

الفصل الرابع

عرض النتائج

٤، ١ التمهيدي

تطرق الباحث في هذا الفصل إلى عرض النتائج من خلال التحليلات الإحصائية التي تعالج الأسئلة البحثية، وابتدأ الباحث أولاً بالتحليلات الأولية لمجموعة من الافتراضات التي من شأنها أن تمهد للدخول للتحليلات الرئيسية، بعدها تناول التحليلات الوصفية لبيانات العينة، وقام بالإجابة عن الأسئلة البحثية من خلال التحليل العملي الاستكشافي (EFA)؛ لاستخراج الجذور الكامنة لمقياس المشكلات النفسية والاجتماعية، ومقياس الذكاء الانفعالي؛ لاختزلها في عواملها الكامنة، بعد ذلك عرج للإجابة عن أسئلة الدراسة باستعمال تحليل التباين متعدد المتغيرات، لإيجاد العلاقات القائمة بين المتغيرات المستقلة (المشكلات النفسية والاجتماعية) والمتغيرات التابعة (الذكاء الانفعالي)، والقيام بالتحليلات اللازمة التي تظهر النتائج بشكل علمي، ثم أوجد القروق والدلائل الجوهرية بين المتغيرات سواء المستقلة أو التابعة، وأسقطها على المتغيرات الديمغرافية المتمثلة في النوع الاجتماعي والسنة الدراسية.

٤، ٢ التحليلات الأولية للأساليب الإحصائية

من الأهمية بمكان التطرق إلى أهم التحليلات الأولية التي تسبق الإجابة عن الأسئلة البحثية؛

لأن الأساليب الإحصائية تختلف وتتنوع حسب طبيعة السؤال، وكما هو معروف لدى الإحصائيين أن

لكل أسلوب إحصائي افتراضات واختبارات يجب على الباحث إثباتها والتحقق منها، وانطلاقاً من أسلوب الإحصائيين في التحليل الاستكشافي (EFA)، وتحليل التباين متعدد المتغيرات (MANOVA)، فإن من الضروري التطرق إلى فرضية اعتدالية البيانات، وتوزيعها الطبيعي، وتفقد القيم الشاذة والمتطرفة، والتأكد من خلو البيانات من مشكلة خطية البيانات الأحادية والمتعددة، كما أن هناك بعض الافتراضات الخاصة بكل أسلوب إحصائي سيتطرق إليها الباحث في حينها.

١،٢،٤ اعتدالية البيانات

ذكر إبراهيم (٢٠١٨) أن التوزيع الطبيعي يعني أن توزيع المتوسطات لأفراد العينة بشكل متساو في جميع الخلايا والتراكيب الخطية للمتغيرات، وذكر أيضاً أن من أشهر الاختبارات الإحصائية للتأكد من اعتدالية توزيع البيانات هو اختبار كلمنجروف سمرنوف، واختبار شايبرو ولك، ويذكر خبراء الإحصاء أن اختبار كلمنجروف سمرنوف واختبار شايبرو ولك يصلح للعينات الصغيرة؛ وذلك لحساسيته للعينات الكبيرة، ويستبدل الإحصائيون الاختبارين السابقين بمعاملات الالتواء والتفرطح، ويؤكد الخبراء على نتائج الالتواء والتفرطح بالرسم البياني، بحيث يكون توزيع البيانات على المحور السيني والصادي يشبه الجرس.

١،١،٢،٤ اختبار كلمنجروف سمرنوف، واختبار شايبرو ولك

يعد هذان الاختباران من الاختبارات ذات الدلالة الإحصائية للتوزيع الطبيعي، أي يستطيع الباحث الحكم بصورة قطعية على اعتدالية البيانات من عدمها، وعلى العموم فإن عدم تحقق شرط الاعتدالية للمتغيرات المدروسة بهذا الأسلوب لا يعتبر مشكلة إذا ما توفرت عينة (٣٠) مستجيباً فأكثر (دودين، ٢١٠٨). ورغم زيادة عينة الدراسة الميدانية الحالية بأضعاف كثيرة عن (٣٠) مستجيباً إلا أن هناك نتائج متفاوتة يمكن للباحث من خلالها أن يثبت التوزيع الطبيعي للبيانات.

أظهرت النتائج لاختبار كلمنجروف سمرنوف أن بُعْدَي (الوعي الانفعالي، والتحفيز الذاتي) دلاً على وجود فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى دلالة (٠,٠٥)، وبذلك يكون هذان البعدان قد حققا شرط الاعتدالية على مستوى هذا الاختبار، أما بالنسبة للأبعاد الأخرى سواء لمتغير المشكلات النفسية والاجتماعية، أو متغير الذكاء الانفعالي فإنها لا تدل على اعتدالية التوزيع الطبيعي باختبار كلمنجروف سمرنوف؛ وعلى خلاف هذه النتيجة فقد دل اختبار شايبرو ولك أن جميع الأبعاد لمتغيري المشكلات النفسية والاجتماعية، والذكاء الانفعالي جاءت دالة إحصائياً كما هو مشار إليه في الجدول (٤، ١) باستثناء بعد الثقة بالنفس لمتغير المشكلات النفسية والاجتماعية، وبهذه النتيجة يستطيع الباحث الحكم على اعتدالية البيانات في الدراسة الحالية بشكل مجمل اعتماداً على اختبار شايبرو ولك.

الجدول ٤، ١: اختبار كلمنجروف سمرنوف، واختبار شايبرو ولك للتوزيع الطبيعي

المتغيرات	الأبعاد	كلمنجروف سمرنوف		شايبرو ولك	
		الدلالة الإحصائية	درجات الحرية	الدلالة الإحصائية	درجات الحرية
المشكلات النفسية والاجتماعية	الاكتئاب	٠٠١	٢٨١	٠٠٣	٢٨١
	الضغوط النفسية	٠٠١	٢٨١	٠٠٢	٢٨١
	التوافق النفسي	٠٠١	٢٨١	٠٠٣	٢٨١
الذكاء الانفعالي	الثقة بالنفس	٠٠١	٢٨١	٠٠١	٢٨١
	الوعي الانفعالي	٠٠٦	٢٨١	٠٠٥	٢٨١
	التنظيم الانفعالي	٠٠١	٢٨١	٠٠٣	٢٨١
	التعاطف	٠٠١	٢٨١	٠١١	٢٨١
	التواصل الاجتماعي	٠٠١	٢٨١	٠٠٢	٢٨١
	التحفيز الذاتي	٠٠٣	٢٨١	٠٠٤	٢٨١

٤، ٢، ١، ٢، الالتواء والتفرطح

نوع الباحث في إثبات التوزيع الطبيعي للبيانات في الدراسة الحالية؛ وذلك لأهمية الاعتدالية في الأساليب الإحصائية التي يتبعها الباحث في الإجابة عن أسئلة الدراسة، وهذه المرة اعتمد الباحث في دراسة اعتدالية البيانات على الالتواء والتفرطح، وأظهرت نتائج التوزيع الطبيعي لمعامل الالتواء والتفرطح كما هو مشار إليه في الجدول (٢، ٤) أن المتغير المستقل المتمثل في المشكلات النفسية والاجتماعية تراوحت جميع قيم الالتواء والتفرطح فيه بين (-٠,١١٥ - ٠,٢٩٦)، وأيضاً أظهرت نتائج الالتواء والتفرطح لمتغير الذكاء الانفعالي وقوع قيم المعاملين بين (-٠,٠٥٧ - ٠,٨٠١)، ويعتد خبراء الإحصاء في الحكم على اعتدالية البيانات بالالتواء والتفرطح في حالة إذا ما وقعت جميع نتائجها بين ± 2 ، بالإضافة إلى أن جميع قيم الأخطاء المعيارية لم تتجاوز قيمة ± 7 ، وبناء على ما سبق من نتائج وكما هو مشار إليه في الجدول أدناه فإن نتيجة الالتواء والتفرطح تستوفي شرط الاعتدالية، ومن ثم فإن الباحث يحكم على محاور الدراسة ومتغيراتها أنها تتوزع توزيعاً طبيعياً.

الجدول ٤، ٢: التوزيع الطبيعي لمتغيرات الدراسة

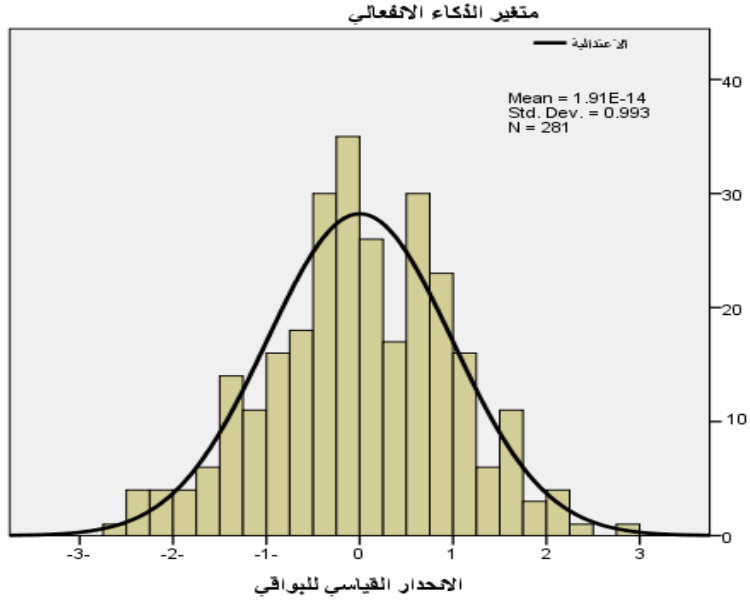
المتغيرات	المحاور	الالتواء		التفرطح	
		الخطأ المعياري	الخطأ المعياري	الخطأ المعياري	الخطأ المعياري
المشكلات النفسية والاجتماعية	الاكتئاب	٠,٠٢٥	٠,٠٢٨	٠,١٤٥	٠,٠١٩
	الضغوط النفسية	٠,٠٣٣	٠,٢٨٨	٠,١٤٥	-٠,١١٥
	التوافق النفسي	٠,٠٣٩	٠,١٩٩	٠,١٤٥	٠,١٥٣
	الثقة بالنفس	٠,٠٢٨	٠,٢٩٦	٠,١٤٥	٠,٠٣٨
الذكاء الانفعالي	الوعي الانفعالي	٠,٠٣٠	٠,٠٣٢	٠,١٤٥	٠,١٩٠
	التنظيم الانفعالي	٠,٠٢٥	-٠,١٦٥	٠,١٤٥	-٠,١٥٣
	التعاطف	٠,٠٢٦	-٠,٠٥٧	٠,١٤٥	٠,٢١٨
	التواصل الاجتماعي	٠,٠٢٧	-٠,٢٦٢	٠,١٤٥	٠,٨٠١
	التحفيز الذاتي	٠,٠٢٨	-٠,٢١٨	٠,١٤٥	-٠,٢٦٨

وقد أظهرت النتائج في الشكل (١،٤) للتوزيع البياني اعتدالية البيانات، فبالنظر إلى الشكل

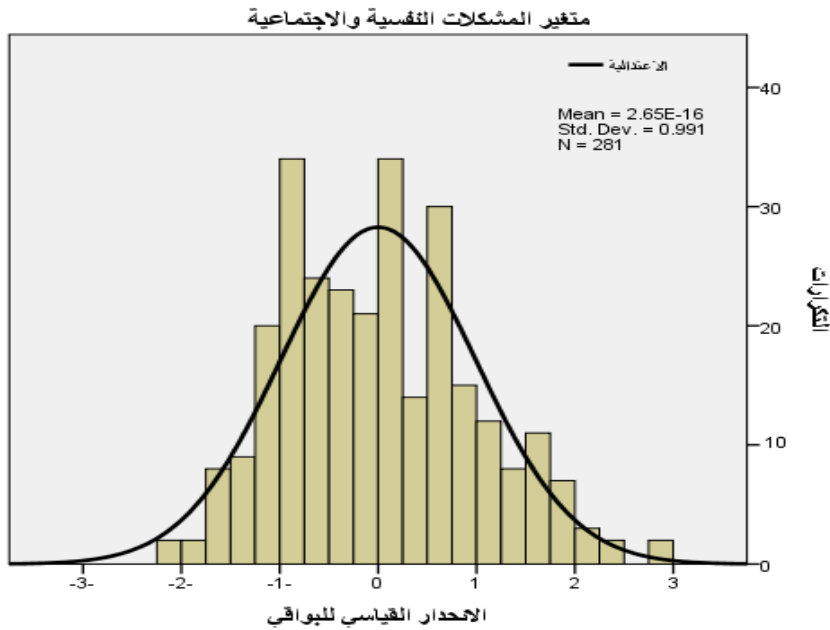
الممثل لبيانات متغير المشكلات النفسية والاجتماعية، يلاحظ الباحث أن البيانات تتوزع على المحورين

توزيعاً يشبه الجرس، وكذلك هو الحال في الشكل (٢،٤) والذي يمثل توزيع بيانات المتغير التابع وهو

الذكاء الانفعالي. والخلاصة أن كل من الاختبارات والرسوم البيانية تثبت توزيع البيانات توزيعاً طبيعياً.



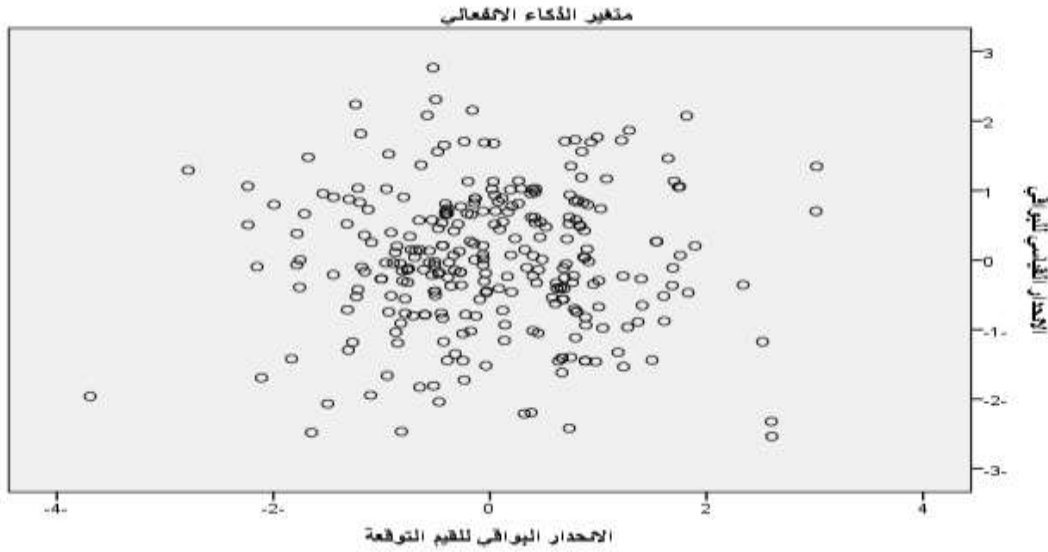
الشكل ١، ٤ : التوزيع الطبيعي لمتغير المشكلات النفسية والاجتماعية



الشكل ٢، ٤ : التوزيع الطبيعي لمتغير الذكاء الانفعالي

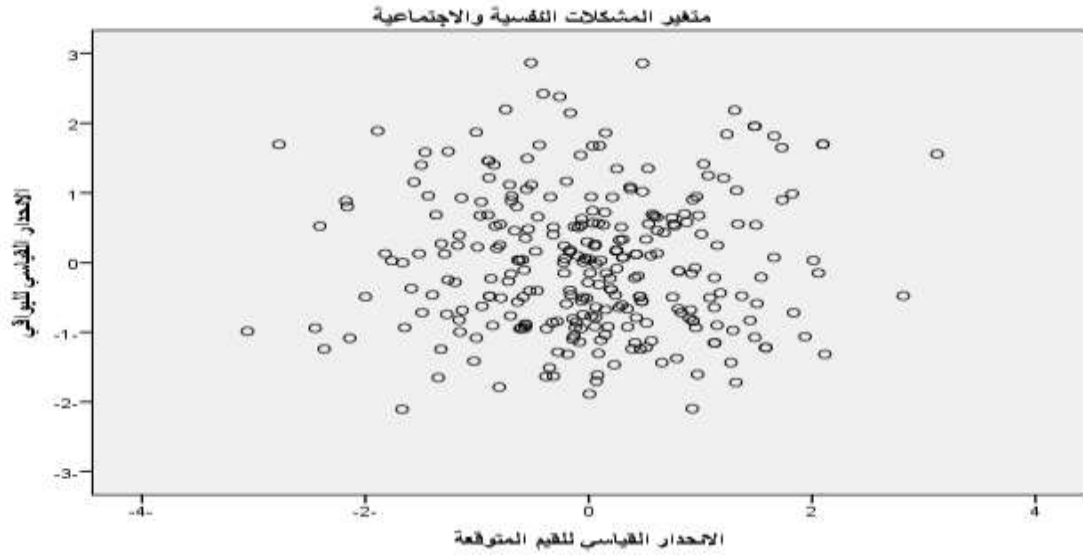
٢،٢،٤ خطية البيانات

من الافتراضات التي يوردها الباحث والتي أوصت بها كتب الإحصاء ما يعرف بخطية البيانات (linearity). ويمكن للباحث التأكد من خطية البيانات عن طريق لوح الانتشار (Scatterplot)، والرسم البياني المعروف بـ (Normal P-P Plot)، حيث إنّ لها تأثيراً على التحليل العاملي؛ لأن إثبات عدم تحقق خطية البيانات له تأثير سيء على النتائج ومعاملات الارتباط، ولا تستقيم النتائج في حالة كون المتغيرات غير خطية (إبراهيم، ٢٠١٨). وأظهرت نتائج لوح الانتشار كما هو واضح في الشكل (٤،٣)، أن متغير المشكلات النفسية والاجتماعية يظهر على اللوح بصورة غير منتظمة وهو دالٌّ على أن البيانات تتوزع بصورة طبيعية، كما أنّه دالٌّ على تجانس البيانات وتمائلها.



