الإسهام النسبى للمناخ التنظيمى وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة

عرفات صلاح شعبان أحمد[1]

ملخص البحث

هدف البحث الحالي إلى الكشف عن العلاقة بين المناخ التنظيمى وفاعلية الذات ونوايا الدوران الوظيفى، وفحص أثر النوع والخبرة والمؤهل التعليمى على نوايا الدوران الوظيفى، ودراسة الدور الوسيط الذى يمكن أن تلعبه فاعلية الذات في العلاقة بين المناخ التنظيمى ونوايا الدوران الوظيفى، وكذلك إمكانية التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفى من المناخ التنظيمى وفاعلية الذات، وذلك لدى عينة من موظفي المدارس الخاصة بمحافظة الدقهلية قوامها ١٧٩ منهم ١٠٨ ذكور، ٧١ من الإناث، وتتراوح أعمارهم ما بين (٢٣ – ٦٣) سنة بمتوسط عمر زمنى (٣٥,٠٩) سنة، وانحراف معيارى (١٠,٦٠)، طبق عليهم مقاييس المناخ التنظيمى، فاعلية الذات، ونوايا الدوران الوظيفى (إعداد الباحث). وقد تم استخدام معامل الارتباط بيرسون، وتحليل التباين الأحادى، ودلالة معامل الارتباط الجزئى، وتحليل المسار، وتحليل الانحدار المتعدد فى التحقق من فروض البحث. وأظهرت النتائج ما يلى:

– وجود ارتباط دال سالب بين نوايا الدوران الوظيفى وكلاً من المناخ التنظيمى وفاعلية الذات، بينما يوجد ارتباط دال موجب بين المناخ التنظيمى وفاعلية الذات.

– عدم وجود فروق دالة إحصائياً في النوع والخبرة على مقياس نوايا الدوران الوظيفى، بينما توجد فروق دالة إحصائياً في المؤهل التعليمى على مقياس نوايا الدوران الوظيفى.

– دلالة الدور الوسيطى غير المباشر الذى تلعبه فاعلية الذات فى العلاقة بين المناخ التنظيمى ونوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة.

– الإسهام النسبى للمناخ التنظيمى وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين المدارس الخاصة.

---

[1] د. عرفات صلاح شعبان - مدرس بالمعهد العالى للعلوم الإدارية - جناكليس – البحيرة
المراسلات في هذه الدراسة توجه إلى د. عرفات صلاح شعبان :(e.mail
dr_arafat_salah@yahoo.com)
2 Higher Institute of Administrative Sciences Ganaklis- El Behera

الإسهام النسبى للمناخ التنظيمى وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة

عرفات صلاح شعبان أحمد[٢]

مقدمة:

يعبر المناخ التنظيمى عن الطرق والأساليب والأدوات والمعايير والعناصر التي تتفاعل مع بعضها فتشكل شخصية المنظمة بكافة جوانبها وتميزها عن المنظمات الأخرى؛ وتؤثر تلك الخصائص في تشكيل اتجاهات الموظفين وأنماط سلوكهم الوظيفى (Asif, 2011).

ونظراً لأن المناخ التنظيمى هو أحد العوامل الكبرى المساعدة التي تمكن المنظمة من النجاح والتميز وتحقيق إيجابية في أداء الموظفين وإنتاجية المنظمة بأكملها (Peters & Waterman, 1982)، فقد أدركت المنظمات أنه لا يمكن تحريك العنصر البشرى لديها دون فهم متأنٍ وواعٍ لطبيعة المناخ التنظيمي ثم تحليله للتعرف على أثره على سلوك ودوافع الموظف؛ من أجل معالجة وتحسين وتطوير الأداء الوظيفى (DeConinck, 2011). ويدعم هذا ما ذهب إليه القصونى Al-Khasawneh (2013) من أن خلق مناخ تنظيمى مناسب ليس خياراً ثانوياً في المنظمات المعاصرة؛ بل هو أمر حيوى لضمان تميز جوهرى على أساس الجدارة في ظل المنافسة العالمية الشديدة.

ويعكس المناخ التنظيمى تصورات الموظفين نحو المنظمة، والاستجابات الانفعالية لمهام ومكان العمل (Glisson & James, 2002)، كما يعكس العوامل المنبئة بنوايا الدوران الوظيفى (أي الرغبة في ترك المنظمة والانتقال لأخرى) مثل اتجاهات العمل، رأى الموظفين في وظيفتهم، مدى رغبتهم في البقاء بالمنظمة (Aarons & Sawitzky, 2006).

ويشير مسلاك وشكوفلى وليتر Maslach, Schaufeli, & Leiter (2001) إلى أنه إذا كان إدراك العامل للمناخ التنظيمى في المنظمة سلبياً فإن هذا يرتبط بالإنهاك والاحتراق النفسى، والتبدد الشخصى الذى يظهر في صورة ضعف الصلابة النفسية والتباعد وانعزال الموظف عن من يخدمهم وتقلص الشعور بالإنجاز الشخصى؛ وهذا كله قد يسهم بدوره في نوايا الدوران الوظيفى.

---

[٢] د. عرفات صلاح شعبان - مدرس بالمعهد العالى للعلوم الإدارية - جناكليس – البحيرة
المراسلات في هذه الدراسة توجه إلى د. عرفات صلاح شعبان :(e.mail:
dr_arafat_salah@yahoo.com)
2 Higher Institute of Administrative Sciences Ganaklis- El Behera

يعد مفهوم فاعلية الذات متغيراً نفسياً معرفياً ينظم وظائف القادة والتابعين في البنيات التنظيمية، كما يؤثر على اتجاهات الموظفين (McCormick, 2001)؛ حيث إن له تأثير إيجابى على مشاركة الموظف والتزامه التنظيمى ورغبته في البقاء بالمنظمة أو مغادرتها (Chemers, Watson, & May, 2000).

وتشير نتائج بعض الأبحاث السيكولوجية التي فحصت العلاقة بين فاعلية الذات ونوايا الدوران الوظيفى إلى أن فاعلية الذات ترتبط سلباً مع نوايا الدوران الوظيفى وترك العمل، وأنها تلعب دوراً إيجابياً في خفض نوايا الدوران الوظيفى؛ إضافة إلى أنها يمكن أن تكون بمثابة حصانة ضد نوايا الدوران الوظيفى (e.g., Chen & Scannapieco, 2010; Hayes et al., 2006).

وهذا ما يدعمه واينج Waung (1995) من أن المستويات المرتفعة من فاعلية الذات للموظفين تمكنهم من مواجهة المواقف السلبية في المنظمة، كما تؤدى إلى زيادة الإنتاج الوظيفى، والولاء التنظيمى، والسلوك الاستباقى وانخفاض نوايا الدوران الوظيفى (Gruman, Saks, & Zweig, 2006).

كذلك توصل توبين وميلر وترنر Tobin, Muller, & Turner (2006) إلى أن التعلم التنظيمى والمناخ التنظيمى كانا منبئين هامين بفاعلية الذات؛ كما توصل دورسى لوكيت Dorsey-Lockett (2014) إلى أن هناك علاقة إيجابية بين الفاعلية الذاتية ومناخ الأمن التنظيمى.

وللحد من ظاهرة نوايا الدوران الوظيفى من المهم تحديد العوامل المنبئة باتجاهات العمل، وهذه العوامل قد تكون تنظيمية خاصة بالمنظمة مثل مناخ المنظمة، ثقافة المنظمة، والقيادة، وقد تكون داخلية ذاتية خاصة بالعاملين أنفسهم مثل الذكاء الوجداني، فاعلية الذات، والرضا الوظيفى، ولهذا قد يتداخل المناخ التنظيمى مع فاعلية الذات ويؤثران على اتجاهات العاملين ومنها نوايا الدوران الوظيفى بصورة مباشرة أو غير مباشرة (Aarons & Sawitzky, 2006).

مشكلة البحث:

لقد زادت أهمية المناخ التنظيمى بعد الأزمة الاقتصادية التي حدثت عام ٢٠٠٨ وما نتج عنها من أوضاع اقتصادية صعبة امتدت إلى إعلان الإفلاس، تقليص حجم العمالة، تخفيض رواتب الموظفين؛ الأمر الذى قد ترك آثاراً سلبية على ثقة العاملين بتلك المنظمات وبالتالي على المناخ السائد فيها.

وتشكل مكونات المناخ التنظيمى السلبى عامل هام في التأثير على اتجاهات الموظفين وتصرفاتهم؛ والتي يمكن أن تنعكس بتكوين اتجاهات سلبية لدى الموظفين؛ تؤدى إلى سلوكيات سلبية لا تخدم المصالح المشتركة للأطراف داخل أو خارج المنظمة، ومن ثم يحدث صراع وظيفى

(Michel, 2007; Singh, Chauhan, Agrawal, & Kapoor, 2011).

كذلك يؤثر المناخ التنظيمي في الرضا الوظيفي للعاملين؛ فالمناخ التنظيمي الإيجابي يعزز الشعور بالرضا الوظيفي ويشكل بنية داعمة له، على عكس المناخ التنظيمي السلبي فإنه يشكل عائقاً للشعور بالرضا الوظيفي (العميان، ٢٠١٠).

وتؤدي مكونات المناخ التنظيمي مثل حجم الأعباء الوظيفية المرتفع، عدم كفاية الدعم المقدم من المشرفين، انخفاض الرواتب إلى مزيد من نوايا الدوران الوظيفي (Shim, 2009)، في حين أن دعم المشرفين، التشجيع، توفير فرص التدريب جعل المتطلبات الوظيفية ممكن احتمالها؛ ومن ثم خفض من نوايا الدوران الوظيفي (Fox, Miller, & Barbee, 2003).

كما يؤدي ارتفاع معدل الدوران الوظيفي إلى زيادة عبء العمل على العمالة المتبقية؛ الذي يمثل بدوره دافع إلى مغادرة المكان (Chen et al., 2013)، كذلك فقدان المنظمة خبرة العمال المخضرمين، كذلك يمتد أثره السلبي على جودة خدمة العملاء بسبب أن الموظفين ذوي مدد العمل الطويلة يكون لديهم علاقات شخصية وفهم أكثر لما يحتاجه العملاء (Ellett, Ellett, & Rugutt, 2003).

كما يرتبط الدوران الوظيفي الطوعي ببعض العواقب غير المرغوب فيها مثل ارتفاع التكاليف المرتبطة بتوظيف أفراد جدد بدلاً ممن تركوا المنظمة، اختلال في أداء الموظفين، انخفاض الروح المعنوية، اضطراب العلاقات الاجتماعية (Cascio, 2000).

ويشير ميشيل Michel (2007) إلى انتشار الدوران الوظيفي الطوعي بنسبة ١٢,٧٪ في مؤسسات التأمين، ٢٠,٧٪ لمؤسسات تجارة التجزئة والجملة، ٢١٪ في منظمات غير هادفة للربح كالمؤسسات التعليمية ٢٦٪ في المنظمات الهادفة للربح.

وذكر باندورا Bandura (1997) أن الموظفين ذوي معتقدات فاعلية الذات المرتفعة يكونون أكثر احتمالية للاندماج والاستمرار في العمل وسلوك أداء المهمة وأقل رغبة في استبدال مكان العمل بغيره، ويدعم هذه النتيجة ما توصل إليه وود وباندورا Wood & Bandura (1989) من أن الأفراد ذوي الفاعلية الذاتية المرتفعة يكونون أقل معاناة من الشك في الذات وأكثر استجابة لتحديات العمل.

وقد تناقضت نتائج الدراسات السابقة حول تأثير عوامل النوع، الخبرة والمؤهل التعليمي في نوايا الدوران الوظيفي؛ فبالنسبة للنوع توصلت دراسات (Lee, Gerhart, Weller, & Trevor, 2008; Lyness & Judiesch, 2001; Yun, 2014) إلى ارتفاع معدل الدوران الوظيفي لدى الذكور مقارنة بالإناث، بينما توصلت دراسات (Lee, 2012; Light & Ureta, 1992) إلى ارتفاع معدل الدوران الوظيفي لدى الإناث مقارنة بالذكور، في حين توصلت دراسات (Allen, Bryant, &

Vandaman, 2010; Bauer, Bonder, Erdogan, Truxillo, & Tucker, 2007) إلى أنه لا توجد فروق بين الذكور والإناث في معدل الدوران الوظيفى.

وبالنسبة للخبرة توصلت دراسة ين Yun (2014) إلى أن الموظفين ذوى الخبرة الأقل كانوا أعلى في نوايا الدوران الوظيفى مقارنة بالموظفين ذوى الخبرة الأعلى، في حين توصل دراسات (Nissly, Mor Barak, & Levin, 2005; Rosenthal & Waters, 2004) إلى أن الخبرة لا تؤثر في نوايا ترك العمل.

أما بالنسبة للمؤهل التعليمى توصلت دراسات (Ellett et al., 2003; Rosenthal & Waters, 2004) إلى أن العاملين ذوى المؤهل الأعلى أقل رغبة في ترك العمل مقارنة بالعاملين ذوى المؤهل الأقل، على النقيض توصل نيسلى وآخرون Nissly et al. (2005) إلى أن المؤهل التعليمى الأعلى يرتبط ارتباط دال موجب بالرغبة في ترك العمل.

وعليه، يحاول البحث الحالى فحص تأثير النوع والخبرة والمؤهل التعليمى في نوايا الدوران الوظيفى، وأيضا فهم الآلية أو الميكانيزم التي يؤثر بها متغير فاعلية الذات كمتغير وسيط في العلاقة بين المناخ التنظيمى ونوايا الدوران الوظيفى، وأخيراً مدى إسهام العوامل البيئية التنظيمية (المناخ التنظيمى) والعوامل النفسية الداخلية (فاعلية الذات) مجتمعة في نوايا الدوران الوظيفى. وفى ضوء ما سبق يمكن صياغة مشكلة البحث الحالى في التساؤلات التالية:

١) هل توجد علاقة ارتباطية بين المناخ التنظيمي وفاعلية الذات ونوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة؟

٢) هل يؤثر النوع (ذكور/ إناث)، والخبرة (٥ سنوات فأقل/ من ٦ إلى ١٠ سنوات/ من ١١ إلى ١٥ سنة/ ١٦ سنة فأكثر) والمؤهل التعليمى (متوسط فأقل/ فوق متوسط/ بكالوريوس فأعلى) في نوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة؟

٣) هل تلعب فاعلية الذات دوراً وسيطاً في العلاقة بين المناخ التنظيمى ونوايا الدوران الوظيفى؟

٤) هل يختلف الإسهام النسبى لكل من المناخ التنظيمى وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة؟

أهمية البحث:

أولاً- الأهمية النظرية:

(١) يفيد هذا البحث في توفير معلومات إمبريقية للإجابة على أسئلة عديدة مثل: لماذا ينزع عاملى المنظمات ذوى المناخ التنظيمى السيئ إلى الدوران الوظيفى؟ هل يلعب المناخ التنظيمى وفاعلية الذات الإيجابية دور في الحماية من الدوران الوظيفى؟ ما هي أقوى المنبئات برغبة العاملين في ترك

مكان العمل والبحث عن مكان عمل جديد؟

(٢) تنبع أهمية البحث من أهمية المناخ التنظيمى؛ حيث تعتمد اتجاهات وسلوك العاملين في المنظمات على درجة التشجيع التي يوفرها المناخ التنظيمى، فالمناخ التنظيمى يلعب في مجمل أبعاده أثار فاعلة في العمليات الإدارية والسلوك الفردى والجماعى في التنظيمات المختلفة (DeConinck, 2011).

(٣) إضافة ثلاثة مقاييس جديدة وهم: المناخ التنظيمى، فاعلية الذات، والدوران الوظيفى، حيث إن هذه المقاييس أعدت خصيصاً لتلائم طبيعة أماكن العمل والعاملين؛ مما يمكن أن تسهم في بحوث علم النفس التنظيمى أو الإدارى.

ثانياً- الأهمية التطبيقية:

(١) تأتى أهمية البحث من الفئة التي يتناولها وهم العاملين بقطاع المدارس الخاصة وهم قطاع كبير وفى تزايد مستمر في ضوء رغبة الدولة في التوسع في التعليم الخاص لسد العجز فى المدارس الحكومية؛ وبالتالي يجب أن يتوفر لهم مناخ عمل يمكنهم من أداء عملهم بشكل إيجابي لتحقيق الهدف المرجو من العملية التعليمية التي تمثل مصدر أمن قومى.

(٢) يمكن أن تفيد نتائج هذا البحث في لفت انتباه القائمين على التعليم الخاص إلى ضرورة اتخاذ الإجراءات اللازمة لتحسين ظروف بيئة العمل داخل قطاع المدارس الخاصة؛ إضافة إلى عقد مقابلات يتم من خلالها اختيار من يتوفر فيهم مستوى مناسب من القدرات النفسية الإيجابية.

أهداف البحث:

يهدف البحث الحالى إلى:

١) التعرف على العلاقة بين المناخ التنظيمى وفاعلية الذات ونوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة.

٢) التعرف على أثر النوع والخبرة والمؤهل التعليمى على نوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة.

٣) اختبار الدور الوسيطى الذى تلعبه فاعلية الذات في العلاقة بين المناخ التنظيمى ونوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة.

٤) الوصول إلى صيغة تنبؤية تحكم العلاقة بين المناخ التنظيمى وفاعلية الذات (كمتنبئات أو عوامل مستقلة) ونوايا الدوران الوظيفى موضوع البحث (متنبأ بها أو متغيرات تابعة) لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة.

مصطلحات البحث:

١- المناخ التنظيمى:

يرجع هذا المفهوم في جوهره إلى علم النفس الاجتماعى؛ لأنه يبحث العلاقة ما بين أفراد التنظيم والمنظمة، وبهذا الفهم فإن المناخ التنظيمى يعبر عن مجموعة خصائص داخلية للمنظمة ومجموعة قيم تؤثر على العملية الإدارية، كذلك مجموعة مفاهيم إدراكية شخصية يحملها الأفراد عن المنظمة متمثلة في أهداف المنظمة وصناعة القرار وطبيعة الاتصال بين المستويات الإدارية والهيكل التنظيمى (العميان، ٢٠١٠).

وهذا ما يدفع إلى القول بأنه لا يمكن التحدث عن مناخ تنظيمى بالصفة المطلقة، وذلك لتدخل جانب الإدراك الشخصى في عملية التفاعل تلك من ناحية ومن ناحية أخرى فإن أهداف المؤسسة التي تسعى لتحقيقها لها أثرها البارز على مجموعة القيم التنظيمية التي تسودها.

ونظراً لأن المناخ التنظيمى هو وصف لبيئة العمل بكافة أبعادها وعناصرها الاجتماعية والمادية فهو لابد أن يشمل طبيعة السلطة، أنماط القيادة، الاتصال الإدارى، البيئة الاجتماعية للعاملين بما فيها الثقافة والقيم والأعراف السلوكية (أبو تايه، الحيارى، القطاونة، ٢٠١٢)، المعتقدات وأساليب العمل المختلفة التي تؤثر على الأنشطة البشرية والتفاعل الاقتصادى (Al-Khasawneh, 2013).

ويشير تشودرى ورنجنكار وباروا Chaudhary, Rangnekar, & Barua (2014) إلى أن المناخ التنظيمى الإيجابي يتصف بالآتى: إبداع في العمل وبعد عن الروتين، مكافآت مبنية على الإبداع وتقديم أفكار جديدة، لامركزية في العمل ينتج عنها حرية في اتخاذ القرار، ترقية وتقدم في العمل مبنية على إنجاز الفرد، زيادة كفاءة ومهارات الأفراد عن طريق التدريب مما يؤدى إلى رفع روحهم المعنوية وتحسين أدائهم، تمتع العاملين بضمانات وظيفية تحميهم من الفصل أو إنهاء الخدمة، روح معنوية عالية للموظفين، علاقات ناتجة عن الشفافية والصدق والمصارحة، وتنظيم قادر على الاستجابة للمتغيرات الجديدة.

يعرف الباحث المناخ التنظيمى بأنه: "الصورة الإدراكية لخصائص البيئة الداخلية للمنظمة في ذهن العاملين بها مما يدفع الفرد لبناء تصور معين حول المنظمة يتسم بالثبات النسبى والذى يحدد إلى درجة كبيرة سلوكه التنظيمى". ويتحدد إجرائيا بالدرجة التي يحصل عليها العامل على مقياس المناخ التنظيمى إعداد الباحث.

٢- نوايا الدوران الوظيفى:

في الآونة الأخيرة تناولت عدة مداخل مثل المدخل السيكولوجى والمدخل الاجتماعي

والمدخل الاقتصادى الاهتمام بالدوران الوظيفى؛ وذلك باعتباره جزءً من التشخيص والتركيز على طبيعة العلاقة بين الرضا الوظيفى ودوران العمل.

