# تحليل المسار متعدد المجموعات بين اللُّطف بالذَّات وخداع الذَّات المُسهِمة في قُوَّة طابع التَّشجيع عبر عيِّنات من أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات المصريَّة[1]

**منال محمود محمد مصطفى***

**أستاذ مساعد علم النفس التربوي، كلية الدراسات العليا للتربية، جامعة القاهرة**

## الملخص

*هدفت الدِّراسة إلى معرفة الاختلاف بين نماذج تحليل المسار متعدد المجموعات وتحديد أفضل نموذج للعلاقات السَّببيَّة بين اللُّطف بالذَّات كمتغير مستقل وخداع الذَّات كمتغير وسيط وقُوَّة طابع التَّشجيع كمتغير تابع عبر عيِّنات من أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات المصريَّة، وصُمم مقياس لخداع الذَّات من إعداد الباحثة، وتعريب مقياس قُوَّة طابع التَّشجيع إعداد Wong et al. (2019) (تعريب الباحثة)، ومقياس اللُّطف بالذَّات إعداد منال محمود (٢٠١٧). تم التأكد من صدق المقاييس بالتحليل العاملي التوكيدي، اعتمدت الباحثة على المنهج الوصفي الارتباطي لتحليل المسار متعدد المجموعات، وقد بلغت عيِّنة الدِّراسة (N=339) عضو هيئة تدريس، وتوصلت الدِّراسة إلى: وجود تأثير موجب غير مباشر جزئي وكلي للُّطف بالذَّات في قُوَّة طابع التَّشجيع من خلال خداع الذَّات عبر عيِّنات من أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات، وعدم وجود فروق دالة إحصائيًّا في نماذج تحليل المسار متعدد العيِّنات (النَّموذج الحر، نموذج الأوزان البنائيَّة، ونموذج تباين التغاير البنائي) لدى عيِّنات الدِّراسة، ووجود فروق دالة إحصائيًّا بينما في نموذج تباين البواقي البنائيَّة.*

***الكلمات المفتاحية: قُوَّة طابع التَّشجيع[2] واللُّطف بالذَّات[3] وخداع الذَّات[4]***

---

[1] تم استلام البحث في ١٦/ ١/ ٢٠٢١ وتقرر صلاحيته للنشر في ٢٠٢١/١/٢١

*ت: ٠١١٥٨١٦٦٨٩٩ **Email:** manal_mahmoud@hotmail.de

[2] The Encouragement Character Strength.

[3] self-kindness.

[4] Self-Deception.

# تحليل المسار متعدد المجموعات بين اللُّطف بالذَّات وخداع الذَّات المُسهِمة في قُوَّة طابع التَّشجيع عبر عيِّنات من أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات المصريَّة[٥]

**منال محمود محمد مصطفى***
أستاذ مساعد علم النفس التربوي، كلية الدراسات العليا للتربية، جامعة القاهرة

**مقدمة :**

التَّشجيع أحد أكثر أنواع التواصل الاجتماعي شيوعا ليعبر الأفراد عن دعمهم لبعض ويسود التَّشجيع في الحياة الاجتماعية اليومية وكذلك بين الاباء والأبناء وفي المجال التربوي بين المعلمين والطلاب والأصدقاء بعضهم لبعض، كما يوجد التَّشجيع في مجالات أخرى مثل العلاقات الرومانسية والمجال الرياضي. وحظي في السنوات الأخيرة استخدام نهج التَّشجيع في البيئة التعليمية الذي يقوم على الاحترام المتبادل بين المعلم والطلاب والتركيز على نقاط القُوَّة بدلاً من نقاط الضّعف؛ لتحفيز الطلاب على الإنجاز وتعزيز التحصيل الدراسي (Khan & Siraj, 2012). أن تركيز المعلمين على تشجيع طلابهم والتركيز على نقاط القُوَّة وما هو مناسب لهم بدلاً من نقاط الضعف أو ما هو خطأ يزيد من إنجاز طلابهم؛ فالطلاب يحتاجون إلى معرفة أن جهودهم أهم من النتائج بغض النظر عن النجاح، فالجهد يعزز اكتساب الثقة والتكيف مع مواقف التعلم وخاصة الصعبة منها (Khan, 2012).

وقُوَّة طابع التَّشجيع من المتغيرات الحديثة في المجال التربوي يعبر عن سمة لشخصية الفرد لتحفيز الآخرين والاستمتاع بهذا التحفيز وتشجيع الآخرين لتحقيق أهدافهم والإيمان بإمكاناتهم (Wong, Shea, Wang, & Cheng, 2019). وقُوَّة طابع التَّشجيع لا تعكس المهارات الاجتماعية للمشجع ولكن تعبر عن شخصية المشجع التى يكون حقا مهتم بتعزيز رفاهية الآخرين (Wong, 2015). فالأشخاص أصحاب قُوَّة طابع التَّشجيع يعتبرون أنفسهم متميزين في تشجيع الآخرين وكذلك الاستمتاع بذلك التَّشجيع فيوجد أشخاص مشجعون للآخرين ولكن لا يستمتعون (Wong et al., 2019). وأجريت بعض الدراسات عن تشجيع المعلم وتوصل كل من Khan and Siraj (2012) إلى أن التَّشجيع التربوي من المعلمين يعزز النجاح الأكاديمي من خلال تركيز المعلمين على نقاط القُوَّة بدلاً

---

[٥] تم استلام البحث في ١٦/ ١/ ٢٠٢١ وتقرر صلاحيته للنشر في ٢٠٢١/١/٢١

*ت: ٠١١٥٨١٦٦٨٩٩ **Email:** manal_mahmoud@hotmail.de

من نقاط الضعف. وتوصل Lee and Cunningham (2019) إلى وجود علاقة سالبة دالة إحصائيًّا بين تشجيع المعلمين واستخدام الطلاب للمواد المخدرة.

والعلاقات بين المعلم والطالب التي يسودها التَّشجيع وتوفير مناخ تعليمي إيجابي يمكن أن يلعب لطف المعلم دورًا رئيسًا فيها (Gregory, Henry & Schoeny, 2007). إن امتلاك المعلم للُّطف بالذَّات يوفر بيئة تعليمية داعمة ومشجعة للطلاب (Binfet, Gadermann, & Schonert, 2016). ويسهم إدراك الطلاب للتشجيع واللُّطف من المعلمين في بناء بيئة تعليمية إيجابيَّة (Thapa, Cohen, Guffey, & Higgins–D'Alessandro, 2013). واللُّطف بالذَّات يعكس الإحسان على النفس في الشدائد (Neff, 2003).

كما وجد Echarte, Bernacer, Larrivee, Oron, and Grijalba–Uche (2016) أن الفرد أحيانًا يشجع الآخرين ويقدم لهم المشورة بينما هو في الواقع يخدع نفسه من أجل تحقيق مصالح شخصية. فخداع الذَّات حالة عقلية يمتلك فيها الفرد اعتقادًا تجاه نفسه ويكون متناقضًا مع ما يمتلكه من قبل (Peterson, DeYoung, Driver–Linn, Se´guin, Higgins, and Arseneault, L., et al. 2003). كما أن خداع الذَّات ضعف أخلاقي لإنكار الحقيقة التى لا يرغب فيها الفرد، وتعتبر هذه العمليّة نمطًا من الدفاع عن النفس أمام النفس للُّطف بالذَّات (de la Villa Moral Jiménez & Ruiz, 2014)

## الدِّراسة الحالية

تنبع مشكلة الدِّراسة نتيجة انتشار جائحة كورونا في مصر والعالم وتحول أغلب أنواع التعليم إلى تعلم إلكتروني؛ مما تسبب في ضغوط شديدة على الطلاب بشكل عام وعلى طلاب الجامعات بشكل خاص. وقد شكل هذا توترًا للطلاب نتيجة كثرة المطالب الأكاديميَّة والتقييم الإلكتروني؛ مما أشعر الطلاب بالإحباط وفقدان الأمل، والعجز عن بذل مزيد من الجهد للنجاح، وأصبحوا في حاجة ماسة إلى التَّشجيع من أساتذتهم، وأصبح امتلاك عضو هيئة التّدريس لقُوَّة طابع التَّشجيع كسمة من سمات شخصيته هي من الأسس اللازمة لمعالجة وتكييف الطلاب من الضغوط الأكاديميَّة في هذا الوقت وإرسال رسائل إيجابيَّة تعزز الطلاب وتحفزهم، وامتلاك الأستاذ الجامعي لسمة قُوَّة طابع التَّشجيع لا تفيد الطلاب فقط بل تفيده هو أيضا للاستمتاع بتشجيع الطلاب وتعزيز رفاهيتهم والإيمان بإمكانياتهم لبناء روابط وعلاقات قوية مع الطلاب؛ مما دفع الباحثة لدراسة قُوَّة طابع التَّشجيع لدى أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات المصريَّة. ويؤكد Stallman (2010) بأن طلاب

الجامعات يعانون من قدر كبير من التوتر نظرا إلى المطالب الأكاديميَّة والتقييم المستمر للأداء بالإضافة لضغوط الحياة اليومية مما يعرضهم للخطر ومعدلات عالية من الضيق بما في ذلك الاكتئاب والقلق ويعتبر التَّشجيع من الطرق الفاعلة لخفض هذه الضغوط.

وباستقراء التراث السيكولوجي والتربوي لقُوَّة طابع التَّشجيع تبين أهمية دراسته مع اللُّطف بالذَّات، فتوصل Wong et al. (2019) إلى وجود علاقة موجبة دالة إحصائيًّا بين قُوَّة طابع التَّشجيع واللُّطف والتنبؤ بقُوَّة طابع التَّشجيع من خلال اللُّطف. وتوصلت دراسة Binfet et al. (2016) إلى وجود ارتباط موجب دال إحصائيًّا بين اللُّطف وتشجيع المعلم للطلاب. وتوصلت دراسة Haslip, Allen-Handy, and Donaldson (2019) إلى ارتباط اللُّطف بالحب والتَّشجيع والمودة والمساعدة لدى المعلم. كما تبين أهمية دراسة قُوَّة طابع التَّشجيع مع خداع الذَّات وتوصل Wong et al. (2019) إلى علاقة موجبة دالة إحصائيًّا بين خداع الذَّات وقُوَّة طابع التَّشجيع والتنبؤ بقُوَّة طابع التَّشجيع من خلال الخداع للذات. وتوصل Judge, Erez, and Thoresen (2000) إلى أن خداع الذَّات مهمة للُّطف بالذَّات وخفض التوتر. مما دفع الباحثة لدراسة متغيرات قُوَّة طابع التَّشجيع واللُّطف بالذَّات وخداع الذَّات معا.

وهذا يؤيد دراسة تحليل المسار متعدد المجموعات بين اللُّطف بالذَّات وخداع الذَّات المُسهِمة في قُوَّة طابع التَّشجيع عبر عيِّنات من أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات المصريَّة، ولاختلاف طبيعة التَّشجيع بين أعضاء هيئة التّدريس للطلاب بالكُلِّيَّات العمليّة والكُلِّيَّات النَّظريَّة – وبين أعضاء هيئة التّدريس الذكور والإناث – والمدرسين والأساتذة والهيئة المعاونة؛ مما دفع الباحثة إلى تنويع عيِّنة الدِّراسة بين أعضاء هيئة التّدريس لمعرفة مدى التحقق من صحة النَّموذج المقترح عبر عيِّنات من أعضاء هيئة التّدريس.

وتتحدد مشكلة الدِّراسة في التساؤل التالي: هل هناك اختلاف بين النَّماذج الأربعة لتحليل المسار متعدد المجموعات في تفسير التَّأثيرات الموجبة والسالبة والمباشرة وغير المباشرة والكُلِّيَّة بين اللُّطف بالذَّات كمتغير مستقل، وخداع الذَّات كمتغير وسيط، وقُوَّة طابع التَّشجيع كمتغير تابع، لدى عيِّنات من أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات المصريَّة (بالكُلِّيَّات العمليّة – والكُلِّيَّات النَّظريَّة) و(الذكور– والإناث) و(المدرسين والأساتذة[٦] والهيئة المعاونة)؟

[٦] عينة الأساتذة تشمل كلا من الأساتذة غير المتفرغين والمتفرغين والأساتذة والأساتذة المساعدين.

وتهدف الدِّراسة إلى معرفة الاختلاف بين نماذج تحليل المسار متعدد المجموعات بأنواعه الأربعة الحر والأوزان البنائيَّة وتباين التغاير البنائي وتباين البواقي البنائيَّة، وتحديد أفضل نموذج للعلاقات السَّببيَّة بين اللُّطف بالذَّات كمتغير مستقل وخداع الذَّات كمتغير وسيط وقُوَّة طابع التَّشجيع كمتغير تابع عبر عيِّنات من أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات المصريَّة بالكُلِّيَّات العمليّة والكُلِّيَّات النَّظريَّة والذكور والإناث والمدرسين والأساتذة والهيئة المعاونة، والتنبؤ بالتَّأثيرات بين متغيرات الدِّراسة.

## الإطار النظري والدراسات السابقة

### قُوَّة طابع التَّشجيع

التَّشجيع هو عملية رد فعل إيجابي من أحد الأفراد موجهة في المقام الأول لتحسين سلوك الآخرين، ولا يركز التَّشجيع على النتيجة في حد ذاتها بل على العمليّة وتعزيز تقدير الذَّات بغض النظر عن النتائج الفعلية من مسعى معين (Stake, 2006). ويختلف التَّشجيع عن الأنواع الأخرى للتواصل الاجتماعي من خلال تركيزه على الاتصال من جانب واحد، ويكون ذلك من خلال استخدام اللغة عادة، ويحتوي التَّشجيع على رسالة إيجابيَّة، وتعزيز المتلقي وتحفيزه وهو الهدف الأساسي للتّشجيع، إنتاج رسالة لمساعدة الآخر ومعالجة موقف صعب له (Wong et al., 2019).

فالتَّشجيع يشير إلى فعل أو سلوك للتواصل بين الأشخاص في حين أن قُوَّة طابع التَّشجيع تعكس سِمة[7] التَّشجيع كسمة من سمات الشخصية (Wong et al., 2019). ويعرف Wong et al. (2019) قُوَّة طابع التَّشجيع بأنها سِمة من سمات الشخصية لفاعلية الفرد لتحفيز الآخرين وتقديم المشورة لهم والاستمتاع بذلك وإدراك الذَّات على أنها جيِّدة في التواصل مع الآخرين من خلال اللغة لتحفيزهم داخل سياق معالجة موقف صعب وتشجيع الآخرين لتحقيق أهداف معيِّنة من خلال إمكاناتهم.

ويفسِّر Peterson and Seligman (2004) قُوَّة طابع التَّشجيع بأنها سِمة من سمات الشخصية مثل القيادة والتسامح وهذه السمات ذات صلة فقط بمواقف معيِّنة وقُوَّة طابع التَّشجيع لا تفيد فقط الآخرين بل تفيد أيضًا الفرد المشجع الذين يمتلك قُوَّة طابع التَّشجيع لأنها تساعده على عيش حياة جيِّدة يستمتع فيها بتشجيع الآخرين. ويفسِّر Wong (2015) قُوَّة طابع التَّشجيع بأنها صفة ذات قيمة أخلاقية لها صفات تشبه السمة، فقُوَّة طابع

[7] Trait.

التَّشجيع لا تعكس فقط المهارات الاجتماعية للمشجع ولكن تجسد أيضاً شخصية المشجع. فالمُشجع شخص مهتم حقًا بتعزيز رفاهية الآخرين وليس فقط مجاملتهم، فقُوَّة طابع التَّشجيع تشمل أيضا الإيمان بإمكانيات الآخرين فهي مرتبطة بالتفاؤل والتّعاطف، فالأشخاص ذوو المستويات العالية من قُوَّة طابع التَّشجيع لديهم قدر أكبر من الترابط الاجتماعي وذلك لتشجيعهم الآخرين وبناء روابط وعلاقات أقوى.

أما نموذج Wong et al. (2019) فافترض أن قُوَّة طابع التَّشجيع تتكون من بعديْن هما: القدرة المتصورة للتشجيع والمتعة[8] فالأشخاص الذين يتمتعون بقُوَّة طابع التَّشجيع يعتبرون أنفسهم جيدين في تشجيع الآخرين ويستمتعون أيضاً بالقيام بذلك، في حين يوجد بعض الأشخاص جيدين في تشجيع الآخرين ولكن لا يستمتعون بذلك. وتعد قُوَّة طابع التَّشجيع قُوَّة مرحلية لأنها تظهر في مواقف محددة عندما يجد المشجعون أن الآخرين يواجهون موقفاً صعباً أو لديهم إمكانات غير مستفيد منها الشخص.

وأجرى Wong et al. (2019) دراسة عن الخصائص السيكومترية لمقياس قُوَّة طابع التَّشجيع والمكون من ١٢ مفردة عبر عيِّنات متنوعة من البالغين وطلاب الجامعات والمعالجين النفسيين وتكونت عيِّنة الدِّراسة الأولى من ١٨٠ فرداً بالغاً. وتوصلت إلى التحقق من صدق وثبات المقياس، كما أسفر التحليل العاملي الاستكشافي للمقياس عن وجود عاملين للمقياس هما: القدرة المتصورة للتشجيع والمتعة كما وُجد عامل عام. وقد تم التحقق من التحليل العاملى التوكيدي كما تكونت العيِّنة الثانية للدراسة من ٤٣٧ فرداً، وتوصلت من خلال التحليل العاملي التوكيدي إلى أن النَّموذج ذا العامل الأحادي أكثر ملائمة للبيانات من النَّموذج ذي العاملين عبر عيِّنات من الذكور والإناث. وتم التحقق كذلك من ثبات المقياس بعد إعادة التطبيق على نفس العيِّنة بعد أسبوعين، وكان معامل ثبات المقياس عالياً، كما تم التحقق من الاتساق الداخلي وتراوح معامل ألفا بين ٠,٨٤ إلى ٠,٩٠.

وقد أجري العديد من الدراسات عن تشجيع المعلم ومنها دراسة Stake (2006) عن دور التَّشجيع الاجتماعي في التحفيز العلمي وزيادة الثقة بين طلاب المدارس الثانوية وبلغت عيِّنة الدِّراسة ١٨٤ وتوصلت الدِّراسة إلى أن التَّشجيع من الأسرة والتَّشجيع من المعلمين والتَّشجيع من الأقران يؤثر إيجابيا في التحفيز العلمي والثقة لدى المراهقين. وقام

[8] Perceived Ability and Enjoyment.

