نقش مدیران در پیشرفت تحصیلی دانش‌آموزان مدارس ابتدایی پسرانه‌ی شهر تهران: آزمون اثر سبک رهبریِ تحولی*

دکتر حسن‌رضا زین‌آبادی[1]
دکتر محمدرضا بهرنگی[2]
دکتر عبدالرحیم نوه‌ابراهیم[3]
دکتر ولی‌اله فرزاد[4]

چکیده

این پژوهش به‌منظور ارائه الگویی ساختاری از اثر سبک رهبری تحولی مدیران بر پیشرفت تحصیلی دانش‌آموزان با میانجی‌گری عدالت رویه‌ای، اعتماد به‌مدیر، رضایت شغلی درونی، تعهد سازمانی و رفتار شهروندی سازمانی معلمان اجرا شد. بدین منظور، از مدارس ابتدایی پسرانه دولتی در ۱۰ منطقه شهر تهران، نمونه‌ای متشکل از ۴۴۹ معلم پایه پنجم و ۱۶۶ مدیرانتخاب شد. مدیران به‌پرسشنامه رفتار شهروندی سازمانی و معلمان به پرسشنامه‌های دیگر پاسخ دادند. پیشرفت تحصیلی دانش‌آموزان براساس معدل کتبی دروس ریاضی و علوم آن‌ها در امتحانات نهایی اندازه‌گیری شد. تحلیل عاملی تأییدی الگوی اندازه‌گیری متغیرهای نهفته را تأیید کرد. سپس اثر سبک رهبری تحولی و متغیرهای میانجی‌گر بر پیشرفت تحصیلی، در قالب الگوی مفروض و پنج الگوی بدیل و همچنین شاخص‌های نیکویی برازش تحلیل شد. نتایج نشان داد که الگوی مفروض و سه الگوی بدیل برازش خوبی با داده‌ها ندارند. پس از ارائه الگوی نهایی، تمام تأثیرات مستقیم وغیرمستقیم و کل بر آن معنادار بود. این الگو برازش خوبی با داده‌ها نشان داد و ۰/۳۲ از واریانس پیشرفت تحصیلی را تبیین کرد. در مجموع، نتایج پژوهش اثر غیرمستقیم و معنادار سبک رهبری تحولی را بر پیشرفت تحصیلی و نیز اهمیت توجه به‌نقش متغیرهای میانجی‌گر را نشان می‌دهد. در پایان درباره نتایج سبک رهبری تحولی، کاربرد آن برای مدیران و

* تاریخ دریافت: ۸۸/۷/۴ تاریخ آغاز بررسی: ۸۸/۷/۲۵ تاریخ تصویب: ۸۹/۷/۴

۱ـ استادیار دانشگاه تربیت معلم تهران hzeinabadi@yahoo.com
۲ـ استاد دانشگاه تربیت معلم تهران، پست الکترونیکی: behrangi mo @yahoo.com
۳ـ دانشیار دانشگاه تربیت معلم تهران
۴ـ استادیار دانشگاه تربیت معلم تهران، پست الکترونیکی: vfarzad@yahoo.com

نیز پژوهش‌های آتی بحث شده است.

کلید واژه‌ها : رهبری تحولی، عدالت رویه‌ای، اعتماد به مدیر، رضایت شغلی درونی، تعهد سازمانی، رفتار شهروندی سازمانی، پیشرفت تحصیلی، مدیران، معلمان، الگو

مقدمه

بروز تغییرات و تحولات گوناگون در عرصه‌های مختلف زندگی امروزی، حساسیت‌های عمومی شدید و تقاضاهای متنوع، فضای متحول و متغیری برای مدارس به‌وجود آورده که باعث شده اثربخشی بر آن در گروی توجه بیشتر به اهمیت نقش رهبری مدیران باشد (زین‌آبادی، بهرنگی، نوه‌ابراهیم و فرزاد، ۱۳۸۸). این اهمیت آن‌قدر افزایش یافته که می‌توان ادعا کرد در بین عوامل درون مدرسه‌ای، پس از معلمان، مدیر و نقش رهبری او، دومین عامل مهم و مؤثر بر پیشرفت تحصیلی دانش‌آموزان است (کاتون[۱]، ۲۰۰۳؛ لیتوود، هریس و هاپکینز[۲]، ۲۰۰۸).

امروزه سبک «رهبری تحولی» یکی از سبک‌های رهبری کارآمد و استفاده مدیران از آن آغاز ایجاد تحولات مثبت در مدارس تلقی می شود (لیتوود، ۱۹۹۴). اهمیت کاربست این سبک در مدارس و برای مدیران آن‌قدر افزایش یافته که برخی صاحب‌نظران از آن به‌عنوان معتبرترین و جامع‌ترین سبک رهبری در مدارس امروزی یاد کرده‌اند (هالینگر[۳]، ۲۰۰۳؛ هوی و میسکل[۴]، ۲۰۰۵).

به‌لحاظ تاریخی، خاستگاه رهبری تحولی خارج از محیط مدرسه را نخستین بار داون‌تان (۱۹۷۳) و سپس برنز (۱۹۷۸) مطرح کردند (نقل از نونیا، اسلیجرز و دنسن[۵]، ۲۰۰۶). باوجود این تلاش ها، آن‌چه امروز از رهبری تحولی بر جای مانده، وام‌دار تلاش های باس[۶] (۱۹۸۵) است. او با مطالعه رفتارهای رهبران در سازمان‌های دولتی و خصوصی (والبته سازمان‌های آموزشی، به‌ویژه مدارس)الگوی رهبری تحولی/تبادلی[۷] را به‌عنوان «الگوی جامع رهبری» معرفی کرد.

۱ـ Cotton

۲ـ Leithwood, Harris & Hopkins

۳ـ Hallinger

۴ـ Hoy & Miskel

۵ـ Ngunia, Sleegers & Denessen

۶ـ Bass

۷ـ Transactional leadership

پژوهش‌های لیتوود و جانتزی[۱] (۱۹۹۰)، لیتوود (۱۹۹۲ و ۱۹۹۴)، جانتزی و لیتوود (۱۹۹۶) و لیتوود و جانتزی (۱۹۹۹الف وب) در کانادا شواهدی است دال بر بررسی همه‌جانبه این سبک در مدارس که برخی ویژگی‌های مهم رهبران تحولی را در مدارس آشکار کرده است.

از منظر باس (۱۹۸۵)، رهبری تحولی سبکی است که بر اساس آن رهبر زیردستان را به «عملکرد فراتر از انتظارات»[۲] ترغیب می‌کند. برخلاف رهبر تبادلی که افراد را با اتکا به نیازهای مادی و پاداش‌ها به کار تشویق می‌کند، رهبر تحولی برانگیزنده نیازهای عالی زیردستان (پیشرفت، استقلال و موفقیت و ...) است. به‌نظر باس این رهبران علاوه بر تحریک چنین نیازهایی، با آگاه کردن زیردستان از مأموریت ارزشمند سازمان و ترغیب آن‌ها به چشم‌پوشی از نیازهای شخصی، به‌نفع نیازهای جمعی و سازمانی، تأثیر ارزشمند خود را بر زیردستان و در نهایت سازمان آشکار می‌کنند. او (۱۹۸۵) قابلیت‌های رهبران تحولی را در چهار بعد کلی چنین توصیف می‌کند:

۱ـ تأثیر ایده‌آل[۳]: این قابلیت احترام زیردستان را به رهبران تحولی برمی‌انگیزد تاحدی که به او افتخار می‌کنند و الگوی رفتاری خود قرار می‌دهند.

۲ـ انگیزش الهام‌بخش[۴]: رهبران تحولی با بهره‌مندی از این قابلیت، انتظارات زیادی از زیردستان خود ایجاد کرده و از این طریق زیردستان را به‌اهداف و آرمان سازمان حساس‌تر و متعهدتر و به‌تلاش برای رسیدن به آن‌ها ترغیب می‌کنند. آن‌ها با مهم جلوه دادن آرمان و اهداف و همچنین نشان دادن اشتیاق، ایجاد امیدواری و اطمینان زیاد در مورد تحقق آن‌ها، به کارکنان روحیه‌ای جمعی برای تلاش مضاعف می‌دهند.

۳) تحریک هوشمندانه[۵]: این قابلیت فرایندی است که از طریق آن رهبران به لحاظ ذهنی بر زیردستانشان تأثیر می‌گذارند. آن‌ها با تعیین وظایف و فعالیت‌هایی برای زیردستان، قوه خلاقیت و نوآوری آن‌ها را تحریک می‌کنند و باعث می‌شوند زیردستان برای بهتر انجام دادن وظایف خود از شیوه‌های جدید، روزآمد و نو استفاده کنند و دائماً شیوه‌های گذشته را تغییر دهند.

۱ـ Jantzi

۲ـ Performance beyond expectations

۳ـ Idealized influence

۴ـ Inspirational motivation

۵ـ Intellectual stimulation

۴) ملاحظه فردی[۱]: رهبر تحولی از طریق این سبک رهبری فضایی حمایت‌کننده ایجاد می‌کند که در آن برای فردفرد زیردستان و نیازهای آن‌ها ملاحظات ویژه وجود دارد. او ضمن آگاهی از تفاوت‌های علمی و بینشی زیردستان وسطح توانایی‌های آن‌ها، با فراهم کردن فرصت‌های یادگیری جدید نقش مربی و مرشد را برایشان ایفا می‌کند.

نتایج پژوهش‌ها حاکی از وجود رابطه مثبت و معنادار میان اقدامات مختلف مدیران و پیشرفت تحصیلی دانش‌آموزان است (کاتون، ۲۰۰۳). به طور کلی، این پژوهش‌ها در دو دسته پژوهش‌های کیفی و کمی طبقه‌بندی می‌شوند. نتایج پژوهش‌های کیفی (نظیر مورتیمور[۲]، ۱۹۹۳) کمی اغراق‌آمیزند، چون تأثیر بسیار زیاد مدیران را بر پیشرفت تحصیلی دانش‌آموزان نشان می‌دهند. پژوهش‌های کمی به دو گروه تقسیم می‌شوند. گروه اول، پژوهش‌هایی هستند که به بررسی نقش مدیر، به طور کلی، در پیشرفت تحصیلی دانش‌آموزان می‌پردازند. هالینگر و هک (۱۹۹۶) با بررسی مجموعه زیادی از دانش‌آموزان به این نتیجه رسیدند که نقش مدیران پنج تا هفت درصد واریانس پیشرفت تحصیلی را تبیین می‌کند. گروه دوم، پژوهش‌هایی هستند که تأثیر سبک رهبری خاصی از مدیران را بر پیشرفت تحصیلی بررسی کرده‌اند.

هالینگر و هک (۱۹۹۶)، در پژوهش خود به ۲۱ ویژگی و سبک رهبری اشاره کرده‌اند که مجموعاً حدود ۱۰ درصد از واریانس پیشرفت تحصیلی را تبیین می‌کند. با وجود این تبیینات و رابطه معنادار، پژوهش‌های موجود بر این نکته تأکید کرده‌اند که به طور منطقی، مدیر (به‌طور کلی) (هالینگر و هک، ۱۹۹۶) و سبک رهبری تحولی (سیلینز[۳]، ۱۹۹۴؛ گریفیث[۴]، ۲۰۰۴؛ لیتوود و جانتزی، ۲۰۰۶؛ روز و گری[۵]، ۲۰۰۶a) بر پیشرفت تحصیلی دانش‌آموزان تأثیر مستقیم ندارند.

شناسایی متغیرهای میانجی‌گر میان رهبری تحولی و اثربخشی سازمان، از پیشنهادهای باس (۱۹۹۵، ۱۹۹۹) برای پیشبرد و تکمیل مفهوم‌سازی خود از رهبری تحولی است. قرار گرفتن این پیشنهاد کنار شواهد حاکی از تأثیر غیرمستقیم سبک رهبری تحولی مدیران بر پیشرفت

۱ـ Individualized consideration,

۲ـ Mortimore

۳ـ Silins

۴ـ Griffith

۵ـ Ross & Gray

تحصیلی دانش‌آموزان، مسئله اصلی این پژوهش است. مهمترین مسئله پژوهش حاضر این است که مسیر و چگونگی تأثیر سبک رهبری تحولی مدیران بر پیشرفت تحصیلی و این‌که میان این سبک و پیشرفت تحصیلی چه متغیرهایی نقش میانجی را دارند، مشخص نیست. مطالعه شواهد، که عموماً به سازمان‌های غیر آموزشی مربوط‌اند، نشان می‌دهد که متغیرهای مختلفی می‌توانند میانجی‌گر سبک رهبری تحولی و پیشرفت تحصیلی باشند. این میانجی‌گرها به‌طور کلی به‌دو دسته(متغیرهای فردی و سازمانی) تقسیم می‌شوند (لیتوود و جانتزی، ۲۰۰۵).

باس (۱۹۹۹)، گیونز[۱] (۲۰۰۸) و نگودو[۲] (۲۰۰۸) نیز در پژوهش‌های مروری خود همین طبقه‌بندی را برای متغیرهای میانجیگر ممکن معرفی کرده‌اند. به‌کمک پژوهش‌های مروری و مطالعه پژوهش‌ها و شواهد معتبر دیگر و همچنین الگوهای مختلفی که در سازمان‌های دیگر در زمینه اثر سبک رهبری تحولی بر متغیرهای فردی و سازمانی مختلف ارائه شده‌اند، می‌توان برخی متغیرهای فردی مربوط به معلمان (شامل ادراک عدالت‌رویه‌ای، اعتماد به مدیر، رضایت شغلی درونی، تعهد سازمانی و رفتار شهروندی سازمانی) را به‌عنوان متغیرهای میانجی‌گر ممکن بین سبک رهبری تحولی مدیران و پیشرفت تحصیلی در قالب الگوی مفروض (الگوی ۱) فرض کرد.