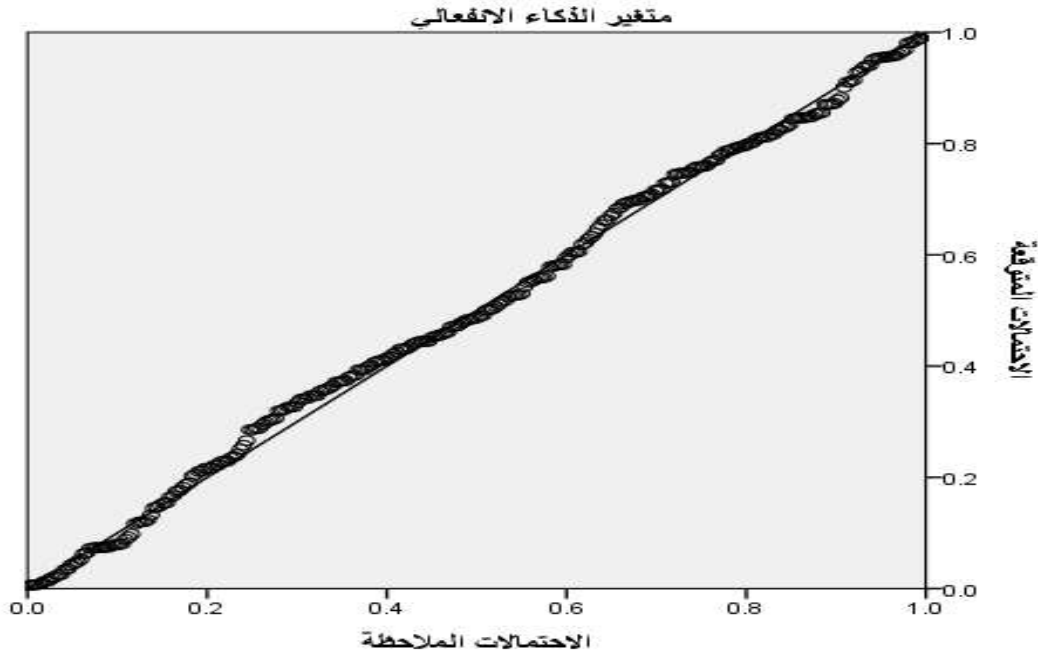
الشكل ٤، ٣: لوح الانتشار لمتغير المشكلات النفسية والاجتماعية

كذلك أظهر لوح الانتشار في الشكل (٤،٤) أن البيانات تتوزع عليه بصورة مثالية، حيث أنّها لم تلزم شكلاً معيناً، وإنما جاء توزيعها عشوائياً؛ دالاً على أن بيانات متغير الذكاء الانفعالي تتوزع بصورة طبيعية على لوح الانتشار.

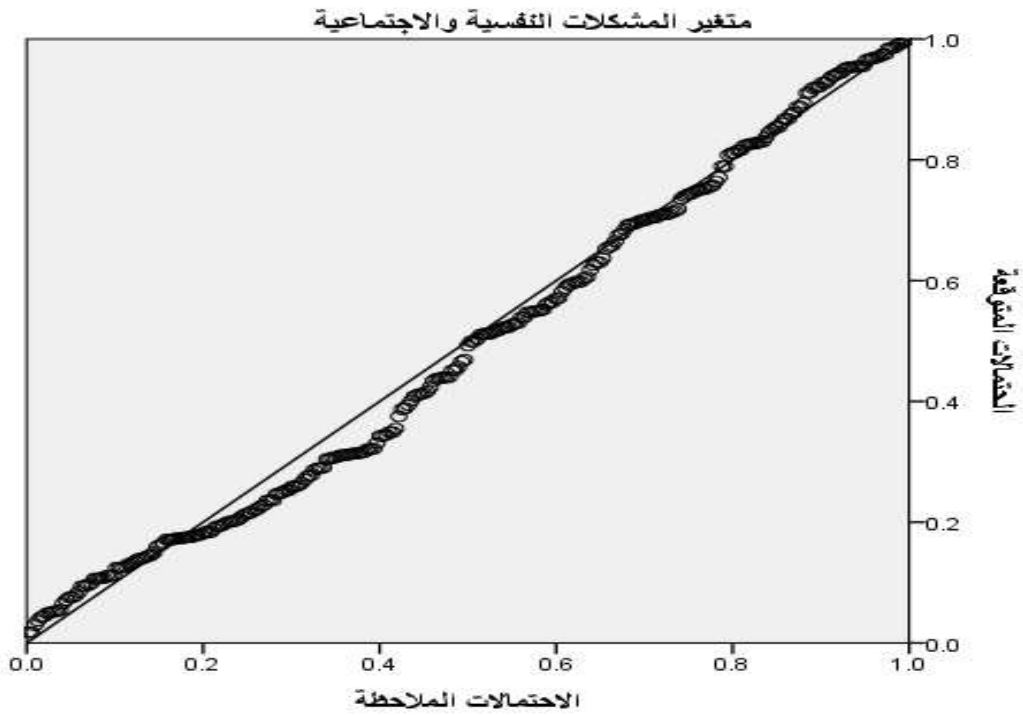


الشكل ٤، ٤: لوح الانتشار لمتغير الذكاء الانفعالي

والحك المعمول به عند الإحصائيين على الرسم البياني (Normal P-P Plot) يطابق التوزيع الخطي على المحور المستقيم المعطى، ويعني ذلك أن البيانات تتبع الخطية، وبذلك تكون صالحة للتحليل (عبد الفتاح، ٢٠١٣). وأوضحت نتائج الرسم البياني (Normal P-P Plot) في الشكل (٥،٤) لمتغير المشكلات النفسية والاجتماعية، وفي الشكل (٦،٤) لمتغير الذكاء الانفعالي بأن البيانات لكلا المتغيرين تتوزع بصورة جيدة على خط الاعتدالية مع وجود انحراف بسيط في الوسط، ولكن على المستوى العام يحكم الباحث من خلال الرسومات البيانية السابقة على تمتع البيانات بالاعتدالية والخطية المطلوبة للسير في التحليلات الإحصائية.



الشكل ٤، ٥: توزيع خط الانحدار لمتغير المشكلات النفسية والاجتماعية



الشكل ٤، ٦: توزيع خط الانحدار لمتغير الذكاء الانفعالي

٤،٢،٣ القيم المتطرفة

تعد القيم المتطرفة مشكلة في حد ذاتها للبيانات؛ حيث تعمل على تشويبهها، وتعرف القيم المتطرفة بأنها: " الحالات التي لها قيم أكبر أو أقل بكثير من بقيمة الحالات في البيانات " (عبد الفتاح، ٢٠١٣). وينبه الكثير من الإحصائيين منهم إبراهيم (٢٠١٨) على ضرورة تفقد البيانات وفحصها من القيم المتطرفة والشاذة؛ لأن أغلب الطرق الإحصائية حساسة جدا من هذه القيم، وقد تتضرر بها، وتوجد مجموعة من الاختبارات لتفقدتها، وقد لجأ الباحث إلى اختبار الصندوق (BOXPLOT) للتأكد من خلو البيانات منها، وأسفرت نتائج الاختبار عن وجود (١١) حالة للقيم المتطرفة، قام الباحث بحذفها بناء على مخرجات نتائج اختبار الصندوق، لتصبح الحالات المستجيبة (٢٨١) حالة من أصل (٢٩٢) حالة قامت بالإجابة عن أداة الدراسة من طلبة جماعة الثقافة الإسلامية بجامعة السلطان قابوس.

٤،٣،٤ التعدد الخطي والأحادي الخطي للبيانات

تعد مشكلتي التعدد الخطي والأحادي الخطي من المشكلات الناجمة عن قوة الارتباط بين أبعاد الدراسة وهو ما يعرف بـ (Multicollinearity)، لذلك تعد من الافتراضات الضرورية للتحليل العاملي، وتحدث هذه المشكلة في نظر خبراء الإحصاء عندما تفوق الارتباطات بين المتغيرات ٠,٩٠ فأكثر، كما ينتج عن التعدد الخطي مجموعة من المشاكل الإحصائية الأخرى (إبراهيم، ٢٠١٨). وأظهرت نتائج مصفوفة الارتباط في الجدول (٣،٤) أن جميع الارتباطات بين أبعاد المتغير المستقل (المشكلات النفسية والاجتماعية)، وأبعاد المتغير التابع (الدكاء الانفعالي)، جاءت ارتباطاتها أقل من ٠,٩٠ بكثير حيث تراوحت قيم الارتباطات بين (٠,٠١٢-٠,٤٦٠)، مما يدل على خلو بيانات المستجيبين من مشكلة تعدد خطية البيانات.

الجدول ٤، ٣: العلاقة الارتباطية بين المتغيرات المدروسة

التحفيز الذاتي	التواصل الاجتماعي	التعاطف	التنظيم الانفعالي	الوعي الانفعالي	الثقة بالنفس	التوافق النفسي	الضغوط النفسية	الاكتئاب	متغيرات الدراسة وأبعادها
								١	الاكتئاب
							١	٠.٢٤٨	الضغوط النفسية
						١	٠.٣٧٥	٠.٣٢٩	التوافق النفسي
					١	٠.٠٨٥	-٠.٠١٢	٠.٢١٢	الثقة بالنفس
				١	٠.٢٧٠	-٠.١٩٨	-٠.١٤٥	٠.١١٩	الوعي الانفعالي
			١	٠.٣٥٨	٠.٢٦١	-٠.١٧٨	-٠.١٢٠	٠.٠٧١	التنظيم الانفعالي
		١	٠.٣٣١	٠.٤٦٠	٠.١٩٩	-٠.٠٩٩	٠.٠١٥	٠.١٣٦	التعاطف
	١	٠.٤١٩	٠.٢٧٣	٠.٣٤٥	٠.١٥١	-٠.٣١١	-٠.٠٨٧	٠.٠٤٩	التواصل الاجتماعي
١	٠.٢٧٤	٠.٢٩٠	٠.٢٩٠	٠.٣٠٣	٠.١٠٧	-٠.٢٣٤	-٠.٢٠٠	٠.٠٠٣	التحفيز الذاتي

٣،٤ التحليل الوصفي للبيانات

استندت الدراسة الحالية على دراسة متغيرين رئيسيين هما: النوع الاجتماعي والسنة الدراسية، واستهدفت طلبة جماعة الثقافة الإسلامية بجامعة السلطان قابوس، وأظهرت التحليلات الوصفية لبيانات المستجيبين كما هو واضح في الجدول (٤،٤) أن أعداد الطلبة المستجيبين من الفئتين (الذكور والإناث) بلغ عددهم (٢٨١)، حيث بلغ عدد الذكور (١٦٦)، أما عدد الإناث فقد بلغ (٢٠٥)، ويلاحظ الباحث أن أعداد الطلبة من فئة الإناث يفوق أعداد فئة الذكور بفارق كبير جداً، مما سيكون له أثر على النتائج المستخلصة عند دراسة الفروق تبعاً للنوع الاجتماعي، أما بالنسبة لأعداد المستجيبين بناءً على نوع الكلية، فقد احتلت كلية إدارة الأعمال النصيب الأكبر، حيث بلغ فيها عدد الطلبة من النوعين (١٣٥)، وهذا يشكل نسبة (٢٣٪).

أما بالنسبة لمتغير السنة الدراسية، فيلاحظ الباحث اختلافا كبيرا بين أعداد الطلبة حسب سنوات دراستهم، وقد ساهم طلبة السنة الثانية بأعلى عدد مشاركين في الإجابة عن أداة الدراسة حيث بلغ عددهم (٥٩) طالبا، ونسبة (٢١٪)، كما ساهم طلبة السنة الأولى بالعدد الأقل فكان عددهم (١٩) طالبا، ونسبة (٦,٨٪)، وعند عقد مقارنة بين أعداد الطلبة حسب النوع الاجتماعي وسنوات الدراسة، فقد كانت أقل مشاركة من فئة الذكور من طلبة السنة الأولى، وقد بلغ عددهم (٥) طلاب فقط، وأكثر الطلبة المشاركين من فئة الذكور من السنة السادسة فأعلى، وبلغ عددهم (٢٥) طالبا، وفي المقابل سجلت السنة الأولى العدد الأقل مشاركة من حيث عدد الإناث وقد بلغ عددهن (١٤) طالبة، أما السنة الثانية فقد سجلت أعلى عدد للمشاركات وبلغ عددهن (٤٨) طالبة.

الجدول ٤، ٤ : التحليلات الوصفية للبيانات

المجموع الكلي	النوع الاجتماعي		المتغيرات الديمغرافية
	الإناث	الذكور	
١٩	١٤	٥	المجموع
١٠٠,٠	٧٣,٧	٢٦,٣	السنة الأولى
٦,٨	٦,٨	٠	% النوع الاجتماعي
٥٤	٤٨	٦	المجموع
١٠٠	٨٨,٩	١١,١	السنة الثانية
١٩,٢	٢٣,٤	٧,٩	% النوع الاجتماعي
٥٩	٤٦	١٣	المجموع
١٠٠	٧٨,٠	٢٢	السنة الثالثة
٢١	٢٢,٤	١٧,١	% النوع الاجتماعي
٤٥	٣٥	١٠	المجموع
١٠٠	٧٧,٨	٢٢,٢	السنة الرابعة
١٦	١٧,١	١٣,٢	% النوع الاجتماعي
٥٣	٣٦	١٧	المجموع
١٠٠	٦٧,٩	٣٢,١	السنة الخامسة
١٨,٩	١٧,٦	٢٢,٤	% النوع الاجتماعي
٥١	٢٦	٢٥	المجموع
١٠٠	٥١,٠	٤٩,٠	السنة السادسة
١٨,١	١٢,٧	٣٢,٩	% النوع الاجتماعي
٢٨١	٢٠٥	٧٦	المجموع الكلي

٤، ٤ نتائج السؤال الأول

ينص السؤال الأول على الآتي: "ما عوامل الجذور الكامنة لمقياس المشكلات النفسية

والاجتماعية ومقياس الذكاء الانفعالي لدى طلبة جماعة الثقافة الإسلامية بجامعة السلطان قابوس؟"

استعمل الباحث التحليل العاملي الاستكشافي للإجابة عن السؤال؛ إذ يعتبر التحليل العاملي من

أفضل الأساليب الإحصائية في اختزال الفقرات، وإعادة تصنيف أبعاد المقياس وتصنيفها في عواملها

الكامنة. ويتكون مقياس المشكلات النفسية والاجتماعية من (٢٤) فقرة، وتتوزع فقرات هذا المقياس على

أربعة محاور وهي على النحو الآتي: الاكتئاب (٦) فقرات، والضغط النفسية (٧) فقرات، والتوافق

الاجتماعي (٦) فقرات، والثقة بالنفس (٥) فقرات، ومن خلال التحليل العاملي الاستكشافي يسعى

الباحث إلى اختزال وتصنيف الفقرات حسب أبعادها، وحسب جذورها الكامنة وتشعباتها العملية، أما

المقياس الثاني فهو مقياس الذكاء الانفعالي وهو على النحو الآتي: الوعي الانفعالي (٧) فقرات، والتنظيم

الذاتي (٧) فقرات، والعاطف (٧) فقرات، والتواصل الاجتماعي (٧) فقرات، وأخيرا التحفيز الذاتي (٨)

فقرات.