Khan and Siraj (2012) بدراسة توصلا إلى أن التَّشجيع التربوي من المعلمين والمستشارين في المدرسة يعزز النجاح الأكاديمي، فيمكن للآباء والمعلمين إعداد المراهقين للنجاح من خلال تعزيز الجهود والتركيز على نقاط القُوَّة بدلاً من التركيز على نقاط الضعف حيث إن التَّشجيع التربوي أحد أهم الدوافع لتعزيز التحصيل الدراسي للمراهقين حيث يركز المشجعون دائماً على المسعى بدلاً من النتائج المثالية. وقام Alcott (2017) بدراسة عن تأثير تشجيع المعلم في التقدم التعليمي للطّلاب، وتوصلت الدِّراسة إلى أن التَّشجيع له تأثير إيجابي كبير على تقدم الطلاب بالإضافة إلى ذلك توصلت الدِّراسة إلى أن التَّشجيع له تأثير إيجابي أكبر بالنسبة للطلاب متوسطي التحصيل الدراسي وكذلك بالنسبة للطلاب ذوي المستويات المنخفضة من تعليم الوالدين. وتوصلت دراسة Lee and Cunningham (2019)إلى وجود ارتباط سالب ذات دلالة إحصائيّة بين تشجيع المعلم واستخدام الطلاب للمواد المخدّرة، حيث إن زيادة تشجيع المعلم قد تكون بمثابة عامل وقائي ضد المشاركة في استخدام المواد المخدرة للطلاب منخفضي التحصيل. وقام Khan (2012) بدراسة عن الفروق بين الذكور والإناث في التَّشجيع التربوي والتنبؤ بالتحصيل الدّراسيّ. وتوصلت الدِّراسة إلى أن المراهقات تلقين تشجيعًا تربويا أكبر بكثير من أمهاتهن والأصدقاء والمعلمين مقارنة بالمراهقين الذكور، كما توصلت الدِّراسة الي أن التَّشجيع من الآباء والأصدقاء والمعلمين يمكن من خلاله التنبؤ بالتحصيل الأكاديمي.

**اللُّطف بالذَّات**

وعن علاقة اللُّطف بالذَّات بقُوَّة طابع التَّشجيع فإن اللُّطف بالذَّات يمكّن الفرد بقبول النفس وخاصة في مواجهة المشقة؛ مما ينعكس ذلك على تحفيز الآخرين ومساندتهم وتشجيعهم في المواقف الصعبة(Neff, 2003) . كما أن تصورات الطلاب للُّطف في المدرسة تعزز المناخ المدرسي الإيجابي والتواصل الجيد بين المعلم والطلاب والتَّشجيع الدائم لهم وتقديم المعلم المشورة للطلاب والاستمتاع بذلك(Binfet et al., 2016) . فقُوَّة طابع التَّشجيع هو الإيمان بإمكانيات الآخرين؛ فالأشخاص ذوو المستويات العالية من قُوَّة طابع التَّشجيع لديهم مستوى عال من الترابط الاجتماعيّ، وذلك لتشجيعهم الآخرين وبناء روابط وعلاقات أقوى (Wong, 2015).

والعلاقات الشخصية الصحية والتَّشجيع بين كل من المدير والمعلم والطالب توفر مناخاً مدرسيًّا إيجابيًّا ويمكن أن يؤدي اللُّطف دوراً رئيساً في ذلك (Gregory et al., 2007). فعندما يحدث اللُّطف بانتظام في المدرسة فهو يشير إلى المناخ المدرسي الإيجابي

والبيئة التي تعزز السلامة والتعليم والتعلم وتشجيع الطلاب (Thapa et al., 2013). ويمكن تفسير تصورات الطلاب عن اللُّطف في المدرسة على أنها إشارة إلى مدى تعزيز البيئة المدرسية الداعمة والمشجعة لتنمية الطلاب وتعلمهم؛ مما يُشعر الطلاب بالأمان ويمكن النظر إلى انتشار اللُّطف في سياق المدرسة على أنه يحمي الطلاب ضد ظروف سوء التكيف مما ينقص من التنمية الشخصية والتعلم ويعزز بنشاط الظروف التي تدعم الطلاب (Binfet et al., 2016). فعندما يدرك الطلاب التَّشجيع واللُّطف داخل المدرسة فإن هذا يؤدي إلى تعزيز العلاقات والأعمال الإيجابيَّة نحو بناء بيئة مؤسسية إيجابيَّة (Thapa et al., 2013).

ويعرف Eisenberg عام ١٩٨٦ اللُّطف بأنه سلوكيات تطوعية مقصودة تفيد الآخر وليست مدفوعة بعوامل خارجية مثل المكافآت أو العقوبات (In: Binfet et al., 2016). كما يعرف Seligman, Steen, Park, and Peterson (2005) اللُّطف بأنه القيام بأعمال حسنة للآخرين.

ويعرف Neff (2003) اللُّطف بالذَّات بأنه الإحسان إلى النفس في أوقات الشدائد أو الفشل، وقد يكون مفتاحاً لتمكين الفرد؛ فاللُّطف هو القبول والتفهم تجاه النفس وخاصة في مواجهة المشقة. وتعرف منال محمود (٢٠١٨) اللُّطف بالذَّات بأنه استراتيجية معرفية من ضمن استراتيجيات التراحم بالذَّات لإعادة هيكلة العقل إيجابيا والتعامل مع النفس بحساسية بدلًا من التعامل مع الذَّات بقسوة. ويعرف Stallman, Ohan, and Chiera (2018) اللُّطف بالذَّات بأنه جزء من التعاطف مع الذَّات ولديه القدرة على المساهمة في الصحة العقلية للفرد.

وتسارعت دراسة السلوك الاجتماعي الإيجابي بشكل كبير في العشرين سنة الماضية وتوصل الباحثون إلى العديد من السلوكيات الإيجابيَّة مثل: التعاطف واللُّطف والرعاية والتعاون والحب والإيثار والأخلاق. وقد تتداخل هذه المصطلحات وتستخدم أحياناً بالتبادل إلا أنها تتمتع أيضاً بسمات مميزة. ويفرق Gilbert, Basran, MacArthur and Kirby (2019) بين مفهومين للسلوك الاجتماعي الإيجابي مرتبطين وهما التراحم واللُّطف[9]، وأجروا دراسة لمعرفة الفرق بين المفهومين، وتم تطبيق استبانة على ١١٣ طالباً تشمل السيناريوهات من حيث التراحم أو اللُّطف وطُلب من المشاركين تصنيف

[9] Compassion and Kindness.

المشاعر مثل الحزن والقلق والغضب والاشمئزاز والفرح المرتبطة بكل سيناريو، وتوصلت الدِّراسة إلى أن الفرق بين اللُّطف والتراحم يكون في درجة المعاناة، بالإضافة إلى ذلك صنف المشاركون السيناريوهات القائمة على التراحم على أنها أعلى بشكل ملحوظ في الحزن والغضب والقلق والاشمئزاز في حين أن السيناريوهات القائمة على اللُّطف كانت لديها مستويات أعلى من الفرح.

وعن الدراسات التى ربطت بين التَّشجيع واللُّطف دراسة Binfet et al. (2016)عن تصورات الطلاب للُّطف في المدرسة والتي توصلت إلى وجود ارتباط موجب دال إحصائيًّا بين اللُّطف وكلّ من تشجيع المعلم للطلاب في الفصول الدراسية والتفاؤل والسعادة والأهداف الاجتماعية والرضا عن الحياة وفاعلية الذَّات الأكاديميَّة. ودراسة Smith, Guzman, and Erickson (2018) التى توصلت إلى وجود ارتباط موجب دال إحصائيًّا بين اللُّطف وكلّ من الصحة النفسية والرفاهة النفسية والعزيمة والأمل والصمود واحترام الذَّات والدعم الاجتماعي والتَّشجيع، كما وُجد أنّ متوسط درجات اللُّطف أعلى لدى الذكور مقارنة بالإناث. وتوصل Stallman et al (2018) باستخدام نمذجة المعادلة البنائيَّة إلى تشكل الدعم الاجتماعي والتَّشجيع واللُّطف الذَّاتي والضيق النفسي نموذجًا, كما توصلت الدِّراسة إلى التَّأثير المباشر للتشجيع والدعم الاجتماعي في اللُّطف الذَّاتي، وتوصلت الدِّراسة إلى التَّأثير غير المباشر بين الدعم الاجتماعي والتَّشجيع والضيق النفسي من خلال اللُّطف الذَّاتي. وتوصل Gentile, Sweet, and He (2019) إلى أن الاهتمام بالآخرين يزيد من الاهتمام بالنفس؛ فاللُّطف بالآخرين يخفض القلق ويزيد كلا من السعادة والتعاطف ومشاعر الاهتمام والترابط بالآخرين والاتصال الاجتماعي والتَّشجيع. وتوصلت دراسة Haslip et al. (2019) إلى ارتباط اللُّطف لدى المعلم بالحب والتَّشجيع والمودة والمساعدة والصداقة والغفران وإعطاء فرصة أخرى للطلاب والتحدث بإيجابيَّة. وتوصل Wong et al. (2019) إلى وجود ارتباط موجب دال إحصائيًّا بين قُوَّة طابع التَّشجيع وكلّ من التوافق والانبساط والتعاطف والتفاؤل والترابط الاجتماعي والرفاهة النفسية وإدارة الانطباعات والتعلق الآمن والسلوكيات الإيجابيَّة واللُّطف ٠,٦٣ وخداع الذَّات ٠,٢٢ كما أمكن التنبؤ بقُوَّة طابع التَّشجيع من خلال التوافق والانبساط والتعاطف والتفاؤل والترابط الاجتماعي وإدارة الانطباعات والتعلق الآمن والسلوكيات الإيجابيَّة واللُّطف وخداع الذَّات.

ونموذج Communian (1998) للُّطف لدى المراهقين والكبار يفسِّر فيه اللُّطف

كسمة شخصية يستجيب فيها الفرد لمواقف معيِّنة للتعامل بلطف مع الآخرين لأنهم بحاجة إلى اللُّطف. واقترح Neff (2003) نموذج التراحم الذَّاتي[10] ذا البنية ثلاثية الأبعاد وثنائية القطب والمكون من البُعد الأول: اللُّطف بالذَّات[11] مقابل الحكم الذَّاتي، والبعد الثاني الوعي بالإنسانيَّة المشتركة مقابل العزلة، والبُعد الثالث التعقل مقابل الإفراط فى تحديد الهوية. واللُّطف الذَّاتي هو الإحسان للنفس في التجارب السلبية بدلًا من القسوة ونقد الذَّات. فالشخص الذى يمتلك اللُّطف الذَّاتي يتميّز باستخدامه لهجة عاطفية ولينة وكذلك داعمة تجاه نفسه مقابل الحكم الذَّاتي وهو ميل الفرد للقسوة على نفسه عندما يمر ببعض التجارب السلبية (Neff, .2009) ووضع Beck (2008) نموذجًا معرفيًّا للحديث مع الذَّات وكيف يمكن للضغوط والضيق أن تولد أفكارًا تلقائية تستند إلى المعتقدات الأساسية عن الذَّات والآخرين، وركز النَّموذج على إحلال الحديث الإيجابي وبالأفكار اللطيفة والتى ما تشير غالبًا إلى التفكير الإيجابي وتقليل أعراض الشعور بالذنب بدلا من الحديث الذَّاتي النقدي والسلبي، وذلك عوضًا عن الرد في الشدائد.

كما اقترح Binfet et al. (2016) نموذجًا عن تصورات الطلاب للُّطف في المدرسة وذلك لتعزيز التعلم الاجتماعي والعاطفي والمناخ المدرسي الإيجابي، وأجرى دراسة عن قياس اللُّطف في المدرسة للأطفال والمراهقين حيث هدفت الدِّراسة إلى بناء مقياس لتقييم تصورات الطلاب عن اللُّطف في المدرسة والتحقق من الخصائص السيكومترية للمقياس وكان المشاركون ١٧٥٣ طالبًا في الصفوف من الرابع إلى الثامن في جنوب كولومبيا، وتوصلت الدِّراسة إلى أن مقياس اللُّطف في المدرسة أظهر بنية عامل أحادية البعد من خلال التحليل العاملي الاستكشافي كما كانت البنية العاملية أحادية البعد اكثر ملاءمة للمقياس وتم التحقق من الاتساق الداخلي للمقياس، وتوصلت الدِّراسة إلى وجود ارتباط موجب ذات دلالة إحصائيّة بين تصورات الطلاب عن اللُّطف في المدرسة وكل من تقارير المعلم عن الطلاب فيما يتعلق بالتعاطف والمهارات الاجتماعية وقبول الأقران، كما توصلت الدِّراسة إلى وجود فروق ذات دلالة إحصائيّة في تصورات الطلاب عن اللُّطف في المدرسة بين الذكور والإناث في اتجاه الإناث، كما وُجدت فروق ذات دلالة إحصائيّة في تصورات الطلاب عن اللُّطف في المدرسة بين طلاب الصف الرابع والصف الثامن لصالح طلاب الصف الرابع.

---

[10] Self-Compassion
[11] Self-Kindness

كما قام Smith et al. (2018) بدراسة عن تقييم القدرة على الاستجابة بلطف للتهديدات التي تتعرض لها الذَّات، وتشمل هذه التهديدات انتقاد الفرد ورفضه من قبل شخص آخر والفشل أو ارتكاب خطأ وإدراك العيوب الشخصية والنقص، وكانت عيِّنة الدِّراسة ١٤٥٢ مشاركًا من طلاب الجامعة، وأظهرت النتائج خصائص سيكومترية جيِّدة للمقياس من اتساق داخلي والتحليل العاملي الاستكشافي، كما توصلت الدِّراسة من خلال التحليل العاملي التوكيدي إلى عامل كامن واحد للُّطف.

وقد وُجدت علاقة بين بعض المتغيرات واللُّطف فتوصل كل من Cotney and Banerjee (2019), Ko, Margolis, Revord, and Lyubomirsky (2019), Rowland and Curry (2019) and Sorensen, Steindl, Dingle, and Garcia (2018) إلى أن تدريب الأفراد على أنشطة للُّطف تعزز السعادة والرفاهة النفسية حيث كانت أنشطة اللُّطف تشمل التدريب على أفعال اللُّطف أثناء العلاقات الاجتماعية القوية والروابط الاجتماعية الضعيفة والأفعال الجديدة من اللُّطف الذَّاتي. وتوصل Reizer (2019) إلى أن اللُّطف بالذَّات له ارتباط موجب دال إحصائيًّا بأنماط التعلق المتعلقة بالعمل. كما توصل Mongrain, Barnes, Barnhart, and Zalan (2018) إلى أن أنشطة اللُّطف تقلل من الاكتئاب لدى الأفراد الذين يعانون من ضعف التوافق والسلوك العدائي. وأدى استخدام منهج علم النفس الإيجابي وممارسة اللُّطف تعويضًا لعجز هؤلاء الأفراد إلى انخفاض الاكتئاب وزيادة الرضا عن الحياة. وتوصل كل من Gherghel, Nastas, Hashimoto, and Takai (2019) and Magnani and Zhu (2018) إلى أن اللُّطف والأنشطة التطوعية تقود إلى الرفاهة الذَّاتية.

وتوصلت Keng and Tan (2018) إلى أن اليقظة واللُّطف يزيدان من الاستجابات العاطفية والسلوكية الإيجابيَّة بين الأفراد ذوي السمات الشخصية الحدودية العالية ذوي الرفض الاجتماعي. وتوصل Shin, Layous, Choi, Na, and Lyubomirsky (2019) إلى أن اللُّطف يكون مفيداً للذات أكثر من الآخرين. وبعد التدريب على أداء أعمال لطيفة على مدار الأسبوع توصلت الدِّراسة إلى أن اللُّطف كان جيداً لأنفسهم مما أسفر عن زيادة في الرضا عن الحياة ومشاعر الترابط. وتوصلت دراسة Pullmer, Coelho, and Zaitsoff (2019) إلى أن اللُّطف مع الذَّات والتراحم لهما تأثير موجب مباشر مع تعزيز صورة إيجابيَّة للجسم لدى المراهقين والتقليل من الضغوط النفسية، كما

أن اللُّطف كان أعلى لدى الإناث مقارنة بالذكور. وتوصل Williams, Poljacik, Decety, and Nusbaum (2018) إلى أن التدريب على اللُّطف والمحبة جعل المتدربين يتخيلون أن الألم الذَّاتي أقل بكثير من الألم الآخر. وتوصل Sirotina and Shchebetenko (2020) إلى أن التأمل اللطيف له تأثير إيجابي مباشر على كل من المشاعر الإيجابيَّة والسعادة والعواطف الإيجابيَّة ويقلل من الحزن. وتوصل Bourgeois (2020) إلى أن ممارسات التأمل القائمة على اللُّطف تقلل من أعراض الاكتئاب والقلق والغضب وتعزز الصمود المعرفي والسلوكي وتقلل الخبرات السلبية وتحسن من اليقظة وأنماط التنظيم العاطفية وجودة الحياة.

كما توصل Totzeck, Teismann, Hofmann, von Brachel, Pflug, Wannemüller, and Margraf (2020) إلى أنّ التأمل المحب واللُّطف يعززان من الصحة النفسية لدى طلاب الجامعات ويقللان من الاكتئاب والقلق والتوتر. وتوصل Abels (2018) إلى أن العلاج باللُّطف يحقق نتائج إيجابيَّة لدى الطلاب المتنمرين في المدارس ويمكن أن يكون طريقة وقائية في المدرسة لمنع التنمر. وتوصل(2018) Jasielska إلى أن اللُّطف له تأثير وسيط بين الثقة والسعادة؛ فاللُّطف يقوي العلاقة بين الثقة والسعادة. وقام Binfet and Passmore (2019) بدراسة عن اللُّطف المدرسي من خلال تصورات الطلاب للُّطف وتوصلت الدِّراسة إلى أن المدرسين والمديرين هم مصادر اللُّطف، وتم تحديد الفصل الدراسي والملعب كموقعين رئيسين للُّطف وأن فهم كيفية تصور الطلاب للُّطف في سياق المدرسة له آثار على المعلمين الذين يسعون إلى تعزيز السلوك الاجتماعي الإيجابي بين الطلاب. واستخدام أنشطة اللُّطف تكون فعالة في علاج مجموعة واسعة من الحالات السريرية مثل الاكتئاب واضطرابات القلق والألم المزمن واضطراب ما بعد الصدمة (Graser & Stangier, 2018).