عدالت‌رویه‌ای که یکی از ابعاد مهم عدالت سازمانی است چنین تعریف شده است: عدالت ادراک شده کارکنان از فرایند تصمیم‌گیری که به تخصیص پاداش‌های مادی و غیرمادی به‌کارکنان منجر می‌شود (گرینبرگ[۳]، ۱۹۹۰). دریافت پاداش‌های مادی و غیرمادی حاصل از به‌کارگیری رویه‌های عادلانه، حتی اگر به‌نظر خیلی کم و کمتر از سایر کارکنان باشد، به‌شکل‌گیری ادراک مثبت از وجود عدالت در سازمان می‌انجامد. شواهد (کروسگارد، شویگر و ساپینزا[۴]، ۱۹۹۵؛ پیلایی، شریشیم و ویلیلمز[۵]، ۱۹۹۹؛ نیپنبرگ، کرمر و نیپنبرگ[۶]، ۲۰۰۷) حاکی از اثر مستقیم رهبری تحولی بر عدالت‌رویه‌ای است. به‌علاوه، عدالت‌رویه‌ای اثر مستقیم و معناداری بر اعتماد

۱ـ Givens

۲ـ Ngodo

۳ـ Greenberg

۴ـKorsgaard, Schweiger & Sapienza

۵ـ Pillai, Schriesheim & Williams

۶ـKnippenberg, Creme & Knippenberg

به‌مدیر داشته است (پیلایی و همکاران، ۱۹۹۹؛ ارتورک[۱]، ۲۰۰۷).

شانن‌موران[۲] و هوی (۲۰۰۰)، اعتماد به‌مدیر را این گونه تعریف کرده‌اند: اشتیاق معلمان به‌اتکا به‌مدیر براساس اطمینان آن‌ها از خیرخواهی، لیاقت، صداقت و مشکوک نبودن او.

علاوه بر عدالت‌رویه‌ای، اثر رهبری تحولی نیز بر اعتماد به‌مدیر مستقیم و معنادار بوده است (پادساکوف، مکنزی، مورمن و فتر[۳]، ۱۹۹۰؛ پیلایی و همکاران، ۱۹۹۹؛ جونگ و آولیو[۴]، ۲۰۰۰؛ دیرکس و فرین[۵]، ۲۰۰۲؛ جیلپسی و من[۶]، ۲۰۰۵). همچنین پژوهش‌ها (نظیر پادساکوف و همکاران، ۱۹۹۰؛ دیرکس و فرین، ۲۰۰۲) حکایت از تأثیر مستقیم اعتماد به‌مدیر بر رضایت شغلی کارکنان دارد. رهبری تحولی نیز اثر مستقیم و معناداری بر رضایت شغلی درونی دارد (پادساکوف و همکاران، ۱۹۹۰؛، ۲۰۰۴؛ نونیا و همکاران، ۲۰۰۶).

لاک[۷] (۱۹۷۶: ۱۳۴)، رضایت یا خشنودی شغلی را احساس مثبت و رضایت‌بخش کارکنان به‌شغل خود که نتیجه ارزیابی آن‌ها از شغل و تجربه حرفه‌ای‌شان است، تعریف کرده است (نقل از نونیا و همکاران، ۲۰۰۶). براساس نظریه انگیزش بهداشت هرزبرگ، رضایت درونی، یعنی نگرش مثبت کارکنان به‌جنبه‌های درونی شغل (پیشرفت، استقلال، موفقیت، مسئوولیت، قدردانی و رشد و توسعه حرفه‌ای و ...)، رضایت فرد را از شغلش بسیار بیشتر از رضایت بیرونی نشان می‌دهد (هرسی و بلانچارد، ۱۹۳۰، ترجمه علاقه‌بند(راد)، ۱۳۷۶). رضایت شغلی، به‌ویژه در بعد درونی، به‌عنوان یک متغیر نگرشی مهم، اثر مستقیمی بر تعهد سازمانی (شاین و ریز[۸]، ۱۹۹۵؛ شان[۹]، ۱۹۹۸؛ تستا[۱۰]، ۲۰۰۱) داشته است.

۱ـ Ertürk

۲ـ Tschannen-Moran

۳ـ Podsakoff, MacKenzie, Moorman & Fetter

۴ـ Jung & Avolio

۵ـ Dirks & Ferrin

۶ـ Gillespie & Mann

۷ـ Locke

۸ـ Reyes & Shin

۹ـ Shann

۱۰ـ Testa

ماودای، استیرز و پورتر[۱] (۱۹۷۹)، تعهد سازمانی را میزان پیوندجویی کارکنان با سازمان و مشارکت و حضور آن‌ها تعریف کرده‌اند. این متغیر علاوه بر رضایت شغلی، مستقیماً از رهبری تحولی (روز و گری، ۲۰۰۶ الف و ب؛ نونیا و همکاران، ۲۰۰۶؛ پیکولو و کولکوئیت[۲]، ۲۰۰۶) و اعتماد به مدیر (دیرکس و فرین، ۲۰۰۲) تأثیر می‌گیرد.

رفتارهای شهروندی سازمانی، که معلمان به‌منظور کمک به‌دیگران (دیگر معلمان، دانش‌آموزان، مدیر و . . .) و سازمان انجام می‌دهند، فراتر از وظیفه، اختیاری، داوطلبانه و افزون بر نقش هستند (زین‌آبادی و همکاران، ۱۳۸۷). اعتماد به مدیر، علاوه بر رضایت شغلی و تعهد سازمانی، بر این متغیر نیز اثر مستقیم و معناداری داشته است (بروکنر و سیگل[۳]، ۱۹۹۵؛ کروسگارد و همکاران، ۱۹۹۵؛ پیلایی و همکاران، ۱۹۹۹؛ دیرکس و فرین، ۲۰۰۲). همچنین این متغیر از رضایت شغلی درونی نیز به‌طور مستقیم تأثیر می‌پذیرد (شناک، کوکران و دوملر[۴]، ۱۹۹۵؛ چیو و چن[۵]، ۲۰۰۵؛ نونیا و همکاران، ۲۰۰۶).

در مورد پیشرفت تحصیلی، شواهد پژوهشی حاکی از اثر مستقیم و معنادار رضایت شغلی (گریفیث، ۲۰۰۴) و تعهد سازمانی (پارک[۶]، ۲۰۰۴؛ روز و گری، ۲۰۰۶ الف) بر آن است. برخی شواهد (نظیر کوه، استیرز و تربورگ[۷]، ۱۹۹۵؛ یوریز[۸]، ۲۰۰۴؛ دی‌پائولا[۹] و هوی، ۲۰۰۵) نیز بر همبستگی زیاد و معنادار میان رفتار شهروندی سازمانی و پیشرفت تحصیلی تأکید داشته‌اند.

علاوه بر این تأثیرات مستقیم، در الگوی مفروض، برخی شواهد از تأثیراتی که در زیر به‌آن‌ها اشاره می‌شود، حمایت لازم را کرده‌اند: اثر غیرمستقیم رهبری تحولی بر اعتماد به مدیر با میانجی‌گری عدالت رویه‌ای (پیلایی و همکاران، ۱۹۹۹)، اثر غیرمستقیم رهبری تحولی بر

۱ـ Mowday, Steers & Porter

۲ـ Piccolo & Colquitt

۳ـ Brockner & Siegel

۴ـ Schnake, Cochran & Dumler

۵ـ Chiu & Chen

۶ـ Park

۷ـ Koh, Steers & Terborg

۸ـ Jurewicz

۹ـ DiPaola

رفتار شهروندی سازمانی با میانجی‌گری اعتماد به‌مدیر (پادساکوف و همکاران، ۱۹۹۰؛ پیلایی و همکاران، ۱۹۹۹) و با میانجی‌گری توأم عدالت رویه‌ای و اعتماد به‌مدیر (پیلایی و همکاران، ۱۹۹۹)، اثر غیرمستقیم رهبری تحولی بر رفتار شهروندی سازمانی با میانجی‌گری رضایت شغلی و تعهد سازمانی (نونیا و همکاران، ۲۰۰۶)، اثر غیرمستقیم رهبری تحولی بر تعهد سازمانی با میانجی‌گری رضایت شغلی (نونیا و همکاران، ۲۰۰۶) و اثر غیرمستقیم عدالت رویه‌ای بر رفتار شهروندی سازمانی با میانجی‌گری اعتماد به‌مدیر (پیلایی و همکاران، ۱۹۹۹؛ ارتورک، ۲۰۰۷). مبنای شواهد پژوهشی حامی الگوی مفروض، اغلب، پژوهش‌های انجام شده در سازمان‌های غیر آموزشی هستند.

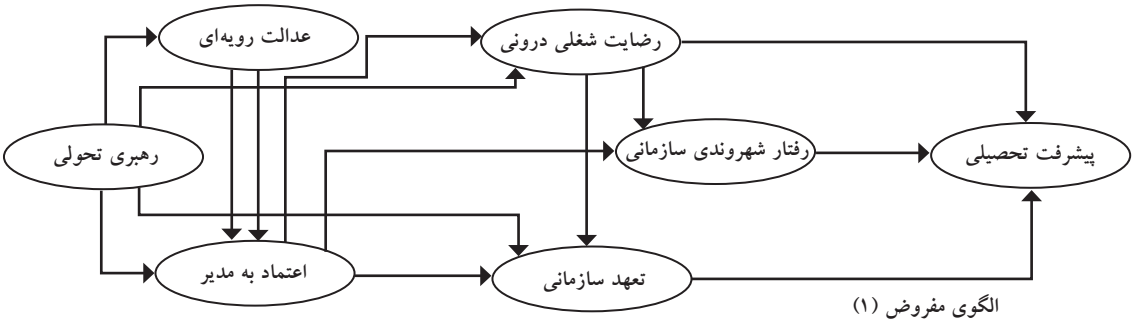
همان‌گونه که در الگوی (۱) ملاحظه می‌شود، بین برخی متغیرها مسیری ترسیم نشده است، چون شواهد نظری و پژوهشی تبیین‌کننده آن‌ها آن‌قدر نیست که بتوان آن‌ها را جزئی از الگوی مفروض دانست و آزمون آن‌ها در قالب «الگوهای بدیل»[۱] منطقی‌تر به‌نظر می‌آید. هیس[۲] (۱۹۶۹؛ نقل از پیلایی و همکاران، ۱۹۹۹)، آزمون معناداری این مسیرها را در قالب الگوهای بدیل، روش مفیدی برای حمایت از الگوهای مفروض وتکمیل آن‌ها می‌داند. در صورت معنادار شدن مسیرهای اضافه شده، بهبود شاخص‌های نیکویی برازش، در مقایسه با شاخص‌های الگوی مفروض و همچنین افزایش مقدار واریانس تبیین شده از متغیر درون‌زای مورد نظر می‌تواند معرفی الگوی جدید را به‌عنوان بدیل یا جایگزین الگوی مفروض مطرح کند. اما اگر مسیر اضافه شده به لحاظ آماری معنادار نشود، دیگر نیازی نیست شاخص‌های نیکویی برازش و مقدار واریانس تبیین شده و مقایسه آن‌ها با همین شاخص‌ها در الگوی مفروض بررسی شود (وستون و گور[۳]، ۲۰۰۶).

بر همین اساس، در این پژوهش اثر مستقیم سبک رهبری تحولی بر رفتار شهروندی سازمانی در قالب الگوی بدیل اول؛ اثر مستقیم ادراک عدالت رویه‌ای بر رضایت شغلی درونی در قالب الگوی بدیل دوم؛ اثر مستقیم ادراک عدالت رویه‌ای بر رفتار شهروندی سازمانی در قالب الگوی بدیل سوم؛ اثر مستقیم ادراک عدالت رویه‌ای بر تعهد سازمانی در قالب الگوی بدیل چهارم و اثر مستقیم تعهد سازمانی بر رفتار شهروندی سازمانی در قالب الگوی بدیل پنجم آزموده شد.

۱ـ Alternative models

۲ـ Heise

۳ـ Weston & Gore



الگوی مفروض (۱)

هدف پژوهش حاضر این است که نقش سبک رهبری تحولی مدیران در پیشرفت تحصیلی دانش‌آموزان را در قالب الگوی مفروض و مقایسه آن با الگوهای بدیل، به منظور ارائه الگوی نهایی و الگویی که پیشرفت تحصیلی دانش‌آموزان را بیشتر و بهتر تبیین کند. بررسی نماید. برای رسیدن به هدف پژوهش این سئوال ها بررسی شد:

۱ـ آیا داده‌ها از تأثیرات مستقیم، غیرمستقیم و کل بر الگوی مفروض حمایت می کنند؟

۲ـ آیا الگوی مفروض برازش خوبی با داده‌ها دارد؟

۳ـ آیا الگوهای بدیل برازش خوبی با داده‌ها دارند؟

۴ـ الگوی نهایی پژوهش کدام است؟

۵ـ آیا داده‌ها از تأثیرات مستقیم، غیرمستقیم و کل بر الگوی نهایی پژوهش حمایت می کنند؟

۶ـ آیا این الگو برازش خوبی با داده‌ها دارد؟

۷ـ الگوی نهایی چه مقدار از واریانس پیشرفت تحصیلی را تبیین می کند؟

روش‌پژوهش

پژوهش حاضر از نوع همبستگی و جامعه آماری آن شامل معلمان پایه پنجم و مدیران مدارس ابتدایی دولتی پسرانه مناطق ۱۹ گانه شهر تهران در سال ۸۸ـ۱۳۸۷ بود. برای تعیین حجم نمونه، با استناد به نظر بنتلر و چو[۱] (۱۹۸۷)(که به ازای هر پارامتر در الگوی مورد آزمون پنج تا ۱۰ آزمودنی را مناسب می‌دانند) به ازای هر ۶۸ پارامتر در الگوی مفروض، هشت آزمودنی انتخاب و به منظور حذف پرسشنامه‌های ناقص، داده‌های بیشتری نیز جمع‌آوری شد.