وعليه تناول الباحث التحليل العاملي الاستكشافي لكل متغير على حدة، مبتدأً بالافتراضات

الأولية لهذا التحليل مثل مصفوفة الارتباط، وحجم العينة، بعدها انتقل إلى استخراج الجذور الكامنة

للعوامل، وتوضيح التشعبات العملية لكل فقرة في عاملها، مستندا على أسس وخطوات إحصائية رصينة،

يبرز فيها الباحث أدق التفاصيل؛ للحصول على نتائج دقيقة يستند عليها فيما بعد للإجابة عن الأسئلة

البحثية الأخرى.

١،٤،٤ التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس المشكلات النفسية والاجتماعية

١،١،٤،٤ فرضية مصفوفة الارتباط

تفيد مصفوفة الارتباط في التحليل العاملي الاستكشافي في الحكم على البيانات من حيث خلوها من مشكلة تعدد خطية البيانات (Multicollinearity)، وأظهرت النتائج الموضحة في جدول المصفوفة رقم (٥،٤) بأن فقرات متغير المشكلات النفسية والاجتماعية جاءت حسب ما أوصى به خبراء الإحصاء، فقد تراوحت العلاقات بين (٠،٠٠١-٠،٥١٥)، وبما أن الارتباطات بين الفقرات لم تصل إلى ٠،٩٠، فهذا يعني عدم انصهار وتداخل الفقرات مع بعضها البعض، كما أنّ نتيجة القيمة المطلقة لمحدد مصفوفة الارتباط (Determinant) جاءت بمقدار (٠،٠٨٩)، وبذلك استوفت الشرط المقرر لها، وهو أن تزيد قيمتها عن الصفر، وهذا يعني خلو مصفوفة الارتباط من مشكلة خطية البيانات والمعروفة باسم (Multicollinearity) لفقرات مقياس المشكلات النفسية والاجتماعية.

الجدول ٤ ، ٥ : مصفوفة الارتباط بين المتغيرات المدروسة

الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة ٩	الفقرة ٨	الفقرة ٣	الفقرة ٢	الفقرة ١
٢٢	٢١	٢٠	١٩	١٨	١٧	١٦	١٤	١١						
														١,٠٠٠
													١,٠٠٠	.٢٤٩
													.٣٤٥	.٢٥٢
											١,٠٠٠	.٠٧٨	٠,٠٧٥	-٠,٠٧٠
										١,٠٠٠	.٣٢١	-٠,٠٣٧	.١٧٧	.٠٩٦
								١,٠٠٠	.٢٨٢	.٢٦٧	.٠٥٨	.١٠٠	.١٨٤	.١١٤
							١,٠٠٠	.٠٢٧	.٠٠٨	.٠١٢	.٢١٨	.١٨٥	.١٩٤	.١٨٥
						١,٠٠٠	.٣٩٨	.١٩٦	.٠٩٣	.١٢٧	.١٥٦	.٢٣١	.١٥١	.١٥١
					١,٠٠٠	.٣٧١	.٢٥٤	.١٥٤	.١٣٢	.١٤٠	.١٠٨	.١٥٧	.٠٩٢	.٠٩٢
				١,٠٠٠	.٥١٢	.٣٩٩	.٣٧٢	.٠٦٦	.٠٧٥	.١٢٨	.٠٥٥	.٠٨٤	.١٢٥	.١٢٥
			١,٠٠٠	.٥١٥	.٣٨٨	.٢٥٢	.٢٥٤	.٠٣٢	.٠٢٩	.١٦٧	-٠,٠٠٤	.٠٥٢	-٠,٠١٦	.١٩
		١,٠٠٠	-٠,٠٣٤	-٠,٠٢٣	-٠,١٤١	.٠٥٥	.٠٢٧	-٠,٢٢٨	-٠,١٤٨	-٠,٠٧٥	-٠,٠١٦	-٠,٠١٧	-٠,٠١١	.٢٠
	١,٠٠٠	.٣٩٤	-٠,١١٧	-٠,٠٢٥	-٠,٠٧٦	.٠١٧	-٠,١٤٤	.٠٠٣٠	.٠٢٥	-٠,٠٦٤	-٠,٠٤٦	.٠٠١	.٠٤٠	.٢١
١,٠٠٠	.٤١٨	.١٨١	-٠,١٦٤	-٠,٠٥٨	-٠,١٣٦	-٠,٠٧٧	-٠,١٣٦	-٠,٠٤٥	-٠,٠٢٦	-٠,٠٥٣	-٠,٠٦٥	-٠,١٠٢	-٠,٠٧٣	.٢٢

٤،٤،١،٢ فرضية حجم العينة

حقق مقياس كاييرز - ماير - أولكين (KMO) لحجم العينة، كما هو موضح في الجدول (٦،٤)، نتيجة مقدارها (٠.٧٠٠) لقوة الترابط الداخلي للبيانات، والقيمة الموصى بها لمقياس (KMO) أن تتراوح بين (٠,٦ - ١) وكلما اقتربت نتيجته من الواحد الصحيح دل ذلك على مناسبة حجم العينة للبيانات، والنتيجة الحالية جاءت في المعدل المطلوب؛ مما يعني أن حجم العينة مناسب جداً، وذو موثوقية للتحليل العاملي الاستكشافي. وأظهرت نتيجة اختبار بارتلليت (Bartlett's test of sphericity) وجود ارتباط ذات دلالة إحصائية، حيث جاءت قيمة مربع كاي (٦٦٢,٩٣٦)، ودلت قيمة الدلالة الإحصائية لاختبار بارتلليت التي بلغت (٠,٠٠١) على أن المتغيرات ذات علاقة قابلة للقياس، حيث أن مصفوفة الارتباط غير متماثلة، وبذلك تكون افتراضية حجم العينة قد أثبتت مصداقيتها، وموثوقيتها لمواصلة التحليل.

الجدول ٤، ٦: اختبار كاييرز-ماير-أولكين (KMO) واختبار بارتلليت

مقياس كاييرز - ماير - أولكين (كمو)	٠.٧٠٠
اختبار بارتلليت	٦٦٢,٩٣٦
درجات الحرية	٩١
قيمة الدلالة الإحصائية	٠.٠٠١

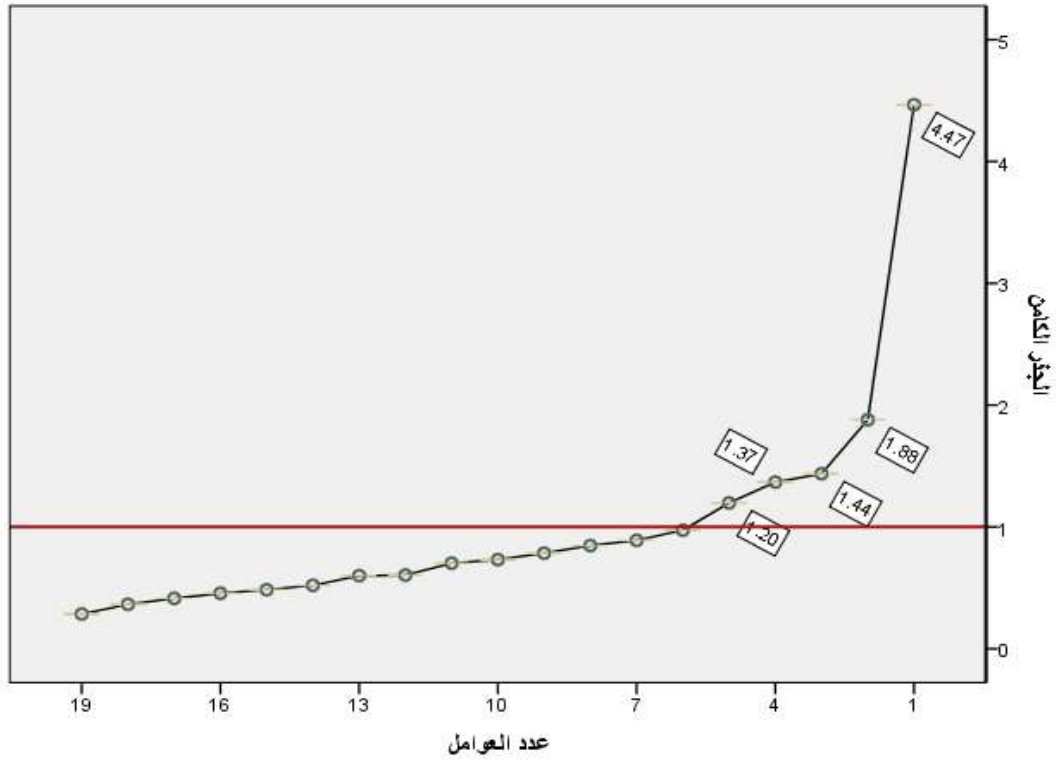
٤،٤،١،٣ استخراج العوامل الكامنة

تختلف أساليب استخراج العوامل وطرق التدوير، وقد استقر الحال بالباحث على استعمال طريقة التدوير المتعامد في استخراج العوامل الكامنة، معتمداً في تحديد العوامل على الجذور الكامنة التي تعدت قيمتها الواحد الصحيح، وحدد الباحث (٠,٥٠) كحد أدنى لقبول التشعبات العاملة للفقرات

المستخرجة من عاملها، ويستحسن خبراء الإحصاء ألا تقل التشعبات العاملة عن ٠,٤ ولا تزيد عن ٠,٧٠، وكلما زادت التشعبات العاملة عن الحد الأدنى كانت العوامل المستخرجة ذات جودة أفضل (إبراهيم، ٢٠١٨).

وأظهرت نتائج التدوير واستخلاص العوامل في التحليل العاملي بطريقة المركبات الرئيسة مجموعة من النتائج كما هو موضح في الجدول (٧،٤)، وقد تناوها الباحث بالتفصيل وهي على النحو الآتي: احتل بُعد التوافق الاجتماعي أعلى قيمة للجذور الكامنة المستخرجة، حيث حصل على (٢,٩١٠) ويفسر ما مقداره ٢٠,٧٨٣% من نسبة التباين الكلي، وقد تشبعت في عامل التوافق الاجتماعي (٥) فقرات من أصل (٧) فقرات، وتراوحت قيم التشعبات العاملة لهذه الفقرات بين (٠,٨٢٩-٠,٥٦٧). أمّا بُعد الاكتئاب فقد كان في الترتيب الثاني من حيث قيمة الجذر الكامن، حيث بلغت قيمته ١,٦٤٤ وكان التباين المفسر بنسبة ١١,٨٨٨%، وتراوحت قيم التشعبات العاملة بين (٠,٧٢٢-٠,٦٦٣) وبذلك تشبعت ثلاث فقرات في هذا العامل. وتشبعت كل من (الفقرة ٢٠، والفقرة ٢١، والفقرة ٢٢) في عامل الثقة بالنفس، حيث بلغت قيمة الجذر الكامن (١,٥٣٣) وهذه النتيجة تفسر ما مقداره (١٠,٩٤٨%) من نسبة التباين المفسر، وتراوحت قيمة التشعبات العاملة للفقرات بين (٠,٥٦٣-٠,٧٨٩). وأخيراً، حصل عامل الضغوط النفسية على أقل قيمة للجذر الكامن بلغت (١,٥١٧)، وتفسر نسبة (١٠,٨٣٦%)، وتراوحت قيم التشعبات العاملة للفقرات الثلاث بين (٠,٧٥٩-٠,٦٥٨). وخالصة هذا التحليل أن جميع الأبعاد لمتغير المشكلات النفسية الاجتماعية قد حافظت على جذورها الكامنة وتشبعت فيها مجموعة من الفقرات بناء على الإطار النظري الذي اعتمد عليه الباحث في دراسته.

واستنتج الباحث من قيم معامل الشيعوع الواردة في الجدول الآتي، على مساهمة المتغيرات كل على حدة في بناء العامل. وقد تراوحت قيم معامل الشيعوع بين (٠,٤٥٠ - ٠,٧١٣)، وهذا يعني أنّها ظهرت بصورة جيدة؛ فكلما كانت قيمة معامل الشيعوع كبيرة كانت النتيجة أفضل. وتدل أيضاً قيم الارتباط المتضاد التي تراوحت بين (٠,٥٣٦ - ٠,٨٠٣) على جودة البيانات المستخرجة؛ فكلما اقتربت نتيجة الارتباط المتضاد من الواحد دل ذلك على جودة الفقرات وإسهامها في بناء العوامل المستخلصة. ومن ناحية أخرى أكدت نتيجة اختبار الهضبة للجذور الكامنة جودة البيانات ومصداقيتها للمتغير المشكلات النفسية والاجتماعية في المحاور المستخرجة، ويوضح الرسم البياني أدناه النتائج بصورة واضحة:



الشكل ٤، ٧: اختبار الهضبة للجذور الكامنة لمتغير المشكلات النفسية والاجتماعية

١،٥،٤ التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس الذكاء الانفعالي

١،١،٥،٤ فرضية مصفوفة الارتباط

أظهرت نتائج مصفوفة الارتباط بين فقرات متغير الذكاء الانفعالي (أنظر الجدول رقم ٨،٤) أن العلاقات بين الفقرات تراوحت قيمها بين (٠،١٥-٠،٦٠٣)، وبذلك جاءت حسب المقرر له من قبل الإحصائيين، وهذا يعني عدم انصهار وتداخل الفقرات مع بعضها البعض؛ لأنها لم تصل إلى ٠،٩٠، ومن ثم تخلو المصفوفة من مشكلة تعدد الخطية. وجاءت نتيجة القيمة المطلقة لمحدد مصفوفة الارتباطات (Determinant) بمقدار (٠،١٠)، وبما أن القيمة المطلقة جاءت أعلى من الصفر؛ فهذا يعني خلو مصفوفة الارتباطات لفقرات مقياس الذكاء الانفعالي من مشكلة خطية البيانات والمعروفة باسم (Multicollinearity).