وهناك اختلاف بين دوران العمل والتسرب الوظيفى؛ حيث إن التسرب الوظيفى يركز على حركة العاملين الموجهة إلى خارج المنظمة بينما الدوران الوظيفى يشمل حركة العاملين داخل وخارج المنظمة وذلك يعنى أنه أكثر شمولاً من مصطلح التسرب الوظيفى (Cascio, 2000).

ويذهب مكانت وجادج McNatt & Judge (2008) إلى أن الدوران الوظيفى هو وقف عضوية الفرد في المنظمة من قبل الفرد الذى حصل على تعويض نقدى من المنظمة، كذلك يشير الكبيسى (٢٠٠٥) إلى أن الدوران الوظيفى هو حركة العاملين خلال فترة زمنية سواء بالدخول للمنظمة أو بالخروج منها، سواء كان الخروج بمحض الإرادة أو بالتسريح أو بالنقل أو الفصل.

ويميز الباحثون بين نوعين من الدوران، الأول؛ دوران وظيفى طوعى ويتم من قبل الموظف أي أن الموظف هو الذى ينهى خدمته بنفسه. الثانى؛ دوران وظيفى إجبارى ويتم من قبل المنظمة حيث تسرح المنظمة بعض الموظفين لتقليص حجم العمالة (Michel, 2007). وهنا سوف يركز الباحث على نوايا الدوران الوظيفى الطوعى.

العوامل المؤثرة في الدوران الوظيفى:

هناك العديد من العوامل التي تؤدى إلى نوايا الدوران الوظيفى مثل:

١- *ضغوط العمل*: وما ينتج عنها من توتر وإجهاد بدرجة تختلف من شخص لآخر، وتتمثل ضغوط العمل في زيادة حجم العمل، طول ساعات العمل، الصراع مع الزملاء والمشرفين، مخاطر بيئة العمل (العطية، ٢٠٠٣).

٢- *ظروف عمل* غير مواتية: ولها جانبين أحدهما مادى مثل، درجة الحرارة، التهوية، الغبار، الاشعاع، البعد عن مقار العمل. والثانى معنوى مثل العلاقة مع المدير، فرص الترقى، العلاقة مع طلاب الخدمة (الغانم، ٢٠٠٣).

٣ – *محتوى الوظيفة*: وتتضمن التنوع والاستقلالية والرتابة ودرجة التعقيد والصعوبة إضافة إلى الأساليب التي تنجز بها الوظيفة (الكبيسى، ٢٠٠٥).

٤- *قصور فاعلية القيادة*: إذا افتقد القائد القدرة على التأثير في مرؤوسيه، قلت رغبتهم في الأداء، ظهرت نوايا ترك العمل. وهناك سلوكيات يمارسها القادة تسهم في رغبة المرؤوسين في ترك العمل مثل، القسوة الشديدة وانعدام الإنسانية ومحاباة بعض العاملين على البعض الآخر وكذلك التجسس ونشر مناخ من عدم الثقة والريبة (الغانم، ٢٠٠٣).

٥ – *الرضا الوظيفى*: أسهمت معظم نتائج الأبحاث قديماً وحديثاً في تدعيم وجود علاقة عكسية بين

الرضا الوظيفى والدوران الوظيفى، ويمكن تجميع عوامل الرضا الوظيفى في ثلاث عوامل هي؛ عوامل داخلية متعلقة بالعمل، وعوامل خارجية مثل غموض الدور وفرص الترقية، وعوامل شخصية مرتبطة بالفرد نفسه (Michel, 2007).

ويعرف الباحث نوايا الدوران الوظيفى بأنها: "رغبة العامل في ترك المنظمة والانتقال إلى منظمة أخرى بسبب ضغوط العمل، وظروف العمل غير المواتية، ومحتوى الوظيفة، وقصور القيادة؛ والتي تؤدى في نهاية الأمر إلى عدم الرضا الوظيفى". وتتحدد إجرائياً بالدرجة التي يحصل عليها العامل على مقياس نوايا الدوران الوظيفى إعداد الباحث.

٣- فاعلية الذات:

تعرف الفاعلية الذاتية على أنها: "معتقدات الناس في قدرتهم على حشد الدوافع، والموارد المعرفية، والسلوكيات اللازمة لممارسة السيطرة على الأحداث في حياتهم" (Wood & Bandura, 1989, p. 364)، كذلك هى اعتقاد الشخص ما إذا كان قادر على تنفيذ المهام بنجاح أم لا، فالموظفون ذوو معتقدات فاعلية الذات المرتفعة يكونون أكثر عرضة للاندماج والاستمرار في السلوكيات المتعلقة بالمهمة (Bandura, 1997).

وقد أثبتت الأبحاث أن فاعلية الذات ترتبط بشكل كبير بأداء العمل؛ حيث تراوحت متوسطات علاقات هذه الدراسات ما بين ٠,٢٦ إلى ٠,٣٤ لذلك فإن فاعلية الذات ترتبط إيجابيا مع أداء العمل، وتجعل الموظف يعمل بجد، ويظهر جهداً أكبر، وأداءً أفضل مع العملاء (Michel, 2007).

كذلك أشار بتنر Bitner (1990) إلى أن الموظفين ذوى الفاعلية الذاتية المهنية لديهم القدرة والكفاءة، والرغبة في حل مشكلات العملاء، ولديهم تصورات جيدة لخدمة العملاء.

وهناك مفهوم مماثل لفاعلية الذات وهو التوقع أو معتقدات الشخص حول العلاقة بين الجهد والأداء، وغالباً ما يستخدم هذين المصطلحين بالتبادل، ولكن مصطلح الفاعلية الذاتية هو الأكثر دقة لفهم العلاقة بين الجهد والأداء (Daniels & Mitchell, 1995).

ويعرف الباحث فاعلية الذات بأنها: "اعتقاد الفرد في قواه الشخصية والتي تنعكس من خلال المجهودات التي يبذلها في أعماله، وقدرته على مواجهة الإحباط، والرغبة في الاستكشاف، والقيام بالتخطيط الوظيفى، وإقامة علاقات تكاملية". ويتحدد إجرائياً بالدرجة التي يحصل عليها العامل على مقياس فاعلية الذات إعداد الباحث.

المتغير الوسيط: Mediator Variable

هو المتغير الذي يتأثر بالمتغير المستقل من ناحية ويؤثر في نفس الوقت في المتغير التابع.

والتوسط الكامل يعني انعدام تأثير المتغير المستقل علي المتغير التابع عند ضبط أثر المتغير الوسيط إحصائيا، والتوسط الجزئي يعني انخفاض قيمة تأثير المتغير المستقل علي المتغير التابع عند ضبط أثر المتغير الوسيط إحصائيا، ولكن التأثير لا ينعدم (Baron & Kenny, 1986). وقد حدد بارون وكني الخطوات الأربعة الآتية لاختبار علاقة التوسط:

- تقدير قيمة معامل انحدار المتغير التابع (ص) علي المتغير المستقل (س) دون الضبط الإحصائي للمتغير الوسيط (م)، وليكن قيمته (أ).
- تقدير قيمة معامل انحدار المتغير الوسيط (م) علي المتغير المستقل (س) دون الضبط الإحصائي للمتغير التابع (ص)، وليكن قيمته (ب).
- تقدير قيمة معامل انحدار المتغير التابع (ص) علي المتغير الوسيط (م)، عند ضبط المتغير المستقل (س)، وليكن قيمته (ج).
- تقدير قيمة معامل انحدار المتغير التابع (ص) علي المتغير المستقل (س) عند الضبط الإحصائي للمتغير الوسيط (م)، وليكن قيمته (أ:).

وإذا كانت قيمة كل من (أ)، (ب)، (ج) دالة إحصائياً، وقيمة (أ:) غير دالة إحصائيا، فهذا ما يعرف بالتوسط الكامل؛ أما إذا كانت قيمة (أ) دالة إحصائيا، وانخفضت قيمة (أ:) مقارناً بقيمة (أ)، فهذا ما يعرف بالتوسط الجزئي.

العلاقة بين متغيرات البحث:

نظراً لأن المناخ التنظيمى يمثل وصفاً لبيئة العمل فلابد أن يؤثر في نية الدوران الوظيفى للأفراد بتلك المنظمات، فالمناخ التنظيمى إما أن يعزز نية الدوران الوظيفى، وإما أن يكون عامل مخفض لنية الدوران الوظيفى لدى العاملين بالمنظمة (أبو تايه وآخرون، ٢٠١٢). وفى هذا السياق يشير بوبا Popa (2011) إلى أن توفير بيئة مناسبة ومحفزة للموظفين ينعكس إيجابيا وبشكل مباشر على أداء الموظفين من حيث الابتكار وتميز الموارد البشرية.

من المهم أن نلاحظ أن نوايا ترك العمل لا تؤدى فعلاً إلى الترك الفعلى للعمل، حيث يرى لى كومبيت ودوركين Le Compte & Dworkin (1991) أن عدداً من الذين يعانون من الاحتراق الوظيفى، أو عدم الرضا الوظيفى الناتج عن بيئة العمل لا يتركون فعلاً العمل بسبب تمتعهم بمستوى مناسب من فاعلية الذات والضبط الداخلى الذى يجعل لديهم ثقة في قدرتهم على مواجهة تحديات بيئة العمل، أو القدرة على اتخاذ قرار ترك المنظمة حال عدم قدرتها على تلبية مطالبهم بدلاً من الوقوع في نوايا الدوران الوظيفى.

وهذا ما يدعمه جيورانج وليو ولياو Gurung, Luo, & Liao (2009) من أن افتقار

الموظفين لمعتقدات الثقة في قدراتهم على حل المشكلات المتعلقة بمناخ الأمن الوظيفى أي فاعلية الذات تجاه مناخ الأمن التنظيمى قد يؤدى إلى عدم قيام العامل بعمله في المنظمة بل والرغبة في مغادرتها.

كذلك أشار باندورا Bandura (1986) إلى أن الفاعلية الذاتية يمكن أن تُعزز بالدعم العاطفى الإيجابي، كلمات التشجيع، ونماذج نجاح لأشخاص معروفين، وخبرة إتقان المهام. ويشير جيورانج وآخرون Gurung et al. (2009) إلى أن العوامل المؤثرة على تصورات الفاعلية الذاتية تشمل مستوى ثقة الشخص في الأداء، درجة دعم المشرفين، نوعية الموارد والمعدات المتوفرة.

وتوفر الأدبيات الدعم لهذا التأكيد حيث تشير إلى أن الموظف حينما يتلقى الدعم الكافى في بيئة العمل يمكن أن تزيد من فاعلية الذات لديه، كما تزيد ثقته بنفسه حول أداء وظيفته بنجاح (Maurer, Pierce, & Shore, 2002).

ومما سبق يتضح أن تمتع الفرد بمستويات مناسبة من فاعلية الذات يمكن أن يقلل من التأثير السلبى للمناخ التنظيمى غير الجيد على الأداء ومعدلات الرضا الوظيفى لديه وبالتالي نوايا الدوران الوظيفى. لذلك فمن المرجح أن تعمل تصورات المناخ التنظيمى والفاعلية الذاتية معاً في خفض نوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين.

دراسات سابقة:

هدفت دراسة تشودرى وآخرون Chaudhary et al. (2014) إلى فحص أثر جودة المناخ التنظيمى وقوة المناخ التنظيمى على قوة اندماج العمل فى المستويات التنظيمية المختلفة، وجمعت البيانات من ٣٧٥ موظفاً من ٢٨ منظمة أعمال في الهند. وتوصلت النتائج باستخدام تحليل الانحدار الهرمى إلى أن جودة المناخ التنظيمى وقوة المناخ التنظيمى منبئ جيد بالاندماج في العمل.

حاولت دراسة ليو Liu (2010) فحص خصائص المناخ التنظيمى وتأثيره على المتغيرات التنظيمية. طبقت أدوات الدراسة على ٤١٩ من المديرين والموظفين. وتوصلت الدراسة باستخدام تحليل الانحدار إلى وجود تأثير دال موجب للمناخ التنظيمى على الرضا الوظيفى، الالتزام التنظيمى، كفاءة العمل، الهوية الجماعية، بينما كان للمناخ التنظيمى تأثير دال سالب على نوايا الدوران الوظيفى.

وهدف تشن وآخرون Chen et al. (2013) إلى فحص العوامل المؤثرة على نية الدوران الوظيفى لدى ١٧٥ طبيباً من أطباء الأسنان في مستشفيات تايوان. وتوصلت النتائج إلى وجود ارتباط سالب بين نية الدوران الوظيفى وكل من الرضا الوظيفى والالتزام التنظيمى، بينما كان هناك ارتباط إيجابى دال مع الضغوط الوظيفية.

وسعى توبين وآخرون Tobin et al. (2006) إلى فحص دور التعلم التنظيمى والمناخ التنظيمى كمنبئات محتملة لفاعلية الذات، وذلك لدى عينة مكونة من ٦٧٩ مدرساً. وأشارت النتائج إلى أن المناخ التنظيمى والتعلم التنظيمى كانا منبئين هامين بفاعلية ذات الموظفين.

واستناداً إلى نظرية الفاعلية الذاتية صمم مكانت وجادج McNatt & Judge (2008) تجربة حقلية لاختبار فعالية برنامج تدريبى للفاعلية الذاتية على تعزيز المهنية، والاتجاهات الوظيفية (مثل، الرضا الوظيفى، الالتزام التنظيمى، نوايا ترك العمل)، وخفض الدوران، وذلك لدى عينة مكونة من ٧١ موظفاً من الوافدين الجدد للمنظمة؛ حيث تم تقسيمهم إلى مجموعتين إحداهما ضابطة والأخرى تجريبية. وأظهرت النتائج أن تدخلات الفاعلية الذاتية التي تكونت من مقابلات واتصالات كتابية لاحقة من إدارة الشركة قد زادت من الفاعلية الذاتية، ورفعت الاتجاهات الوظيفية للعاملين، وخفضت الدوران الوظيفى للعاملين بعد ٥ أشهر.

وفحصت دراسة دورسى لوكيت Dorsey-Lockett (2014) علاقة العوامل الديمجرافية وعوامل مناخ المعلومات الأمنية بإدراك فاعلية الذات للمعلومات الأمنية لموظفى الحكم المحلى. وأظهرت الدراسة أن هناك علاقة إيجابية دالة بين المناخ الأمني وإدراك الفاعلية الذاتية.

وسعى ميشيل Michel (2007) لمعرفة ما إذا كانت فاعلية الذات تلعب دوراً مباشراً أو غير مباشر في العلاقة بين كل من تصورات المناخ الداعم للخدمة وسلوك الخدمة المرتكز على العملاء وبين نوايا الدوران الوظيفى. وتوصلت النتائج إلى أن فاعلية الذات توسطت جزئياً العلاقة بين تصورات المناخ الداعم للخدمة وبين نوايا الدوران الوظيفى.

هدفت دراسة فديريسى وسكاليفك Federici & Skaalvik (2012) إلى استكشاف العلاقة بين فاعلية الذات الأولية، والاحتراق، والرضا الوظيفى، ودوافع المديرين لترك المنظمة. وأسفرت النتائج عن وجود ارتباط دال إيجابى بين فاعلية ذات الموظفين والرضا الوظيفى وسلبى مع نوايا ترك العمل والاحتراق الوظيفى.

تناولت دراسة أرونز وساتزكى Aarons & Sawitzky (2006) تأثير الثقافة والمناخ التنظيمى على العلاقة بين اتجاهات العمل ودوران الموظفين. وتوصلت النتائج إلى أن مواقف واتجاهات العمل منبئ هام للدوران الوظيفى. وتوصلت نتائج الدراسة إلى أن الثقافة والمناخ التنظيمى كانا منبئين باتجاهات العمل، وأن اتجاهات العمل كانت منبئاً بنوايا الدوران الوظيفى.

وحاول القصونه Al-Khasawneh (2013) استكشاف العلاقة بين بعض مكونات المناخ التنظيمى مثل (طبيعة العمل، أساليب السلطة، علاقة الموظف برئيسه، نظام المكافأة، الأمن الوظيفى) والدوران الوظيفى. وتوصلت النتائج إلى وجود علاقة سالبة دالة بين مكونات المناخ

التنظيمى والدوران الوظيفى بلغت ٠,٦٢٥-.

وهدفت دراسة شيم (Shim (2009 إلى فحص تأثير بعض العوامل التنظيمية مثل المناخ التنظيمى والثقافة التنظيمية على نوايا ترك الوظيفة لدى العاملين في مؤسسات رعاية الأطفال في ولاية نيويورك الأمريكية، جمعت بيانات الدراسة من ٦٧٧ موظفاً ومشرفيهم مثلوا ٢٥ مؤسسة لرعاية الأطفال. أشارت النتائج إلى أن ٦٣٪ من أفراد العينة كان لديهم نوايا ترك الوظيفة، كما أظهرت نتائج تحليل الانحدار أن المناخ التنظيمى والثقافة التنظيمية كانا منبئين بقوة بنوايا الدوران الوظيفى، كما أظهرت النتائج أن بعد المكافأة لمتغير الثقافة التنظيمية وبعد الاجهاد الانفعالى لمتغير المناخ التنظيمى كانا منبئين هامين لنوايا ترك الوظيفة، كذلك أشارت النتائج إلى أن الموظفين الذين تمتعوا بوضوح الدور وبمزيد من المكافآت والحوافز أو الذين تمتعوا بطاقة وجدانية مرتفعة كانوا يؤدون العمل بإتقان كما أظهروا رغبة أقل في ترك العمل.

بعد استعراض الدراسات السابقة يتضح أن متغيرى المناخ التنظيمى والفاعلية الذاتية يرتبطان ويسهمان في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفى؛ ولكن في حدود علم الباحث–لا توجد دراسة عربية– حاولت تقدير الاسهام النسبى للمناخ التنظيمى الذى يعمل فيه العامل وما يملكه من فاعلية ذاتية في نوايا الدوران الوظيفى، كذلك يرى الباحث أن الدراسات العربية التي تناولت متغيرات البحث الحالى تناولتها بشكل فردى مع متغيرات أخرى مثل دراسات (حجاج، ٢٠١٢؛ العكران، ٢٠٠٤؛ القريشى، ٢٠١٠)، لذلك تسعى الدراسة الحالية إلى فحص مدى إسهام العوامل التنظيمية (المناخ التنظيمى) والعوامل العوامل الذاتية (فاعلية الذات) مجتمعة في نوايا الدوران الوظيفى، ومن ثم جاءت فكرة البحث الحالي وهى " مدى الإسهام النسبى للمناخ التنظيمى وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة"

وفيما يلى يعرض الباحث ملخصاً لأهم ما توصلت إليه نتائج الدراسات السابقة:

(١) ارتبط المناخ التنظيمى الجيد لدى العاملين بالاندماج في العمل، والرضا الوظيفى، الالتزام التنظيمى، كفاءة العمل، الهوية الجماعية (Chaudhary et al., 2014; Liu, 2010).

(٢) ارتبط الدوران الوظيفى لدى العاملين سلباً بالرضا الوظيفى والالتزام التنظيمى، وإيجاباً مع الضغوط الوظيفية (Chen et al., 2013).

(٣) لعبت فاعلية الذات دوراً وسيطياً في العلاقة بين تصور المناخ الداعم للخدمة ونوايا الدوران الوظيفى (Michel, 2007).

(٤) نجحت تدخلات الفاعلية الذاتية في خفض الدوران الوظيفى ورفع الاتجاهات الإيجابية لدى العاملين (McNatt & Judge, 2008).

(٥) ارتبطت فاعلية الذات لدى العاملين إيجاباً مع الرضا الوظيفى، وسلباً مع نوايا ترك العمل والاحتراق الوظيفى (Federici & Skaalvik, 2012).

(٦) يعد المناخ التنظيمى منبئاً بالفاعلية الذاتية واتجاهات العمل ونوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين (Aarons & Sawitzky, 2006; Dorsey-Lockett, 2014; Shim, 2009; Tobin et al., 2006).

فروض البحث:

في ضوء ما تم عرضه من أدبيات حول متغيرات البحث، وما أسفرت عنه نتائج الدراسات السابقة، ومشكلة البحث، يختبر البحث الحالى الفروض التالية:

١) توجد علاقة دالة ارتباطية دالة إحصائياً بين المناخ التنظيمى وفاعلية الذات ونوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة.

٢) لا توجد فروق دالة إحصائياً فى نوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة وفقاً لمتغيرات النوع (ذكور/ إناث) والخبرة (٥ سنوات فأقل / ٦– ١٠ سنوات / ١١ – ١٥ سنة / ١٦ سنة فأكثر) والمؤهل التعليمى (مؤهل متوسط فأقل / مؤهل فوق متوسط / بكالوريوس فأعلى).

٣) لا يوجد ارتباط دال إحصائياً بين المناخ التنظيمى ونوايا الدوران الوظيفى بعد العزل الإحصائى لتأثير فاعلية الذات.

٤) لا يوجد إسهام لكل من المناخ التنظيمى وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة.

