القياسي المعدل لمتغير الالتزام التنظيمي أصبحت عالية جداً. كذلك جميع قيم التحميل العاملي بين العامل والمؤشرات (الفقرات) λ مقبولة من الناحية الإحصائية وجميعها موجبة، لذلك وقد تم استخدام هذا النموذج في بناء النموذج النهائي البنائي للدراسة. ويبن الشكل ٤,٥ أدناه النموذج القياسي المعدل للالتزام التنظيمي الذي سوف يتم استخدامه في بناء النموذج النهائي.



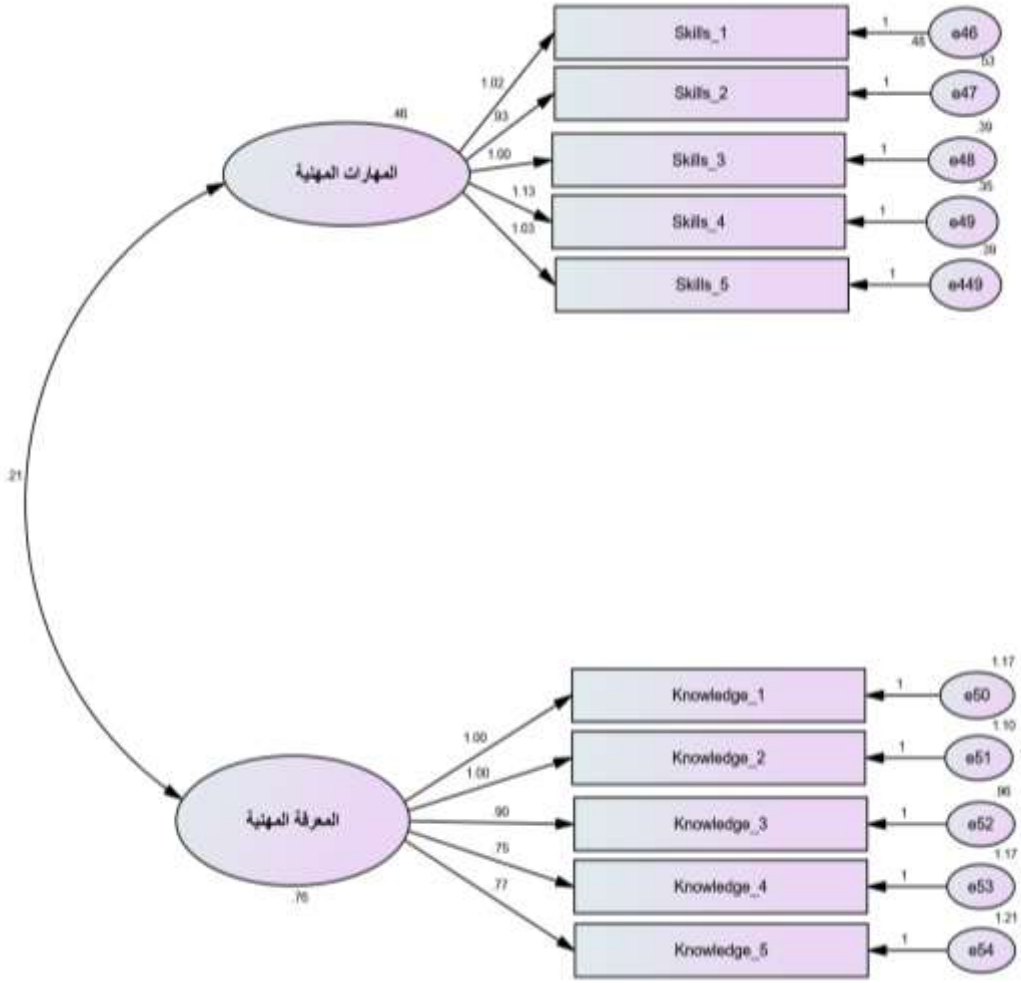
شكل ٤,٥: النموذج القياسي النهائي للالتزام التنظيمي

٤,٥,١,٤ النموذج القياسي للأداء الوظيفي

قامت الدراسة بإجراء التحليل العاملي التوكيدي CFA من المستوى الأول للعوامل الكامنة لمتغير الأداء الوظيفي التي تم التعرف عليها وتحديدها في التحليل العاملي الاستكشافي EFA. يظهر الشكل ٤,٦ أن متغير الأداء الوظيفي متغير كامن من المستوى الثاني ويشمل عاملين من المستوى الأول. وقد تم بناء النموذج القياسي بحيث يؤثر في عوامل (بناء) أحادية البعد. وبعد إجراء التحليل العاملي التوكيدي ومن خلال قراءة بيانات المطابقة للنموذج القياسي الأولي اتضح أن قيمة مربع كاي متوسطة (x^2) وتساوي (105.449) مما يستلزم تقليلها إلى قيمة أقل لتحسين جودة مطابقة النموذج، كذلك فأن درجة الحرية كبيرة (٣٤) وقيمة الاحتمالية للنموذج القياسي معنوية (ρ=0.000) وهذا لا يصح لجودة مطابقة جيدة للنموذج القياسي. وحيث أن قيمة مربع كاي تتأثر بصورة كبيرة بحجم العينة، لذلك يمكن الاعتماد على نسبة نورمد (normed) لمربع كاي والتي تساوي (x^2/df)، وفي حالة كانت النسبة أقل من (٢) عندها فأن ذلك يدل على جودة جدية لمطابقة النموذج. وبالنسبة لمتغير الأداء الوظيفي ظهر أن نسبة نورمد مساوية إلى (٣,١٠١) وهي أكبر من ٢,٠ لذلك يمكن الاستنتاج أن النموذج القياسي الأولي لمتغير الأداء الوظيفي غير مطابق للبيانات بصورة كافية ويحتاج إلى تعديلات كما مبين في الشكل ٤,٦.

بالإضافة إلى ما تقدم تؤكد القراءة الأولية لفهارس (مقاييس) جودة المطابقة الأساسية (CMIN/D RMR،GFI، AGFI ، CFI، NF، PCFI، RMSEA، PCLOSE) وكذلك قراءة قيم التحميل العاملي لجميع الفقرات أن هذا النموذج لا يطابق البيانات بصورة كافية مما يستلزم إجراء تعديلات على النموذج القياسي الأولي. وكما تم توضيحه سابقاً فأن عدم تحقيق قيم مقبولة لفهارس النموذج القياسي يدل على وجود

تناقض بين الارتباطات الداخلية بين المؤشرات في النموذج المفترض والارتباطات المقاسة في النموذج التقديري أثناء جمع البيانات من عينة الدراسة. أن الحصول على جودة مطابقة رديئة بين النموذج المقترح والنموذج التقديري استلزم تعديل النموذج القياسي الأولي قدر الإمكان. وبمعنى آخر فأن الدراسة قد قام بمعالجة التناقض الحاصل بين النموذجين (المقترح والتقديري) من أجل تحقيق جودة مطابقة مقبولة في النموذج القياسي قبل بناء النموذج النهائي.