پس از تعیین حجم، نمونه به‌روش خوشه‌ای چندمرحله‌ای انتخاب شد؛ بدین ترتیب که ابتدا به‌منظور کنترل متغیرهای فرهنگی، اجتماعی، اقتصادی و تعمیم‌پذیری بیشتر داده‌ها، خوشه‌ها از بین مناطق پنجگانه شهر تهران (شمال، جنوب، شرق، غرب و مرکز)و مناطق ۱۹ گانه آموزش و پرورش(مناطق یک، دو، سه، چهار، پنج، شش، هشت، ۱۲، ۱۶ و ۱۷) انتخاب شدند. سپس فهرست مدارس هر یک از این مناطق استخراج و از میان آن‌ها به‌طور تصادفی ۲۰ مدرسه انتخاب شد. در پایان، با مراجعه به‌مدارس، به‌طور میانگین از هر مدرسه سه معلم و همچنین مدیر مورد بررسی قرار گرفت.

با توجه به این‌که برخی شرایط معلمان و مدیران به سوگیری در نتایج پژوهش منجر می‌شد، معلمان و مدیران واجدین شرایط از گروه نمونه حذف شدند. یکی از این شرایط در گروه معلمان، اشتغال کمتر از یک سال در مدرسه حاضر و همکاری کمتر از یک سال با مدیر فعلی مدرسه بود. در گروه مدیران نیز درصورتی که مدت مدیریت در مدرسه حاضر کمتر از یک سال بود، آن مدیر از پژوهش کنار گذاشته می‌شد. سرانجام، با توجه به‌حذف پرسشنامه‌های ناقص، ۴۴۹ معلم (۲۵۰ زن و ۱۹۹ مرد) و ۱۶۶ مدیر بررسی شدند.

در این پژوهش برای تجزیه و تحلیل داده‌ها با نرم‌افزار LISREL، از روش الگویابی معادلات ساختاری با شیوه‌ی بیشینه‌ی احتمال[۲] استفاده شد. در این روش، ابتدا در مرحله الگوی اندازه‌گیری[۳]، روایی سازه ابزارهای اندازه‌گیری و تعیین چگونگی اندازه‌گیری متغیرهای نهفته، در قالب تعدادی از نشانگرها، بررسی و سپس در مرحله الگوی معادله ساختاری، روابط علّی

۱ـ Bentler & Chou

۲ـ Maximum Liklihood

۳ـ Measurement model

میان متغیرهای نهفته مطالعه شد. در هر دو مرحله، برای قضاوت در مورد چگونگی برازش الگوها با داده‌ها، از شاخص‌های خی‌دو (X^2)، خی‌دو بر درجه آزادی (X^2/df) کمتر از ۲، برازش مقایسه‌ای(CFI) [۱] بین ۰/۹ تا ۱، نیکویی برازش [۲] (GFI) بین ۰/۹ تا ۱، نیکویی برازش انطباقی [۳] (AGFI) بین ۰/۹ تا ۱ و ریشه‌ی میانگین خطای مجذورات تقریب(RMSEA) [۴] کمتر از ۰/۶ مورداستفاده قرار گرفت.

ابزارهای پژوهش

برای جمع‌آوری داده‌ها، علاوه براسناد و مدارک سوابق پیشرفت تحصیلی دانش‌آموزان پایه پنجم، از شش پرسشنامه (در طیف پنج درجه‌ای) استفاده شد:

۱ـ پرسشنامه سبک رهبری تحولی: برای اندازه‌گیری سبک رهبری تحولی مدیران، چهار خرده‌مقیاس تأثیر ایده‌آل (هشت گویه)، انگیزش الهام‌بخش (چهار گویه)، تحریک هوشمندانه (چهار گویه) و ملاحظه فردی (چهار گویه) در فرم کوتاه پرسشنامه رهبری چند عاملی [۵] باس و آولیو (۲۰۰۰) به کار رفت. پایایی پرسشنامه برای هر یک از خرده مقیاس‌ها با روش آلفا به‌ترتیب ۰/۹۴، ۰/۸۸، ۰/۸۸ و ۰/۸۸ و برای کل ابزار ۰/۹۴ به‌دست آمد.

۲ـ پرسشنامه اعتماد به مدیر: برای اندازه‌گیری این متغیر، از خرده‌مقیاس هشت گویه‌ای اعتماد معلمان به‌مدیر در پرسشنامه اعتماد در مدرسه (هوی و شانن موران، ۲۰۰۳) استفاده شد. پایایی این پرسشنامه ۰/۹۴ بود.

۳ـ پرسشنامه عدالت رویه‌ای: برای اندازه‌گیری این متغیر نیز از خرده‌مقیاس عدالت رویه‌ای پرسشنامه عدالت سازمانی کولکوئیت (۲۰۰۱) که هفت گویه آن‌را اندازه‌گیری می‌کند، استفاده شد. پایایی این پرسشنامه ۰/۸۲ به‌دست آمد.

۴ـ پرسشنامه رضایت شغلی درونی: این متغیر با استفاده از خرده‌مقیاس گویه‌ای رضایت شغلی

۱ـ Comorative Fit Index (CFI)

۲ـ Goodness of Fit Index (GFI)

۳ـ Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI)

۴ـ Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)

۵ـ Multifactor leadership Questionnaire (MLQ:5X – 5hort)

درونی در فرم کوتاه پرسشنامه رضایت شغلی مینسوتا[۱] (ویس، دیویس، انگلند و لافکوئیست[۲]، ۱۹۶۷) اندازه‌گیری شد. پس از محاسبه پایایی، حذف یک گویه بر پایایی ابزار افزود و در نهایت پایایی ۰/۹۴ به‌دست آمد.

۵ـ پرسشنامه تعهد سازمانی: برای اندازه‌گیری این متغیر از فرم کوتاه پرسشنامه تعهد سازمانی ماودای و همکاران (۱۹۷۹) استفاده شد. پایایی این این پرسشنامه که نُه گویه دارد، ۰/۹۱ بود.

۶ـ پرسشنامه رفتار شهروندی سازمانی: این متغیر باپرسشنامه ۱۵ گویه‌ای دی‌پائولا، تارتر[۳] و هوی (۲۰۰۵) اندازه گرفته شد. پس از محاسبه پایایی، مشخص شد که با حذف یک گویه، پایایی ابزار افزایش قابل قبولی می‌یابد، لذا این گویه حذف و پایایی نهایی ۰/۸۶ به‌دست آمد.

۷ـ پیشرفت تحصیلی: معدل سال گذشته دانش‌آموزان پایه پنجم (دانش‌آموزان معلمانی که جزو نمونه پژوهش بودند) در امتحانات پایانی (کتبی) دروس ریاضیات و علوم اندازه‌گیری و ملاک قضاوت در مورد این متغیر قرار گرفت. از آنجا که امتحانات نهایی پایه پنجم منطقه‌ای برگزار می‌شود، به‌منظور ایجاد امکان مقایسه بیشتر، ابتدا معدل‌ها به نمرهٔ معیار Z و سپس برای حذف علامت منفی به نمرهٔ معیار T تبدیل شدند.

روش اجرا

ابتدا پرسشنامه‌ها را دو متخصص از انگلیسی به‌فارسی و دو متخصص دیگر از فارسی به‌انگلیسی ترجمه کردند. سپس، تفاوت‌های نسخه‌های فارسی و انگلیسی ارزیابی شد و با فرایند مرور مکرر[۴] به‌حداقل رسید. پس از آن، برای از نظر دور نماندن ویژگی‌های فرهنگی و بررسی سلاست و روانی، تعدادی از معلمان، مدیران و دانشجویان کارشناسی ارشد و دکترا و استادان پرسشنامه‌ها را بررسی و برای اجرای اولیه آماده کردند. این فرایند روایی محتوایی و صوری تمام پرسشنامه‌ها را تضمین کرد.

پس از طی این مراحل و اجرای اولیه برای نمونه‌ای از معلمان و مدیران، پایایی همه

۱ـ Minnesota Satisfaction Questionnaire (MSQ)

۲ـ Weiss, Dawis, England & Lofquist

۳ـ Tarter

۴ـ Iterative review process

پرسشنامه‌ها مطلوب بود. در اجرای نهایی، به‌مدیران و معلمان اطمینان کامل داده شد که هویت آن‌ها محفوظ می‌ماند، اطلاعات فردی به‌صورت کلی تفسیر می‌شود و هیچ تصمیمی در مورد آن‌ها گرفته نمی‌شود. پس از تکمیل شدن پرسشنامه‌های معلم و مدیر، پرسشنامه‌های مربوط به‌هر معلم مشخص شد و سپس با هماهنگی مدیر به دفتردار مدرسه مراجعه و سوابق و نمرات کتبی امتحانات نهایی دروس ریاضی و علوم دانش‌آموزان معلمانی که پرسشنامه‌ها را تکمیل کرده بودند، بررسی و ثبت شد.

یافته‌ها

برای بررسی این موضوع که آیا الگوی اندازه‌گیری متغیرهای نهفته اسباب مناسب و قابل قبولی برای بررسی الگوهای ساختاری فراهم آورده‌اند یا نه، ابتدا ساختار عاملی هر یک از آن‌ها با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی بررسی شد. نتایج تحلیل عاملی نشان داد که ساختار عاملی پرسشنامه‌ها بر ساختار معرفی شده سازندگان آن‌ها منطبق است. پس از بررسی ساختار عاملی، برای بررسی چگونگی برازش الگوی اندازه‌گیری متغیر نهفته برون‌زا و درون‌زا با داده‌های جمع‌آوری شده، تحلیل عاملی تأییدی، قبل و بعد از تلفیق گویه‌ها، به‌کار رفت. روش الگویابی معادلات ساختاری به‌زیاد بودن تعداد نشانگرها بسیار حساس است و برای کاهش آن‌ها روش‌های مختلفی به‌کار می‌رود که یکی از آن‌ها تلفیق گویه‌ها[1]ست. با این روش می‌توان نشانگرهای هر متغیر نهفته را در صورتی که تعدادشان بیشتر از پنج و حجم نمونه نیز بالا باشد، تلفیق کرد(هال، اسنر و سینگرفوست[2]، ۱۹۹۹). کاهش تعداد نشانگرها به افزایش بهنجاری توزیع آن‌ها برای هر متغیر نهفته می‌انجامد و از میزان خطای نمونه‌گیری نیز می‌کاهد (باندلاس[3]، ۲۰۰۲). برای تلفیق گویه‌ها، از روش‌های مختلفی استفاده می‌شود که از میان آن‌ها روش تلفیق تصادفی بهتر است، چون سوگیری‌اش کمتر از سایر روش‌هاست. به‌بیان دیگر، در این روش، برای تلفیق گویه‌ها، هیچ مبنای از قبل تعیین شده‌ای وجود ندارد (هال و همکاران، ۱۹۹۹).

در این پژوهش با توجه به‌شرایط مذکور، از این فن برای متغیرهای نهفته درون‌زای مستقل استفاده شد. با تحلیل عاملی تأییدی برای متغیر نهفته برون‌زا (رهبری تحولی)، قدرت و معناداری

۱ـ Item parceling

۲ـ Hall, Snell & Singer Foust

۳ـ Bandalos

چهار نشانگرِ تأثیر ایده‌آل، انگیزش الهام‌بخش، تحریک هوشمندانه و ملاحظه فردی (X۴ تا X۱) در اندازه‌گیری و برازش مناسب (X^2/df : ۱/۷۸، CFI : ۱، GFI : ۰/۹۹، AGFI : ۰/۹۷، RMSEA : ۰/۰۵۰) الگوی اندازه‌گیری آن‌ها با داده‌های جمع‌آوری شده تأیید شد. همچنین با تحلیل عاملی قبل از تلفیق قدرت و معناداری ۸، ۷، ۱۱، ۹ و ۱۴، نشانگر در اندازه‌گیری متغیرهای نهفته درون‌زای مستقل به ترتیب شامل اعتماد به مدیر، عدالت رویه‌ای، رضایت شغلی درونی، تعهد سازمانی و رفتار شهروندی سازمانی و برازش مناسب الگوی اندازه‌گیری آن‌ها با داده‌ها تأیید شد.