منهج البحث:

يتبع البحث الحالى المنهج الوصفى الارتباطى التنبؤى والمنهج الوصفى المقارن، وذلك للتحقق من فروض البحث بنوعيها العلاقية التنبؤية والفارقة؛ حيث يحاول البحث فحص العلاقة بين المناخ التنظيمى وفاعلية الذات ونوايا الدوران الوظيفى، والدور الذى تقوم به فاعلية الذات كمتغير وسيط في العلاقة بين المناخ التنظيمى ونوايا الدوران الوظيفى، والتنبؤ بنوايا الدوران الوظيفى من خلال المناخ التنظيمى وفاعلية الذات باستخدام المنهج الوصفى الارتباطى التنبؤى. وكذلك فحص أثر النوع، والخبرة، والمؤهل التعليمى على مقياس نوايا الدوران الوظيفى، وذلك من خلال المنهج الوصفى المقارن.

عينة البحث:

تم اختيار عينة البحث بطريقة عشوائية من العاملين ببعض المدارس الخاصة التابعة لإدارة شرق المنصورة التعليمية وهى (أبو بكر الصديق، عمر بن أبى طالب، السيدة خديجة، حضانة الزهراء)، وتكونت العينة من (١٩٢) العاملين بتلك المدارس، وبعد حذف الاستجابات غير الصحيحة

والغير جادة من قبل العاملين أصبح حجم العينة في صورتها النهائية (١٧٩) عاملاً تتراوح أعمارهم ما بين (٢٣ – ٦٣) سنة، بمتوسط عمر زمنى (٣٥,٠٩) سنة وانحراف معيارى (١٠,٦٠). ويوضح جدول (١) خصائص تلك العينة.

جدول (١) خصائص العينة النهائية

المتغير	التوزيع	العدد	النسبة
النوع	ذكور	١٠٨	٪ ٦٠,٣٤
	إناث	٧١	٪ ٣٩,٦٦
سنوات الخبرة	خمس سنوات فأقل	٨٦	٪ ٤٨
	٦ – ١٠ سنوات	٥١	٪ ٢٨,٤٩
	١١ – ١٥ سنة	٢٤	٪ ١٣,٤١
	١٦ سنة فأكثر	١٨	٪ ١٠,١٠
المستوى التعليمى	مؤهل متوسط فأقل	٢٣	٪ ١٣
	مؤهل فوق متوسط	٣٨	٪ ٢٢
	بكالوريوس فأعلى	١١٨	٪ ٦٥

يتضح من جدول (١) أن ذوى الخبرة الأقل من خمس سنوات والمؤهل العالى كانا أكثر إسهاماً فى حجم العينة، كما أن الذكور كانوا أكثر استجابة لأدوات البحث مقارنة بالإناث، ويفسر الباحث ذلك بأنه خلال زياراته لمدارس العينة وجد أن الذكور كانوا أكثر شكوى من المناخ التنظيمى خاصة من حيث الأمور المادية.

أدوات البحث:

١ – مقياس المناخ التنظيمى:

بعد مراجعة الإطار النظرى وتراث البحوث السابقة في موضوع المناخ التنظيمى، لاحظ الباحث أنه بالرغم من أهمية موضوع المناخ التنظيمى كأحد الموضوعات المهمة في علم النفس الاجتماعى إلا أن الاهتمام به نادر؛ إضافة إلى أنه لا توجد مقاييس معدة له في بيئتنا المصرية، وأن المقاييس العربية التي تقيسه معدة في مجتمعات عربية أخرى (كالسعودية والأردن)؛ والتي تختلف عنا في الثقافة والقيم والمعايير، لذا اضطلع الباحث الحالي بإعداد مقياس للمناخ التنظيمى يتوافق مع البيئة المصرية وذلك بعد الاطلاع على عدد من مقاييس المناخ التنظيمى مثل مقياس المناخ التنظيمى الذى أعده راو وأبراهام Rao & Abraham (1986)، ومقياس المناخ التنظيمى الذى أعده Shim (2009)، العكران (٢٠٠٤)، المدهون (٢٠١٢)، وقد تكون المقياس في صورته النهائية من (٢٩) عبارة يجاب عنها باستخدام مقياس ليكرت خماسى الميزان (من لا أوافق بشدة إلى أوافق

بشدة).

وقد تم عرض المقياس في صورته الأولية (٣٢) عبارة على ثمانية محكمين من المتخصصين في علم النفس للحكم على دقة صياغة كل عبارة ووضوحها ومدى قياسها للمناخ التنظيمى، فضلاً عن وضوح تعليمات المقياس، وفى ضوء آراء المحكمين تم تعديل صياغة بعض العبارات، وحذف عبارتين وجد أن مضمونهما لا ينتمى إلى مفهوم المناخ التنظيمى، ليصبح المقياس في صورته بعد التحكيم مكوناً من (٣٠) عبارة وكانت نسبة اتفاق المحكمين لا تقل عن ٨٠٪.

وقد تم تطبيق المقياس في صورته الأولية (٣٠) عبارة على عينة تقنين مكونة من (١٥٤) من العاملين بقطاع المدارس الخاصة، وتم حساب الصدق والثبات على النحو التالى:

أولاً- صدق الدرجات المشتقة من المقياس:

١ - الصدق العاملى:

نظراً لأن التحقق من ثبات المقياس يجب أن يسبق التحقق من الصدق وذلك لاستبعاد المفردات التي لا تتمتع بالثبات (حسن، ٢٠١٤)؛ إضافة إلى أن توفر الاتساق لمفردات المقياس شرط ضرورى لإجراء التحليل العاملى الاستكشافى (مراد، ٢٠٠٠)، قام الباحث الحالي بحساب ثبات ألفا لكل مفردات المقياس بطريقة حذف المفردة قبل إجراء التحليل العاملى، وتوصلت النتائج إلى تمتع جميع مفردات المقياس بمعامل ثبات أعلى من ٠,٧.

ولحساب الصدق العاملى تم استخدام أسلوبين من التحليل العاملى للتحقق من الصدق العاملى لمقياس المناخ التنظيمى وهما: التحليل العاملى الاستكشافى Exploratory Factor Analysis وأسلوب التحليل العاملى* التوكيدى Confirmatory Factor Analysis وذلك للتأكد من صدق البناء الكامن (أو التحتى) لمقياس المناخ التنظيمى.

(أ) التحليل العاملى الاستكشافى. **قام الباحث في البداية بالتأكد من كفاية حجم العينة لإجراء** التحليل العاملى من خلال اختبار Kmo test والتي بلغت قيمته ٠,٨٩٢ أي أكبر من الحد الأدنى لقيمة Kmo والتى تساوى ٠,٥٠ مما يطمئننا لكفاية حجم العينة.

ثم قام الباحث بحساب الصدق العاملى لمقياس المناخ التنظيمى عن طريق إخضاع مصفوفة الارتباطات بين عبارات المقياس (٣٠) عبارة لدى عينة التقنين المكونة من (١٥٤) من العاملين بالمدارس الخاصة، وأسفر التحليل العاملى الأولى عن وجود (٦) عوامل كان بعضها غير قابل للتفسير، إلا أنه بعد تدوير العوامل تدويراً متعامداً بطريقة الفاريماكس أمكن استخلاص (٦)

عوامل قابلة للتفسير مع حذف عبارة من عبارات المقياس لأن درجة تشبعها على عوامل المقياس كانت ٠,٢١ علماً بأن محك جوهرية العامل تشبع البنود بالعوامل ≤ ٠,٣٥ (حسن، ٢٠١١)، وبالتالى أصبح المقياس بعد التحليل العاملى الاستكشافى (٢٩) عبارة موزعة على ستة عوامل جذورها الكامنة Eigenvalues أكبر من الواحد الصحيح وفسرت مجتمعة ٦٨,٠٨ ٪ من التباين الكلى، وهذه العوامل هى:

العامل الأول:

جذره الكامن (٤,٢٦) وقد فسر هذا العامل (١٤,٦٧٪) من التباين الكلى للمقياس وقد تشبعت بهذا العامل (٦) عبارات تقيس مطالب العمل بالمدرسة، لوائح العمل، بساطة أو تعقيد إجراءات العمل، تطوير إجراءات العمل، ولذا سمى هذا العامل بـ (نظم وإجراءات عمل)، ويوضح جدول (٢) العبارات التى تشبعت على هذا العامل.

جدول (٢) عبارات العامل الأول (نظم وإجراءات العمل) وتشبعاتها به

م	العبارة	التشبع
٣	مطالب العمل بالمدرسة مناسبة.	٠,٦٩٦
٤	لوائح العمل بالمدرسة مرنة.	٠,٧٣٢
٧	إجراءات العمل في المدرسة بسيطة وفعالة.	٠,٧٦٦
٩	لوائح المدرسة تحدد قواعد العمل وإجراءاته بشكل واضح.	٠,٦٠٦
١٢	يوجد التزام لدى الموظفين في المدرسة ببداية الدوام ونهايته.	٠,٦٢٧
١٣	يتم باستمرار تطوير إجراءات العمل في المدرسة.	٠,٦٥٢

العامل الثانى:

جذره الكامن (٣,٥٥) وقد فسر هذا العامل (١٢,٢٥٪) من التباين الكلى للمقياس وقد تشبعت بهذا العامل (٦) عبارات تقيس توفير العمل فرص لتحسين المهارات والمعارف، تمتع المدرسة باحترام المجتمع، الشعور بالرضا نحو ما تقوم به المدرسة نحو التلاميذ، والدفاع عن المدرسة ضد مهاجميها، ولذا سمى هذا العامل بـ (الإنجاز الشخصى)، ويوضح جدول (٣) العبارات التى تشبعت على هذا العامل.

جدول (٣) عبارات العامل الثانى (الإنجاز الشخصى) وتشبعاتها به

م	العبارة	التشبع
٢	يشعرنى عملى بالنجاح والإنجاز.	٠,٨١٥
٦	يوفر لى عملى فرص لتحسين المعارف والمهارات.	٠,٦٤٦
٢٠	تحظى المدرسة باحترام مجتمعى.	٠,٧١٧
٢٢	أوصى بالمدرسة التي أعمل بها لمن يبحث عن عمل.	٠,٥٠٠
٢٨	أشعر بالرضا نحو ما تقوم به المدرسة تجاه التلاميذ.	٠,٥٦١
٢٩	أتصدى لمن يهاجم المدرسة التي أعمل بها.	٠,٥٧١

العامل الثالث:

جذره الكامن (٣,١٨) وقد فسر هذا العامل (١٠,٩٨٪) من التباين الكلى للمقياس وقد تشبعت بهذا العامل (٤) عبارات تقيس اتصال الموظف بمسؤوليه لبحث مشكلات العمل معهم، والاتصال بين العاملين في المستويات الإدارية المختلفة، واستخدام وسائل الاتصال الحديثة، وبذل الجهد لإزالة معوقات الاتصال، ولذا سمى هذا العامل بـ (نمط الاتصال)، ويوضح جدول (٤) العبارات التى تشبعت على هذا العامل.

جدول (٤) عبارات العامل الثالث (نمط الاتصال) وتشبعاتها به

م	العبارة	التشبع
١	أستطيع الاتصال بالمسئولين لأبحث معهم المشاكل التي تواجهنى.	٠,٨٠٨
٥	يوجد اتصال بين العاملين في المدرسة في جميع المستويات الإدارية.	٠,٨٠٥
١٠	تعتمد المدرسة على الوسائل الحديثة في الاتصال (بريد الكترونى....الخ).	٠,٧٧٩
١١	تبذل إدارة المدرسة جهدها لإزالة معوقات الاتصال.	٠,٧٠٥

العامل الرابع:

جذره الكامن (٣,٠٤) وقد فسر هذا العامل (١٠,٤٩٪) من التباين الكلى للمقياس وقد تشبعت بهذا العامل (٤) عبارات تقيس تناسب الراتب مع الجهد المبذول، التركيز على المكافآت أكثر من العقاب، وتناسبها مع الجهد المبذول، والشعور بالتقدير المادى والمعنوى المناسب، ولذا سمى هذا العامل بـ (الحوافز)، ويوضح جدول (٥) العبارات التى تشبعت على هذا العامل.

جدول (٥) عبارات العامل الرابع (الحوافز) وتشبعاتها به

م	العبارة	التشبع
٨	يتناسب الراتب الذى أتقاضاه مع الجهد الذى أبذله.	٠,٦٨٩
١٥	يتم التركيز في المدرسة على المكافآت أكثر من العقوبات.	٠,٧٣٣
١٨	تتم مكافأة الموظفين في المدرسة بما يتناسب مع إنجازاتهم.	٠,٧٠١
١٩	أشعر بتقدير مادى ومعنوى لما أبذله من جهد.	٠,٧٣٨

العامل الخامس:

جذره الكامن (٢,٩٢) وقد فسر هذا العامل (١٠,٠٦٪) من التباين الكلى للمقياس وقد تشبعت بهذا العامل (٤) عبارات تقيس التشاور مع المسؤولين، علاقة الثقة والتعاون والتشجيع بين الموظف ورئيسه المباشر، ولذا سمى هذا العامل بـ (نمط القيادة)، ويوضح جدول (٦) العبارات التى تشبعت على هذا العامل.

جدول (٦) عبارات العامل الخامس (نمط القيادة) وتشبعاتها به

م	العبارة	التشبع
١٤	يستشيرني مسئولي المباشر قبل اتخاذ القرار.	٠,٧٦١
١٧	تقوم العلاقة مع مسئولي المباشر على الثقة والتعاون.	٠,٧٦٠
٢٥	يساعدنى مسئولي المباشر على تنفيذ المهام.	.٠٧٣٩
٢٧	يشجعنى مسئولي المباشر على إبداء وجهة نظرى واقتراحاتى.	٠,٧١٥

العامل السادس:

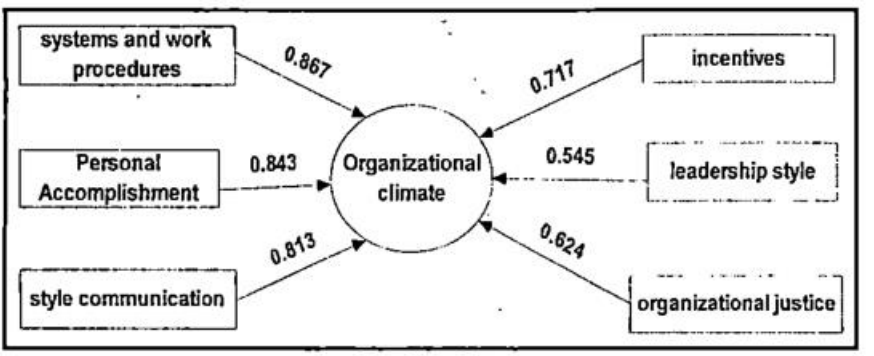
جذره الكامن (٢,٧٩) وقد فسر هذا العامل (٩,٦٣٪) من التباين الكلى للمقياس وقد تشبعت بهذا العامل (٥) عبارات تقيس الشعور بمدى مناسبة أعباء الوظيفة، ربط الترقية بالكفاءة والجدارة، وتطبيق القرارات أو الجزاءات بشكل عادل، ومدى اتسام سلوك المسئول بالعدل والانصاف، ولذا سمى هذا العامل بـ (العدالة التنظيمية)، ويوضح جدول (٧) العبارات التى تشبعت على هذا العامل.

جدول (٧) عبارات العامل السادس (العدالة التنظيمية) وتشبعاتها به

م	العبارة	التشبع
١٦	أشعر بأن أعبائى وواجباتى الوظيفية مناسبة.	٠,٦٤٣
١٩	نظام الترقية في المدرسة يعتمد على الكفاءة والجدارة.	٠,٦٧٦
٢٣	يتم تطبيق القرارات على كل العاملين بدون استثناء.	٠,٧٢٢
٢٤	يتسم سلوك المسئول المباشر بالعدل والإنصاف.	٠,٤٩٠
٢٦	تطبيق الجزاء في المدرسة يتم بشكل عادل على الجميع.	٠,٤٨٠

(ب) التحليل العاملى التوكيدى. تم التحقق من صدق البناء الكامن (أو التحتى) لمقياس المناخ

التنظيمى عن طريق اختبار نموذج العامل الكامن لدى عينة التقنين المكونة من (١٥٤) من العاملين في المدارس الخاصة، وفى نموذج العامل الكامن تم افتراض أن جميع العوامل (أو المقاييس) المشاهدة Observed Factors للمناخ التنظيمى تنتظم حول عامل كامن واحد One Latent Factors كما بالشكل[٣] التالى:



شكل (١)

نموذج العامل الكامن الواحد لمقياس المناخ التنظيمى

وقد حظى نموذج العامل الكامن الواحد لمقياس المناخ التنظيمى على مؤشرات حسن مطابقة جيدة كما يتضح من جدول (٨)؛ حيث إن قيمة χ^2 غير دالة إحصائياً، وقيمة مؤشر الصدق الزائف المتوقع للنموذج الحالى (نموذج العامل الكامن الواحد) أقل من نظيرتها للنموذج المشبع، وأن قيم بقية المؤشرات وقعت فى المدى المثالى لكل مؤشر، مما يدل على مطابقة النموذج الجيدة للبيانات موضع الاختبار (حسن، ٢٠٠٨).

[٣] الأرقام المرتبطة بكل سهم فى الشكل تمثل التشبعات أو معاملات صدق العوامل المشاهدة بعد حساب النموذج بواسطة برنامج ليزرل (٨,٨) Lisrel 8.8.

جدول (٨) مؤشرات حسن المطابقة لنموذج العامل الكامن الواحد لمقياس المناخ التنظيمى

م	اسم المؤشر	قيمة المؤشر	المدى المثالي للمؤشر
١	الاختبار الإحصائي كا٢ $\chi 2$ درجات الحرية df مستوى دلالة كا٢	٧,٣١١ ٨ ٠,٥٠٣	أن تكون قيمة كا٢ غير دالة إحصائيًا
٢	نسبة كا٢ $\chi 2 / df$	٠,٩١٣	(صفر) إلى (٥)
٣	مؤشر حسن المطابقة GFI	٠,٩٨٤	(صفر) إلى (١)
٤	مؤشر حسن المطابقة المصحح AGFI	٠,٩٥٩	(صفر) إلى (١)
٥	جذر متوسط مربعات البواقي RMSR	٠,٠٢	(صفر) إلى (٠,١)
٦	جذر متوسط خطأ الاقتراب RMSEA	صفر	(صفر) إلى (٠,١)
٧	مؤشر الصدق الزائف المتوقع للنموذج الحالي ECVI مؤشر الصدق الزائف المتوقع للنموذج المشبع	٠,٢٢٢ ٠,٢٧٥	أن تكون قيمة المؤشر للنموذج الحالي أقل من نظيرتها للنموذج المشبع
٨	مؤشر المطابقة المعياري NFI	٠,٩٩٠	(صفر) إلى (١)
٩	مؤشر المطابقة المُقارن CFI	١,٠٠	(صفر) إلى (١)
١٠	مؤشر المطابقة النسبي RFI	٠,٩٨١	(صفر) إلى (١)

والجدول التالى يوضح تشبعات العوامل الفرعية المشاهدة بالعامل الكامن العام للمناخ التنظيمى.

جدول (٩) تشبعات العوامل الفرعية المشاهدة بالعامل الكامن العام للمناخ التنظيمى، مقرونة بقيم (ت) والخطأ المعيارى لتقدير التشبع والدلالة الإحصائية للتشبع

م	العوامل المشاهدة	التشبع	الخطأ المعيارى لتقدير التشبع	قيمة (ت)	مستوى الدلالة
١	نظم وإجراءات عمل	٠,٨٦٧	٠,٠٦٦	١٣,٠٣	٠,٠١
٢	الإنجاز الشخصى	٠,٨٤٣	٠,٠٦٧	١٢,٤٧	٠,٠١
٣	نمط اتصال	٠,٨١٣	٠,٠٦٨	١١,٨١	٠,٠١
٤	حوافز	٠,٧١٧	٠,٠٧٢	٩,٨٧	٠,٠١
٥	نمط قيادة	٠,٥٤٥	٠,٠٧٨	٦,٩٦	٠,٠١
٦	العدالة التنظيمية	٠,٦٢٤	٠,٠٧٥	٨,٢٣	٠,٠١

يتضح من جدول (٩):

- أن كل التشبعات أو معاملات الصدق دالة إحصائياً عند مستوى (٠,٠١) مما يدل على صدق

جميع العوامل الفرعية لمقياس المناخ التنظيمي.

ومن هنا فقد قدم التحليل العاملي التوكيدي دليلاً قوياً على صدق البناء التحتي أو الكامن لهذا المقياس، وأن المناخ التنظيمي عبارة عن عامل كامن ينتظم حوله العوامل الفرعية الستة للمناخ التنظيمي.

٢- *الصدق المرتبط بمحكات خارجية*: وتم ذلك من خلال حساب الارتباط بين أبعاد المقياس الحالي وأبعاد مقياس الرضا الوظيفي إعداد (شعبان، ٢٠١٢)، حيث تشير الدراسات إلى وجود علاقة طردية بين المناخ التنظيمي والرضا الوظيفي مثل (أبو تايه وآخرون، ٢٠١٢؛ Nihat, Erdogan, & Demet, 2010; Schulte, Ostroff, & Kinicki, 2006) . وتم حساب الارتباط بين مقياس المناخ التنظيمي ومقياس الرضا الوظيفي على عينة تقنين مكونة من (٥٨) من العاملين بالمدارس الخاصة. وجاءت النتائج كما هو موضح بجدول (١٠).

جدول (١٠) الارتباط بين درجات العاملين على مقياس المناخ التنظيمي ودرجاتهم على مقياس الرضا الوظيفي إعداد (شعبان، ٢٠١٢) ن = (٥٨)

البعد	بيئة عمل	كفاءة إشرافية	مكافآت وفرص نمو	علاقات عمل	درجة كلية
نظم وإجراءات عمل	٠,٦٢٤**	٠,٥٤٧**	٠,٦٣٦**	٠,٧١٢**	٠,٧٢٦**
إنجاز شخصي	٠,٧٥٦**	٠,٧١٣**	٠,٦٣٥**	٠,٥٣٣**	٠,٧٧٠**
نمط اتصال	٠,٥٦٩**	٠,٥٠٢**	٠,٦٤٤**	٠,٦١٣**	٠,٦٧٤**
حوافز	٠,٧١٤**	٠,٧٠٦**	٠,٦٣٩**	٠,٥٩١**	٠,٧٣٥**
نمط قيادة	٠,٥٤٣**	٠,٦٢٤**	٠,٦١٤**	٠,٥٤٧**	٠,٦٨١**
عدالة تنظيمية	٠,٦٥٧**	٠,٧٢٥**	٠,٧١٥**	٠,٦٨٦**	٠,٧٥٥**
الدرجة الكلية	٠,٧٦١**	٠,٧٤٦**	٠,٧٢٢**	٠,٧٢٩**	٠,٧٨٥**
** دال عند مستوى ٠,٠١					

قيمة معامل الارتباط الجدولية عند (٠,٠٥) = ٠,٢٧٦، وعند (٠,٠١) = ٠,٣٦١

ويتضح من جدول (١٠) أن جميع معاملات الارتباط دالة موجبة ومتوسطة القيمة إلى مرتفعة مما يشير إلى أن هناك علاقة طردية بين المناخ التنظيمي والرضا الوظيفي.

ثانياً- ثبات الدرجات المشتقة من المقياس:

(١) طريقة إعادة تطبيق الاختبار: قام الباحث بحساب ثبات درجات المقياس باستخدام طريقة إعادة التطبيق على عينة تقنين مكونة من (٥٨) من العاملين بالمدارس الخاصة بفاصل زمني قدره أسبوعين، وكانت معاملات الارتباط ٠,٥٦٩، ٠,٥٩٤، ٠,٦٧٧، ٠,٥٣٤، ٠,٤٨٧، ٠,٤٨٢،

٠,٥٧٧ لأبعاد نظم وإجراءات عمل، إنجاز شخصى، نمط اتصال، حوافز، نمط قيادة، عدالة تنظيمية، الدرجة الكلية علي الترتيب، وهي معاملات ارتباط متوسطة، وتدل علي درجة معقولة من الثبات.

(٢) ثبات العوامل الفرعية: تم حساب ثبات العوامل الفرعية لمقياس المناخ التنظيمى لدى عينة التقنين المكونة من (١٥٤) من العاملين بالمدارس الخاصة بطريقتين هما:

أ – حساب معامل ألفا كرونباخ Cronbach'c Alpha لعبارات كل عامل فرعى على حده (بعدد عبارات كل عامل فرعى)، وفى كل مرة يتم حذف درجة إحدى العبارات من الدرجة الكلية للعامل الذى تنتمى إليه العبارة.

ب – حساب معاملات الارتباط بين درجات العبارة والدرجة الكلية للعامل الفرعى الذى تنتمى إليه العبارة، ويوضح جدول (١١) معاملات الثبات بالطريقتين السابقتين لعبارات العوامل الفرعية لمقياس المناخ التنظيمى.

جدول (١١) معاملات ثبات العوامل الفرعية لمقياس المناخ التنظيمى

العامل الأول (نظم وإجراءات)			العامل الثانى (إنجاز شخصى)			العامل الثالث (نمط اتصال)		
م	معامل ألفا	معامل ارتباط[٤]	م	معامل ألفا	معامل ارتباط	م	معامل ألفا	معامل ارتباط
٢	٠,٨٧١	٠,٨٠٠**	١	٠,٨٨٠	٠,٨٥٤**	٣	٠,٨٣٧	٠,٨٨٠**
٥	٠,٨٨٦	٠,٨٤٤**	٨	٠,٨٧٠	٠,٧٧٣**	٤	٠,٨٤٩	٠,٨٥٥**
١٠	٠,٨٨٢	٠,٨٣٦**	٩	٠,٨٧١	٠,٧٩٧**	١٧	٠,٨٧٤	٠,٨٢٦**
١١	٠,٨٧٨	٠,٧٩٦**	١٣	٠,٨٧٩	٠,٨١٢**	١٨	٠,٨٣٣	٠,٨٨٠**
١٢	٠,٨٧٥	٠,٧٩٨**	١٤	٠,٨٧٨	٠,٨٢٨**			
٢٠	٠,٨٧٨	٠,٧٩٩**	١٦	٠,٨٧٩	٠,٨١١**			
معامل ألفا للبُعد الفرعى بدون حذف أى عبارة								
٠,٨٩٧			٠,٨٩٥			٠,٨٨٢		
** دال عند مستوى ٠,٠١								

[٤] معامل ارتباط العبارة بالدرجة الكلية للعامل الذى تنتمى إليه.

تابع جدول (١١) معاملات ثبات العوامل الفرعية لمقياس المناخ التنظيمى

العامل الرابع (حوافز)			العامل الخامس (نمط قيادة)			العامل السادس (عدالة تنظيمية)		
م	معامل ألفا	معامل ارتباط	م	معامل ألفا	معامل ارتباط	م	معامل ألفا	معامل ارتباط
٦	٠,٨٠٣	٠,٨٥٧**	٢١	٠,٧٦٤	٠,٨٤١**	٢٢	٠,٧٤٦	٠,٨٠٩**
٧	٠,٨٢٣	٠,٨٢٣**	٢٤	٠,٧٨٦	٠,٨١٣**	٢٣	٠,٧٧٣	٠,٧٤٢**
١٥	٠,٨٢٦	٠,٨١٦**	٢٧	٠,٨٠٨	٠,٧٧٤**	٢٥	٠,٧٧٥	٠,٧٥٣**
١٩	٠,٨٣٩	٠,٨٠٣**	٢٨	٠,٧٧٨	٠,٨٢٤**	٢٦	٠,٧٨٢	٠,٧٢٧**
						٢٩	٠,٧٨٣	٠,٧٣٦**
معامل ألفا للبُعد الفرعى بدون حذف أى عبارة								
٠,٨٦١			٠,٨٢٩			٠,٨٠٩		
** دال عند مستوى ٠,٠١								

قيمة معامل الارتباط الجدولية عند (٠,٠٥) = ٠,١٦١، وعند (٠,٠١) = ٠,٢١٠.

يتضح من جدول (١١) ما يلى:

- أن معامل ألفا لكل عبارة أقل من معامل ألفا للعامل الذى تنتمى إليه العبارة، أى أن جميع العبارات ثابتة، حيث إن تدخل العبارة لا يؤدى إلى خفض معامل الثبات الكلى للعامل الفرعى الذى تقيسه العبارة.

- أن معامل الارتباط بين كل عبارة من العبارات والدرجة الكلية للعامل الفرعى الذى تقيسه دال إحصائياً عند مستوى (٠,٠١) مما يدل على الاتساق الداخلى للعوامل الفرعية لمقياس المناخ التنظيمى.

- أن معاملات ألفا للعوامل الستة لمقياس المناخ التنظيمى بدون حذف أى عبارة مرتفعة، مما يدل على ثبات العوامل الفرعية لمقياس المناخ التنظيمى.

(٣) الثبات الكلى لمقياس المناخ التنظيمى:

تم حساب معامل الثبات الكلى لمقياس المناخ التنظيمى بطريقتين على عينة مكونة من (١٥٤) من العاملين بقطاع المدارس الخاصة هما:

الطريقة الأولى: حساب معامل ثبات ألفا الكلى للمقياس، فوُجِد أنه يساوى ٠,٩٥٢ وهو معامل ثبات

مرتفع.

الطريقة الثانية: حساب معامل الثبات بطريقة التجزئة النصفية لـ سبيرمان/ براون: فوجد أن معامل الثبات الكلى للمقياس يساوى ٠,٩٦٤، وهو معامل ثبات مرتفع أيضاً مما يدل على الثبات الكلى لمقياس المناخ التنظيمى.

من الإجراءات السابقة تأكد للباحث صدق وثبات مقياس المناخ التنظيمى، وصلاحيته لقياس المناخ التنظيمى لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة، وجميع العبارات فى الاتجاه الموجب (اتجاه ارتفاع المناخ التنظيمى)، وتشير الدرجة المرتفعة إلى ارتفاع المناخ التنظيمى، أما الدرجة المنخفضة فتشير إلى انخفاض المناخ التنظيمى، ويوضح ملحق رقم (١) الصورة النهائية لمقياس المناخ التنظيمى.

٢ – فاعلية الذات:

بعد مراجعة الإطار النظرى وتراث البحوث السابقة فى موضوع فاعلية الذات، وبعد الاطلاع على عدد من مقاييس فاعلية الذات، لاحظ الباحث أنها أعدت لقياس فاعلية الذات لدى طلاب المدارس والجامعات، بينما يستهدف البحث الحالى قياس فاعلية الذات لدى العاملين والمرتبطة ببيئات عملهم، لذا فقد اضطلع الباحث إلى إعداد مقياس يرصد فاعلية الذات لدى العاملين فى بيئات العمل، وذلك بعد الاطلاع على عدد من مقاييس فاعلية الذات التى أجريت فى مجال علم النفس الإدارى والتنظيمى مثل؛ مقياس الفاعلية الذاتية المهنية إعداد Pethe, Chaudhari, & Dhar (1999)، ومقياس فاعلية الذات المهنية إعداد Schyns & Collani (2002)، ومقياس فاعلية ذات العمل إعداد Pepe, Franese, Avalone, & Vecchione (2010)، وقد تكون المقياس في صورته النهائية من (١٨) عبارة يجاب عليها باستخدام مقياس ليكرت خماسى الميزان (من لا أوافق بشدة إلى أوافق بشدة).

تم عرض الصورة الأولية للمقياس (١٩) عبارة على ثمانية محكمين من المتخصصين فى علم النفس للحكم على دقة صياغة كل عبارة ووضوحها، ومدى مناسبتها لقياس فاعلية الذات لدى موظفي المدارس الخاصة، فضلاً عن وضوح التعليمات، وفى ضوء آراء المحكمين تم تعديل صياغة بعض العبارات وحذف عبارة واحدة وجد تشابهاً في مضمونها مع مضمون عبارة أخرى بالمقياس، ليصبح المقياس فى صورته بعد التحكيم مكوناً من (١٨) عبارة، وكانت نسبة اتفاق المحكمين لا تقل عن ٨٠٪.

وقد تم تطبيق المقياس – فى صورته بعد التحكيم (١٨) عبارة – على عينة التقنين المكونة من (١٥٤) من العاملين بقطاع المدارس الخاصة، وتم حساب الصدق والثبات على النحو التالى:

أولاً- صدق الدرجات المشتقة من المقياس:

١ – الصدق العاملى:

نظراً لأن التحقق من ثبات المقياس يجب أن يسبق التحقق من الصدق وذلك لاستبعاد المفردات التي لا تتمتع بالثبات (حسن، ٢٠١٤)؛ إضافة إلى أن توفر الاتساق لمفردات المقياس شرط ضرورى لإجراء التحليل العاملى الاشتكشافى (مراد، ٢٠٠٠)، قام الباحث الحالي بحساب ثبات ألفا لكل مفردات المقياس بطريقة حذف المفردة قبل إجراء التحليل العاملى، وتوصلت النتائج إلى تمتع جميع مفردات المقياس بمعامل ثبات أعلى من ٠,٧٠

ولحساب الصدق العاملى تم استخدام أسلوبين من التحليل العاملى للتحقق من الصدق العاملى لمقياس فاعلية الذات هما التحليل العاملى الاستكشافى Exploratory Factor Analysis وأسلوب التحليل العاملى التوكيدى Confirmatory Factor Analysis وذلك للتأكد من صدق البناء الكامن (أو التحتى) لمقياس فاعلية الذات.

(أ) التحليل العاملى الاستكشافى: قام الباحث في البداية بالتأكد من كفاية حجم العينة لاختبار التحليل العاملى من خلال اختبار Kmo test والتي بلغت قيمته ٠,٨٠٨ أي أكبر من الحد الأدنى لقيمة Kmo والتى تساوى ٠,٥٠ مما يطمئننا لكفاية حجم العينة.

تم حساب الصدق العاملى لعبارات المقياس (١٨ عبارة) عن طريق إخضاع مصفوفة الارتباط بين عبارات المقياس لدى عينة التقنين المكونة من (١٥٤) من العاملين بقطاع المدارس الخاصة، فأسفر التحليل العاملى عن وجود (٤) عوامل كان بعضها غير قابل للتفسير، إلا أنه بعد تدوير المحاور تدويراً متعامداً بطريقة الفاريماكس Varimax أمكن استخلاص (٤) عوامل قابلة للتفسير، وهذه العوامل الأربعة جذورها الكامنة Eigenvalues أكبر من الواحد الصحيح وفسرت مجتمعة (٧٠,٩٢٨٪) من التباين الكلى (حسن، ٢٠١١) وهذه العوامل هى:

العامل الأول:

جذره الكامن (٣,٨٩١) وقد فسر هذا العامل (٢١,٦١٥٪) من التباين الكلى للمقياس وقد تشبعت بهذا العامل (٥) عبارات تقيس مواجهة الفشل، واعتباره تحدى وليس تهديد، والتغلب على الصعوبات، والخوف من تكرار العمل الذى تم الفشل فيه، والشعور بالإحباط في حالة الفشل، ولذا

سمى هذا العامل بـ (مواجهة الإحباط) ويوضح جدول (١٢) العبارات التى تشبعت على هذا العامل.

جدول (١٢) عبارات العامل الأول (مواجهة الإحباط) وتشبعاتها به

م	العبارة	التشبع
٣	أواجه الفشل.	٠,٧٠٧
٧	اعتبر الفشل تحدياً وليس تهديداً.	٠,٧٦٧
١١	أتغلب على الصعوبات التي تواجهني.	٠,٨٦٤
١٤	أخاف تكرار العمل الذى فشلت فيه.	٠,٦٤٠
١٧	أشعر بالإحباط عندما أفشل في أمر ما.	٠,٥١٢

العامل الثانى:

جذره الكامن (٣,٢٤٢) وقد فسر هذا العامل (١٨,٠١٢٪) من التباين الكلى للمقياس وقد تشبعت بهذا العامل (٤) عبارات تقيس البحث عن معلومات يحتاجها الشخص، وعن طرق جديدة للأداء، وعن فرص جديدة في سوق العمل، وفهم المعلومات الموجودة، ولذا سمى هذا العامل بـ (الاستكشاف) ويوضح جدول (١٣) العبارات التى تشبعت على هذا العامل.

جدول (١٣) عبارات العامل الثانى (الاستكشاف) وتشبعاتها به

م	العبارة	التشبع
١	أبحث عن المعلومات التي أحتاجها.	٠,٦٥١
٦	أفهم المعلومات الموجودة (الواردة).	٠,٦٦٩
٧	أبحث عن فرص جديدة في سوق العمل.	٠,٦٧٥
١٢	أبحث عن طرق جديدة لأداء العمل.	٠,٦٠٣

العامل الثالث:

جذره الكامن (٢,٨٩٤) وقد فسر هذا العامل (١٦,٠٧٥٪) من التباين الكلى للمقياس وقد تشبعت بهذا العامل (٤) عبارات تقيس التخطيط للمشاريع المهنية، بناء استراتيجيات لتحقيق الأهداف، اختيار الشخص ما يناسبه من مهارات وظيفية، والحرص على الترتيب لأى مشروع، ولذا سمى هذا العامل بـ (تخطيط وظيفى استباقى) ويوضح جدول (١٤) العبارات التى تشبعت على هذا العامل.

جدول (١٤) عبارات العامل الثالث (تخطيط وظيفى استباقى) وتشبعاتها به

م	العبارة	التشبع
٩	أخطط المشاريع المهنية الخاصة بى.	٠,٣٩٢
١٠	أبني استراتيجيات لتحقيق الأهداف.	٠,٦٨٧
١٥	أختار الأنسب لمهاراتى الوظيفية.	٠,٥٤٤
١٨	أحرص على الترتيب لأى مشروع أقوم به.	٠,٨٦٥

العامل الرابع:

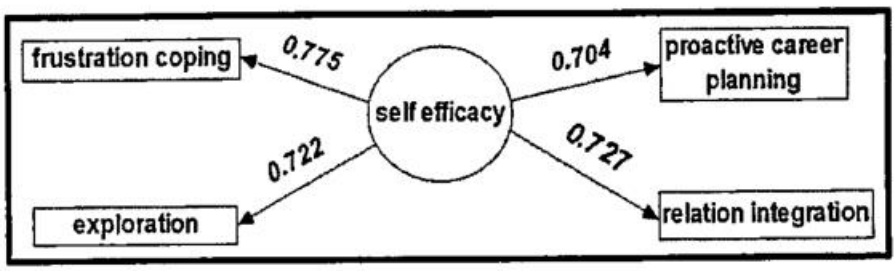
جذره الكامن (٢,٧٤١) وقد فسر هذا العامل (١٥,٢٢٦٪) من التباين الكلى للمقياس وقد تشبعت بهذا العامل (٥) عبارات تقيس طلب المشورة من ذوى الخبرة، واحترام تخصص الآخرين، ومساعدة الزملاء، والعمل مع أعضاء فريق جدد، وعلاقات جيدة مع الزملاء والمشرفين، ولذا سمى هذا العامل بـ (علاقات تكاملية) ويوضح جدول (١٥) العبارات التى تشبعت على هذا العامل.

جدول (١٥) عبارات العامل الرابع (علاقات تكاملية) وتشبعاتها به

م	العبارة	التشبع
٢	أطلب المشورة من ذوى الخبرة.	٠,٧٨٣
٤	أحترم اختصاصات الآخرين.	٠,٧٢٧
٥	أعمل مع أعضاء فريق جدد.	٠,٧٠٦
١٣	أساعد زملائى فيما يحتاجون إليه.	٠,٦٥٣
١٦	لدى علاقات جيدة مع الزملاء والمشرفين.	٠,٤٢٩

(ب) التحليل العاملى التوكيدى. تم التحقق من صدق البناء الكامن (أو التحتى) لمقياس فاعلية الذات عن طريق اختبار نموذج العامل الكامن لدى عينة التقنين المكونة من (١٥٤) من العاملين بالمدارس الخاصة، وفى نموذج العامل الكامن تم افتراض أن جميع العوامل (أو المقاييس) المشاهدة Observed Factors للفاعلية الذاتية تنتظم حول عامل كامن واحد One Latent Factors كما بالشكل* ٥ التالى:

* الأرقام المرتبطة بكل سهم فى الشكل تمثل التشبعات أو معاملات صدق العوامل المشاهدة بعد حساب النموذج بواسطة برنامج ليزرل (٨,٨) Lisrel 8.8.



شكل (٢) نموذج العامل الكامن الواحد لمقياس الفاعلية الذاتية

وقد حظى نموذج العامل الكامن الواحد لمقياس الفاعلية الذاتية على مؤشرات حسن مطابقة جيدة كما يتضح من جدول (١٦)؛ حيث إن قيمة χ^2 غير دالة إحصائياً، وقيمة مؤشر الصدق الزائف المتوقع للنموذج الحالى (نموذج العامل الكامن الواحد) أقل من نظيرتها للنموذج المشبع، وأن قيم بقية المؤشرات وقعت فى المدى المثالى لكل مؤشر، مما يدل على مطابقة النموذج الجيدة للبيانات موضع الاختبار (حسن، ٢٠٠٨).

جدول (١٦) مؤشرات حسن المطابقة لنموذج العامل الكامن الواحد لمقياس الفاعلية الذاتية

م	اسم المؤشر	قيمة المؤشر	المدى المثالي للمؤشر
١	الاختبار الإحصائي كا٢ χ2 درجات الحرية df مستوى دلالة كا٢	٣,٨٤٢ ٢ ٠,١٤٦	أن تكون قيمة كا٢ غير دالة إحصائيًا
٢	نسبة كا٢ χ2 / df	١,٩٢١	(صفر) إلى (٥)
٣	مؤشر حسن المطابقة GFI	٠,٩٨٨	(صفر) إلى (١)
٤	مؤشر حسن المطابقة المصحح AGFI	٠,٩٣٨	(صفر) إلى (١)
٥	جذر متوسط مربعات البواقي RMSR	٠,٠٢	(صفر) إلى (٠,١)
٦	جذر متوسط خطأ الاقتراب RMSEA	٠,٠٧	(صفر) إلى (٠,١)
٧	مؤشر الصدق الزائف المتوقع للنموذج الحالي ECVI مؤشر الصدق الزائف المتوقع للنموذج المشبع	٠,١٣٠ ٠,١٣١	أن تكون قيمة المؤشر للنموذج الحالي أقل من نظيرتها للنموذج المشبع
٨	مؤشر المطابقة المعياري NFI	٠,٩٨٥	(صفر) إلى (١)
٩	مؤشر المطابقة المقارن CFI	٠,٩٩٢	(صفر) إلى (١)
١٠	مؤشر المطابقة النسبي RFI	٠,٩٥٥	(صفر) إلى (١)

والجدول التالى يوضح تشبعات العوامل الفرعية المشاهدة بالعامل الكامن العام للفاعلية الذاتية.

جدول (١٧) تشبعات العوامل الفرعية المشاهدة بالعامل الكامن العام الفاعلية الذاتية، مقرونة بقيم (ت) والخطأ المعيارى لتقدير التشبع والدلالة الإحصائية للتشبع

م	العوامل المشاهدة	التشبع	الخطأ المعيارى لتقدير التشبع	قيمة (ت)	مستوى الدلالة
١	مواجهة إحباط	٠,٧٧٥	٠,٠٧٥	١٠,٢٨	٠,٠١
٢	مغامرة/ استكشاف	٠,٧٢٢	٠,٠٧٦	٩,٣٨	٠,٠١
٣	تخطيط وظيفى استباقى	٠,٧٠٤	٠,٠٧٧	٩,٠٩	٠,٠١
٤	علاقات تكاملية	٠,٧٢٧	٠,٠٧٦	٩,٤٧	٠,٠١

يتضح من جدول (١٧):

• أن كل التشبعات أو معاملات الصدق دالة إحصائياً عند مستوى (٠,٠١) مما يدل على صدق جميع العوامل الفرعية لمقياس الفاعلية الذاتية.

ومن هنا فقد قدم التحليل العاملي التوكيدي دليلاً قوياً على صدق البناء التحتي أو الكامن لهذا المقياس، وأن الفاعلية الذاتية عبارة عن عامل كامن ينتظم حوله العوامل الفرعية الأربعة للفاعلية الذاتية.

٢- *الصدق المرتبط بمحكات خارجية*: قام الباحث الحالى بحساب الصدق التلازمى عن طريق حساب الارتباط بين درجات عينة تقنين مكونة من (٥٨) من العاملين بالمدارس الخاصة ودرجاتهم على مقياس فاعلية الذات الذى أعده (الشعراوى، ٢٠٠٠)، وكانت النتائج كما يوضحها جدول (١٨).

جدول (١٨) الارتباط بين درجات العينة على مقياس فاعلية الذات ودرجاتهم على مقياس فاعلية الذات إعداد (الشعراوى، ٢٠٠٠)، ن =

المقياس	ثقة بالنفس	مقدرة على التحكم	صمود فى مواجهة الفشل	تجنب مواقف تقليدية	مثابرة وإنجاز	درجة كلية
مواجهة الاحباط	٠,٥٢٣**	٠,٤١١**	٠,٤٩٩**	٠,٤٧١**	٠,٤٣٥**	٠,٥٦٥**
الاستكشاف	٠,٣٢٢*	٠,٢٩٤*	٠,٣٦٧**	٠,٣٤٤*	٠,٣٥٤*	٠,٣٠٥*
تخطيط وظيفى	٠,٥٢٤**	٠,٤٩٨**	٠,٥٦٦**	٠,٥٩٧**	٠,٥٥٣**	٠,٦٤١**
علاقات تكاملية	٠,٤٨٧**	٠,٤٦٦**	٠,٥٥٣**	٠,٥٧٢**	٠,٤٧٦**	٠,٦١٣**
درجة كلية	٠,٦٣٦**	٠,٥٧٥**	٠,٦٢٥**	٠,٦٤٦**	٠,٥٩٣**	٠,٦٤٧**

* دال عند ٠,٠٥ ** دال عند ٠,٠١

قيمة معامل الارتباط الجدولية عند (٠,٠٥) = ٠,٢٧٦، وعند (٠,٠١) = ٠,٣٦١

ويتضح من جدول (١٨) أن جميع معاملات الارتباط دالة، آخذا في الاعتبار أن حجم عينة التقنين (٥٨)، مما يدل علي تمتع المقياس بدرجة معقولة من الصدق المرتبط بالمحك.

ثانياً- ثبات الدراجات المشتقة من المقياس:

١ – طريقة إعادة تطبيق الاختبار: قام الباحث بحساب ثبات درجات المقياس باستخدام طريقة إعادة التطبيق على عينة تقنين مكونة من (٥٨) من العاملين بالمدارس الخاصة بفاصل زمنى قدره أسبوعين، وكانت معاملات الارتباط ٠,٧١٣، ٠,٦٥٢، ٠,٦٧٧، ٠,٧٤١، ٠,٧٢٤ لأبعاد مواجهة الإحباط، الاستكشاف، تخطيط وظيفى استباقى، علاقات تكاملية، الدرجة الكلية علي الترتيب، وهي معاملات ارتباط متوسطة إلي مرتفعة، وتدل علي درجة معقولة من الثبات.

٢- ثبات العبارات: تم حساب ثبات العوامل الفرعية لمقياس فاعلية الذات لدى عينة التقنين المكونة من (١٥٤) من العاملين بالمدارس الخاصة بطريقتين هما:

١ – حساب معامل ألفا كرونباخ Cronbach'c Alpha لعبارات كل عامل فرعى على حده (بعدد عبارات كل عامل فرعى)، وفى كل مرة يتم حذف درجة إحدى العبارات من الدرجة الكلية للعامل الذى تنتمى إليه العبارة.

٢ – حساب معاملات الارتباط بين درجات العبارة والدرجة الكلية للعامل الفرعى الذى تنتمى إليه العبارة، ويوضح جدول (١٩) معاملات الثبات بالطريقتين السابقتين لعبارات العوامل الفرعية لمقياس فاعلية الذات.

جدول (١٩) معاملات ثبات العوامل الفرعية لمقياس فاعلية الذات

العامل الأول (مواجهة الإحباط)			العامل الثانى (الاستكشاف)			العامل الثالث (تخطيط وظيفى استباقى)			العامل الرابع (علاقات تكاملية)		
م	معامل ألفا	معامل ارتباط[٦]	م	معامل ألفا	معامل ارتباط[٦]	م	معامل ألفا	معامل ارتباط[٦]	م	معامل ألفا	معامل ارتباط[٦]
١	٠,٨٦٧	٠,٨٦٤**	٢	٠,٧٩٤	٠,٨٥٦**	٣	٠,٨١٨	٠,٨٨٢**	٤	٠,٨١٣	٠,٨٣٥**
٥	٠,٨٧٥	٠,٨٣٨**	٦	٠,٨٠٧	٠,٨٣٨**	٧	٠,٨٤٢	٠,٨٤٠**	٨	٠,٨٢٨	٠,٧٩٨**
٩	٠,٨٨٠	٠,٨٦٠**	١٠	٠,٨٣٥	٠,٨٠٢**	١١	٠,٨٤٤	٠,٨٤٦**	١٢	٠,٨٣٩	٠,٧٥٨**
١٣	٠,٨٧٤	٠,٨٤٤**	١٤	٠,٨١٣	٠,٨٣٦**	١٥	٠,٨٤٩	٠,٨٤١**	١٦	٠,٨٢٥	٠,٨٠٨**
١٧	٠,٨٧٤	٠,٨٤٠**							١٨	٠,٨٣١	٠,٧٨٨**
معامل ألفا للبُعد الفرعى بدون حذف أى عبارة											
٠,٨٩٧			٠,٨٥٣			٠,٨٧٤			٠,٨٥٧		
** دال عند مستوى ٠,٠١											

قيمة معامل الارتباط الجدولية عند (٠,٠٥) = ٠,١٦١، وعند (٠,٠١) = ٠,٢١٠

[٦] معامل ارتباط العبارة بالدرجة الكلية للعامل الذى تنتمى إليه.

يتضح من جدول (١٩) ما يلى:

- أن معامل ألفا لكل عبارة أقل من معامل ألفا للعامل الذى تنتمى إليه العبارة، أى أن جميع العبارات ثابتة، حيث إن تدخل العبارة لا يؤدى إلى خفض معامل الثبات الكلى للعامل الفرعى الذى تقيسه العبارة.
- أن معامل الارتباط بين كل عبارة من العبارات والدرجة الكلية للعامل الفرعى الذى تقيسه دال إحصائياً عند مستوى (٠,٠١) مما يدل على الاتساق الداخلى للعوامل الفرعية لمقياس فاعلية الذات.
- أن معاملات ألفا للعوامل الأربعة لمقياس فاعلية الذات بدون حذف أى عبارة مرتفعة، مما يدل على ثبات العوامل الفرعية لمقياس فاعلية الذات.

٣- الثبات الكلى لمقياس فاعلية الذات:

تم حساب معامل الثبات الكلى لمقياس فاعلية الذات على العينة السابقة بطريقتين هما:

الطريقة الأولى: حساب معامل ثبات ألفا الكلى للمقياس، فوُجِد أنه يساوى ٠,٩٢٩ وهو معامل ثبات مرتفع.

الطريقة الثانية: حساب معامل الثبات بطريقة التجزئة النصفية لـ سبيرمان/ براون: فوجد أن معامل الثبات الكلى للمقياس يساوى ٠,٩٤٤، وهو معامل ثبات مرتفع أيضاً مما يدل على الثبات الكلى لمقياس فاعلية الذات.

من الإجراءات السابقة تأكد للباحث صدق وثبات مقياس فاعلية الذات، وصلاحيته لقياس فاعلية الذات لدى العاملين بالمدارس الخاصة، وجميع العبارات فى الاتجاه الموجب (اتجاه ارتفاع فاعلية الذات) عدا عبارتين فقط في الاتجاه السالب (اتجاه انخفاض فاعلية الذات)، وتشير الدرجة المرتفعة إلى ارتفاع فاعلية الذات، أما الدرجة المنخفضة فتشير إلى انخفاض فاعلية الذات، ويوضح ملحق رقم (٢) الصورة النهائية لمقياس فاعلية الذات.

٣ - مقياس نوايا الدوران الوظيفى

بعد مراجعة الإطار النظرى وتراث البحوث السابقة في موضوع الدوران الوظيفى وبعد الاطلاع على عدد من مقاييس نوايا الدوران الوظيفى، لاحظ الباحث أنه لا توجد مقاييس عربية معدة لقياس نوايا الدوران الوظيفى؛ وأن المقاييس المستخدمة في رصده وقياسه هي مقاييس أجنبية تم تعريبها وتقنينها على البيئة العربية؛ ونظراً لأن تقنينها تم في مجال الإدارة البعيد عن علم النفس والقياس النفسى فإنها لم تمتع بمعايير صدق وثبات مناسبة؛ ومن ثم اضطلع الباحث الحالي بإعداد مقياس لنوايا الدوران الوظيفى وذلك بعد الاطلاع على عدد من مقاييس نوايا الدوران الوظيفى مثل (القريشى، ٢٠١٠؛ Crossley, Bennett, Jex, & Burnfield, 2007; Elçi, Şener, Aksoy, &

Alpkan, 2012)، وتكون المقياس في صورته النهائية من (١٥) عبارة تمثل بعداً واحداً يجاب عنها باستخدام مقياس ليكرت خماسى الميزان (من لا أوافق بشدة إلى أوافق بشدة).

تم عرض الصورة الأولية للمقياس (١٨) عبارة على ثمانية محكمين من المتخصصين فى علم النفس للحكم على دقة صياغة كل عبارة ووضوحها، ومدى مناسبتها لقياس الدوران الوظيفى لدى العاملين بالمدارس الخاصة، فضلاً عن وضوح التعليمات، وفى ضوء آراء المحكمين تم تعديل صياغة بعض العبارات وحذف ثلاثة عبارات وجد تشابهاً في مضمونها مع مضمون عبارات أخرى بالمقياس، ليصبح المقياس فى صورته بعد التحكيم مكوناً من (١٥) عبارة، وكانت نسبة اتفاق المحكمين لا تقل عن ٨٠٪. وتم حساب الثبات والصدق على النحو التالى:

أولا- ثبات الدرجات المشتقة من المقياس:

ا- *ثبات العبارات*: تم حساب ثبات العبارات لمقياس نوايا الدوران الوظيفى المكون من بعد واحد لدى العينة المكونة من (١٥٤) من العاملين بقطاع المدارس الخاصة بطريقتين هما:

أ - حساب معامل ألفا كرونباخ Cronbach'c Alpha لعبارات المقياس (بعدد عبارات المقياس)، وفى كل مرة يتم حذف درجة إحدى العبارات من الدرجة الكلية للمقياس.

ب - حساب معاملات الارتباط بين درجة العبارة والدرجة الكلية للمقياس، ويوضح جدول (٢٠)، معاملات الثبات بالطريقتين السابقتين لعبارات مقياس نوايا الدوران الوظيفى.

جدول (٢٠) معاملات ثبات مقياس نوايا الدوران الوظيفى.

م	معامل ألفا	معامل الارتباط
١	٠,٩١٩	٠,٦٨٨**
٢	٠,٩١٧	٠,٧٣٣**
٣	٠,٨٨٣	٠,٧٤٨**
٤	٠,٨٨٢	٠,٧١٧**
٥	٠,٩١٩	٠,٦٦٧**
٦	٠,٩١٩	٠,٦٥٦**
٧	٠,٨٧٩	٠,٦١٠**
٨	٠,٩٢٠	٠,٦٤٢**
٩	٠,٩٢٢	٠,٦٣١**
١٠	٠,٩١٨	٠,٦٥٧**
١١	٠,٩١٧	٠,٧٢١**
١٢	٠,٨٩٣	٠,٧٢٤**
١٣	٠,٨٨٥	٠,٧٦٢**
١٤	٠,٩١٥	٠,٦٦٨**
١٥	٠,٨٨٧	٠,٧٧١**
معامل الثبات الكلى للمقياس		
٠,٩٢٣		
**دال عند مستوى ٠,٠١		

- يتضح من جدول (٢٠) ما يلى:

– أن معامل ألفا لكل عبارة من عبارات المقياس مرتفعة وفى نفس الوقت أقل من معامل الثبات الكلى للمقياس، أى أن جميع العبارات ثابتة، حيث إن تدخل العبارة لا يؤدى إلى خفض معامل الثبات الكلى للمقياس.

– أن معامل الارتباط بين كل عبارة من العبارات والدرجة الكلية للمقياس دال إحصائياً عند مستوى (٠,٠١) مما يدل على الاتساق الداخلى لمقياس نوايا الدوران الوظيفى.

٢– *الثبات الكلى لمقياس نوايا الدوران الوظيفى:*

تم حساب معامل الثبات الكلى لمقياس الدوران الوظيفى على العينة السابقة بطريقة التجزئة النصفية لـ سبيرمان/ براون: فوجد أن معامل الثبات الكلى للمقياس يساوى ٠,٨٩٨، وهو معامل ثبات

مرتفع أيضاً مما يدل على الثبات الكلى لمقياس الدوران الوظيفى.

٣ – *طريقة إعادة تطبيق الاختبار*: قام الباحث بحساب ثبات المقياس باستخدام طريقة إعادة التطبيق على عينة تقنين مكونة من (٦١) من العاملين بالمدارس الخاصة بفاصل زمنى قدره أسبوعين، وتراوحت معاملات الارتباط للمفردات بين التطبيقين ما بين ٠,٦١٤ إلى ٠,٧٩٣ وهى معاملات ارتباط متوسطة إلى مرتفعة، وتدل على درجة معقولة من الثبات.

ثانياً– صدق الدرجات المشتقة من المقياس:

١ – *الصدق المرتبط بمحكات خارجية*: وتم ذلك من خلال حساب الارتباط بين أبعاد مقياس نوايا الدوران الوظيفى وأبعاد مقياس الالتزام التنظيمى إعداد (شعبان، ٢٠١٢) وذلك على عينة التقنين السابقة، حيث تشير الدراسات إلى وجود علاقة عكسية بين نوايا الدوران الوظيفى والالتزام التنظيمى (e.g., Ho, Chang, Shih, & Liang, 2009; Trimble, 2006; Wagner, 2007)، . وجاءت النتائج كما هو موضح بجدول (٢١).

جدول (٢١) الارتباط بين درجات العاملين على مقياس نوايا الدوران الوظيفي ودرجاتهم على مقياس الالتزام التنظيمى إعداد (شعبان، ٢٠١٢) ن = (٦١)

البعد	الالتزام العاطفى	الالتزام الاستمرارى	الالتزام الأخلاقي	درجة كلية
نوايا الدوران الوظيفى	-٠,٥٤٢**	-٠,٠٤٩٧**	-٠,٥٧١**	-٠,٦٨٧**

قيمة معامل الارتباط الجدولية عند (٠,٠٥) = ٠,٢٥٤، وعند (٠,٠١) = ٠,٣٣٠.

ويتضح من جدول (٢١) أن جميع معاملات الارتباط دالة سالبة ومتوسطة القيمة مما يشير إلى أن هناك علاقة عكسية بين نوايا الدوران الوظفيى والالتزام التنظيمى.

٢– *صدق العبارات*: تم حساب صدق العبارات على عينة تقنين مكونة من (١٥٤) من العاملين بالمدارس الخاصة من خلال حساب معامل ارتباط العبارة بالدرجة الكلية للمقياس عند حذف درجة العبارة من الدرجة الكلية للمقياس، ويوضح ذلك جدول (٢٢).

جدول (٢٢) معامل ارتباط العبارة بالدرجة الكلية لمقياس نوايا الدوران الوظيفي عند حذف درجة العبارة من الدرجة الكلية للمقياس

م	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨
معامل الارتباط	٠,٦٢٠**	٠,٦٨٥**	٠,٧٤٧**	٠,٦٦٤**	٠,٦٠٩**	٠,٥٩٩**	٠,٥٤٣**	٠,٥٨١**
م	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	١٥	
معامل الارتباط	٠,٥٧١**	٠,٦٠١**	٠,٦٦٥**	٠,٦٧٢**	٠,٦١٧**	٠,٦١٦**	٠,٦٢٧**	
** دال عند مستوى ٠,٠١								

يتضح من جدول (٢٢) أن جميع معاملات ارتباط العبارات بالدرجة الكلية لمقياس نوايا الدوران الوظيفي بعد حذف المفردة دالة عند مستوى ٠,٠١ مما يدل على تمتع عبارات المقياس بدرجة مقبولة من الصدق.

من الإجراءات السابقة تأكد للباحث صدق وثبات مقياس نوايا الدوران الوظيفى، وصلاحيته لقياس نوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بالمدارس الخاصة، وجميع العبارات فى الاتجاه السالب (اتجاه انخفاض الدوران الوظيفى) عدا عبارة واحدة فقط في الاتجاه الموجب، وتشير الدرجة المرتفعة إلى ارتفاع نوايا الدوران الوظيفى، أما الدرجة المنخفضة فتشير إلى انخفاض نوايا الدوران الوظيفى، ويوضح ملحق رقم (٣) الصورة النهائية لمقياس نوايا الدوران الوظيفى.

إجراءات تطبيق البحث:

طبق الباحث مقاييس المناخ التنظيمى، فاعلية الذات، نوايا الدوران الوظيفى فى موقف قياس جمعى فى مجموعات صغيرة فى بعض الحجرات الخالية بالمدارس الخاصة محل الدراسة أثناء فترات الراحة، بعد بيان موجز بالهدف من هذا البحث، ولم يجبر الباحث أى من المبحوثين على الاشتراك فى عينة البحث، ومن ثم فإن هذه العينة تعد تطوعية واستغرقت جلسة التطبيق ما بين ٤٠ إلى ٥٠ دقيقة. وقد قام الباحث بنفسه بالتطبيق، وكان التوجه العام للمبحوثين نحو المقاييس إيجابياً.

تحليل البيانات والمعالجات الإحصائية:

قام الباحث بتحليل البيانات باستخدام برنامجى SPSS 21, Lisrel 8.8، وقد استخدم الأساليب الإحصائية التالية لاختبار فروض البحث: اختبار معامل الارتباط البسيط، وتحليل التباين الآحادى، ومعامل الارتباط الجزئى، تحليل الانحدار المتعدد، تحليل المسار.

نتائج البحث:

الفرض الأول:

للتحقق من الفرض الأول الذى ينص على أنه "توجد علاقة ارتباطية دالة إحصائياً بين المناخ التنظيمى وفاعلية الذات ونوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة". تم استخدام معامل ارتباط بيرسون بين درجات أفراد العينة على مقاييس المناخ التنظيمى وفاعلية الذات ونوايا الدوران الوظيفى، والنتائج يوضحها جدول (٢٣).

