



دار المنظومة
DAR ALMANDUMAH
الرواد في قواعد المعلومات العربية

| | |
|-------------------|---|
| العنوان: | الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي لدي العاملين بقطاع المدارس الخاصة |
| المصدر: | المجلة المصرية للدراسات النفسية |
| الناشر: | الجمعية المصرية للدراسات النفسية |
| المؤلف الرئيسي: | احمد، عرفات صلاح شعبان |
| المجلد/العدد: | مج25، ع89 |
| محكمة: | نعم |
| التاريخ الميلادي: | 2015 |
| الشهر: | أكتوبر |
| الصفحات: | 255 - 313 |
| رقم MD: | 1013038 |
| نوع المحتوى: | بحوث ومقالات |
| اللغة: | Arabic |
| قواعد المعلومات: | EduSearch |
| مواضيع: | المناخ الوظيفي، المدارس الخاصة، المنافسة العالمية، الإسهام النسبي |
| رابط: | http://search.mandumah.com/Record/1013038 |

© 2020 دار المنظومة. جميع الحقوق محفوظة.
هذه المادة متاحة بناء على الإتفاق الموقع مع أصحاب حقوق النشر، علما أن جميع حقوق النشر محفوظة.
يمكنك تحميل أو طباعة هذه المادة للاستخدام الشخصي فقط، ويمنع النسخ أو التحويل أو النشر عبر أي وسيلة (مثل مواقع الانترنت أو البريد الالكتروني) دون تصريح خطي من أصحاب حقوق النشر أو دار المنظومة.

الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة

عرفات صلاح شعبان أحمد¹

ملخص البحث

هدف البحث الحالي إلى الكشف عن العلاقة بين المناخ التنظيمي وفاعلية الذات ونوايا الدوران الوظيفي، وفحص أثر النوع والخبرة والمؤهل التعليمي على نوايا الدوران الوظيفي، ودراسة الدور الوسيط الذي يمكن أن تلعبه فاعلية الذات في العلاقة بين المناخ التنظيمي ونوايا الدوران الوظيفي، وكذلك إمكانية التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي من المناخ التنظيمي 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 زمني (٣٥,٠٩) سنة، وانحراف معياري (١٠,٦٠)، طبق عليهم مقاييس المناخ التنظيمي، فاعلية الذات، ونوايا الدوران الوظيفي (إعداد الباحث). وقد تم استخدام معامل الارتباط بيرسون، وتحليل التباين الأحادي، ودلالة معامل الارتباط الجزئي، وتحليل المسار، وتحليل الانحدار المتعدد في التحقق من فروض البحث. وأظهرت النتائج ما يلي:

- وجود ارتباط دال سالب بين نوايا الدوران الوظيفي وكلاً من المناخ التنظيمي وفاعلية الذات، بينما يوجد ارتباط دال موجب بين المناخ التنظيمي وفاعلية الذات.
- عدم وجود فروق دالة إحصائية في النوع والخبرة على مقياس نوايا الدوران الوظيفي، بينما توجد فروق دالة إحصائية في المؤهل التعليمي على مقياس نوايا الدوران الوظيفي.
- دلالة الدور الوسيط غير المباشر الذي تلعبه فاعلية الذات في العلاقة بين المناخ التنظيمي ونوايا الدوران الوظيفي لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة.
- الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي لدى العاملين المدارس الخاصة.

¹ د. عرفات صلاح شعبان - مدرس بالمعهد العالي للعلوم الإدارية - جناكليس - البحيرة
المراسلات في هذه الدراسة توجه إلى د. عرفات صلاح شعبان (e.mail: dr_arafat_salah@yahoo.com)

== الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي ==

الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي

لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة

عرفات صلاح شعبان أحمد^٢

مقدمة:

يعبر المناخ التنظيمي 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 الوظيفي (Asif, 2011). ونظراً لأن المناخ التنظيمي 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 البشري لديها دون فهم متأنٍ وواعٍ لطبيعة المناخ التنظيمي ثم تحليله للتعرف على أثره على سلوك ودوافع الموظف؛ من أجل معالجة وتحسين وتطوير الأداء الوظيفي (DeConinck, 2011). ويدعم هذا ما ذهب إليه القسوني Al-Khasawneh (2013) من أن خلق مناخ تنظيمي مناسب ليس خياراً ثانوياً في المنظمات المعاصرة؛ بل هو أمر حيوي لضمان تميز جوهرى على أساس الجدارة في ظل المنافسة العالمية الشديدة.

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

ويشير مسلاك وشكوفلي وليتر (Maslach, Schaufeli, & Leiter, 2001) إلى أنه إذا كان إدراك العامل للمناخ التنظيمي في المنظمة سلبياً فإن هذا يرتبط بالإرهاك والاحتراق النفسي، والتبديد الشخصي الذي يظهر في صورة ضعف الصلابة النفسية والتباعد وانعزال الموظف عن من يخدمهم وتقلص الشعور بالإنجاز الشخصي؛ وهذا كله قد يسهم بدوره في نوايا الدوران الوظيفي.

^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 البنات التنظيمية، كما يؤثر على اتجاهات الموظفين (McCormick, 2001)؛ حيث إن له تأثير إيجابي على مشاركة الموظف والتزامه التنظيمي ورغبته في البقاء بالمنظمة أو مغادرتها (Chemers, Watson, & May, 2000).

وتشير نتائج بعض الأبحاث السيكولوجية التي فحصت العلاقة بين فاعلية الذات ونوايا الدوران الوظيفي إلى أن فاعلية الذات ترتبط سلباً مع نوايا الدوران الوظيفي وترك العمل، وأنها تلعب دوراً إيجابياً في خفض نوايا الدوران الوظيفي؛ إضافة إلى أنها يمكن أن تكون بمثابة حصانة ضد نوايا الدوران الوظيفي (e.g., Chen & Scannapieco, 2010; Hayes et al., 2006). وهذا ما يدعمه واينج (1995) Waung من أن المستويات المرتفعة من فاعلية الذات للموظفين تمكنهم من مواجهة المواقف السلبية في المنظمة، كما تؤدي إلى زيادة الإنتاج الوظيفي، والولاء التنظيمي، والسلوك الاستباقي وانخفاض نوايا الدوران الوظيفي (Gruman, Saks, & Zweig, 2006).

كذلك توصل توبين وميلر وترنر (2006) Tobin, Muller, & Turner إلى أن التعلم التنظيمي والمناخ التنظيمي كانا منبئين هامين بفاعلية الذات؛ كما توصل دورسي لوكيت -Dorsey (2014) Lockett إلى أن هناك علاقة إيجابية بين الفاعلية الذاتية ومناخ الأمن التنظيمي. وللد من ظاهرة نوايا الدوران الوظيفي 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 الوظيفي، ولهذا قد يتداخل المناخ التنظيمي مع فاعلية الذات ويؤثران على اتجاهات العاملين ومنها نوايا الدوران الوظيفي بصورة مباشرة أو غير مباشرة (Aarons & Sawitzky, 2006).

مشكلة البحث:

لقد زادت أهمية المناخ التنظيمي 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 الذي قد ترك آثاراً سلبية على ثقة العاملين بتلك المنظمات وبالتالي على المناخ السائد فيها.

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

== الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي ==

(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 (2007) Michel 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 (1997) Bandura أن الموظفين ذوي معتقدات فاعلية الذات المرتفعة يكونون أكثر احتمالية للانتماء والاستمرار في العمل وسلوك أداء المهمة وأقل رغبة في استبدال مكان العمل بغيره، ويدعم هذه النتيجة ما توصل إليه وود وباندورا (1989) Wood & Bandura 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 والموهل 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, &

لا توجد فروق بين الذكور والإناث في معدل الدوران الوظيفي. (Vandaman, 2010; Bauer, Bonder, Erdogan, Truxillo, & Tucker, 2007) إلى أنه وبالنسبة للخبرة توصلت دراسة ين (2014) Yun إلى أن الموظفين ذوي الخبرة الأقل كانوا أعلى في نوايا الدوران الوظيفي مقارنة بالموظفين ذوي 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 التعليمي توصلت دراسات (Ellett et al., 2003; Rosenthal & Waters, 2004) إلى أن العاملين ذوي المؤهل الأعلى أقل رغبة في ترك العمل مقارنة بالعاملين ذوي المؤهل الأقل، على النقيض توصل نيسلي وآخرون (2005) Nissly et al. إلى أن المؤهل التعليمي الأعلى يرتبط ارتباطاً دالاً موجباً بالرغبة في ترك العمل.