شكل ٤..6: النموذج القياسي الأولي للأداء الوظيفي

وقد قامت الدراسة بمحاولة تطوير جودة المطابقة من خلال سلسة إجراءات التعديل القياسية وإعادة تقييم النموذج باستخدام التحليل العاملي التوكيدي لتقليل قيمة مربع كاي المرتفعة، وشملت تلك الإجراءات إعادة تقييم التحميل العاملي لجميع المؤشرات في النموذج القياسي الأولي وذلك للتأكد من عدم وجود تحميل عاملي ضعيف أو وجود نسبة تفسير R^2 واطئة جداً أو مقاربة إلى الصفر في أي مؤشر (Garson, 2007; Kenny, 1999; Kline, 2005)، وحيث أنه لا ينصح بنقل المؤشر الضعيف إلى عامل آخر فسوف يتم حذفه إن وجد. وبعد إجراء التعديلات اللازمة على النموذج القياسي الأولي أصبحت قيم الفهارس مقبولة من الناحية الإحصائية في نمذجة المعادلة الهيكلية (Hair et al., 2010; Hu & Bentler, 1999) بعد تجاوزها العتبات القياسية.

تعديل النموذج القياسي للأداء الوظيفي

يوضح الجدول ٤,١٠ الفروقات في قيم الفهارس قبل وبعد إجراء التعديلات على النموذج القياسي لمتغير الأداء الوظيفي، ويتضح أن النموذج أصبح أكثر مطابقة للبيانات وبدرجة مرتفعة جداً، وكما يبين الجدول فأن قيمة مربع كاي قد انخفضت لتساوي (٦٢,٨٥) وانخفضت درجة الحرية أيضاً إلى (٢٩). والان يمكن قبول الحد الأدنى الذي يمكن الوصول إليه لنسبة نورمد الجديدة (CMN/DF) التي أصبحت مساوية إلى (٢,١٦٧) وهي أقل من عتبة (٢) القياسية، وتدل هذه النتيجة الوصول إلى درجة مطابقة جيدة جداً للنموذج القياسي المعدل.

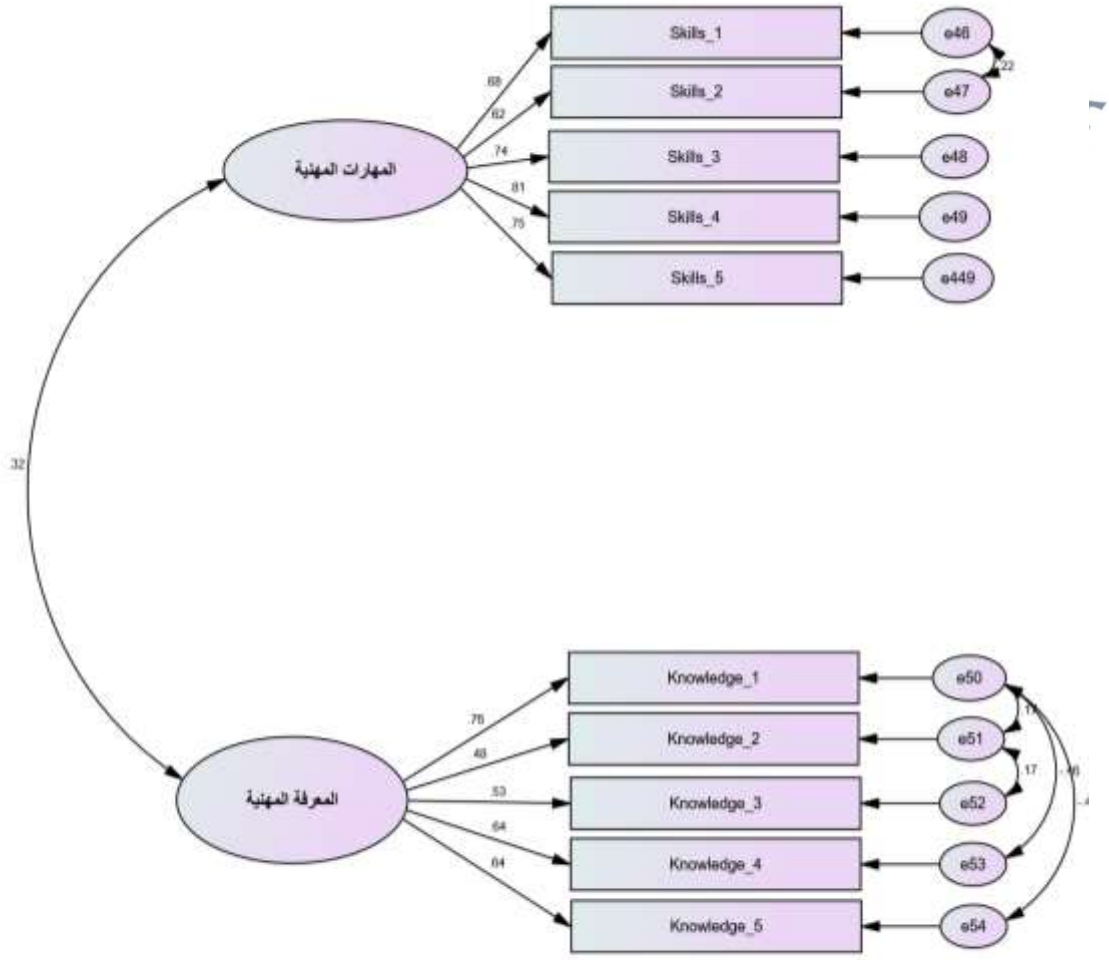
بالإضافة إلى ما تقدم، تظهر قيم الفهارس بعد التعديل أن مؤشر جودة المطابقة للنموذج GFI قد ارتفع ليساوي (٠,٩٦٨) مما يدل على درجة مطابقة النموذج للبيانات أصبحت مرتفعة جداً، وأصبحت احتمالية

جذر متوسط مربع الخطأ PCLOSE غير معنوية (ρ>0.000) وتساوي (٠,٢٩٩) وهذا ضروري لملائمة البيانات القياسية، كذلك انخفضت قيمة جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي RMSEA لتصبح مساوية إلى (٠,٠٥٥) وهي أقل من عتبة جودة المطابقة المطلوبة والتي تساوي (٠,٠٨).