أما عن اللُّطف والمناخ المدرسي فقد زاد الاهتمام حديثا في أبحاث علم النفس الإيجابي بتعزيز التعلم الاجتماعي والعاطفي[12] للطلاب جنباً إلى جنب مع المهارات الأكاديميَّة، ويعد تعليم الطلاب التفاؤل والسعادة واللُّطف من طرق تعزيز التعلم الاجتماعي العاطفي للطلاب؛ مما يركز على تنمية نقاط القُوَّة لدى الطلاب داخل المدارس وثقل مواهبهم وكفاءتهم وقدراتهم بدلا من التركيز على تشخيص وعلاج نقاط الضعف لديهم؛ مما يتماشى مع جهود

[12] Social and Emotional Learning.

علم النفس الإيجابي (Binfet et al., 2016). واستخدام الطلاب للُّطف الذَّاتي في الشدائد والتفاهم والإحسان عند مواجهة التحديات تمكنهم من اكتشاف إمكاناتهم الحقيقة مما يزيد من تمكين الطلاب ويستطيعون مواجهة الفشل المتصورة (Stallman et al.,2018).

**خداع الذَّات**

وعن علاقة خداع الذَّات بالتَّشجيع وُجد أن من الطرق التى يستخدمها الفرد في خداع الذَّات التحيز المفرط في الاستجابة ومحاولة تحسين المظهر وإنكار السلوك غير المرغوب فيه اجتماعياً وإدراك الذَّات على أنها جيِّدة في التواصل مع الآخرين وتحفيزهم وتشجيهم والإيمان بإمكانيات الآخرين (Paulhus, 1991). إن العقل يمتلك بعض آليات دفاعية غير واعية ترفض أو تقبل بعض المداخلات الحسية مثل اقتناع الفرد أنه يشجع الآخرين ويقدم لهم مشورة جيِّدة وهو في الواقع يهدف لتحقيق مصالح شخصية له من خلال ذلك مثل تكوين روابط اجتماعية بينه وبين الآخرين تخدم مصالحة الشخصية وليس بهدف تشجيع الآخرين (Echarte et al., 2016). وتوصل Wong et al. (2019) إلى وجود ارتباط موجب دال إحصائيًا بين قُوَّة طابع التَّشجيع وخداع الذَّات كما أمكن التنبؤ بقُوَّة طابع التَّشجيع من خلال خداع الذَّات.

وعن علاقة خداع الذَّات باللُّطف بالذَّات، فإن أغلب الأفراد في حاجة إلى اللجوء إلى الخداع بدرجة ما إما مع أنفسنا بطرق مثل: إنكار، وخداع الذَّات، والغموض[13] أو مع الآخرين بطرق مثل: إدارة الانطباع، الرغبة الاجتماعية[14] وتقديم مبرر للأكاذيب، فخداع الذَّات شيء تكيفي ومفيد وضروري إلى حد ما في عالمنا الاجتماعي العاطفي للُّطف بالذَّات والإحسان عليها في الشدائد (Sirvent, Herrero, de la Villa Moral, & Rodríguez, 2019). وهناك حاجة لدراسات إضافية لتحديد ما إذا كانت الاستجابة الخادعة للذات هي مصدر للارتباك النفسي أو ربما تكون مهارة تكيف نفسية للُّطف بالذَّات (Bourgeois, Loss, Meyers, & LeUnes, 2003). وخداع الذَّات هو تزييف للحقيقة وليس إخفاءها فقط ومحاولة ظهور الفرد أمام نفسه بصورة أفضل من حقيقتها. ومن الممكن أن يصل خداع الذَّات إلى أن يقنع الفرد نفسه بعكس ما يمتلكه ويكون متناقضاً مع شخصيته ويكون انتحال هذه الشخصية الزائفة بشكل واعٍ ومقصود للُّطف بالذَّات (Fernbach, Hagmayer, & Sloman, 2014). وتوصل Judge et al. (2000) إلى أنه يجب تضمين العاطفة السلبية وخداع الذَّات في أبحاث ضغوط العمل، فالعاطفة السلبية لا ينبغي النظر إليها على أنها عامل إزعاج في أبحاث الإجهاد الوظيفي وجمع البيانات من ٢٢٤

[13] Denial, Self-Deception, Mystification.

[14] Impression Management, Social Desirability.

لشاغلي مناصب غير أكاديمية داخل الجامعة .وتوصلت النتائج إلى أن التحيز الإيجابي وخداع الذَّات يؤديان دوراً مهماً في خفض الإجهاد والتوتر واللُّطف بالذَّات.

ويعرف Paulhus (1991) خداع الذَّات بعملية يقوم بها الفرد بقصد تشويه معتقداته من أجل قبولها لكي يحمي ذاته من التهديدات بهدف التكييف مع ما يواجهه من تحديات. ويعرف Paulhus and John (1998) خداع الذَّات بأنه التحيز للذات وتبرير الفرد لأخطائه وتجاهل الانتقادات والبعد عن أفكاره السلبية. ويعرف Peterson et al. (2003) خداع الذَّات بحالة عقلية يحتفظ فيها الفرد بلا شك باعتقاد تجاه نفسه متناقض مع ما يمتلكه ذلك الفرد من قبل. ويحمل تقدير الذَّات تشابهاً مع خداع الذَّات، ويمكن تمييز خداع الذَّات بتعزيز الفرد لمعتقداته (Mar, DeYoung, Higgins, & Peterson, 2006). ويعرفه عبد النعيم عرفة (٢٠١٩) بأنه عملية لتضليل الذَّات والآخرين يقوم بها الفرد بوعي لتحريف الواقع وإخفاء المعلومات وطرح معلومات خاطئة ويدير أي موقف ليخدم مصلحته ويتجنب ما يسبب له ألم ويفترض سوء النية ويقدم مبررات لكل أخطائه ويلقي اللوم على الآخر ويتحدث بشكل سيء عن الزملاء ويطمس الحقائق وغير صريح مع نفسه ويبالغ أثناء مجاملة ويوهم نفسه أنه على صواب دائما، ويكون ذلك نتيجة ضعف قدرة الفرد على التعامل مع الواقع وهو أحد آليات الحفاظ على احترام الذَّات وتقليل الحمل المعرفي له. ويعتبر خداع الذَّات شكلًا من إدارة الانطباع وتصور إيجابي للذات.

وقام van der Leer and McKay (2017) بدراسة طبيعة ووجود خداع الذَّات وأنه أمر مثير للجدل، ففي المفهوم الكلاسيكي يحمل الأفراد الذين يخدعون أنفسهم تمثيليين متضاربين للواقع، وأنصار الاتجاه الحديث في تفسير خداع الذَّات يجادلون في ذلك بحجة أن الحالات المفترضة للخداع الذَّاتي تعكس ببساطة معالجة مشوهة للمعلومات. وأشارت النتائج إلى أن خداع الذَّات حقيقيّ وموجود لدى عيِّنة الدِّراسة.

ويعتبر نموذج Paulhus (1991) لتحديد الاستجابات المرغوبة[15] والمكون من بعدين لقياس تشجيع الخداع الذَّاتي وإدارة الانطباع من أوائل النَّماذج عن خداع الذَّات. ويفسِّر النَّموذج ثلاث طرق يستخدمها الفرد في خداع الذَّات، هي: الدفاع تجاه الضعف الشخصي والتحيز الأناني العام أو التحيز المفرط في الاستجابة وتحسين المظهر من خلال إنكار السلوك غير المرغوب فيه اجتماعيًا. ويميز Mar et al. (2006) بين الإعجاب بالذَّات[16] والكفاءة الذَّاتية وخداع الذَّات.

[15] Balanced Inventory of Desirable Responding (BIDR) .
[16] Self-Liking.

وتوصل إلى أن الإعجاب بالذَّات أكثر تشابهاً مع خداع الذَّات من الكفاءة الذَّاتية؛ فالكفاءة الذَّاتية ترتبط بالقدرة المعرفية والإنجاز الأكاديمي والإبداع. واستنتج أن الإعجاب بالذَّات هو شكل مفيد من أشكال التقييم الذَّاتي الذي يجب قياسه وأخذه في الاعتبار في الأبحاث التى تركز على احترام الذَّات.

قدم Rocknak (2008) النَّظريَّة المعرفية لخداع الذَّات لتفسير كيف يمكن للفرد أن يعرف ولا يعرف في نفس الوقت؟ فبغض النظر عن الطريقة التي نحاول بها عبثًا تبرير معتقد غير عقلانيّ لأنفسنا فهناك لحظات يكون فيها الدليل جوهرياً بما يكفي لتوضيح أننا في الواقع نكذب على أنفسنا وهذا هو ما وراء المعرفة وهذا الإدراك الذَّاتي يجعلنا غاضبين ويغرقنا في اليأس وهذا النوع من الغضب واليأس يجعل من الصعب على الكثير منا مشاهدة الموقف. ويقترح Echarte et al. (2016) أن السبب في خداع الفرد لنفسه هو الحفاظ على أنظمة معتقداته، ويتكون نظام المعتقدات البشرية من شبكة بها عدد من المعتقدات الراسخة المرتبطة ارتباطًا وثيقًا بالذَّات، ويفترض أن العقل قد يمتلك آليات دفاعية معظمها غير واعية ترفض بعض المدخلات الحسية مثل التشخيص القاتل للفرد نتيجة إصابته بمرض قاتل. ويتماشى هذا التفسير مع نظرية التنافر المعرفي؛ فخداع الذَّات يستلزم عبئًا وجهداً إدراكياً أقل من ذلك المرتبط بمواجهة الحقيقة أو قبولها في حين أن قبول الحقيقة ومواجهتها سيشغل عدداً لا يُحصى من الوظائف العالية المعرفية للفرد لإعادة تكوين الجوانب الحاسمة للذات بما في ذلك وضع الخطط والأهداف أو حتى المخرجات السلوكية، فإن خداع الذَّات يتم في الغالب بشكل غير واعٍ.

وقام Sirvent et al. (2019) بدراسة عن تقييم خداع الذَّات من خلال تصميم واستكشاف الخصائص السيكومترية لمقياس خداع الذَّات المختصر المكون من ٤٠ مفردة وافتراض وجود عاملَيْن لخداع الذَّات هما: التلاعب والغموض، وكانت عيِّنة الدِّراسة مجموعة من البالغين بلغ عددهم ١٢٤، وأظهر نتائج التحليل العاملي الاستكشافي والتأكيدي عن تحمّل ١٢ مفردة على الأبعاد المقترحة، كما تم التحقق من الاتساق الداخلي ومعامل ألفا. وكشف تحليل العامل التأكيدي أن النَّموذج ثنائي الأبعاد يوفر ملاءمة مناسبة للبيانات بالإضافة إلى ذلك كان بُعد التلاعب أعلى لدى الذكور.

وارتبط خداع الذَّات ببعض المتغيرات، فقد توصل Norem (2002) إلى وجود ارتباط موجب ذات دلالة إحصائيّة بين التفاؤل وخداع الذَّات المعزز. وتوصل Gudjonsson and Sigurdsson (2004) إلى وجود ارتباط موجب ذات دلالة إحصائيّة بين خداع الذَّات والآخرين

والذهانيّة والعصبية والكذب وعدم وجود ارتباط ذات دلالة إحصائيّة بين خداع الذَّات والإيحاء والامتثال. وتوصل Li and Bagger (2006) إلى أن إدارة الانطباع وخداع الذَّات لم تخلق تأثيرات زائفة في العلاقة بين مقاييس الشخصية والأداء، كما أنها لم تعمل كمنبئين للأداء علاوة على ذلك فإن إزالة تأثير إدارة الانطباع أو خداع الذَّات من مقاييس الشخصية لم يخفف بشكل كبير من صحة معيار متغيرات الشخصية. وتوصل عبد النعيم عرفة (٢٠١٩) عن وجود ارتباط موجب دال إحصائيًّا بين إدارة الانطباع والسعادة النفسية والتلكّؤ الدراسي وارتباط سالب بين التبرير والسعادة النفسية وتقبل الذَّات والتلكّؤ الدراسي وضعف الالتزام. وتوصل مصطفى خليل (٢٠١٩) إلى ارتباط سالب دال إحصائيًّا بين أبعاد اليقظة العقلية وخداع الذَّات السلبي ووجود ارتباط موجب دال إحصائيًّا بين أبعاد صعوبات تنظيم الذَّات وخداع الذَّات، كما توسطت اليقظة العقلية العلاقة بين صعوبات تنظيم الانفعالات وخداع الذَّات.

وأمكن صياغة فروض الدِّراسة بالاستناد إلى الإطار النظري والدراسات السابقة كما يلي:

١. لا تختلف النَّماذج الأربعة لتحليل المسار متعدد المجموعات (النَّموذج الحر، ونموذج الأوزان البنائيَّة، ونموذج تباين التغاير البنائي، ونموذج تباين البواقي البنائيَّة) في تفسير التَّأثيرات الموجبة والسالبة والمباشرة وغير المباشرة والكُلِّيَّة بين اللُّطف بالذَّات كمتغير مستقل وخداع الذَّات كمتغير وسيط وقُوَّة طابع التَّشجيع كمتغير تابع لعيِّنات من أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات المصريَّة بحسب الكليات العمليّة – والكُلِّيَّات النَّظريَّة.

٢. لا تختلف النَّماذج الأربعة لتحليل المسار متعدد المجموعات (النَّموذج الحر، ونموذج الأوزان البنائيَّة، ونموذج تباين التغاير البنائي، ونموذج تباين البواقي البنائيَّة) في تفسير التَّأثيرات الموجبة والسالبة والمباشرة وغير المباشرة والكُلِّيَّة بين اللُّطف بالذَّات كمتغير مستقل وخداع الذَّات كمتغير وسيط وقُوَّة طابع التَّشجيع كمتغير تابع لعيِّنات من أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات المصريَّة بحسب الذكور –والإناث.

٣. لا تختلف النَّماذج الأربعة لتحليل المسار متعدد المجموعات (النَّموذج الحر، ونموذج الأوزان البنائيَّة، ونموذج تباين التغاير البنائي، ونموذج تباين البواقي البنائيَّة) في تفسير التَّأثيرات الموجبة والسالبة والمباشرة وغير المباشرة والكُلِّيَّة بين اللُّطف بالذَّات كمتغير مستقل وخداع الذَّات كمتغير وسيط وقُوَّة طابع التَّشجيع كمتغير تابع لعيِّنات من أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات المصريَّة بحسب المدرسين والأساتذة والهيئة المعاونة.

## الطريقة

### منهج الدِّراسة

استخدمت الدِّراسة المنهج الوصفي الارتباطي لاختبار صحة الفروض ومن خلال تحليل المسار متعدد المجموعات عبر عيِّنة من أعضاء هيئة التّدريس بالكُلِّيَّات العمليّة والنَّظريَّة ،الذكور والإناث، والمدرسين والأساتذة والهيئة المعاونة بالجامعات المصريَّة لنمذجة العلاقات السَّببيَّة والتَّأثيرات بين هذه متغيرات الدِّراسة.

### المقاييس

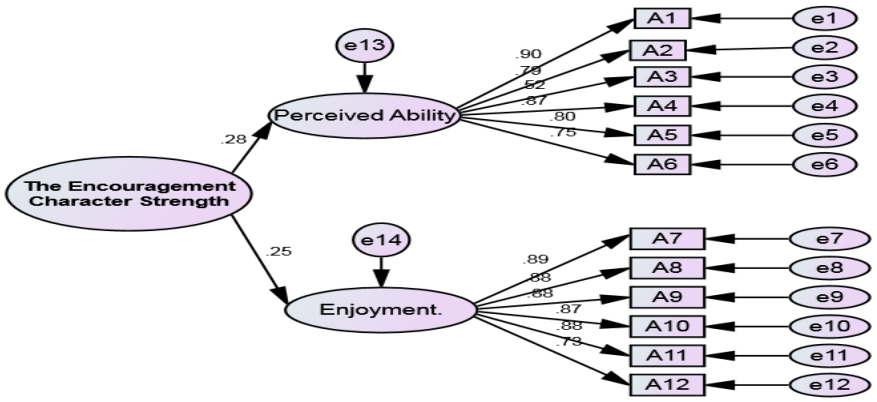
***مقياس قُوَّة طابع التَّشجيع (إعداد Wong et al. (2019) وتعريب الباحثة)*** تعرّف وتقاس قُوَّة طابع التَّشجيع إجرائيًا كما جاء بالإطار النظري والدراسات السابقة بالاستجابة الإيجابيَّة اللفظية لأعضاء هيئة التّدريس بالجامعات المصريَّة، تلك الاستجابات التى تعبر عن استمتاعهم بتشجيع الطلاب والإدراك الجيد لامتلاكهم مهارات تشجيع الطلاب من أجل تحقيق أهدافهم والإيمان بإمكاناتهم في النجاح وفي إنجاز المهام الأكاديميَّة المطلوبة منهم، ويعبر عن ذلك درجاتهم على مقياس قُوَّة طابع التَّشجيع إعداد Wong et al. (2019) وترجمة الباحثة وهذا المقياس ذو بعدين هما: القدرة المتصورة للتشجيع والمتعة.

واطَّلعت الباحثة على مقياس قُوَّة طابع التَّشجيع إعداد Wong et al. (2019) ويهدف المقياس إلى قياس تحفيز الآخرين وتقديم الأمل لهم وفق ١٢ مفردة: ست مفردات لقياس بُعد القدرة المتصورة للتشجيع، وست مفردات لقياس بُعد المتعة. وتقيس مفردات المقياس التَّشجيع من خلال التركيز على التحدي وتشجيع الآخرين على المثابرة في مواجهة المشقة وتشجيع الأفراد مع التركيز على الإمكانات ومساعدتهم على تحقيق أحلامهم. ويشمل المقياس ست مفردات عكسية، وتكون استجابة المفحوصين وفق مقياس ليكرت من ٥ نقاط تتراوح من ١ *(لا أوافق بشدة )* إلى ٥ *( أوافق بشدة)* وهذه المقياس وقع اختيار الباحثة عليه وقامت بتعريبه للبيئة المصريَّة للوصول لصورة أولية مترجمة للمقياس واستخدامه في هذه الدِّراسة؛ باعتباره أول مقياس تم إعداده لقياس قُوَّة طابع التَّشجيع ومن المفيد ترجمته للعربية فهو مقياس يعتبر باكورة مقاييس قُوَّة طابع التَّشجيع.