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

١) هل توجد علاقة ارتباطية بين المناخ التنظيمي وفاعلية الذات ونوايا الدوران الوظيفي 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 التعليمي (متوسط فأقل/ فوق متوسط/ بكالوريوس فأعلى) في نوايا الدوران الوظيفي لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة؟

٣) هل تلعب فاعلية الذات دوراً وسيطاً في العلاقة بين المناخ التنظيمي ونوايا الدوران الوظيفي؟

٤) هل يختلف الإسهام النسبي لكل من المناخ التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة؟

أهمية البحث:

أولاً- الأهمية النظرية:

(١) يفيد هذا البحث في توفير معلومات إمبريقية للإجابة على أسئلة عديدة مثل: لماذا يترك عامل من المنظمات ذوي المناخ التنظيمي السيئ إلى الدوران الوظيفي؟ هل يلعب المناخ التنظيمي وفاعلية الذات الإيجابية دوراً في الحماية من الدوران الوظيفي؟ ما هي أقوى المنبئات برغبة العاملين في ترك

== الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي ==

مكان العمل والبحث عن مكان عمل جديد؟

(٢) تتبع أهمية البحث من أهمية المناخ التنظيمي؛ حيث تعتمد اتجاهات وسلوك العاملين في المنظمات على درجة التشجيع التي يوفرها المناخ التنظيمي، فالمناخ التنظيمي يلعب في مجمل أبعاده آثار فاعلة في العمليات الإدارية والسلوك الفردي والجماعي في التنظيمات المختلفة (DeConinck, 2011).

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

ثانياً- الأهمية التطبيقية:

(١) تأتي أهمية البحث من الفئة التي يتناولها وهم العاملين بقطاع المدارس الخاصة وهم قطاع كبير وفي تزايد مستمر في ضوء رغبة الدولة في التوسع في التعليم الخاص لسد العجز في 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 قومي.

(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 الحالي إلى:

(١) التعرف على العلاقة بين المناخ التنظيمي وفاعلية الذات ونوايا الدوران الوظيفي لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة.

(٢) التعرف على أثر النوع والخبرة والمؤهل التعليمي على نوايا الدوران الوظيفي لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة.

(٣) اختبار الدور الوسيط الذي تلعبه فاعلية الذات في العلاقة بين المناخ التنظيمي ونوايا الدوران الوظيفي لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة.

(٤) الوصول إلى صيغة تنبؤية تحكم العلاقة بين المناخ التنظيمي وفاعلية الذات (كمنبئات أو عوامل مستقلة) ونوايا الدوران الوظيفي موضوع البحث (متباً بها أو متغيرات تابعة) لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة.

مصطلحات البحث:

١ - المناخ التنظيمي:

يرجع هذا المفهوم في جوهره إلى علم النفس الاجتماعي؛ لأنه يبحث العلاقة ما بين أفراد التنظيم والمنظمة، وبهذا الفهم فإن المناخ التنظيمي 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 التنظيمي (العميان، ٢٠١٠).

وهذا ما ينفخ إلى القول بأنه لا يمكن التحدث عن مناخ تنظيمي بالصفة المطلقة، وذلك لتدخل جانب الإدراك الشخصي 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 التنظيمي هو وصف لبيئة العمل بكافة أبعادها وعناصرها الاجتماعية والمادية فهو لا بد أن يشمل طبيعة السلطة، أنماط القيادة، الاتصال الإداري، البيئة الاجتماعية للعاملين بما فيها الثقافة والقيم والأعراف السلوكية (أبو تايه، الحيارى، القطاونة، ٢٠١٢)، المعتقدات وأساليب العمل المختلفة التي تؤثر على الأنشطة البشرية والتفاعل الاقتصادي (Al-Khasawneh, 2013).

ويشير تشودرى ورنجنكار وباروا (Chaudhary, Rangnekar, & Barua (2014) إلى أن المناخ التنظيمي الإيجابي يتصف بالآتي: 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 يؤدي 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 التنظيمي بأنه: "الصورة الإدراكية لخصائص البيئة الداخلية للمنظمة في ذهن العاملين بها مما يدفع الفرد لبناء تصور معين حول المنظمة يتسم بالثبات النسبي والذي يحدد إلى درجة كبيرة سلوكه التنظيمي". ويتحدد إجرائياً بالدرجة التي يحصل عليها العامل على مقياس المناخ التنظيمي إعداد الباحث.

٢ - نوايا الدوران الوظيفي:

في الآونة الأخيرة تناولت عدة مداخل مثل المدخل السيكلوجي والمدخل الاجتماعي

== الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي ==

والمدخل الاقتصادي الاهتمام بالدوران الوظيفي؛ وذلك باعتباره جزءاً من التخصيص والتركيز على طبيعة العلاقة بين الرضا الوظيفي ودوران العمل.

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

ويذهب مكات و جادج (McNatt & Judge (2008) إلى أن الدوران الوظيفي هو وقف عضوية الفرد في المنظمة من قبل الفرد الذي حصل على تعويض نقدي من المنظمة، كذلك يشير الكيبسي (٢٠٠٥) إلى أن الدوران الوظيفي 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 وظيفي طوعي ويتم من قبل الموظف أي أن الموظف هو الذي ينهى خدمته بنفسه. الثاني؛ دوران وظيفي إجباري ويتم من قبل المنظمة حيث تسرح المنظمة بعض الموظفين لتقليص حجم العمالة (Michel, 2007). وهنا سوف يركز الباحث على نوايا الدوران الوظيفي الطوعي.

العوامل المؤثرة في الدوران الوظيفي:

هناك العديد من العوامل التي تؤدي إلى نوايا الدوران الوظيفي مثل:

١- ضغوط العمل: وما ينتج عنها من توتر وإجهاد بدرجة تختلف من شخص لآخر، ويتمثل 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 مادي مثل، درجة الحرارة، التهوية، الغبار، الإشعاع، البعد عن مقر العمل. والثاني معنوي 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 تتجز بها الوظيفة (الكيبسي، 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 الشك والريبة (الغانم، ٢٠٠٣).

٥ - الرضا الوظيفي: أسهمت معظم نتائج الأبحاث قديماً وحديثاً في تدعيم وجود علاقة عكسية بين

الرضا الوظيفي والدوران الوظيفي، ويمكن تجميع عوامل الرضا الوظيفي 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 الوظيفي بأنها: "رغبة العامل في ترك المنظمة والانتقال إلى منظمة أخرى بسبب ضغوط العمل، وظروف العمل غير المواتية، ومحتوى الوظيفة، وقصور القيادة؛ والتي تؤدي في نهاية الأمر إلى عدم الرضا الوظيفي". وتتحدد إجرائياً بالدرجة التي يحصل عليها العامل على مقياس نوايا الدوران الوظيفي 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 هي اعتقاد الشخص ما إذا كان قادر على تنفيذ المهام بنجاح أم لا، فالموظفون ذوو معتقدات فاعلية الذات المرتفعة يكونون أكثر عرضة للانتماج 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 إيجابياً مع أداء العمل، وتجعل الموظف يعمل بجهد، ويظهر جهداً أكبر، وأداءً أفضل مع العملاء (Michel, 2007).

كذلك أشار بتنر (1990) Bitner إلى أن الموظفين ذوي 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 الوظيفي، 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.

== الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي ==
 والتوسط الكامل يعني انعدام تأثير المتغير المستقل علي المتغير التابع عند ضبط أثر المتغير الوسيط إحصائياً، والتوسط الجزئي يعني انخفاض قيمة تأثير المتغير المستقل علي المتغير التابع عند ضبط أثر المتغير الوسيط إحصائياً، 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 إحصائياً، فهذا ما يعرف بالتوسط الكامل؛ أما إذا كانت قيمة (أ) دالة إحصائياً، وانخفضت قيمة (أ:) مقارنة بقيمة (أ)، فهذا ما يعرف بالتوسط الجزئي.

العلاقة بين متغيرات البحث:

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

من المهم أن نلاحظ أن نوايا ترك العمل لا تؤدي فعلاً إلى الترك الفعلي للعمل، حيث يرى لى كومبيت ودوركين (1991) Le Compte & Dworkin أن عدداً من الذين يعانون من الاحتراق الوظيفي، أو عدم الرضا الوظيفي الناتج عن بيئة العمل لا يتركون فعلاً العمل بسبب تمتعهم بمستوى مناسب من فاعلية الذات والضبط الداخلي الذي 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 الوظيفي.

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

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

كذلك أشار باندورا (1986) Bandura إلى أن الفاعلية الذاتية يمكن أن تُعزز بالدعم العاطفي الإيجابي، كلمات التشجيع، ونماذج نجاح لأشخاص معروفين، وخبرة إتقان المهام. ويشير جيورانج وآخرون (2009) Gurung et al. 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 الكافي 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 السلبي للمناخ التنظيمي غير الجيد على الأداء ومعدلات الرضا الوظيفي لديه وبالتالي نوايا الدوران الوظيفي. لذلك فمن المرجح أن تعمل تصورات المناخ التنظيمي والفاعلية الذاتية معاً في خفض نوايا الدوران الوظيفي لدى العاملين.

دراسات سابقة:

هدفت دراسة تشودري وآخرون (2014) Chaudhary et al. إلى فحص أثر جودة المناخ التنظيمي وقوة المناخ التنظيمي على قوة اندماج العمل في المستويات التنظيمية المختلفة، وجمعت البيانات من ٢٧٥ موظفاً من ٢٨ منظمة أعمال في الهند. وتوصلت النتائج باستخدام تحليل الانحدار التهرمي إلى أن جودة المناخ التنظيمي وقوة المناخ التنظيمي منبئ جيد بالاندماج في العمل. حاولت دراسة ليو (2010) Liu فحص خصائص المناخ التنظيمي وتأثيره على المتغيرات التنظيمية. طبقت أدوات الدراسة على ٤١٩ من المديرين والموظفين. وتوصلت الدراسة باستخدام تحليل الانحدار إلى وجود تأثير دال موجب للمناخ التنظيمي على الرضا الوظيفي، الالتزام التنظيمي، كفاءة العمل، الهوية الجماعية، بينما كان للمناخ التنظيمي تأثير دال سالب على نوايا الدوران الوظيفي.

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

== الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي ==

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

واستناداً إلى نظرية الفاعلية الذاتية صمم مكنت وجادج (2008) McNatt & Judge تجربة حقلية لاختبار فعالية برنامج تدريبي للفاعلية الذاتية على تعزيز المهنية، والاتجاهات الوظيفية (مثل، الرضا الوظيفي، الالتزام التنظيمي، 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 الوظيفي للعاملين بعد ٥ أشهر.

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

وسعى ميشيل (2007) Michel 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 الوظيفي. وتوصلت النتائج إلى أن فاعلية الذات توسطت جزئياً العلاقة بين تصورات المناخ الداعم للخدمة وبين نوايا الدوران الوظيفي.

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

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

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

التنظيمي والدوران الوظيفي بلغت ٠٠,٦٢٥.

وهدف دراسة شيم (2009) Shim إلى فحص تأثير بعض العوامل التنظيمية مثل المناخ التنظيمي 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 التنظيمي والثقافة التنظيمية كانا منبئين بقوة بنوايا الدوران الوظيفي، كما أظهرت النتائج أن بعد المكافأة لمتغير الثقافة التنظيمية وبعد الاجهاد الانفعالي لمتغير المناخ التنظيمي كانا منبئين هامين لنوايا ترك الوظيفة، كذلك أشارت النتائج إلى أن الموظفين الذين تمتعوا بوضوح الدور ويميزون 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 متغيري المناخ التنظيمي والفاعلية الذاتية يرتبطان ويسهمان في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي؛ ولكن في حدود علم الباحث-لا توجد دراسة عربية- حاولت تقدير الاسهام النسبي للمناخ التنظيمي الذي يعمل فيه العامل وما يملكه من فاعلية ذاتية في نوايا الدوران الوظيفي، كذلك يرى الباحث أن الدراسات العربية التي تناولت متغيرات البحث الحالي تناولتها بشكل فردي مع متغيرات أخرى مثل دراسات (حجاج، ٢٠١٢؛ العكران، ٢٠٠٤؛ القرشي، ٢٠١٠)، لذلك تسعى الدراسة الحالية إلى فحص مدى إسهام العوامل التنظيمية (المناخ التنظيمي) والعوامل الذاتية (فاعلية الذات) مجتمعة في نوايا الدوران الوظيفي، ومن ثم جاءت فكرة البحث الحالي وهي " مدى الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة"

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

- (١) ارتبط المناخ التنظيمي الجيد لدى العاملين بالاندماج في العمل، والرضا الوظيفي، والالتزام التنظيمي، كفاءة العمل، الهوية الجماعية (Chaudhary et al., 2014; Liu, 2010).
- (٢) ارتبط الدوران الوظيفي لدى العاملين سلباً بالرضا الوظيفي والالتزام التنظيمي، وإيجاباً مع الضغوط الوظيفية (Chen et al., 2013).
- (٣) لعبت فاعلية الذات دوراً وسيطياً في العلاقة بين تصور المناخ الداعم للخدمة ونوايا الدوران الوظيفي (Michel, 2007).
- (٤) نجحت تدخلات الفاعلية الذاتية في خفض الدوران الوظيفي ورفع الاتجاهات الإيجابية لدى العاملين (McNatt & Judge, 2008).

المجلة المصرية للدراسات النفسية العدد ٨٩ - المجلد الخامس والعشرون - أكتوبر ٢٠١٥ = (٢٦٧)

== الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي ==

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

(٦) يعد المناخ التنظيمي منبأ بالفاعلية الذاتية واتجاهات العمل ونوايا الدوران الوظيفي 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 الحالي الفروض التالية:

(١) توجد علاقة دالة ارتباطية دالة إحصائياً بين المناخ التنظيمي وفاعلية الذات ونوايا الدوران الوظيفي لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة.

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

(٣) لا يوجد ارتباط دال إحصائياً بين المناخ التنظيمي ونوايا الدوران الوظيفي بعد العزل الإحصائي لتأثير فاعلية الذات.

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

منهج البحث:

يتبع البحث الحالي المنهج الوصفي الارتباطي التنبؤي والمنهج الوصفي المقارن، وذلك للتحقق من فروض البحث بنوعها العلاقة التنبؤية والفاصلة؛ حيث يحاول البحث فحص العلاقة بين المناخ التنظيمي وفاعلية الذات ونوايا الدوران الوظيفي، والدور الذي تقوم به فاعلية الذات كمتغير وسيط في العلاقة بين المناخ التنظيمي ونوايا الدوران الوظيفي، والتنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي من خلال المناخ التنظيمي وفاعلية الذات باستخدام المنهج الوصفي الارتباطي التنبؤي. وكذلك فحص أثر النوع، والخبرة، والمؤهل التعليمي على مقياس نوايا الدوران الوظيفي، وذلك من خلال المنهج الوصفي المقارن.

عينة البحث:

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

== (٢٦٨)؛ المجلة المصرية للدراسات النفسية - العدد ٨٩ المجلد الخامس والعشرون - أكتوبر ٢٠١٥ ==

والغير جادة من قبل العاملين أصبح حجم العينة في صورتها النهائية (١٧٩) عاملاً تتراوح أعمارهم ما بين (٢٣ - ٦٣) سنة، بمتوسط عمر زمني (٣٥.٠٩) سنة وانحراف معياري (١٠.٦٠). ويوضح جدول (١) خصائص تلك العينة.

جدول (١) خصائص العينة النهائية

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

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 زيارته 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 صورتها النهائية من (٢٩) عبارة يجاب عنها باستخدام مقياس ليكرت خماسى الميزان (من لا أوافق بشدة إلى أوافق

المجلة المصرية للدراسات النفسية العدد ٨٩ - المجلد الخامس والعشرون - أكتوبر ٢٠١٥ = (٢٦٩)

== الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي ==
(بشدة).

وقد تم عرض المقياس في صورته الأولى (٢٢) عبارة على ثمانية محكمين من المتخصصين في علم النفس للحكم على دقة صياغة كل عبارة ووضوحها ومدى قياسها للمناخ التنظيمي، فضلاً عن وضوح تعليمات المقياس، وفي ضوء آراء المحكمين تم تعديل صياغة بعض العبارات، وحذف عبارتين وجد أن مضمونهما لا ينتمي إلى مفهوم المناخ التنظيمي، ليصبح المقياس في صورته بعد التحكيم مكوناً من (٣٠) عبارة وكانت نسبة اتفاق المحكمين لا تقل عن ٨٠٪. وقد تم تطبيق المقياس في صورته الأولى (٣٠) عبارة على عينة تقنين مكونة من (١٥٤) من العاملين بقطاع المدارس الخاصة، وتم حساب الصدق والثبات على النحو التالي:

أولاً- صدق الدرجات المشتقة من المقياس:

١ - الصدق العاملي:

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

ولحساب الصدق العاملي تم استخدام أسلوبين من التحليل العاملي للتحقق من الصدق العاملي لمقياس المناخ التنظيمي وهما: التحليل العاملي الاستكشافي Exploratory Factor Analysis وأسلوب التحليل العاملي التوكيدي Confirmatory Factor Analysis وذلك للتأكد من صدق البناء الكامن (أو التحتي) لمقياس المناخ التنظيمي.

(أ) التحليل العاملي الاستكشافي. قام الباحث في البداية بالتأكد من كفاية حجم العينة لإجراء التحليل العاملي من خلال اختبار Kmo test والتي بلغت قيمته ٠,٨٩٢ أي أكبر من الحد الأدنى لقيمة Kmo والتي تساوي ٠,٥٠ مما يطمئنا لكفاية حجم العينة.

ثم قام الباحث بحساب الصدق العاملي لمقياس المناخ التنظيمي عن طريق إخضاع مصفوفة الارتباطات بين عبارات المقياس (٣٠) عبارة لدى عينة التقنين المكونة من (١٥٤) من العاملين بالمدارس الخاصة، وأسفر التحليل العاملي الأولي 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 $\leq 0,35$ (حسن، ٢٠١١)، وبالتالي 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 هي:

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 سمي هذا العامل بـ (نظم وإجراءات عمل)، ويوضح جدول (٢) العبارات التي 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 سمي هذا العامل بـ (الإنجاز الشخصى)، ويوضح جدول (٣) العبارات التي تشبعت على هذا العامل.

== الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي ==

جدول (٣) عبارات العامل الثاني (الإنتاج الشخصي) وتشبعاتها به

| م | العبارة | التشبع |
|----|---|--------|
| ٢ | يشعرنى عملى بالتجاح والإنتاج. | 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:

جزره 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 سمي هذا العامل بـ (نمط الاتصال)، ويوضح جدول (٤) العبارات التي تشبعت على هذا العامل.

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

| م | العبارة | التشبع |
|----|--|--------|
| ١ | أستطيع الاتصال بالمسؤولين 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 جهودها لإزالة معوقات الاتصال. | ٠,٧٠٥ |

العامل الرابع:

جزره 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 سمي هذا العامل بـ (الحوافز)، ويوضح جدول (٥) العبارات التي تشبعت على هذا العامل.

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

| م | العبرة | التشبع |
|----|---|--------|
| ٨ | يتناسب الراتب الذى أنقضاءه 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 مادي ومعنوي 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 سمي هذا العامل بـ (نمط القيادة)، ويوضح جدول (٦) العبارات التي تشبعت على هذا العامل.

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

| م | العبرة | التشبع |
|----|---|--------|
| ١٤ | يستشيرني مسنولي المباشر قبل اتخاذ القرار. | ٠,٧٦١ |
| ١٧ | تقوم العلاقة مع مسنولي المباشر على الثقة والتعاون. | ٠,٧٦٠ |
| ٢٥ | يساعدنى مسنولي المباشر على تنفيذ المهام. | ٠,٧٣٩ |
| ٢٧ | يشجئنى مسنولي المباشر على إبداء وجهة نظرى وأفتراحاتى. | 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 سمي هذا العامل بـ (العدالة التنظيمية)، ويوضح جدول (٧) العبارات التي تشبعت على هذا العامل.

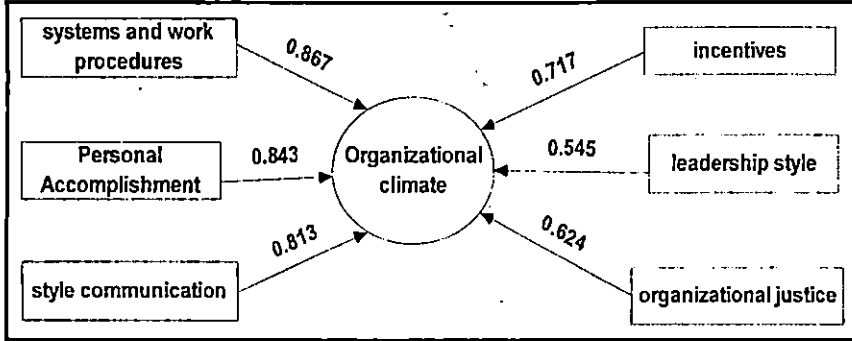
جدول (٧) عبارات العامل السادس (العدالة التنظيمية) وتشبعاتها به

| م | العبرة | 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

المجلة المصرية للدراسات النفسية العدد ٨٩ - المجلد الخامس والعشرون - أكتوبر ٢٠١٥ = (٢٧٣)

== الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي ==
 التنظيمي عن طريق اختبار نموذج العامل الكامن لدى عينة التقنيين المكونة من (١٥٤) من العاملين
 في المدارس الخاصة، وفي نموذج العامل الكامن تم افتراض أن جميع العوامل (أو المقاييس)
 المشاهدة Observed Factors للمناخ التنظيمي تنظم حول عامل كامن واحد One Latent
 Factors كما بالشكل *٣ التالي:



شكل (١)

نموذج العامل الكامن الواحد لمقياس المناخ التنظيمي

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

^٢ الأرقام المرتبطة بكل سهم في الشكل تمثل التبعيات 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 التنظيمي

| م | اسم المؤشر | قيمة المؤشر | المدى المثالي للمؤشر |
|----|---|---------------------|--|
| ١ | الاختبار الإحصائي كا ^٢ درجات الحرية df مستوى دلالة كا ^١ | ٧,٣١١ ٨ ٠,٥٠٣ | أن تكون قيمة كا ^١ غير دالة إحصائياً |
| ٢ | نسبة كا ^١ / 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 | جنر متوسط مربعات البواقي RMSR | ٠,٠٢ | (صفر) إلى (٠,١) |
| ٦ | جنر متوسط خطأ الاكتراب 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 المقارن CFI | ١,٠٠ | (صفر) إلى (١) |
| ١٠ | مؤشر المطابقة النسبي RFI | ٠,٩٨١ | (صفر) إلى (١) |

والجدول التالي يوضح تشبعات العوامل الفرعية المشاهدة بالعامل الكامن العام للمناخ

التنظيمي.

جدول (٩) تشبعات العوامل الفرعية المشاهدة بالعامل الكامن العام للمناخ التنظيمي، مقرونة بقيم

(ت) والخطأ المعياري لتقدير التشبع والدلالة الإحصائية للتشبع

| م | العوامل المشاهدة | التشبع | الخطأ المعياري لتقدير التشبع | قيمة (ت) | مستوى الدلالة |
|---|-------------------|--------|------------------------------|----------|---------------|
| ١ | نظم وإجراءات عمل | ٠,٨٦٧ | ٠,٠٦٦ | ١٣,٠٣ | ٠,٠١ |
| ٢ | الإيجاز الشخصي | 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

المجلة المصرية للدراسات النفسية العدد ٨٩ - المجلد الخامس والعشرون - أكتوبر ٢٠١٥ = (٢٧٥)

== الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي ==
جميع العوامل الفرعية لمقياس المناخ التنظيمي.

ومن هنا فقد قدم التحليل العملي 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 كنية |
|------------------|----------|---------------|-----------------|------------|-----------|
| 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 | **٠,٢٥٧ | **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 المقياس باستخدام طريقة إعادة التطبيق على عينة تقنين مكونة من (٥٨) من العاملين بالمدارس الخاصة بفواصل زمني قدره أسبوعين، وكانت معاملات الارتباط ٠,٥٦٩، ٠,٥٩٤، ٠,٦٧٧، ٠,٥٣٤، ٠,٤٨٧، ٠,٤٨٢.

== (٢٧٦): المجلة المصرية للدراسات النفسية - العدد ٨٩ المجلد الخامس والعشرون - أكتوبر ٢٠١٥ ==

٠,٥٧٧ لأبعاد نظم وإجراءات عمل، إنجاز شخصي، 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 لمقياس المناخ التنظيمي لدى عينة التقنين المكونة من (١٥٤) من العاملين بالمدارس الخاصة بطريقتين هما:

أ - حساب معامل ألفا كرونباخ Cronbach's Alpha لعبارات كل عامل فرعي على حده (بعده عبارات كل عامل فرعي)، وفي كل مرة يتم حذف درجة إحدى العبارات من الدرجة الكلية للعامل الذي تنتمي إليه العبارة.

ب - حساب معاملات الارتباط بين درجات العبارة والدرجة الكلية للعامل الفرعي الذي تنتمي إليه العبارة، ويوضح جدول (١١) معاملات الثبات بالطريقتين السابقتين لعبارات العوامل الفرعية لمقياس المناخ التنظيمي.

جدول (١١) معاملات ثبات العوامل الفرعية لمقياس المناخ التنظيمي

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

^٤ معامل ارتباط العبارة بالدرجة الكلية للعامل الذي تنتمي إليه.
المجلة المصرية للدراسات النفسية العدد ٨٩ - المجلد الخامس والعشرون - أكتوبر ٢٠١٥ (٢٧٧)

== الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وقاعدية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي ==

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

| العامل السادس (عدالة تنظيمية) | | | العامل الخامس (تمط قيادة) | | | العامل الرابع (حوافز) | | |
|---|---------------|----|------------------------------|---------------|----|--------------------------|---------------|----|
| معامل ارتباط | معامل ألفا | م | معامل ارتباط | معامل ألفا | م | معامل ارتباط | معامل ألفا | م |
| ٠٠٠,٨٠٩ | ٠,٧٤٦ | ٢٢ | ٠٠٠,٨٤١ | ٠,٧٦٤ | ٢١ | ٠٠٠,٨٥٧ | ٠,٨٠٣ | ٦ |
| ٠٠٠,٧٤٢ | ٠,٧٧٣ | ٢٣ | ٠٠٠,٨١٣ | ٠,٧٨٦ | ٢٤ | ٠٠٠,٨٢٣ | ٠,٨٢٣ | ٧ |
| ٠٠٠,٧٥٣ | ٠,٧٧٥ | ٢٥ | ٠٠٠,٧٧٤ | ٠,٨٠٨ | ٢٧ | ٠٠٠,٨١٦ | ٠,٨٢٦ | ١٥ |
| ٠٠٠,٧٢٧ | ٠,٧٨٢ | ٢٦ | ٠٠٠,٨٢٤ | ٠,٧٧٨ | ٢٨ | ٠٠٠,٨٠٣ | ٠,٨٣٩ | ١٩ |
| ٠٠٠,٧٣٦ | ٠,٧٨٣ | ٢٩ | | | | | | |
| معامل ألفا للبعد الفرعي بدون حذف أي عبارة | | | | | | | | |
| ٠,٨٠٩ | | | ٠,٨٢٩ | | | ٠,٨٦١ | | |
| ** دال عند مستوى ٠,٠١ | | | | | | | | |

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

يتضح من جدول (١١) ما يلي:

- أن معامل ألفا لكل عبارة أقل من معامل ألفا للعامل الذي تنتمي إليه العبارة، أي أن جميع العبارات ثابتة، حيث إن تدخل العبارة لا يؤدي إلى خفض معامل الثبات الكلي للعامل الفرعي الذي تقيسه العبارة.

- أن معامل الارتباط بين كل عبارة من العبارات والدرجة الكلية للعامل الفرعي الذي تقيسه دال إحصائياً عند مستوى (٠,٠١) مما يدل على الاتساق الداخلي للعوامل الفرعية لمقياس المناخ التنظيمي.

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

(٣) الثبات الكلي لمقياس المناخ التنظيمي:

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

الطريقة الأولى: حساب معامل ثبات ألفا الكلي للمقياس، فوجد أنه يساوي 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 فى صورته النهائية من (١٨) عبارة بجاب 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 فى مضمونها مع مضمون عبارة أخرى بالمقياس، ليصبح المقياس فى صورته بعد التحكيم مكوناً من (١٨) عبارة، وكانت نسبة اتفاق المحكمين لا تقل عن ٨٠٪.

== الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي ==

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

أولاً- صدق الدرجات المشتقة من المقياس:

١ - الصدق العامل:

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 ضروري لإجراء التحليل العاملى الاستكشافي (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 فاعلية الذات هما التحليل العاملى الاستكشافي Exploratory Factor Analysis وأسلوب التحليل العاملى التوكيدي Confirmatory Factor Analysis وذلك للتأكد من صدق البناء الكامن (أو التحتي) لمقياس فاعلية الذات.

(أ) التحليل العاملى الاستكشافي: 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 والتي تساوى ٠,٥٠ مما يطمئنا 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 هي:

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

== (٢٨٠) = الدرجة المصرية للدراسات النفسية - العدد ٨٩ المجلد الخامس والعشرون - أكتوبر ٢٠١٥ ==

د / عرفات صلاح شعبان أحمد

سمى هذا العامل بـ (مواجهة الإحباط) ويوضح جدول (١٢) العبارات التي 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 | أتقرب على الصعوبات التي تواجهني. | ٠,٨٦٤ |
| ١٤ | أخاف تكرار العمل الذي فشلت فيه. | ٠,٦٤٠ |
| ١٧ | أشعر بالإحباط عندما أفضل في أمر ما. | ٠,٥١٢ |

العامل الثاني:

جنزه الكامن (٣,٢٤٢) وقد فسر هذا العامل (١٨,٠١٢٪) من التباين الكلي 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 سمي هذا العامل بـ (الاستكشاف) ويوضح جدول (١٣) العبارات التي تشبعت على هذا العامل.

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

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

العامل الثالث:

جنزه الكامن (٢,٨٩٤) وقد فسر هذا العامل (١٦,٠٧٥٪) من التباين الكلي 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 لأي مشروع، ولذا سمي هذا العامل بـ (تخطيط وظيفي استباقي) ويوضح جدول (١٤) العبارات التي تشبعت على هذا العامل.

== الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي ==

جدول (١٤) عبارات العامل الثالث (تخطيط وظيفي استباقي) وتشبعاتها به

| م | العبارة | التشبع |
|----|-------------------------------------|--------|
| ٩ | أخطط المشاريع المهنية الخاصة بي. | ٠,٣٩٢ |
| ١٠ | أبني استراتيجيات لتحقيق الأهداف. | ٠,٦٨٧ |
| ١٥ | أختار الأنسب لمهاراتي الوظيفية. | ٠,٥٤٤ |
| ١٨ | أحرص على الترتيب لأي مشروع أقوم به. | ٠,٨٦٥ |

العامل الرابع:

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

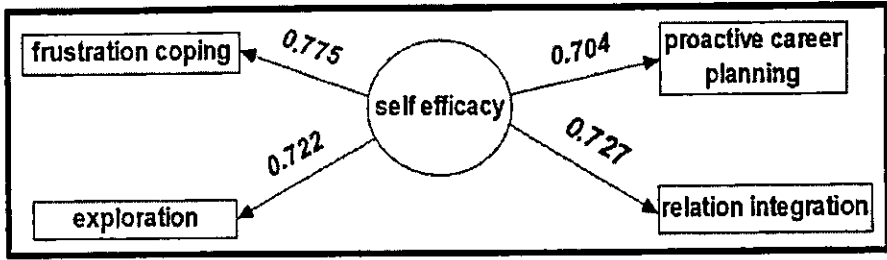
جدول (١٥) عبارات العامل الرابع (علاقات تكاملية) وتشبعاتها به

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

(ب) التحليل العامل التوكيدي. تم التحقق من صدق البناء الكامن (أو التحتي) لمقياس فاعلية الذات عن طريق اختبار نموذج العامل الكامن لدى عينة التقنيين المكونة من (١٥٤) من العاملين بالمدارس الخاصة، وفي 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 التالي:

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

== (٢٨٢): النجلة المصرية للدراسات النفسية - العدد ٨٩ المجلد الخامس والعشرون - أكتوبر ٢٠١٥ ==



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 الحالي (نموذج العامل الكامن الواحد) أقل من نظيرتها للنموذج المشبع، وأن قيم بقية المؤشرات وقعت في المدى المثالي 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 كا ^٢ درجات الحرية df مستوى دلالة كا ^٢ | ٣,٨٤٢ ٢ ٠,١٤٦ | أن تكون قيمة كا ^٢ غير دالة إحصائياً |
| ٢ | نسبة كا ^٢ / df | ١,٩٢١ | (صفر) إلى (٥) |
| ٣ | مؤشر حسن المطابقة GFI | ٠,٩٨٨ | (صفر) إلى (١) |
| ٤ | مؤشر حسن المطابقة المصحح AGFI | ٠,٩٢٨ | (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 التالي يوضح تشبعات العوامل الفرعية المشاهدة بالعامل الكامن العام للفاعلية

الذاتية.

== الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي ==

جدول (١٧) تشبعت العوامل الفرعية المشاهدة بالعامل الكامن العام الفاعلية الذاتية، مقرونة بقيم

(ت) والخطأ المعياري لتقدير التشبع والدلالة الإحصائية للتشبع

| م | العوامل المشاهدة | التشبع | الخطأ المعياري 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 وظيفي استباقي | 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 التشبعت 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 الحالي بحساب الصدق التلازمي عن طريق حساب الارتباط بين درجات عينة تقنين مكونة من (٥٨) من العاملين بالمدارس الخاصة ودرجاتهم على مقياس فاعلية الذات الذي أعده (الشعراوي، ٢٠٠٠)، وكانت النتائج كما يوضحها جدول (١٨).

جدول (١٨) الارتباط بين درجات العينة على مقياس فاعلية الذات ودرجاتهم على مقياس

فاعلية الذات إعداد (الشعراوي، ٢٠٠٠)، ن =

| المقياس | ثقة بالنفس | مقدرة على التحكم | صمود في مواجهة الفشل | تجنب مواقف تقليدية | مثابرة وإتجاز | درجة كلية |
|----------------|------------|------------------|----------------------|--------------------|---------------|-----------|
| مواجهة الإحباط | **٠,٥٢٢ | **٠,٤١١ | **٠,٤٩٩ | **٠,٤٧١ | **٠,٤٣٥ | **٠,٥٦٥ |
| الاستكشاف | **٠,٣٢٢ | **٠,٢٩٤ | **٠,٣٦٧ | **٠,٣٤٤ | **٠,٣٥٤ | **٠,٣٠٥ |
| تخطيط وظيفي | **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 ٠,٠١

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

ويتضح من جدول (١٨) أن جميع معاملات الارتباط دالة، أخذاً في الاعتبار أن حجم عينة التقنين (٥٨)، مما يدل على تمتع المقياس بدرجة معقولة من الصدق المرتبط بالمحك. 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 بفواصل زمني قدره أسبوعين، وكانت معاملات الارتباط ٠,٧١٣، ٠,٦٥٢، ٠,٦٧٧، ٠,٧٤١، ٠,٧٢٤ لأبعاد مواجهة الإحباط، الاستكشاف، تخطيط وظيفي استباقي، علاقات تكاملية، الدرجة الكلية على الترتيب، وهي معاملات ارتباط متوسطة إلى مرتفعة، وتدل على 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's Alpha لعبارات كل عامل فرعي على حده (بعد عبارات كل عامل فرعي)، وفي كل مرة يتم حذف درجة إحدى العبارات من الدرجة الكلية للعامل الذي تنتمي إليه العبارة.

٢ - حساب معاملات الارتباط بين درجات العبارة والدرجة الكلية للعامل الفرعي الذي تنتمي 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 الرابع (صعقت تكميلية) | | | العامل الثالث (تخطيط وظيفي استباقي) | | | العامل الثاني (الاستكشاف) | | | العامل الأول (مواجهة الإحباط) | | |
|---|---------------|----|--|---------------|----|------------------------------|---------------|----|----------------------------------|---------------|----|
| معامل ارتباط | معامل ألفا | م | معامل ارتباط | معامل ألفا | م | معامل ارتباط | معامل ألفا | م | معامل ارتباط | معامل ألفا | م |
| **٠,٨٢٥ | ٠,٨١٣ | ٤ | **٠,٨٨٢ | ٠,٨١٨ | ٣ | **٠,٨٥٦ | ٠,٧٩٤ | ٢ | **٠,٨٦٤ | ٠,٨٦٧ | ١ |
| **٠,٧٩٨ | ٠,٨٢٨ | ٨ | **٠,٨١٠ | ٠,٨٤٢ | ٧ | **٠,٨٢٨ | ٠,٨٠٧ | ٦ | **٠,٨٢٨ | ٠,٨٧٥ | ٥ |
| **٠,٧٥٨ | ٠,٨٢٩ | ١٢ | **٠,٨١٦ | ٠,٨٤٤ | ١١ | **٠,٨٠٢ | ٠,٨٣٥ | ١٠ | **٠,٨٢٠ | ٠,٨٨٠ | ٩ |
| **٠,٨٠٨ | ٠,٨٢٥ | ١٦ | **٠,٨٤١ | ٠,٨٤٩ | ١٥ | **٠,٨٢٦ | ٠,٨١٣ | ١٤ | **٠,٨٤٤ | ٠,٨٧٤ | ١٣ |
| **٠,٧٨٨ | ٠,٨٢٦ | ١٨ | | | | | | | **٠,٨٤٠ | ٠,٨٧٤ | ١٧ |
| معامل ألفا للتدبير الفرعي بدون حذف أي عبارة | | | | | | | | | | | |
| ٠,٨٥٧ | | | ٠,٨٧٤ | | | ٠,٨٥٣ | | | ٠,٨٦٧ | | |
| ** دل عند مستوى ٠,٠١ | | | | | | | | | | | |

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

== الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي ==

يتضح من جدول (١٩) ما يلي:

- أن معامل ألفا لكل عبارة أقل من معامل ألفا للعامل الذي تنتمي إليه العبارة، أى أن جميع العبارات ثابتة، حيث إن تدخل العبارة لا يؤدي 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، فُوجد 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 فى الاتجاه السالب (اتجاه انخفاض فاعلية الذات)، ويشير 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 الوظيفي

بعد مراجعة الإطار النظرى وثرث البحوث السابقة في موضوع الدوران الوظيفي وبعد الاطلاع على عدد من مقاييس نوايا الدوران الوظيفي، لاحظ الباحث أنه لا توجد مقاييس عربية معدة لقياس نوايا الدوران الوظيفي؛ وأن المقاييس المستخدمة في رصده وقياسه هي مقاييس أجنبية تم تعريبها وتفتينها على البيئة العربية؛ ونظراً لأن تفتينها 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 الوظيفي وذلك بعد الاطلاع على عدد من مقاييس نوايا الدوران الوظيفي مثل (القرشى، Crossley, Bennett, Jex, & Burnfield, 2007; Elçi, Şener, Aksoy, & ٢٠١٠؛

== (٢٨٦) = المجلة المصرية للدراسات النفسية - العدد ٨٩ المجلد الخامس والعشرون - أكتوبر ٢٠١٥ ==

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

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

أولاً- ثبات الدرجات المشتقة من المقياس:

١- ثبات العبارات: تم حساب ثبات العبارات لمقياس نوايا الدوران الوظيفي المكون من بعد واحد لدى

العينة المكونة من (١٥٤) من العاملين بقطاع المدارس الخاصة بطريقتين هما:

أ - حساب معامل ألفا كرونباخ Cronbach's Alpha لعبارات المقياس (بعدد عبارات المقياس)، وفي 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 الوظيفي.

الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وقاعدية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي

جدول (٢٠) معاملات ثبات مقياس نوايا الدوران الوظيفي.

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

يتضح من جدول (٢٠) ما يلي:

- أن معامل ألفا لكل عبارة من عبارات المقياس مرتفعة وفي نفس الوقت أقل من معامل الثبات الكلي للمقياس، أي أن جميع العبارات ثابتة، حيث إن تدخل العبارة لا يؤدي إلى خفض معامل الثبات الكلي للمقياس.

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

٢- الثبات الكلي لمقياس نوايا الدوران الوظيفي:

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

مرتفع أيضاً مما يدل على الثبات الكلي لمقياس الدوران الوظيفي.

٣ - طريقة إعادة تطبيق الاختبار: قام الباحث بحساب ثبات المقياس باستخدام طريقة إعادة التطبيق على عينة تقنين مكونة من (٦١) من العاملين بالمدارس الخاصة بفواصل زمني قدره أسبوعين، وتراوحت معاملات الارتباط للمفردات بين التطبيقين ما بين ٠,٦١٤ إلى ٠,٧٩٣ وهي 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 الوظيفي وأبعاد مقياس الالتزام التنظيمي (شعبان، ٢٠١٢) وذلك على عينة التقنين السابقة، حيث تشير الدراسات إلى وجود علاقة عكسية بين نوايا الدوران الوظيفي والالتزام التنظيمي (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 التنظيمي (شعبان، ٢٠١٢) ن = (٦١)

| البعاد | الالتزام العاطفي | الالتزام الاستمراري | الالتزام الأخلاقي | درجة الكلية |
|-----------------------|------------------|---------------------|-------------------|-------------|
| نوايا الدوران الوظيفي | ٠,٥٤٢- | ٠,٤٩٧- | 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 الوظيفي والالتزام التنظيمي.

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

الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي

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

إجراءات تطبيق البحث:

طبق الباحث مقاييس المناخ التنظيمي، وفاعلية الذات، نوايا الدوران الوظيفي في موقف قياس جمعي في مجموعات صغيرة في 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 في 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 الأحادي، ومعامل الارتباط الجزئي، تحليل الانحدار المتعدد، تحليل المسار.

نتائج البحث:

الفرض الأول:

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

جدول (٢٣)

مصفوفة معاملات الارتباط بين المناخ التنظيمي وفاعلية الذات ونوايا الدوران الوظيفي

لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة (ن = ١٧٩)

| نوايا الدوران الوظيفي | فاعلية الذات | المناخ التنظيمي | المتغيرات |
|-----------------------|--------------|-----------------|-----------------------|
| - | - | ١ | المناخ التنظيمي |
| - | ١ | ٠٠٠,٥٣٩ | فاعلية الذات |
| ١ | ٠٠٠,٦١٧ - | ٠٠٠,٧٣١ - | نوايا الدوران الوظيفي |
| ** دال عند مستوى ٠,٠١ | | | |

قيمة معامل الارتباط الجدولية عند (٠,٠٥) = ٠٠,١٦١، وعند (٠,٠١) = ٠٠,٢١٠.

يتضح من جدول (٢٣) ما يلي:

- توجد علاقة موجبة دالة إحصائياً عند مستوى (٠,٠١) بين المناخ التنظيمي وفاعلية الذات لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة.

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

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

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 التنظيمي وفاعلية الذات ونوايا الدوران الوظيفي؛ مما يحتمل معه تحقق فرضية البحث الرئيسة وهي وجود اسهام نسبي للمناخ التنظيمي وفاعلية الذات في نوايا الدوران الوظيفي.

* وبالنسبة لوجود علاقة موجبة دالة إحصائياً بين المناخ التنظيمي 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 تنظيمي مناسب ترتفع فاعلية الذات لديهم بينما الذين يعملون في مناخ تنظيمي غير مناسب تنخفض فاعلية الذات لديهم.

كذلك تتفق نتائج هذا الفرض مع ما ذهب إليه جيورنغ 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

== الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي ==
لأداء وظيفته ترتفع توقعاته وتزيد ثقته في أداء عمله بنجاح.

* وبالنسبة لوجود علاقة سالبة دالة إحصائياً بين المناخ التنظيمي ونوايا الدوران الوظيفي 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 التنظيمي غير المناسب يزيد من نوايا الدوران الوظيفي بينما المناخ التنظيمي الملائم يخفض من نوايا الدوران الوظيفي.

وتتمشى نتائج هذا الفرض مع ما أشار إليه جيلسون وجيمس Glisson & James (2002) من أن المناخ التنظيمي يعكس العوامل المنيئة بالدوران الوظيفي، ومع ما ذهب إليه مسلاك وآخرون (Maslach et al. (2001) من أن المناخ التنظيمي السلبي يرتبط بأعراض نفسية سلبية مثل الإتهاك النفسي والاحترق والتبدد الشخصي وضعف الصلابة النفسية الذي يسهم في نوايا الدوران الوظيفي، ومع ما طرحه أبو تايه وآخرون (٢٠١٢) من أن المناخ التنظيمي إما أن يكون داعم لنوايا الدوران الوظيفي أو مخفض له لدى العاملين.

كذلك تتفق مع ما أشار إليه سينج وآخرون (Singh et al. (2011) من أن المناخ التنظيمي يمثل نقطة حيوية في التأثير على اتجاهات الموظفين وتصرفاتهم والتي تنعكس بسلوكيات سلبية ومن ثم صراع وظيفي، ومع ما ذهب إليه العميان (٢٠١٠) من أن المناخ التنظيمي السلبي يشكل عائق للشعور بالرضا الوظيفي على عكس المناخ التنظيمي الإيجابي الذي يشكل بنية داعمة للشعور بالرضا الوظيفي. 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 الوظيفي في حين أن دعم المشرفين وتشجيعهم وتوفير فرص التدريب ومناسبة عبء الوظيفة يقلل من نوايا الدوران الوظيفي.

* وبالنسبة لوجود علاقة سالبة دالة إحصائياً بين فاعلية الذات ونوايا الدوران الوظيفي 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 إيجابياً على اتجاهات الموظفين ومشاركتهم الوظيفية والتزامهم التنظيمي ورضيتهم في البقاء بالمنظمة أو مغادرتها.

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

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

كما تتفق مع ذكره باندورا (1997) Bandura من أن الموظفين ذوي 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 ذوي 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 ذوي 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 يؤدي إلى عدم قيام العامل بعمله في المنظمة بل والرغبة في مغادرتها.

ويفسر الباحث ذلك بأنه عندما يعمل العامل داخل مناخ تنظيمي 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 الشخصي فإن العامل في هذه الحالة يشعر بالرضا الوظيفي والتوافق النفسي والاجتماعي الذي ينعكس عليه بمزيد من الفاعلية الذاتية والرغبة في الاستمرار في العمل، أما إذا كان المناخ التنظيمي الذي يعمل فيه العامل غير ملائم فإنه يشعر بالإحباط وعدم الرضا الوظيفي الأمر الذي ينعكس عليه بانخفاض فاعليته الذاتية وكذلك رغبته في ترك مكان العمل إلى عمل جديد.

الفرض الثاني:

للتحقق من الفرض الثاني الذي ينص على أنه: "لا توجد فروق دالة إحصائية في نوايا الدوران الوظيفي لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة وفقاً لمتغيرات النوع (ذكور/ إناث) والخبرة (5 سنوات فأقل/ 6-10 سنوات / 11-15 سنة / 16 سنة فأكثر) والمؤهل التعليمي (مؤهل متوسط فأقل / مؤهل فوق متوسط / بكالوريوس فأعلى)". قام الباحث بإجراء تحليل التباين الأحادي ثلاثي

== الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي ==
الاتجاه (النوع، الخبرة، المؤهل التعليمي) ($2 \times 4 \times 3$) للدرجة الكلية لنوايا الدوران الوظيفي، وذلك بعد أن تأكد من توفر الشروط المعلمية لتحليل التباين الأحادي وهى الاعتدالية والتجانس لعينة البحث حيث كانت نتائج اختبار كولموجروف-سيمنروف Kolmogorov- mirnov للتحقق من الاعتدالية ونتائج اختبار ليفن Levene للتحقق من التجانس جميعها غير دالة، ومن ثم الاطمئنان لاستخدام اختبار تحليل التباين الأحادي.

كذلك قام الباحث بحساب حجم التأثير "Effect size" أو ما يسمى بالدلالة العملية للنتائج باستخدام مربع إيتا (η^2 , Eta-squared) 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 يؤدي 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)* نتائج تحليل التباين الأحادي ثلاثي الاتجاه (الجنس × الخبرة × المؤهل) على مقياس نوايا الدوران الوظيفي لدى عينة البحث (ن = ١٧٩)

| البعد | مصدر الاختلاف | مجموع المربعات | درجات الحرية | متوسط المربعات | قيمة ف* | الدلالة | حجم التأثير η^2 | |
|----------------------------|-----------------|----------------|--------------|----------------|---------|----------|----------------------|-----------|
| | | | | | | | مربع ابتا | حجم الأثر |
| كلية نوايا الدوران الوظيفي | النوع | ١٧٣,٨ | ١ | ١٧٣,٨ | ١,٩٥ | غير دالة | ٠,٠٠٩ | ضعيف |
| | الخبرة | ٦,٥ | ٣ | ٢,٢ | ٠,٠٢٥ | غير دالة | ٠,٠٠٠ | ضعيف |
| | المؤهل التعليمي | ٤٥٤٠,١ | ٢ | ٢٢٧٠,١ | ٢٥,٥٣ | ٠,٠٠١ | ٠,٠٢٣ | قوى |
| | الخطأ | ١٥٢٩١,٩ | ١٧٢ | ٨٨,٩١ | | | | |
| | الإجمالي | ٢٠٠١٢,٣ | ١٧٨ | | | | | |

وقد استخدم الباحث اختبار "شيفيه" Scheffe^٥ للمقارنات المتعددة لأكثر من مجموعتين وذلك لحساب الفروق تبعاً لمستوى المؤهل التعليمي حيث لم يكن هناك تأثير لمتغيري النوع والخبرة على نوايا الدوران الوظيفي، والنتائج يوضحها جدول (٢٥).

جدول (٢٥) المتوسطات الحسابية وقيمة "شيفيه" لدلالة الفروق بين متوسطات درجات العمال

في نوايا الدوران الوظيفي تبعاً لمستويات المؤهل التعليمي

| المتغيرات | ١ م | | | ٢ م | | | ٣ م بكالوريوس | | |
|----------------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | أقل من متوسط | متوسط | ن = ٢٣ | متوسط فأعلى | متوسط | ن = ٣٨ | فأعلى | متوسط | ن = ١١٨ |
| كلية نوايا الدوران الوظيفي | ٥٢,٩ | ٤٣,٩ | ٢٩,١ | ٢٩,١ | ٢٩,١ | ٢٩,١ | ٢٩,١ | ٢٩,١ | ٢٩,١ |
| | ٠,٧٩ = (٠,٠٠١) | ٠,٧٩ = (٠,٠٠١) | ٠,٧٩ = (٠,٠٠١) | ٠,٧٩ = (٠,٠٠١) | ٠,٧٩ = (٠,٠٠١) | ٠,٧٩ = (٠,٠٠١) | ٠,٧٩ = (٠,٠٠١) | ٠,٧٩ = (٠,٠٠١) | ٠,٧٩ = (٠,٠٠١) |

٥ 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

٦ يتم استخدام اختبار شيفيه عندما يتوفر في العينة شرطي التجانس والاعتدالية (حسن، ٢٠١١)، وهو ما يتوفر في عينة البحث الحالي.
 المجلة المصرية للدراسات النفسية العدد ٨٩ - المجلد الخامس والعشرون - أكتوبر ٢٠١٥ = (٢٩٥)

== الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي ==

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

- عدم وجود فروق دالة إحصائياً بين الذكور والإناث في نوايا الدوران الوظيفي، مما يعني عدم وجود تأثير للمتغير المستقل النوع على نوايا الدوران الوظيفي.

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

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

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

بالنظر لنتائج الفرض الثاني يتضح أنه تحقق في حالتين (النوع، الخبرة)، بينما لم يتحقق في

حالة واحدة (المؤهل التعليمي) وذلك كما يلي:

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

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

كذلك يرى الباحث أن اختلاف نتائج الدراسات السابقة فيما يتعلق بمتغيري النوع والخبرة على مقياس نوايا الدوران الوظيفي 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 الوظيفي) تتلاءم مع البيئة المصرية.

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

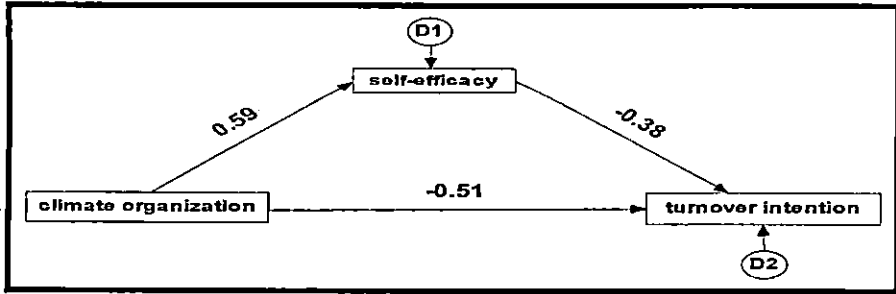
* وبالنسبة لما توصلت إليه نتائج هذا الفرض من وجود فروق بين مجموعات المؤهل التعليمي على مقياس نوايا الدوران الوظيفي فإن هذه النتيجة تتفق مع ما توصلت إليه نتائج دراسات (Ellett et al., (2004; Rosenthal & Waters, 2003 من أن العاملين ذوي المؤهل الأعلى كانوا أقل رغبة في ترك العمل مقارنة بالعاملين ذوي المؤهل الأقل، في حين لا تتفق مع نتائج دراسة نيسلي وآخرون (Nissly et al. (2005 من أن المؤهل التعليمي الأعلى يرتبط ارتباطاً دالاً موجباً بالرغبة في ترك العمل.

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

== الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي ==
 وكفأته 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 رعية في ترك العمل والبحث عن عمل جديد، وذلك على عكس نوى المؤهل التعليمى الأقل؛ تنخفض مهاراته وإبتعداداته وفاعليته الذاتية ومن ثم يؤدي عمله بكفاءة أقل وبالتالي يكون محل انتقاد رؤسائه؛ الأمر الذى يؤدي 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 الإحصائى 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

| معامل الارتباط الجزئى | فاعلية الذات | المناخ التنظيمى | المتغيرات |
|-----------------------|--------------|-----------------|-----------------------|
| -.٠٠٠٠٠٠٠٠ | ٠.٠٠٠٠٠٠٠٠ | ٠.٠٠٠٠٠٠٠٠ | نوايا الدوران الوظيفى |
| | ٠.٠٠٠٠٠٠٠٠ | | المناخ التنظيمى |

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

من نتائج الفرض الثالث يتضح أنه لم يتحقق، أي تم رفض الفرض الصفري وقبول الفرض البديل، حيث أشارت نتائج هذا الفرض إلى أن فاعلية الذات تلعب دوراً وسيطياً جزئياً في العلاقة بين المناخ التنظيمي ونوايا الدوران الوظيفي 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 التنظيمي 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 الوظيفي (Chen & Scannapieco, 2010; Hayes et al., 2006).

كما تتماشى 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، وتؤدي إلى زيادة الولاء التنظيمي والسلوك الامتياقي والإنتاج الوظيفي وانخفاض نوايا الدوران الوظيفي، ومع أشار

== الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي ==
إليه (Bandura, 1997; Wood & Bandura, 1989) من أن الموظفين ذوى الفاعلية الذاتية المرتفعة يكونون أكثر احتمالية للانتماء 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 وظيفي أو عدم رضا وظيفي 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، وللتخطيط 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 الوظيفي والاحتراق الوظيفي 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 التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة". استخدم الباحث تحليل الانحدار المتعدد stepwise multiple regression وذلك لتحديد أى المتغيرات دالة فى التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي، وتحديد قيمة التباين المفسر لمتغير نوايا الدوران الوظيفي لدى العاملين بالمدارس الخاصة والتي يمكن إرجاعها إلى المتغيرين المستقلين (المناخ التنظيمي، فاعلية الذات) مجتمعين معاً.

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

الدوران الوظيفي (R^2) باستخدام الخمسة أبعاد الفرعية السابقة ٠,٦٢، مما يعنى أن ٦٢٪ من نوايا الدوران الوظيفي للعاملين يعود إلى تأثير المتغيرين المستقلين، وأن الباقي 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 الوظيفي، 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 الوظيفي، باستخدام تحليل التباين.

جدول (٢٧-١) تحليل التباين لنموذج الانحدار المتعدد للتنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي

باستخدام المناخ التنظيمي وفاعلية الذات

| مصدر التباين | مجموعات المربعات | درجات الحرية | متوسطات المربعات | قيمة ف | الدلالة الإحصائية |
|--------------|------------------|--------------|------------------|--------|-------------------|
| الانحدار | ١٩٢٢٣,٥٩٥ | ٥ | ٣٨٤٤,٧١٩ | ٥٨,٩٢٦ | ٠,٠١ |
| الباقي | 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 اندحاره بين الخمسة أبعاد الفرعية؛ حوافز، نمط قيادة، وعدالة تنظيمية، مواجهة إحباط، علاقات تكاملية والمتغير التابع (نوايا الدوران الوظيفي)، 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 التنظيمي وفاعلية الذات

على نوايا الدوران الوظيفي 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 إحباط | 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:

المجلة المصرية للدراسات النفسية العدد ٨٩ - المجلد الخامس والعشرون - أكتوبر ٢٠١٥ = (٣٠١)

== الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي ==

* وجود تأثير دال سالب إحصائياً (عند مستوى ٠,٠١) لبعدي (حوافز - نمط قيادة) وتأثير دال سالب (عند مستوى ٠,٠٥) لبعد العدالة التنظيمية وذلك للمتغير المستقل المناخ التنظيمي على نوايا الدوران الوظيفي لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة.

* وجود تأثير دال سالب إحصائياً (عند مستوى ٠,٠١) لبعدي علاقات تكاملية ومواجهة الإحباط للمتغير المستقل فاعلية الذات على (نوايا الدوران الوظيفي) 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 التي تعين على التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة من الأبعاد الخمسة في الصورة التالية:

نوايا الدوران الوظيفي 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 في معادلة الانحدار تعكس الأهمية النسبية لتأثير كل منها على المتغير التابع (نوايا الدوران الوظيفي).

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

وهذا يعنى أن نوايا الدوران الوظيفي 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 إجمالي نتائج الفرض الرابع يتضح أنه لم يتحقق، أي تم رفض الفرض الصفري وقبول الفرض البديل، حيث أشارت نتائج الفرض إلى أنه يمكن التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي من كل من (الحوافز، نمط القيادة، العلاقات التكاملية، مواجهة الإحباط، العدالة التنظيمية) لدى العاملين

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 الوظيفي للمتغير المستقل المناخ التنظيمي هي أبعاد (الحوافز، نمط القيادة، العدالة التنظيمية) وهو أمر مقبول منطقياً حيث إنه عندما تكون الحوافز جيدة ومناسبة، ويكون نمط القيادة ديمقراطي يشجع على التعبير على الرأي وكذلك تحويلي بأن تحول القيادة جزء من سلطتها إلى المرؤوسين لتمكينهم من أداء عملهم بسهولة دون الرجوع إلى إليها في كل كبيرة وصغيرة، وأيضاً عندما يكون هناك عدالة تنظيمية تساوي بين الموظفين في الحقوق والواجبات؛ فإنه يتولد لدى الموظف شعور بالرضا الوظيفي وسلوكيات الالتزام التنظيمي ويكون أكثر رغبة بالبقاء في المدرسة حتى ولو كان 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 الوظيفي، كذلك تمتع الموظف بعلاقات تكاملية جيدة مع زملائه ومرؤوسيه في مكان العمل يعطيه نوع من الشعور بالأمن النفسي والارتباط العاطفي بزملاء العمل ومن ثم يكون أكثر تقبلاً لمكان العمل وتنخفض نوايا الدوران الوظيفي.

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 الوظيفي في حين أن دعم المشرفين وتشجيعهم وتوفير فرص التدريب ومناسبة عبء الوظيفة يقلل من نوايا الدوران الوظيفي، ومع ما ذهب إليه (Glisson & James, 2002; Maslach et al., 2001) من أن المناخ التنظيمي منبئ بالدوران الوظيفي، كما يرتبط بأعراض نفسية سلبية كضعف الصلابة النفسية والتبديد الشخصي والاحتراق النفسي؛ والتي تسهم في نوايا الدوران الوظيفي، وأيضاً مع ما طرحه أبو تايه وآخرون (٢٠١٢) من أن المناخ التنظيمي إما أن يكون داعم لنوايا الدوران الوظيفي 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 الوظيفي، من خلال قدرتها

== الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي ==
على تنظيم وظائف القادة والتابعين والتأثير بالإيجاب على اتجاهات الموظفين ورغبتهم بالبقاء بالمنظمة وعدم مغادرتها.

كما تمشي 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، وتؤدي إلى زيادة الولاء التنظيمي والسلوك الاستباقي والإنتاج الوظيفي وانخفاض نوايا الدوران الوظيفي، ومع أشار إليه (Bandura, 1997; Wood & Bandura, 1989) من أن الموظفين ذوي 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 لي كومبيت ودوركين و LeCompte & Dworkin (1991) من أن عدداً من الذين يعانون من احتراق وظيفي أو عدم رضا وظيفي 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 ترفع 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 التنظيمي الملائم يسهم في خفض نوايا الدوران الوظيفي بالمدرسة التي يعمل بها، كذلك يتضح أن العلاقة بين المناخ التنظيمي ونوايا الدوران الوظيفي ليست علاقة خطية مباشرة، بل هي علاقة غير مباشرة حيث تلعب فاعلية الذات دوراً وسيطياً جزئياً في العلاقة بينهما، وهذا يعني أن فاعلية الذات تسهم بقدر ما مع المناخ التنظيمي في خفض نوايا الدوران الوظيفي لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة. وفي ضوء نتائج هذه الدراسة يمكن إبداء المقترحات والتوصيات التالية:

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

٢- أشارت نتائج هذا البحث إلى وجود تأثير عكسي لنمط القيادة على نوايا الدوران الوظيفي لدى

العاملين، لذا يقترح البحث أن تكون القيادة خطوة مهمة في خفض نوايا الدوران الوظيفي؛ الأمر الذي 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 عكسي للعدالة التنظيمية على نوايا الدوران الوظيفي لدى العاملين، لذا يقترح البحث أن تضع إدارة المدارس نظام عمل يوصف 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 عكسي للعلاقات التكاملية على نوايا الدوران الوظيفي 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 خالي 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 في المدرسة أو من خلال تنظيم رحلات ترفيهية للعاملين بالمدرسة يشارك فيها العاملين وأسراهم.

٥- أشارت نتائج هذا البحث إلى وجود تأثير عكسي لمواجهة الإحباط على نوايا الدوران الوظيفي 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 في خفض نوايا الدوران الوظيفي لدى العاملين وزيادة كفاءتهم في أداء عملهم.

٥- يقترح هذا البحث إجراء البحوث التالية:

- دراسة العلاقة بين الاحتراق النفسي ونوايا الدوران الوظيفي لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة.
- تأثير الثقة في الإدارة على نوايا الدوران الوظيفي لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة.
- تأثير نمط القيادة المتبادلة على نوايا الدوران الوظيفي لدى العاملين بقطاع المدارس الخاصة.
- تأثير التمكين الهيكلي والتمكين النفسي على نوايا الدوران الوظيفي لدى قطاع المدارس الخاصة.
- دراسة العوامل النفسية المرتبطة بنوايا الدوران الوظيفي 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 التنظيمي والرضا الوظيفي في بعض منظمات الأعمال الأردنية. مجلة الجامعة الإسلامية للدراسات الاقتصادية والإدارية. العدد الأول، ص ص ١٥٩-١٨٨.
- حجاج، خليل جعفر (٢٠١٢). العلاقة بين المناخ التنظيمي 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 الفنى. مجلة كلية التربية، جامعة أسيوط. المجلد ٢٠، العدد ٢، ص ص ٨٠-١٣٢.
- العطية، ماجد (٢٠٠٣). السلوك التنظيمى فى 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 فى 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 (٢٠١٠). 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.
- المجلة المصرية للدراسات النفسية العدد ٨٩ - المجلد الخامس والعشرون - أكتوبر ٢٠١٥ = (٣٠٧)

- (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*,

== الإسهام النسبي للمناخ التنظيمي وفاعلية الذات في التنبؤ بنوايا الدوران الوظيفي ==

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.