جدول ٤,١٠: نتائج جودة المطابقة للنموذج القياسي الأول والمعدل للأداء الوظيفي

التفسير	فهارس المطابقة	الفهارس الأولية	الفهارس النهائية
قيمة الحد الأدنى من الفروق	CMIN/DF	٣,١٠١	2.167
احتمالية الفرضية الصفرية للنموذج	ρ-Value	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠
مؤشر جودة المطابقة	GFI	٠,٩٤٨	0.968
مقياس جودة المطابقة	AGFI	٠,٩١٥	0.939
مقياس المقارنات المرجعية	NFI	٠,٩١١	0.947
مقياس المقارنات المرجعية	RFI	٠,٨٨٢	0.918
مقياس المقارنات المرجعية	CFI	٠,٩٣٧	0.970
مقياس المعدل الشحيح	PCFI	٠,٧٠٨	0.625
جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي	RMSEA	٠,٠٧٤	0.055
احتمالية جذر متوسط مربع الخطأ	PCLOSE	٠,٠٠٧	0.299
مربع كاي	Chi-square	105.449	62.850
درجة الحرية	DF	٣٤	٢٩

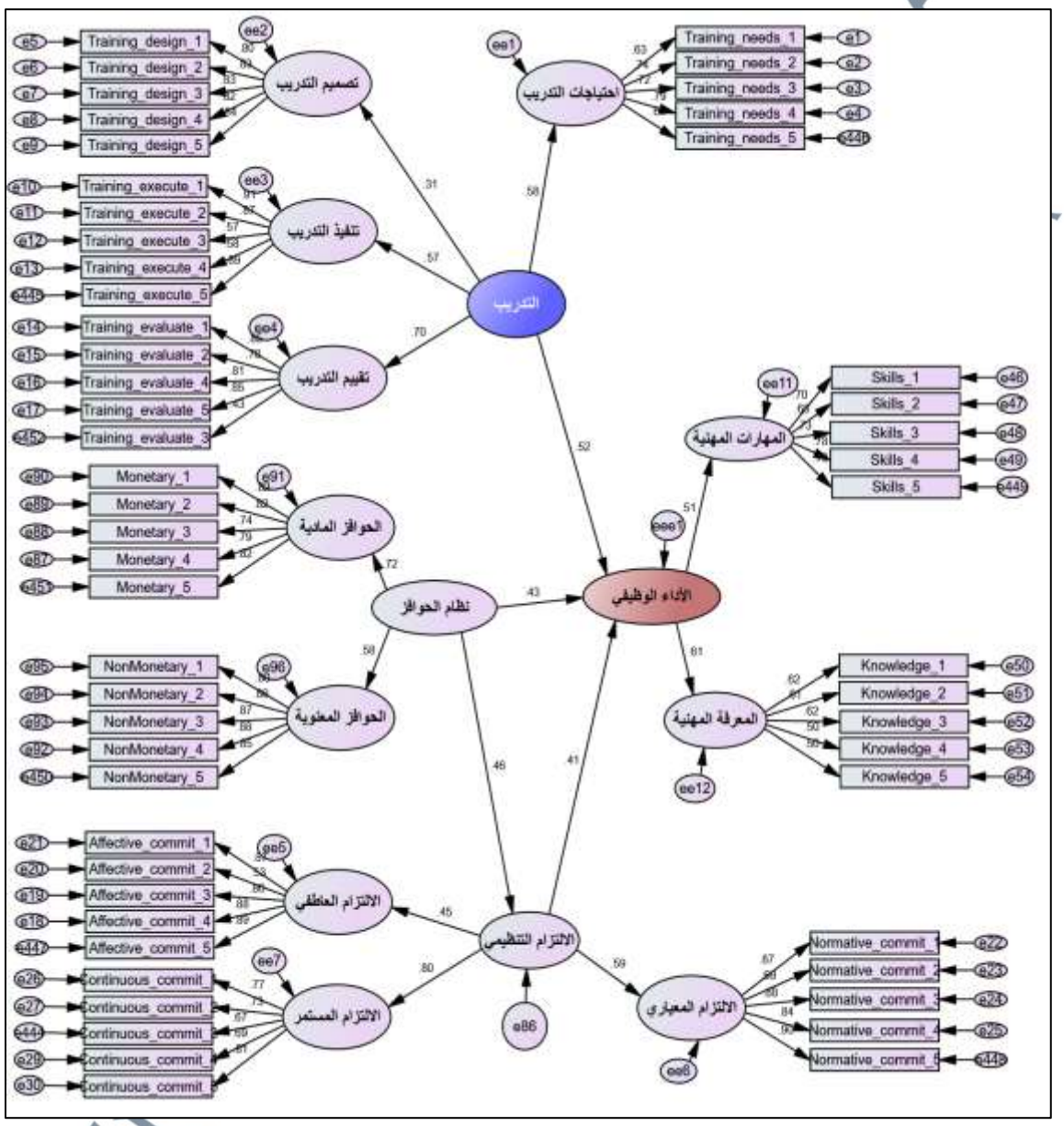
إنّ جودة المطابقة للنموذج القياسي المعدل لمتغير الأداء الوظيفي أصبحت عالية جداً. كذلك جميع قيم التحميل العاملي بين العامل والمؤشرات (الفقرات) λ مقبولة من الناحية الإحصائية وجميعها موجبة، لذلك وقد تم استخدام هذا النموذج في بناء النموذج النهائي البنائي للدراسة. ويبن الشكل ٤,٧ أدناه النموذج القياسي المعدل الذي سوف يتم استخدامه في بناء النموذج النهائي.