وتم تطبيق مقاييس الدِّراسة فى صورتها الأولية على عيِّنة استطلاعية من أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات المصريَّة وذلك في العام الدراسي ٢٠٢٠/٢٠٢١ للتأكد من الخصائص السيكومترية لمقاييس الدِّراسة، وقد بلغ حجم العيِّنة الاستطلاعية ٢٢٩ عضو هيئة تدريس كان

منهم ٨١ عضواً بنسبة ٣٥,٤%، ١٤٨ عضوة بنسبة ٦٤,٦%. وبلغ متوسط أعمار العيِّنة الاستطلاعية ما بين (٢٤: ٧٢) عاماً، كما بلغ متوسط العُمْر الزمني لهم والانحراف المعياري (*M*=41.54, *SD*=9.314)، وكان منهم ١٤٤عضواً من الكليات العمليّة بنسبة ٦٢,٩%، ٨٥ عضواً من الكليات النَّظريَّة بنسبة ٣٧,١%، كما كان منهم ٢٧ أستاذاً بنسبة ١١,٨%، ٢ أستاذ غير متفرغ بنسبة ٠,٩%،٩ أساتذة متفرغين بنسبة ٣,٩%، ٥٩ أستاذاً مساعداً بنسبة ٢٥,٨%، و٨٧ مدرساً بنسبة ٣٨,٠٠%، و٣٦ مدرساً مساعداً بنسبة ١٥,٧%، و٩ معيدين بنسبة ٣,٩%،

وقد أجرت الباحثة التحليل العاملي التوكيدي من خلال برنامج AMOS للعمليات الإحصائيّة (Version 23) وبطريقة Maximum Likelihood لاختبار النَّموذج ثنائي العوامل لمقياس قُوَّة طابع التَّشجيع.




***شكل( ١)* لتوضح النَّموذج ثنائي العوامل للتحليل العاملي التوكيدي لمقياس قُوَّة طابع التَّشجيع**

وكما هو موضح في شكل ١ تشبعت ست مفردات على بُعد القدرة المتصورة للتشجيع كما تشبعت ست مفردات على بُعد المتعة كما تشبع البعدان على العامل العام لقُوَّة طابع التَّشجيع. وكانت التشبُّعات مرتفعة لمقياس قُوَّة طابع التَّشجيع، كما أظهرت نتائج النَّموذج ثنائي العوامل للتحليل التوكيدي ملاءمة جيِّدة للبيانات وكان متوافقًا من الإطار النظري للمقياس وكان النَّموذج محدداً، وكانت: $x^2$= 139.778، df=53، $x^2$/ df =2.637 ، p = 0.00< 0.01 وبالرغم من أن قيمة كا$^2$ دالة إلا أن بعض مؤشرات المطابقة الأخرى كانت جيِّدة حيث بلغ GFI= 0.906، PGFI= 0.861، CFI=0.946، IFI=0.946، NFI=0.916، RMSEA=0.08 مع وضع قيود إضافية على *(e13,e14)* كل ذلك يؤكد حسن تطابق

البيانات مع النَّموذج.

ولاستكمال التحقق من الخصائص السيكومترية للمقياس تم إجراء الاتساق الداخلي لمقياس قُوَّة طابع التَّشجيع وتم حساب معاملات الارتباط بين كل مفردة والبُعد الذي تنتمي إليه وتراوح معامل الارتباط لبُعد القدرة المتصورة للتشجيع (∝ 0.838-0.582=)، ومعامل الارتباط لبُعد المتعة ما بين (∝ 0.849-0.701=) كما أظهرت نتائج الاتساق الداخلى بين أبعاد مقياس قُوَّة طابع التَّشجيع والدَّرجة الكُلِّيَّة معاملات ارتباط مرتفعة حيث كانت لبُعد القدرة المتصورة للتشجيع (∝ 0.950=) ولبُعد المتعة (∝ 0.937=). وتم حساب ثبات مقياس قُوَّة طابع التَّشجيع من خلال معامل ألفا وكان معامل ثبات المقياس الكلي (∝ 0.92=) كما كان معامل الثبات لبُعد القدرة المتصورة للتشجيع (∝ 0.85=) ولبُعد المتعة (∝ 0.90=) كما تم إجراء طريقة التجزئة النِّصفيَّة في حالة تساوي المفردات وتوزيع المفردات فردي وزوجي لحساب ثبات مقياس قُوَّة طابع التَّشجيع وبلغ معامل الثبات (٠,٨٨) وباستخدام معادلة سبيرمان، وتعتبر معاملات ثبات مقياس قُوَّة طابع التَّشجيع مرتفعة.

وبذلك بلغ مقياس قُوَّة طابع التَّشجيع فى صورته النهائية ١٢ مفردة ٦ مفردات لبُعد القدرة المتصورة للتشجيع و٦ مفردات لبُعد المتعة ودرجات مقياس قُوَّة طابع التَّشجيع تتروح بَيْن ١٢- ٦٠. وقد تم بذلك التحقق من الخصائص السيكومترية لمقياس قُوَّة طابع التَّشجيع وتم الاتفاق من نتائج دراسة Wong et al. (2019) لمقياس قُوَّة طابع التَّشجيع.

***مقياس خداع الذَّات (إعداد الباحثة)*** ويعرف خداع الذَّات إجرائيًّا في الدِّراسة بالاستجابة اللفظية لأعضاء هيئة التّدريس بالجامعات، والتى تعكس رؤية الذَّات بالطريقة التي يتمني أن يكون عليها وانتقاء المعلومات لتتوافق مع أفكارهم وتشويه معتقداتهم من أجل قبولها وتبرير أخطائهم ،وتجاهل انتقادات الطلاب، والإيمان بالأفكار المتناقضة مع شخصياتهم، وإدارة الموقف لخدمة المصالح الشخصية والتحيز للذات، وتجنب ما يسبب له ألمًا ويفترض سوء النية، ويلقي اللوم على الآخر وغير صريح مع نفسه، ويوهم نفسه أنه علي صواب دائما ولديه ضعف التعامل مع الواقع، ويعبر عنها درجاتهم على مقياس خداع الذَّات من إعداد الباحثة وهو مقياس ذو بُعد واحد كما جاء بنموذج Paulhus (1991).

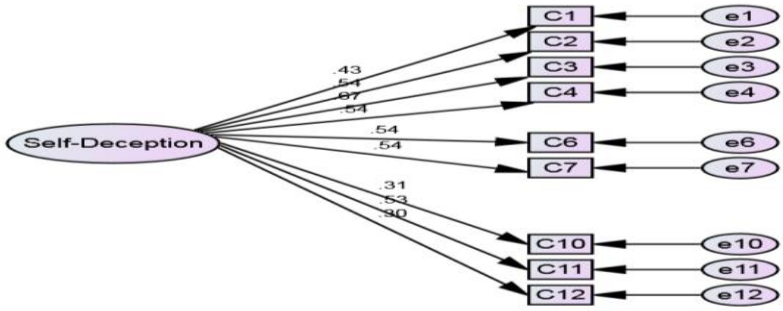
كما اطَّلعت الباحثة على بعض مفردات مقياس خداع الذَّات من إعداد Paulhus (1991) لقياس تشجيع الخداع الذَّاتي[17] باستخدام ٢٠ مفردة، وبعض مفردات مقياس القائمة

[17] Self-Deceptive Enhancement (SDE)

المتزنة للاستجابات المرغوبة[18] إعداد Paulhus (1991) المكون من ٤٠ مفردة لقياس تشجيع الخداع الذَّاتي من خلال ٢٠ مفردة وإدارة الانطباع من خلال ٢٠ مفردة، كما اطَّلعت الباحثة على بعض فقرات من مقياس Sirvent et al. (2019) لقياس خداع الذَّات ويتكون من بُعديْن: التلاعب والغموض.

ولذلك قامت الباحثة بإعداد مقياس خداع الذَّات لعدم تمكنها من الوصول الي المقاييس السابقة كاملة ومع الاستفادة من المفردات المتاحة لها من هذه المقاييس. تمت صياغة ١٥ مفردة لقياس خداع الذَّات لدى أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات وفق مقياس ليكرت الخماسي حيث ١ *(لا أوافق كثيرًا )* إلى ٥ *(أوافق كثيرًا)*.

وقد تم التأكد من التحليل العاملي التوكيدي لمقياس خداع الذَّات بطريقة Maximum Likelihood، ويوضح شكل ٢ النَّموذج أحادي العامل لمقياس خداع الذَّات.




*شكل( ٢)* يوضح النَّموذج الأحادي للتحليل العاملي التوكيدي لمقياس خداع الذَّات

ومن شكل ٢ يتضح أن تشبُّعات ٩ مفردات على العامل العام كانت جيِّدة مع حذف المفردات رقم *(5,8,9,13,14,15)*، كما كان النَّموذج أحادي العامل لمقياس خداع الذَّات البيانات ملائم للبيانات وكان النَّموذج محدداً حيث كان: $x^2$= 36.659 ،df=27 ،$x^2$/ df =1.358 ، p = 0.102> 0.05 ، RMR= .043، GFI= 0.965، AGFI= 0.942، NFI=0.900، IFI=0.967، PCFI=0.725 RMSEA=0.040 وبذلك تطابق البيانات مع النَّموذج المقترح ودون فرض أي قيود على النَّموذج.

[18] Balanced Inventory of Desirable Responding BIDR

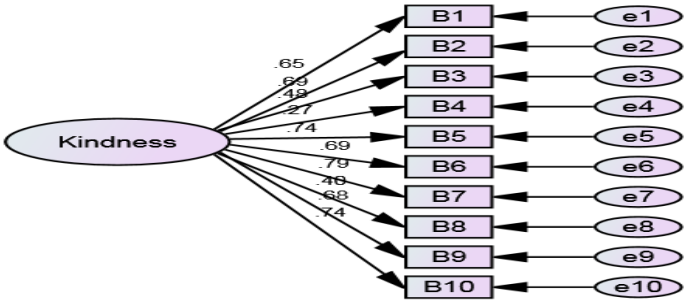
وقد بلغت معاملات الاتساق الداخلي لمفردات مقياس خداع الذَّات ما بين (∝ 0.448-0.663=، ومعامل ثبات ألفا (∝ =0.73) وهو معامل ثبات مقبول. كما تم إجراء طريقة التجزئة النِّصفيَّة وبلغ (٠,٧٠)، وبذلك بلغ مقياس خداع الذَّات فى صورته النهائية ٩ مفردات، وتراوحت درجات مقياس خداع الذَّات ما بَيْن ٥- ٤٥. وبذلك يكون تمّ من التحقق من الخصائص السيكومترية لمقياس خداع الذَّات، وقد تطابقت النتائج مع نموذج Paulhus (1991) .

***مقياس اللُّطف بالذَّات إعداد منال محمود (٢٠١٧)*** ويعرف اللُّطف بالذَّات إجرائيًّا باستجابة لفظية تعبر عن استراتيجية معرفية يستخدمها أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات لتعامل العقل بطريقة إيجابيَّة مع حالات الفشل والألم والتعامل مع النفس برفق بدلًا من النقد والقسوة الذَّاتية مع النفس، ويعبر عن ذلك بُعد اللُّطف بالذَّات بمقياس التراحم الذَّاتي إعداد منال محمود (٢٠١٧).

كما اطَّلعت الباحثة على مقياس اللُّطف Peterson and Seligman (2004) المكون من عشر مفردات لقياس اللُّطف مع الآخرين، وتكون استجابة المفحوص وفق مقياس ليكرت من ٥ نقاط تتراوح من ١ *(غير دقيق جدًا)* إلى ٥ *(دقيق جدًّا)*، كما اطَّلعت الباحثة على مقياس اللُّطف للمراهقين والكبار Communian (1998) وهو مقياس لقياس اللُّطف مع الآخرين للمراهقين والكبار طوره Communian (1998) من مقياس اللُّطف الأصلي إعداد Kohlberg's عام (1984) ويتكون المقياس من ٢٥ مفردة حيث يُطلب من المشاركين التعبير عن سمة اللُّطف كَسمة شخصية ردًّا على مواقف معيِّنة. كما تم الاطلاع على مقياس Binfet et al. (2016) لقياس تصورات الطلاب للُّطف في المدرسة والمكون من خمس مفردات لقياس تصورات الطلاب للُّطف في المدرسة وفق مقياس ليكرت الخماسي حيث ١ *(لا أوافق كثيرًا)* إلى ٥ *(أوافق كثيرًا)* لقياس تصوّرات الطلاب عن تكرار اللُّطف في غرفة الصف والمدرسة وقياس حدوث اللُّطف بانتظام في البيئة المدرسية وما إذا كان هناك تشجيع على اللُّطف، كما اطَّلعت الباحثة على مقياس التراحم إعداد Neff (2003) لقياس ثلاثة أبعاد، كل بعد ثنائي القطب لقياس التراحم الذَّاتي حيث كان بُعد اللُّطف الذَّاتي مكونًا من ٥ مفردات مقابل العزلة مكونة من ٤ مفردات، ويتكون البعد الثاني الحكم الذَّاتي من ٥ مفردات مقابل التعقل وهو مكون من ٤ مفردات. وبُعْد الإنسانيَّة المشتركة مكون من ٤ مفردات مقابل الإفراط في تحديد الهوية المُكوّن من ٤ مفردات وفق مقياس ليكرت الخماسي حيث ١ *(لا أوافق كثيرًا)* إلى ٥ *(أوافق كثيرًا)*، كما اطَّلعت الباحثة على مقياس قامت بإعداد في دراسة

سابقة لقياس التراحم الذَّاتي إعداد منال محمود (٢٠١٧) المكون من ٥١ مفردة، حيث تكون بُعد اللُّطف الذَّاتي من ١٠ مفردات مقابل الحكم الذَّاتي ١٩ مفردة، وبُعد الوعي بالإنسانيَّة المشتركة مقابل العزلة (١٦) مفردة، وبُعد التعقل مقابل الإفراط فى تحديد الهوية (١٦) مفردة، وبُعد المفاضلة بين هذه المقاييس. اعتمدت الباحثة على مقياس لقياس التراحم الذَّاتي إعداد منال محمود (٢٠١٧)، واستخدمت منه فقط المفردات الخاصة بقياس بُعد اللُّطف بالذَّات المكون من ١٠ مفردات؛ لأن بقية المقاييس تقيس اللُّطف مع الآخرين أو اللُّطف في المدرسة، هذا من ناحية، ومن ناحية أخرى فلأنَّ مقياس التراحم الذَّاتي من إعداد الباحثة في دراسة سابقة مما يوفر الجهد والوقت عند استخدامه في الدِّراسة الحالية، بالإضافة إلى أنه يناسب البيئة العربية.

وقد تمَّ التحقق من النَّموذج أحادي العوامل باستخدام طريقة Maximum Likelihood لمقياس اللُّطف بالذَّات وأُجرِيَ التحليل العاملي التوكيدي على العيِّنة الاستطلاعية للدراسة.




***شكل( ٣) يوضح البناء العاملي التوكيدي للنموذج أحادي العامل لمقياس اللُّطف بالذَّات***

وكما يتضح من شكل ٣ حُسن تطابق بيانات النَّموذج أحادي العامل للُّطف بالذَّات حيث كانت تشبُّعات المفردات ١٠ على العامل العام مقبولة دون فرض أي قيود على النَّموذج، وكان النَّموذج محدداً كما كانت نتائج النَّموذج: $x^2$= 124.104، df=35، $x^2$/ df =3.546 ، p = 0.000< 0.01، ومع أن كا٢ كانت دالة إلا أن هناك بعض القيم للنموذج كانت جيِّدة حيث كان RMR= .088، GFI= 0.908، IFI= 0.900 ، NFI=0.900 ممّا يؤكد حسن تطابق البيانات مع النَّموذج.

وتمّ حساب الاتساق الداخلي لمقياس خداع الذَّات، وكان جميع معاملات الارتباط بين المفردة والدَّرجة الكُلِّيَّة للمقياس تتراوح بين (0.764-0.473=∝). كما بلغ معامل ثبات

الفا الكلي ∝)(0.85=، ومعامل الثبات التجزئة النِّصفيَّة (٠,٨٧) وهي معاملات ثبات جيِّدة، وقد بلغت الصورة النهائية للمقياس ١٠ مفردات وتراوحت درجاته ما بين ٥-٥٠.

## المشاركون والإجراءات

شارك في الدِّراسة عيِّنة من أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات المصريَّة، حيث قامت الباحثة بإعداد استبانة الكترونيَّة [19] لمقاييس الدِّراسة، ثم تمّ رفعه على مجموعة أساتذة الجامعات المصريَّة فقط من المعيد إلى الأستاذ المتوافر على موقع التواصل الاجتماعي (فيس بوك) وذلك عام ٢٠٢٠، وكان عدد أعضاء الموقع ٣٩,٧٠٠ حتى وقت إجراء الدِّراسة، إلّا أنّ عدد أعضاء هيئة التّدريس ممن استجابوا على الاستبانة بلغ عددهم ٣٣٩ من الأعضاء الممثلين لعيِّنة الدِّراسة الحالية بطريقة عشوائية. وتم حساب المتوسط والانحراف المعياري للعمر الزمني لعيِّنة الدِّراسة، وقد بلغ (*M*=41.20, *SD*=8.592) بعمر زمني يتراوح من ٢٤- ٧٢ عاماً.