شایان ذکر است که در این پژوهش، برای متغیر نهفته درون‌زای وابسته (پیشرفت تحصیلی) صرفاً یک نشانگر (جمع معدل دو درس ریاضی و علوم) در نظر گرفته شد. نرم‌افزار LISREL، با گرفتن فرمانی می‌تواند تحلیل با متغیر نهفته‌ای را که یک نشانگر دارد امکان‌پذیر کند. پس از تلفیق تصادفی و دو به دوی نشانگرهای متغیر اعتماد به مدیر، تحلیل عاملی تأییدی شاخص‌های نیکویی برازش (X^2/df : ۰/۸۶، CFI : ۱، GFI : ۱، AGFI : ۰/۹۹، RMSEA : ۰/۰۰)، برازش مناسب الگوی اندازه‌گیری چهار نشانگر (Y۴ تا Y۱) این متغیر را با داده‌ها نشان می‌دهد.

برای متغیر عدالت رویه‌ای نیز پس از تقلیل نشانگرها به سه نشانگر (که دو مورد از تلفیق دو نشانگر و یک مورد از تلفیق سه نشانگر ایجاد شده‌اند)، تحلیل عاملی تأییدی شاخص‌های نیکویی برازش، برازش کامل الگوی اندازه‌گیری سه نشانگر (Y۷ تا Y۵)این متغیر نهفته را با داده‌ها نشان داد.

برای متغیر رضایت شغلی درونی، ۱۱ نشانگر قبلی به‌چهار نشانگر (که سه مورد از تلفیق سه نشانگر و یک مورد از تلفیق دو نشانگر ایجاد شده‌اند) تقلیل داده شد. پس از تحلیل عاملی تأییدی، شاخص‌های نیکویی برازش (X^2/df : ۱/۶۷، CFI : ۱، GFI : ۰/۹۹، AGFI : ۰/۹۷، RMSEA : ۰/۰۵۰) مبین این بود که الگوی اندازه‌گیری چهار نشانگر (Y۱۱ تا Y۸) این متغیر نهفته با داده‌ها برازش مناسبی داشته است.

برای متغیر رفتار شهروندی سازمانی ۱۴ نشانگر قبلی به پنج نشانگر (که چهار مورد آن از تلفیق سه نشانگر و یک مورد از تلفیق دو نشانگر ایجاد شده‌اند) کاهش یافت و پس از تحلیل عاملی تأییدی، شاخص‌های نیکویی برازش (X^2/df : ۱/۹۸، CFI : ۱، GFI : ۰/۹۹، AGFI : ۰/۹۶، RMSEA : ۰/۰۴۶) حکایت از برازش مناسب الگوی اندازه‌گیری پنج نشانگر (Y۱۲ تا Y۱۶) این متغیر نهفته با داده‌ها داشت.

در نهایت، برای متغیر تعهد سازمانی، با تلفیق، نُه نشانگر قبلی که هر یک از تلفیق سه نشانگر ایجاد شده‌اند، به سه نشانگر (Y۱۷ تا Y۱۹) کاهش یافت. پس از تحلیل عاملی تأییدی، شاخص‌های نیکویی برازش، برازش کامل الگوی اندازه‌گیری سه نشانگر (Y۱۲ تا Y۱۶) این متغیر نهفته را با داده‌ها نشان دادند. به این ترتیب، مرحله الگوی اندازه‌گیری، مبنای خوبی برای مرحله الگویابی معادله ساختاری فراهم آورده است.

در جدول (۱)، توصیف آماری، ماتریس همبستگی و کوواریانس متغیرهای نهفته آمده است.

جدول ۱. توصیف آماری، ماتریس همبستگی و کوواریانس بین متغیرهای نهفته

متغیرهای نهفته	میانگین	انحراف معیار	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
سبک رهبری تحولی	۴/۰۰۲	۰/۷۶	۱	۰/۷۲*	۰/۴۲*	۰/۲۶*	۰/۱۸*	۰/۱۵*	۰/۱۰*
اعتماد به مدیر	۴	۰/۹۸	۰/۸۰	۱	۰/۴۷*	۰/۲۴*	۰/۱۸*	۰/۱۴*	۰/۱۱*
عدالت رویه‌ای	۳/۸۵	۰/۷۵	۰/۵۱	۰/۴۹	۱	۰/۳۲*	۰/۱۵*	۰/۱۰*	۰/۱۳*
رضایت شغلی درونی	۴/۲۹	۰/۷۶	۰/۳۵	۰/۲۶	۰/۱۷	۱	۰/۳۲*	۰/۱۹*	۰/۳۹*
رفتار شهروندی سازمانی	۳/۸۳	۰/۵۰	۰/۲۰	۰/۲۰	۰/۱۱	۰/۳۱	۱	۰/۲۹*	۰/۴۹*
تعهد سازمانی	۴/۰۲	۰/۸۳	۰/۱۸	۰/۱۵	۰/۰۹	۰/۲۰	۰/۰۷	۱	۰/۳۱*
پیشرفت تحصیلی	۵۰	۱۰	۰/۱۹	۰/۱۶	۰/۱۰	۰/۳۹	۰/۴۴	۰/۲۶	۱
P <۰/۰۵*									

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیش‌فرض‌های نرمال بودن توزیع متغیرها، وجود رابطه خطی میان آن‌ها، متغیرهای مشاهده شده چندگانه (داشتن حداقل سه متغیر برای هر متغیر نهفته برون‌زا و درون‌زا)، الگوی بیش از حد مشخص شده[۱]، فقدان هم‌خطی چندگانه[۲] بین متغیرهای نهفته برون‌زا و درون‌زا و فاصله‌ای بودن مقیاس اندازه‌گیری، پیش از چگونگی برازش الگوهای ساختاری، بررسی شدند. پس از بررسی مفروضات، الگوی مفروض برازش داده شد.

۱ـ Over identified model

۲ـ Multicollinearity

برای پاسخ گویی به سئوال اول، پارامترهای مربوط به تأثیرات مستقیم، غیرمستقیم و کل بررسی شد که نشان دادند تمام تأثیرات مستقیم به استثنای اثررهبری تحولی بر تعهد سازمانی (با ضریب پارامتر استاندارد B=۰/۰۹ و مقدار t=۰/۹۴)، اثر اعتماد به مدیر بر رضایت شغلی درونی (با ضریب پارامتر استاندارد B= ۰/۰۵، و مقدار t=۰/۵۵) و بر تعهد سازمانی (با ضریب پارامتر استاندارد B=۰/۰۴ و مقدار t=۰/۴۱) معناداراست. در میان تأثیرات غیر مستقیم، اثر عدالت رویه‌ای بر رفتار شهروندی سازمانی (با ضریب پارامتر استاندارد B=۰/۰۱ و مقدار t=۱/۷۸) وبر پیشرفت تحصیلی (با ضریب پارامتر استاندارد B= ۰/۰۰ و مقدار t=۱/۷۴) معنادار نبود. همچنین در میان تأثیرات کل نیز باز هم اثر عدالت رویه‌ای بر رفتار شهروندی سازمانی (با ضریب پارامتر استاندارد B=۰/۰۱ و مقدار t=۱/۷۸) و بر پیشرفت تحصیلی (با ضریب پارامتر استاندارد B=۰/۰۰ و مقدار t=۱/۷۴) معنادار نبود. بر همین اساس همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، در پاسخ به سئوال اول مشخص شد که داده‌ها از تمامی تأثیرات مستقیم، غیرمستقیم و کل در الگوی مفروض حمایت نمی‌کنند.

برای پاسخ گویی به سئوال دوم پژوهش، شاخص‌های نیکویی برازش الگوی مفروض شامل X^2/df : ۲/۷۳، CFI : ۰/۹، GFI : ۰/۹۱، AGFI : ۰/۸۹، RMSEA : ۰/۰۶۴ نشان داد که این الگو برازش خوبی با داده‌ها نداشته است.

برای پاسخ گویی به سئوال سوم پژوهش، بررسی الگوهای بدیل نشان داد که در الگوی بدیل اول، اثر مستقیم رهبری تحولی بر رفتار شهروندی سازمانی (با ضریب پارامتر استاندارد B=۰/۰۹ و مقدار t=۰/۹۹) معنادار نیست. الگوی بدیل دوم با اضافه شدن مسیر مستقیم بین عدالت رویه‌ای و رضایت شغلی درونی شکل گرفته بود. بررسی معناداری نشان داد که این اثر مستقیم با ضریب پارامتر استاندارد B برابر ۰/۲۰ و t برابر ۳/۴۹ معنادار است. صرف معناداری این اثر دلیل موجهی برای پذیرش این الگو نیست و بررسی شاخص‌های نیکویی برازش نیز ضروری است. شاخص‌های نیکویی برازش الگوی بدیل دوم(شامل X^2/df : ۱/۶۴، CFI : ۰/۹۹، GFI : ۰/۹۳، AGFI : ۰/۹۱، RMSEA : ۰/۰۴۰) حاکی از برازش بهتر این الگو از الگوی مفروض است. بررسی مقدار واریانس تبیین شده در این الگو نشان داد که این الگو نیز همانند الگوی مفروض R^2 : ۰/۳۰ از واریانس پیشرفت تحصیلی را تبیین کرده است. با وجود این‌که در مقدار واریانس تبیین شده تغییری دیده نمی‌شود، اما از آنجا که این مسیر به لحاظ آماری معنادار

شده و در شاخص‌های نیکویی برازش نیز تغییر مثبتی ایجاد کرده است، الگوی بدیل دوم را می‌توان به عنوان یکی از الگوهای جایگزین الگوی مفروض پذیرفت.

الگوی بدیل سوم با اضافه شدن مسیر مستقیم بین عدالت رویه‌ای و رفتار شهروندی سازمانی ایجاد شده بود. نتایج بررسی این الگو نشان داد که این اثر مستقیم، با ضریب پارامتر استاندارد B برابر ۰/۰۵ و t برابر ۰/۸۵ معنادار نیست.

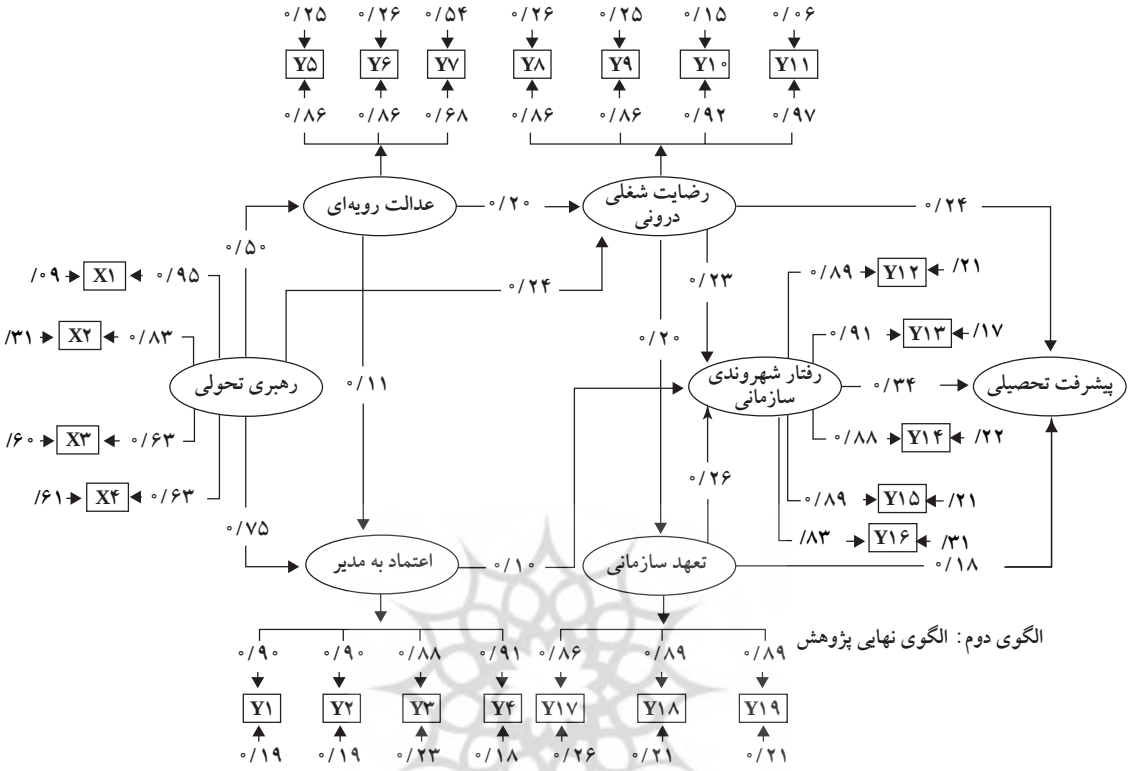
الگوی بدیل چهارم، با اضافه شدن مسیر مستقیم بین عدالت رویه‌ای و تعهد سازمانی تشکیل شد. الگوی برازش یافته نشان داد که اثر مستقیم عدالت رویه‌ای بر تعهد سازمانی، با ضریب پارامتر استاندارد B برابر ۰/۰۲ و t برابر ۰/۳۱ معنادار نیست.

درنهایت، بررسی الگوی بدیل پنجم که با افزودن مسیر مستقیم بین تعهد سازمانی و رفتار شهروندی سازمانی ایجاد شده بود، نشان داد که این اثر مستقیم با ضریب پارامتر استاندارد B برابر ۰/۲۶ و t برابر ۵/۳۰ معنادار است. شاخص‌های نیکویی برازش این الگو نیز (شامل ۱/۶۳ : X^2/df، ۰/۹۹ : CFI، ۰/۹۳ : GFI، ۰/۹۱ : AGFI، ۰/۰۳۹ : RMSEA) حکایت از برازش بهتر این الگو از الگوی مفروض دارد. این الگو پیشرفت تحصیلی را بیشتر تبیین کرده و توانسته است با ۰/۰۲ افزایش نسبت به الگوی مفروض ۰/۳۲ : R^2 از واریانس پیشرفت تحصیلی را تبیین معنادار کند.