شكل ٤,٧: النموذج القياسي النهائي للأداء الوظيفي

٤,٦ اختبار النموذج الهيكلي النهائي:

بعد الانتهاء من بناء النماذج القياسية وقياس جودة مطابقة مع البيانات لكل نموذج فأن الخطوة الأخيرة تتمثل في بناء النموذج الهيكلي النهائي (النموذج النظري). كما مبين في الشكل ٤,٨ أدناه:



شكل ٤,٨: النموذج الهيكلي النهائي

٤,٧ تحليل ارتباط الانحدار

يتضح من الجدول ٤,١١ فأن درجة العلاقات (الارتباطات) المباشرة بين المتغيرات الأربعة (التدريب، نظام الحوافز، الالتزام التنظيمي، والأداء الوظيفي) كانت متوسطة وذات دلالة إحصائية معنوية وجميع الارتباطات لها قيم معاملات انحدار قياسية أكبر من (٠,٣) وهي العتبة القياسية لاعتبار تأثير المتغيرات مع بعضها مقبول من الناحية الإحصائية، ومن خلال ملاحظة قيم الارتباطات بين المتغيرات الأربعة للدراسة كما موضحة على المسارات بين المتغيرات يتضح مطابقة البيانات العملية للنموذج الافتراضي. فأن مستوى الدلالة الإحصائية بين جميع المتغيرات معنوية وأقل من مستوى الدلالة (٠,٠٥). وتدل هذه النتيجة على ارتفاع نسبة التفسير بين العوامل لكل متغير والمتغيرات الملاحظة (المؤشرات) لكل عامل، كذلك توضح القيم في الجدول ارتفاع نسبة تفسير المتغيرات الكامنة وعواملها كما مبين في الجدول ٤,١١:

جدول ٤,١١: جدول الارتباطات القياسية بين المتغيرات

المتغير المؤثر	اتجاه التأثير	المتغير التابع	درجة الارتباط
نظام الحوافز	>	الالتزام التنظيمي	٠,٤٦١
التدريب	>	الأداء الوظيفي	٠,٥١٩
نظام الحوافز	>	الأداء الوظيفي	٠,٤٣٣
الالتزام التنظيمي	>	الأداء الوظيفي	٠,٤٠٧

أما بالنسبة للارتباطات الغير قياسية بين المتغيرات كما مبين في الجدول ٤,١٢ فتشير إلى أن جميع الارتباطات ذات دلالة إحصائية ومعنوية وهو ما يثبت أن فرضيات الدراسة الأربعة (المباشرة) التي تنص على

وجود ارتباطات إحصائية بين متغيرات الدراسة (التدريب، نظام الحوافز، الالتزام التنظيمي، الأداء الوظيفي)، وتظهر النتائج أن جميع الارتباطات بين المتغيرات أعلاه مع بعضها ذات دلالة إحصائية معنوية ($\rho>0.05$).

جدول ٤,١٢: جدول الارتباطات (الانحدار) والدلالة الإحصائية بين العوامل والمتغيرات

المستقل	اتجاه التأثير	التابع	الدلالة الإحصائية	النسبة الحرجة	معامل الانحدار الغير قياسية
نظام الحوافز	<	الالتزام التنظيمي	٠,٠٠٠	٣,٩٥٤	.301
التدريب	<	الأداء الوظيفي	٠,٠٠٠	٣,٣٨٦	.914
نظام الحوافز	<	الأداء الوظيفي	٠,٠٠٢	٣,١٠١	.333
الالتزام التنظيمي	<	الأداء الوظيفي	٠,٠٠٣	٣,٠٠٧	٠,٤٧٩

يلاحظ من خلال قراءة البيانات في الجدول أعلاه أن قيمة النسبة الحرجة C.R لجميع الارتباطات (الانحدارات) بين المتغيرات أكبر من العتبة القياسية (١,٩٦ أو 1.96-) وتمثل القيمة الحرجة النسبة بين القيمة الموزونة للانحدار التقديري وتقدير الخطأ القياسي. وقد سجلت أعلى قيمة للنسبة الحرجة بين نظام الحوافز والالتزام التنظيمي وتساوي (٣,٩٥٤). ويبين الجدول ٤,١٣ أدناه قيمة الفهارس للنموذج النظري النهائي.

جدول ٤،١٣: نتائج جودة المطابقة للنموذج النظري

التفسير	فهارس المطابقة	الفهارس الأولية
قيمة الحد الأدنى من الفروق	CMIN/DF	١،٦٧٦
احتمالية الفرضية الصفرية للنموذج	ρ-Value	٠،٠٠٠
مؤشر جودة المطابقة	GFI	٠،٨٢٠
مقياس جودة المطابقة	AGFI	٠،٨٠٤
مقياس المقارنات المرجعية	NFI	٠،٨٣٠
مقياس المقارنات المرجعية	RFI	٠،٨٢٢
مقياس المقارنات المرجعية	CFI	٠،٩٢٣
مقياس المعدل الشحيح	PCFI	٠،٨٨٠
جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي	RMSEA	٠،٠٤٢
احتمالية جذر متوسط مربع الخطأ	PCLOSE	١،٠٠٠
مربع كاي	Chi-square	٢٣٧٠،٩٠٦
درجة الحرية	DF	١٤١٥

أما بالنسبة لمقياس التناقض للنموذج CMIN/DF فمن خلال قراءة قيمة مقياس التناقض للنموذج الهيكلي النظري CMIN/DF والتي تشير إلى الحد الأدنى للتناقض بين النموذج النظري المفترض والعملي مقسماً على درجة الحرية يتضح أن مستوى التناقض مقبول من الناحية الإحصائية ومساوياً إلى ١،٦٧٦ وهي

أقل من العتبة القياسية (٢,٠٠) وقيمة الاحتمالية غير معنوية PCLOSE = ١,٠٠٠ وهي قيمة مثالية مما يعني أن مطابقة النموذج النظري عالية جداً في النموذج الهيكلي النهائي. لذلك فأن قيمة PCLOSE الحالية ومع كبر حجم العينة وتعقيد النموذج الهيكلي تدل على درجة مطابقة جيدة بين البيانات العملية والنموذج النظري الافتراضي. ويشير العديد من العلماء والخبراء في علوم الإحصاء إلى أهمية مقياس التناقض للتحقق من درجة مطابقة النموذج. وحيث أن القيمة المثالية تساوي (١) فأن أي قيمة قريبة من القيمة المثالية تعتبر مقبولة لتحقيق درجة مطابقة أكبر للنموذج الهيكلي النظري.

درجة تعقيد النموذج RMSEA: يبين هذا المؤشر درجة تعقيد النموذج النظري وهي قيمة إحصائية مهمة للتحقق من مطابقة النموذج مع البيانات. ويشير الباحثون إلى أن قيمة RMSEA تتراوح بين ٠,٠٥- ٠,٠٨ مقبولة من الناحية الإحصائية (Tong, 2007). وتبين النتائج الحالية إلى أن قيمتها تساوي (٠,٠٤٢) وهي أقل من العتبة القياسية (٠,٠٨) مما يدل على درجة مطابقة مقبولة من الناحية الإحصائية بين البيانات العملية التي تم جمعها من عينة الدراسة والنموذج النظري الافتراضي.