**جدول ( ١ ) *الخصائص الديموغرافية لعيِّنة الدِّراسة***

| الخصائص[20] | العدد | النسبة المئوية | الخصائص | العدد | النسبة المئوية |
|---|---|---|---|---|---|
| **سنوات العمل بالجامعة:** | | | **الدرجة العلمية:** | | |
| سنة | ٠ | %٠,٠٠ | أستاذ غير متفرغ | ٤ | %١,٢ |
| سنتان | ٤ | %١,٢ | أستاذ متفرغ | ٩ | %٢,٧ |
| ثلاث سنوات | ٢ | %٠,٦ | أستاذ | ٣٩ | %١١,٥ |
| أربع سنوات | ٢ | %٠,٦ | استاذ مساعد | ٨٥ | %٢٥,١ |
| أكثر من ذلك | ٣٣١ | %٩٧,٦ | مدرس | ١٤٢ | %٤١,٩ |
| **الجامعة:** | | | مدرس مساعد | ٤٨ | %١٤,٢ |
| القاهرة | ٢٨ | %٨,٣ | معيد | ١٢ | %٣,٥ |
| عين شمس | ١٩ | %٥,٦ | **الجنس:** | | |
| حلوأن | ٢٤ | %٧,١ | ذكور | ١٠٩ | %٣٢,٢ |
| الأزهر | ٢٦ | %٧,٧ | أناث | ٢٣٠ | %٦٧,٨ |
| الإسكندرية | ٣٨ | %١١,٣ | **الكلّيّة:** | | |
| أسوأن | ٣ | %٠,٩ | الهندسة | ٢٥ | %٧,٤ |
| أسيوط | ٧ | %٥,٠٠ | الطب | ٣٧ | %١٠,٩ |
| بنها | ١٠ | %٢,٩ | طب الأسنان | ١٠ | %٢,٩ |
| بني سويف | ٢١ | %٦,٢ | الحاسبات والمعلومات | ٠ | %٠ |

[19] https://forms.gle/shNr4cugYkAiCj988

[20] Characteristi

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| بورسعيد | ٨ | ٢,٤% | الصيدلة | ١١ | ٣,٢% |
| جنوب الوادي | ١٤ | ٤,١% | الزراعة | ١٨ | ٥,٣% |
| دمنهور | ٩ | ٢,٧% | العلوم | ١٢ | ٣,٥% |
| دمياط | ٤ | ١,٢% | العلوم السياسية | ٣ | ٠,٩% |
| الزقازيق | ٢٦ | ٧,٧% | الإعلام | ٢ | ٠,٦% |
| سوهاج | ٤ | ١,٢% | الآثار | ٠ | ٠% |
| السويس | ٣ | ٠,٩% | الآداب | ٢٣ | ٦,٨% |
| طنطا | ١٨ | ٥,٣% | التجارة | ٢٣ | ٦,٨% |
| العريش | ٠ | ٠% | التمريض | ٣٦ | ١٠,٦% |
| الفيوم | ٦ | ١,٨% | الحقوق | ١ | ٠,٣% |
| قناة السويس | ٧ | ٢,١% | العلاج الطبيعي | ٢ | ٠,٦% |
| كفر الشيخ | ٤ | ١,٢% | الطب البطري | ٩ | ٢,٧% |
| مدينة السادات | ٥ | ١,٥% | دار العلوم | ٠ | ٠% |
| المنصورة | ٧ | ٢,١% | رياض الأطفال | ٣ | ٠,٩% |
| المنوفية | ١٢ | ٣,٥% | البحوث الإحصائيّة | ٠ | ٠% |
| المنيا | ١٣ | ٣,٨% | الدراسات الأفريقية | ٠ | ٠% |
| مطروح | ١ | ٠,٣% | القومي للأورام | ٠ | ٠% |
| الوادي الجديد | ٠ | ٠% | التخطيط العمراني | ١ | ٠,٣% |
| **جامعة مصرية أخرى** | ١٢ | ٣,٥% | الدراسات العليا التربية | ٦ | ١,٨% |
| **نوع الكُلِّيَّة:** | | | القومى لعلوم الليزر | ٠ | ٠% |
| عملية | ٢١٦ | ٦٣,٧% | التربية | ٥٤ | ١٥,٩% |
| نظرية | ١٢٣ | ٣٦,٣% | التربية الخاصة | ٠ | ٠% |
| | | | التربية النوعية | ٢٠ | ٥,٩% |
| | | | كُلِّيَّة أخر | ٤٣ | ١٢,٧% |
| | | | | | |

## تحليل البيانات

استخدم البرنامج الإحصائي (SPSS,V20) للتحقق من الخصائص السيكومترية لمقاييس الدِّراسة من حيث ثبات الفا والتجزئة النِّصفيَّة وكذلك للتحقق من الاتساق الداخلي للمقاييس، ومعرفة خصائص عيِّنة الدِّراسة وعيِّنة التحقق من مقاييس الدِّراسة.

كما استخدمت البرنامج الإحصائي (AMOS, V23) للتحقق من التحليل العاملي التوكيدي لمقاييس الدِّراسة، ولاختبار فروض الدِّراسة باستخدام كلٍّ من طريقة الاحتمالات الكبرى[٢١] وإدارة النَّماذج[٢٢] وتم تصميم أربعة نماذج للتحقق من كل فرض على حدة كما يلى:

[21] Maximum Likelihood

١. النَّموذج الحر[٢٣]: تمّ تصميم ثلاثة نماذج حرة لتحليل المسار دون وضع أي قيود للتحقق من التكافؤ الشكلى للعلاقات السَّببيَّة بين متغيرات الدِّراسة دون أن يؤثر ذلك في النَّماذج ولا في مؤشرات جودة المطابقة عبر أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات المصريَّة بالكُلِّيَّات العمليّة – والكُلِّيَّات النَّظريَّة، والذكور– والإناث، والمدرسين والأساتذة والهيئة المعاونة.

٢. نموذج الأوزان البنائيَّة[٢٤]: كما تم تصميم ثلاثة نماذج لتحليل المسار بين متغيرات الدِّراسة مع إضافة قيود على الأوزان البنائيَّة وافتراض تساويها عبر أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات المصريَّة بالكُلِّيَّات العمليّة – والكُلِّيَّات النَّظريَّة، والذكور– والإناث والمدرسين والأساتذة والهيئة المعاونة دون أن يؤثر ذلك في مؤشرات جودة المطابقة.

٣. نموذج تباين التغاير البنائيَّة[٢٥]: كما تم تصميم ثلاثة نماذج لتحليل المسار بين متغيرات الدِّراسة وإضافة قيود على تباين التغاير بافتراض تساويها عبر أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات المصريَّة بالكُلِّيَّات العمليّة – والكُلِّيَّات النَّظريَّة، والذكور– والإناث، والمدرسين والأساتذة والهيئة المعاونة دون أن يؤثر ذلك في مؤشرات جودة المطابقة.

٤. نموذج تباين البواقي البنائيَّة[٢٦]: كما تم تصميم ثلاث نماذج لتحليل المسار بين متغيرات الدِّراسة وإضافة قيود على تباين البواقي البنائيَّة بافتراض تساويها عبر أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات المصريَّة بالكُلِّيَّات العمليّة – والكُلِّيَّات النَّظريَّة، والذّكور– والإناث، والمدرسين والأساتذة والهيئة المعاونة دون أن يؤثر ذلك في مؤشرات جودة المطابقة.

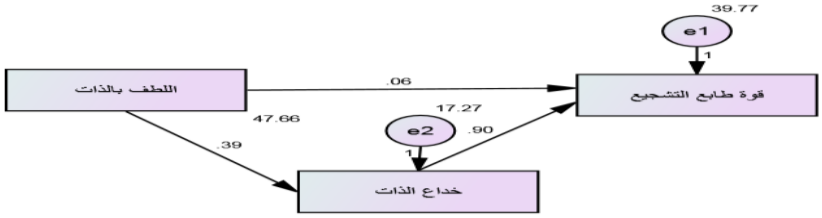
## النتائج

**نتائج تحليل المسار المتعدِّد عبر عيِّنات من أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات المصريَّة بالكُلِّيَّات العمليّة – والكُلِّيَّات النَّظريَّة.**

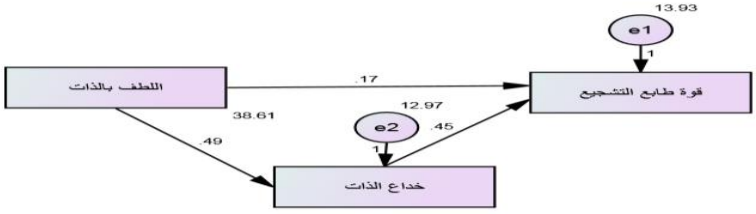
أسفرت نتائج الدِّراسة عن أنه لا يوجد اختلاف بين أعضاء هيئة التّدريس من الجامعات المصريَّة بحسب الكليات العمليّة والكُلِّيَّات النَّظريَّة في نموذج تحليل المسار الحر الذي يفسِّر العلاقات السَّببيَّة (التَّأثيرات) بين متغير اللُّطف بالذَّات كمتغير مستقل وخداع الذَّات كمتغير وسيط وقُوَّة طابع التَّشجيع كمتغير تابع دون وضع أيّ قيود على النَّموذج، كما كانت مؤشرات

[22] Manage Models
[23] Unconstrained
[24] Structural Weights
[25] Structural Covariances
[26] Structural Residuals

حُسن المطابقة[٢٧] للنموذج الحر ممتازة، حيث كانت: $x^2$= 0.00، df=0، $x^2$/ df =0.000 ، 0.05 <1.000 = p ،.00 =RMR=0 ،1.000 =GFI ،1.000 =AGFI، NFI=1.000، IFI=1.000، RMSEA=0.000 وهذه المؤشرات تعتبر عن أفضل مطابقة؛ مما يؤكد حُسن تطابق بيانات أعضاء هيئة التّدريس من الجامعات المصريَّة بالكُلِّيَّات العمليّة والكُلِّيَّات النَّظريَّة مع النَّموذج الحر. كما أظهرت نتائج النَّموذج الحر كذلك عن التَّأثيرات المباشرة وغير المباشرة والكُلِّيَّة بين متغيرات الدِّراسة لدى عيِّنات أعضاء هيئة التّدريس من الجامعات المصريَّة بالكُلِّيَّات العمليّة والكُلِّيَّات النَّظريَّة.




**شكل( ٤) التَّأثيرات المباشرة لنموذج تحليل المسار الحر بين متغيرات الدِّراسة عبر عيِّنة من أعضاء هيئة التّدريس من الجامعات المصريَّة بالكُلِّيَّات العمليّة.**




شكل( ٥) التَّأثيرات المباشرة لنموذج تحليل المسار الحر بين متغيرات الدِّراسة عبر عيِّنة من أعضاء هيئة التّدريس من الجامعات المصريَّة بالكُلِّيَّات النَّظريَّة.

ألإشكال ٤ و٥ توضح وجود تأثير موجب مباشر دال إحصائيًّا للُّطف بالذَّات في خداع الذَّات لدى عيِّنة أعضاء هيئة التّدريس بالكُلِّيَّات العمليّة, وكان مقدار التَّأثير ($\beta$ =0.394, p=0.008 < 0.01)، ولدى عيِّنة أعضاء هيئة التّدريس بالكُلِّيَّات النَّظريَّة وكان مقدار التَّأثير($\beta$ =0.486, p=0.019 < 0.05).

[27] Goodness of Fit

كما وُجد تأثير موجب مباشر دال إحصائيًّا لخداع الذَّات في قُوَّة طابع التَّشجيع لدى عيِّنة أعضاء هيئة التّدريس بالكُلِّيَّات العمليّة، وكان مقدار التَّأثير ($\beta$ =0.899, p=0.007 < 0.01)، ولدى عيِّنة أعضاء هيئة التّدريس بالكُلِّيَّات النَّظريَّة كان مقدار التَّأثير ($\beta$ =0.455, p=0.013 < 0.05).

كما أظهرت النتائج وجود تأثير موجب مباشر غير دال إحصائيًّا للُّطف بالذَّات في قُوَّة طابع التَّشجيع لدى عيِّنة أعضاء هيئة التّدريس بالكُلِّيَّات العمليّة، وكان مقدار التَّأثير ($\beta$ =0.058, p=0.350 > 0.05)، ووجود تأثير موجب مباشر دال إحصائيًّا للُّطف بالذَّات في قُوَّة طابع التَّشجيع لدى عيِّنة أعضاء هيئة التّدريس بالكُلِّيَّات النَّظريَّة، وكان مقدار التَّأثير ($\beta$ =0.174, p=0.048 < 0.05).

كما وُجد تأثير موجب غير مباشر كلي دال إحصائيًّا للُّطف بالذَّات في قُوَّة طابع التَّشجيع من خلال خداع الذَّات لدى عيِّنة أعضاء هيئة التّدريس بالكُلِّيَّات العمليّة وبلغ التَّأثير ($\beta$ =0.354, p= 0.007 < 0.01) والتَّأثير الكلي ($\beta$ =0.412, p= 0.013 < 0.05)، كما وُجد تأثير موجب غير مباشر جزئي دال إحصائيًّا للُّطف بالذَّات في قُوَّة طابع التَّشجيع من خلال خداع الذَّات عيِّنة أعضاء هيئة التّدريس بالكُلِّيَّات النَّظريَّة، وبلغ التَّأثير ($\beta$ =0.221, p= 0.018 < 0.01) والتَّأثير الكلي ($\beta$ =0.395, p= 0.019 < 0.05).

كما أظهرت النتائج الخاصة بإدارة النَّماذج لتحليل المسار المتعدِّد عبر عيِّنات أعضاء هيئة التّدريس بالكُلِّيَّات العمليّة والكُلِّيَّات النَّظريَّة أربعة نماذج كما هو موضح بجدول ٢.

**جدول( ٢)**

***مؤشرات جودة المطابقة للنماذج تحليل المسار المتعدِّد عبر عيِّنات من أعضاء هيئة التّدريس بالكُلِّيَّات العمليّة والكُلِّيَّات النَّظريَّة***

| النّماذج | $\chi^2$ | df | P | $\chi^2$ /df | RMSEA (90%LO) | GFI | NFI |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| النّموذج الحر | ٠ | ٠ | ١,٠٠ | ٠ | ٠,٠٠٠(90%LO=.000) | ١,٠٠ | ١,٠٠ |
| الأوزان البنائيَّة | ٣,١٦٩ | ٢ | ٠,٢٠ | ١,٥٨٤ | ٠,٠٤٢(90%LO=.000) | ٠,٩٩ | ٠,٩٨ |
| تباين التغاير البنائيَّة | ٤,٨٦١ | ٣ | ٠,١٨ | ١,٦٢٠ | ٠,٠٤٣(90%LO=.000) | ٠,٩٩ | ٠,٩٨ |
| تباين البواقي البنائيَّة | ٤٢,١٤ | ٤ | ٠,٠٠ | ١٠,٥٣٧ | ٠,٠٨٠(90%LO=.000) | ٠,٩٤ | ٠,٨٥ |

*ملحوظة.* يتضح من الجدول أنه لا توجد فروق دالة إحصائيًّا بين عيِّنات أعضاء هيئة التّدريس بالكُلِّيَّات العمليّة والكُلِّيَّات النَّظريَّة في ثلاثة نماذج من تحليل المسار المتعدِّد وهي

(النَّموذج الحر، ونموذج الأوزان البنائيَّة، ونموذج تباين التغاير البنائي) حيث كانت جميع مؤشرات المطابقة للنماذج الثلاثة جيِّدة وكانت قيمة ($p$ >.05) وهي قيمة غير دالة إحصائيًّا بينما يوجد بينها فروق دالة إحصائيًّا في نموذج تباين البواقي البنائيَّة وكانت قيمة ($p$ <01).

وللتأكد من النتائج تم حساب مؤشر اختبار (Bollen, 1989) لحساب فرق مؤشر جودة $\chi^2$ للنموذج المقيد ومؤشر $\chi^2$ للنموذج الأقل منه تشدداً وحساب الفرق في درجات الحرية للنموذجين، فإذا كانت قيمة الاختبار غير دالة يتحقق تحليل المسار المتعدِّد، كما يجب أن يكون التغيير في مؤشر المطابقة المقارن بين النَّماذج أكثر من قيمة ٠,٠٠٢.

**جدول( ٣ ) *مؤشر اختبار Bollen***

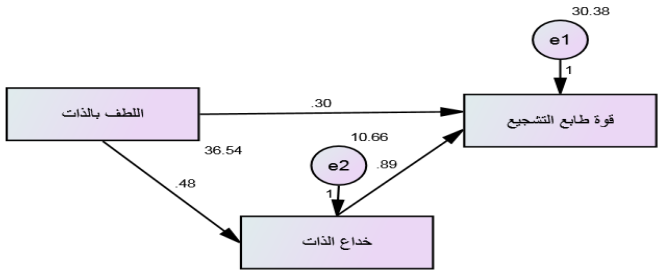
| النَّماذج | $\chi^2$ | df | P | NFI Delta-1 | IFI Delta-2 |
|---|---|---|---|---|---|
| الأوزان البنائيَّة | ٣,١٦٩ | ٢ | ٠,٢٠٥ | ٠,٠١١ | ٠,٠١١ |
| تباين التغاير البنائيَّة | ٤,٨٦١ | ٣ | ٠,١٨٢ | ٠,٠١٦ | ٠,٠١٦ |
| تباين البواقي البنائيَّة | ٤٢,١٤٨ | ٤ | ٠,٠٠ | ٠,١٤٣ | ٠,١٤٣ |

*ملحوظة*. يتضح من نتائج اختبار Bollen أن ($p$ >.05) في نموذج الأوزان البنائيَّة ونموذج تباين التغاير البنائيَّة وهي قيمة غير دالة إحصائيًّا؛ مما يدل على أنه لا توجد فروق دالة إحصائيًّا بين عيِّنات أعضاء هيئة التّدريس بالكُلِّيَّات العمليّة والكُلِّيَّات النَّظريَّة في هذه النَّماذج، كما كان التغيير في مؤشر المطابقة المقارن بين النَّماذج أكثر من قيمة ٠,٠٠٢.حيث بلغ في نموذج الأوزان البنائيَّة ٠,٠١١ ونموذج تباين التغاير البنائيَّة ٠,٠١٦، بينما يشير اختبار Bollen أن $p$ (01 >) في نموذج تباين البواقي البنائيَّة وهي قيمة دالة إحصائيًّا مما يدل على وجود فروق دالة إحصائيًّا بين عيِّنات أعضاء هيئة التّدريس بالكُلِّيَّات العمليّة والكُلِّيَّات النَّظريَّة في نموذج تباين البواقي البنائيَّة.

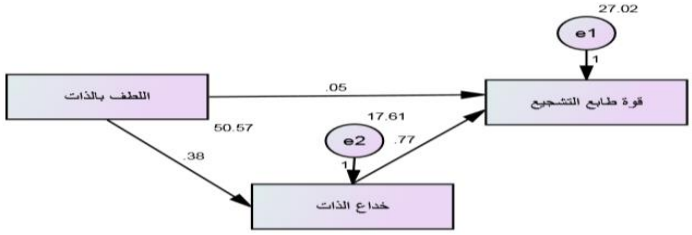
وبذلك يكون تحقق الفرض الأول جزئيّا وتم قبول الفرض الصفري جزئيّا حيث أظهرت النتائج أنه لا تختلف النَّماذج الثلاثة لتحليل المسار متعدد المجموعات (النَّموذج الحر، ونموذج الأوزان البنائيَّة، ونموذج تباين التغاير البنائي) في تفسير التَّأثيرات الموجبة والسالبة والمباشرة وغير المباشرة والكُلِّيَّة بين اللُّطف بالذَّات كمتغير مستقل وخداع الذَّات كمتغير وسيط وقُوَّة طابع التَّشجيع كمتغير تابع لعيِّنات من أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات المصريَّة بحسب الكليات العمليّة – والكُلِّيَّات النَّظريَّة، بينما اختلف نموذج تباين البواقي البنائيَّة بين أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات المصريَّة بحسب الكليات العمليّة – والكُلِّيَّات النَّظريَّة.