جدول (٢٣)

مصفوفة معاملات الارتباط بين المناخ التنظيمى وفاعلية الذات ونوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة (ن = ١٧٩)

المتغيرات	المناخ التنظيمى	فاعلية الذات	نوايا الدوران الوظيفى
المناخ التنظيمى	١	-	-
فاعلية الذات	٠,٥٣٩**	١	-
نوايا الدوران الوظيفى	- ٠,٧٣١**	- ٠,٦١٧**	١
** دال عند مستوى ٠,٠١			

قيمة معامل الارتباط الجدولية عند (٠,٠٥) = ٠,١٦١، وعند (٠,٠١) = ٠,٢١٠

يتضح من جدول (٢٣) ما يلى:

- توجد علاقة موجبة دالة إحصائياً عند مستوى (٠,٠١) بين المناخ التنظيمى وفاعلية الذات لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة.
- توجد علاقة سالبة دالة إحصائياً عند مستوى (٠,٠١) بين نوايا الدوران الوظيفى وكل من المناخ التنظيمى وفاعلية الذات لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة.

مما سبق يتضح أنه كلما ارتفع مستوى المناخ التنظيمى وفاعلية الذات كلما انخفضت نوايا الدوران الوظيفى، وكلما انخفض مستوى المناخ التنظيمى ومعدلات فاعلية الذات لدى العاملين كلما زادت نوايا الدوران الوظيفى.

من إجمالي نتائج الفرض الأول يتضح أنه تحقق أي تم قبول الفرض البديل، حيث أشارت النتائج إلى وجود علاقة دالة إحصائياً عند مستوى (٠,٠١) بين متغيرات المناخ التنظيمى وفاعلية الذات ونوايا الدوران الوظيفى؛ مما يحتمل معه تحقق فرضية البحث الرئيسة وهى وجود اسهام نسبى للمناخ التنظيمى وفاعلية الذات في نوايا الدوران الوظيفى.

* وبالنسبة لوجود علاقة موجبة دالة إحصائياً بين المناخ التنظيمى وفاعلية الذات فقد اتفقت هذه النتيجة مع نتائج دراسات عدة (Dorsey-Lockett, 2014; Michel, 2007; Tobin et al., 2006) من أن الذين يعملون في مناخ تنظيمى مناسب ترتفع فاعلية الذات لديهم بينما الذين يعملون فى مناخ تنظيمى غير مناسب تنخفض فاعلية الذات لديهم.

كذلك تتفق نتائج هذا الفرض مع ما ذهب إليه جيورانج وآخرون Gurung et al. (2009) من أن درجة دعم المشرفين ونوعية الموارد والمعدات المتوفرة تؤثر في تصورات الفاعلية الذاتية؛ ومع ما ذهب إليه مايرر وآخرون Maurer et al. (2002) من أن الموظف عندما يشعر بدعم كاف

لأداء وظيفته ترتفع توقعاته وتزيد ثقته في أداء عمله بنجاح.

• وبالنسبة لوجود علاقة سالبة دالة إحصائياً بين المناخ التنظيمى ونوايا الدوران الوظيفى فقد اتفقت هذه النتيجة مع نتائج دراسات عدة (Aarons & Sawitzky, 2006; Al-Khasawneh, 2013; Chaudhary et al., 2014; Chen et al., 2013; Liu, 2010; Michel, 2007; Shim, 2009) من أن المناخ التنظيمى غير المناسب يزيد من نوايا الدوران الوظيفى بينما المناخ التنظيمى الملائم يخفض من نوايا الدوران الوظيفى.

وتتمشى نتائج هذا الفرض مع ما أشار إليه جيلسون وجيمس Glisson & James (2002) من أن المناخ التنظيمى يعكس العوامل المنبئة بالدوران الوظيفى، ومع ما ذهب إليه مسلاك وآخرون Maslach et al. (2001) من أن المناخ التنظيمى السلبى يرتبط بأعراض نفسية سلبية مثل الانهاك النفسى والاحتراق والتبدد الشخصى وضعف الصلابة النفسية الذى يسهم في نوايا الدوران الوظيفى، ومع ما طرحه أبو تايه وآخرون (٢٠١٢) من أن المناخ التنظيمى إما أن يكون داعم لنوايا الدوران الوظيفى أو مخفض له لدى العاملين.

كذلك تتفق مع ما أشار إليه سينج وآخرون Singh et al. (2011) من أن المناخ التنظيمى يمثل نقطة حيوية في التأثير على اتجاهات الموظفين وتصرفاتهم والتى تنعكس بسلوكيات سلبية ومن ثم صراع وظيفى، ومع ما ذهب إليه العميان (٢٠١٠) من أن المناخ التنظيمى السلبى يشكل عائق للشعور بالرضا الوظيفى على عكس المناخ التنظيمى الإيجابي الذى يشكل بنية داعمة للشعور بالرضا الوظيفى. ومع ما أشار إليه فوكس وآخرون Fox et al. (2003) من أن العوامل التنظيمية سواء عبء العمل المرتفع، وانخفاض الرواتب ودعم المشرفين تسهم في نوايا الدوران الوظيفى في حين أن دعم المشرفين وتشجيعهم وتوفير فرص التدريب ومناسبة عبء الوظيفة يقلل من نوايا الدوران الوظيفى.

• وبالنسبة لوجود علاقة سالبة دالة إحصائياً بين فاعلية الذات ونوايا الدوران الوظيفى فقد اتفقت هذه النتيجة مع نتائج دراسات عدة (Federici & Skaalvik, 2012; McNatt & Judge, 2008; Michel, 2007).

وتتفق نتائج هذا الفرض مع ما أشار إليه (Chemers et al., 2000; McCormick, 2001)من أن فاعلية الذات متغير نفسى معرفى ينظم وظائف القادة والتابعين ويؤثر ايجابياً على اتجاهات الموظفين ومشاركتهم الوظيفية والتزامهم التنظيمى ورغبتهم في البقاء بالمنظمة أو مغادرتها.

وأيضاً تتفق مع أشار إليه (Chen & Scannapieco, 2010; Hayes et al., 2006)

من أن فاعلية الذات ترتبط سلباً مع نوايا الدوران الوظيفى وترك العمل، وأنها تلعب دوراً إيجابياً في خفض نوايا الدوران الوظيفى، إضافة إلى إنها يمكن أن تكون بمثابة حصانة ضد نوايا الدوران الوظيفى، كما تتفق مع ما أشار إليه واينج (1995) Waung من أن فاعلية الذات المرتفعة للموظفين تمكنهم من مواجهة المواقف السلبية في المنظمة، وتؤدى إلى زيادة الإنتاج الوظيفى، والولاء التنظيمى، والسلوك الاستباقى وانخفاض نوايا الدوران الوظيفى.

كما تتفق مع ذكره باندورا (1997) Bandura من أن الموظفين ذوى معتقدات فاعلية الذات المرتفعة يكونون أكثر احتمالية للاندماج والاستمرار في العمل وسلوك أداء المهمة وأقل رغبة في استبدال مكان العمل بغيره، ومع ما توصل إليه وود وباندورا (1989) Wood & Bandura من أن الأفراد ذوى الفاعلية الذاتية المرتفعة يكونون أقل معاناة في الشك في الذات وأكثر استجابة للتحديات فيما يتعلق بعملهم، ومع ما أشار إليه بتنر (1990) Bitner من أن الموظفين ذوى الفاعلية الذاتية المهنية لديهم القدرة والكفاءة، والرغبة في حل مشكلات العملاء، ولديهم تصورات جيدة لخدمة العملاء.

وأيضا تتفق مع ذهب إليه جيورانج وآخرون (2009) .Gurung et al من أن افتقار الموظفين لمعتقدات فاعلية الذات في العمل قد يؤدى إلى عدم قيام العامل بعمله في المنظمة بل والرغبة في مغادرتها.

ويفسر الباحث ذلك بأنه عندما يعمل العامل داخل مناخ تنظيمى يتمتع فيه بحوافز ونظم وإجراءات عمل جيدة ونمط اتصال فعال وقيادة إيجابية ويشعر بعدالة تنظيمية بين العاملين في المدرسة ومهام وظيفية تناسب مؤهله وقدراته الشخصية وتشعره بالإنجاز الشخصى فإن العامل في هذه الحالة يشعر بالرضا الوظيفى والتوافق النفسى والاجتماعى الذى ينعكس عليه بمزيد من الفاعلية الذاتية والرغبة في الاستمرار في العمل، أما إذا كان المناخ التنظيمى الذى يعمل فيه العامل غير ملائم فإنه يشعر بالإحباط وعدم الرضا الوظيفى الأمر الذى ينعكس عليه بانخفاض فاعليته الذاتية وكذلك رغبته في ترك مكان العمل إلى عمل جديد.

الفرض الثانى:

للتحقق من الفرض الثانى الذى ينص على أنه: "لا توجد فروق دالة إحصائياً فى نوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة وفقاً لمتغيرات النوع (ذكور/ إناث) والخبرة (٥ سنوات فأقل/ ٦– ١٠ سنوات / ١١ – ١٥ سنة / ١٦ سنة فأكثر) والمؤهل التعليمى (مؤهل متوسط فأقل / مؤهل فوق متوسط / بكالوريوس فأعلى)". قام الباحث بإجراء تحليل التباين الأحادى ثلاثى

الاتجاه (النوع، الخبرة، المؤهل التعليمى) (٢ × ٤ × ٣) للدرجة الكلية لنوايا الدوران الوظيفى، وذلك بعد أن تأكد من توفر الشروط المعلمية لتحليل التباين الأحادى وهى الاعتدالية والتجانس لعينة البحث حيث كانت نتائج اختبار كلومجروف- سيمنروف Kolmogorov- mirnov للتحقق من الاعتدالية ونتائج اختبار ليفن Levene للتحقق من التجانس جميعها غير دالة، ومن ثم الاطمئنان لاستخدام اختبار تحليل التباين الأحادى.

كذلك قام الباحث بحساب حجم التأثير "Effect size" أو ما يسمى بالدلالة العملية للنتائج باستخدام مربع إيتا (Eta-squared,η^2) فى حالة ما إذا كانت قيمة "ف" دالة إحصائياً، لأن الدلالة الإحصائية لا توضح ذلك، ومن ثم يصبح استخدام حجم التأثير هو الوجه المكمل لتفسير الدلالة الإحصائية لقيم الفروق، فكلاهما يكمل عمل الآخر ويعوض النقص فيه، وإن استخدامهما معاً لتفسير دلالة الفروق يؤدى إلى إثراء البحوث النفسية والتربوية (الدردير، ٢٠٠٦).

وقد استخدم الباحث محكات "كوهن" "Cohen" للحكم على قوة تأثير المتغير المستقل فى المتغير التابع كالتالى:

١) التأثير الذى يُفسر (٠,٠١) من التباين الكلى يدل على تأثير ضئيل أو منخفض.

٢) التأثير الذى يُفسر (٠,٠٦) من التباين الكلى يدل على تأثير متوسط.

٣) التأثير الذى يُفسر (٠,١٥) أو أكثر من التباين الكلى يدل على تأثير قوى (حسن، ٢٠١١).

والنتائج يوضحها جدول (٢٦) كما يلى.

جدول (٢٤)*[٧] نتائج تحليل التباين الأحادى ثلاثى الاتجاه (الجنس× الخبرة × المؤهل) على مقياس نوايا الدوران الوظيفى لدى عينة البحث (ن = ١٧٩)

البعد	مصدر الاختلاف	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة "ف"	الدلالة	حجم التأثير η^2	
							مربع ايتا	حجم الأثر
كلية نوايا الدوران الوظيفى	النوع	١٧٣,٨	١	١٧٣,٨	١,٩٥	غير دالة	٠,٠٠٩	ضعيف
	الخبرة	٦,٥	٣	٢,٢	٠,٠٢٥	غير دالة	٠,٠٠٠١	ضعيف
	المؤهل التعليمى	٤٥٤٠,١	٢	٢٢٧٠,١	٢٥,٥٣	٠,٠٠١	٠,٢٣	قوى
	الخطأ	١٥٢٩١,٩	١٧٢	٨٨,٩١				
	الإجمالى	٢٠٠١٢,٣	١٧٨					

وقد استخدم الباحث اختبار "شيفيه"** [٨] Schefe للمقارنات المتعددة لأكثر من مجموعتين وذلك لحساب الفروق تبعاً لمستوى المؤهل التعليمى حيث لم يكن هناك تأثير لمتغيرى النوع والخبرة على نوايا الدوران الوظيفى، والنتائج يوضحها جدول (٢٥).

جدول (٢٥) المتوسطات الحسابية وقيمة "شيفيه" لدلالة الفروق بين متوسطات درجات العمال فى نوايا الدوران الوظيفى تبعاً لمستويات المؤهل التعليمى

المتغيرات	م ١ أقل من متوسط ن=٢٣	م ٢ متوسط فأعلى ن= ٣٨	م ٣ بكالوريوس فأعلى ن=١١٨	اتجاه الفروق بطريقة شيفيه		
	المتوسط	المتوسط	المتوسط	٢،١	٣،١	٣،٢
كلية نوايا الدوران الوظيفى	٥٢,٩	٤٣,٩	٢٩,١	*٩	*٢٣,٧	*١٤,٧

---

[٧] قيمة "ف" الجدولية عند درجة حرية (١، ١٧٨) ومستوى (٠,٠٥) = ٣,٩٢، ومستوى (٠,٠١) = ٦,٨٥، ومستوى (٠,٠٠١) = ١١,٤
قيمة "ف" الجدولية عند درجة حرية (٢، ١٧٨) ومستوى (٠,٠٥) = ٣,٠٧، ومستوى (٠,٠١) = ٤,٧٩، ومستوى (٠,٠٠١) = ٧,٣٢
قيمة "ف" الجدولية عند درجة حرية (٣، ١٧٨) ومستوى (٠,٠٥) = ٢,٦٨، ومستوى (٠,٠١) = ٣,٩٥، ومستوى (٠,٠٠١) = ٥,٧٩

[٨] يتم استخدام اختبار شيفيه عندما يتوفر في العينة شرطي التجانس والاعتدالية (حسن،٢٠١١)، وهو ما يتوفر في عينة البحث الحالى.

يتضح من نتائج جدولى (٢٤)، (٢٥) ما يأتي:

- عدم وجود فروق دالة إحصائياً بين الذكور والإناث فى نوايا الدوران الوظيفى، مما يعنى عدم وجود تأثير للمتغير المستقل النوع على نوايا الدوران الوظيفى.

- عدم وجود فروق دالة إحصائياً بين مجموعات الخبرة الأربعة (٥ سنوات فأقل/ ٦ – ١٠ سنوات/ من ١١ – ١٥ سنة/ ١٦ سنة فأكثر) في نوايا الدوران الوظيفى، مما يعنى عدم وجود تأثير للمتغير المستقل الخبرة على نوايا الدوران الوظيفى، وأن انخفاض أو زيادة عدد سنوات الخبرة لا يؤثر بالزيادة أو النقص في نوايا الدوران الوظيفى.

- وجود فروق دالة إحصائياً بين مجموعات المؤهل التعليمى عند مستوى (٠,٠٠١) في نوايا الدوران الوظيفى، وهى على الترتيب (مؤهل متوسط فأقل/ مؤهل فوق متوسط/ بكالوريوس فأعلى)، وبالنظر لجدول شيفيه (٢٥) لاتجاه الفروق بين المجموعات فى المؤهل التعليمى نجد أن هناك فروقاً دالة إحصائياً بين متوسط درجات المجموعة الأولى ومتوسط درجات كل من المجموعتين الثانية والثالثة فى نوايا الدوران الوظيفى في اتجاه المجموعة الأولى، كذلك هناك فروق دالة إحصائياً بين متوسط درجات المجموعة الثانية والثالثة فى نوايا الدوران الوظيفى في اتجاه المجموعة الثانية.

- يشير مربع إيتا إلى أنه يمكن تفسير ٢٣٪ من تباين نوايا الدوران الوظيفى في ضوء المؤهل التعليمى، وهذا يدل على حجم تأثير قوى للمؤهل التعليمى على نوايا الدوران الوظيفى، كما يشير مربع إيتا إلى أنه يمكن تفسير ٠,٩ ٪، ٠,٠٣٪ من تباين نوايا الدوران الوظيفى في ضوء النوع والخبرة على الترتيب، وهذا يدل على حجم تأثير ضعيف لهما على تباين درجات نوايا الدوران الوظيفى.

بالنظر لنتائج الفرض الثانى يتضح أنه تحقق في حالتين (النوع، الخبرة)، بينما لم يتحقق في حالة واحدة (المؤهل التعليمى) وذلك كما يلى:

* بالنسبة لما توصلت إليه نتائج هذا الفرض من عدم وجود فروق بين الذكور والإناث على مقياس نوايا الدوران الوظيفى نجد أن نتائج هذا الفرض تتفق مع ما توصلت إليه نتائج دراسات (Allen et al., 2010; Bauer et al., 2007) من أنه لا توجد فروق بين الذكور والإناث في نوايا الدوران الوظيفى، بينما لا تتفق نتائج هذا الفرض مع توصلت إليه نتائج دراسات (Lee et al., 2008; Lyness & Judiesch, 2001; Yun, 2014) من أنه توجد فروق بين الذكور والإناث في نوايا الدوران الوظيفى في اتجاه الذكور، وأيضا مع توصلت إليه نتائج دراسات (Lee, 2012; Light & Ureta, 1992) من أنه توجد فروق بين الذكور والإناث على مقياس الدوران في اتجاه الإناث.

• بالنسبة لما توصلت إليه نتائج هذا الفرض من عدم وجود فروق بين مجموعات الخبرة على مقياس نوايا الدوران الوظيفى نجد أن هذه النتائج تتفق مع ما توصلت إليه نتائج دراسات (Nissly et al.,, 2005; Rosenthal & Waters, 2004) من أن الخبرة لا تؤثر على نوايا ترك العمل والدوران الوظيفى، بينما لا تتفق مع ما توصلت إليه نتائج دراسة ين Yun (2014) من أن الموظفين ذوى الخبرة الأقل كانوا أعلى في نوايا الدوران الوظيفى مقارنة بالموظفين ذوى الخبرة الأعلى.

ويفسر الباحث عدم وجود فروق في النوع والخبرة على مقياس نوايا الدوران الوظيفى إلى اختلاف بيئة وتشريعات وقوانين العمل بين مجتمعنا والمجتمعات التي أجريت فيها الدراسات السابقة؛ حيث إن قوانين وتشريعات العمل في مجتمعنا مازالت تتحيز لأصحاب الأعمال من خلال عدم وضع حد أدنى للأجور في القطاع الخاص، وتحديد عدد ساعات عمل مناسبة، وتناسب الأجر مع الجهد المبذول، والفصل التعسفى، ووضع عقوبات رادعة في حال عدم توافر شروط السلامة المهنية، وكل هذا يخلق بيئة عمل طاردة للأفراد، ويجعل العاملين سواء ذكور أو إناث، قليل الخبرة أو مرتفع الخبرة يفكر دائما في ترك العمل والبحث عن فرصة عمل في مكان آخر ربما تكون الأجور وساعات العمل وظروف العمل أحسن حالاً من مكان العمل الذى يعمل فيه.

كذلك يرى الباحث أن اختلاف نتائج الدراسات السابقة فيما يتعلق بمتغيرى النوع والخبرة على مقياس نوايا الدوران الوظيفى قد يرجع إلى اختلاف طبيعة أفراد العينة أو المقاييس المستخدمة في جمع البيانات في هذه البحث، وهذا ما دفع الباحث إلى محاولة إعداد مقاييس جديدة لمتغيرات الدراسة (خاصة متغير نوايا الدوران الوظيفى) تتلاءم مع البيئة المصرية.

وأيضا يرى الباحث أن اختلاف نتائج الدراسات السابقة فيما يتعلق بمتغيرى النوع والخبرة على مقياس نوايا الدوران الوظيفى قد يرجع إلى اختلاف الظروف الاجتماعية وقوانين وتشريعات العمل لمجتمعات العينات التي أجريت عليها هذه الدراسات السابقة.

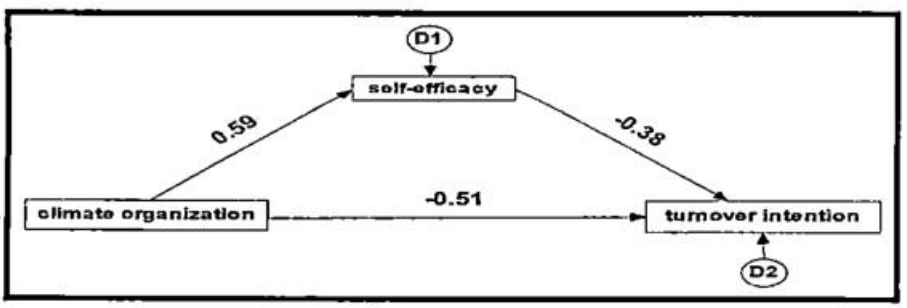
• وبالنسبة لما توصلت إليه نتائج هذا الفرض من وجود فروق بين مجموعات المؤهل التعليمى على مقياس نوايا الدوران الوظيفى فإن هذه النتيجة تتفق مع ما توصلت إليه نتائج دراسات (Ellett et al., 2003; Rosenthal & Waters, 2004) من أن العاملين ذوى المؤهل الأعلى كانوا أقل رغبة في ترك العمل مقارنة بالعاملين ذوى المؤهل الأقل، في حين لا تتفق مع نتائج دراسة نيسلى وآخرون Nissly et al. (2005) من أن المؤهل التعليمى الأعلى يرتبط ارتباط دال موجب بالرغبة في ترك العمل.

ويفسر الباحث ذلك بأنه كلما زاد المؤهل التعليمى للعامل كلما زادت استعداداته ومهاراته

وكفاءته ومن ثم الفاعلية الذاتية لديه، وبالتالي قدرته على أداء عمله بتميز ونجاح ومن ثم تزيد فرصة حصوله على قدر مناسب من التشجيع المادى والمعنوى من الإدارة مما يجعله أقل رغبة في ترك العمل والبحث عن عمل جديد، وذلك على عكس ذوى المؤهل التعليمى الأقل؛ تنخفض مهاراته واستعداداته وفاعليته الذاتية ومن ثم يؤدى عمله بكفاءة أقل وبالتالي يكون محل انتقاد رؤسائه؛ الأمر الذى يؤدى إلى تزايد رغبته في ترك العمل والبحث عن عمل جديد.

الفرض الثالث:

للتحقق من الفرض الثالث الذى ينص على أنه "لا يوجد ارتباط دال احصائياً بين المناخ التنظيمى ونوايا الدوران الوظيفى بعد العزل الإحصائي لتأثير فاعلية الذات". تم استخدام تحليل المسار، كما يتضح من شكل (٣)، ومعاملات الارتباط البسيط ومعامل الارتباط الجزئى.



شكل (٣)

نموذج تحليل المسار لاختبار الدور الوسيطى الذى تلعبه فاعلية الذات في العلاقة بين المناخ التنظيمى ونوايا الدوران الوظيفى

ويوضح جدول (٢٦) معاملات الارتباط البسيط بين نوايا الدوران الوظيفى والمناخ التنظيمى وفاعلية الذات، والارتباط الجزئى بين نوايا الدوران الوظيفى وبين المناخ التنظيمى عند ضبط أثر متغير فاعلية الذات.

جدول (٢٦) معاملات الارتباط البسيط بين نوايا الدوران الوظيفى والمناخ التنظيمى وفاعلية الذات، والارتباط الجزئى بين نوايا الدوران الوظيفى وبين المناخ التنظيمى عند ضبط متغير فاعلية الذات

المتغيرات	المناخ التنظيمى	فاعلية الذات	معامل الارتباط الجزئي
نوايا الدوران الوظيفى	-٠,٧٣١**	-٠,٦١٧*	-٠,٦٠١**
المناخ التنظيمى		٠,٥٣٩	

** دال عند مستوي ٠,٠١

يتضح من جدول (٢٦) وجود ارتباط دال إحصائياً وسالب بين المناخ التنظيمى ونوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بالمدارس الخاصة حيث بلغت قيمة الارتباط بين المناخ التنظيمى ونوايا الدوران الوظيفى (-٠,٧٣١)، وعند العزل الإحصائي لتأثير فاعلية الذات في العلاقة بين المناخ التنظيمى ونوايا الدوران الوظيفى تناقصت قيمة معامل الارتباط من (-٠,٧٣١) إلى (-٠,٦٠١) كما كانت قيمة معامل الارتباط بين فاعلية الذات ونوايا الدوران الوظيفى سالبة ودالة إحصائياً، مما يشير إلى أن إدراك فاعلية الذات يلعب دوراً وسيطياً جزئياً في العلاقة بين المناخ التنظيمى ونوايا الدوران الوظيفى. وقد قام الباحث بحساب قيمة التأثير غير المباشر للمناخ التنظيمى على نوايا الدوران الوظيفى باستخدام طريقة bootstrap في نموذج تحليل المسار الموضح بشكل (٣) وقد كانت قيمته (٠,٢٢١) وهى دالة إحصائياً عند مستوى (٠,٠٥)، مما يؤكد الدور الوسيطى لفاعلية الذات في الوقاية من الآثار السلبية للمناخ التنظيمى غير الجيد على رغبة العامل في ترك العمل والانتقال لعمل جديد.

من نتائج الفرض الثالث يتضح أنه لم يتحقق، أي تم رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البديل، حيث أشارت نتائج هذا الفرض إلى أن فاعلية الذات تلعب دوراً وسيطياً جزئياً في العلاقة بين المناخ التنظيمى ونوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بالمدارس الخاصة.

وتتفق نتائج هذا الفرض مع نتائج دراسات عدة (Aarons & Sawitzky, 2006; Al-Khasawneh, 2013; Chen et al., 2013; Dorsey-Lockett, 2014; Federici & Skaalvik, 2012; Liu, 2010; McNatt & Judge, 2008; Michel, 2007; Shim, 2009; Tobin et al., 2006).

وكذلك تتفق نتائج هذا الفرض مع ما أشار إليه جيلسون وجيمس Glisson & James (2002) من أن المناخ التنظيمى يعكس تصورات الموظفين واستجاباتهم الانفعالية لمهام ومكان العمل، ومع ما أشار إليه McCormick (2001) من أن فاعلية الذات تنظم وظائف القادة والتابعين، كما تؤثر على اتجاهات الموظف ورغبته بالبقاء بالمنظمة أو مغادرتها.

ففاعلية الذات ترتبط سلباً مع نوايا ترك العمل، وتلعب دوراً إيجابياً في خفض نوايا ترك العمل، وتمثل حصانة ضد نوايا الدوران الوظيفى (Chen & Scannapieco, 2010; Hayes et al., 2006).

كما تتمشى نتائج هذا الفرض ما ذهب إليه (Gruman et al., 2006; Waung, 1995) من أن الفاعلية الذاتية المرتفعة تمكن الموظف من مواجهة المواقف السلبية في المنظمة، وتؤدى إلى زيادة الولاء التنظيمى والسلوك الاستباقى والإنتاج الوظيفى وانخفاض نوايا الدوران الوظيفى، ومع أشار

إليه (Bandura, 1997; Wood & Bandura, 1989) من أن الموظفين ذوى الفاعلية الذاتية المرتفعة يكونون أكثر احتمالية للاندماج في العمل وسلوك أداء المهم، وأقل معاناة للشك في الذات وأكثر استجابة للتحديات فيما يتعلق بعملهم. فالموظفون الذين يتمتعون بفاعلية ذاتية مهنية يكون لديهم قدرة وكفاءة ورغبة في حل مشكلات العملاء ويملكون تصورات جيدة له (Bitner, 1990).

كذلك تتفق نتائج هذا الفرض مع ما أشار إليه لى كومبيت ودوركين LeCompte & Dworkin (1991) من أن عدداً من الذين يعانون من احتراق وظيفى أو عدم رضا وظيفى لا يتركون العمل بسبب تمتعهم بمستوى مناسب من فاعلية الذات يجعل لديهم ثقة في قدرتهم على مواجهة تحديات بيئة العمل، ومع ما تناولته الأدبيات من أن البيئات الداعمة يمكن أن تزيد من فاعلية الذات لدى الموظف وبالتالي ترتفع توقعاته وتزيد ثقته حول أداء وظيفته بنجاح (Maurer et al., 2002).

ويفسر الباحث ذلك بأن العامل الذى يتكون لديه انطباع بأنه قادر على إنجاز العديد من المهام التي توكل إليه، ومواجهة إحباط العمل والمواقف الصعبة في بيئة العمل، والتخطيط المسبق لما يريد أن يقوم به، وإقامة علاقات تكاملية مع زملائه ورؤسائه، تزيد ثقته بنفسه وتقديره لذاته وبالتالي يشرع في المثابرة والتحدى في المواقف الصعبة في بيئة العمل ويرفض فكرة ترك العمل لأنها تعنى بالنسبة له الهروب والفشل وهو شخص يرفض الفشل، أما إذا حدث العكس فإن العامل يشعر بنقص إمكانياته وقدراته عن زملائه في العمل وتزيد لديه مشاعر عدم الرضا الوظيفى والاحتراق الوظيفى وتتولد لديه مشاعر الإحباط واليأس ويستسلم لفكرة ترك العمل والذهاب لعمل آخر يتوقع أن يكون أفضل من العمل الحالي.

الفرض الرابع:

للتحقق من الفرض الرابع الذى ينص على أنه "لا يوجد إسهام لكل من المناخ التنظيمى وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة". استخدم الباحث تحليل الانحدار المتعدد stepwise multiple regression وذلك لتحديد أى المتغيرات دالة فى التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفى، وتحديد قيمة التباين المفسر لمتغير نوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بالمدارس الخاصة والتى يمكن إرجاعها إلى المتغيرين المستقلين (المناخ التنظيمى، فاعلية الذات) مجتمعين معاً.

وقد أسفرت النتائج عن التوصل إلى خمسة أبعاد فرعية دالة إحصائياً تسهم فى التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بالمدارس الخاصة: حوافز، نمط قيادة، وعدالة تنظيمية (للمناخ التنظيمى)، مواجهة إحباط، علاقات تكاملية (لفاعلية الذات). وكانت قيمة التباين المفسر لنوايا

الدوران الوظيفى (R^2) باستخدام الخمسة أبعاد الفرعية السابقة ٠,٦٢، مما يعنى أن ٦٢٪ من نوايا الدوران الوظيفى للعاملين يعود إلى تأثير المتغيرين المستقلين، وأن الباقى ٣٨٪ يرجع إلى عوامل أخرى منها الخطأ العشوائى. وللتأكد من دلالة هذه القيم وأنها جوهرية وليست راجعة إلى العشوائية قام الباحث بحساب قيمة (ف) من خلال تحليل تباين الانحدار ANOVA for regression لمعرفة أن التباين الناتج عن المتغيرات المستقلة "المنبآت" له أثر ذو دلالة إحصائية على التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفى، وأن هذا التباين يفوق حجم التباين الناجم عن العشوائية وقد أسفرت النتائج عن أن قيمة "ف" المحسوبة لتحليل تباين الانحدار دالة عند مستوى ٠,٠١. ويوضح جدول (٢٧ –١) دلالة نموذج تحليل الانحدار المقترح للتنبؤ بنوايا الدوران الوظيفى، باستخدام تحليل التباين.

جدول (٢٧–١) تحليل التباين لنموذج الانحدار المتعدد للتنبؤ بنوايا الدوران الوظيفى باستخدام المناخ التنظيمى وفاعلية الذات

مصدر التباين	مجموعات المربعات	درجات الحرية	متوسطات المربعات	قيمة ف	الدلالة الإحصائية
الانحدار	١٩٢٢٣,٥٩٥	٥	٣٨٤٤,٧١٩	٥٨,٩٢٦	٠,٠١
الباقى	١١٢٨٧,٧١٢	١٧٣	٦٥,٢٤٧		
المجموع	٣٠٥١١,٣٠٧	١٧٨			

يتضح من جدول (٢٧–١) أن قيم "ف" المحسوبة أكبر من القيم الجدولية، مما يدل على وجود علاقة انحداريه بين الخمسة أبعاد الفرعية؛ حوافز، نمط قيادة، وعدالة تنظيمية، مواجهة إحباط، علاقات تكاملية والمتغير التابع (نوايا الدوران الوظيفى)، وأن هذه العلاقة جوهرية وليست راجعة إلى العشوائية. ويوضح جدول (٢٧–٢) دلالة المتغيرات المستقلة الداخلة فى معادلة الانحدار.

جدول (٢٧–٢) نتائج تحليل الانحدار المتعدد عند دراسة تأثير المناخ التنظيمى وفاعلية الذات على نوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بالمدارس الخاصة (ن= ١٧٩)

متغيرات مستقلة	معامل بانى	خطأ معيارى للمعامل البانى	بيتا β	قيمة "ت"	الدلالة الإحصائية
ثابت	٧٦,١٠	٢,٧٥٣	–	٢٩,٥٨	٠,٠١
حوافز	٠,٨٣٧–	٠,٢٣٨	٠,٢٤٨–	٣,٥١–	٠,٠١
نمط قيادة	٠,٨٧٩–	٠,٢٥٥	٠,٢٢٩–	٣,٤٤–	٠,٠١
علاقات تكاملية	٠,٦٣٨–	٠,٢٣٥	٠,١٨٤–	٢,٧٢–	٠,٠١
مواجهة احباط	٠,٥٧٥–	٠,٢١٤	٠,١٩٣–	٢,٦٩–	٠,٠١
عدالة تنظيمية	٠,٤٨٣–	٠,٢٠٣	٠,١٦٣–	٢,٣٨–	٠,٠٥

يتضح من الجدول السابق ما يلى:

• وجود تأثير دال سالب إحصائياً (عند مستوى ٠,٠١) لبعدى (حوافز – نمط قيادة) وتأثير دال سالب (عند مستوى ٠,٠٥) لبعد العدالة التنظيمية وذلك للمتغير المستقل المناخ التنظيمى على نوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة.

• وجود تأثير دال سالب إحصائياً (عند مستوى ٠,٠١) لبعدى علاقات تكاملية ومواجهة الإحباط للمتغير المستقل فاعلية الذات على (نوايا الدوران الوظيفى) لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة.

• أن ثابت الانحدار دال إحصائياً (عند مستوى ٠,٠١).

• بالنظر إلى جدول (٢٧-١) نجد أن قيمة " ف" دالة عند مستوى ٠,٠١ مما يعنى تمتع نموذج الانحدار المتعدد المتدرج بالمعنوية الكلية، كذلك يتضح من جدول (٢٧ -٢) أن قيمة "ت" دالة عند مستوى ٠,٠٥ مما يعنى تمتع نموذج الانحدار بالمعنوية الجزئية، ومن ثم جودة توفيق النموذج.

ومن الجدول السابق يمكن صياغة معادلة الانحدار المتعدد التى تعين على التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة من الأبعاد الخمسة فى الصورة التالية:

نوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة = ٧٦,١٠ – ٠,٨٣٧ (حوافز) – ٠,٨٧٩ (نمط قيادة) –٠,٦٣٨ (علاقات تكاملية)– ٠,٥٧٥(مواجهة إحباط) – ٠,٤٨٣(عدالة تنظيمية).

والترتيب السابق للمتغيرات المستقلة فى معادلة الانحدار تعكس الأهمية النسبية لتأثير كل منها على المتغير التابع (نوايا الدوران الوظيفى).

كذلك يتضح من معادلة الانحدار أن حدوث تغير قدره الوحدة فى (الحوافز) يؤدى إلى تغير قدره (٠,٨٣٧) فى نوايا الدوران الوظيفى، وأن حدوث تغير قدره الوحدة فى (نمط القيادة) يؤدى إلى تغير قدره (٨٧٩) فى نوايا الدوران الوظيفى، وأن تغير قدره الوحدة في (العلاقات التكاملية) يؤدى إلى تغير قدره (٠,٦٣٨) فى نوايا الدوران الوظيفى، وأن حدوث تغير قدره الوحدة فى (مواجهة الإحباط) يؤدى إلى تغير قدره (٠,٥٧٥) فى نوايا الدوران الوظيفى، وأن تغير قدره الوحدة في العدالة التنظيمية يؤدى إلى تغير قدره (٠,٤٨٣) في نوايا الدوران الوظيفى.

وهذا يعنى أن نوايا الدوران الوظيفى تنخفض عندما يتمتع العامل بالقدرة على مواجهة الإحباط بالإضافة إلى توفر حوافز مناسبة ونمط قيادة جيد وعلاقات تكاملية ملائمة وعدالة تنظيمية جيدة في بيئة العمل.

من إجمالى نتائج الفرض الرابع يتضح أنه لم يتحقق، أى تم رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البديل، حيث أشارت نتائج الفرض إلى أنه يمكن التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفى من كل من (الحوافز، نمط القيادة، العلاقات التكاملية، مواجهة الإحباط، العدالة التنظيمية) لدى العاملين

بالمدارس الخاصة.

وتتفق نتائج هذا الفرض مع نتائج دراسات عدة (Aarons & Sawitzky, 2006; Al-Khasawneh, 2013; Chen et al., 2013; Dorsey-Lockett, 2014; Federici & Skaalvik, 2012; Liu, 2010; McNatt & Judge, 2008; Michel, 2007; Shim, 2009; Tobin et al., 2006).

وبالنظر لنتائج هذا الفرض نجد أن أكثر الأبعاد تأثيراً في نوايا الدوران الوظيفى للمتغير المستقل المناخ التنظيمى هى أبعاد (الحوافز، نمط القيادة، العدالة التنظيمية) وهو أمر مقبول منطقياً حيث إنه عندما تكون الحوافز جيدة ومناسبة، ويكون نمط القيادة ديمقراطى يشجع على التعبير على الرأي وكذلك تحويلى بأن تخول القيادة جزء من سلطتها إلى المرؤوسين لتمكينهم من أداء عملهم بسهولة دون الرجوع إلى إليها في كل كبيرة وصغيرة، وأيضا عندما يكون هناك عدالة تنظيمية تساوى بين الموظفين في الحقوق والواجبات؛ فإنه يتولد لدى الموظف شعور بالرضا الوظيفى وسلوكيات الالتزام التنظيمى ويكون أكثر رغبة بالبقاء في المدرسة حتى ولوكان عبء العمل مرتفع.

وبالنظر لنتائج هذا الفرض نجد أن أكثر الأبعاد الفرعية تأثيراً للمتغير المستقل فاعلية الذات هو بعدى (مواجهة الإحباط، العلاقات التكاملية)، وهذا يشير إلى أن تمتع الموظف بقدرة على مواجهة الإحباط والمواقف الصعبة في مكان العمل يعطيه نوع من الحصانة والمناعة ضد نوايا الدوران الوظيفى، كذلك تمتع الموظف بعلاقات تكاملية جيدة مع زملائه ومرؤوسيه في مكان العمل يعطيه نوع من الشعور بالأمن النفسى والارتباط العاطفى بزملاء العمل ومن ثم يكون أكثر تقبلاً لمكان العمل وتنخفض نوايا الدوران الوظيفى.

وتتفق نتائج هذا الفرض مع ما أشار إليه فوكس وآخرون Fox et al. (2003) من أن العوامل التنظيمية سواء عبء العمل المرتفع، وانخفاض الرواتب ودعم المشرفين تسهم في نوايا الدوران الوظيفى في حين أن دعم المشرفين وتشجيعهم وتوفير فرص التدريب ومناسبة عبء الوظيفة يقلل من نوايا الدوران الوظيفى، ومع ما ذهب إليه (Glisson & James, 2002; Maslach et al., 2001) من أن المناخ التنظيمى متبئ بالدوران الوظيفى، كما يرتبط بأعراض نفسية سلبية كضعف الصلابة النفسية والتبدد الشخصى والاحتراق النفسى؛ والتي تسهم في نوايا الدوران الوظيفى، وأيضا مع ما طرحه أبو تايه وآخرون (٢٠١٢) من أن المناخ التنظيمى إما أن يكون داعم لنوايا الدوران الوظيفى أو مخفض له لدى العاملين.

وتتفق نتائج هذا الفرض مع ما ذهب إليه (Chen & Scannapieco 2010; Hayes et al. 2006; McCormick, 2001) من أن فاعلية الذات ترتبط سلباً مع نوايا ترك العمل، وتلعب دوراً إيجابياً في خفض نوايا ترك العمل، وتمثل حصانة ضد نوايا الدوران الوظيفى، من خلال قدرتها

على تنظيم وظائف القادة والتابعين والتأثير بالإيجاب على اتجاهات الموظفين ورغبتهم بالبقاء بالمنظمة وعدم مغادرتها.

كما تتمشى نتائج هذا الفرض ما ذهب إليه (Gruman et al., 2006; Waung, 1995) من أن الفاعلية الذاتية المرتفعة تدعم قدرة الموظف على مواجهة المواقف السلبية في المنظمة، وتؤدى إلى زيادة الولاء التنظيمى والسلوك الاستباقى والإنتاج الوظيفى وانخفاض نوايا الدوران الوظيفى، ومع أشار إليه (Bandura, 1997; Wood & Bandura, 1989) من أن الموظفين ذوى الفاعلية الذاتية المرتفعة يكونون أكثر احتمالية للاندماج في العمل وسلوك أداء المهام، وأقل معاناة للشك في الذات وأكثر استجابة للتحديات فيما يتعلق بعملهم.

كذلك تتفق نتائج هذا الفرض مع ما أشار إليه لى كومبيت ودوركين LeCompte & Dworkin (1991) من أن عدداً من الذين يعانون من احتراق وظيفى أو عدم رضا وظيفى لا يتركون العمل بسبب تمتعهم بمستوى مناسب من فاعلية الذات يجعل لديهم ثقة في قدرتهم على مواجهة تحديات بيئة العمل، ومع ما تناولته الأدبيات من أن البيئات الداعمة يمكن أن تزيد من فاعلية الذات لدى الموظفين وبالتالي ترتفع توقعاته وتزيد ثقته حول أداء وظيفته بنجاح (Maurer et al., 2002).

خاتمة وتوصيات وبحوث مقترحة:

يتضح من النتائج السابقة أن تمتع العامل بقدر مناسب من فاعلية الذات والمناخ التنظيمى الملائم يسهم في خفض نوايا الدوران الوظيفى بالمدرسة التي يعمل بها، كذلك يتضح أن العلاقة بين المناخ التنظيمى ونوايا الدوران الوظيفى ليست علاقة خطية مباشرة، بل هي علاقة غير مباشرة حيث تلعب فاعلية الذات دوراً وسيطياً جزئياً في العلاقة بينهما، وهذا يعنى أن فاعلية الذات تسهم بقدرٍ ما مع المناخ التنظيمى في خفض نوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة. وفى ضوء نتائج هذه الدراسة يمكن إبداء المقترحات والتوصيات التالية:

١- أظهرت نتائج هذا البحث وجود تأثير عكسى للحوافز على نوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة، لذا يجب على إدارة المدارس الخاصة أن تهتم بوجود نظام أجور وحوافز ومكافآت متميز وربطه بالكفاءة فى العمل، إضافة إلى حصول العامل عليها فى وقتها دون أى تأخير أو مماطلة أو استقطاعات غير قانونية؛ حتى يكون هناك ثقة بين الإدارة والعاملين، حيث إن تأخيرها أو عدم صرفها يمكن أن يؤدى إلى الإحباط الذى يدفع العامل إلى التفكير فى ترك المصنع والبحث عن مكان عمل آخر.

٢- أشارت نتائج هذا البحث إلى وجود تأثير عكسى لنمط القيادة على نوايا الدوران الوظيفى لدى

العاملين، لذا يقترح البحث أن تكون القيادة خطوة مهمة فى خفض نوايا الدوران الوظيفى؛ الأمر الذى يتطلب اختيار القادة بناءً على معيار الكفاءة الإدارية وعلى وعى بأساليب القيادة المختلفة وتبعاتها وتوقيت استخدام كل منها وليس الأقدمية فقط، وإلحاقهم بدورات ولقاءات تطور قدراتهم الإشرافية والإدارية.

٣- أشارت نتائج هذا البحث إلى وجود تأثير عكسى للعدالة التنظيمية على نوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين، لذا يقترح البحث أن تضع إدارة المدارس نظام عمل يوّصيف الوظائف المطلوبة وواجبات وحقوق كل وظيفة وكيفية محاسبتها ومراقبتها بنظام صارم يتساوى فيه جميع العاملين ودون النظر إلى الأشخاص أو أي اعتبارات أخرى.

٤- أشارت نتائج هذا البحث إلى وجود تأثير عكسى للعلاقات التكاملية على نوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين، لذا يقترح البحث أن تهتم إدارة المدرسة بتهيئة مناخ عمل داخل المدرسة يتسم بالاحترام المتبادل سواء بين العاملين وبعضهم أو بين العاملين والإدارة، وتوفير مناخ آمن خالى من التهديد بالفصل من العمل، والعمل على زيادة سلوكيات المواطنة التنظيمية والاندماج بين العاملين، ويمكن أن يتم ذلك من خلال عمل لقاءات بين العاملين خلال فترات الراحة فى المدرسة أو من خلال تنظيم رحلات ترفيهية للعاملين بالمدرسة يشارك فيها العاملين وأسرهم.

٥- أشارت نتائج هذا البحث إلى وجود تأثير عكسى لمواجهة الإحباط على نوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين، لذا يقترح البحث قيام إدارة المدرسة بالاستعانة بمتخصصين نفسيين لإعداد برامج ودورات نفسية يتم من خلالها تنمية فاعلية الذات لدى العاملين ومن ثم تنمو لديهم القدرة على مواجهة مواقف الإحباط في العمل.

٦- توجيه انتباه القائمين على إجراء مقابلات اختيار العاملين إلى ضرورة توفر مستوى مقبول من فاعلية الذات لدى العاملين لما له من دور مؤثر فى خفض نوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين وزيادة كفاءتهم في أداء عملهم.

٥- يقترح هذا البحث إجراء البحوث التالية:

- دراسة العلاقة بين الاحتراق النفسى ونوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة.
- تأثير الثقة فى الإدارة على نوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة.
- تأثير نمط القيادة المتبادلة على نوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة.
- تأثير التمكين الهيكلى والتمكين النفسى على نوايا الدوران الوظيفى لدى قطاع المدارس الخاصة.
- دراسة العوامل النفسية المرتبطة بنوايا الدوران الوظيفى لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة.
- إعداد برنامج مقترح لتنمية فاعلية الذات لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة.

المراجع

أبو تايه، بندر كريم؛ الحيارى، خليل؛ القطاونة، منار إبراهيم (٢٠١٢). العلاقة بين المناخ التنظيمى والرضا الوظيفى في بعض منظمات الأعمال الأردنية. *مجلة الجامعة الإسلامية للدراسات الاقتصادية والإدارية*. العدد الأول، ص ص ١٥٩-١٨٨.

حجاج، خليل جعفر (٢٠١٢). *العلاقة بين المناخ التنظيمى لدى الموظفين الإداريين في الجامعات الفلسطينية بقطاع غزة*. ماجستير، جامعة الأزهر، غزة.

حسن، عزت عبد الحميد محمد (٢٠٠٨). *الإحصاء المتقدم للعلوم التربوية والنفسية والاجتماعية*. بنها: دار المصطفى للطباعة والترجمة.

حسن، عزت عبد الحميد محمد (٢٠١١). *الإحصاء النفسى والتربوى: تطبيقات باستخدام برنامج SPSS 18*. القاهرة: دار الفكر العربى.

حسن، عزت عبد الحميد محمد (٢٠١٤). الثبات أم الصدق أولاً ؟. *المجلة المصرية للدراسات النفسية*. المجلد ٢٤، العدد ٨٣، ص ص ١٠٥-١٢٨.

الدردير، عبد المنعم أحمد (٢٠٠٦). *الإحصاء البارامترى واللابارامترى فى اختبار فروض البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية*. القاهرة: مكتبة عالم الكتب.

شعبان، عرفات صلاح (٢٠١٢). الدور الوسيطى للرضا الوظيفى فى العلاقة بين الذكاء الوجدانى والالتزام التنظيمى لدى عمال المصانع. *مجلة كلية الآداب*، جامعة المنصورة، العدد ٥١، ص ص ٨٦٧-٩٤٠.

الشعراوى، علاء محمود (٢٠٠٤). المناخ النفسى الاجتماعى المدرسى واستراتيجيات إدارة الصراع وعلاقتها بالاضطرابات السلوكية لدى طلاب التعليم الثانوى الفني. *مجلة كلية التربية، جامعة أسيوط*. المجلد ٢٠، العدد ٢، ص ص ٨٠-١٣٢.

العطية، ماجد (٢٠٠٣). *السلوك التنظيمى في منظمات الأعمال*. الأردن: دار وائل.

العكران، ناصر محمد (٢٠٠٤). *المناخ التنظيمى وعلاقته بالأداء الوظيفى. دراسة مسحية على ضباط قطاع قوات الأمن الخاصة بمدينة الرياض*. ماجستير، جامعة نايف للعلوم الأمنية.

العميان، محمود (٢٠١٠). السلوك التنظيمى في منظمات الأعمال، ط٥. عمان: دار وائل للنشر.

الغانم، وليد إبراهيم (٢٠٠٣). *ضغوط العمل وعلاقتها باتجاهات العاملين نحو التسرب الوظيفي*. ماجستير، كلية الدراسات العليا، جامعة نايف العربية للعلوم الأمنية.

الكبيسي، عامر خضير حميد (٢٠٠٥). *إدارة المعرفة وتطوير المنظمات*. الإسكندرية: المكتب الجامعي الحديث.

القريشي، ماجد فهد سعود (٢٠١٠). *ضغوط العمل وأثرها في دوران العمل للعاملين بمراكز حرس الحدود بالمنطقة الشرقية*. ماجستير، جامعة نايف للعلوم العربية.

المدهون، إياد إبراهيم خليل (٢٠١٢). *العلاقة بين المناخ التنظيمي والصراع التنظيمي لدى الموظفين الإداريين في الجامعات الفلسطينية بقطاع غزة*. ماجستير، كلية الاقتصاد والعلوم الإدارية جامعة غزة.

مراد، صلاح أحمد (٢٠٠٠). *الأساليب الإحصائية في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية*. القاهرة: مكتبة الأنجلو المصرية.

Aarons, G. A., & Sawitzky, A. C. (2006). Organizational culture, climate, and mental health provider attitudes toward evidence-based practice. *Psychological Services, 3*(1), 61–72.

Al-Khasawneh, A. L. (2013). Effect of organizational climate on job turnover of employees at tourism hotels in Petra region of Jordan. *American Journal of Social and Management Sciences, 4*(2), 54-62.

Allen, D. G., Bryant, P. C., & Vandaman, J. M. (2010). Retaining talent: Replacing misconceptions with evidence-based strategies. *Academy of Management Perspectives, 24*(2), 48-64.

Asif, F. (2011). Estimating the impact of Denison's (1996), "What is the difference between organizational culture and organizational climate? A native's point of view on a decade of paradigm wars". *Journal of Business Research, 64*(5), 454–459.

Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action*. Englewood Cliffs: Prentice Hall.

Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. New York: Freeman.

Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology, 51*(6), 1173-1182.

Bauer, T. N., Bodner, T., Erdogan, B., Truxillo, D. M., & Tucker, J. S.

(2007). Newcomer adjustment during organizational socialization: A meta-analytic review of antecedents, outcomes, and methods. *Journal of Applied Psychology, 92*(3), 707-721.

Bitner, M. J. (1990). Evaluating service encounters: The effects of physical surroundings and employee responses. *Journal of Marketing, 54*(2), 69-82.

Cascio, W. F. (2000). *Costing human resources: The financial impact of behavior in organizations* (4th ed.). Cincinnati, OH: South-Western College.

Chaudhary, R., Rangnekar, S., & Barua, M. K. (2014). Organizational climate, climate strength and work engagement. *Procedia - Social and Behavioral Sciences, 133*, 291-303.

Chemers, M. M., Watson, C. B., & May, S. T. (2000). Dispositional affect and leadership effectiveness: A comparison of self-esteem, optimism, and efficacy. *Personality and Social Psychology Bulletin, 26*(3), 267-277.

Chen, S. Y., & Scannapieco, M. (2010). The influence of job satisfaction on child welfare worker's desire to stay: An examination of the interaction effect of self-efficacy and supportive supervision. *Children and Youth Services Review, 32*(4), 482-486.

Chen, M., Su, Z., Lo, C., Chiu, C. Hu, Y., & Shieh, T. (2013). An empirical study on the factors influencing the turnover intention of dentists in hospitals in Taiwan. *Journal of Dental Sciences, 9*(4), 332-344.

Crossley, C. D., Bennett, R. J., Jex, S. M., & Burnfield, J. L. (2007). Development of a global measure of job embeddedness and integration into a traditional model of voluntary turnover. *Journal of Applied Psychology, 92*(4), 1031-1042.

Daniels, D., & Mitchell, T. R. (1995). *Differential effects of self-efficacy, goals and expectations on task performance*. Paper presented at the 55th Annual Meeting of the Academy of Management, Vancouver, BC, Canada.

DeConinck, J. B. (2011). The effects of ethical climate on organizational identification, supervisory trust, and turnover among salespeople. *Journal of Business Research, 64*(6), 617-624.

Dorsey-Lockett, K. C. (2014). *Examining the correlation between organizational security climate and demographic variables and the self-efficacy of information security of local government employees: A quantitative study* (Doctoral Dissertation). Capella University, United States.

Elçi, M., Şener, İ., Aksoy, S., & Alpkan, L. (2012). The impact of ethical

leadership and leadership effectiveness on employees' turnover intention: The mediating role of work related stress. *Procedia-Social and Behavioral Sciences 58*, 289-297.

Ellett, A. J., Ellett, C. D., & Rugutt, J. K. (2003). *A study of personal and organizational factors contributing to employee retention and turnover in child welfare in Georgia.* Final Project Report for the Georgia Division of Family and Children Services. Athens, Georgia: School of Social Work, University of Georgia.

Federici. R. A., & Skaalvik. E. M. (2012). Principal self-efficacy: relations with burnout, job satisfaction and motivation to quit. *Social Psychology of Education, 15*(3), 295-320.

Fox, S., Miller, V., & Barbee, A. (2003). Finding and keeping child welfare workers: Effective use of training and professional development. In K. Briar-Lawson & J. Levy-Zlotnik (Eds.), *Charting the university child welfare collaboration* (pp. 67- 81). New York: The Haworth Press.

Glisson, C., & James, L. R. (2002). The cross-level effects of culture and climate in human service teams. *Journal of Organizational Behavior, 23*(6), 767-794.

Gruman, J. A., Saks, A. M., & Zweig, D. I. (2006). Organizational socialization tactics and newcomer proactive behaviors: An integrative study. *Journal of Vocational Behavior, 69*(1), 90-104.

Gurung, A., Luo, X., & Liao, Q. (2009). Consumer motivations in taking action against spyware: An empirical investigation. *Information Management & Computer Security, 17*(3), 276-289.

Hayes, L. J., O'Brien-Pallas, L., Duffield, C., Shamian, J., Buchan, J., Hughes, F., Spence Laschinger, H. K., North, N., & Stone, P. W. (2006). Nurse turnover: A literature review. *International Journal of Nursing Studies, 43*(2), 237-263.

Ho, W., Ching, C. S., Shih, Y., & Liang, R. (2009). Effects of job rotation and role stress among nurses on job satisfaction and organizational commitment. *BMC Health Services Research, 9*(8), doi:10.1186/1472-6963-9-8.

LeCompte, M. D., & Dworkin, A. G. (1991). *Giving up on school: Student dropouts and teacher burnouts*. Calif: Corwin Press, Newbury Park.

Lee, T. H. (2012). Gender differences in voluntary turnover: Still a paradox? *International Business Research, 5*(10), 19-28.

Lee, T. H., Gerhart, B., Weller, I., & Trevor, C. O. (2008). Understanding voluntary turnover: Path-specific job satisfaction effects and the importance of unsolicited job offers. *Academy of Management*

Journal, 51(4), 651-671.

Light, A., & Ureta, M., (1992). Panel estimates of male and female job turnover behavior: Can female non-quitters be identified? *Journal of Labor Economics, 10*(2), 156-81.

Liu, Y. (2010). Organizational climate and its effect on organizational variables: An empirical study, *International Journal of Psychological Studies, 2*(2), 189-201.

Lyness, K. S., & Judiesch, M. K. (2001). Are female managers quitters? The relationships of gender, promotions, and family leaves of absence to voluntary turnover. *Journal of Applied Psychology, 86*(6), 1167-1178.

Maslach, C., Schaufeli, W. B., & Leiter, M. P. (2001). Job burnout. *Annual Review of Psychology, 52*,397-422.

Maurer, T. J., Pierce, H. R., & Shore, L. M. (2002). Perceived beneficiary of employee development activity: A three-dimensional social exchange model. *Academy of Management Review, 27*(3), 432-444.

McCormick, M. J. (2001). Self-efficacy and leadership effectiveness: Applying social cognitive theory to leadership. *Journal of Leadership and Organizational Studies, 8*(1), 22-33.

McNatt, D. B., & Judge, T. A. (2008). Self-Efficacy intervention, job attitudes, and turnover: A field experiment with employees in role transition. *Human Relations, 61*(6), 783-810.

Michel, J. W. (2007). *Investigating the impact of climate perceptions and employee self-efficacy on customer service behaviors and turnover intentions: A social exchange perspective* (Doctoral Dissertation). School of Business Organizational Studies Program, State University of New York at Albany.

Nihat, K., Erdogan, K., & Demet, T. (2010). An exploratory analysis of the influence of human resource management activities and organizational climate on job satisfaction in Turkish banks, *International Journal of Human resource Management, 21*(11), 2031-2051.

Nissly, J., Mor Barak, M., & Levin, A. (2005). Stress, social support, and workers' intentions to leave their job in public child welfare. *Administration in Social Work, 29*(1), 79-100.

Pepe, S. J., Farnese, M. L., Avalone, F., & Vecchione, M. (2010). Work Self-Efficacy Scale and Search for Work Self-Efficacy Scale: A Validation Study in Spanish and Italian Cultural Contexts. *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones, 26*(3), 201-210.

Peters, T. J., & Waterman, R. H. (1982). *In search of Excellence,* New York, London: Harper and Row.

Pethe, S., Chaudhari S., & Dhar U. (1999). *Occupational self-efficacy scale and manual.* Agra: National Psychological Corporation.

Popa, B. M. (2011). The relationship Between Performance and Organizational Climate, *Journal of Defense Resource Management, 2*(2), 137-142.

Rao, T. V., & Abraham, E. (1986). HRD Climate in Organization. In T.V. Rao (Ed.), *Readings in human resource development* (pp. 36-45). New Delhi, India: Oxford & IBH publishing Co. Pvt. Ltd.

Rosenthal, J. A., & Waters, E. (2004). Retention and performance in public child welfare in Oklahoma: Focus on the child welfare professional enhancement program graduates. Paper presented at Weaving Resources for Better Child Welfare Outcomes Conference, Santa Fe, NM.

Schulte, M, Ostroff, C. H., & Kinicki, A. (2006). Organizational climate systems and psychological climate perceptions: A cross-level study of climate-satisfaction relationships. *Journal of Occupational and Organizational Psychology, 79*(4), 645-671

Schyns, B. & Collani, G. V. (2002). A new occupational self-efficacy scale and its relation to personality constructs and organizational variables, *European Journal of Work and Organizational Psychology, 11*(2), 219-241.

Shim, M. (2009). *The effects of organizational culture and climate on employee's turnover in public child welfare agencies* (Doctoral Dissertation). State University of New York.

Singh, R. R., Chauhan, A., Agrawal, S., & Kapoor, S. (2011). Impact of organizational climate on job satisfaction- A comparative study, *International Journal of Computer Science and Management Studies, 11*(2), 9-18.

Tobin, T. J., Muller, R. O., & Turner, L. M. (2006). Organizational learning and climate as predictors of self-efficacy, *Social Psychology of Education, 9*(3), 301-319.

Trimble, D. E. (2006). Organizational commitment, job satisfaction, and turnover intention of missionaries. *Journal of Psychology and Theology, 34*, 349-360.

Wagner, C. M. (2007). Organizational commitment as a predictor variable in nursing turnover research: Literature review. *Journal of Advanced Nursing, 60*, 235-247.

Waung, M. (1995). The effects of self-regulatory coping orientation on newcomer adjustment and job survival. *Personnel Psychology,*

48(3), 633-650.

Wood, R., & Bandura, A. (1989). Social cognitive theory of organizational management. *Academy of Management Review, 14*(3), 361-384.

Yun, Y. (2014). Effects of gender, compensation on employee turnover behavior in the Chinese hotel industry. *Tourism Tribune, 29*(4), 38-47.

The relative contribution of organizational climate and self-efficacy in prediction employee's turnover intention of special schools sector workers

Arafat S. Shaban
Higher Institute of Administrative Sciences
Ganaklis- El Behera

Abstract

The aim of the current research was fourfold; first, to reveal the relation between organizational climate, self-efficacy and employee's turnover intention. Second, to investigate the impact of type, experience and educational qualification on employee's turnover intention. Third, to study potential mediating effect that Self efficacy might play on the relationship between organizational climate and employee's turnover intention among special schools sector workers. Finally to predict employee's turnover intention from organizational climate and self-efficacy. Sample of research consisted of 179 workers of special schools in Dakahlia (108 male, 71 female) aged between 23 – 63 years old with an average age (35.09) and standard deviation (10.60). Three instruments have been administered to assess the research variables, namely organizational climate, self-efficacy and employee's turnover intention (prepared by the researcher). Pearson' correlation coefficient, a one-way analysis of variance, partial correlations, multiple regression analyses, as well as path analysis were used to test the research hypotheses. Results of the research showed there are a negative significant correlation between the employee's turnover intention and both of the organizational climate and self-efficacy, while there are a positive significant correlation between organizational climate and self-efficacy. The results also showed no effect of the type and experience on the employee's turnover intention, while there are an effect of the educational qualification on employee's turnover intention. Moreover, the research revealed the importance of self-efficacy in regulating the relationship between organizational climate and employee's turnover intention. In addition, the research found that employee's turnover intention for employees could be predicted from organizational climate and self-efficacy.