الجدول ٤ ، ٨ : واصل : مصفوفة الارتباط بين فقرات متغير الذكاء الانفعالي

الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	
٣٦	٣٥	٤٩	٢٨	٥٧	٤٦	٤٣	٤٢	٤١	٣٨	٣١	٣٠	٢٩	
												١	الفقرة ٢٩
											١	.٤١٦	الفقرة ٣٠
										١	.٦٠٣	.٤٠٩	الفقرة ٣١
									١	.٢٧٥	.٢٠٤	.١٧٨	الفقرة ٣٨
								١	.١٤٢	.٢٩٤	.٣٥٣	.٢٠٣	الفقرة ٤١
							١	.٤١٣	.١١٩	.٢٧٣	.٣٤١	.١٩٣	الفقرة ٤٢
						١	.٥٢٨	.٤٨٧	.١٥٢	.٢٩١	.٣٠١	.١١٩	الفقرة ٤٣
					١	.١٦٠	.٢١١	.٢٤٠	.٠٨٧	.١٢١	.١١٨	.١٧١	الفقرة ٤٦
				١	.٢١٨	.١٧٩	.٢٩٠	.١٩٩	.١٨١	.٢٢٣	.١٧٤	.١٩٤	الفقرة ٥٧
			١	.٠٢٢	.١١٣	.٠٩١	.١٠١	.٢٠٨	.٠١٧	.٣٠٧	.١٩١	.٢٨٩	الفقرة ٢٨
		١	.٠٠٩	.٢٣٦	.١٧٦	.١٨٨	.٢٣٤	.١٦١	.١٤١	.١٥١	.١٣٨	.١١٣	الفقرة ٤٩
	١	.١١٦	-.٠٣٧	.٣١٢	.٠٨١	.٢٦٢	.٢٤٢	.٢٦٢	.١٦١	.١٧٩	.٢٧٠	.٢٤٩	الفقرة ٣٥
١	.٥١٧	.٠٣٠	-.١٢٥	.٢١٦	.٠٣٠	.٢٤٥	.٢٠٥	.٢٠٧	.٣٠٧	.٢٨٩	.٢٦٨	.٢٥٥	الفقرة ٣٦

الجدول ٤ ، ٨ : واصل : مصفوفة الارتباط بين فقرات متغير الذكاء الانفعالي

الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	الفقرة	
٥١	٥٤	٥٩	٥٨	٥٦	٥٥	٣٦	٣٥	٤٩	٢٨	٥٧	٤٦	٤٣	٤٢	٤١	٣٨	٣١	٣٠	٢٩	
					١	.٢٥١	.٢١٦	.١١٦	.١١٢	.٤٢٣	.١٢١	.١٩٤	.٢٥٨	.٢٨٧	.١١٢	.٢٧٢	.٢٦٠	.١٩٣	
				١	.٣٤٥	.١٠٧	.١٩٥	.١٨١	.١١٦	.٤١٤	.١٨١	.٠٩٩	.٢٣٠	.١٩٨	.٠٧٣	.٢٥٤	.١٣٥	.١٤٦	
			١	.٢٨٦	.٢٠٦	.٢٩١	.١٥٤	-.٠١٦	-.١٠٢	.٣٠٢	-.٠١٤	.٠٣٨	.١٣١	.٠٨٨	.٠٧١	.١٧٩	.١٨٧	.١٤٤	
		١	.٤٤٩	.٣٢٨	.٢٣٣	.١٧٩	.١٨٩	.٠٧١	-.٠٥٧	.٣٠٣	-.٠٢٨	.٠٣٦	.٠٥٦	.١٠٨	-.٠٢٨	.٠٨٨	.٠٦٥	.١٩٦	
	١	.٢٣٤	.١٩٦	.٣٠٥	.٢٤٨	.١١٦	.٢٧١	.١١٧	-.٠٠٤	.٣٢٩	.٠٢٩	.١٣١	.١٦٥	.٠٩٨	.٠٩٧	.١٩٢	.١٠٨	.١٠٣	
١	.٠٩١	.١٤٣	.٠٣٠	.٠٦٩	.٠٧١	.١٧٥	.٠٠٢	.٢٢٨	-.٠٠٢	.١٥٥	.١٩٨	.٠٩٩	.٠٩٦	.٠٤٢	.٠٩٦	.٠٦٣	.٠١٥	.١١٧	
																			٥١

٢،١،٥،٤ فرضية حجم العينة

أظهرت النتائج كما هو موضح في الجدول (٩،٤) أن اختبار حجم العينة لمقياس كايزر - ماير - أولكين جاء مناسباً جداً، وذو موثوقية للتحليل العملي الاستكشافي، حيث جاءت نتيجته (٠,٧٨٢) لقوة الترابط الداخلي للبيانات، وهو أكثر من القيمة الموصى بها ٠,٦. وأظهرت نتيجة اختبار بارتلليت وجود ارتباط كاف ضمن المتغيرات، حيث جاءت قيمة مربع كاي (١٢٤٦,١٧٦)، ودلت قيمة الدلالة الإحصائية لاختبار بارتلليت التي بلغت (٠,٠٠١) على أن مصفوفة الارتباط غير متماثلة، وأن المتغيرات ذات علاقة قابلة للقياس.

الجدول ٤ ، ٩ : إختبار كايزر-ماير-أولكين واختبار بارتلليت

مقياس كايزر - ماير - أولكين (كمو)	
٠,٧٨٢	
اختبار بارتلليت	
١٢٤٦,١٧٦	قيمة مربع كاي
١٧١	درجات الحرية
٠,٠٠١	قيمة الدلالة الإحصائية

٣،١،٥،٤ استخراج العوامل الكامنة

واصل الباحث استخراج النتائج بنفس الأسلوب المتبع في التحليل السابق، مستعملاً طريقة التدوير المتعامد في استخراج العوامل الكامنة، ومعتمداً في تحديد العوامل على الجذور الكامنة التي تعدت قيمتها الواحد الصحيح. كما حدد الباحث (٠,٥٠) كحد أدنى للتشبعات العاملة للفقرات المنضمة إلى عاملها. واستخلص العوامل في التحليل العملي بطريقة المركبات الرئيسة.

وقد أظهرت نتائج التدوير مجموعة من القيم كما هو موضح في الجدول (٤، ١٠)، تناولت تحليل متغير الذكاء الانفعالي، وذلك على النحو الآتي: قَسِّم التحليلُ العاملي العواملَ المستخرجة إلى خمسة أبعاد، كل بعد تشبعت فيه مجموعة من الفقرات حسب الأطر النظرية والدراسات السابقة التي استند عليها الباحث، وقد حصل بعد التحفيز الذاتي على أكبر قيمة للجذر الكامن من بين الأبعاد الداخلة في التحليل، وبلغت قيمة الجذر الكامن لهذا المتغير (٤,٤٦٦)، ويفسر ما مقداره ٢٣,٥٥٪ من نسبة التباين الكلي. وتراوحت قيم التشعبات العاملية لهذه الفقرات بين (٠,٥٢٧-٠,٧١٣)، وبلغت عدد الفقرات المنضوية تحت هذا البعد (٦) فقرات، وجاءت قيمة الجذر الكامن لبعد التعاطف بقيمة ١,٨٨٠ والتباين المفسر بنسبة ٩,٨٩٣٪، وتراوحت قيم التشعبات العاملية بين (٠,٧٠٢-٠,٧٨٩)، وتشبعت ثلاث فقرات في هذا العامل من أصل سبع فقرات، حيث تشبعت كل من (الفقرة ٤١، والفقرة ٤٢، والفقرة ٤٣). أما بالنسبة لبعد الوعي الانفعالي فقد تشبعت في جذره الكامن أربع فقرات، وبلغت قيمة الجذر الكامن (١,٤٣٧) وهذه النتيجة تفسر ما مقداره (٧,٥٦١٪) من نسبة التباين المفسر، وتراوحت قيمة التشعبات العاملية للفقرات بين (٠,٦٥٥-٠,٧٣٦). وجاءت قيمة الجذر الكامن لبعد التنظيم الانفعالي في الترتيب الرابع من بين أبعاد متغير الذكاء الانفعالي، حيث بلغت قيمة الجذر الكامن (١,٣٦٨)، وتفسر هذه النتيجة ما نسبته ٧,٢٠٠٪ من التباين المفسر، وتراوحت قيم التشعبات العاملية بين (٠,٥٢٠-٠,٨٠٣). وأخيرا، حصل بعد التواصل الاجتماعي على أقل قيمة للجذر الكامن بلغت (١,١٩٧)، وتفسر ما مقداره ٦,٣٠٠٪ من التباين المفسر للعامل المستخرج، وتراوحت قيم التشعبات العاملية للفقرات الثلاث بين (٠,٥٧١-٠,٧١٦)، وبهذا حققت أبعاد متغير الذكاء الانفعالي ثبات عدد العوامل المستخرجة بدون حذف أي عامل مع تصفية واختزال وحذف بعض الفقرات من عواملها الأصلية.

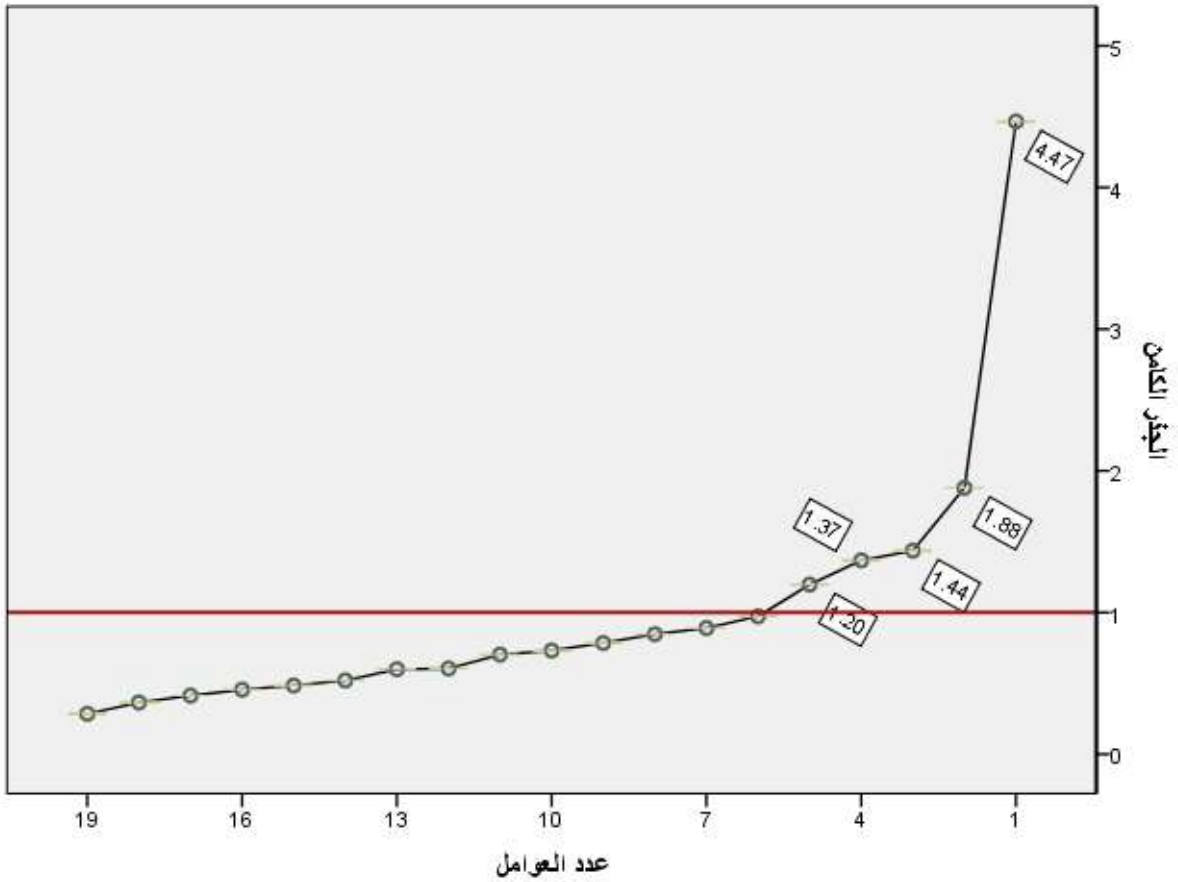
واستنتج الباحث من قيم معامل الشيعوع الواردة في الجدول مساهمة الفقرات كل على حدة في

بناء العامل، وقد ظهرت قيم معامل الشيعوع التي تراوحت بين (٠,٤٠٩ - ٠,٧٢١) بصورة جيدة؛ فكلما

كانت قيمة معامل الشيعوع كبيرة كانت النتيجة أفضل. كما تدل قيم الارتباط المتضاد التي تراوحت بين

(٠,٥٦٠ - ٠,٨٧٠) على جودة البيانات المستخرجة؛ فكلما اقتربت نتيجة الارتباط المتضاد من الواحد

دل ذلك على جودة الفقرات وإسهامها في بناء العوامل المستخلصة. ومن ناحية أخرى أكدت نتيجة



الشكل ٤، ٨: اختبار الهضبة للجذور الكامنة لمتغير الذكاء الانفعالي

اختبار الهضبة للجذور الكامنة على جودة البيانات ومصداقيتها لمتغير الذكاء الانفعالي في

المحاور المستخرجة. ويوضح الرسم البياني أعلاه النتائج بصورة واضحة.

الجدول ٤، ١٠: واصل: مصفوفة تشبعت الجذور الكامنة لمتغير الذكاء الانفعالي

رقم الفقرة	الفقرات	العوامل المستخرجة للمتغيرات				قيم الارتباط المضاد
		التحفيز الذاتي	التعاطف	الوعي الانفعالي	التنظيم الانفعالي	
الفقرة ٥٩	أتحمل النقد من الطلبة الآخرين بدون غضب.	.٧١٣				.٥٣٨
الفقرة ٥٦	أتصالح مع الطلبة الآخرين عندما يختلف.	.٦٨٦				.٥٦٥
الفقرة ٥٧	أجنب ارتكاب الأخطاء مرة ثانية بعد معرفتها.	.٦٤٠				.٥٥٦
الفقرة ٥٨	أضبط نفسي عندما يغضب طلبة آخرين علي.	.٦٣٤				.٥٢٠
الفقرة ٥٤	أختلف في الرأي مع الطلبة الآخرين بدون خصومة.	.٥٤٥				.٣٢٦
الفقرة ٥٥	أتفادى الأفكار التي تؤدي إلى نتائج سيئة.	.٥٢٧				.٤٠٩
الفقرة ٤٣	لدي القدرة على فهم الإشارات الاجتماعية التي تصدر من الآخرين.	.٧٨٩				.٦٧١
الفقرة ٤٢	أحاول فهم أصدقائي من خلال تفهم رؤيتهم للأشياء	.٧٢٩				.٦٠٣
الفقرة ٤١	أستطيع الإحساس بمشاعر الجماعة المنطوقة وغير المنطوقة.	.٧٠٢				.٥٧٠
الفقرة ٣١	أدرك مشاعري في تعاملي مع الآخرين بدقة		.٧٣٦			.٦٥٥
الفقرة ٢٩	لديّ القدرة على معرفة صفاتي الإيجابية		.٧٠٠			.٥٨٠
الفقرة ٢٨	أدرك بأن لديّ مشاعر رقيقة		.٦٦٦			.٦٣٣
الفقرة ٣٠	أفهم الانفعالات بشكل جيد		.٦٥٥			.٦٢٠
الفقرة ٣٦	أتحكم بمشاعري؛ لكي يكون عملي كما أريد.			.٨٠٣		.٧٢١
الفقرة ٣٥	أعتبر نفسي مسؤولاً عن مشاعري.			.٥٥٧		.٥١٣

الجدول ٤، ١٠: واصل: مصفوفة تشبعت الجذور الكامنة لمتغير الذكاء الانفعالي

رقم الفقرة	الفقرات	العوامل المستخرجة للمتغيرات					قيم الارتباط
		التحفيز الذاتي	التعاطف	الوعي الانفعالي	التنظيم الانفعالي	التواصل الاجتماعي	
الفقرة ٣٨	عندما أقرر إنجاز أعمالي فإنني أبدأ بالعقبات التي تحول بيني وبينها.			٠.٥٢٠			٠.٤٢٤
الفقرة ٥١	أطلب الخدمة من طلبة آخرين عند الضرورة.				٠.٧١٦		٠.٥٧٦
الفقرة ٤٩	أبدأ المحادثات مع الطلبة الآخرين بدون حرج.				٠.٦٢٩		٠.٤٤٨
الفقرة ٤٦	بناء الصداقات أمر مهم بالنسبة لي				٠.٥٧١		٠.٤١٩
	الجذر الكامن	٤,٤٦٦	١,٨٨٠	١,٤٣٧	١,٣٦٨	١,١٩٧	
	التباين المفسر %	٢٣,٥٠٥	٩,٨٩٣	٧,٥٦١	٧,٢٠٠	٦,٣٠٠	

٦،٤ نتائج السؤال الثاني

ينص السؤال البحثي على الآتي: " ما مدى تأثير المشكلات النفسية والاجتماعية على بعد الوعي الانفعالي لمتغير الذكاء الانفعالي عند طلبة جماعة الثقافة الإسلامية بجامعة السلطان قابوس بسلطنة عمان؟"

يستقصي السؤال الحالي العلاقة التآثرية والدور السببي بين المشكلات النفسية والاجتماعية والتي تتكون من مجموعة من الأبعاد (الاكتئاب، والضغط النفسية، والتوافق الاجتماعي، والثقة بالنفس) من جهة، وبين بعد الوعي الانفعالي للذكاء الانفعالي من جهة ثانية عند طلبة جماعة الثقافة الإسلامية بجامعة السلطان قابوس بسلطنة عمان. ولتحقيق الغاية من هذا السؤال والوصول إلى أفضل نتيجة، قرّر الباحث استعمال الانحدار الخطي؛ وذلك لقوته الإحصائية، واستيعابه أكثر من متغير مستقل على متغير تابع، ودراسة العلاقة القائمة بينها بصورة دقيقة.