**نتائج تحليل المسار المتعدِّد عبر عيِّنات من أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات المصريَّة ذكورًا وإناثا**

كما أسفرت النتائج عن عدم وجود اختلاف بين أعضاء هيئة التّدريس بحسب النوع (ذكور- إناث) في نموذج تحليل المسار الحر الذي يفسِّر العلاقات السَّببيَّة بين متغير اللُّطف بالذَّات كمتغير مستقل وخداع الذَّات كمتغير وسيط وقُوَّة طابع التَّشجيع كمتغير تابع، وذلك دون وضع قيود على النَّموذج، كما أسفرت نتائج النَّموذج الحر عن مؤشرات تعبر عن أفضل مطابقة، فكانت: $=x^2$ 0.00، df=0، $x^2$/ df =0.000 ، p = 1.000> 0.05 ، GFI= 1.000، AGFI= 1.000، 00. RMR=0، NFI=1.000، IFI=1.000، RMSEA=0.000؛ وكانت التَّأثيرات المباشرة وغير المباشرة والكُلِّيَّة لمتغيرات الدِّراسة كما يلي:




***شكل( ٥)*** **التَّأثيرات المباشرة لنموذج تحليل المسار الحر عبر عيِّنة من أعضاء هيئة التّدريس الذكور.**




***شكل( ٦)*** **التَّأثيرات المباشرة لنموذج تحليل المسار الحر عبر عيِّنة من أعضاء هيئة التّدريس الإناث.**

يوضح شكل ٥ وكذلك شكل ٦ عن وجود تأثير مباشر موجب دال إحصائيًّا للُّطف بالذَّات في خداع الذَّات لدى عيِّنة الذكور من أعضاء هيئة التّدريس كما كان مقدار هذا التَّأثير ,0.484= $\beta$)

($\beta$ =0.380, p=0.006 < 0.01)، وكذلك لدى عيِّنة الإناث من أعضاء هيئة التّدريس وكان مقدار التَّأثير ($\beta$ =0.888, p=0.013 < 0.05). كما أظهرت النتائج وجود تأثير مباشر موجب دال إحصائيًّا لخداع الذَّات في قُوَّة طابع التَّشجيع لدى عيِّنة الذكور من أعضاء هيئة التّدريس وكان مقدار التَّأثير ($\beta$ =0.770, p=0.001 < 0.01)، وكذلك لدى عيِّنة الإناث من أعضاء هيئة التّدريس وكان مقدار التَّأثير ($\beta$ =0.300, p=0.004 > 0.01). كما أظهرت النتائج وجود تأثير مباشر موجب دال إحصائيًّا للُّطف بالذَّات في قُوَّة طابع التَّشجيع لدى عيِّنة الذكور من أعضاء هيئة التّدريس وكان مقدار التَّأثير($\beta$ =0.047, p=0.375 > 0.05)، ووجود تأثير مباشر موجب غير دال إحصائيًّا للُّطف بالذَّات في قُوَّة طابع التَّشجيع لدى عيِّنة الإناث من أعضاء هيئة التّدريس وكان مقدار التَّأثير ($\beta$ =0.430, p= 0.008 < 0.01).

كما أظهرت النتائج وجود تأثير غير مباشر موجب جزئي دال إحصائيًّا للُّطف بالذَّات في قُوَّة طابع التَّشجيع من خلال خداع الذَّات لدى عيِّنة الذكور من أعضاء هيئة التّدريس وبلغ التَّأثير($\beta$ =0.729, p= 0.005 < 0.01) والتَّأثير الكلي ($\beta$ =0.293, p= 0.003 < 0.01)، كما وجد تأثير غير مباشر كلي موجب دال إحصائيًّا للُّطف بالذَّات في قُوَّة طابع التَّشجيع من خلال خداع الذَّات لدى عيِّنة الإناث من أعضاء هيئة التّدريس، وبلغ التَّأثير ($\beta$ =0.340, p= 0.005 < 0.01) والتَّأثير الكلي ($\beta$ =0.340, p= 0.005 < 0.01).

وأظهرت نتائج إدارة النَّماذج لتحليل المسار المتعدِّد عبر عيِّنات أعضاء هيئة التّدريس بحسب النوع (ذكور – إناث) عن وجود أربعة نماذج كما بجدول ٤.

**جدول (٤ )** ***مؤشرات جودة المطابقة لنماذج تحليل المسار المتعدِّد عبر عيِّنات من أعضاء هيئة التّدريس بحسب النوع ذكور وإناث***

| النَّماذج | $\chi^2$ | d f | P | /df | RMSEA(90%LO) | GFI | NFI |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| النَّموذج الحر | ٠ | ٠ | ١,٠٠ | $\chi^2$ | ٠,٠٠٠(90%LO=.000) | ١,٠٠ | ١,٠٠ |
| الأوزان البنائيَّة | ٢,٩٦٣ | ٢ | ٠,٢٢ | ١,٤٨١ | ٠,٠٣٨(90%LO=.000) | ٠,٩٩ | ٠,٩٩ |
| تباين التغاير البنائيَّة | ٦,٦٨٤ | ٣ | ٠,٠٨ | ٢,٢٢٨ | ٠,٠٦٠(90%LO=.000) | ٠,٩٨ | ٠,٩٧ |
| تباين البواقي البنائيَّة | ١٥,٣٩ | ٥ | ٠,٠٠ | ٣,٠٧٩ | ٠,٠٧٩(90%LO=.000) | ٠,٩٧ | ٠,٩٥ |

*ملحوظة.* من الجدول يتضح أنه لا توجد فروق دالة إحصائيًّا بين عيِّنات من أعضاء هيئة التّدريس بحسب النوع (ذكور وإناث) في ثلاثة نماذج من نماذج تحليل المسار المتعدِّد وهذه

النَّماذج هي (الحر، والأوزان البنائيَّة، وتباين التغاير البنائي) وكانت كل مؤشرات المطابقة لهذه النَّماذج الثلاثة جيِّدة وكانت قيمة ($p$ >.05) وهي قيمة غير دالة إحصائيًّا، بينما وجدت فروق دالة إحصائيًّا بين عيِّنات من أعضاء هيئة التّدريس بحسب النوع (ذكور وإناث) في النَّموذج الأخير وهو نموذج تباين البواقي البنائيَّة حيث بلغت قيمة ($p$ <01).

كما تم حساب مؤشر اختبار Bollen وكانت النتائج كما يلي

**جدول (٥) *مؤشر اختبار Bollen***

| النَّماذج | $\chi^2$ | df | P | NFI Delta-1 | IFI Delta-2 |
|---|---|---|---|---|---|
| الأوزان البنائيَّة | ٢,٩٦٣ | ٢ | ٠,٢٢٧ | ٠,٠٠٩ | ٠,٠٠٩ |
| تباين التغاير البنائيَّة | ٦,٦٨٤ | ٣ | ٠,٠٨٣ | ٠,٠٢١ | ٠,٠٢١ |
| تباين البواقي البنائيَّة | ١٥,٣٩٦ | ٥ | ٠,٠٠٩ | ٠,٠٤٨ | ٠,٠٤٨ |

*ملحوظة*. يتضح من الجدول أن نتائج اختبار Bollen غير دالة إحصائيًّا حيث إن $p$ (>.05) في نموذجين هما الأوزان البنائيَّة ونموذج تباين التغاير البنائيَّة؛ أي لا توجد فروق دالة إحصائيًّا بين عيِّنات من أعضاء هيئة التّدريس بحسب النوع (ذكور وإناث) في النَّموذجين، والتغيير في مؤشر المطابقة المقارن بين النَّماذج في النَّموذجين كان أكثر من ٠,٠٠٢. وبلغ في نموذج الأوزان البنائيَّة ٠,٠٠٩ ونموذج تباين التغاير البنائيَّة ٠,٠٢١، بينما أشارات نتائج اختبار Bollen إلى أن ($p$ < 01) في نموذج تباين البواقي البنائيَّة، وهي قيمة دالة إحصائيًّا؛ مما يشير إلى وجود فروق دالة إحصائيًّا بين عيِّنات من أعضاء هيئة التّدريس بحسب النوع (ذكور وإناث) في نموذج تباين البواقي البنائيَّة.

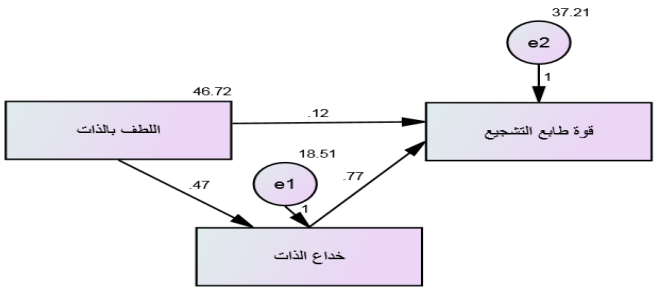
وتشير هذه النتائج إلى تحقق الفرض الثاني جزئيًّا، وبذلك يتم قبول الفرض الصفري جزئيًّا حيث وجد أنه لا تختلف النَّماذج الثلاثة لتحليل المسار متعدد المجموعات (النَّموذج الحر، ونموذج الأوزان البنائيَّة، ونموذج تباين التغاير البنائي) في تفسير التَّأثيرات الموجبة والسالبة والمباشرة وغير المباشرة والكُلِّيَّة بين اللُّطف بالذَّات كمتغير مستقل وخداع الذَّات كمتغير وسيط وقُوَّة طابع التَّشجيع كمتغير تابع لعيِّنات من أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات المصريَّة بحسب النوع (ذكور وإناث) بينما وُجد اختلاف في نموذج تباين البواقي البنائيَّة بين عيِّنات أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات المصريَّة بحسب النوع (ذكور وإناث).

**نتائج تحليل المسار المتعدِّد عبر عيِّنات من أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات المصريَّة المدرسين- والأساتذة- والهيئة المعاونة.**

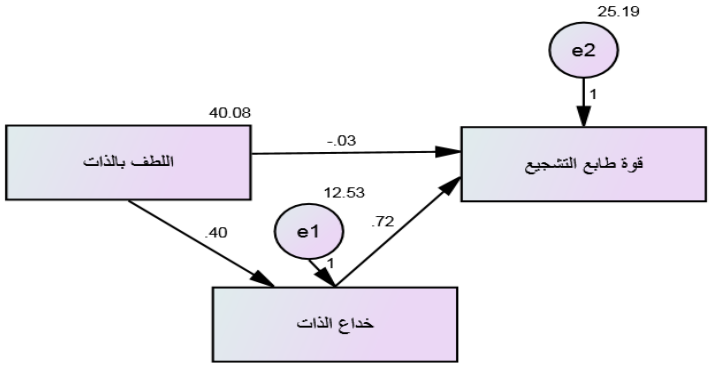
أظهرت نتائج تحليل المسار الحر أيضاً عدم وجود اختلاف بين أعضاء هيئة التّدريس المدرسين- والأساتذة- والهيئة المعاونة والذي يفسِّر التَّأثيرات بين متغير اللُّطف بالذَّات وخداع الذَّات وقُوَّة طابع التَّشجيع, وهذه النتائج ظهرت دون وضع أي قيود على النَّموذج الحُرّ،

**تحليل المسار متعدد المجموعات بين اللطف بالذات وخداع الذات المسهمة في قوة طابع التشجيع .**

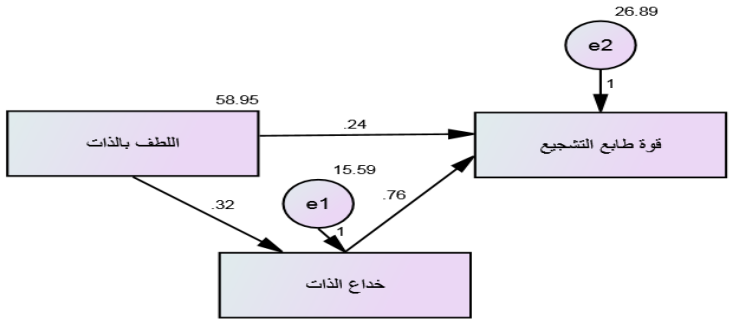
وأظهرت مؤشرات حُسن المطابقة للنموذج الحر نتائج تدل على أفضل مطابقة، وبلغت: $x^2$= 0.00، df=0 ،0.00 =$x^2$/ df ،p = 1.00> ،0.05 ،GFI=1.000 ،RMR=0.00 ،NFI=1.000 ،IFI=1.000 ،AGFI=1.000 ،RMSEA=0.00 كما أظهرت نتائج نموذج تحليل المسار الحر أيضاً التَّأثيرات المباشرة وغير المباشرة والكُلِّيَّة بين متغير اللُّطف بالذَّات وخداع الذَّات وقُوَّة طابع التَّشجيع.




***شكل( ٧)*** **التَّأثيرات المباشرة للنموذج الحر بين متغيرات الدِّراسة لدى المدرسين من أعضاء هيئة التّدريس.**




***شكل( ٨)*** **التَّأثيرات المباشرة للنموذج الحر بين متغيرات الدِّراسة لدى الأساتذة من أعضاء هيئة التّدريس.**




***شكل( ٩ ).*** **التَّأثيرات المباشرة للنموذج الحر بين متغيرات الدِّراسة لدى الهيئة المعاونة.**

توضح الأشكال ٧،٨،٩ وجود تأثير مباشر وموجب ودال إحصائيًّا للُّطف بالذَّات في خداع الذَّات لدى عيِّنة المدرسين وبلغ مقدار التَّأثير ($\beta$ =0.473, p=0.006 < 0.01)، وكذلك لدى عيِّنة الأساتذة وكان مقدار التَّأثير ($\beta$ =0.399, p=0.011 < 0.05)، ولدى عيِّنة الهيئة المعاونة وكان مقدار التَّأثير ($\beta$ =0.324, p=0.021 < 0.05).

كما أظهرت نتائج تحليل المسار المتعدِّد عن وجود تأثير مباشر موجب دال إحصائيًّا لخداع الذَّات في قُوَّة طابع التَّشجيع لدى عيِّنة المدرسين، وكان مقدار التَّأثير ($\beta$ =0.769, p=0.006 < 0.01)، ولدى عيِّنة الأساتذة كان مقدار التَّأثير ($\beta$ =0.725, p=0.006 < 0.01)، ولدى عيِّنة الهيئة المعاونة كان مقدار التَّأثير ($\beta$ =0.757, p=0.012 < 0.05).

كما توصلت الدِّراسة إلى وجود تأثير مباشر موجب غير دال إحصائيًّا للُّطف بالذَّات في قُوَّة طابع التَّشجيع لدى عيِّنة أعضاء المدرسين, وكان مقدار التَّأثير ($\beta$ =0.122, p=0.103 > 0.05)، ووجود تأثير مباشر سالب وغير دال إحصائيًّا للُّطف بالذَّات في قُوَّة طابع التَّشجيع لدى عيِّنة الأساتذة وكان مقدار التَّأثير ($\beta$ =-0.026, p=0.733 > 0.05)، ووجود تأثير مباشر موجب ودال إحصائيًّا للُّطف بالذَّات في قُوَّة طابع التَّشجيع لدى عيِّنة الهيئة المعاونة وكان مقدار التَّأثير ($\beta$ =0.239, p=0.009 < 0.01).

كما توصلت النتائج إلى وجود تأثير غير مباشر كليّ وموجب ودال إحصائيًّا للُّطف بالذَّات في قُوَّة طابع التَّشجيع من خلال خداع الذَّات لدى عيِّنة المدرسين وكان مقدار التَّأثير ($\beta$ =0.363, p= 0.003 < 0.01) وبلغ التَّأثير الكلي ($\beta$ =0.486, p= 0.005 < 0.01)،

**تحليل المسار متعدد المجموعات بين اللطف بالذات وخداع الذات المسهمة في قوة طابع التشجيع .**

ووجود تأثير غير مباشر موجب كلي دال إحصائيًّا للُّطف بالذَّات في قُوَّة طابع التَّشجيع من خلال خداع الذَّات عيِّنة لدى عيِّنة الأساتذة وبلغ التَّأثير ($\beta$ =0.289, p= 0.004 < 0.01) وبلغ التَّأثير الكلي ($\beta$ =0.263, p= 0.007 < 0.01)، وكذلك وجود تأثير غير مباشر موجب جزئي دال إحصائيًّا للُّطف بالذَّات في قُوَّة طابع التَّشجيع من خلال خداع الذَّات لدى عيِّنة الهيئة المعاونة وبلغ التَّأثير ($\beta$ =0.246, p= 0.016 < 0.05) والتَّأثير الكلي كان ($\beta$ =0.485, p= 0.009 < 0.01).

وأظهرت نتائج إدارة النَّماذج لتحليل المسار المتعدِّد عبر عيِّنات المدرسين والأساتذة والهيئة المعاونة عن أربعة نماذج كما هو موضح بجدول ٦.

**جدول ( ٦ )**

***مؤشرات جودة المطابقة للنماذج الأربعة ل تحليل المسار المتعدِّد* عبر عيِّنات المدرسين والأساتذة والهيئة المعاونة**

| النَّماذج | $\chi^2$ | df | P | $\chi^2$ /df | RMSEA (90%LO) | GFI | NFI |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| النَّموذج الحر | ٠ | ٠ | ١,٠٠ | ٠ | (90%LO=.000)٠,٠٠٠ | ١,٠٠ | ١,٠٠ |
| الأوزان البنائيَّة | ٩,٧١٩ | ٦ | ٠,١٣ | ١,٦٢٠ | (90%LO=.000)٠,٠٤٣ | ٠,٩٨ | ٠,٩٦ |
| تباين التغاير البنائيَّة | ١٢,٩٤ | ٨ | ٠,١١ | ١,٦١٨ | (90%LO=.000)٠,٠٤٣ | ٠,٩٧ | ٠,٩٥ |
| تباين البواقي البنائيَّة | ٢٣,٣٢ | ١ | ٠,٠٢ | ١,٩٤٣ | (90%LO=.000)٠,٠٥٣ | ٠,٩٥ | ٠,٩١ |

*ملحوظة:* يتضح من الجدول عدم وجود فروق دالة إحصائيًّا بين عيِّنات المدرسين والأساتذة والهيئة المعاونة في ثلاثة النماذج الأولى من تحليل المسار المتعدِّد وهي: النَّموذج الحر، ونموذج الأوزان البنائيَّة، ونموذج تباين التغاير البنائي، وجميع مؤشرات المطابقة كانت جيِّدة، وبلغت قيمة ($p$ >.05) وهي قيمة غير دالة إحصائيًّا، كما وجدت فروق دالة إحصائيًّا في النَّموذج الرابع، وهو نموذج تباين البواقي البنائيَّة, وكانت قيمة ($p$ <05) وهي قيمة دالة إحصائيًّا.

وأظهر مؤشر اختبار Bollen تغييرات في مؤشر المطابقة المقارن بين النَّماذج أكثر من قيمة ٠,٠٠٢.