٤,٨ اختبار فرضيات الدراسة

الخطوة التالية هي اختبار فرضيات الدراسة من خلال قراءة نتائج القيمة الحرجة للعلاقات المتبادلة بين متغيرات الدراسة والتحقق من تقديرات قيم الانحدار لكل فرضية والتحقق من العلاقات السببية ودرجة الارتباطات بين متغيرات الدراسة في النموذج النظري الهيكلي. وكما موضح في الجداول السابقة والذي يبين الارتباطات القياسية بين المتغيرات. ومن خلال قراءة ارتباطات الانحدار القياسية بين المتغيرات الأربعة (نظام

الحوافز، التدريب، الالتزام التنظيمي، الأداء الوظيفي) يتضح أنها جميعا مقبولة من الناحية الإحصائية وذلك لتحقق الشروط الثلاثة التالية:

أ. جميع الارتباطات تتجاوز العتبة القياسية (٠,٣)

ب. العلاقات بين المتغيرات متوسطة

ت. جميع الارتباطات ذات دلالة إحصائية ومعنوية

وبعد التحقق من الشروط أعلاه لكل زوج من المتغيرات يتضح أن جميع فرضيات الدراسة قد تم تأكيدها وصحيحة، ويوضح الجدول 4.14 أدناه خلاصة النتائج المتعلقة بفرضيات الدراسة:

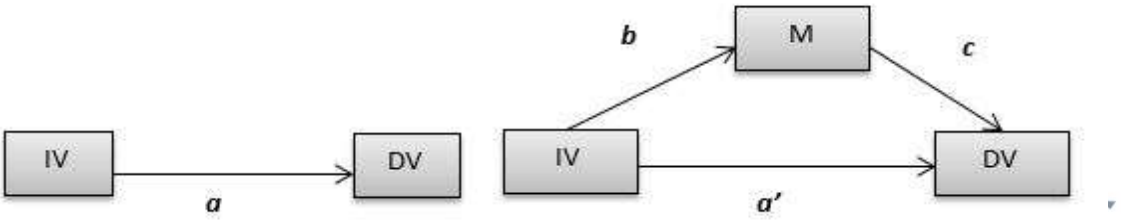
جدول ٤,١٤: جدول اختبار الفرضيات

الفرضية	مستوى الدلالة	النتيجة
الفرضية الأولى: يوجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين التدريب والأداء الوظيفي.	٠,٠٠٠	تحقق الفرضية
الفرضية الثانية: توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين نظام الحوافز والأداء الوظيفي.	٠,٠٠٠	تحقق الفرضية
الفرضية الثالثة: توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين الالتزام التنظيمي والأداء الوظيفي.	٠,٠٠٠	تحقق الفرضية

٤,٩ اختبار الأثر الوسيط للالتزام التنظيمي على العلاقة بين متغير نظام الحوافز والأداء الوظيفي

لاختبار الدور الوسيط للالتزام التنظيمي، تم اجراء تحليلًا لاختبار علاقة الوساطة في هذا القسم بناءً على نظرية Baron & Kenny (1986) لتحليل الوساطة. هذه النظرية هي تقنية معروفة لفحص نموذج الوساطة تتكون من ثلاث متغيرات كما هو مبين في الشكل ٤,٩. اقترح Baron & Kennyسلسلة من ثلاثة انحدارات، تظهر :المتغير المستقل يؤثر على المتغير التابع، والمتغير الوسيط يؤثر على المتغير التابع، وأخير العلاقة

تأثير المتغير المستقل على المتغير التابع في نفس نموذج الانحدار. ويفترض Baron & Kennyبأن أقوى دليل على الوساطة هو عندما يتم تقليل هذا التأثير الجزئي للمتغير المستقل على المتغير التابع بسبب تأثير المتغير الوسيط.



شكل ٤,٩: نموذج يوضح علاقة الوساطة بين ثلاث متغيرات Baron & Kenny (1986)

تشير الخطوط العامة التي ذكرها (Baron & Kenny, 1986) إلى أربعة اختبارات، حيث أكد Baron & Kennyأنه يمكن تأكيد دور الوساطة لأي متغير عندما تتحقق الشروط التالية:

أ. التغير في قيمة المتغير المستقل تفسر التغير في قيمة المتغير التابع وهذا التغير يجب أن يكون معنوي وذو دلالة إحصائية (المسار a) قبل دخول تأثير الوسيط

ب. التغير في قيمة المتغير المستقل تفسر بشكل كبير التغير في الوسيط المفترض وهذا التغير يجب أن يكون معنوي وذو دلالة إحصائية (المسار b)

ت. التغير في قيمة المتغير الوسيط تفسر التغير في قيمة المتغير التابع وهذا التغير يجب أن يكون معنوي وذو دلالة إحصائية (المسار c)

ث. بعد التحكم بالمسار a و b أصبح الارتباط بين المتغير المستقل والمعتمد غير معنوي عندها يكون هناك أثر وسيط تام وفي حالة استمر الارتباط ذو دلالة إحصائية معنوية عندها نحصل على أثر وسيط جزئي.

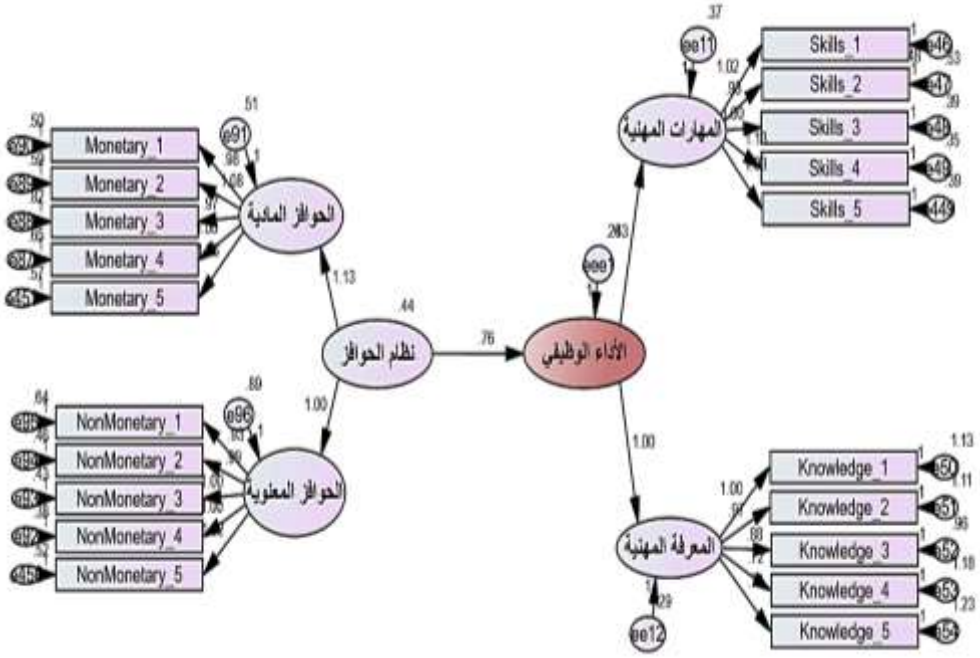
وعلى هذه الأسس قامت الدراسة بقياس الأثر الوسيط للالتزام الوظيفي (التأثير غير المباشر) على العلاقة بين نظام الحوافز والأداء الوظيفي. أن نتيجة اختبار الأثر الوسيط تتمثل في أحد الاحتمالات التالية