وبما أن الدراسة الحالية تدرس أربعة محاور لمتغير مستقل على متغير تابع واحد؛ فإن أنسب نوع من أنواع الانحدار الخطي هو الانحدار الخطي المتعدد (Multiple linear regression). ويستعمل الانحدار الخطي المتعدد في توضيح وتقييم العلاقة بين متغير تابع، ومجموعة من المتغيرات المستقلة، والتنبؤ بقيمة المتغير التابع من خلال محاور المتغير المستقل أو مجموعة من المتغيرات المستقلة المدروسة، كما أن له القدرة على ترتيب وإعطاء سلم الأوليات في الأهمية بين المتغيرات المستقلة من حيث علاقتها بالمتغير التابع (شراز، ٢٠١٥).

ويتميّز أسلوب الانحدار الخطي المتعدد بأن له بعض الافتراضات التي أوصى الإحصائيون بضرورة التقيد بها والتأكد منها قبل البدء في التحليل، للوصول إلى أدق النتائج. ولهذا قام الباحث بالتحقق من هذه الافتراضات، ومن أبرزها: الاعتدالية في توزيع البيانات، وخلو البيانات من القيم المتطرفة، وقد تم

التحقق من ذلك وإثباته. ثانياً حجم العينة: وبما أن الانحدار الخطي يسعى إلى تعميم النتائج والتنبؤ بها على المتغير التابع، فإنه يشترط أن يكون حجم العينة كبيراً. ويرى خبراء الإحصاء أن الدراسات في العلوم الاجتماعية والإنسانية ينبغي أن يغطي كل متغير مستقل فيها خمسة عشر حالة من مجتمع الدراسة (بالانت، ٢٠١٣). وبالنسبة لافتراض حجم العينة فإن العينة الحالية قد استوفت الشرط العددي لحجم العينة، بل إن حجم عينة الدراسة مناسب جداً للتعميم والتنبؤ بها على المتغير التابع. وأظهرت نتائج تحليل الانحدار الخطي المتعدد عدم وجود علاقات ارتباطية قوية بين الأبعاد المدروسة، حيث وصلت أقوى علاقة بين محور الثقة بالنفس ومحور الوعي الانفعالي (٠,٢٥٩). وكلما كانت العلاقة ضعيفة كانت أكثر تأثيراً عن غيرها بين المتغيرات.

وأظهرت نتائج التحليل للتباين "Anova" للانحدار الخطي المتعدد، كما هو مشار إليه في الجدول (٤، ١١) عن وجود علاقة بين محاور المتغير المستقل الممثل للمشكلات النفسية والاجتماعية، وبين المتغير التابع وهو محور الوعي الانفعالي، حيث أظهرت النتائج أن قيمة الفاء الإحصائية تساوي (٦,٨٩٥)، والدلالة الإحصائية بلغت (٠,٠٠١)، وهي قيمة معنوية أقل من مستوى دلالة (٠,٠٥)، وبمعنى آخر أنه يوجد تأثير لكل من أبعاد المتغير المستقل (الاكتئاب، والضغط النفسية، والتوافق الاجتماعي، والثقة بالنفس) على متغير الوعي الانفعالي لمتغير الذكاء الانفعالي، وبذلك نستطيع التنبؤ بالمتغير التابع من خلال المتغير المستقل، وبهذه النتيجة يمكن متابعة التحليل.

وأشارت نتيجة معامل الارتباط البسيط (R) والتي جاءت قيمتها (٠,٣٠١) إلى وجود علاقة طردية موجبة ضعيفة بين المتغير المستقل (المشكلات النفسية والاجتماعية) والمتغير التابع (الوعي الانفعالي لمتغير الذكاء الانفعالي). أما معامل التحديد (R^2) الذي يقيس القوة التفسيرية للنموذج، فقد كانت قيمته (٠,٠٩١)، وتدلل هذه القيمة على أن العلاقة جاءت أقل من الواحد الصحيح، وهذا يعني أن العلاقة

غير تامة، بمعنى أن المتغير التابع (الوعي الانفعالي) ليس العامل الوحيد الذي يفسر العلاقة، وإنما يفسر ما نسبته (٩,١٪) فقط، وأن هناك أسباباً أخرى تعود لهذه العلاقة.

الجدول ٤، ١١: جدول تحليل الانحدار الخطي المتعدد لتحليل التباين بي (ANOVA b)

النموذج	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	معامل الارتباط (R)	مربع معامل التحديد (R ²)	قيمة " ف "	الدلالة الإحصائية
الانحدار الخطأ المعياري الكلي	٨,٤٥٤	٤	٢,١١٣	٠,٣٠١	٠,٠٩١	٦,٨٩٥	٠,٠٠١
	٨٤,٦٠٢	٢٧٦	٠,٣٠٧				
	٩٣,٠٥٦	٢٨٠					

وأظهرت النتائج المشار إليها في الجدول (٤، ١٢) أن بعد الثقة بالنفس لمتغير المشكلات النفسية والاجتماعية (المستقل) قد بلغت فيها قيمة بيتا (٠,٢٥٣)، وهي ذات دلالة إحصائية ("تي" = ٤,٣٦٨)، الدلالة الإحصائية = ٠,٠٠١)، وبهذا تكون قيمة الدلالة أقل من (٠,٠٥)، وهذا يعني أن بعد الثقة بالنفس له أكبر الأثر في الوعي الانفعالي لمتغير الذكاء الانفعالي. كما استنتج الباحث من خلال قيمة "بيتا" أنه كلما تحسنت الثقة بالنفس بمقدار وحدة واحدة تحسن معها الوعي الانفعالي بمقدار (٠,٢٥٣) وحدة.

كما أظهرت النتائج أن قيمة "بيتا" لمتغير المشكلات النفسية والاجتماعية والمتمثلة في بعد الاكتئاب قد بلغت (٠,١٤٢)، وهي ذات دلالة إحصائية ("تي" = ٢,٤٠٦)، الدلالة الإحصائية = ٠,٠١٧)، وبهذا تكون قيمة الدلالة أقل من (٠,٠٥)، بمعنى أن بعد الاكتئاب له أثر في الوعي الانفعالي.

كما استنتج الباحث من خلال قيمة "بيتا" (٠.١٤٢)؛ أنه كلما تحسن الاكتئاب بمقدار وحدة واحدة تحسن معه الوعي الانفعالي بمقدار (٠.١٤٢) وحدة.

وأظهرت النتيجة أيضاً أن قيمة "بيتا" بلغت (-٠,٠٥٦) لبعء الضغوط النفسية. وهي نتيجة غير دالة إحصائياً ("تي" = -٠,٩٥٣، الدلالة الإحصائية = ٠,٣٤١) مما يدل على عدم وجود علاقة وفروق جوهرية بين بعء الضغوط النفسية وبعء الوعي الانفعالي. وأشارت النتيجة في الجدول الآتي أيضاً إلى أن قيمة "بيتا" بلغت (-٠,٠٧١) لبعء التوافق الاجتماعي، أمّا الدلالة الإحصائية فقد بلغت (٠,٢٤١)، وهي قيمة أعلى من مستوى دلالة (٠,٠٥)، مما يدل على عدم وجود أثر ودلالة إحصائية بين عد التوافق الاجتماعي لمتغير المشكلات النفسية والاجتماعية على المتغير التابع (الوعي الانفعالي).

كما أوضحت نتيجة عامل تضخم التباين (VIF) لاختبار التعددية الخطية، أن جميع النتائج في المعدل الموصى به من قبل الخبراء، مشيراً إلى عدم وجود مشكلة تعددية خطية بين المتغيرات في النموذج المدروس. ويمكن أن يستخلص الباحث معادلة الانحدار الخطي المقدر من خلال قيمة المعامل (بي)؛ للتعرف بتحسين مستوى الوعي الانفعالي وهي كالآتي:

بعء الوعي الانفعالي لمتغير الذكاء الانفعالي = ٢,٩٧٦ + (٠.١٢١ × الاكتئاب) + (-٠.٠٤٩ ×

الضغوط النفسية) + (-٠.٠٥٥ × التوافق الاجتماعي) + (٠.٢٣٧ × الثقة بالنفس)

الجدول ٤، ١٢: نتائج تحليل الانحدار الخطي المتعدد لبعء الوعي الانفعالي

التضخم "VIF"	دلالة	المعاملات		المعاملات غير المقننة		المتغير المستقل (المفسر)	المتغير التابع
		قيمة "تي"	المقننة بيتا	الخطأ المعياري	بي		
	٠.٠٠١	٩,٤٣٦		٠.٣١٥	٢,٩٧٦	الانحدار الثابت	
١,٠٦٣	٠.٠١٧	٢,٤٠٦	٠.١٤٢	٠.٠٥٠	٠.١٢١	الاكتئاب	بعء الوعي الانفعالي
١,٠٤٣	٠.٣٤١	-٠.٩٥٣	-٠.٠٥٦	٠.٠٥٢	-٠.٠٤٩	الضغوط النفسية	متغير الذكاء
١,١٠٠	٠.٢٤١	-	-٠.٠٧١	٠.٠٤٧	-٠.٠٥٥	التوافق الاجتماعي	الانفعالي
١,٠٢٢	٠.٠٠١	٤,٣٦٨	٠.٢٥٣	٠.٠٥٤	٠.٢٣٧	الثقة بالنفس	

٧، ٤ نتائج السؤال الثالث

ينص السؤال البحثي على الآتي: " ما علاقة المشكلات النفسية والاجتماعية بالتنظيم

الانفعالي لمتغير الذكاء الانفعالي عند طلبة جماعة الثقافة الإسلامية بجامعة السلطان قابوس بسلطنة عمان؟"

تابع الباحث دراسة العلاقة السببية والتنبؤ بين المشكلات النفسية والاجتماعية على التنظيم

الانفعالي لمتغير الذكاء الانفعالي، واستعمل الانحدار الخطي المتعدد لمناسبة هذا الأسلوب عدد المتغيرات

المدرسة، وقام بالتحقق من الافتراضات المطلوبة للانحدار الخطي من حيث التوزيع الطبيعي وحجم العينة

وخطية البيانات. وأظهرت النتائج عدم وجود علاقات ارتباطية قوية بين أبعاد كل من المشكلات النفسية

والاجتماعية وبعء التنظيم الانفعالي، حيث تراوحت قوة الارتباطات بين (٠,٠٥٧-٠,٢٣٦)، وتدل هذه

النتيجة على أن العلاقات بين الأبعاد المدرسة ضعيفة مما يساعد على التنبؤ بجودة النتائج المستخلصة.

وبالرجوع إلى الجدول (١٣،٤) أظهرت نتائج التحليل للتباين "بي" للانحدار الخطي المتعدد أن قيمة الفاء الإحصائية تساوي (٥,٨١٣)، والدلالة الإحصائية بلغت (٠,٠٠١)، وهي قيمة معنوية أقل من مستوى دلالة (٠,٠٥)؛ وهذا يدل على وجود علاقة بين محاور المتغير المستقل الممثل بالمشكلات النفسية والاجتماعية وبين بعد المتغير التابع وهو التنظيم الانفعالي، وبمعنى آخر أنه يوجد تأثير لكل من أبعاد المتغير المستقل (الاكتئاب، والضغط النفسية، والتوافق الاجتماعي، والثقة بالنفس) على بعد التنظيم الانفعالي لمتغير الذكاء الانفعالي، وهذه النتيجة تدفع الباحث لمواصلة التحليل وإيجاد العلاقات السببية الدقيقة بين الأبعاد.

ودلت نتيجة معامل الارتباط البسيط (R) (٠.٢٧٩) على وجود علاقة طردية موجبة ضعيفة بين المتغير المستقل (المشكلات النفسية والاجتماعية) وبعد المتغير التابع (التنظيم الانفعالي). أما معامل التحديد (R²) الذي يقيس القوة التفسيرية للنموذج، فقد كانت قيمته (٠.٠٧٨)، وتدلل هذه القيمة على أن العلاقة جاءت أقل من الواحد الصحيح، وهذا يعني أن العلاقة غير تامة، بمعنى أن بعد المتغير التابع (التنظيم الانفعالي) ليس العامل الوحيد الذي يفسر العلاقة، وإنما يفسر ما نسبته (٧,٨٪) فقط، وأن هناك أسبابا أخرى تعود لهذه العلاقة.

الجدول ٤، ١٣: جدول تحليل الانحدار الخطي المتعدد لتحليل التباين بي (ANOVA b)

النموذج	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	معامل الارتباط (R)	مربع معامل التحديد (R ²)	قيمة "ف"	الدلالة الإحصائية
الانحدار الخطأ المعياري الكلي	٧,٥٦٦	٤	١,٨٩١	٠.٢٧٩	٠.٠٧٨	٥,٨١٣	٠,٠٠١
	٨٩,٨٠٦	٢٧٦	٠.٣٢٥				
	٩٧,٣٧٢	٢٨٠					

وأشارت النتائج الموضحة في الجدول (١٤،٤) إلى اختلاف في العلاقات التأثيرية بين المتغيرات المدروسة، وأوضحت النتائج أن قيمة "بيتا" لبعد الثقة بالنفس لمتغير المشكلات النفسية والاجتماعية بلغ (٠,١٩٢)، وهي ذات دلالة إحصائية أقل من مستوى (٠,٠٥) ("تي" = ٣,٢٩٢، الدلالة الإحصائية = ٠,٠٠١)، بمعنى أن محور الثقة بالنفس حقق أعلى أثر لتحسين التنظيم الانفعالي، ومن خلال قيمة "بيتا" استنتج الباحث أنه كلما تحسنت الثقة بالنفس بمقدار وحدة واحدة تحسن معها التنظيم الانفعالي بمقدار (٠,١٩٢) وحدة.

كما أظهرت نتيجة التوافق الاجتماعي لمتغير المشكلات النفسية والاجتماعية قيمة "بيتا" بمقدار (-٠,١٦٦). وجاءت قيمة "تي" وقيمة الدلالة الإحصائية بقيمة معنوية ذات فروق جوهرية ("تي" = -٢,٧٣٦، الدلالة الإحصائية = ٠,٠٠٧). وهذا يقود الباحث إلى الحكم على أن التوافق الاجتماعي حقق أثراً تبعاً لبعد التنظيم الانفعالي. كما تبين من خلال العلاقة أنهما ذات اتجاه سالب؛ أي كلما زاد التوافق الاجتماعي قل التنظيم الانفعالي والعكس صحيح أيضاً، وتشير قيمة "بيتا" أنه كلما تحسن التوافق الاجتماعي بمقدار وحدة واحدة تحسن معه التنظيم الانفعالي بمقدار (-٠,١٦٦).

وبلغت قيمة "بيتا" في بعد الضغوط النفسية (٠,٠٣٦)، والدلالة الإحصائية (٠,٥٤٨) وقيمة

"تي" (٠,٦٠٢) وهي قيمة أعلى من مستوى دلالة (٠,٠٥)، مما يدل على عدم وجود أثر وعلاقة سببية لبعء المتغير التابع وهو التنظيم الانفعالي على بعد الضغوط النفسية لمتغير المشكلات النفسية والاجتماعية. وأخيراً، أظهرت النتيجة المتعلقة ببعء الاكتئاب علاقة غير دالة إحصائياً مع بعد التنظيم الانفعالي، حيث بلغت قيمة "بيتا" (-٠,٠٥٢)، وقيمة الدالة الإحصائية (٠,٣٨٢). وقيمة "تي" (-٠,٨٧٥). وبهذه النتيجة تنتفي العلاقة السببية بين البعدين المدروسين.