**جدول( ٧ ) *مؤشر اختبار Bollen***

| النَّماذج | $\chi^2$ | df | P | Delta-1NFI | IFI Delta-2 |
|---|---|---|---|---|---|
| الأوزان البنائيَّة | ٩,٧١٩ | ٦ | ٠,١٣٧ | ٠,٠٣٤ | ٠,٠٣٤ |
| تباين التغاير البنائيَّة | ١٢,٩٤٥ | ٨ | ٠,١١٤ | ٠,٠٤٦ | ٠,٠٤٦ |
| تباين البواقي البنائيَّة | ٢٣,٣٢١ | ١٢ | ٠,٠٢٥ | ٠,٠٨٢ | ٠,٠٨٢ |

*ملحوظة*: يتضح أن ($p$ <.05) وهي قيمة غير دالة إحصائيًّا في نموذج الأوزان البنائيَّة ونموذج تباين التغاير البنائيَّة، والتغيير في مؤشر المطابقة المقارن بين النَّماذج كان أكثر من قيمة ٠,٠٠٢.فبلغ في نموذج الأوزان البنائيَّة ٠,٠٣٤ وفي نموذج تباين التغاير البنائيَّة ٠,٠٤٦، بينما أشار اختبار Bollen أن ($p$ < 05) وهي قيمة دالة إحصائيًّا في النَّموذج الاخير لتحليل المسار وهو نموذج تباين البواقي البنائيَّة.

وبذلك يكون تحقق الفرض الثالث جزئيًا، وتمّ قبول الفرض الصفري جزئيًا؛ حيث أظهرت النتائج أنه لا تختلف نماذج تحليل المسار متعدد المجموعات (النَّموذج الحر، ونموذج الأوزان البنائيَّة، ونموذج تباين التغاير البنائي) في تفسير التَّأثيرات السالبة والموجبة والمباشرة وغير المباشرة والكُلِّيَّة بين اللُّطف بالذَّات وخداع الذَّات وقُوَّة طابع التَّشجيع لعيِّنات المدرسين والأساتذة والهيئة المعاونة، في حين وجد اختلاف في النَّموذج الأخير لتباين البواقي البنائيَّة بين أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات المصريَّة من مدرسين والأساتذة والهيئة المعاونة.

**مناقشة عامة للفروض**

توصلت الدِّراسة إلى وجود تأثير مباشر موجب دال إحصائيًّا للُّطف بالذَّات في قُوَّة طابع التَّشجيع لدى كلٍّ من عيِّنة أعضاء هيئة التّدريس بالكُلِّيَّات النَّظريَّة وعيِّنة الذكور وعيِّنة الهيئة المُعاونة. ويمكن تفسير ذلك بأنه عندما يمتلك عضو هيئة التّدريس بالجامعة مهارة اللُّطف بالذَّات والتعامل باللُّطف مع الذَّات في حالات الفشل والألم بدلًا من القسوة الذَّاتية مع النفس، فإن ذلك من الممكن أن يؤثر فيه إيجابيا في اللُّطف بالطّلاب، وتشجيعهم، وامتلاكه قُوَّة طابع التَّشجيع مع طلابه بالجامعة، والاستمتاع بهذا التَّشجيع. ويتفق هذا مع أكَّده Neff (2003) بأنَّ اللُّطف بالذَّات وقبول الذَّات عن التعرُّض للمواقف الصعبة تنعكس في تحفيز الآخرين وتشجيعهم ومساندتهم في المواقف الصعبة. وتوفّر العلاقات الشخصية الإيجابيَّة والتَّشجيع بين المعلم والطالب مناخًا تعليميًّا إيجابيًّا يؤدي اللُّطف دورًا رئيسًا فيه (Gregory et al., 2007). فاللُّطف بالذَّات والآخرين لدى المعلم يُعزز المناخ التعليمي وتشجيع الطلاب (Thapa et al., 2013). ومع ما توصل له Gentile et al. (2019) من أن اللُّطف يخفض القلق ويزيد السعادة والتَّشجيع. ومع ما توصل له Haslip et

(2019) .al من ارتباط اللُّطف لدى المعلم بالحبّ والتَّشجيع والمودّة والمساعدة، ومع ما توصل له (2019) .Wong et al إلى وجود علاقة موجبة بين قُوَّة طابع التَّشجيع واللُّطف.

كما توصلت الدِّراسة إلى عدم وجود تأثير مباشر موجب ولكن للُّطف بالذَّات في قُوَّة طابع التَّشجيع لدى كلٍّ من عيِّنة أعضاء هيئة التّدريس بالكُلِّيَّات العمليّة وعيِّنة الإناث وعيِّنة المدرسين، كما وُجد عدم وجود تأثير مباشر سالب للُّطف بالذَّات في قُوَّة طابع التَّشجيع لدى عيِّنة الأساتذة. وهذه النتيجة في الحقيقة كانت عكس كل التوقعات ونتائج الدراسات السابقة. ويمكن تفسير ذلك بأن أعضاء هيئة التّدريس من الكليات العمليّة يشجعون الطلاب عند تمكّنهم وإتقانهم المهارات العمليّة مثل المهارات الطبيّة لطلاب كُلِّيَّة الطّبّ والمهارات الهندسيّة لطلاب كُلِّيَّة الهندسة ولا يتحكم في تشجيعهم للطلاب المهارات الشخصية لعضو هيئة التّدريس. أما الأساتذة والمدرسين فهم أيضا على درجة أكاديميّة عالية وخبرة علميّة للحكم على الطلاب وتشجيعهم من خلال إتقان المهارات الأكاديميَّة مقارنة بالهيئة المعاونة التى تتحكم مهاراتهم الشخصية في تشجيعهم الطلاب. أمّا نتائج عيِّنة الإناث فيمكن تفسيرها بالتزام الإناث من أعضاء هيئة التّدريس بالجديَّة عند التعامل مع الطّلاب والتَّشجيع يجب أن يكون نتيجة الإنجاز دون استخدمهن المهارات الشخصية. وتختلف هذه النتائج مع ما توصل له (2016) .Binfet et al في وجود ارتباط موجب دال إحصائيًّا بين اللُّطف وتشجيع المعلم للطلاب والتفاؤل والسعادة. ومع ما توصل له (2018) .Smith et al في وجود ارتباط موجب دال إحصائيًّا بين اللُّطف والرفاهة النفسية والأمل والصمود والتَّشجيع.

كما أظهرت النَّماذج الحرة لتحليل المسار متعدد المجموعات عبر عيِّنات من أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات المصريَّة العديد من التَّأثيرات المباشرة وغير المباشرة والكُلِّيَّة بين متغيرات الدِّراسة، فتوصلت الدِّراسة إلى وجود تأثير مباشر وموجب ودال إحصائيًّا للُّطف بالذَّات في خداع الذَّات لدى عيِّنة من أعضاء هيئة التّدريس بالكُلِّيَّات النَّظريَّة وعيِّنة الكليات العمليّة وعيِّنة الذكور وعيِّنة الإناث وعيِّنة المدرسين وعيِّنة الأساتذة وعيِّنة الهيئة المعاونة. ويمكن تفسير ذلك بأنه عندما يمتلك عضو هيئة التّدريس بالجامعة مهارة اللُّطف بالذَّات وإستراتيجيّة معرفيّة للتعامل بطريقة إيجابيَّة مع حالات الفشل والألم التى يتعرض لها والتعامل مع النفس برفق بدلًا من النقد والقسوة الذَّاتية مع النفس، فإن ذلك من الممكن أن يؤثر في تقبل خداع الذَّات اللاإرادي الذي لا يعلم الفرد في كثير من الأحيان بأنه يمتلك درجة ما منه؛ فيقوم بانتقاء المعلومات لتتوافق مع أفكاره ،ويرى ذاته بالطريقة التي يتمنى أن يكون عليها. ومن الممكن أن يشوّه من معتقداته بطريقة لا إرادية من أجل قبولها وتبرير الأخطاء وتجاهل بعض الانتقادات والتحيز للذات وتجنب ما يسبب له ألمًا من أجل اللُّطف بالذَّات.

ويتفق هذا مع ما أكده Sirvent et al. (2019) أن أغلب الأفراد في حاجة إلى درجة ما من الخداع الذَّاتي المتمثل في الإنكار وخداع الذَّات والغموض وحتى مع الآخرين وتقديم المبررات؛ فخداع الذَّات أحيانًا يكون وسيلة تكيفية ومفيدة وضروريّة للُّطف والإحسان بالذَّات في الشدائد. كما يتفق هذا مع ما توصل له Judge et al (2000) أن التحيز الإيجابي للذات وخداع الذَّات يقللان من الإجهاد ويزيدان من اللُّطف بالذَّات. ويؤكد Bourgeois et al. (2003) على الحاجة إلى دراسات جديدة لمعرفة إذا ما كان خداع الذَّات يزيد من ارتباك النفس أم أنه مهارة للتكيّف واللُّطف بالذَّات في المواقف المؤلمة.

كما أظهرت النَّماذج الحرة لتحليل المسار متعدِّد المجموعات عبر عيِّنات من أعضاء هيئة التّدريس وجود تأثير مباشر موجب ودال إحصائيًّا لخداع الذَّات في قُوَّة طابع التَّشجيع لدى جميع عيِّنات الدِّراسة، من عيِّنة أعضاء هيئة التّدريس بالكُلِّيَّات العمليّة وعيِّنة الكليات النَّظريَّة وأيضا عيِّنة الذكور وعيِّنة الإناث وعيِّنة الأساتذة وعيِّنة المدرسين وعيِّنة الهيئة المعاونة. ويمكن تفسير ذلك بأنه عندما يمتلك عضو هيئة التّدريس بالجامعة لدرجة ما من خداع الذَّات اللاإرادي والتحيّز المفرط للذات لمحاولة تحسين المظهر وإدراك الذَّات بأنها جيِّدة في تحفيز وتشجيع الآخرين فإن ذلك من الممكن أن يؤثر إيجابيا في قُوَّة طابع التَّشجيع لديه والاستمتاع بتشجيع الطلاب، ويكون لديه إدارك عالٍ لامتلاكه مهارات تشجيع طلابه والإيمان بإمكاناتهم في النجاح والإنجاز للمهام الأكاديميَّة المطلوبة منهم.

ويتفق ذلك مع Echarte et al. (2016) في أن عقل الفرد يمتلك أحيانًا آليات دفاعية لاإرادية تقنعه أن لديه القدرة على تشجيع الآخرين، ويقدم لهم بعض الإرشادات الجيِّدة, ويكون ذلك لتحقيق مصالح شخصية له وليس بهدف تشجيع الآخرين. كما يتفق هذا مع ما توصل له Wong et al. (2019) في وجود علاقة موجبة بين قُوَّة طابع التَّشجيع وخداع الذَّات.

ورغم من وجود تأثير مباشر غير دال إحصائيًّا للُّطف بالذَّات في قُوَّة طابع التَّشجيع لدى عيِّنات من أعضاء هيئة التّدريس بالكُلِّيَّات العمليّة وعيِّنة الإناث وعيِّنة المدرسين وعيِّنة الأساتذة، إلا أنّ تحليل النَّماذج الحرة أظهر وجود تأثير غير مباشر موجب ودال إحصائيًّا للُّطف بالذَّات في قُوَّة طابع التَّشجيع من خلال خداع الذَّات كمتغير وسيط، وكذلك وجود تأثير كلي دال إحصائيًّا لدى جميع عيِّنات الدِّراسة من عيِّنة أعضاء هيئة التّدريس بالكُلِّيَّات العمليّة وعيِّنة الكليات النَّظريَّة وأيضا عيِّنة الذكور وعيِّنة الإناث وعيِّنة الأساتذة وعيِّنة المدرسين وعيِّنة الهيئة المعاونة. وهذه النتائج كانت متوقّعة، ويمكن تفسيرها بأنه عندما يمتلك عضو هيئة التّدريس بالجامعة مهارة اللُّطف بالذَّات والتعامل بإيجابيَّة مع النفس في حالات الضغوط فإن ذلك يؤثر فيه في تقبل خداع

الذَّات اللاإرادي الذي يرى فيه ذاته بالطريقة التي يتمني أن يكون عليها ويشوّه من مُعتقداته لا إراديا لتبرير معتقداته وتجاهل الانتقادات والتحيز للذات للُّطف بها، فيؤثر اللُّطف بالذَّات وخداع الذَّات اللاإرادي بطريقة غير مباشرة في قُوَّة طابع التَّشجيع لدى أعضاء هيئة التّدريس بالجامعة مع طلابهم وخاصة مع تفشّي جائحة كورونا حاليا في مصر والعالم وما أدّى إليه من تحوّل إلى التعليم الإلكتروني؛ حيث تسبب في ضغوط شديدة على أعضاء هيئة التّدريس والطلاب نتيجة كثرة المطالب الأكاديميَّة والتقييمات الإلكترونيّة؛ مما أشعر طلاب الجامعة بالإحباط وأصبحوا في أشدّ الحاجة إلى قُوَّة طابع التَّشجيع من خلال أساتذتهم. وتتفق هذه النتيجة مع ما توصل اليه Wong et al. (2019) في وجود ارتباط موجب دال إحصائيًّا بين قُوَّة طابع التَّشجيع وكلٍّ من اللُّطف وخداع الذَّات. كما تتفق هذه النتائج مع نموذج Wong et al. (2019) الذي يرى فيه أنّ قُوَّة طابع التَّشجيع قُوَّة مرحلية تظهر في مواقف محدَّدة عندما يجد المشجعون أنّ الأفراد الآخرين يواجهون موقفًا صعبًا أو أن لديهم إمكانات لا يستفيدون منها.

كما توصلت نتائج الدِّراسة إلى أنه لا تختلف ثلاثة نماذج من تحليل المسار متعدد المجموعات وهي: النَّموذج الحر، والنَّموذج الأوزان البنائيَّة، ونموذج تباين التغاير البنائي في تفسير التأثيرات المباشرة الموجبة والتَّأثيرات المباشرة السالبة وغير المباشرة والكُلِّيَّة بين متغيّرات اللُّطف بالذَّات وخداع الذَّات وقُوَّة طابع التَّشجيع بين عيِّنات أعضاء هيئة التّدريس بحسب الدّرجة الأكاديميَّة :المدرسين – والأساتذة – والهيئة المعاونة، وبين أعضاء هيئة التّدريس بحسب النوع (ذكور – إناث) وبين أعضاء هيئة التّدريس بحسب نوع الكُلِّيَّة (عمليّة – نظريّة)، في حين وُجد اختلاف في نموذج تحليل المسار الأخير لتباين البواقي البنائيَّة بينهم. وهذه النتائج تؤكد تحقّق تحليل المسار بين اللُّطف بالذَّات وخداع الذَّات وقُوَّة طابع التَّشجيع عبر عيِّنات من أعضاء هيئة التّدريس. وكانت مؤشراته المطابقة للنماذج جيِّدة رغم وضع قيود على الأوزان البنائيَّة وافتراض تساويها عبر عيِّنات أعضاء هيئة التّدريس، ووضع قيود على تباين التغاير وافتراض تساويها عبر أعضاء هيئة العيِّنات، وإضافة قيود على تباين البواقي البنائيَّة وافتراض تساويها عبر عيِّنات الدِّراسة؛ مما يؤكد التَّأثير المباشر الموجب للُّطف بالذَّات في خداع الذَّات وقُوَّة طابع التَّشجيع والتَّأثير الموجب المباشر لخداع الذَّات في قُوَّة طابع التَّشجيع والتَّأثير غير مباشر للُّطف بالذَّات في قُوَّة طابع التَّشجيع من خلال خداع الذَّات عبر كل عيِّنات الدِّراسة من أعضاء هيئة التّدريس. وتتفق هذه النتائج مع دراسة Wong et al. (2019) في إمكانيّة التّنبّؤ بقُوَّة طابع التَّشجيع من خلال اللُّطف وخداع الذَّات.

## الاتجاهات المستقبليّة والتطبيق

التَّأثيرات والآثار التربوية[٢٨] للدراسة تتمثل في التأصيل النظري في البيئة العربية لمتغيرات تربوية خاصة بالمعلم وهي: قُوَّة طابع التَّشجيع وخداع الذَّات واللُّطف بالذَّات يستفيد منها الباحثون في مجال علم النفس والتربية، وكذلك التوصل إلى أفضل نموذج بين قُوَّة طابع التَّشجيع وخداع الذَّات واللُّطف بالذَّات. وترى الباحثة أنّ هذه الدِّراسة تعدّ من باكورة الدّراسات في البيئة العربية التى تناولت هذه المتغيرات على أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات المصريَّة، وتقديم مقياس لخداع الذَّات من إعداد الباحثة وترجمة مقياس قُوَّة طابع التشجيع لإثراء المجال التربوي والنفسي، كما يمكن الاستفادة من نتائج الدِّراسة في مراكز تنمية المهارات والقدرات بالجامعات المصريَّة؛ لإعداد برنامج لتنمية قُوَّة طابع التَّشجيع لدى أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات المصريَّة لتحفيز الطلاب والاستمتاع بذلك؛ من أجل تعزيز النجاح الأكاديمي، وإعداد برنامج للُّطف بالذَّات لدى أعضاء هيئة التّدريس للإحسان إلى النفس في الشدائد، وتصميم برنامج للكشف عن خداع الذَّات اللاإرادي لأعضاء هيئة التّدريس, واستخدام مقاييس الدِّراسة في ذلك والتركيز على المهارات الإيجابيَّة في التنمية المهنية للمعلم.

## الاتجاهات المستقبلية للبحوث

في ضوء نتائج الدِّراسة والإطار النظري والدراسات السابقة يمكن اقتراح دراسات عدد من البحوث المستقبلية في هذا المجال يستفيد منها الباحثون المهتمون مثل: نموذج تحليل المسار المتعدِّد بين اللُّطف بالذَّات وخداع الذَّات وقُوَّة طابع التَّشجيع عبر عيِّنات من المعلمين بالتعليم العام من أجل إثراء التراث السيكولوجي بالبيئة المصريَّة، تكافؤ القياس لمقياس قُوَّة طابع التَّشجيع من خلال المواقف الحياتية عبر عيِّنات من أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات وكذلك عبر المعلمين في التعليم العام. اختبار نموذج العامل الواحد والعاملين لمقياس قُوَّة طابع التَّشجيع على عيِّنة كبيرة من أعضاء هيئة التّدريس والمعلمين.

## المحدّدات

يؤخذ على الدِّراسة من وجهة نظر الباحثة استخدام عيِّنة الدِّراسة من أعضاء هيئة التّدريس في مجموعة شبكة التّواصل الاجتماعي، واستخدام مقاييس من التقرير الذَّاتي لقياس متغيرات الدِّراسة قد يكون بها بعض الاستحسان الاجتماعي في استجابة العيِّنة، كما لا يمكن أن تُعمم نتائج الدِّراسة على أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات المصريَّة حيث إن بعض الجامعات وبعض الكليات

[28] Educational Impact and Implications Statement

لا تشملها العيِّنة، كما أنّ عيِّنة الدِّراسة شملت عدداً كبيراً من بعض الكليات مقابل عدد قليل من الأعضاء بكليات أخرى.