بنابراین، معنادار شدن اثر، بهبود شاخص‌های نیکویی برازش و نیز افزایش مقدار تبیین پیشرفت تحصیلی، برتری الگوی بدیل پنجم را بر الگوی مفروض نشان می‌دهد، لذا این الگو می‌تواند به‌عنوان یکی دیگر از الگوهای جایگزین الگوی مفروض پذیرفته شود. در مجموع، نتیجه پاسخ‌گویی به سئوال سوم این بود که الگوهای بدیل دوم و پنجم برازش بهتری با داده‌ها دارند و الگوی بدیل پنجم پیشرفت تحصیلی را بیشتر تبیین می‌کند.

برای پاسخ‌گویی به سئوال‌های چهارم تا ششم، پس از حذف مسیرهای غیر معنادار در الگوی مفروض، الگوهای بدیل دوم و پنجم در آن ادغام و الگوی نهایی پژوهش (الگوی دوم) ایجاد شد که به ترتیب ذیل برازش یافته است:

در پاسخ به سئوال پنجم، پارامترهای تأثیرات مستقیم، غیرمستقیم و کل در این الگو بررسی



شد که به تفکیک در جدول (۲) گزارش شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۲. تأثیرات مستقیم، غیرمستقیم و کل در الگوی نهایی

	تأثیرات	B	t	تأثیرات	B	t
مستقیم	رهبری تحولی بر اعتماد به مدیر	۰/۷۵	۱۴/۸۰*	رضایت شغلی درونی بر رفتار شهروندی سازمانی	۰/۲۳	۴/۵۱*
	رهبری تحولی بر عدالت رویهای	۰/۵۰	۹/۵۴*	رضایت شغلی درونی بر تعهد سازمانی	۰/۲۰	۳/۷۸*
	رهبری تحولی بر رضایت شغلی درونی	۰/۲۴	۴/۰۵*	رضایت شغلی درونی بر پیشرفت تحصیلی	۰/۲۴	۵/۳۷*
	اعتماد به مدیر بر رفتار شهروندی سازمانی	۰/۱۰	۲/۰۲*	رفتار شهروندی سازمانی بر پیشرفت تحصیلی	۰/۳۴	۷/۲۹*
	عدالت رویهای بر اعتماد به مدیر	۰/۱۱	۲/۶۳*	تعهد سازمانی بر پیشرفت تحصیلی	۰/۱۸	۳/۹۶*
	عدالت رویهای بر رضایت شغلی درونی	۰/۲۰	۳/۳۶*			
غیر مستقیم	رهبری تحولی بر اعتماد به مدیر، میانجی گر عدالت رویه‌ای	۰/۰۶	۲/۶۰*	عدالت رویه‌ای بر تعهد سازمانی، میانجی گر رضایت شغلی درونی	۰/۰۴	۲/۵۲*
	رهبری تحولی بر رضایت شغلی درونی، میانجی گرعدالت رویه‌ای و اعتماد به مدیر	۰/۱۰	۳/۲۱*	رضایت شغلی درونی بررفتار شهروندی سازمانی، میانجی گر تعهد سازمانی	۰/۰۵	۳/۰۷*
	رهبری تحولی بر تعهد سازمانی، میانجی گر عدالت رویه‌ای، اعتماد به مدیر و رضایت شغلی درونی	۰/۰۷	۳/۳۲*	اعتماد به مدیر بر پیشرفت تحصیلی، میانجی گر رفتار شهروندی سازمانی	۰/۰۴	۲/۰۱*
	رهبری تحولی بر رفتار شهروندی سازمانی، میانجی گر عدالت رویه‌ای، اعتماد به مدیر، رضایت شغلی درونی و تعهد سازمانی	۰/۱۸	۴/۲۴*	عدالت رویه‌ای بر پیشرفت تحصیلی، میانجی گر اعتماد به مدیر، رضایت شغلی درونی، تعهد سازمانی و رفتار شهروندی سازمانی	۰/۰۸	۳/۲۶*
	رهبری تحولی بر پیشرفت تحصیلی، میانجیگرعدالت رویهای، اعتماد به مدیر، رضایت شغلی درونی، تعهد سازمانی و رفتار شهروندی سازمانی	۰/۱۶	۵/۶۳*	رضایت شغلی درونی برپیشرفت تحصیلی، میانجیگرتعهد سازمانی و رفتار شهروندی سازمانی	۰/۱۳	۵/۱۴*
	عدالت رویه‌ای بر رفتار شهروندی سازمانی، میانجی گر اعتماد به مدیر و رضایت شغلی درونی	۰/۰۷	۳/۳۵*	تعهد سازمانی بر پیشرفت تحصیلی، میانجیگررفتار شهروندی سازمانی	۰/۰۹	۴/۲۶*

رهبری تحولی بر اعتماد به مدیر	۰/۸۰	۱۷/۲۴*	عدالت رویهای بر پیشرفت تحصیلی	۰/۰۸	۳/۲۶*	
رهبری تحولی بر عدالت رویه‌ای	۰/۵۰	۹/۴۶*	اعتماد به مدیر بر رفتار شهروندی سازمانی	۰/۰۵	۲/۰۲*	
رهبری تحولی بر رضایت شغلی درونی	۰/۳۴	۶/۶۶*	اعتماد به مدیر بر پیشرفت تحصیلی	۰/۰۴	۲/۰۱*	
اعتماد به مدیر بر رفتار شهروندی سازمانی	۰/۱۸	۴/۲۴*	رضایت شغلی درونی بر رفتار شهروندی سازمانی	۰/۲۸	۵/۴۲*	
رهبری تحولی بر تعهد سازمانی	۰/۰۷	۳/۳۲*	رضایت شغلی درونی بر تعهد سازمانی	۰/۲۰	۳/۷۸*	
رهبری تحولی بر پیشرفت تحصیلی	۰/۱۶	۵/۶۳*	رضایت شغلی درونی بر پیشرفت تحصیلی	۰/۳۷	۷/۸۳*	۷
عدالت رویهای بر اعتماد به مدیر	۰/۱۱	۲/۶۳*	رفتار شهروندی سازمانی بر پیشرفت تحصیلی	۰/۳۴	۷/۲۹*	
عدالت رویهای بر رضایت شغلی درونی	۰/۲۰	۳/۳۶*	تعهد سازمانی بر رفتار شهروندی سازمانی	۰/۲۶	۵/۱۰*	
عدالت روی ای بر رفتار شهروندی سازمانی	۰/۰۷	۳/۳۵*	تعهد سازمانی بر پیشرفت تحصیلی	۰/۲۷	۵/۷۱*	
عدالت رویهای بر تعهد سازمانی	۰/۰۴	۲/۵۲*				
P <۰/۰۵*						

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، در این الگو بر خلاف الگوی مفروض، تمامی تأثیرات معنادارند. بنابراین، پاسخ به سئوال پنجم مشخص کرد که داده‌ها از تمامی تأثیرات مستقیم، غیرمستقیم و کل بر الگوی نهایی حمایت می‌کنند.

پاسخ به سئوال ششم مشخص کرد که شاخص‌های نیکویی برازش الگوی نهایی

(X^2/df : ۱/۵۲، CFI: ۰/۹۹، GFI: ۰/۹۳، AGFI: ۰/۹۱، RMSEA : ۰/۰۳۶) با شاخص‌های الگوی مفروض تفاوت قابل ملاحظه‌ای دارند. بنابراین می‌توان گفت، برازش این الگو با داده‌ها بهتر از الگوی مفروض بوده است. همچنین نتایج پاسخ به سئوال آخر نشان داد که الگوی نهایی، اعتماد به مدیر را بیشتر (R^2 : ۰/۶۵) و تعهد سازمانی راکمتر از بقیه (R^2 : ۰/۰۴۰) تبیین کرده است. با تأکید بر متغیر نهفته پیشرفت تحصیلی، به عنوان متغیر نهفته درون‌زای نهایی و وابسته، الگوی نهایی R^2 : ۰/۳۰ از واریانس آن را به طور معنادار تبیین کرده که در مقایسه

با الگوی مفروض ۰/۰۲ افزایش داشته است.

به‌طور کلی، الگوی نهایی پژوهش به دلایل زیر پیشرفت تحصیلی دانش‌آموزان را بهتر از الگوی مفروض تبیین کرده است:

۱) شاخص‌های نیکویی برازش بهتری داشتند. به بیان دیگر، با داده‌ها برازش بهتری داشتند.

۲) الگوی نهایی بر پیشرفت تحصیلی، تأثیرات کل و غیرمستقیم داشته است.

۳) تمام تأثیرات (مستقیم، غیرمستقیم و کل) بر آن معنادار بوده است. به بیان دیگر، داده‌ها از تمام تأثیرات مستقیم، غیر مستقیم و کل برآن حمایت کرده‌اند.

۴) مقدار بیشتری از واریانس پیشرفت تحصیلی را تبیین کرده است.

بحث

نتایج بررسی الگوی نهایی حاکی از آن بود که رهبری تحولی بر اعتماد به مدیر اثر مستقیم و معنادار داشته است. در فرایند تأثیرگذاری رهبران تحولی بر زیردستان، اعتماد به مدیر یکی از مهم‌ترین متغیرها به‌شمار می‌آید (باس و ریگیو[۱]، ۲۰۰۶). رهبران تحولی برای ایجاد و گسترش نگرشهای شغلی مثبت در زیردستان، ابتدا اعتماد آن‌ها را به خود جلب می‌کنند (نگودو، ۲۰۰۸). به همین دلیل اعتماد به مدیر، اکسیری شناخته شده است که رهبران تحولی را به زیردستان پیوند می‌زند (پیلایی و همکاران، ۱۹۹۹).

رهبران تحولی برای ترغیب زیردستان به ریسک‌پذیری و سئوال کردن درباره پیش فرض‌های مسلم و قطعیِ مفروض، صورت‌بندی مجدد مسایل، بازنگری موقعیت‌های قدیمی با روش‌ها و چشم‌اندازهای جدید و آزمودن شیوههای جدید برای انجام دادن کارها و حل مسایل، ابتدا اعتماد آن‌ها را به خود جلب می‌کنند، به این صورت که خودشان نیز همان طور عمل می‌کنند و این باعث می‌شود زیردستان مطمئن شوند که رهبران تحولی نیز همواره برای بهبود عملکرد خود در تلاش‌اند و همین امر اعتمادشان را جلب می‌کند.

به‌علاوه رهبران تحولی، با ایجاد و گسترش یک آرمان مشترک و جمعی و هدایت زیردستان به‌سوی تحقق این آرمان نقش مهمی در برقراری روابط حاکی از اعتماد بین خود و زیردستانشان ایفا می‌کنند (باس و ریگیو، ۲۰۰۶).

۱ـ Riggio

نگودو (۲۰۰۸) اعتماد به مدیر را برآیند ایجاد و گسترش مبادلات اجتماعی با کیفیت بین رهبران و زیردستان دانسته و رهبران تحولی را به دلیل ایجاد این تبادلات همواره در جلب اعتماد زیردستان موفق می‌داند.

باس و ریگیو (۲۰۰۶، (ص: ۴۳).)، اعتماد را یکی از نتایج قابلیت تأثیرگذاری ایده‌آل رهبران تحولی می‌دانند. زیردستانی که پیوندجویی بالایی با رهبر تحولی دارند، او را نماد و الگوی عملکردی خود می‌دانند، از همکاری با او احساس غرور می‌کنند، رفتار او را احترام به خود می‌دانند و از تمایلات، علایق و نیازهایشان به نفع نیازهای جمعی و سازمانی چشم می‌پوشند و یقیناً به او اعتماد بسیار زیادی دارند. آن‌ها بر این باورند که رهبران تحولی با نشان دادن انسجام و یکپارچگی رفتاری و رفتارهای فداکارانه، رفتار عادلانه با زیردستان و داشتن ایمان به آن‌ها و باور آن‌ها و همچنین توانمندسازی فرد فردشان، تأثیر بی‌واسطه‌ای بر جلب اعتماد آن‌ها دارند.

نتایج پژوهش حاضر در این مورد، با نتایج پژوهش‌هایی که در سازمان‌های غیرآموزشی شده (نظیر پادساکوف و همکاران، ۱۹۹۰؛ پیلایی و همکاران، ۱۹۹۹؛ جونگ و آولیو، ۲۰۰۰؛ دیرکس و فرین، ۲۰۰۲؛ جیلپسی و من، ۲۰۰۵) همسوست. معنادار شدن اثر مستقیم رهبری تحولی بر عدالت رویه‌ای نیز بر نتایج برخی پژوهش‌ها در سازمان‌های غیرآموزشی (نظیر کورسگاردو همکاران، ۱۹۹۵؛ پیلایی و همکاران، ۱۹۹۹؛ نیپنبرگ و همکاران، ۲۰۰۷) منطبق است. به نظر کورسگارد و همکاران (۱۹۹۵) و پیلایی و همکاران (۱۹۹۹)، رهبران تحولی از رهبرانی هستند که تأثیر بسزایی بر ادراک مثبت کارکنان از عدالت رویه‌ای دارند.