أ. في حالة انخفض الأثر المباشر لنظام الحوافز (المتغير المستقل) على الأداء الوظيفي (المتغير التابع) بسب دخول تأثير الوسيط (الالتزام التنظيمي) وكان الارتباط ذو دلالة إحصائية معنوية عندها نحصل على تأثير وسيط جزئي. مع شرط أن التأثيرات غير المباشرة بين المستقل والوسيط وكذلك الوسيط والمعتمد جميعها ذات دلالة إحصائية معنوية.

ب. في حالة انخفض الأثر المباشر لنظام الحوافز (المتغير المستقل) على الأداء الوظيفي (المتغير التابع) بسب دخول تأثير الوسيط (الالتزام التنظيمي) وكان الارتباط غير دال إحصائياً عندها نحصل على تأثير وسيط كامل.

ت. في حالة كان الأثر المباشر لنظام الحوافز (المتغير المستقل) على الأداء الوظيفي (المتغير التابع) غير دال إحصائياً وبعد دخول تأثير الوسيط (الالتزام التنظيمي) أيضاً الارتباط المباشر غير دال إحصائياً عندها لا وجود للتأثير الوسيط للسلوك.

ويوضح الشكل ٤,١٠ العلاقة المباشرة بين نظام الحوافز والأداء الوظيفي قبل الأثر الوسيط للالتزام التنظيمي. حيث كان تأثير المتغير المستقل (نظام الحوافز) على المتغير التابع (الأداء الوظيفي) مرتفع ويساوي ٠,٧٦ وذو دلالة إحصائية معنوية.



شكل ٤,١٠: نموذج العلاقة بين نظام الحوافز والأداء الوظيفي قبل الأثر الوسيط للالتزام التنظيمي

وبعد إدخال الأثر الوسيط للالتزام التنظيمي يلاحظ انخفاض أثر نظام الحوافز على الأداء الوظيفي إلى من ٠,٧٦٠ إلى ٠,٤٥٠ وهو ما يدل على وجود أثر وسيط فعال للالتزام التنظيمي وكما مبين في الجدول ٤,١٤. يوضح الجدول ٤,١٥ أدناه التأثير المباشر والغير مباشر ونظام الحوافز (المتغيرات المستقلة) على الأداء الوظيفي (المتغير التابع) قبل دخول تأثير المتغير الوسيط (الالتزام التنظيمي).

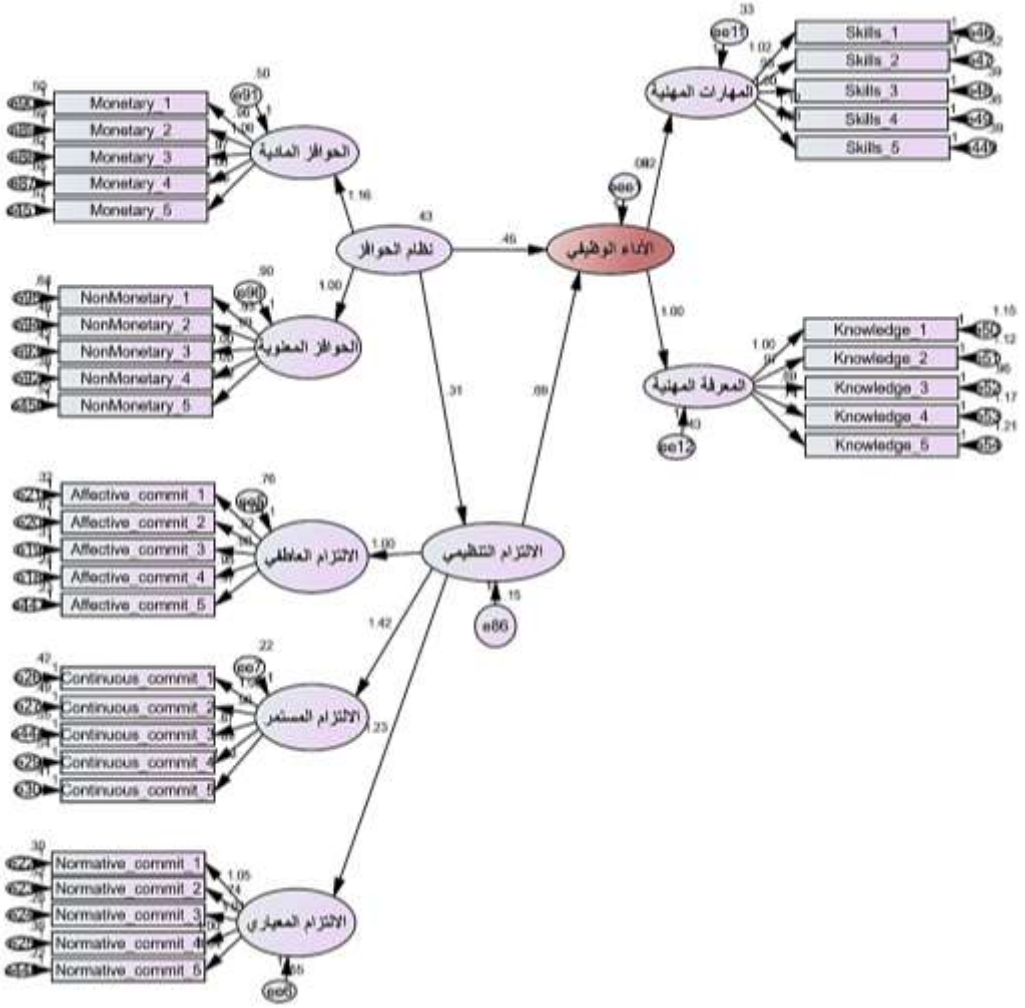
ومن خلال قراءة قيم الارتباطات بين المتغيرات الثلاثة نجدها جميعاً معنوية وذات دلالة إحصائية وهو ما يثبت أن الالتزام التنظيمي يلعب دور الوسيط بين نظام الحوافز والأداء الوظيفي. وأن نوع الوساطة إلى يؤثر بها الالتزام التنظيمي هي وساطة جزئية وليست تامة لكون أثر نظام الحوافز على الأداء الوظيفي قد انخفض قبل دخول الأثر الوسيط ولكن هذا التأثير أستمر ليكون معنوي وذو دلالة إحصائية وتأكيد الفرضية الرابعة أدناه

الفرضية الرابعة: يؤثر الالتزام التنظيمي بدور الوسيط على العلاقة بين نظام الحوافز والأداء الوظيفي.

جدول ٤,١٥: قيم الدلالة الإحصائية والارتباطات في نموذج الوساطة للالتزام التنظيمي

المتغير المستقل	المتغير الوسيط	المتغير التابع	a	a'	b	c
			٠,٧٦٠	٠,٤٥٠	٠,٣١٠	٠,٦٩٠
			الدلالة الإحصائية = ٠,٠٠٠	الدلالة الإحصائية = ٠,٠٠٠	الدلالة الإحصائية = ٠,٠٠٠	الدلالة الإحصائية = ٠,٠٠٠

يوضح الجدول ٤,١٥ التأثير الغير المباشر لنظام الحوافز على الأداء الوظيفي (المتغير التابع) بعد دخول تأثير المتغير الوسيط (الالتزام التنظيمي) في علاقة مشتركة بين المتغيرات الثلاثة.



الشكل ٤,١١: نموذج يوضح الوساطة بين نظام الحوافز والأداء الوظيفي والالتزام التنظيمي.

طريقة الإحصاء الاستدلالي (التأثير غير مباشر والكلي) bootstrapping

في هذا التحليل، سيتم فحص التأثيرات الكلية وغير المباشرة من أجل تأكيد دور الوسيط الالتزام التنظيمي. يعد Bootstrapping طريقة شائعة بشكل متزايد لاختبار التأثير غير المباشر الوسيط بين متغيرين وهي طريقة تعتمد على إعادة التشكيل مع الاستبدال والتي يتم إجراؤها عدة مرات. بالإضافة إلى ذلك، لا يعتمد نهج bootstrapping على افتراض الحالة التوزيع الطبيعي، وهو أكثر مثالية لمجموعة بيانات مقياس

Likert المستخدمة في هذه الدراسة. علاوة على ذلك، يعد bootstrapping نهجًا شائعًا وموثوقًا في الدراسات التجريبية لاختبار تأثيرات الوساطة (Preacher et al., 2008؛ MacKinnon et al., 2004). يتم التعامل مع بيانات العينة كنوع من اختبار Sobel هو في الأساس اختبار t متخصص يوفر طريقة لتحديد ما إذا كان التخفيض في تأثير المتغير المستقل (نظام الحوافز)، بعد تضمين الالتزام التنظيمي في النموذج النظري، يمثل انخفاضًا كبيرًا وبالتالي ما إذا كان تأثير الوساطة ذا دلالة إحصائية (Sobel, 1986).

تم استخدام برنامج AMOS لإجراء هذا التحليل، يوجد مسار واحد غير مباشر يبدأ بنظام الحوافز وينتهي في الأداء الوظيفي عبر الالتزام التنظيمي، في حين أن هذه التأثيرات غير المباشرة يمكن أن تكون إما جزئيًا أو كليًا وسيطًا لتأثير النظام الحوافز تجاه الأداء الوظيفي. بينما "التأثير الكلي = "التأثير غير المباشر" + "التأثير المباشر". من الضروري أن تكون جميع التأثيرات غير المباشرة والكلية ذات دلالة إحصائية من أجل التحقق دور الالتزام التنظيمي كوسيط. يشير الجدول ٤,١٦ جميع التأثيرات (المباشرة وغير المباشرة) بين نظام الحوافز والأداء الوظيفي عبر الالتزام التنظيمي.

جدول ٤,١٦ : التأثيرات الغير مباشرة والكلية

نوع التأثير	الدلالة الاحصائية	التأثير	الحد الأدنى	الحد الأعلى	الصفر خارج الفترة
التأثير المعياري غير المباشر	0.007	0.187	0.086	0.337	نعم
التأثير غير مباشر غير قياسي	0.004	0.144	0.07	0.298	نعم
التأثير الكلي الموحد	0.010	0.620	0.357	0.873	نعم
تأثير الكلية غير قياسي	0.009	0.477	0.248	0.727	نعم

للتحقق من حدوث تأثير الوساطة، يجب أن تكون جميع التأثيرات المباشرة وغير المباشرة كبيرة وأن تكون صفر (٠) من الفاصل الزمني الأدنى إلى الأعلى. التأثير المعياري غير المباشر (الوسيط) للنظام الحوافز على الأداء الوظيفي = 0.187، عندما يرتفع النظام الحوافز بمقدار انحراف معياري واحد، يرتفع الأداء الوظيفي بمقدار 0.187 انحراف معياري. هذا بالإضافة إلى أي تأثير مباشر (غير وسيط) قد يكون له النظام الحوافز على الأداء الوظيفي (مستوى الدلالة ≤ ٠,٠٥)

التأثير الكلي الموحد (المباشر وغير المباشر) للنظام الحوافز على الأداء الوظيفي =0.620. أي بسبب كل من التأثيرات المباشرة (غير الوسيطة) وغير المباشرة (الوسيطة) للنظام الحوافز على الأداء الوظيفي، عندما يرتفع النظام الحوافز بمقدار ١، يرتفع الأداء الوظيفي بمقدار 0.620 في حين أن التأثير الإجمالي ذو دلالة إحصائية (مستوى الدلالة ≤ ٠,٠٥)

باختصار، تظهر نتيجة التمهيد أن كلا التأثيرين (غير مباشر / كلي) لهما دلالة إحصائية (مستوى الدلالة ≤ ٠,٠٥) علاوة على ذلك، يوضح تقييم بيانات المخرجات في الجدول ٤,١٦ أن الحد (صفر-صفر) يقع خارج فترات الثقة لجميع المسارات. بناءً على هذه النتيجة، يتم قبول الفرضيات الخامسة التي تنص على أن "الالتزام التنظيمي يتوسط في العلاقة بين النظام الحوافز والأداء الوظيفي". وللوسيط (الالتزام التنظيمي) دور وساطة جزئي ومعنوي وذو دلالة إحصائية على العلاقة بين النظام الحوافز والأداء الوظيفي.

٤,١٠ ملخص الفصل الرابع

بينت نتائج التحليلات الإحصائية أن أثر التدريب على الأداء الوظيفي مرتفع ومعنوي وذو دلالة إحصائية. أن هذه النتيجة تظهر أهمية التدريب في تحسين مستوى الأداء لدى العاملين وقد توصلت دراسات عديدة إلى نتيجة مماثلة كدراسة البطاينة (٢٠١٦)، آل ملهي (٢٠١٥)، حسن (٢٠١٥)، موسي وهبول (٢٠١٥)، الغامدي (٢٠١٥)، السعدون (٢٠١٣)، مناصري (٢٠١٣)، مسعود والزيات، (٢٠١٢)، وإخلاص خان (٢٠١٢) وجميع هذه الدراسات بينت وجود ارتباط واضح وصريح بين تطور الأداء المهني عند العاملين بعد التدريب. ويتضح أن نسبة تفسير التدريب للتغير والتباين في قيمة الأداء الوظيفي مرتفعة (قيمة الانحدار الغير قياسية = ٠,٩١٤ عند مستوى دلالة ٠,٠٠٠)، وبمعنى آخر فأن قيمة الأداء الوظيفي يمكن التنبؤ بها من خلال التغير في التدريب. كذلك وقد بينت نتائج التحليلات الإحصائية أن نظام الحوافز هو متغير مستقل ويؤثر في الأداء الوظيفي بعلاقة مباشرة وغير مباشرة.

نظام الحوافز له دور أساسي في تحفيز العاملين وتشجيعهم على تقديم أداء أفضل. ويتضح أن نسبة تفسير نظام الحوافز للتغير والتباين في قيمة الأداء الوظيفي متوسطة (قيمة الانحدار الغير قياسية = ٠,٣٣٣ عند مستوى دلالة ٠,٠٠٢)، وبمعنى آخر فأن قيمة الأداء الوظيفي يمكن التنبؤ بها من خلال التغير في نظام الحوافز وكلما كانت الحوافز أكثر أزداد مستوى الأداء. لذلك فأن تحفيز العاملين في الجانب المادي والمعنوي سوف ينعكس بصورة مباشرة على تقديم أداء بمستوى أعلى ما قبل التحفيز وهو ما أكده كل من ميرفت (٢٠١٢)، الخزعلي والعادلي (٢٠١٧)، نوري وكورتل (٢٠١١)، الجساسي (٢٠١١)، (٢٠٠٢) Barry. أما فيما يتعلق بالعلاقة المباشرة بين الالتزام التنظيمي والأداء، فكما تظهر النتائج هو متغير وسيط ويؤثر في الأداء الوظيفي

بعلاقة ذات دلالة إحصائية معنوية ويؤثر فيه نظام الحوافز. ويتضح أن نسبة تفسير الالتزام التنظيمي للتغير والتباين في قيمة الأداء الوظيفي مرتفعة (قيمة الانحدار الغير قياسية = ٠,٤٧٩ عند مستوى دلالة ٠,٠٠٣)، وبمعنى آخر فأن قيمة الأداء الوظيفي يمكن التنبؤ بها من خلال التغير في نظام الحوافز والالتزام التنظيمي معاً.

لذلك فأن تحفيز العاملين في الجانب المادي والمعنوي سوف ينعكس بصورة مباشرة على تقديم أداء بمستوى أعلى قبل التحفيز ولكنه غير كافي بدون وجود درجة كافية من الالتزام العاطفي والمعياري والمستمر من قبل العاملين تجاه المؤسسة التي يعملون بها. ويؤثر الالتزام التنظيمي على هذه العلاقة جزئياً، أي بمعنى أنه لا يلغي تأثير الحوافز على الأداء بصورة كلية. وتتفق هذه النتائج مع نتائج دراسات سابقة من قبل البقمي (٢٠١٢)، شاهين وشعبان (٢٠١٦)، الجيش والجماصي (٢٠١٦). ومن خلال هذه النتائج توصلت الدراسة إلى أن الأداء الوظيفي هو متغير معتمد ويرتبط بعلاقة ذات دلالة إحصائية معنوية مع التدريب والالتزام التنظيمي ونظام الحوافز. وقد بينت النتائج الإحصائية أن نسبة تفسير الأداء الوظيفي من خلال هذه المتغيرات الثلاثة مرتفعة، وبمعنى آخر فأن قيمة الأداء الوظيفي يمكن التنبؤ بها من خلال التغير في نظام الحوافز والالتزام التنظيمي والتدريب مجتمعة. وتتفق هذه النتائج مع نتائج دراسات سابقة من قبل شاهين وشعبان (٢٠١٦)، الجيش والجماصي (٢٠١٦)، الخزعلي والعادلي (٢٠١٧)، البطاينة (٢٠١٦)، آل ملهي (٢٠١٥)، حسن (٢٠١٥)، موسي وهبول (٢٠١٥)، الغامدي (٢٠١٥)، السعدون (٢٠١٣)، مناصري (٢٠١٣).

وفي ختام هذه الفصل فقد قامت الدراسة بالإجابة على أسئلة الدراسة وإجراء التحليلات الإحصائية الأساسية على متغيرات الدراسة المبينة أعلاه وقياس الارتباطات بين المتغيرات وقبول فرضيات الدراسة ومن ثم التأكد من جودة مطابقة النموذج النظري. كذلك أظهرت النتائج أن معامل الثبات لجميع المتغيرات مقبولة

وضمن الحدود الإحصائية المسموح بها. وفي المرحلة الأخيرة تم الانتهاء من بناء النماذج القياسية وقياس جودة مطابقة مع البيانات لكل نموذج تم بناء النموذج الهيكلي النهائي (النموذج النظري للدراسة). وقد قامت الدراسة بعدة إجراءات لزيادة درجة المطابقة النموذج الهيكلي الأولي وقد بينت النتائج أن درجة الارتباطات بين المتغيرات الأربعة وهي التدريب، نظام الحوافز، الالتزام التنظيمي، والأداء الوظيفي ذات قيم متوسطة ودلالة إحصائية معنوية ومقبول من الناحية الإحصائية. وكذلك أظهرت النتائج صحة فرضيات الدراسة حيث بينت الدراسة أن العلاقات بين المتغيرات المستقلة (نظام الحوافز والتدريب) مع المتغير التابع (الأداء الوظيفي) حقيقية وتم إثباتها إحصائياً. أما الالتزام التنظيمي فقد توصلت الدراسة إلى أنه يلعب دور الوسيط بين نظام الحوافز والأداء الوظيفي. وأن نوع الوساطة إلى يؤثر بها الالتزام التنظيمي هي وساطة جزئية.

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