

نقش منابع اطلاعات خود-کارآمدی و ویژگی های میانجی شخصی در خود-کارآمدی و عملکرد ریاضی

محمود کمالی زارچ

عضو هیات علمی دانشگاه پیام نور، مرکز نفت - پرد

پروین کدپور

عضو هیات علمی دانشکده روان شناسی و علوم تربیتی دانشگاه تربیت معلم

محمود قاضی طباطبائی

عضو هیات علمی دانشکده علوم اجتماعی دانشگاه تهران

علیرضا کیامنش

عضو هیات علمی دانشکده روان شناسی و علوم تربیتی دانشگاه تربیت معلم

چکیده

تاریخ دریافت ۱۳۸۴/۰۵/۲۳

این مطالعه بر مبنای نظریه شناختی- اجتماعی بندورا (۱۹۸۶، ۱۹۹۷) و با استفاده از روش تحلیل معادلات ساختاری به بررسی اثرات مفروض منابع اطلاعات خود-کارآمدی بر ویژگی های شخصی (نگرش ریاضی، توانایی ریاضی و مهارت های خود - تنظیمی)، خود - کارآمدی ریاضی و عملکرد ریاضی، همچنین بررسی اثرات هر یک از ویژگی های شخصی بر خود - کارآمدی ریاضی و عملکرد ریاضی پرداخته است. ۸۱۸ نفر از دانش آموزان پسر و دختر دو ناحیه آموزشی شهر یزد به چهار پرسشنامه و دو آزمون روانسازي شده در این مطالعه پاسخ دادند. پس از تأیید الگوهای اندازه گیری متغیرهای نهفته و نیکویی برازش الگوی تابع ساختاری، ضرایب معنادار مسیر از اثرات متغیر مستقل منابع اطلاعات خود- کارآمدی بر ویژگی های شخصی و خود- کارآمدی ریاضی و اثرات توانایی ریاضی مهارت های خود- تنظیمی بر خود-کارآمدی و عملکرد ریاضی حمایت می کند. این الگو با تبیین ۵۰ درصد از واریانس عملکرد ریاضی، از ادعای بندورا مبنی بر نقش مؤثر باورهای خود-کارآمدی در تعدیل اثرات متغیرهای شناختی و انگیزشی بر عملکرد تحصیلی حمایت می کند. کمالی واژه ها: منابع اطلاعات. خود کارآمدی. ویژگیهای شخصی. خود کارآمدی ریاضی. عملکرد ریاضی

مقدمه

نظریه شناختی - اجتماعی بندورا^۱ (۱۹۸۶) بر اهمیت باورهای خودکارآمدی^۲ یا «ارزیابی فرد از توانایی های خود- سازماندهی و اجرای رفتار لازم جهت رسیدن به عملکرد های معین» (ص ۳۹۱) در شکل دهی و تنظیم رفتار تأکید می کند. براین اساس افراد دارای خود - کارآمدی بالا از لحاظ احساس شایستگی، انگیزش درونی، قدرت انتخاب و تعهد به اهداف و پشتکار در برابر تکالیف چالش انگیز در سطح بالاتری از افراد دارای خود - کارآمدی پایین قرار می گیرند.

با توجه به قدرت ۲۵ درصدی باورهای خود - کارآمدی در تبیین واریانس پیشرفت تحصیلی (شانک^۳، ۲۰۰۰)، نقش آن در تعدیل اثرات توانایی ریاضی بر پیشرفت (کالینز^۴، ۱۹۸۲، نقل در پروین و جان^۵، ۲۰۰۱) و همچنین شواهد متعدد ناظر به ضعف عملکرد ریاضی دانش آموزان (که از مستندات این مقاله است)، پژوهشگران بیرو نظریه بندورا (مثل هاکت ویتز^۶، ۱۹۸۹؛ لنت، لوبز و بیشک^۷، ۱۹۹۱)، مطالعات خود را بر «باورهای خود-کارآمدی در ریاضی» و سایر متغیرهای شخصی که در کنار یا به واسطه این باورها بر پیشرفت ریاضی موثر هستند، متمرکز کرده اند (شانک و پاجارس^۸، ۲۰۰۲).

در داخل کشور نیز رتبه های بسیار ضعیف دانش آموزان پایه های دوم و سوم راهنمایی در « سومین مطالعه بین المللی ریاضیات و علوم^۹» (۷۴-۱۳۷۳) و تکرار آن در سال تحصیلی ۷۸-۱۳۷۷ شاهدی بر ضعف عملکرد ریاضی دانش آموزان ایرانی است (کیامنش و نوری، ۱۳۷۶؛ کیامنش و خیریه، ۱۳۷۹). علاوه بر خود-کارآمدی ریاضی عوامل دیگری مانند منابع اطلاعات خود-کارآمدی (بندورا، ۱۹۸۶) و ویژگی های شخصی متنوعی از دانش آموزان به طور مستقیم یا غیر مستقیم بر عملکرد ریاضی تأثیر دارند.

¹ Bandura² self-efficacy beliefs³ Schunk⁴ Collins⁵ Pervin-Jhon⁶ Hackett, Betz⁷ Lent, Lopez, Bieschke⁸ Pajares⁹ Third International Mathematics and Science Study (TIMSS)

در بین چهار منبع اطلاعات خودکارآمدی، «دستاورد‌های عملکرد» به عنوان مهم‌ترین منبع، حاصل تجارب موفق یا ناموفق فرد است که به نظر شانک (۱۹۸۳) باعث ارتقاء سطح خود-کارآمدی و پیشرفت فرد می‌شود (نقل در شانک، ۲۰۰۰). در الگوهای عکسی از پیشرفت ریاضی (پاجارس، میلر، ۱۹۹۴؛ پاجارس، ۱۹۹۶b؛ استیونس، آرتورو، نالنت - رانلز، ۲۰۰۴) نیز تجارب قبلی ریاضی تأثیر مستقیم یا غیر مستقیم (به واسطه باورهای خود-کارآمدی ریاضی) بر عملکرد ریاضی داشته است. «تجارب جانشینی»^۱ یا مشاهده و الگوبری از عملکرد همسالان موفق یا ناموفق نیز بر احساس کارآمدی مشاهده‌گر مؤثر است. شانک و هانسون^۲ (۱۹۸۹)، نقل در شانک، ۲۰۰۰) از اثرات معنادار الگوهای «سلط»^۳، «مقابله‌ای»^۴ و «مقابله‌ای - هیجانی»^۵ بر عملکرد ریاضی دانش‌آموزان حمایت کرده‌اند. «ترغیب کلامی»^۶ که با حمایت‌های اطلاعاتی و عاطفی والدین و معلمان عملیاتی می‌شود، منبع دیگر کسب اطلاعات خود-کارآمدی است. استیونس و همکاران (۲۰۰۴) نشان دادند که ترغیب فرزندان به انتخاب رشته‌های وابسته به ریاضیات ضمن افزایش دادن سطح خود-کارآمدی آنها، اثرات تجارب ضعیف قبلی را نیز محدود می‌کند. «حالات زیست‌شناختی و عاطفی»^۷ مثل اضطراب یا برانگیختگی فیزیولوژیکی در موقعیت تکلیف نیز به فرد نشانه‌هایی از انتظار موفقیت یا شکست در حیطه معین ارائه می‌دهد (فان و واکر، ۲۰۰۰).

مطالعات آندرسون^۸ (۱۹۷۵)، اتینگتون و ولف^۹ (۱۹۸۱) و ولاندربرگ^{۱۰} (۱۹۹۲) حاکی از تأثیر معنادار نگرش بر عملکرد ریاضی است. بیتون^{۱۱} و همکاران (۱۹۹۶) نیز با تحلیل مجدد یافته‌های تیمز در پایه هشتم دریافتند که متوسط پیشرفت دانش‌آموزان دارای نگرش مثبت به ریاضیات از سایر دانش‌آموزان بالاتر است (نقل در پاپاناستازیو^۱،

¹ vicarious experiences

² Hanson

³ mastery

⁴ copying

⁵ emotional - copying

⁶ verbal persuasion

⁷ Physiological and affective states

⁸ Anderson

⁹ Ethington, Volf

¹⁰ Velandberg

¹¹ Beaton

پاپاناستازیو^۱، ۲۰۰۵). برخی از یافته ها (سیگل، گالاسی و ویر^۲، ۱۹۸۵؛ رلیچ، دی باس و واکر^۳، ۱۹۸۶؛ نورویچ^۴، ۱۹۸۶ به نقل از راندهاوا، بی‌مر و لاندبرگ^۵، ۱۹۹۳) نیز از نقش میانجی باورهای خود-کارآمدی بین نگرش ریاضی و عملکرد ریاضی حمایت می کنند.

اما بنابر نتایج فراتحلیل ما و کیشور^۶ (۱۹۹۷، به نقل از پاترسون^۷ و همکاران، ۲۰۰۳) این دو متغیر رابطه‌ای ضعیف اما معنادار دارند. پاپاناستازیو (۲۰۰۵) نیز با ارائه الگوهای علی مجزا در بررسی نقش عوامل خانوادگی، مدرسه ای و ویژگی های شخصی در پیشرفت ریاضی دانش آموزان کشورهای آمریکا، ژاپن و قبرس، با گزارش روابط همبستگی معکوس و متفاوت بین متغیرهای نگرش و پیشرفت ریاضی، ضرائب مسیر بین این دو متغیر را در هیچیک از الگوها معنادار گزارش نکرده است.

نظریه شناختی- اجتماعی نقش ویژه ای برای توانایی های شناختی در رفتار حل مسئله قائل است. بر این اساس پاچارس (۱۹۹۶b) با ارائه دو الگوی ساختاری در پیش بینی عملکرد ریاضی دانش آموزان عادی و تیزهوش دریافت توانایی شناختی در الگوی دانش آموزان عادی پس از خود-کارآمدی ریاضی و عملکرد قبلی مهمترین عامل موثر بر عملکرد ریاضی و در الگوی دانش آموزان تیزهوش به واسطه خود-کارآمدی ریاضی بر عملکرد موثر بوده است. پاچارس و کرانزler^۸ (۱۹۹۵) نیز در الگوی مشابهی، تأثیر مستقیم و قوی توانایی کلی شناختی بر خود-کارآمدی و عملکرد ریاضی را تأیید کرده‌اند.

کالینز (۱۹۸۲) ضمن تأیید رابطه توانایی ریاضی با عملکرد دانش آموزان و پس از کنترل عامل توانایی دریافت دانش آموزانی که در سطح بالاتری از خود-کارآمدی قرار دارند مسائل بیشتری را حل می کنند (پروین و جان، ۲۰۰۱). همچنین در مطالعه استیونس و همکاران (۲۰۰۴) پایداری تفاوت عملکرد دو گروه از دانش آموزان

^۱ Papanastasiou

^۲ Sigel, Galassi, Ware

^۳ Relich, Debus, Walker

^۴ Norwich

^۵ Randhawa, Beamer, Landberg

^۶ Ma, Kishor

^۷ Paterson

^۸ Kranzler

قفقازی^۱ و اسپانیولی^۲، علی رغم کنترل عامل توانایی، به تفاوت معنا دار در سطح خود-کارآمدی ریاضی آنها نسبت داده شده است.

رابطه استفاده از راهبردهای مختلف شناختی و فراشناختی با عملکرد حل مسئله و پیشرفت ریاضی در مطالعات بروکوسکی^۳ (۱۹۹۲)، الیس^۴ (۱۹۹۳)، کارویدیل کمپ^۵ (۱۹۹۸) و دی کلرک، دیسوت و رویرز^۶ (۲۰۰۰) نیز نشان داده شده است (نقل در دیسوت، رویرز و بایس^۷، ۲۰۰۱). دانش آموزان شرکت کننده در پژوهش زیمرمن (۱۹۸۹) و شانک (۱۹۹۵) به واسطه استفاده از راهبردهای خود تنظیمی، ادراکات خود-کارآمدی و پیشرفت تحصیلی بهتری نشان دادند (نقل در کدیور، ۱۳۸۰)

این مقاله به استناد سوابق نظری و پژوهشی ارائه شده از روابط منابع اطلاعات خود-کارآمدی با خود-کارآمدی و عملکرد ریاضی، (مانسویی و همکاران، ۱۹۹۰؛ هامتون، ۱۹۹۸؛ نقل در فان و واکر، ۲۰۰۰)، همچنین به استناد شواهد پژوهشی (راندهاوا و همکاران، ۱۹۹۳؛ پاجارس و میلر، ۱۹۹۴؛ پاجارس، ۱۹۹۶b) ناظر به نقش واسطه ای باورهای خود-کارآمدی ریاضی بین ویژگی های شخصی و عملکرد ریاضی، با هدف برآزش دادن الگویی ساختاری از روابط بین این متغیرها تهیه شده است.

روش تحقیق

پژوهش حاضر در زمره تحقیقات همبستگی با استفاده از روش های «الگویابی علی»^۸ قرار می گیرد. با توجه به محدودیت روش های آماری همبستگی و تحلیل رگرسیون در تعیین مسیرهای علی بین متغیرها (بندورا، ۱۹۸۶)، پژوهشگران پیرو نظریه شناختی-اجتماعی (هاکت و بتز، ۱۹۸۹؛ میک، ویگفیلد و اکسلز^۹، ۱۹۹۰؛ نقل در پاجارس و میلر، ۱۹۹۴) بر استفاده از روش های علی مانند تحلیل مسیر و تحلیل

^۱ Caucasioan

^۲ HisPanico

^۳ Brokowski

^۴ Ellis

^۵ Carr , Biddlcomp

^۶ Declerk ,Dissot ,Royers

^۷ Buysse

^۸ causal modeling

^۹ Meece , wigfield . Eccles

معادلات ساختاری^۱ تاکید کرده اند. فنون تحلیل معادلات ساختاری (پورسکاگ و سوربوم^۲، ۲۰۰۲) که به دنبال ضعف روش تحلیل مسیر در تعیین مسیرعلیت بین متغیرها و شناسایی و کنترل خطاهای اندازه گیری توسعه یافته شامل دو قسمت است: الگوی اندازه گیری^۳ و الگوی تابع ساختاری^۴. الگوی اندازه گیری یا قسمت تحلیل عاملی تأییدی^۵ برای پاسخگویی به سؤالات مربوط به روایی^۶ و اعتبار^۷ اندازه گیری تعیین می کند که چگونه متغیرهای نهفته یا سازه های فرضی در قالب تعداد بیشتری متغیرهای قابل مشاهده اندازه گیری شده اند. الگوی تابع ساختاری نیز روابط علی بین سازه ها (متغیرهای نهفته) و قدرت تبیین نسبی آنها را نشان می دهد. این الگو سؤالات مربوط به شدت روابط علی (مستقیم، غیرمستقیم و کل) بین متغیرهای نهفته و مقدار واریانس تبیین شده در کل الگو را پاسخ می دهد (قاضی طباطبائی، ۱۳۷۴).

جامعه، نمونه آماری، و شیوه نمونه گیری جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه دانش آموزان پایه سوم راهنمایی شهر یزد در سال تحصیلی ۸۴-۱۳۸۳ شامل ۹۵۲۵ نفر بوده است. هر چند توافق کلی درباره حجم نمونه بهینه برای چنین تحقیقاتی وجود ندارد اما براساس توصیه پورسکاگ و سوربوم (۱۹۸۴) مبنی بر انتخاب حداکثر ۳۰ نفر در برابر هر متغیر مشاهده شده (نقل در هومن، ۱۳۸۰) به منظور افزایش دقت در برآورد الگوها، همچنین جبران ریزش احتمالی نقرات یا حذف پرسشنامه های ناقص، ۱۰۰۰ نفر از دانش آموزان با روش نمونه گیری خوشه ای مرحله ای از دو ناحیه آموزشی انتخاب شدند که این تعداد پس از حذف داده های ناقص به ۸۴۸ نفر (۴۲۰ نفر پسر و ۴۲۸ نفر دختر) کاهش یافت. خوشه نهایی، بین ۵ تا ۱۰ نفر از دانش آموزان هر کلاس بوده است.

ابزارهای تحقیق در این مطالعه از دو آزمون و چهار پرسشنامه به شرح زیر استفاده شده است:

^۱ structural equation analysis

^۲ Joreskog . Sorbom

^۳ measurement model

^۴ structural equation model

^۵ confirmatory factor analysis

^۶ Validity

^۷ reliability

پرسشنامه منابع اطلاعات خود-کارآمدی در ریاضیات. لنت و همکاران (۱۹۹۱) براساس دیدگاه بندورا در زمینه چهار منبع کسب اطلاعات خود-کارآمدی، پرسشنامه ای با چهل ماده تهیه کردند که میزان توافق دانشجویان با هر یک از عبارات مربوط به این منابع (دستاورد عملکرد، تجارب جانشینی، ترغیب کلامی، حالات زیست شناختی و عاطفی) را در یک مقیاس لیکرت چهار درجه ای می سنجد. ضرائب اعتبار این خرده مقیاس ها با روش بازآزمایی به ترتیب برابر با ۰/۹۶، ۰/۸۵، ۰/۹۱، ۰/۹۱ و ۰/۹۱ گزارش شده است. پس از ترجمه و تایید همسانی متن فارسی و انگلیسی و روایی صورتی^۱ ابزار توسط چند تن از استادان زبان انگلیسی و متخصصان حوزه روان شناسی، روایی سازه^۲ این ابزار بررسی شد. نتایج تحلیل عوامل اکتشافی^۳ با روش چرخش متمایل^۴ نشان داد فقط ۲۱ عبارت هماهنگ با نسخه اصلی و به طور معنادار تحت چهار عامل بار می شوند. به ترتیب هشت عبارت تحت عامل « حالات زیست شناختی و عاطفی »، هفت عبارت تحت عامل « ترغیب کلامی »، چهار عبارت تحت عامل « تجارب جانشینی » و دو عبارت تحت عامل « دستاوردهای عملکرد ». قدرت هر یک از منابع در تبیین واریانس سازه به ترتیب برابر با ۲۹/۳ درصد، ۸ درصد، ۶/۲ درصد و ۵/۵ درصد و در مجموع ۴۹ درصد به دست آمد.^۵

نتایج تحلیل عوامل تأییدی^۶ در مطالعه اصلی، قدرت عوامل مذکور در اندازه گیری متغیر نهفته^۷ و برازش کامل الگو با داده های مشاهده شده را نشان می دهد که حاکی از تناسب ساختار عاملی به دست آمده با دیدگاه بندورا (۱۹۸۶) و یافته های لنت و همکاران (۱۹۹۶) است. ضرائب آلفای کرونباخ برای خرده مقیاس ها به ترتیب برابر

^۱ face validity

^۲ construct validity

^۳ exploratory factor analysis

^۴ oblique rotation

^۵ شاخص های کفایت نمونه برداری (kmo)، آزمون بارتلت و مقادیر قطر ماتریس همبستگی ضد تصویر)

^۶ (image anti) در مورد همه ابزارهای تحقیق به اندازه کافی بزرگ و معنادار بوده و بیش فرض های نجام تحلیل عاملی را محقق ساخته است.

^۷ confirmatory factor analysis

^۸ latent variable

با ۰/۸۹، ۰/۶۲، ۰/۸۵ و ۰/۵۷ و اعتبار کل پرسشنامه نیز برابر با ۰/۹۱ به دست آمده است. این متغیر نهفته به عنوان تنها متغیر مستقل برونزا^۱ در این مطالعه وارد شده است. مقیاس نگرش ریاضی. در این مطالعه از نسخه رواسازی شده مقیاس نگرش ریاضی (فنما^۲، ۲۰۰۱، به نقل از کبیری، ۱۳۸۲) با دو عامل نگرش به توانایی ریاضی (نه عبارت) و نگرش به اهمیت ریاضی (هشت عبارت) با طیف پاسخدهی شش درجه ای (کاملاً مخالف تا کاملاً موافق) استفاده شده است. تحلیل عوامل اکتشافی با چرخش متمایل، عبارات عامل «نگرش به توانایی ریاضی» در نسخه اصلی را تحت دو عامل مجزا بارگذاری کرد: نگرش به توانایی (عبارات مثبت) و نگرش به ناتوانی (عبارات منفی). عامل اول (نگرش به توانایی ریاضی) با ۵ عبارت و قدرت تبیین ۳۴ درصد، عامل دوم (نگرش به اهمیت ریاضی) با ۸ عبارت و قدرت تبیین ۱۰/۵ درصد و عامل سوم (نگرش به ناتوانی در ریاضی) با ۴ عبارت و قدرت تبیین ۶/۴ درصد، در مجموع ۵۱ درصد از واریانس نگرش ریاضی را تبیین می کنند.

شاخص های نیکویی برازش، بدست آمده از تحلیل عوامل تاییدی در مطالعه اصلی تناسب کامل الگو با داده های مشاهده شده را تأیید می کند. ضرایب اعتبار هر یک از خرده مقیاس ها به ترتیب برابر با ۰/۷۷، ۰/۸۱ و ۰/۸۵ و اعتبار کل نیز معادل ۰/۸۳ به دست آمده است.

آزمون توانایی ریاضی: نسخه اولیه این ابزار براساس متون موجود از دو مؤلفه ای بودن ساختار توانایی ریاضی (گرینو^۳، ۱۹۸۴؛ گری و وایدمن^۴، ۱۹۸۷ به نقل از دوکر^۵، ۱۹۹۸) با سؤالاتی چهارگزینه ای در دو بعد «شایستگی مفهومی^۶» و «شایستگی راهبردی^۷» با همکاری دبیران مجرب ریاضی تهیه گردید. پس از کسب نظر از استادان حوزه آموزش ریاضی و متخصصان حوزه سنجش و اندازه گیری در تاسمین روایی

^۱ exogenous

^۲ Fennema

^۳ Greeno

^۴ Geary, widaman

^۵ Dowker

^۶ conceptual competence

^۷ procedural competence

محتوایی^۱ ابزار، این آزمون در قالب چهارده سؤال چهار گزینه ای با متوسط ضریب دشواری ۵۰ و قدرت تمیز بالای ۴۰ آماد^۲ تحلیل عوامل شد.

تحلیل عوامل اکتشافی با چرخش متعامد^۳ هفت سؤال را با قدرت تبیین ۲۲/۷ درصد تحت عامل اول (توانایی مفهومی) و چهار سؤال را با قدرت تبیین ۱۴/۶ درصد تحت عامل دوم (توانایی راهبردی) به طور معنادار بار گذاری کرد. این عوامل در مجموع ۳۷/۳ درصد از واریانس توانایی ریاضی را تبیین می کنند. با فرض همبسته بودن عوامل، انجام چرخش به روش متمایل نیز سؤالات را تحت همان عوامل مذکور معرفی کرد. با انجام تحلیل عوامل تأییدی در مرتبه دوم شاخص ترین سؤالات تحت هر عامل (هر عامل ۳ سؤال) در الگوی اندازه گیری وارد شدند. الگوی به دست آمده هماهنگ با سوابق نظری و پژوهشی، قدرت این عوامل در اندازه گیری سازه توانایی ریاضی و شاخص های نیکوئی برازش خوبی ارائه داده است. ضرایب اعتبار این ابزار نیز با استفاده از روش کوردر - ریچاردسون^۴ ۲۰، برای عامل اول برابر با ۰/۷۵، برای عامل دوم برابر با ۰/۴۳ و برای کل آزمون ۰/۷۶ به دست آمد.

پرسشنامه مهارت های خودتنظیمی، با انتخاب برخی سؤالات بخش های مهارت های شناختی و فرانشناختی از پرسشنامه بوفارد و بوچارد^۴ (۱۹۹۵) (به نقل از کدیور، ۱۳۸۰) و تغییرات جزئی در عبارات آن، ۱۲ عبارت سؤال جهت سنجش میزان استفاده دانش آموزان از این مهارت ها در یک مقیاس شش درجه ای لیکرت (همیشه تا اصلاً) فراهم گردید. روایی صوری ابزار پس از اصلاحات مکرر روی عبارت ها، مورد تأیید چندتن از استادان حوزه روان شناسی و علوم تربیتی قرار گرفت. در بررسی روایی سازه، تحلیل عوامل اکتشافی با چرخش متمایل، پنج سؤال را تحت عامل اول (مهارت های فرانشناختی) با قدرت تبیین ۲۸/۳ درصد، چهار سؤال تحت عامل دوم (مهارت های شناختی در ریاضی) با قدرت تبیین ۱۰/۳ درصد و سه سؤال تحت عامل سوم (مهارت های شناختی عمومی) با قدرت تبیین ۸/۲ درصد معرفی کرد. این عوامل در مجموع ۴۶/۸ درصد از واریانس مهارت های خود-تنظیمی را تبیین می کنند. در تحلیل عوامل تأییدی روی داده های اصلی، قدرت و معناداری کامل این عوامل در اندازه گیری سازه

^۱ content validity

^۲ orthogonal rotation

^۳ kuder - Richardson

^۴ Bouffard - Bouchard

مهارت های خود تنظیمی و برازش این الگو با داده های مشاهده شده تایید گردید. اعتبار هر یک از خرده مقیاس ها نیز با روش آلفای کرونباخ به ترتیب برابر با $0/73$ ، $0/۴۶$ و $0/۵۵$ و ضریب اعتبار کل برابر با $0/۷۶$ به دست آمد.

پرسشنامه خود-کارآمدی ریاضی. هماهنگ با آموزه های بندورا (۱۹۸۶) مبنی بر لزوم تشابه محتوایی ابزار سنجش خود-کارآمدی با آزمون اندازه گیری عملکرد و در ساختاری مشابه با پرسشنامه پاجارس (۱۹۹۵)، این پرسشنامه با ۱۶ عبارت از بخش های حساب، بردار، معادله خط، جبر و هندسه کتاب ریاضیات سوم راهنمایی با همکاری و نظارت تعدادی از دبیران مجرب ریاضی تهیه گردید که میزان اطمینان پاسخگو به ارائه پاسخ صحیح به هر سؤال را در قالب یک پيوستار یازده درجه ای (از کاملاً مطمئنم که می توانم تا کاملاً مطمئنم که نمی توانم) می سنجد. ضرایب دشواری این سؤالات بین $۰/۷۰$ - $۳/۰$ و با قدرت تمیز بالای ۴۰ بوده است. پس از تایید روایی محتوایی این سؤالات توسط چند تن از دبیران و اساتید، نتایج تحلیل عوامل اکتشافی با روش چرخش متماثل، برخلاف انتظار نظری و تجربی، سه سؤال بخش هندسه را تحت عامل دوم (خود-کارآمدی هندسه) با قدرت تبیین ۶ درصد و بقیه سؤالات را مجموعاً تحت یک عامل (خود-کارآمدی مرکب) با قدرت تبیین ۵۱ درصد بارگذاری کرد (مجموع واریانس تبیین شده ۵۷ درصد).

در تحلیل عوامل تأییدی مرتبه دوم سه سؤال برای اندازه گیری عامل اول و سه سؤال برای اندازه گیری عامل دوم وارد الگو شدند. ضرایب استاندارد در اندازه گیری عوامل، ضرایب اندازه گیری، متغیر نهفته و شاخص های نیکویی، تناسب الگوی اندازه گیری با داده های مشاهده شده را تأیید می کند. نتایج تحلیل عوامل این ابزار با انتظار نظری و سوابق پژوهشی (پاجارس و میسر، ۱۹۹۴، پاجارس ۱۹۹۶b) هماهنگ نیست. دانش آموزان درباره توانایی خود در هندسه قضاوتی مجزا داشتند و توانایی خود نسبت به بقیه بخش های محتوا را به صورت مرکب مورد قضاوت قرار دادند. بنا تأیید روایی سازه ابزار، ضریب اعتبار با روش آلفای کرونباخ برای عامل اول $0/۸۳$ و برای عامل دوم برابر با $0/۷۸$ و ضریب کل معادل $0/۹۳$ به دست آمد.

آزمون عملکرد ریاضی. به موازات تهیه عبارت های پرسشنامه خود-کارآمدی یک آزمون تشریحی ۱۵ سئوالی توسط تعدادی از دبیران مجرب ریاضی در پنج حوزه محتوایی تهیه شد. ضریب اعتبار اولیه این ابزار نیز با روش کورد-ریچاردسون ۲۱

برابر با ۰/۷۱ به دست آمد. در بررسی روایی سازه، نتایج تحلیل عوامل اکتشافی با هر دو روش متمایل و متعامد از چهار عاملی بودن سازه حکایت دارد (سؤالات بخش حساب، و بردار تحت یک عامل بار شدند). عوامل معادله خط، جبر، هندسه و حساب و بردار به ترتیب ۲۳، ۱۹، ۱۸ و ۱۸ درصد و در مجموع ۷۸ درصد از واریانس عملکرد ریاضی را تبیین می کنند. نتایج تحلیل عوامل تأییدی روی داده های اصلی از قدرت و معناداری سؤالات و عوامل در اندازه گیری سازه عملکرد ریاضی حکایت دارد. به این ترتیب متغیر عملکرد ریاضی به عنوان متغیر وابسته در این تحقیق وارد شده است.

الگوی فرضی تحقیق^۱

این پژوهش براساس الگوهای علمی موجود در پژوهش های پشتوانه تحقیق، اثرات مستقیم متغیر مستقل منابع اطلاعات خودکارآمدی بر هر یک از متغیرهای نگرش ریاضی (شانک، ۱۹۸۴)، مهارت های خود - تنظیمی (زیمرن، ۲۰۰۰)، خود-کارآمدی ریاضی و عملکرد ریاضی (پاجارس، ۱۹۹۶b؛ شانک و هانسون، ۱۹۸۵) را مفروض می دارد. مطالعه راندهاوا و همکاران (۱۹۹۳) از اثرات مستقیم و غیرمستقیم (از طریق خود-کارآمدی ریاضی) نگرش ریاضی بر عملکرد ریاضی و مطالعات آندرسون (۱۹۷۵)، اتینگتون و ولف (۱۹۸۱) و ولاندربرگ (۱۹۹۲) نیز از تاثیر کاملاً معنادار نگرش ریاضی بر پیشرفت ریاضی حکایت می کند (نقل در پاپاناستازی، ۲۰۰۵). مسیرهای مفروض بین توانایی ریاضی با خود-کارآمدی و عملکرد ریاضی مبتنی بر دیدگاه بندورا (۱۹۸۶، ۱۹۹۷) و الگوهای ارائه شده توسط پاجارس و کرانزلسر (۱۹۹۵)، پاجارس (۱۹۹۶b) و استونس و همکاران (۲۰۰۴) مطرح شده است. همچنین اثر مستقیم استفاده از مهارت های خود تنظیمی بر عملکرد ریاضی در پژوهش های دی کلرک، دیسوت و رویرز (۲۰۰۰) و کارویدیل کمپ (۱۹۹۸) (نقل در دیسوت، رویرز و پاپس، ۲۰۰۱) و اثر غیرمستقیم آن به واسطه خود-کارآمدی ریاضی در پژوهش های زیمرن (۱۹۸۹) و شانک (۱۹۹۵) نشان داده شده است. اثر مستقیم خودکارآمدی

۱. بنابر حجم زیاد مطالب و محدودیت در صفحات مقاله از ارائه نموداری الگوی فرضی تحقیق اجتناب شده است.

ریاضی بر عملکرد ریاضی و نقش واسطه‌های آن در تحقیقات علمی، در الگوهای ارائه شده توسط راندهاوا و همکاران (۱۹۹۳)، پاجارس و میلر (۱۹۹۴)، پاجارس و کرانزلسر (۱۹۹۵)، پاجارس (۱۹۹۶b) و کبیری (۱۳۸۲) مورد تایید قرار گرفته است.

نتایج

چون الگوی کامل معادله ساختاری شامل متغیرهای مشاهده شده و مشاهده نشده است، پارامترهای الگو باید از طریق پیوند بین واریانس‌ها و کوواریانس‌های متغیرهای مشاهده شده و پارامترهای الگو چنانکه توسط پژوهشگر مشخص شده است برآورد شود. بنابراین، معادلات کوواریانس برای محاسبه برآوردهای ماتریس کوواریانس پیش بینی شده جامعه براساس الگوی مفروض و چندین اندازه برای برازندگی الگوی برآورد شده با داده‌های نمونه به کار می‌رود (هومن، ۱۳۸۰). علاوه بر این، یوردسکاگ و سوربوم (۱۹۸۹)، نقل در فان و واکر، (۲۰۰۰) معتقدند چون ماتریس‌های همبستگی شاخص‌های غلطی از خوبی برازندگی و خطاهای استاندارد ارائه می‌دهند، بنابراین، در روش‌های تحلیل ساختاری معمولاً از ماتریس‌های کوواریانس استفاده می‌شود. ماتریس کوواریانس بین متغیرهای نهفته این تحقیق در جدول شماره ۵ یک ارائه شده است.

جدول ۱. ماتریس کوواریانس متغیرهای نهفته درون‌زا و بیرون‌زا

متغیرها	عملکرد ریاضی	خود-کارآمدی ریاضی	مهارت‌های خودتنظیمی	نوآوری ریاضی	نگرش ریاضی	منابع اطلاعات خودکارآمدی
عملکرد ریاضی	۰/۹۳					
خودکارآمدی ریاضی	۰/۴۵	۳/۷۹				
مهارت‌های خود-تنظیمی	۰/۰۸	۰/۷۴	۰/۶۶			
نوآوری ریاضی	۰/۳۵	۱/۷۸	۰/۳۳	۲/۵۲		
نگرش ریاضی	۰/۱۱	۰/۸۳	۰/۴۵	۰/۵۱	۰/۶۰	
منابع اطلاعات خودکارآمدی	۰/۱۸	۰/۶۲	۰/۳۶	۰/۳۵	۰/۴۷	۰/۳۷

با انجام تحلیل عوامل تاییدی با استفاده از روش «حداکثر درست نمایی»^۱ (احتمال بیشینه) نخست مهم ترین پارامترهای «الگوهای اندازه گیری متغیرهای نهفته» در جدول شماره ۲ ارائه شده است.

جدول ۲. شاخص های الگوهای اندازه گیری متغیرهای نهفته تحقیق

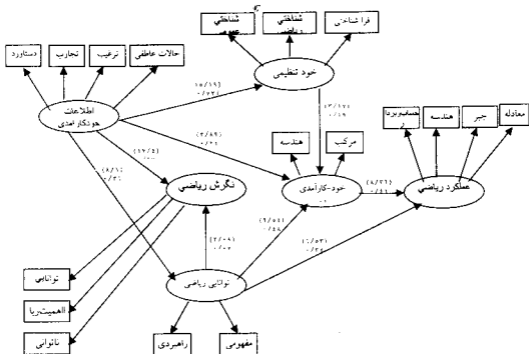
متغیرهای نهفته و عوامل اندازه گیری آن		متغیرهای نهفته و عوامل اندازه گیری آن	
t	B	t	B
			عملکرد ریاضی
			نوآوری ریاضی
۱۲	۰/۸۴		نوآوری مفهومی
۱۲	۰/۵۶	۲۹/۶	۰/۸۷
			نوآوری راهبردی
		۳۰/۷	۰/۸۲
			نگرش ریاضی
	۰/۷۹	۲۹/۵	۰/۸۶
			توانایی ریاضی
۱۹/۲	۰/۷۰		اهمیت ریاضی
۲۰/۶	۰/۷۴		نانوائی در ریاضی
		۲۲	۰/۷۵
			منابع اطلاعات خود-کارآمدی
	۷۰		حالات زیستی و عاطفی
۱۹/۳	۰/۷۹		۰/۷۵
			ترغیب کلامی
۱۸/۷	۰/۶۳	۹/۴	۰/۴۵
			تجارب جانشینی
۹/۸	۰/۳۵	۱۵/۹	۰/۸۱
			دستاوردهای عملکرد

ضرایب پارامتر استاندارد (B) و مقادیر t متناظر با آنها ($t > 2$) اهمیت نسبی متغیرهای مشاهده شده و معناداری سهم آنها ($P < 0.05$) در اندازه گیری متغیرهای نهفته را نشان می دهد.^۱ پس از تأیید الگوهای اندازه گیری متغیرهای نهفته، الگوی تابع ساختاری (نمودار شماره یک) پارامترهای استاندارد (B) و مقادیر t متناظر با آن برای

^۱ maximum likelihood

۱ عدم ارائه مقادیر t از اولین عامل هر متغیر نهفته، به دلیل ثابت نگه داشتن این متغیرها توسط برنامه به عنوان مقیاس برآورد ضرایب سایر متغیرها ست. پارامترهای استاندارد این عوامل معنادار است.

هر یک از مسیرهای علی از متغیر مستقل به طرف متغیرهای درونزا (ضرائب گاما) و از متغیرهای تابع میانی به خود-کارآمدی ریاضی و عملکرد ریاضی (ضرائب بتا) را نشان می دهد.



نمودار ۱. الگوی تعدیل شده نهایی از عوامل موثر بر عملکرد ریاضی

بر اساس این الگو، اثرات مستقیم متغیر مستقل منابع اطلاعات خود-کارآمدی بر همه متغیرهای تابع، به جز عملکرد ریاضی معنادار است. بیشترین میزان اثرگذاری این متغیر بر نگرش ریاضی ($\beta = .۱۹/۲۱$) و پس از آن به ترتیب بر مهارت های خودتنظیمی

۲. همه مسیرهای ترسیم شده با $t > 2$ در سطح $p < ۰/۰۵$ معنادار هستند.

($\beta=0/72$)، توانایی ریاضی ($\beta=0/36$) و سرانجام بر خود-کارآمدی ریاضی ($\beta=0/22$) به دست آمده است. اثرات غیر مستقیم منابع اطلاعات خود-کارآمدی بر متغیرهای عملکرد ریاضی از طریق خود-کارآمدی ریاضی، خود-کارآمدی ریاضی از طریق خود-تنظیمی و توانایی ریاضی و بر نگرش ریاضی از طریق توانایی ریاضی نیز معنادار است.

بخش دیگر یافته‌ها به اثرات مستقیم یا غیر مستقیم متغیرهای تابع میانی بر خود-کارآمدی و عملکرد ریاضی اختصاص دارد. توانایی ریاضی علاوه بر اثر مستقیم بر خود-کارآمدی ریاضی ($\beta=0/48$) و عملکرد ریاضی ($\beta=0/37$)، به واسطه خود-کارآمدی ریاضی دارای اثر غیر مستقیم معنادار بر عملکرد ریاضی نیز هست. مهارت‌های خود-تنظیمی نیز دارای یک اثر مستقیم بر خود-کارآمدی ریاضی ($\beta=0/19$) و یک اثر غیر مستقیم بر عملکرد ریاضی به واسطه خود-کارآمدی ریاضی است. اما مهم‌ترین مغایرت این الگو با الگوی مفروض، عدم ارتباط نگرش ریاضی با خود-کارآمدی ریاضی و عملکرد ریاضی است.

خود-کارآمدی ریاضی نیز علاوه بر اثر مستقیم و معنادار بر عملکرد ریاضی ($\beta=0/41$)، یک متغیر میانجی قوی در این الگو است. این متغیر اثرات منابع اطلاعات خود-کارآمدی، توانایی ریاضی و مهارت‌های خود-تنظیمی بر عملکرد ریاضی را تعدیل می‌کند. مقادیر مجذور همبستگی‌های چندگانه^۱ برای توابع ساختاری نشان می‌دهد این الگو ۵۰ درصد از واریانس عملکرد ریاضی و ۴۹ درصد از واریانس خود-کارآمدی ریاضی را تبیین می‌کند. اهمیت خود-کارآمدی ریاضی در این الگو به اندازه‌ای است که با حذف آن، قدرت تبیین واریانس متغیر وابسته از ۵۰ درصد به ۱۲ درصد کاهش می‌یابد. جدول شماره ۳ شاخص‌های نیکویی برازش این الگوی ساختاری با داده‌های مشاهده شده را نشان می‌دهد.

^۱ squared multiple correlations

جدول ۳. شاخص های نیکویی برازش الگوی ساختاری

شاخص تعدیل	شاخص	ریشه	ریشه خطای		سطح معناداری	درجه آزادی	مجدور کای
	شاخص تعدیل	استاندارد	میانگین	X^2/df			
شده نیکویی	نیکویی	میانگین	مجدورات				
برازش	برازش	باقیمانده ها	تقریب				
۰۰۸۶	۰۰۹۷	۰۰۰۳	۰۰۰۳	۲۱۰۳	<۰۰۰۰۵	۱۱۸	۲۲۰۳

بنابر حساسیت مجدور کای به حجم نمونه زیاد، این شاخص نه به عنوان ملاکی برای آزمون معناداری بلکه به عنوان یکی از شاخص های برازش الگو در نظر گرفته می شود که در موارد معناداری آن، به شاخص های جایگزین مانند نسبت مجدور کای به درجه آزادی و یا ریشه استاندارد میانگین باقیمانده ها^۱ توجه می شود (قاضی طباطبائی، ۱۳۸۱). گرچه برای شاخص جایگزین X^2/df معمولاً مقادیر کمتر از دو نشانه برازش خوب تلقی می شود لیکن این شاخص فاقد معیار ثابتی برای یک الگوی قابل قبول است (هومن، ۱۳۸۰). مارش، بالا و مک دونالد^۲ (۱۹۸۸)، نقل در کالر، (۲۰۰۱) و مولر^۳ (۱۹۹۶)، نقل در فان و واکر، (۲۰۰۰) مقادیر تا ۵ برابر درجه آزادی برای مجدور کای را به عنوان شاخص خوبی برازندگی پذیرفته اند. مقادیر بالای ۰/۹ برای شاخص های نیکویی برازش و شاخص تعدیل یافته نیکویی برازش، همچنین مقادیر کمتر از ۰/۰۵ برای شاخص های ریشه خطای میانگین مجدورات تقریب و ریشه استاندارد میانگین باقیمانده ها، مهمترین ملاک های برازش خوب الگوی ساختاری با داده های مشاهده شده است.

بحث و نتیجه گیری

در میان اثرات مستقیم منابع اطلاعات خودکارآمدی بر متغیرهای تابع، معناداری اثر آن بر خود-کارآمدی ریاضی، با مبنای نظری این پژوهش (بندورا، ۱۹۹۷، ۱۹۸۶) و یافته های لنت و همکاران (۱۹۹۱) و فان و واکر (۲۰۰۰) هماهنگ است. به عبارتی با تقویت یا اصلاح اطلاعات دانش آموزان پیرامون توانایی هایشان در حوزه ریاضی (به

^۱ standardized root mean residual

^۲ Marsh, Balla, Mc Donold

^۳ Mueller

خصوص در دو بعد اطلاعات مبتنی به حالات زیستی و عاطفی و اطلاعات مربوط به ترغیب کلامی) می توان سطح خود-کارآمدی آنها در ریاضیات را بهبود بخشید. اما عدم اثرگذاری مستقیم این متغیر مستقل بر عملکرد ریاضی با یافته های متعددی (شانک، ۱۹۸۳؛ پاچارس و میلر، ۱۹۹۴؛ شانک و هانسون، ۱۹۸۶، نقل در شانک و پاچارس، ۲۰۰۲؛ فان و واکر، ۲۰۰۰) که هر کدام بر نقش مستقیم یکی از منابع اطلاعات خود-کارآمدی بر عملکرد ریاضی تأکید داشتند، ناهماهنگ است. در الگوی ارائه شده، خود-کارآمدی ریاضی واسطه تأثیر منابع اطلاعات خود-کارآمدی بر عملکرد ریاضی واقع شده است.

از طرف دیگر اثر مستقیم منابع اطلاعات خود-کارآمدی بر نگرش ریاضی، قوی ترین اثر مستقیم برآورد شده در این الگو، حتی بیش از تأثیر این متغیر مستقل بر خود-کارآمدی ریاضی است (بتای ۰/۹۷ در برابر ۰/۲۲). شانک (۱۹۸۴) نیز نشان داد که دریافت پاداش یا تشویق به خاطر کسب موفقیت (دستاورد عملکرد)، می تواند موجب تقویت نگرش های فرد نسبت به موضوع درسی شود. این یافته با بخشی از نتایج مطالعه زان و پلی^۱ (۱۹۹۵) (نقل در پاپاناستازی و b ۲۰۰۰) که نشان دادند دانش آموزان توانمند و ناتوان در ریاضی (دستاورد عملکرد موفق یا ناموفق) از لحاظ نگرش به درس ریاضیات تفاوت دارند، هماهنگ است.

اثر مستقیم هر یک از منابع اطلاعات خود-کارآمدی بر مهارت های خودتنظیمی در مطالعات مختلفی نشان داده شده است. روزنتال^۲ و بندورا (۱۹۷۸)، نقل در شانک (۲۰۰۰) از تأثیر الگوگیری از همسال، مطالعه شانک (۱۹۸۳) از تأثیرات دستاوردهای عملکرد و استیونس و همکاران (۲۰۰۴) از نقش ترغیب کلامی در تلاش و پشتکار بیشتر و استفاده از مهارت های مختلف روی تکلیف حمایت کرده اند.

معناداری مسیر جدید و غیر مفروض تأثیر منابع اطلاعات خود-کارآمدی بر توانایی ریاضی، نشان دهنده آن است که صرف اطلاعات افراد درباره خود-کارآمدی توانسته است بر توانایی آنها در حل مسائل مفهومی و راهبردی ریاضی تأثیر بگذارد، چنانکه برای حفظ یا تقویت این پنداره شخصی، افراد تمام کوشش خود را در ارائه عملکرد مطلوب نسبت به آزمون توانایی نشان می دهند.

^۱ Zan & Poli^۲ Rosenthal

بی ارتباط بودن نگرش ریاضی با خود-کارآمدی و عملکرد ریاضی، ضمن مغایرت با سوابق مطالعات علی (راندهاوا و همکاران، ۱۹۹۳)، با یافته های مطالعه پاپاناستازی و (۲۰۰۰ b) هماهنگ است که در آن عامل نگرش ها در هیچیک از الگوهای پیش بینی پیشرفت ریاضی دانش آموزان کشورهای امریکا، ژاپن، و قبرس بر پیشرفت اثر معناداری نداشته است. پاپاناستازی و در تبیین این یافته معتقد است که هرگاه سطح انتظارات از دانش آموزان پایین و عملکرد هم ضعیف باشد، نگرش ریاضی مثبت خواهد بود، چون همان سطح از عملکرد مطلوب ارزیابی می شود. در مقابل هرگاه سطح انتظارات بالا باشد ولی عملکرد ضعیف ارائه شود، نگرش منفی به دست می آید. فریزر و باتس^۱ (۱۹۸۲) نیز با مرور فرا تحلیل ویلسون^۲ (۱۹۸۱) نتیجه گرفتند که شواهد تجربی کافی برای حمایت از رابطه قوی نگرش با پیشرفت تحصیلی وجود ندارد. بنابراین، آزمودن ادعای ایزنهارد^۳ (۱۹۷۷) مبنی بر تأثیر گذاری پیشرفت ریاضی بر نگرش می تواند جالب باشد (پاپاناستازی و، ۲۰۰۰ a). متغیر نگرش ریاضی در الگوی برآورد شده، احتمالاً به دلیل وجود متغیرهای قدرتمندتر دیگری در تبیین واریانس خودکارآمدی ریاضی و عملکرد ریاضی، نتوانسته است نقش مستقلی در رابطه با این دو متغیر ایفا کند.

اثر غیرمستقیم توانایی ریاضی بر عملکرد ریاضی با دیدگاه بندورا (۱۹۹۷) و نتایج پژوهش کالینز (۱۹۸۲) که ناظر بر میانجی بودن خودکارآمدی ریاضی در رابطه بین توانایی و پیشرفت ریاضی است هماهنگی دارد. اثر مستقیم مهارت های خود-تنظیمی بر خود-کارآمدی با یافته های زیرمن (۱۹۸۹) و اثر غیر مستقیم آن با الگوی پاجارس (۱۹۹۶b) مشابهت دارد که در آن متغیر خود-کارآمدی در خودتنظیمی، به واسطه تأثیر بر خود-کارآمدی ریاضی بر عملکرد مؤثر بوده است. در واقع استفاده با عدم استفاده از مهارت های شناختی و فراشناختی در ریاضیات به واسطه تأثیر بر خود-کارآمدی ریاضی بر عملکرد تأثیر می گذارد (نقل در پاجارس، ۱۹۹۶b).

یکی دیگر از یافته های این مطالعه تایید نقش میانجی باورهای خود-کارآمدی ریاضی در الگوی عملکرد ریاضی است. این یافته با همه الگوهای تحلیل مسیر یا الگوهای ساختاری که در سوابق تحقیق به آنها اشاره شده هماهنگی دارد، اما تفاوت

¹ Fraser & Butts

² Willson

³ Eisenhardt

الگوها در سهم متغیر خود-کارآمدی ریاضی به عنوان متغیر تعدیل کننده و میزان واریانس تبیین شده متغیر وابسته (عملکرد ریاضی) است. در الگوی ساختاری این پژوهش، کاهش برآورد واریانس کل از ۵۰ درصد به ۱۲ درصد با حذف عامل خود-کارآمدی ریاضی، دلیل قاطعی بر اهمیت نقش واسطه‌ای باورهای خود-کارآمدی ریاضی است.

از مجموع یافته‌های این پژوهش سه نتیجه مهم قابل استخراج است: نخست اینکه شناسایی و احیای تقویت و اصلاح منابع اطلاعات خود-کارآمدی دانش آموزان می‌تواند سهم بسزایی در استفاده آنها از مهارت‌های خودتنظیمی، تقویت توانایی ریاضی و به خصوص بهبود سطح خود-کارآمدی ریاضی و عملکرد ریاضی آنها داشته باشد. دوم اینکه تقویت مهارت‌های خودتنظیمی و ارتقاء سطح توانایی ریاضی دانش آموزان علاوه بر افزایش سطح خود-کارآمدی ریاضی آنها بر عملکرد ریاضی آنها نیز موثر است و سرانجام بنابر پیشنهاد هاگت و بتز (۱۹۸۹) بر معلمان ریاضی و البته والدین لازم است تا به همان اندازه که برای عملکرد واقعی دانش آموزان اهمیت قائلند، به خود ارزیابی‌های آنها نیز توجه کنند و به آنها اطمینان دهند که می‌توانند در ریاضی پیشرفت داشته باشند.

مآخذ

- پروین، لارنس، ای؛ جان، اولیور، بی (۲۰۰۱). شخصیت: نظریه و پژوهش، ترجمه محمد جعفر جوادی و پروین کدیور، نشر آریز
- قاضی طباطبائی، محمود (۱۳۷۴). "مدلهای ساختارکوارانتس یا مدل‌های لیزرل در علوم اجتماعی"، نشریه دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز، زمستان، سال اول، شماره مسلسل ۲.
- قاضی طباطبائی، محمود (۱۳۸۱). "فرایند تدوین، اجرا و تفسیر ستادهای یک مدل لیزرل: یک مثال عینی"، در: حسین رحمان سرشت (۱۳۸۱)، سالنامه پژوهش و ارزشیابی در علوم اجتماعی و رفتاری، جلد اول، انتشارات دانشگاه علامه طباطبائی.
- کیوری مسعود (۱۳۸۲). "نقش خود-کارآمدی ریاضی در پیشرفت ریاضی با توجه به متغیرهای شخصی". پایان نامه کارشناسی ارشد تحقیقات آموزشی به راهنمایی دکتر گیامنش، دانشگاه تربیت معلم
- کدیور، پروین (۱۳۸۲). "نقش باورهای خود-کارآمدی، خودگردانی و هوش در پیشرفت درسی دانش آموزان دبیرستانی"، مجله علوم تربیتی و روان‌شناسی، دوره سوم، سال دهم، بهار و تابستان، شماره ۱ و ۲.

- کیامنش، علیرضا؛ خیریه، مریم (۱۳۷۹). روند تغییرات درون داده ها و بیرون داده های آموزش ریاضی بر اساس یافته های TIMSS، TIMSS-R، پژوهشکده تعلیم و تربیت.
- کیامنش، علیرضا؛ نوری، رحمان (۱۳۷۶). یافته های سومین مطالعه بین المللی TIMSS، ریاضی دوره راهنمایی- تک نگاشت ۱۳، پژوهشکده تعلیم و تربیت.
- هومن، حیدرعلی (۱۳۸۰). تحلیل داده های چند متغیری در پژوهش رفتاری، انتشارات پارسا.
- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. Englewood cliffs, Nj: prentice Hall.
- Bandura, A. (1997). *Self- efficacy: The exercise of control*. New York: Freeman.
- Desoete, A.; Royers, H.; Buysse. (2001). "metacognition and mathematical Problem Solving in Grade 3" vol 34. No5.
- Dowker, A. (1998). "Individual differenc in normal arithematical evlopmnt. In Donlan and Chirs". *The development of mathematical skills*. Studies in developmental psychology.
- Hacket, G.; Betz, N.E. (1989). "An exploration of the mathematics self-efficacy and mathematics performance correspondence" *Journal for Research in Educational Evaluation*. Vol 27, pp65-78.
- Joreskog, K; Sorbom , D. (2002). *LISREL 8.53* (Computer software). Chicago ; scientific software
- Koller ,O. (2001). "Mathematical world views and achievement in advanced mathematics in Germany : Findings from Timss Population 3". *Studies in educational evaluation* .27, pp 65-78.
- Lent ,R.W; Lopez, F.G. & Bieschke, K.J. (1991). "Math Self – efficacy; sources and Relation to science –Based Career choice", *journal of counseling psychology* ,38,4,420-430.
- Pajares , F. (1996b). Self-efficacy beliefs and mathematical problem solving of gifted student. *contemporary educational Psychology*. Vol 21. pp 325-344.

- Pajares, F.;Kranzier, J.(1995) ."Self-efficacy beliefs and general mental ability in mathematical problem Solving". *Contemporary Educational Psychology* , vol 20,PP 426-443.
- Pajares, F.;Miller, M.D(1994)."The role of self-efficacy and self-concept beliefs in mathematical problem solving" : A path analysis. *Journal of educational Psychology*, vol 86, PP 193-203.
- Pajares, F; Miller , M.D(1995) ."Mathematics self-efficacy and mathematics performance: the need for specificity of assessment." *Journal of counseling*, vol 42, No2.
- Phan, H; Walker , R.(2000) ,"The predicting and mediational role of mathematics self-efficacy : A path analysis" . Availabe at: [www.aare.edu . au/oapap/pha0224](http://www.aare.edu.au/oapap/pha0224).
- Papanastasiou, C .(2000a) ."Effects of attitudes and beliefs on mathematics achievement". *Studies in Educational Evaluation*. Vol 26.pp27-42
- Papanastasiou.C.(2000b)."Internal and external factors affecting achievement in mathematics :some findings from TIMSS" .*Studies in Educational Evaluation*. IEA .26,pp1-7
- Paterson.M; Perry , E; Decker, C;Eckert, R; Klaus, S; wendling, L; Papanastasiou, E.(2003)."Factors associated with high school mathematics performance in the united state". *Studies in Educational Evaluation*. Vol 29, PP 91-108.
- Phillips J.M;Gully,S.M.(1997) "Role of goal orientation,ability, need for achievement and locus of control in the self-efficacy and goal setting" .*journal of Applied psychology*,vol82.No5.
- Randhawa, B. S - Beamer, J.E; Lundberg, I.(1993)"Role of mathematics self-efficacy in the structural model of mathematics achievement".*Journal of Educational Psychology*. Vol 85, No 1, pp 41-48.
- Schunk,D.H.(1984)."Sequential attributional feedback and childrens achievement behaviors" .*journal of educational psychology*. 76,pp 1159-1169.

- Schunk ,D ,H ; Hanson , A.R. (1985). "Peer models : Influence on children's self-efficacy and achievement. journal^o *Journal of Educational Psychology*. 77. pp 313-322.
- Schunk, D,H.(2000). *Learning Theories: An educational Perspective*. Merrill. Prentice Hall.
- Schunk D.H: Pajares, f .(2002) . "The development of academic self-efficacy." In Wigielel & Eccles (Eds), *Development of achievement motivation*, pp 16-31.
- Stevens,T. O:Arturo, L. W; Tallent-Runnels, M.K.(2004). "Role of mathematics self-efficacy and motivation in mathematics performance across ethnicity". *Journal of Educational Research*. Vol 97, No 4.
- Zimmerman,B,j(2000).Self -efficacy:An essential motive to learn, *Contemporary Educational Psychology*.vol 25.