نگودو (۲۰۰۸)، توانمندسازی را از دلایل تأثیرگذاری رهبران بر ادراک عدالت رویه‌ای می‌داند. به عقیده او رهبران تحولی با جلب مشارکت زیردستان در فرایندهای تصمیم‌گیری باعث توانمندسازی آن‌ها می‌شوند و از این طریق بر ادراکات مثبت آن‌ها از عادلانه بودن رویه‌ها، به ویژه رویه‌های تصمیم‌گیری، تأثیر می‌گذارند.

علاوه بر اعتماد به مدیر و عدالت رویه‌ای، اثر مستقیم سبک رهبری تحولی بر رضایت شغلی درونی نیز معنادار بود. باس و ریگیو (۲۰۰۶، (ص: ۴۱).) بر این باورند که داشتن زیردستان رضایت‌مند، یکی از مهم‌ترین وجوه ممیز رهبران تحولی از سایر رهبران است آن‌ها معتقدند که رهبران تحولی با برقراری مبادلات نزدیک، دوستانه و اجتماعی و پرهیز از مبادلات سرد و بی‌روح با زیردستان و تأکید بر انگیزش درونی، به جای انگیزش بیرونی، رضایت درونی زیادی

در زیردستان به وجود می‌آورند. زیردستان این رهبران حتی در شرایط سخت و شرایطی که زیاد از جنبه‌های بیرونی و مادی شغل خود بهره نمی‌برند، با انگیزش و رضایت درونی بسیار زیاد در راستای تحقق اهداف جمعی تلاش می‌کنند. نتایج پژوهش در مورد این اثر با شواهد موجود در سازمان‌های غیرآموزشی (نظیر پادساکوف و همکاران، ۱۹۹۰) و مدارس (نظیر گریفیث، ۲۰۰۴؛ نونیا و همکاران، ۲۰۰۶) همسوست.

اما معنادار نشدن اثر مستقیم رهبری تحولی بر تعهد سازمانی در الگوی مفروض، مغایر پژوهش‌های موجود در مدارس (نظیر روز و گری، ۲۰۰۶ الف وب؛ نونیا و همکاران، ۲۰۰۶) و سازمان‌های غیرآموزشی (پیکولو و کولکوئیت، ۲۰۰۶) و هماهنگ با پژوهش پیلایی و همکاران (۱۹۹۹)، در سازمان‌های غیرآموزشی بود. باس و ریگیو (۲۰۰۶)، با بررسی پژوهش‌های مختلف و متعدد، این نتیجه را گزارش می‌کنند که تعهد به سازمان، به مدیر و گروه و همچنین پیوندجویی، هم‌ذات‌پنداری و دلبستگی کارکنان به سازمان و ارزش‌ها و اهداف آن، در شرایطی که مدیران به قابلیت‌های رهبران تحولی مجهزند، امری است بدیهی، اما در مورد تأثیر بی‌واسطه آن‌ها بر تعهد سازمانی هنوز به شواهد پژوهشی دیگری نیاز است.

معنادار شدن اثر مستقیم عدالت رویه‌ای بر اعتماد به مدیر یافته دیگر پژوهش بود. به طور کلی، هم به لحاظ نظری و هم پژوهشی، بین عدالت رویه‌ای و اعتماد به مدیر همبستگی زیادی وجود دارد (نگودو، ۲۰۰۸). به طور طبیعی، وجود روابط و رویه‌های عادلانه بین مدیر و زیردستان، اعتماد زیردستان را به مدیر جلب می‌کند. نتایج پژوهش در این مورد با شواهد موجود در سازمان‌های غیرآموزشی (نظیر پیلایی و همکاران، ۱۹۹۹؛ ارتورک، ۲۰۰۷) هماهنگ بود. همچنین معناداری اثر مستقیم اعتماد به مدیر بر رفتار شهروندی سازمانی، با پژوهش‌های پیشین (نظیر بروکنر و سیگل، ۱۹۹۵؛ کروسگارد و همکاران، ۱۹۹۵؛ پیلایی و همکاران، ۱۹۹۹؛ دیرکس و فرین، ۲۰۰۲) در سازمان‌های غیرآموزشی، همسوست.

به نظر پیلایی و همکاران (۱۹۹۹)، اعتماد به مدیر، با ایجاد هنجارها و قواعد غیررسمی در کارکنان، باعث آشکار شدن رفتار شهروندی سازمانی در آن‌ها می‌شود. بنابراین، هنگامی که میان مدیران و زیردستان اعتماد وجود دارد، زیردستان به شرکت کردن در رفتارهای افزون بر نقش و بروز رفتار شهروندی سازمانی اشتیاق و تمایل بیشتری خواهند داشت.

اما معنادار نشدن اثر مستقیم اعتماد به مدیر بر رضایت شغلی درونی در الگوی مفروض، مغایر

با پژوهش پادساکوف و همکاران (۱۹۹۰) و دیرکس و فرین (۲۰۰۲) و موافق پژوهش پیلایی و همکاران (۱۹۹۹) است. معنادار نشدن اثر مستقیم اعتماد به مدیر بر تعهد سازمانی، مغایر برخی پژوهش‌ها (دیرکس و فرین، ۲۰۰۲) و همسو با نتایج پژوهش پیلایی و همکاران (۱۹۹۹)، است.

پیلایی و همکاران (۱۹۹)، برای توجیه عدم معناداری اثر اعتماد به مدیر بر رضایت شغلی و تعهد سازمانی می‌گویند، اعتماد به مدیر الزاماً به طور مستقیم بر نگرش‌های شغلی کارکنان (رضایت شغلی و تعهد سازمانی) تأثیر نمی‌گذارد، چون اعتماد به مدیر، یک متغیر فردی و دوجانبه بین رهبر و زیردستان است و زیردستان معمولاً برای جبران اعتماد خود به مدیر سعی می‌کنند رفتارهایی بروز دهند که مستقیماً متوجه رهبر می‌شود. به دیگر سخن، اعتماد آن‌ها به مدیر با بالا رفتن رضایت شغلی درونی یا بیرونی و تعهد سازمانی بالا، پاسخ داده نمی‌شود. به عقیده آن‌ها، تأثیر مستقیم اعتماد به مدیر بر رفتار شهروندی سازمانی پذیرفتنی‌تر و منطقی‌تر است.

اثر مستقیم رضایت شغلی درونی بر تعهد سازمانی معنادار به دست آمد. این نتیجه ادعای بسیاری از طرفداران نقش پیش‌آیندی رضایت شغلی را بر تأثیرگذاری آن بر تعهد سازمانی تأیید می‌کند. آن‌ها برای توجیه ادعای خود می‌گویند یک کارمند ابتدا ارزیابی سریعی از شغل خود می‌کند و پس از آن به داوری در مورد کل سازمان می‌نشیند. به نظر تستا[1] (۲۰۰۱)، تعهد سازمانی یک واکنش احساسی به سازمان و رضایت شغلی یک واکنش ارزیابانه است. لذا، تعهد سازمانی بالا واکنش احساسی مثبت کارمند به ارزیابی مثبت او از شغل است و به طور مستقیم از آن تأثیر می‌پذیرد. معناداری این اثر با نتایج پژوهش‌های شاین و ریز (۱۹۹۵)، شان (۱۹۹۸) و تستا (۲۰۰۱) همسوست.

همان‌گونه که ملاحظه شد، اثر رضایت شغلی درونی بر رفتار شهروندی سازمانی، مستقیم، مثبت و معنادار است. نتایج این پژوهش با نتایج پژوهش‌های انجام شده در سازمان‌های غیرآموزشی (نظیر شناک و همکاران، ۱۹۹۵؛ چیو و چن، ۲۰۰۵) و آموزشی (نونیا وهمکاران، ۲۰۰۶) هماهنگ است که البته این نتیجه دور از انتظار هم نیست.

به هر روی، معلمانی که از شغل خود رضایت درونی زیادی دارند، در انجام دادن وظایف خود از هیچ گونه تلاش، حتی فراتر از وظایف از پیش تعیین شده، فروگذار نیستند. نونیا و همکاران

۱ـ Testa

(۲۰۰۶) معتقدند که معلمان راضی بسیار مشتاق سرمایه‌گذاری و صرف انرژی مضاعف یا همان رفتار شهروندی سازمانی در تدریس، برای دانش‌آموزان، سایر معلمان و مدیران هستند.

در مورد اثر مستقیم رضایت شغلی درونی، رفتار شهروندی سازمانی و تعهد سازمانی معلمان بر پیشرفت تحصیلی دانش‌آموزان، نتایج نشان داد که این تأثیرات به لحاظ آماری معنادارند. این نتایج نیز دور از انتظار نبود. معلمانی که از شغل خود، به ویژه در ابعاد درونی، رضایت زیادی دارند، کیفیت تدریس آن‌ها بالاتر است و با اشتیاق بیشتری کار می‌کنند. معناداری اثر مستقیم رضایت شغلی درونی بر پیشرفت تحصیلی با پژوهش الگویابی گریفیث (۲۰۰۴) همسو بود. همچنین پژوهش‌های موجود اغلب به وجود همبستگی زیاد رفتار شهروندی سازمانی معلمان و شاخص‌های پیشرفت تحصیلی دانش‌آموزان معترف‌اند که برای نمونه می‌توان به کوه و همکاران (۱۹۹۵)، یوریز (۲۰۰۴) و دی‌پائولا و هوی (۲۰۰۵) اشاره کرد. این شواهد نقش و اهمیت شگرف رفتار شهروندی سازمانی معلمان را در مدارس و پیشرفت تحصیلی دانش‌آموزان نشان می‌دهد.

همانند رضایت شغلی، در مورد تعهد سازمانی (نسبت به اثر مستقیم آن بر پیشرفت تحصیلی) نیز شواهد پژوهشی ناچیز است. نتایج بررسی این اثر در پژوهش حاضر با نتایج پژوهش پارک (۲۰۰۴) و روز و گری (a۲۰۰۶) هماهنگ است. البته اثر مستقیم تعهد سازمانی بر پیشرفت تحصیلی دانش‌آموزان نیز دور از انتظار نبود. بدیهی است معلمانی که به مدرسه و رشد اعضای آن، به خصوص دانش‌آموزان، متعهدند، به ویژه در فرایند تدریس بسیار تلاش می‌کنند و طبیعتاً این تلاش به پیشرفت تحصیلی زیاد دانش‌آموزان می‌انجامد.

عدم معناداری اثر مستقیم رهبری تحولی بر رفتار شهروندی سازمانی در الگوی بدیل اول، با پژوهش‌های موجود در سازمان‌های غیرآموزشی (نظیر پادساکوف و همکاران، ۱۹۹۰؛ پیلایی و همکاران، ۱۹۹۹) و مدارس (نونیا و همکاران، ۲۰۰۶) هماهنگ بود. در توجیه عدم معناداری این اثر شواهد تأکید دارند که رفتار شهروندی سازمانی، خودانگیخته و خودتشویق‌کننده است، یعنی آشکار شدن آن به خود فرد بستگی بسیار زیاد دارد. قاعدتاً متغیرهای نگرشی و درونی، نسبت به سبک رهبری مدیر، تأثیر مستقیم و ملموس‌تری دارند.

همچنین نتایج بررسی‌ها نشان داد که در میان تأثیرات مستقیم عدالت رویه‌ای بر رضایت شغلی درونی (الگوی بدیل دوم)، رفتار شهروندی سازمانی (الگوی بدیل سوم) و تعهد سازمانی (الگوی

بدیل چهارم)، به لحاظ آماری، فقط اثر آن بر رضایت شغلی درونی معنادار بود. معنادار نبودن اثر مستقیم عدالت رویه‌ای بر رفتار شهروندی سازمانی با پژوهش‌پیلایی و همکاران (۱۹۹۹)، معنادار شدن اثر مستقیم آن بر رضایت شغلی درونی با پژوهش‌های کولکوئیت، کانلان، وسون، پورتر و نگ[۱] (۲۰۰۱)، مسترسون، لیوایز، گولدمن و تیلور[۲] (۲۰۰۰) و زاپاتا-فلان، کولکوئیت و اسکات[۳] (۲۰۰۸) و معنادار نبودن اثر مستقیم آن بر تعهد سازمانی با پژوهش مورمن، نیهوف[۴] و ارگان (۱۹۹۳) همسو بود.

در توجیه این نتایج، پژوهش فراتحلیل کولکوئیت و همکاران (۲۰۰۱) به نکات ارزنده‌ای اشاره می‌کند؛ مثلاً این‌که، عدالت رویه‌ای یکی از مهم‌ترین پیش‌بینی کننده‌های رضایت شغلی در سازمان است و رضایت شغلی بیشتر از متغیرهای دیگر از عدالت رویه‌ای تأثیر می‌پذیرد. همچنین معناداری اثر مستقیم تعهد سازمانی بر رفتار شهروندی سازمانی (الگوی بدیل پنجم) با پژوهش‌های شوبروک و گنستر[۵] (۱۹۹۱)، پیکولو و کولکوئیت (۲۰۰۶) و نونیا و همکاران (۲۰۰۶) هماهنگ بوده است.

نونیا و همکاران (۲۰۰۶) معتقدند که معلمان متعهد اشتیاق بسیار دارند که در تدریس و برای دانش‌آموزان، معلمان دیگر و مدیران سرمایه‌گذاری و انرژی مضاعف (یا همان رفتار شهروندی سازمانی) صرف کنند و بر همین اساس دور از انتظار نیست که تعهد سازمانی بر رفتار شهروندی سازمانی آن‌ها اثر مستقیم و معناداری داشته باشد.