كما أوضحت نتيجة عامل تضخم التباين (VIF) لاختبار التعددية الخطية، أن جميع النتائج في المعدل الموصى به من قبل الخبراء، مشيراً إلى عدم وجود مشكلة تعددية خطية بين المتغيرات في النموذج المدروس. ويمكن أن يستخلص الباحث معادلة الانحدار الخطي المقدر من خلال قيمة المعامل (بي)؛ للتنبؤ بتحسين مستوى التنظيم الانفعالي وهي كالتالي:

$$\text{بعد التنظيم الانفعالي لمتغير الذكاء الانفعالي} = ٣,٦٤٣ + (-٠,٠٤٥ \times \text{الاكتئاب}) + (٠,٠٣٢ \times \text{الضغوط النفسية}) + (-٠,١٣٢ \times \text{التوافق الاجتماعي}) + (٠,١٨٤ \times \text{الثقة بالنفس})$$

الجدول ٤، ٤: نتائج تحليل الانحدار الخطي المتعدد لبعء التنظيم الانفعالي

المتغير التابع	المتغير المستقل (المفسر)	المعاملات غير المفننة	المعاملات المفننة	المقننة	قيمة "تي"	دلالة	التضخم "VIF"
		بي	الخطأ المعياري	بيتا			
	الانحدار الثابت	٣,٦٤٣	٠,٣٢٥		١١,٢١٣	٠,٠٠١	
بعء التنظيم الانفعالي	الاكتئاب	-٠,٠٤٥	٠,٠٥٢	-٠,٠٥٢	-٠,٨٧٥	٠,٣٨٢	١,٠٦٣
متغير الذكاء الانفعالي	الضغوط النفسية	٠,٠٣٢	٠,٠٥٣	٠,٠٣٦	٠,٦٠٢	٠,٥٤٨	١,٠٤٣
الانفعالي	التوافق الاجتماعي	-٠,١٣٢	٠,٠٤٨	-٠,١٦٦	-٢,٧٣٦	٠,٠٠٧	١,١٠٠
	الثقة بالنفس	٠,١٨٤	٠,٠٥٦	٠,١٩٢	٣,٢٩٢	٠,٠٠١	١,٠٢٢

٨،٤ نتائج السؤال الرابع

ينص السؤال البحثي على الآتي: " ما مدى تأثير المشكلات النفسية والاجتماعية على بعد التعاطف لمتغير الذكاء الانفعالي عند طلبة جماعة الثقافة الإسلامية بجامعة السلطان قابوس بسلطنة عمان؟"

واصل الباحث استخراج النتائج البحثية لأسئلة الدراسة باتباع أسلوب الانحدار الخطي المتعدد؛ وذلك لتعدد أبعاد المتغيرات المدروسة. وابتدأ بتوضيح نتائج التحليل الأولية للانحدار الخطي المتعدد فيما يتعلق بمعاملات الارتباط بين أبعاد المشكلات النفسية والاجتماعية (المستقل) وبعد التعاطف لمتغير الذكاء الانفعالي (التابع)، حيث تراوحت قوة الارتباطات بين (٠,٠٥١-٠,٢٣٦)، وتدل هذه النتيجة على أن أضعف علاقة تمت بين بعد التعاطف وبين كل من بعدي الضغوط النفسية والاكتئاب. وأقوى علاقة بين بعد الاكتئاب والتوافق الاجتماعي. وهذه النتائج تساعد على التنبؤ بجودة النتائج المستخلصة. وبالرجوع إلى الجدول (١٥،٤) أظهرت نتائج التحليل للتباين "بي" للانحدار الخطي المتعدد أن قيمة الفاء الإحصائية تساوي (٥,٥٥٧)، والدلالة الإحصائية بلغت (٠,٠٠١)، وهي قيمة معنوية أقل من مستوى دلالة (٠,٠٥)؛ وهذا يدل على وجود علاقة بين أبعاد متغير المشكلات النفسية والاجتماعية وبين بعد التعاطف، ومعنى آخر أنه يوجد تأثير لكل من أبعاد متغير المشكلات النفسية والاجتماعية (الاكتئاب، والضغوط النفسية، والتوافق الاجتماعي، والثقة بالنفس) على متغير التعاطف لمتغير الذكاء الانفعالي، وهذه النتيجة تدفع الباحث لمواصلة التحليل، وإيجاد العلاقات السببية الدقيقة بين الأبعاد.

ودلت نتيجة معامل الارتباط البسيط (R) التي بلغت (٠,٢٧٣) على وجود علاقة طردية موجبة ضعيفة بين المشكلات النفسية والاجتماعية، وبعد التعاطف. أما معامل التحديد (R^2) الذي يقاس القوة التفسيرية للنموذج فقد كانت قيمته (٠,٠٧٥)، وتدل هذه القيمة على أن العلاقة جاءت أقل من

الواحد الصحيح، وهذا يعني أن العلاقة غير تامة، بمعنى أن المتغير التابع (التعاطف) ليس العامل الوحيد الذي يفسر العلاقة، وإنما يفسر ما نسبته (٧,٥٪) فقط، وأن هناك أسباباً أخرى تعود لهذه العلاقة.

الجدول ٤، ١٥: جدول تحليل الانحدار الخطي المتعدد لتحليل التباين بي (ANOVA b)

النموذج	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	معامل الارتباط (R)	مربع معامل التحديد (R ²)	قيمة "ف" الإحصائية	الدلالة
الانحدار	٦,٧٠٨	٤	١,٦٧٧	٠,٢٧٣	٠,٠٧٥	٥,٥٥٧	٠,٠٠١
الخطأ المعياري	٨٣,٢٩٦	٢٧٦	٠,٣٠٢				
الكلي	٩٠,٠٠٤	٢٨٠					

أشارت النتائج الموضحة في الجدول (١٦،٤) إلى وجود تباينات في نتائج العلاقات المتحصلة من دراسة العلاقة التأثيرية والسببية بين أبعاد المتغيرات. وابتدأ الباحث بدراسة قيمة "بيتا" لبعده التوافق الاجتماعي لمتغير المشكلات النفسية والاجتماعية، والتي بلغت (-٠,٢٠١)، وهي ذات دلالة إحصائية أقل من مستوى (٠,٠٥) ("تي" = -٣,٣١٤، الدلالة الإحصائية = ٠,٠٠١)، بمعنى أن محور التوافق الاجتماعي حقق أعلى أثر لتحسين التعاطف. وتبدل النتيجة "بيتا" السالبة أن طبيعة العلاقة تتسم بالعلاقة العكسية؛ أي كلما زاد التعاطف قل التوافق الاجتماعي في المشكلات النفسية والاجتماعية. فمن خلال قيمة "بيتا" استنتج الباحث أنه كلما تحسن التوافق الاجتماعي بمقدار وحدة واحدة تحسن معه التعاطف بمقدار (٠,٢٠١) وحدة.

كما أظهرت نتيجة الثقة بالنفس لمتغير المشكلات النفسية والاجتماعية قيمة "بيتا" بمقدار (٠,١٦٤). وجاءت قيمة "تي" وقيمة ألفا الإحصائية بدلالة معنوية ذات فروق جوهرية ("تي" = ٢,٧٩٧،

الدلالة الإحصائية = 0,006)، وهذا يقود الباحث إلى الحكم بأن الثقة بالنفس حققت أثراً وعلاقة سببية تبعاً لبعدها التعاطف، وتشير قيمة "بيتا" أنه كلما تحسنت الثقة بالنفس بمقدار وحدة واحدة تحسن معها التعاطف بمقدار (0,164). وأظهرت نتيجة بعد الضغوط النفسية قيمة "بيتا" (0,094)، والدلالة الإحصائية (0,111) وقيمة "تي" (1,097)، وهي قيمة أعلى من مستوى دلالة (0,05)؛ مما يدل على عدم وجود أثر وعلاقة سببية للمتغير التابع وهو التعاطف على بعد الضغوط النفسية لمتغير المشكلات النفسية والاجتماعية. وأخيراً، أظهرت النتيجة المتعلقة ببعدها الاكتئاب علاقة غير دالة إحصائياً مع بعد التعاطف؛ حيث بلغت قيمة "بيتا" (0,099)، وقيمة الدلالة الإحصائية (0,099). وقيمة "تي" (1,656)، وهذه النتيجة تنتفي العلاقة السببية بين البعدين المدروسين.

كما أوضحت نتيجة عامل تضخم التباين (VIF) لاختبار التعددية الخطية، أن جميع النتائج في المعدل الموصى به من قبل الخبراء، مشيراً إلى عدم وجود مشكلة تعددية خطية بين المتغيرات في النموذج المدروس. ويمكن أن يستخلص الباحث معادلة الانحدار الخطي المقدر من خلال قيمة المعامل (بي)؛ للتنبؤ بتحسين مستوى التعاطف وهي كالتالي:

$$\text{بعد التعاطف لمتغير الذكاء الانفعالي} = 3,200 + (0,082 \times \text{الاكتئاب}) + (0,082 \times \text{الضغوط النفسية}) + (-0,104 \times \text{التوافق الاجتماعي}) + (0,150 \times \text{الثقة بالنفس})$$

الجدول ٤، ١٦: نتائج تحليل الانحدار الخطي المتعدد لبعدها التعاطف

المتغير التابع	المتغير المستقل (المفسر)	المعاملات غير المقننة	المعاملات المقننة	قيمة "تي"	دلالة	التضخم "VIF"
----------------	--------------------------	-----------------------	-------------------	-----------	-------	--------------

		الخطأ				
		بيتا	المعياري	بي		
		١٠,٢٢٤	٠.٣١٣	٣,٢٠٠	الانحدار الثابت	بعد
١,٠٦٣	٠.٠٩٩	١,٦٥٦	٠.٠٩٩	٠.٠٥٠	الاكتئاب	التعاطف
١,٠٤٣	٠.١١١	١,٥٩٧	٠.٠٩٤	٠.٠٥١	الضغوط النفسية	متغير
١,١٠٠	٠.٠٠١	-٣,٣١٤	-٠.٢٠١	٠.٠٤٦	التوافق الاجتماعي	الذكاء
١,٠٢٢	٠.٠٠٦	٢,٧٩٧	٠.١٦٤	٠.٠٥٤	الثقة بالنفس	الانفعالي

٩،٤ نتائج السؤال الخامس

ينص السؤال البحثي على الآتي: " ما العلاقة القائمة بين المشكلات النفسية والاجتماعية

لبعد التواصل الاجتماعي لمتغير الذكاء الانفعالي عند طلبة جماعة الثقافة الإسلامية بجامعة السلطان

قابوس بسلطنة عمان؟"

استعمل الباحث أسلوب الانحدار الخطي المتعدد لاستخراج النتائج البحثية لأسئلة الدراسة،

وذلك لتعدد أبعاد المتغيرات المدروسة، وفي البداية تحقق من الافتراضات الأولية للانحدار الخطي المتعدد،

من حيث الاعتدالية والقيم المتطرفة وحطية البيانات، وقد تناول هذه الافتراضات في بداية هذا الفصل

بالتفصيل. أما فيما يتعلق بمعاملات الارتباط المستخرجة من نتائج تحليل الانحدار الخطي المتعدد بين أبعاد

المشكلات النفسية والاجتماعية وبعد التواصل الاجتماعي لمتغير الذكاء الانفعالي، فقد دلت النتائج على

أن أقوى علاقة جاءت بين بعد التواصل الاجتماعي وبعد التوافق الاجتماعي، ورغم أنها أقوى علاقة،

ولكنها لم تخرج من كونها علاقة ضعيفة (٠,٣١٥). وهذه النتائج ما زالت تحت ما أوصى به الإحصائيون،

كما أنها تساعد على التنبؤ بجودة النتائج المستخلصة.

وبالرجوع إلى الجدول (١٧،٤) أظهرت نتائج التحليل للتباين "بي" للانحدار الخطي المتعدد أن قيمة الفاء الإحصائية تساوي (٨،٦٠٢)، والدلالة الإحصائية بلغت (٠،٠٠١)، وهي قيمة معنوية أقل من مستوى دلالة (٠،٠٥)؛ وهذا يدل على وجود علاقة ذات دلالة جوهرية بين أبعاد متغير المشكلات النفسية والاجتماعية وبعد التواصل الاجتماعي، وبمعنى آخر أنه يوجد تأثير لكل من أبعاد متغير المشكلات النفسية والاجتماعية (الاكتئاب، والضغط النفسي، والتوافق الاجتماعي، والثقة بالنفس) على متغير التواصل الاجتماعي لمتغير الذكاء الانفعالي، وهذه النتيجة تدفع الباحث لمواصلة التحليل، وإيجاد العلاقات السببية الدقيقة بين تأثير كل بعد من أبعاد المتغير المستقل على بعد المتغير التابع وهو الذكاء الانفعالي.

ودلت نتيجة مُعامل الارتباط البسيط (R) التي بلغت (٠.٣٣٣) على وجود علاقة طردية موجبة بين المشكلات النفسية والاجتماعية، وبعد التواصل الاجتماعي. أما معامل التحديد (R^2) الذي يقيس القوة التفسيرية للنموذج، فقد بلغ (٠.١١١)، وتدلل هذه القيمة على أن العلاقة غير تامة، بمعنى أن المتغير التابع (التواصل الاجتماعي) ليس العامل الوحيد الذي يفسر العلاقة، وإنما يفسر ما نسبته (١١،١٪) منها فقط، وأن هناك أسباباً أخرى تعود لهذه العلاقة.

الجدول ٤، ١٧: جدول تحليل الانحدار الخطي المتعدد لتحليل التباين بي (ANOVA b)

النموذج	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	معامل الارتباط (R)	مربع معامل التحديد (R ²)	قيمة "ف" الإحصائية	الدلالة
الانحدار الخطأ المعياري الكلي	١٣,٤٠١	٤	٣,٣٥٠	٠.٣٣٣	٠.١١١	٨,٦٠٢	٠.٠٠١
	١٠٧,٤٩٢	٢٧٦	٠.٣٨٩				
	١٢٠,٨٩٣	٢٨٠					

وأشارت النتائج الموضحة في الجدول (١٨،٤) عن وجود تباينات في نتائج العلاقات المتحصلة، وأغلبها لا يدل على وجود علاقة تأثيرية أو سببية بين أبعاد المتغيرات، وقد ظهرت قيمة "بيتا" (-) (٠,٢٨٩) لبعدها التوافق الاجتماعي لمتغير المشكلات النفسية والاجتماعية، وهي ذات دلالة إحصائية أقل من مستوى (٠,٠٥) ("تي" = -٤,٨٥٣، الدلالة الإحصائية = ٠,٠٠١)، بمعنى أن محور التوافق الاجتماعي لمتغير المشكلات النفسية والاجتماعية حقق أعلى أثر لتحسين التواصل الاجتماعي للذكاء الانفعالي. فمن خلال قيمة "بيتا" استنتج الباحث أنه كلما تحسن التوافق الاجتماعي بمقدار وحدة واحدة تحسن معه التواصل الاجتماعي بمقدار (٠,٢٠١) وحدة. ومن خلال الإشارة السالبة لقيمة "بيتا" يتبين للباحث أن هناك علاقة عكسية بين المتغيرين المدروسين، بمعنى أنه كلما زاد التوافق الاجتماعي لمتغير المشكلات النفسية والاجتماعية زاد معه التواصل الاجتماعي.

كما أظهرت نتيجة الثقة بالنفس لمتغير المشكلات النفسية والاجتماعية قيمة "بيتا" بمقدار (٠,٠٨٢). وجاءت قيمة "تي" وقيمة ألفا الإحصائية غير دالة إحصائياً ("تي" = ١,٤٢٢، الدلالة الإحصائية = ٠,١٥٦). وهذا يقود الباحث إلى الحكم بأن الثقة بالنفس لم تحقق أثراً وعلاقة سببية تبعاً لبعدها التواصل الاجتماعي. وأظهرت نتيجة بعد الضغوط النفسية التي بلغت فيها قيمة "بيتا" (٠,٠٠٤)،

والدلالة الإحصائية (٠.٩٤٦) وقيمة "تي" (٠,٦٨) وهي قيمة أعلى من مستوى دلالة (٠,٠٥)، مما يدل على عدم وجود أثر وعلاقة سببية للمتغير التابع وهو التواصل الاجتماعي على بعد الضغوط النفسية لمتغير المشكلات النفسية والاجتماعية. وأخيراً، أظهرت النتيجة المتعلقة ببعد الاكتئاب علاقة غير دالة إحصائياً مع بعد التواصل الاجتماعي، حيث بلغت قيمة "بيتا" (-٠,٠٧١)، وقيمة الدالة الإحصائية (٠,٢٢٤). وقيمة "تي" (-١,٢١٩). وبهذه النتيجة تنتفي العلاقة السببية بين البعدين المدروسين.

كما أوضحت نتيجة عامل تضخم التباين (VIF) لاختبار التعددية الخطية أن جميع النتائج في المعدل الموصى به من قبل الخبراء، مشيراً إلى عدم وجود مشكلة تعددية خطية بين المتغيرات في النموذج المدروس. ويمكن أن يستخلص الباحث معادلة الانحدار الخطي المقدر من خلال قيمة المعامل (بي)؛ للتنبؤ بتحسين مستوى التواصل الاجتماعي وهي كالتالي:

$$\text{بعد التواصل الاجتماعي لمتغير الذكاء الانفعالي} = ٤,٢٠٨ + (-٠,٠٦٩ \times \text{الاكتئاب}) + (٠,٠٨٧ \times \text{الثقة بالنفس}) + (-٠,٢٥٦ \times \text{التوافق الاجتماعي})$$

الجدول ٤، ١٨: نتائج تحليل الانحدار الخطي المتعدد لبعد التواصل الاجتماعي

المتغير التابع	المتغير المستقل (المفسر)	المعاملات غير المقننة الخطأ المعياري بي	المعاملات المقننة بيتا	قيمة "تي"	دلالة	التضخم "VIF"
الانحدار الثابت		٤,٢٠٨	٠,٣٥٥	١١,٨٣٨	١,٠٠٠	
بعد التواصل الاجتماعي	الاكتئاب	-٠,٠٦٩	٠,٠٥٧	-١,٢١٩	٠,٢٢٤	١,٠٦٣
المتغير الذكاء الانفعالي	الضغوط النفسية	٠,٠٠٤	٠,٠٥٨	٠,٠٦٨	٠,٩٤٦	١,٠٤٣
الانفعالي	التوافق الاجتماعي	-٠,٢٥٦	٠,٠٥٣	-٤,٨٥٣	١,٠٠٠	١,١٠٠
الثقة بالنفس		٠,٠٨٧	٠,٠٦١	١,٤٢٢	٠,١٥٦	١,٠٢٢

١٠،٤ نتائج السؤال السادس

ينص السؤال البحثي على الآتي: " ما مدى تأثير المشكلات النفسية والاجتماعية على

التحفيز الذاتي لمتغير الذكاء الانفعالي عند طلبة جماعة الثقافة الإسلامية بجامعة السلطان قابوس

بسلطنة عمان؟"

واصل الباحث استخراج النتائج بواسطة الانحدار الخطي المتعدد؛ لتعدد أبعاد المتغيرات المدروسة.

وابتدأ الباحث بتوضيح نتائج التحليل الأولية للانحدار الخطي المتعدد، فيما يتعلق بمعاملات الارتباط بين

أبعاد المشكلات النفسية والاجتماعية، وبعد التحفيز الذاتي لمتغير الذكاء الانفعالي، حيث تراوحت قوة

الارتباطات بين (٠,٠٥٧-٠,٢٥٠)، وتدلل هذه النتيجة على أن أضعف علاقة تمت بين بعد التحفيز

الذاتي من جهة وبعدي الاكتئاب والثقة بالنفس، وأقوى علاقة كانت بين بعد التحفيز الذاتي من جهة

والتوافق الاجتماعي من جهة ثانية، وجميع هذه الارتباطات تدل على تحقق فرضية العلاقات التي أوصى

بها الخبراء.

وبالرجوع إلى الجدول (١٩،٤) أظهرت نتائج التحليل للنتائج "بي" للانحدار الخطي المتعدد أن

قيمة الفاء الإحصائية تساوي (٧,٤٩٠)، والدلالة الإحصائية بلغت (٠,٠٠١)، وهي قيمة معنوية أقل

من مستوى دلالة (٠,٠٥)؛ وهذا يدل على وجود علاقة بين أبعاد متغير المشكلات النفسية والاجتماعية

وبعد التحفيز الذاتي، وبمعنى آخر أنه يوجد تأثير لكل من أبعاد متغير المشكلات النفسية والاجتماعية

(الاكتئاب، والضغط النفسية، والتوافق الاجتماعي، والثقة بالنفس) على متغير التحفيز الذاتي لمتغير

الذكاء الانفعالي، وهذه النتيجة تدفع الباحث لمواصلة التحليل، وإيجاد العلاقات السببية الدقيقة بين

الأبعاد. ودلت نتيجة معامل الارتباط البسيط (R) التي بلغت (٠,٣١٣) على وجود علاقة طردية موجبة

ضعيفة بين المشكلات النفسية والاجتماعية، وبعد التحفيز الذاتي. أما معامل التحديد (R^2) الذي يقيس

القوة التفسيرية للنموذج، فقد كانت قيمته (0.098)، وتدل هذه القيمة على أن العلاقة جاءت أقل من الواحد الصحيح، وهذا يعني أن العلاقة غير تامة، بمعنى أن المتغير التابع (التحفيز الذاتي) ليس العامل الوحيد الذي يفسر العلاقة، وإنما يفسر ما نسبته (9.8%) فقط، وأن هناك أسباباً أخرى تعود لهذه العلاقة.

الجدول ٤، ١٩: جدول تحليل الانحدار الخطي المتعدد لتحليل التباين بي (ANOVA b)

النموذج	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	معامل الارتباط (R)	مربع معامل التحديد (R ²)	القيمة "ف"	الدلالة الإحصائية
الانحدار الخطأ المعياري الكلي	٦٣,٩٩١	٢٧٦	٠.٢٣٢	٠.٣١٣	٠.٠٩٨	٧,٤٩٠	٠.٠٠١
	٧٠,٩٣٨	٢٨٠					

وأشارت النتائج الموضحة في الجدول (٤,٢٠) عن وجود تباينات في نتائج العلاقات المتحصلة من دراسة العلاقة التآثرية والسببية بين أبعاد المتغيرات. وابتدأ الباحث بدراسة العلاقة الأقوى تأثيراً، حيث كانت قيمة "بيتا" لبعده التوافق الاجتماعي لمتغير المشكلات النفسية والاجتماعية (-0.202)، وهي علاقة سلبية ضعيفة؛ أي كلما زادت التوافق الاجتماعي لمتغير المشكلات النفسية والاجتماعية، قل التحفيز الذاتي لدى طلبة الثقافة الإسلامية بجامعة السلطان قابوس. كما أنّها ذات دلالة إحصائية أقل من مستوى (0.05) ("تي" = -3.361، الدلالة الإحصائية = 0.001)، بمعنى أن محور التوافق

الاجتماعي حقق أعلى أثر لتحسين التحفيز الذاتي، فمن خلال قيمة "بيتا" استنتج الباحث أنه كلما تحسن التوافق الاجتماعي بمقدار وحدة واحدة، تحسن معه التحفيز الذاتي بمقدار (٠,٢٠١) وحدة.

كما أظهرت نتيجة الثقة بالنفس لمتغير المشكلات النفسية والاجتماعية قيمة "بيتا" بمقدار (٠,١٥٧). وجاءت قيمة "تي" وقيمة ألفا الإحصائية بدلالة معنوية ذات فروق جوهرية ("تي" = ٢,٧٢١، الدلالة الإحصائية = ٠,٠٠٧). وهذا يقود الباحث إلى الحكم بأن الثقة بالنفس حققت أثراً وعلاقة سببية تبعاً لبعده التحفيز الذاتي، وتوصف العلاقة بأنها موجبة أي كلما زاد التحفيز الذاتي زادت الثقة بالنفس، وتشير قيمة "بيتا" أنه كلما تحسنت الثقة بالنفس بمقدار وحدة واحدة تحسن معها التحفيز الذاتي بمقدار (٠,١٥٧). وأظهرت نتيجة بعد الضغوط النفسية قيمة "بيتا" (-٠,٠٥٧)، وبلغت قيمة الدلالة الإحصائية (٠,٣٣٣) وقيمة "تي" (-٠,٩٦٩) وهي قيمة أعلى من مستوى دلالة (٠,٠٥)، مما يدل على عدم وجود أثر وعلاقة سببية للمتغير التابع وهو التحفيز الذاتي على بعد الضغوط النفسية لمتغير المشكلات النفسية والاجتماعية. وأخيراً، أظهرت النتيجة المتعلقة ببعده الاكتئاب علاقة غير دالة إحصائياً مع بعد التحفيز الذاتي، حيث بلغت قيمة "بيتا" (-٠,٠٧٨)، وقيمة الدلالة الإحصائية (٠,١٨٦). وقيمة "تي" (-١,٣٢٥) وبهذه النتيجة تنتفي العلاقة السببية بين البعدين المدروسين.

كما أوضحت نتيجة عامل تصحيم التباين (VIF) لاختبار التعددية الخطية، أن جميع النتائج في المعدل الموصى به من قبل الخبراء، مشيراً إلى عدم وجود مشكلة تعددية خطية بين المتغيرات في النموذج المدروس. ويمكن أن يستخلص الباحث معادلة الانحدار الخطي المقدرة من خلال قيمة المعامل (بي)؛ للتنبؤ بتحسين مستوى التحفيز الذاتي وهي كالآتي:

$$\text{بعد التحفيز الذاتي لمتغير الذكاء الانفعالي} = ٤,١٨٦ + (-٠,٠٥٨ \times \text{الاكتئاب}) + (-٠,٠٤٤ \times$$

$$\text{الضغوط النفسية}) + (-٠,١٣٧ \times \text{التوافق الاجتماعي}) + (٠,١٢٨ \times \text{الثقة بالنفس})$$

الجدول ٤ ، ٢٠ : نتائج تحليل الانحدار الخطي المتعدد لبعد التحفيز الذاتي

التضخم "VIF"	دلالة	قيمة "تي" قيمة	المعاملات		المتغير المستقل (المفسر)	المتغير التابع
			المقننة بيتا	المعاملات غير المقننة الخطأ بي المعياري		
	٠.٠٠١	١٥,٢٦٢		٠.٢٧٤	٤,١٨٦	الانحدار الثابت
١,٠٦٣	٠.١٨٦	-١,٣٢٥	-٠.٠٧٨	٠.٠٤٤	-٠.٠٥٨	بعد التحفيز الذاتي
١,٠٤٣	٠.٣٣٣	-٠.٩٦٩	-٠.٠٥٧	٠.٠٤٥	-٠.٠٤٤	الضغوط النفسية متغير الذكاء
١,١٠٠	٠.٠٠١	-٣,٣٦١	-٠.٢٠٢	٠.٠٤١	-٠.١٣٧	التوافق الاجتماعي الانفعالي
١,٠٢٢	٠.٠٠٧	٢,٧٢١	٠.١٥٧	٠.٠٤٧	٠.١٢٨	الثقة بالنفس

١١,٤ نتائج السؤال السابع

نص السؤال على الآتي: "هل هناك فروق ذات دلالة إحصائية بين المشكلات النفسية

والاجتماعية لدى طلبة جماعة الثقافة الإسلامية بجامعة السلطان قابوس تبعاً لمتغيرات الديمغرافية (النوع والسنة الدراسية)؟"

يدرس السؤال البحثي الفروق والدلالات الإحصائية بين أبعاد متغير المشكلات النفسية

والاجتماعية (الاكتئاب، والضغوط النفسية، والتوافق الاجتماعي، والثقة بالنفس) تبعاً للمتغيرات

الديمغرافية (النوع الاجتماعي، السنة الدراسية) لدى طلبة جماعة الثقافة الإسلامية بجامعة السلطان

قابوس. ويعتبر على حد علم الباحث أن تحليل التباين المتعدد (MANOVA) من أفضل الأساليب

الإحصائية للإجابة عن هذا السؤال؛ لأنه يسمح بدراسة مجموعة من المتغيرات التابعة والمستقلة في نفس

الوقت، واستخراج العلاقات التأثيرية القائمة بينها، ودراسة العلاقات الدقيقة بين المتغيرات الديمغرافية،

وإظهار الدلائل والفروق الإحصائية الكامنة بينها، وتوجيه الدلالة الإحصائية لصالح المتغير الديمغرافي المدروس.

وابتدأ الباحث التحليل بدراسة الافتراضات الأولية لاختبار تحليل التباين متعدد المتغيرات (MANOVA)، وأول هذه الافتراضات اختبار بوكس (Box's Test) لتجانس مصفوفة التباين، حيث أظهرت نتائج الدلالة لاختبار بوكس (Box's Test) القيمة ١٠٧,٦١٣، وقيمة الفاء الإحصائية ٠,٨٣٥. وبلغ مستوى الدلالة الإحصائية (٠,٨٩٣)، وهذه النتيجة تدل على عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بمعنى أن شرط التجانس بين البيانات قد تحقق، ورغم أن اختبار بوكس من الاختبارات الحساسة لحجم العينة الكبيرة، كما هي معنا، إلا أنها حققت شرط التجانس.

أما بالنسبة للافتراض الثاني: وهو اختبار لافين (Levene's Test) لتساوي تباينات أخطاء المتغيرات فقد أظهرت النتائج كما هو مشار إليها في الجدول (٢١,٤) بأن جميع المتغيرات المدروسة جاءت غير دالة إحصائياً، حيث جاءت النتائج على النحو الآتي: ظهرت في بعد الاكتتاب (قيمة "ف" المحسوبة = ١,٤١٥، وقيمة الدلالة الإحصائية = ٠,١٦٥)، أما في بعد الضغوط النفسية فقد كانت (قيمة "ف" المحسوبة = ٠,٨٨٥، وقيمة الدلالة الإحصائية = ٠,٥٥٦)، وبلغت في بعد التوافق الاجتماعي (قيمة "ف" المحسوبة = ٠,٥٣٩، وقيمة الدلالة الإحصائية = ٠,٨٧٦)، وأخيراً أظهرت نتيجة بعد الثقة بالنفس (قيمة "ف" المحسوبة = ١,٠٤٩، وقيمة الدلالة الإحصائية = ٠,٤٠٤). ومن ثم توصل الباحث من خلال قيمة الدلالة الإحصائية لاختبار لافين إلى تحقق فرضية تساوي التباين بين المتغيرات التابعة، وهذه النتيجة تساند ما يرغب في الوصول إليه.

الجدول ٤، ٢١: افتراضات اختبار تحليل التباين متعدد المتغيرات (اختبار لافين)

الافتراضات	المتغيرات المدروسة	قيمة "ف"	درجات الحرية	الدلالة الإحصائية
	الاكتئاب	١,٤١٥	١١	.١٦٥
اختبار لافين	الضغوط النفسية	.٨٨٥	١١	.٥٥٦
Levene's Test	التوافق الاجتماعي	.٥٣٩	١١	.٨٧٦
	الثقة بالنفس	١,٠٤٩	١١	.٤٠٤

وأظهرت نتائج دراسة العلاقات بين المتغيرات التابعة والمستقلة، ومن بينها اختبار وليكس لامبدا (Wilks' Lambda)، أن المتغير الديمغرافي (النوع الاجتماعي) له علاقة ذات دلالة إحصائية عند مستوى دلالة (٠,٠٠١) مع جميع المتغيرات التابعة (الاكتئاب، والضغوط النفسية، والتوافق الاجتماعي، والثقة بالنفس)؛ وفي المقابل أظهرت نتيجة اختبار وليكس لامبدا (Wilks' Lambda) على عدم وجود دلالة إحصائية بين المتغير الديمغرافي (السنة الدراسية) وأبعاد المتغير التابع. وكشفت النتائج المشار إليها في الجدول ٤، ٢٢ عن أن المتغير الديمغرافي (النوع الاجتماعي) قد وصلت فيه قيمة الفاء المحسوبة (٣,٠٣٨)، وحصل على دلالة إحصائية (وليكس لامبدا = ٠,٠١٨)، أما بالنسبة للمتغير الديمغرافي (السنة الدراسية) فقد وصلت فيه قيمة الفاء المحسوبة (١,٢٥٣)، وحصل أيضاً على دلالة إحصائية (وليكس لامبدا = ٠,٢٠٣)، وهذه النتيجة تقود الباحث إلى الحكم على وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين المجموعات تبعاً للمتغير النوع الاجتماعي، بينما لم تتحقق هذه الفروق الجوهرية تبعاً للمتغير السنة الدراسية. وبذلك يواصل الباحث دراسة الفروق بصورة دقيقة على مستوى تحليل التباين حسب توصية الإحصائيين.

الجدول ٤، ٢٢: تحليل التباين المتعدد للمتغيرات بين المجموعات (وليكس لامبدا)

المتغير	قيمة الاختبار	ف المحسوبة	درجات الحرية	الدلالة الإحصائية
النوع	.٩٥٦	٣,٠٣٨	٤,٠٠٠	.٠١٨
السنة الدراسية	.٩١١	١,٢٥٣	٢٠,٠٠٠	.٢٠٣

وبالنظر إلى الجدول (٢٣،٤) ظهرت نتائج السؤال البحثي لتحليل التباين المتعدد بصورة دقيقة بين المتغيرين الديمغرافيين النوع الاجتماعي والسنة الدراسية مع أبعاد متغير المشكلات النفسية والاجتماعية، وهي على النحو الآتي: تبين وجود فروق ذات دلالة إحصائية لمتغير الضغوط النفسية تبعاً لمتغير النوع الاجتماعي (قيمة "ف" المحسوبة = ٣,٩١٠، وقيمة الدلالة الإحصائية = ٠,٠٤٩) عند مستوى دلالة (٠,٠٥)، وتشير نتائج المتوسطات الحسابية لكل من فئة الذكور (٣,١٩٢) وفئة الإناث (٢,٩٩٤) إلى أن الدلالة الإحصائية تتجه لصالح الذكور لدى طلبة جماعة الثقافة الإسلامية بجامعة السلطان قابوس؛ وهذا يعني أن الطلبة الذكور لديهم ضغوط نفسية تبعاً لمتغير المشكلات النفسية والاجتماعية أكثر من الإناث.

وفي المقابل لم تظهر النتائج أي فروق ودلالات إحصائية جوهرية لبقية المتغيرات. حيث أشارت نتائج الدلالة الإحصائية كما هو موضح في الجدول الآتي، على أن قيمة مستوى الدلالة لمتغير الاكتئاب تبعاً لمتغير النوع الاجتماعي بلغت (٠,٠٥٨) والسنة الدراسية (٠,٦٦٥)، وقد جاءت أكبر من مستوى دلالة (٠,٠٥). كما أن قيمة "ف" المحسوبة لمتغير الضغوط النفسية تبعاً لمتغير السنة الدراسية قد بلغت (٠,٨٧٥) وقيمة الدلالة الإحصائية (٠,٤٩٨)؛ وبهذا جاءت غير دالة إحصائياً، ومن ثم يحكم الباحث على عدم وجود فروق جوهرية بين متغير الضغوط النفسية تبعاً لمتغير السنة الدراسية. كما كشفت النتائج عن عدم وجود فروق جوهرية بين بعد التوافق الاجتماعي وبعد الثقة بالنفس تبعاً لمتغير النوع الاجتماعي

والسنة الدراسية، وبهذا تنتفي العلاقة والفروق الجوهرية بين المتغيرات المدروسة كلها تبعاً لمتغير النوع الاجتماعي والسنة الدراسية باستثناء متغير الضغوط النفسية تبعاً لمتغير النوع الاجتماعي.

الجدول ٤، ٢٣: تحليل التباين للمتغيرات المتعددة لمتغير المشكلات النفسية والاجتماعية

المتغير	الأبعاد	المتغير الديموغرافي	درجة الحرية	متوسط المربعات	قيمة "ف"	مستوى الدلالة	التفسير
المتغير	الكتابة	النوع	١	١,٦٩٥	٣,٦٣٣	٠,٠٥٨	غير دال إحصائياً
	الضغوط	السنة الدراسية	٥	٠,٣٠١	٠,٦٤٦	٠,٦٦٥	غير دال إحصائياً
	النفسية	النوع	١	١,٦٥٧	٣,٩١٠	٠,٠٤٩	دالة إحصائياً
	التوافق	السنة الدراسية	٥	٠,٣٧١	٠,٨٧٥	٠,٤٩٨	غير دال إحصائياً
	الاجتماعي	النوع	١	٠,٧٣١	١,٣٥٤	٠,٢٤٦	غير دال إحصائياً
	الثقة بالنفس	السنة الدراسية	٥	١,٢٠٩	٢,٢٣٨	٠,٠٥١	غير دال إحصائياً
		النوع	١	٠,٨٣٦	٢,٢٢٧	٠,١٣٧	غير دال إحصائياً
		السنة الدراسية	٥	٠,٣٥٢	٠,٩٣٨	٠,٤٥٧	غير دال إحصائياً

١٢,٤ نتائج السؤال الثامن

نص السؤال البحثي على الآتي: "هل هناك فروق ذات دلالة إحصائية بين الذكاء الانفعالي

لدى طلبة جماعة الثقافة الإسلامية تبعاً لمتغيرات الديمغرافية (النوع والسنة الدراسية)؟"

إن تحليل التباين المتعدد (MANOVA) كما أشار إليه الباحث في السؤال السابق من أفضل

الأساليب الإحصائية للإجابة عن السؤال البحثي المكون من متغيرين ديمغرافيين هما: النوع الاجتماعي

والسنة الدراسية، ودراسة الفروق مع متغير الذكاء الانفعالي لدى طلبة جماعة الثقافة الإسلامية بجامعة

السلطان قابوس.

وابتدأ الباحث التحليل بدراسة الافتراضات الأولية لاختبار تحليل التباين متعدد المتغيرات

(MANOVA)، وأول هذه الافتراضات اختبار بوكس (Box's Test) لتجانس مصفوفة التباين، حيث

أظهرت نتائج الدلالة لاختبار بوكس (Box's Test) القيمة (257,255)، وقيمة الفاء الإحصائية

1,465، وبلغ مستوى الدلالة الإحصائية (0,001)، وهذه النتيجة تدل على وجود فروق ذات دلالة

إحصائية، بمعنى أن شرط التجانس بين البيانات لم يتحقق. ورغم أن اختبار بوكس من الاختبارات

الحساسة لحجم العينة الكبيرة، كما ذكرنا سابقاً، والعينة الحالية تعتبر كبيرة جداً حسب رأي خبراء

الإحصاء، إلا أن استعماله هنا أظهر النتيجة المطلوبة.

أما بالنسبة لاختبار لافين (Levene's Test) لتساوي تباينات أخطاء المتغيرات، فقد ظهرت

النتائج كما هو مشار إليها في الجدول (24,4) على النحو الآتي: بلغت في بعد الوعي الانفعالي (قيمة

"ف" المحسوبة = 1,288، وقيمة الدلالة الإحصائية = 0,231)، وظهرت في بعد التنظيم الانفعالي (قيمة

"ف" المحسوبة = 1,389، وقيمة الدلالة الإحصائية = 0,177)، وكانت في بُعد التعاطف (قيمة "ف"

المحسوبة = 1,460، وقيمة الدلالة الإحصائية = 0,146)، وظهرت في بُعد التواصل الاجتماعي (قيمة

"ف" المحسوبة = 0,871، وقيمة الدلالة الإحصائية = 0,570)، وبلغت في بُعد التحفيز الذاتي (قيمة

"ف" المحسوبة = 2,076، وقيمة الدلالة الإحصائية = 0,022)، ومن ثمَّ يتبين للباحث بأنها جميعاً غير

دالة إحصائية؛ إذ أن قيمة دلالتها الإحصائية جاءت أكبر من (0,001)، وبدل ذلك على تحقق فرضية

تساوي التباين بين المتغيرات التابعة.

الجدول ٤، ٢٤: افتراضات اختبار تحليل التباين متعدد المتغيرات (اختبار لافين)

الافتراضات	المتغيرات المدروسة	قيمة "ف"	درجات الحرية	الدلالة الإحصائية
اختبار لافين Levene's Test	الوعي الانفعالي	١,٢٨٨	١١	٠.٢٣١
	التنظيم الانفعالي	١,٣٨٩	١١	٠.١٧٧
	التعاطف	١,٤٦٠	١١	٠.١٤٦
	التواصل الاجتماعي	٠.٨٧١	١١	٠.٥٧٠
	التحفيز الذاتي	٢,٠٧٦	١١	٠.٠٢٢

وأظهرت نتائج اختبار وليكس لامبدا (Wilks' Lambda) أن المتغير الديمغرافي (النوع الاجتماعي) له علاقة ذات دلالة إحصائية عند مستوى دلالة (٠,٠٠١) مع جميع المتغيرات التابعة (الوعي الانفعالي، والتنظيم الانفعالي، والتعاطف، والتواصل الاجتماعي، والتحفيز الذاتي)؛ وفي المقابل أظهرت نتيجة اختبار وليكس لامبدا (Wilks' Lambda) عدم وجود دلالة إحصائية بين المتغير الديمغرافي (السنة الدراسية)، وأبعاد المتغير التابع. وكشفت النتائج المشار إليها في الجدول ٤، ٢٥ عن أن المتغير الديمغرافي (النوع الاجتماعي) قد وصلت فيه قيمة الفاء المحسوبة (٥,٨٧٠)، وحصل على دلالة إحصائية (وليكس لامبدا = ٠,٠٠١)، أما بالنسبة للمتغير الديمغرافي (السنة الدراسية) فقد وصلت فيه قيمة الفاء المحسوبة (١,٢٥٣)، وحصل أيضاً على دلالة إحصائية (وليكس لامبدا = ٠,٧٢٦)، وهذه النتيجة تقود الباحث للحكم على وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين المجموعات تبعاً لمتغير النوع الاجتماعي، بينما لم تتحقق هذه الفروق الجوهرية تبعاً لمتغير السنة الدراسية. وبذلك يواصل الباحث دراسة الفروق بصورة دقيقة على مستوى تحليل التباين حسب توصية الإحصائيين.

الجدول ٤، ٢٥: تحليل التباين متعدد المتغيرات بين المجموعات (وليكس لامبدا)

المتغير	قيمة الاختبار	ف المحسوبة	درجات الحرية	الدلالة الإحصائية
النوع الاجتماعي	.٩٠٠	٥,٨٧٠	٥	.٠٠١
السنة الدراسية	.٩٢٧	.٨١٥	٢٥	.٧٢٦

وبالنظر إلى الجدول (٢٦،٤) ظهرت نتائج تحليل التباين المتعدد بصورة دقيقة بين المتغيرين الديمغرافيين: النوع الاجتماعي والسنة الدراسية، مع أبعاد متغير الذكاء الانفعالي على النحو الآتي: أولاً: الوعي الانفعالي: كشفت النتائج عن وجود فروق ذات دلالة إحصائية مع بعد الوعي الانفعالي تبعاً لمتغير النوع الاجتماعي. حيث جاءت نتائج الدلالة الإحصائية (٠,٠١٠)، أي أنها أقل من ٠,٠٥، ومن خلال قيمة المتوسطات الحسابية بين فئة الذكور (٣,٦٩٢) وفئة الإناث (٣,٩٢٢)، فإن اتجاه الدلالة الإحصائية يكون لصالح الإناث؛ بمعنى أن الإناث يتميزن بالوعي الانفعالي أكثر من الذكور لدى طلبة جماعة الثقافة الإسلامية بجامعة السلطان قابوس. كما أظهرت النتائج عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين بعد الوعي الانفعالي تبعاً لمتغير السنة الدراسية (قيمة "ف" المحسوبة = ١,١٠٥، قيمة الدلالة الإحصائية = ٠,٣٥٨).

ثانياً: بُعد التنظيم الانفعالي: أظهرت النتائج المشار إليها في الجدول أدناه عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين كل من بُعد التنظيم الانفعالي تبعاً لمتغير النوع الاجتماعي (قيمة "ف" المحسوبة = ٠,٠١٦، قيمة الدلالة الإحصائية = ٠,٨٩٩)، وبتغير السنة الدراسية (قيمة "ف" المحسوبة = ١,٠٣٥، قيمة الدلالة الإحصائية = ٠,٣٩٨). ثالثاً: بعد التعاطف: بينت النتائج عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية في بعد التعاطف تبعاً لمتغير النوع الاجتماعي، حيث جاءت قيمة الدلالة الإحصائية (٠,١٦٦) وهي أكبر من مستوى دلالة (٠,٠٥). وكشفت النتائج أيضاً عن عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية

بين بعد التعاطف تبعاً لمتغير السنة الدراسية (قيمة "ف" المحسوبة = ٠,٣٧٧، قيمة الدلالة الإحصائية = ٠,٨٦٤). رابعاً: التواصل الاجتماعي: ظهر من خلال النتائج وجود علاقة ذات دلالة إحصائية لبعدها التوافق الاجتماعي تبعاً لمتغير النوع الاجتماعي (قيمة "ف" المحسوبة = ٩,٨٩٩، قيمة الدلالة الإحصائية = ٠,٠٠٢). وبالرجوع إلى المتوسطات الحسابية يتبين أن المتوسط الحسابي للذكور (٣,٧٩٠) أكبر من المتوسط الحسابي للإناث (٣,٤٧٧)، ومن ثم يكون الذكور أكثر تواصلًا اجتماعياً من الإناث. أما بالنسبة للفروق الإحصائية بين التواصل الاجتماعي تبعاً للسنة الدراسية فإنها تدل على عدم وجود فروق جوهرية بين المتغيرين المدروسين. خامساً: أظهرت النتائج أيضاً عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية لبعدها التحفيز الذاتي تبعاً لمتغير النوع الاجتماعي (قيمة "ف" المحسوبة = ٣,٥٨٠، قيمة الدلالة الإحصائية = ٠,٠٦٠)، والسنة الدراسية (قيمة "ف" المحسوبة = ١,٠٥٥، قيمة الدلالة الإحصائية = ٠,٣٨٦).

الجدول ٤، ٢٦: تحليل التباين للمتغيرات المتعددة لمتغير التوافق النفسي

المتغير	الأبعاد	المتغير الديموغرافي	درجة الحرية	متوسط المربعات	قيمة "ف"	مستوى الدلالة	التفسير
الدكاء الانفعالي	الوعي	النوع الاجتماعي	١	٢,٢٣٠	٦,٧٣٢	٠,١٠	دالة إحصائية
	الانفعالي	السنة الدراسية	٥	٠,٣٦٦	١,١٠٥	٠,٣٥٨	غير دالة إحصائية
	التنظيم	النوع الاجتماعي	١	٠,٥٠٦	٠,١٦	٠,٨٩٩	غير دالة إحصائية
	الانفعالي	السنة الدراسية	٥	٠,٣٦٥	١,٠٣٥	٠,٣٩٨	غير دالة إحصائية
	التعاطف	النوع الاجتماعي	١	٠,٦٢٩	١,٩٣٣	٠,١٦٦	غير دالة إحصائية
		السنة الدراسية	٥	٠,١٢٣	٠,٣٧٧	٠,٨٦٤	غير دالة إحصائية
	التوافق	النوع الاجتماعي	١	٤,١٤٩	٩,٨٩٩	٠,٠٠٢	دالة إحصائية
	الاجتماعي	السنة الدراسية	٥	٠,١٥٢	٠,٣٦٣	٠,٨٧٣	غير دالة إحصائية

غير دال إحصائياً	.٠٦٠	٣,٥٨٠	.٨٦٧	١	النوع الاجتماعي	التحفيز الذاتي
غير دال إحصائياً	.٣٨٦	١,٠٥٥	.٢٥٥	٥	السنة الدراسية	

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