## الاستنتاج

حاولت الدِّراسة التركيز على بعض النقاط الإيجابيَّة من خلال الدِّراسة، فاهتمت بدراسة متغيرات حديثة مثل اللُّطف بالذَّات وخداع الذَّات وقُوَّة طابع التَّشجيع، اختيار عيِّنة للدراسة ذات أهميّة كبيرة حيث ضمّت أعضاء هيئة التّدريس بالجامعات المصريَّة مع تنوع العيِّنة من كليات وجامعات عديدة وكليات عملية ونظرية وذكور وإناث، كما اهتمت الدِّراسة بتصميم مقياس لخداع الذَّات، وترجمة مقياس لقُوَّة طابع التَّشجيع وتعريبه للبيئة العربية، وكذلك استخدام مقياس للُّطف بالذَّات وهو بُعد من مقياس التّراحم بالذَّات من إعداد الباحثة في دراسة سابقة، والتأكد من الخصائص السيكومترية له على عيِّنة أعضاء هيئة التّدريس، وتصميم المقاييس إلكترونيًّا ونشرها عبر مواقع التواصل الاجتماعي اختصارا للجهد والوقت في التطبيق، واستخدام التحليل العاملي التوكيدي للتأكد من صدق المقاييس، وأخيرا بذل جهد كبير في تحليل المسار المتعدِّد عبر عيِّنات من أعضاء هيئة التّدريس؛ للتحقق من فروض الدِّراسة وهو تحليل يستخدم في الدراسات الأجنبية بكثرة، وتقديم مجموعة توصيات يمكن أن تستفيد منها مراكز التنمية المهنية لأعضاء هيئة التّدريس.

## المراجع


مصطفي خليل، عطا الله (٢٠١٩). اليقظة العقلية كمتغير وسيط بين صعوبات التنظيم الانفعالي وخداع الذَّات لدى طلاب الجامعة، *المجلة العلمية لكُلِّيَّة التربية– جامعة أسيوط*، ٣٥ (٢)، ٢٤٨–٢٨٤.

عبد النعيم عرفه، محمد (٢٠١٩). علاقة خداع الذَّات بالسعادة النفسية والتلكؤ الأكاديمي لدى طلاب الجامعة، *مجلة كُلِّيَّة التربية جامعة الأزهر*، ١٨٣ (٣)، ٢١٥–٣٠٢.

منال محمود، محمد مصطفي (٢٠١٧). النَّموذج البنائي للعلاقات السَّببيَّة بين الازدهار النفسي والتراحم الذَّاتي والخبرات الانفعالية الإيجابيَّة والسلبية المُسهِمة في الأداء الأكاديمي لدى طلبة الجامعة، *مجلة دراسات نفسية*، ٢٧ (٣)، ٣٠٧–٣٦٦.

Abels, M. E. (2018). The kindness cure: A critical inquiry into discourses of bullying, school-based prevention education and the reproduction of gender inequality. In *Dissertation Abstracts International Section A: Humanities and Social Sciences* (Vol. 79, Issue 4–A(E)). ProQuest Information & Learning.

Alcott, B. (2017). Does teacher encouragement influence students' educational progress? A propensity-score matching analysis. *Research in Higher Education*, *58*(7), 773–804. https://doi.org/10.1007/s11162-017-9446-2.

Beck, A. T. (2008). The evolution of the cognitive model of depression and its neurobiological correlates. *The American Journal of Psychiatry*, 165(8), 969–977. doi:10.1176/appi.ajp.2008.08050721.

Binfet, J. T., Gadermann, A. M., & Schonert, R. K. A. (2016). Measuring kindness at school: Psychometric properties of a School Kindness Scale for children and adolescents. *Psychology in the Schools*, *53*(2), 111–126. https://doi.org/10.1002/pits.21889.

Binfet, J.-T., & Passmore, H.-A. (2019). The who, what, and where of school kindness: Exploring students' perspectives. *Canadian Journal of School Psychology*, *34*(1), 22–37. https://doi.org/10.1177/0829573517732202.

Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. John Wiley & Sons. https://doi.org/10.1002/9781118619179

Bourgeois, A. E., Loss, R., Meyers, M. C., & LeUnes, A. D. (2003). The Athletic Coping Skills Inventory: Relationship with impression management and self-deception aspects of socially desirable responding. *Psychology of Sport and Exercise*, *4*(2), 71–79. https://doi.org/10.1016/S1469-0292(01)00024-3.

Bourgeois, M. L. (2020). Loving-kindness meditation for anxiety and mood disorders: A multiple baseline, single-case experimental evaluation. In *Dissertation Abstracts International: Section B: The Sciences and Engineering* (Vol. 81, Issue 5–B). ProQuest Information & Learning.

Comunian, A. L. (1998). The Kindness Scale. *Psychological Reports*, *83*(3, Pt 2), 1351–1361. https://doi.org/10.2466/PR0.83.7.1351-1361.

Cotney, J. L., & Banerjee, R. (2019). Adolescents' conceptualizations of kindness and its links with well-being: A focus group study. *Journal of Social and Personal Relationships*, *36*(2), 599–617. https://doi.org/10.1177/0265407517738584.

de la Villa Moral Jiménez, M., & Ruiz, C. S. (2014). Evaluation of self-

deception: Validation of the IAM-40 Inventory. *International Journal of Psychology & Psychological Therapy*, *14*(2), 203–216.

Echarte, L. E., Bernacer, J., Larrivee, D., Oron, J. V., & Grijalba-Uche, M. (2016). Self-deception in terminal patients: Belief system at stake. *Frontiers in Psychology*, *7*. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00117.

Fernbach, P. M., Hagmayer, Y., & Sloman, S. A. (2014). Effort denial in self-deception. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, *123*(1), 1–8. https://doi.org/10.1016/j.obhdp.2013.10.013.

Gentile, D. A., Sweet, D. M., & He, L. (2019). Caring for others cares for the self: An experimental test of brief downward social comparison, loving-kindness, and interconnectedness contemplations. *Journal of Happiness Studies: An Interdisciplinary Forum on Subjective Well-Being*. https://doi.org/10.1007/s10902-019-00100-2.

Gherghel, C., Nastas, D., Hashimoto, T., & Takai, J. (2019). The relationship between frequency of performing acts of kindness and subjective well-being: A mediation model in three cultures. *Current Psychology: A Journal for Diverse Perspectives on Diverse Psychological Issues*. https://doi.org/10.1007/s12144-019-00391-x.

Gilbert, P., Basran, J., MacArthur, M., & Kirby, J. N. (2019). Differences in the semantics of prosocial words: An exploration of compassion and kindness. *Mindfulness*. https://doi.org/10.1007/s12671-019-01191-x.

Graser, J., & Stangier, U. (2018). Compassion and loving-kindness meditation: An overview and prospects for the application in clinical samples. *Harvard Review of Psychiatry*, *26*(4), 201–215. https://doi.org/10.1097/HRP.0000000000000192.

Gregory, A., Henry, D. B., & Schoeny, M. E. (2007). School climate and implementation of a preventive intervention. *American Journal of Community Psychology*, *40*(3–4), 250–260. https://doi.org/10.1007/s10464-007-9142-z.

Gudjonsson, G. H., & Sigurdsson, J. F. (2004). The relationship of suggestibility and compliance with self-deception and other-deception. *Psychology, Crime & Law*, *10*(4), 447–453.

https://doi.org/10.1080/10683160310001634278.

Haslip, M. J., Allen-Handy, A., & Donaldson, L. (2019). How do children and teachers demonstrate love, kindness and forgiveness? Findings from an early childhood strength-spotting intervention. *Early Childhood Education Journal*, *47*(5), 531–547. https://doi.org/10.1007/s10643-019-00951-7.

Jasielska, D. (2018). The moderating role of kindness on the relation between trust and happiness. *Current Psychology: A Journal for Diverse Perspectives on Diverse Psychological Issues*. https://doi.org/10.1007/s12144-018-9886-7.

Judge, T. A., Erez, A., & Thoresen, C. J. (2000). Why negative affectivity (and self-deception) should be included in job stress research: Bathing the baby with the bath water. *Journal of Organizational Behavior*, *21*(1), 101–111. https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1379(200002)21:1<101::AID-JOB966>3.0.CO;2-Q.

Keng, S.-L., & Tan, H. H. (2018). Effects of brief mindfulness and loving-kindness meditation inductions on emotional and behavioral responses to social rejection among individuals with high borderline personality traits. *Behaviour Research and Therapy*, *100*, 44–53. https://doi.org/10.1016/j.brat.2017.11.005.

Khan, A. (2012). Sex differences in educational encouragement and academic achievement. *Psychological Reports*, *111*(1), 149–155. https://doi.org/10.2466/10.11.21.PR0.111.4.149-155.

Khan, A., & Siraj, S. (2012). Promoting educational encouragement for success. *Journal of Psychosocial Research*, *7*(1), 119–125.

Ko, K., Margolis, S., Revord, J., & Lyubomirsky, S. (2019). Comparing the effects of performing and recalling acts of kindness. *The Journal of Positive Psychology*. https://doi.org/10.1080/17439760.2019.1663252.

Lee, X. W., & Cunningham, M. (2019). Perceived teacher encouragement as buffer to substance use in urban African American adolescents: Implications for disconnected youth. *Education and Urban Society*, *51*(1), 144–169. https://doi.org/10.1177/0013124517714848.

Li, A., & Bagger, J. (2006). Using the BIDR to Distinguish the Effects of Impression Management and Self-Deception on the Criterion Validity of Personality Measures: A Meta-Analysis. *International Journal of Selection and Assessment*, *14*(2), 131–141. https://doi.org/10.1111/j.1468-2389.2006.00339.x.

Magnani, E., & Zhu, R. (2018). Does kindness lead to happiness? Voluntary activities and subjective well-being. *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, *77*, 20–28. https://doi.org/10.1016/j.socec.2018.09.009.

Mar, R. A., DeYoung, C. G., Higgins, D. M., & Peterson, J. B. (2006). Self-Liking and Self-Competence Separate Self-Evaluation From Self-Deception: Associations With Personality, Ability, and Achievement. *Journal of Personality*, *74*(4), 1047–1078. https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2006.00402.x.

Mongrain, M., Barnes, C., Barnhart, R., & Zalan, L. B. (2018). Acts of kindness reduce depression in individuals low on agreeableness. *Translational Issues in Psychological Science*, *4*(3), 323–334. https://doi.org/10.1037/tps0000168.

Mongrain, M., Barnes, C., Barnhart, R., & Zalan, L. B. (2018). Acts of kindness reduce depression in individuals low on agreeableness. *Translational Issues in Psychological Science*, *4*(3), 323–334. https://doi.org/10.1037/tps0000168.

Neff, K. (2009). Self-compassion. In M. R. Leary, R. H. Hoyle, M. R. Leary, R. H. Hoyle (Eds.) , *Handbook of individual differences in social behavior* (pp. 561-573). New York, NY, US: Guilford Presss. http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=psyh&AN=2009-12071-038&lang=ar&site=ehost-live.

Neff, K. D. (2003). The development and validation of a scale to measure self-compassion. *Self and Identity*, *2*(3), 223-250. http://dx.doi:10.1080/15298860309027.

Norem, J. K. (2002). Defensive self-deception and social adaptation among optimists. *Journal of Research in Personality*, *36*(6), 549–555. https://doi.org/10.1016/S0092-6566(02)00504-4.

Paulhus, D. L. (1991). Measurement and control of response bias. In J. P.

Robinson, P. R. Shaver, & L. S. Wrightsman (Eds.), *Measures of personality and social psychological attitudes.* (pp. 17–59). Academic Press. https://doi.org/10.1016/B978-0-12-590241-0.50006-X.

Paulhus, D., & John, O. (1998). Egoistic and moralistic biases in self-perception: The interplay of self-deceptive styles with basic traits and motives. *Journal of Personality,* 66(6), 1025-1060.

Peterson, C., & Seligman, M. E. P. (2004). *Character strengths and virtues*. New York, NY: Oxford University Press.

Peterson, C., & Seligman, M. E. P. (2004). *Character strengths and virtues*. New York, NY: Oxford University Press.

Peterson, J. B., DeYoung, C. G., Driver-Linn, E., Séguin, J. R., Higgins, D. M., Arseneault, L., & Tremblay, R. E. (2003). Self-deception and failure to modulate responses despite accruing evidence of error. *Journal of Research in Personality*, *37*(3), 205–223. https://doi.org/10.1016/S0092-6566(02)00569-X.

Pullmer, R., Coelho, J. S., & Zaitsoff, S. L. (2019). Kindness begins with yourself: The role of self- compassion in adolescent body satisfaction and eating pathology. *International Journal of Eating Disorders*, *52*(7), 809–816. https://doi.org/10.1002/eat.23081.

Reizer, A. (2019). Bringing self-kindness into the workplace: Exploring the mediating role of self-compassion in the associations between attachment and organizational outcomes. *Frontiers in Psychology, 10*. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01148

Rocknak, S. (2008). Pam and Jim on the make: The epistemology of self-deception. In J. J. Wisnewski (Ed.), *The Office and philosophy: Scenes from the unexamined life.* (pp. 67–77). Blackwell Publishing.

Rowland, L., & Curry, O. S. (2019). A range of kindness activities boost happiness. *The Journal of Social Psychology*, *159*(3), 340–343. https://doi.org/10.1080/00224545.2018.1469461.

Rowland, L., & Curry, O. S. (2019). A range of kindness activities boost happiness. *The Journal of Social Psychology*, *159*(3), 340–343.

https://doi.org/10.1080/00224545.2018.1469461.

Shin, L. J., Layous, K., Choi, I., Na, S., & Lyubomirsky, S. (2019). Good for self or good for others? The well-being benefits of kindness in two cultures depend on how the kindness is framed. *The Journal of Positive Psychology*. https://doi.org/10.1080/17439760.2019.1651894.

Sirotina, U., & Shchebetenko, S. (2020). Loving-kindness meditation and compassion meditation: Do they affect emotions in a different way? *Mindfulness*. https://doi.org/10.1007/s12671-020-01465-9.

Sirvent, C., Herrero, J., de la Villa Moral, M., & Rodríguez, F. J. (2019). Evaluation of self-deception: Factorial structure, reliability and validity of the SDQ-12 (Self-Deception Questionnaire). *PLoS ONE*, *14*(1). https://doi.org/10.1371/journal.pone.0210815.

Smith, B. W., Guzman, A., & Erickson, K. (2018). The Unconditional Self-Kindness Scale: Assessing the ability to respond with kindness to threats to the self. *Mindfulness*, *9*(6), 1713–1722. https://doi.org/10.1007/s12671-018-0912-5.

Sorensen, S., Steindl, S. R., Dingle, G. A., & Garcia, A. (2018). Comparing the effects of loving-kindness meditation (lkm), music and lkm plus music on psychological well-being. *The Journal of Psychology: Interdisciplinary and Applied*. https://doi.org/10.1080/00223980.2018.1516610.

Stake, J. E. (2006). The Critical Mediating Role of Social Encouragement for Science Motivation and Confidence Among High School Girls and Boys. *Journal of Applied Social Psychology*, *36*(4), 1017–1045. https://doi.org/10.1111/j.0021-9029.2006.00053.x.

Stallman, H. M. (2010). Psychological distress in university students: A comparison with general population data. *Australian Psychologist*, 45(4), 286–294. doi:10.1080/00050067.2010.482109.

Stallman, H. M., Ohan, J. L., & Chiera, B. (2018). The role of social support, being present, and self- kindness in university student psychological distress. *Australian Psychologist*, *53*(1), 52–59. https://doi.org/10.1111/ap.12271.

Thapa, A., Cohen, J., Guffey, S., & Higgins-D'Alessandro, A. (2013). A review of school climate research. *Review of Educational Research, 83*(3), 357–385. https://doi.org/10.3102/0034654313483907.

Totzeck, C., Teismann, T., Hofmann, S. G., von Brachel, R., Pflug, V., Wannemüller, A., & Margraf, J. (2020). Loving-kindness meditation promotes mental health in university students. *Mindfulness*. https://doi.org/10.1007/s12671-020-01375-w.

van der Leer, L., & McKay, R. (2017). The optimist within? Selective sampling and self-deception. *Consciousness and Cognition: An International Journal, 50,* 23–29. https://doi.org/10.1016/j.concog.2016.07.005.

Williams, P. B., Poljacik, G., Decety, J., & Nusbaum, H. C. (2018). Loving-kindness language exposure leads to changes in sensitivity to imagined pain. *The Journal of Positive Psychology*, *13*(4), 429–433. https://doi.org/10.1080/17439760.2017.1315648.

Wong, Y. J. (2015). The psychology of encouragement: Theory, research, and applications. *The Counseling Psychologist, 43,* 178–216. http://dx .doi.org/10.1177/0011000014545091.

Wong, Y. J., Shea, M., Wang, S.-Y., & Cheng, J. (2019). The Encouragement Character Strength Scale: Scale development and psychometric properties. *Journal of Counseling Psychology*, *66*(3), 362–374. https://doi.org/10.1037/cou0000334 .

# Multiple-group path analysis models between the self-kindness and self-deception contributing to The Encouragement Character Strength through samples of faculty members in Egyptian universities

**Mustafa M.M. Manal**[29]

## Abstract

The study aimed to find out the difference between the multiple-group path analysis models and to determine the best causal model for the causal relationships amoung self-kindness as an independent variable, self-deception as an intermediate variable and the encouragement character strength as a dependent variable through samples of faculty members in Egyptian universities, measure of self-deception was designed by the researcher, and a translation of The encouragement character strength scale was prepared by Wong et al. (2019) (Researcher translation), and the use of the Kindness Scale in particular prepared by Mustafa (2017), The validity of the measures was confirmed by confirmatory factor analysis, and the study used the descriptive correlation approach to analyze the multiple-group path analysis, the sample of the study reached (N = 339) a faculty member, and the study found: The existence of a positive, partial and total indirect effect of self-kindness on the encouragement character strength through self-deception through samples from universities members, and the absence statistically significant differences the multiple-group path analysis models (the unconstrained model, the structural weights model, and the structural covariance's model) the study samples, and the presence of statistically significant differences amoung them in the structural residuals model.

***Keywords: The Encouragement Character Strength, self-kindness, Self-Deception***

[29] **Mustafa M.M. Manal, Associate professor of Educational Psychology, Department of Educational Psychology, Faculty of Graduate Studies of Education , University of Cairo. manal_mahmoud@hotmail.de**