علاوه بر مطالب فوق، در مورد نتایج پژوهش حاضر می‌توان از منظر نقش‌های میانجی‌گر معنادار متغیرهای نهفته درون‌زا (در الگوی نهایی) بحث و آن‌ها را بررسی کرد. این پژوهش از نظر معنادار شدن نقش میانجی‌گری عدالت رویه‌ای در رابطه بین سبک رهبری تحولی و اعتماد به مدیر، با پژوهش‌هایی نظیر پژوهش‌پیلایی و همکاران (۱۹۹۹) هماهنگ بوده است. به نظر نگودو (۲۰۰۸) اعتماد نتیجه قابل انتظار ادراک عدالت است و بر همین اساس ادراک مثبت کارکنان از عدالت رویه‌ای، مؤثرترین عامل جلب اعتماد زیردستان به رهبران تحولی شناخته شده است.

۱ـ Colquitt, Conlon, Wesson, Porter & Ng

۲ـ Masterson, Lewis, Goldman & Taylor

۳ـ Zapata-Phelan, Colquitt & Scott

۴ـ Niehoff

۵ـ Schaubroeck & Ganster

به نظر پیلایی و همکاران (۱۹۹۹)، تأثیرات کلی سبک رهبری تحوّلی بر اعتماد زیردستان به مدیر، می‌تواند ناشی از تلفیق تأثیرات میانجی‌گری عدالت رویه‌ای نیز باشد. به بیان دیگر، رهبران تحولی از طریق رعایت عدالت در رویه‌های تصمیم‌گیری و تأثیرگذاری مثبت بر ادراکات زیردستان از این رویه‌ها، اعتماد آن‌ها را جلب می‌کنند. همچنین با توجه به تأثیر درخور توجه عدالت رویه‌ای بر پیامدهای فردی، به ویژه رضایت شغلی، بدون شک این متغیر می‌تواند بین سبک رهبری تحولی و رضایت شغلی درونی نقش میانجی‌گری معناداری را نیز ایفا کند که معناداری این نقش در پژوهش حاضر گواه این ادعاست.

اثر غیرمستقیم سبک رهبری تحولی بر تعهد سازمانی و رفتار شهروندی سازمانی نیز معنادار بود. متغیرهای میانجی‌گر این رابطه، عدالت رویه‌ای و رضایت شغلی درونی است. با توجه به معنادار نشدن اثر مستقیم عدالت رویه‌ای بر تعهد سازمانی (الگوی بدیل چهارم)، می‌توان به نقش بسیار تعیین‌کننده رضایت شغلی درونی پی‌برد. بدین معنا که رضایت شغلی درونی پیش‌آیند رفتار شهروندی سازمانی و تعهد سازمانی معلمان است. همان‌گونه که ذکر شد، نگرش و جهت‌گیری کارکنان به شغل (رضایت شغلی) مقدم بر نگرش‌های دیگر است. ازاین رو سبک رهبری تحولی با تأثیرگذاری بر رضایت شغلی درونی می‌تواند بر تعهد سازمانی و رفتار شهروندی سازمانی تأثیر بگذارد. نونیا و همکاران (۲۰۰۶) در پژوهش خود دریافتند که در رابطه بین سبک رهبری تحولی مدیران و تعهد سازمانی و رفتار شهروندی سازمانی معلمان، رضایت شغلی نقش میانجی را ایفا می‌کند.

با توجه به نتایج دیگر پژوهش می‌توان درباره اهمیت رضایت شغلی درونی گواه محکم دیگری پیدا کرد و آن این‌که رضایت شغلی نه تنها مستقیماً بر رفتار شهروندی سازمانی معلمان تأثیر می‌گذارد، بلکه با تأثیرگذاری بر تعهد سازمانی، غیرمستقیم نیز بر آن اثر معنادار دارد. به‌علاوه، رضایت شغلی درونی، هم مستقیم و هم از طریق تأثیرگذاری بر رفتار شهروندی سازمانی و تعهد سازمانی معلمان (غیرمستقیم)بر پیشرفت تحصیلی تأثیر می‌گذارد. این یافته‌ها حکایت از نقش بسیار حساس رضایت شغلی درونی دارند و حامی این ادعای اثبات شده هستند که این متغیر پیش‌آیند و پیش‌بین‌و به بیان دیگر علت بسیاری از متغیرهای مهم دیگر در سازمان‌ها، به‌ویژه مدارس، هستند.

معنادار شدن اثر غیرمستقیم سبک رهبری تحولی بر رفتار شهروندی سازمانی با توجه به میانجی‌گری دو متغیر ادراک عدالت رویه‌ای و اعتماد معلمان به مدیر نیز قابل تأمل است.

معنادار شدن این اثر با نتایج پژوهش‌های موجود (نظیر پادساکوف و همکاران، ۱۹۹۰؛ پیلایی و همکاران، ۱۹۹۹) هماهنگ است. در توجیه این رابطه می‌توان به نکته مهمی اشاره کرد و آن این‌که رفتار شهروندی سازمانی در سازمان تابع مکانیسم جبران یا تلافی‌گری سازمانی است. بر این اساس می‌توان گفت که در رابطه بین سبک رهبری تحولی و رفتار شهروندی سازمانی، در حقیقت کارکنان برای جبران ادراک مثبت از عدالت رویه‌ای و اعتمادشان به مدیر هر چه بیشتر رفتار شهروندی سازمانی را بروز می‌دهند.

علاوه بر دو میانجی‌گر عدالت رویه‌ای و اعتماد به مدیر، رضایت شغلی درونی و تعهد سازمانی نیز دو متغیری هستند که منشأ آن‌ها اهتمام کارکنان به بروز رفتار شهروندی سازمانی (که نتایج پژوهش حاضر نیز آن را تأیید می‌کند) است. معنادار شدن اثر غیرمستقیم عدالت رویه‌ای بر رفتار شهروندی سازمانی با میانجی‌گری اعتماد به مدیر با پژوهش‌های موجود(پیلایی و همکاران، ۱۹۹۹؛ ارتورک، ۲۰۰۷) همسوست.

اما معنادار شدن نقش غیرمستقیم سبک رهبری تحولی بر پیشرفت تحصیلی یکی از نتایج مهم پژوهش حاضر بود. در این مورد شواهد بسیار زیادی وجود دارد (نظیر سیلینز، ۱۹۹۴؛ گریفیث، ۲۰۰۴؛ روز و گری، ۲۰۰۶a؛ لیتوود و جانتزی، ۲۰۰۶) که نشان می‌دهد سبک رهبری تحولی، غیرمستقیم، بر بهبود شاخص‌های پیشرفت تحصیلی تأثیر می‌گذارد. اما پژوهش‌های نشان‌دهنده این فرایند تأثیرگذاری بسیار ناچیزند. این پژوهش با معرفی برخی متغیرهای میانجی‌گر، فرایندی را معرفی کرده است که سبک رهبری تحولی می‌تواند بر اساس آن بر پیشرفت تحصیلی دانش‌آموزان تأثیر بگذارد.

علاوه بر معنادار شدن نقش غیرمستقیم سبک رهبری تحولی بر پیشرفت تحصیلی، معنادار شدن اثر غیرمستقیم اعتماد به مدیر و عدالت رویه‌ای، رضایت شغلی درونی و تعهد سازمانی بر این مقوله نکته‌ای مهم و اغماض ناشدنی را متذکر می‌شود و آن این‌که دیگر بر این عقیده که عملکرد درون‌کلاسی معلم یگانه عامل مؤثر بر پیشرفت تحصیلی دانش‌آموزان است باید خط بطلان کشید. قبول این عقیده یعنی فراموش کردن بسیاری از متغیرهای مهم دیگر که به دلیل نبود پشتوانه‌های پژوهشی همواره از آن‌ها غفلت شده است. نتایج این پژوهش دریچه‌ای به سوی پژوهش‌های دیگر گشوده و نقش غیرمستقیم، اما حساس سبک رهبری مدیران و برخی دیگر از متغیرهای میانجی‌گر در پیشرفت تحصیلی را آشکار کرده است. به طور کلی، نتایج پژوهش، اهمیت تأمل در نقش

سبک رهبری تحولی مدیران در ادراک مثبت معلمان از وجود عدالت در رویه‌های مدرسه، اعتماد معلمان به مدیر، رضایت شغلی درونی، تعهد سازمانی و رفتار شهروندی سازمانی آن‌ها و همچنین پیشرفت تحصیلی دانش‌آموزان را تأیید می‌کند.

از مجموع یافته‌های این پژوهش می‌توان چند پیشنهاد مهم برای دست‌اندکاران آموزش و پرورش، مدیران و پژوهشگران استخراج کرد. اول این‌که، با یاری مسئولان، نظام جذب و انتخاب مدیران مدارس متحول شده و به جای تأکید بر روابط، به برخی عوامل مهم دیگر نظیر هوش، شخصیت، فرهنگ، استعداد و قابلیت‌های رهبری تحولی نیز توجه شود.

به‌علاوه، اهتمام متصدیان و برنامه‌ریزان آموزشی به تدوین محتوا و برگزاری دوره‌های آموزشی می‌تواند در شکل‌گیری قابلیت‌های رهبری تحولی مدیران مدارس کشور بسیار مفید باشد. اگرچه عوامل مؤثر بر بروز قابلیت‌های رهبری تحوّلی تاحدودی ناشناخته است، امّا تجارب حاکی از تأثیر زیاد آموزش بر آن است.

همچنین مدیران مدارس باید به نقش حسّاس و تعیین کننده خود در کارآمدی و اثربخشی مدرسه پی برده و با این پندار که نقش آن‌ها کمتر از نقش معلمان است، نباید بسیاری از فرصت‌های رشد و بهبود مدرسه را از دست بدهند. کوچک‌ترین اقدام آن‌ها در مدرسه با آثار منفی یا مثبت همراه خواهد بود، لذا همواره باید در صحت آن‌ها بکوشند. آن‌ها باید بدانند که یک چهارم از تأثیرات عوامل درون مدرسه‌ای بر پیشرفت تحصیلی به آن‌ها اختصاص دارد و آن‌ها می‌توانند غیرمستقیم و از طریق تأثیرگذاری بر بسیاری از عوامل فردی (معلمان) و سازمانی، نقش خود را ایفا کنند. حتی در شرایط فعلی مدارس کشور نیز می‌توان در نقش یک مدیر با قابلیت‌های بالای رهبری تحوّلی ظاهر شد و این از خصوصیات بسیار انحصاری رهبران تحوّلی است، چون آن‌ها به هیچ عنوان مقهور شرایط نمی‌شوند و قادرند در هر شرایطی مدرسه را به بهترین نحو هدایت کنند (کیربی، پارادایز و کینگ[۱]، ۱۹۹۲). به همین دلیل تلاش مدیران برای به فعل درآوردن قابلیت‌های رهبران تحولی ضرورت دارد

از آن‌جا که حوزه اجرایی پژوهش به معلمان (پایه پنجم) و مدیران مدارس ابتدایی دولتی پسرانه محدود شده است، پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های آتی با رویکردی جامع‌تر الگوی نهایی را در مدارس مقاطع مختلف و معلمان زن و مرد پایه‌های مختلف (با کنترل برخی متغیرهای مؤثر بر

۱ـ Kirby, Paradise & King

پیشرفت تحصیلی، به‌ویژه، پایگاه اجتماعی ـ اقتصادی دانش‌آموزان و کنترل) و همچنین در سطح دانشگاه‌ها و سایر سازمان‌های آموزشی و خدماتی بررسی کنند.

بخش‌هایی از الگوی نهایی شامل نقش رهبری تحولی و عدالت رویه‌ای در اعتماد به مدیر، نقش رضایت شغلی و تعهد سازمانی در رفتار شهروندی سازمانی، نقش رهبری تحولی، تعهد سازمانی و رضایت شغلی در رفتار شهروندی سازمانی، نقش رهبری تحولی، عدالت رویه‌ای و اعتماد به مدیر در رفتار شهروندی سازمانی و... می‌تواند به عنوان یک پژوهش مجزا و ویژه مورد بررسی قرار گیرد و پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های آتی به آن‌ها به عنوان عناوین پژوهشی مهم توجه کنند.

همچنین مبحث تفاوت‌های جنسیتی، به‌ویژه در متغیرهای رفتار شهروندی سازمانی، رضایت شغلی و تعهد سازمانی معلمان و سبک رهبری تحولی مدیران، موضوعات تازه‌ای هستند که دانش داخلی در مورد آن‌ها کم است.

شواهد و پژوهش‌های موجود نشان می‌دهد که معلمان زن (در مقایسه با معلمان مرد) رضایت شغلی و تعهد سازمانی بیشتر و رفتارهای شهروندی سازمانی بهتری دارند (زین‌آبادی، ۱۳۸۸). ضمن این‌که، معلمان، مدیران زن را تحولی‌تر از مدیران مرد ارزیابی کرده‌اند (زین‌آبادی، ۱۳۸۹). با وجود دستیابی به این یافته‌ها، این حوزه به پژوهش‌های بیشتری نیاز دارد و پیشنهاد می‌شود پژوهشگران در تلاش‌های پژوهشی آتی خود به این مهم توجه کنند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

زین‌آبادی، حسن‌رضا (۱۳۸۸). رفتار شهروندی سازمانی، خشنودی شغلی و تعهد به مدرسه: آیا تفاوت معناداری میان معلمان زن و مرد وجود دارد؟ **تحقیقات زنان**، سال سوم. شماره ۱ ـ ص ۲۷ـ ۱.

زین‌آبادی، حسن‌رضا (۱۳۸۹). رهبران تحول‌بخش در مدرسه: مدیران زن یا مدیران مرد **در توسعه و سیاست (پژوهش زنان)**، دوره هشتم، شماره ۲: صفحه ۱۴۱-۱۱۵.

زین‌آبادی، حسن‌رضا؛ بهرنگی، محمدرضا؛ نوه‌ابراهیم، عبدالرحیم و فرزاد، ولی‌الله (۱۳۸۷). رفتار شهروندی سازمانی معلمان: تحلیلی بر ماهیت، اهمیت، روش‌شناسی پژوهش، پیش‌آیندها و پس‌آیندها. فصلنامه **نوآوری‌های آموزشی**، سال هفتم، شماره ۲۸: ۱۱۰-۷۵.

زین‌آبادی، حسن‌رضا؛ بهرنگی، محمدرضا؛ نوه‌ابراهیم، عبدالرحیم و فرزاد، ولی‌الله (۱۳۸۸). سبک رهبریِ کارآمد برای مدیران مدارس امروز: گذار از رهبری آموزشی به رهبری تحولی. **پژوهش در مسایل تعلیم و تربیت**. دوره دوم، شماره۲: ۱۸۴-۱۳۵.

هرسی، پاول و بلانچارد، کنت (۱۹۳۰). **مدیریت رفتار سازمانی**. ترجمه علی علاقه‌بند (۱۳۷۶). تهران: انتشارات امیرکبیر.

Bandalos, D. L. (2002). The effects of item parceling on goodness-of-fit and parameter estimate bias in structural equation modeling .**Structural Equation Modeling**, 9(1), 78-102.

Bass, B. (1995). Comment: Transformational Leadership: Looking at Other Possible Antecedents and Consequences, **Journal of Management Inquiry**, 4(3), 293-297.

Bass, B. M. (1999). Two Decades of Research and Development in Transformational Leadership. **European Journal of Work and Organizational Psychology**, 8(1), 9–32.

Bass, B. M. (1985). **Leadership and performance beyond expectations**. New York: The Free Press.

Bass, B. M., & Riggio, R. E. (2006). **Transformational leadership**. Lawrence Erlbaum Associates, Inc., Publishers.

Bass, B.M., & Avolio, B.J. (2000). **MLQ Multifactor Leadership Questionnaire** (2nd ed.). Redwood City, CA: Mind Garden.

Bentler, P. M., & Chou, C. (1987). Practical issues in structural modeling. **Sociological Methods and Research**,16 , 78-117.

Brockner, J., & Siegel, P. (1995). Understanding the interaction between procedural and distributive justice: The role of trust. In: Kramer, R.M. and Tyler, T.R. Editors, 1995. **Trust in organizations: Frontiers of theory and research**, Sage, Thousand Oaks, CA, pp. 391– 413.

Chiu, S. F & Chen, H. L. (2005). Relation between job characteristics

and Organizational Citizenship Behavior: The mediating role of job satisfaction. **Social behavior and personality**, 36(6), 523-540.

Colquitt, J. A., Conlon, D. E., Wesson, M. J., Porter, C., and Ng, K. Y. (2001). Justice at the millennium: A meta-analytic review of 25 years of organizational justice research **Journal of Applied Psychology**, 86(3), 425–445.

Colquitt, J. A. (2001). On the dimensionality of organizational justice: A construct validation of a measure. **Journal of Applied Psychology**, 86, 386-400.

Cotton, K. (2003). **Principals and student achievement: What the research says**. Alexandria, VA: Association for Supervision and Curriculum Development.

DiPaola, M., Tarter, C., & Hoy, W. K. (2005). Measuring organizational citizenship in schools: The OCB Scale. In Wayne K. Hoy & Cecil Miskel (Eds.) **Leadership and Reform in American Public Schools**. Greenwich, CT: Information Age.

DiPaola, M. F., & Hoy; W. K. (2005). Organizational Citizenship of Faculty and Achievement of High School Students. **The High School Journal**, (Feb/ Mar), 35-44.

Dirks, K. T., & Ferrin, D. L., (2002). Trust in Leadership: Meta-Analytic Findings and Implications for Research and Practice. **Journal of Applied Psychology**, 87(4), 611–628.

Ertürk, A. (2007). Increasing organizational citizenship behaviors of Turkish academicians, mediating role of trust in supervisor on the relationship between organizational justice and citizenship behaviors. **Journal of Managerial Psychology**, 22(3), 257-270.

Gillespie, N. A., & Mann, L. (2004). Transformational leadership and shared values: The building blocks of trust. **Journal of Managerial Psy-**

chology, 19(6), 588-607.

Givens, R. J. (2008). Transformational Leadership: The Impact on Organizational and Personal Outcomes. **Emerging Leadership Journeys**, 1(1), 4-24.

Greenberg, J. (1990). Organizational justice: Yesterday, today, and tomorrow. **Journal of Management**, 16, 2, 399-432.

Griffith, J. (2004). Relation of principal transformational leadership to school staff job satisfaction, staff turnover, and school performance. **Journal of Educational Administration**, 42(3), 333-356.

Hall, R. H., Snell, A. F., & Singer Foust, M. (1999). Item Parceling Strategies in SEM: Investigating the Subtle Effects of Unmodeled Secondary Constructs. **Organizational Research Methods**, 2(3), 233-256.

Hallinger, P. (2003). Leading educational change: Reflections on the practice of instructional and transformational leadership. **Cambridge Journal of Education**, 33(3), 329–351.

Hallinger, P., & Heck, R. H. (1996). Reassessing the principal's role in school effectiveness: A review of empirical research, 1980-1995. **Educational Administration Quarterly**, 32(1), 5-44.

Hoy, W. K., & Tschannen-Moran, M. (2003). The conceptualization and measurement of faculty trust in schools: The omnibus T-Scale. In W.K. Hoy & C.G. Miskel, **Studies in Leading and Organizing Schools** (pp. 181-208). Information Age Publishing: Greenwich: CT.

Hoy, W. K & Miskel, C. E. (2005). **Educational Administration: Theory, Research and Practice**. (7 th ed.). Boston: McGraw-Hill.

Jantzi, D., & Leithwood, K. (1996). Toward an Explanation of Variation in Teachers' Perceptions of Transformational School Leadership. **Educational Administration Quarterly**, 32(4), 512-538.

Jung, D. I., & Avolio, B. J. (2000). Opening the black box: An experimental investigation of the mediating effects of trust and value congruence on transformational and transactional leadership. **Journal of organizational behaviour**, 21, 949–964.

Jurewicz, M.M. (2004).**Organizational citizenship behaviors of middle school teachers: A study of their relationship to school climate and student achievement**. Unpublished doctoral dissertation. The College of William and Mary.

Kirby, P. C., Paradise, L. V., & King, M. I. (1992). Extraordinary leaders in education: Understanding transformational leadership. **Journal of Educational Research**, 85(5), 303–311.

Knippenberg, D. V., Cremer, D. D., & Knippenberg, B. V. (2007). Leadership and fairness: The state of the art. **European Journal of Work and Organizational Psychology**, 16(2), 113.

Koh, W. L., Steers, R. M., & Terborg, J. R. (1995). The effects of transformational leadership on teacher attitudes and student performance in Singapore. **Journal of Organizational Behaviour**, 16(4), 319 – 333.

Korsgaard, M. A., Schweiger, D. M., & Sapienza, H. J. (1995). Building commitment, attachment, and trust in strategic decision-making teams: The role of procedural justice. **Academy of Management Journal**, 38, 60–84.

Leithwood, K. (1992). The move toward transformational leadership. **Educational Leadership**, 49(5), 8-12.

Leithwood, K. (1994). Leadership for School Restructuring. **Educational Administration Quarterly**, 30(4), 495-518.

Leithwood, K., & Jantzi, D. (1990). Transformational leadership: How principals can help reform school cultures. **School effectiveness and school improvement**, 1(4), 249-280.

Leithwood, K., & Jantzi, D. (1999a). The relative effects of principal and teacher sources of leadership on student engagement with school, **Educational Administration Quarterly**, 35, 679-706.

Leithwood, K., & Jantzi, D. (1999b). Transformational school leadership effects: A replication, **School Effectiveness and School Improvement**, 10(4), 451-79.

Leithwood, K., & Jantzi, D. (2005). A review of transformational school literature research1996-2005. **Leadership and Policy in Schools**, 4(3), 177-199.

Leithwood, K., & Jantzi, D. (2006). Transformational school leadership for large-scale reform: Effects on students, teachers, and their classroom practices. **School Effectiveness and School Improvement**. 17(2), 201-227.

Leithwood, K., Harris, A., & Hopkins, D. (2008). Seven strong claims about successful school leadership, **School Leadership & Management**, 28(1), 27-42.

Leithwood. K. A., & Riehl. C. (2003). **What Do We Already Know About Successful School Leadership?** In W Firestone & C Riehl (eds), A New Agenda: Directions for Research on Educational Leadership, pp 22-47, New York, Teachers College Press.

Masterson, S. S., Lewis, K., Goldman, B. M., & Taylor, M. S. (2000). Integrating justice and social exchange: The differing effects of fair procedures and treatment on work relationships. **Academy of Management Journal**, 43: 738-748.

Moorman, R.H., Niehoff, B.P., & Organ, D.W. (1993). Treating employees fairly and organizational citizenship behavior: Sorting the effects of job satisfaction, organizational commitment and procedural justice. **Employees Responsibilities and Rights Journal**, 6, 209–225.

Mortimore, P. (1993). School effectiveness and the management of effective learning and teaching. **School Effectiveness and School Improvement**, 4(4), 290-310.

Mowday, R. T., Steers, R. M., & Porter, L. W. (1979). The measurement of organizational commitment, **Journal of Vocational Behavior**, 14(2), 224 – 247.

Ngodo, O. E. (2008). Procedural Justice and Trust: The Link in the Transformational Leadership – Organizational Outcomes Relationship. **International Journal of Leadership Studies**, 4(1), 82-100.

Ngunia, S., Sleegers, P., & Denessen, E. (2006). Transformational and Transactional Leadership Effects on Teachers' Job Satisfaction, Organizational Commitment, and Organizational Citizenship Behavior in Primary Schools: The Tanzanian case. **School Effectiveness and School Improvement**, 17(2), 145 – 177.

Park, I. (2004). **Teacher commitment and its effects on student achievement**. Paper presented at the American Educational Research Association, San Diego.

Piccolo, R. F., & Colquitt, J. A. (2006). Transformational leadership and job behaviours: The mediating role of core job characteristics. **Academy of Management Journal**, 49, 327–340.

Pillai, R., Schriesheim, C., & Williams, E. (1999). Fairness perceptions and trust as mediators for transformational and transactional leadership: A two-sample study. **Journal of Management**, 6, 897–933.

Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Moorman, R. H., & Fetter, R. (1990). Transformational leader behaviours and their effects on followers' trust in leader, satisfaction, and organizational citizenship behaviours. **Leadership Quarterly**, 1(2), 107–142.

Ross, J. A., & Gray, P. (2006a). School leadership and student achieve-

ment: The mediating effects of teacher beliefs. **Canadian Journal of Education**, 29(3), 798-822.

Ross, J. A., & Gray, P. (2006b). Transformational leadership and teacher commitment to organizational values: The mediating effects of collective teacher efficacy**. School Effectiveness and School Improvement**, 17(2), 179-199.

Schaubroeck, J., & Ganster, D. C. (1991). Beyond the call to duty: A field study of extra-role behavior in voluntary organizations. **Human Relations**, 44, 569–582.

Schnake, M., Cochran, D., & Dumler**,** M. (1995). Encouraging organizational citizenship: The effects of job satisfaction, perceived equity and leadership. **Journal of Managerial Issues**, 7(2), 209-221.

Shann, M. H. (1998). Professional commitment and satisfaction among teachers in urban middle schools. **Journal of Educational Research**. 92(2), 67-74.

Shin, H. S & Reyes, P (1995). Teacher Commitment and Job Satisfaction: A Causal Analysis. **Journal of School Leadership**, 5(1), 22-39.

Silins, H. (1994). The relationship between transformational and transactional leadership and school improvement outcomes. **School Effectiveness and School Improvement**, 5(3), 272-298.

Testa, M. R. (2001). Organizational Commitment, Job Satisfaction and effort in the Service Environment. **The Journal of Psychology**, 135(2), 226-236.

Tschannen-Moran, M., & Hoy, W. K. (2000).A Multidisciplinary Analysis of the Nature, Meaning, and Measurement of Trust. **Review of Educational Research**, 70(4), 547-593.

Weiss, D. J., Dawis, R. V., England, G. W., & Lofquist, L. H. (1967). **Manual for the Minnesota Satisfaction Questionnaire**. Minneapolis:

University of Minnesota.

Weston, R. & Gore, P. A. (2006). A Brief Guide to Structural Equation Modeling. ***T*he Counseling Psychologist**, 34(5), 719-751.

Zapata-Phelan, C. P., Colquitt, J. A., Scott. B. A. & Livingston, B. (2008). Procedural justice, interactional justice, and task performance: The mediating role of intrinsic motivation**. Organizational Behavior and Human Decision Processes**, 108 (1), 93-105.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی