

ویژگی‌های روانسنجی مقیاس قلدری هارتر در مدارس ابتدایی سمنان

افضل اکبری بلوطبگان: دانشجوی دوره کارشناسی ارشد، گروه علوم تربیتی، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران
سیاوش طالع پسند: دانشیار، گروه علوم تربیتی، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران - نویسنده رابط:

stalepasand@semnan.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۴/۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۶/۲۴

چکیده

زمینه و هدف: قلدری شکلی از آزار و اذیت‌های جسمی، جنسی و روانشناختی یک یا چند دانش‌آموز بر علیه دانش‌آموزان دیگر به صورت مکرر در یک دوره زمانی است. هدف از پژوهش حاضر بررسی ویژگی‌های روانسنجی مقیاس قلدری در دانش‌آموزان ابتدایی بود. **روش کار:** جامعه مورد مطالعه کلیه دانش‌آموزان ابتدایی شهر سمنان در سال تحصیلی ۹۳-۹۲ بود. بدین منظور ۶۰۷ نفر دانش‌آموز مدارس ابتدایی شهر سمنان به روش نمونه‌گیری خوشه‌ای انتخاب شدند. همه آنها مقیاس قلدری هارتر، قلدری ایلی‌نوی و پرسشنامه انگیزش تحصیلی هارتر را تکمیل کردند. داده‌ها در چارچوب دو نظریه کلاسیک آزمون و نظریه سوال- پاسخ تحلیل شدند. تحلیل عاملی اکتشافی، همبستگی سوال- نمره کل و تحلیل اعتبار برای بررسی ویژگی‌های روانسنجی مقیاس قلدری هارتر اجرا شد. از مدل پاسخ مدرج سامی جیما برای برازندگی داده‌ها و تحلیل استفاده شد.

نتایج: یافته‌ها نشان داد مقیاس قلدری هارتر از یک عامل اشباع شده است. اعتبار مقیاس قلدری هارتر با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ ۰/۷۴ بدست آمد. مقیاس قلدری هارتر با غیبت از مدرسه رابطه مثبت و معنادار و با انگیزه تحصیلی، پیشرفت تحصیلی و نمره انضباط رابطه منفی و معناداری نشان داد. داده‌های پاسخ سوال‌های مقیاس هارتر با مدل سامی جیما برازندگی مناسبی داشت و تابع آگاهی آزمون نشان داد که بیشترین آگاهی آزمون در دامنه ۰/۸- تا ۲/۲+ پیوستار ویژگی است.

نتیجه‌گیری: نسخه فارسی پرسشنامه قلدری هارتر (Bullying Behavior Scale) در جامعه دانش‌آموزان از خصوصیات روانسنجی قابل قبولی برخوردار است و می‌توان از آن به عنوان ابزاری معتبر در پژوهش‌های روانشناختی استفاده کرد.
واژگان کلیدی: مقیاس قلدری، قلدری هارتر، روایی، اعتبار

مقدمه

معلمان و والدین در سراسر جهان را به خود جلب کرده است (Patchin and Hinduja 2011). قلدری نوعی از خشونت است که بهزیستی نوجوانان و جوانان در مدارس و محله‌ها را تهدید می‌کند و بر خانواده‌ها، مدارس و افراد جامعه تأثیر می‌گذارد و ممکن است باعث احساس خودکم‌بینی، ترس و تحقیر جوانان توسط اعمال پرخاشگرانه دیگر جوانان شود (Gladden et al. 2014). اکثر روانشناسان رشد معتقدند که

قلدری در مدارس (Bullying in school) در حال حاضر به عنوان یک مشکل جهانی و مهم در زمینه روانشناسی و سلامت عمومی مطرح شده (Fleming and Jakobsen 2009) و یکی از رفتارهای مشکل آفرین است که اخیراً توجه پژوهشگران مختلف به خصوص روانشناسان تربیتی، پژوهشگران آموزشی،

دارند (Hanish and Guerra 2004). پژوهش‌ها نشان داد، پدر و مادر (والدین) و دوستان دو منبع بسیار مهم اجتماعی در ارتباط با قلدری و قربانی می‌باشند، برای مثال Bowers و همکاران نشان دادند که شیوه‌های مثبت مانند حمایت پدر و مادر می‌تواند افراد، به خصوص نوجوانان را از دخالت در هر دو ارتکاب قلدری و قربانی محافظت کند (Bowers 1994). همچنین علاوه بر پدر و مادر دوستان نقش بسیار مهمی در قلدری افراد دارند (Wang et al. 2009). افزون بر آن Berger عنوان می‌کند که فرهنگ و بافت اجتماعی یکی از مهم‌ترین عواملی است که در شیوع قلدری موثر می‌باشد (Berger 2007). بدین معنا که رفتار قلدری به دلیل عدم درک زمینه اجتماعی و فرهنگی تقویت می‌شود. در پژوهشی که Hong در مدارس کم درآمد آمریکا انجام داد استدلال می‌کند که قلدری مربوط به کودکان و جوانان بومی به طور مؤثر با واقعیت‌های فرهنگی، خانوادگی، اجتماعی و اقتصادی مبارزه می‌کند و درصدد تخریب آنها می‌باشد (Hong 2009). بنابراین پژوهشگران یک چارچوب کلی برای قلدری از دیدگاه سلامت عمومی مطرح کردند که در شکل ۱ مشخص شده است.

همانطور که در شکل ۱ مشاهده می‌شود پنج عامل کودک، خانواده، هم مدرسه، جامعه و فرهنگ اجتماع، مدل زیست محیطی قلدری را در بر می‌گیرند. شواهد بسیاری وجود دارد که همه این سطوح بر رفتار قلدری اثر می‌گذارد. تفاوت در شیوع و نوع قلدری تا حدودی به خصوصیات فردی مانند سن و جنس بستگی دارد. به عنوان مثال قلدری در بین دختران بیشتر به صورت رابطه‌ای است در حالی که پسران بیشتر به قلدری فیزیکی می‌پردازند (Verkuyten and Thijs 2002). روابط خانوادگی نیز یکی از مهم‌ترین پیش‌بینی‌کننده‌های رفتار قلدری است (Rigby 1993, 1994). همچنین پژوهش‌ها نشان داد که بسیاری از اقلیت‌های قومی و نژادی سطوح بالایی از قلدری نژادپرستانه و غالب کردن فرهنگ خود به دیگران را دارند (Motti-Stefanini et al.

قلدری در مدارس شکلی از آزار و اذیت‌های جسمی، جنسی و روانشناختی یک یا چند دانش‌آموز بر علیه دانش‌آموزان دیگر به صورت مکرر در یک دوره زمانی است (Smith et al. 2005). همچنین قلدری به عنوان رفتار پرخاشگرانه به قصد صدمه زدن تعریف شده است. این رفتار هم به شکل فیزیکی و هم به شکل کلامی می‌تواند بروز پیدا کند و در آن یک عدم تعادل بین قدرت جسمانی و وضعیت فرد تجاوزگر و مفعولش برقرار است (Brunstein Klomek et al. 2010). به این ترتیب قلدری در بسیاری از محیط‌ها مانند مدارس، برنامه‌های بعد از مدرسه و یا در محلات جوانان رخ می‌دهد و از تعامل عوامل پیچیده مربوط به ویژگی‌های فردی جوانان، روابط آنها با همسالان و بزرگسالان، مدرسه و یا هنجارهای جامعه نشأت می‌گیرد (Gladden et al. 2014). رفتار قلدری می‌تواند به صورت آشکار و رو در رو مانند آزار جسمی و سوء استفاده زبانی و یا به صورت پنهان مانند پخش کردن شایعه و اذیت کردن افراد از طریق اینترنت، باشد (Rigby 2011). عوامل مربوط به رفتار قلدری عبارتند از: (۱) قدرت فیزیکی (۲) تکانشگری و (۳) همدلی کم و یا عدم همدلی (Canter 2005). پژوهشگران افراد مبتلا به قلدری را در سه گروه (قلدر، قربانی و قلدر/قربانی) طبقه‌بندی کرده‌اند. افراد قلدر به احتمال بیشتری در بزهکاری، جرم و جنایت و سوءمصرف مواد نسبت به غیر قلدرها درگیر می‌شوند. در حالی که افراد قربانی گروهی هستند که احساس غم و اندوه می‌کنند و مشکلاتی در خواب، افسردگی، اضطراب، غیبت از مدرسه و حتی افکار خودکشی دارند. گروه سوم که ترکیبی از این دو نوع هستند دارای ویژگی‌هایی مثل افسردگی و پرخاشگری زیاد، شایستگی علمی پایین، اعتماد به نفس و خودکنترلی بسیار پایین و به طور کلی گروهی هستند که در معرض بالاترین میزان خطر قرار

دانش‌آموزان ابتدایی اجرا کردند. یافته‌ها نشان داد که پرسشنامه قلدری از اعتبار بالایی برخوردار بود (۰/۸۲) و می‌توان از آن برای سنجش قلدری دانش‌آموزان در مدرسه‌ها بهره برد. افزون بر آن نتایج پژوهش‌ها نشان داد که قلدری بر پیشرفت تحصیلی، انگیزش و نظم و انضباط در مدرسه‌ها رابطه دارد. بدین معنا که قلدری در مدارس باعث کاهش و عدم انگیزه برای پیشرفت دانش‌آموزان می‌شود (Holt et al. 2007; Strqm et al. 2013). از سوی دیگر قلدری عاملی است که نظم و انضباط در مدارس را تهدید می‌کند و هرج و مرج به وجود می‌آورد و باعث غیبت و فرار دانش‌آموزان از مدرسه و تحصیل می‌شود (Skrzypiec 2008). بنابراین صرفنظر از اینکه ما قلدری را به عنوان یک پدیده تک عاملی یا چند عاملی بدانیم، پژوهش‌های مختلف نشان داده است که این امر یک پدیده گسترده و فراگیر است به نحوی که نتایج پژوهش‌ها در کشورهای مختلف نشان داد، بین ۴۰ تا ۴۵٪ از کودکان در معرض قلدری یا قربانی قرار دارند (Fleming and Jakobsen 2009). با توجه به ادبیات موجود و پیشینه ذکر شده پژوهشگران خارجی بطور جدی به امر قلدری و روش‌های ضد قلدری در مدرسه‌ها پرداخته‌اند اما در کشور ما به دلیل کاستی پژوهش‌ها و نبود ابزاری مناسب برای اندازه‌گیری این سازه و با توجه به اهمیت این موضوع پژوهشگران قصد دارند خصوصیات روانسجی مقیاس قلدری هارتر را بررسی نمایند.

روش کار

طرح مطالعه حاضر از نوع همبستگی است. جامعه آماری این پژوهش، کلیه دانش‌آموزان مدارس ابتدایی دولتی شهر سمنان بودند که در سال تحصیلی ۹۳-۱۳۹۲ در این شهر مشغول به تحصیل بودند. با استفاده از روش نمونه‌گیری چند مرحله‌ای، تعداد ۶۰۷ نفر انتخاب شدند. روش نمونه‌گیری به این صورت بود که از هر منطقه جغرافیایی شهر سمنان (شمال، مرکز و جنوب) ۲ مدرسه و در نهایت مدارس آزادگان، شهید

(2008). بنابراین همانطور که مبانی نظری نشان می‌دهد پژوهش‌های اولیه برای سنجش قلدری بر یک معیار خودگزارش‌دهی تأکید می‌کردند (Crick 1996)، همچنین بسیاری از پژوهش‌ها برای تشخیص افراد قلدر به مشاهده رفتار آنها روی می‌آوردند، اما بعدها پژوهشگران براساس مبانی نظری و ادبیاتی غنی‌ای که در این زمینه وجود داشته، پرسشنامه‌های متعددی را تدوین کردند. یکی از ابزارهای مهم برای سنجش این میزان مقیاسی است که توسط Harter طراحی شد. وی به منظور درک افراد از خود پرسشنامه ۳۶ سوالی طراحی کرد که در آن ۶ گویه به امر قلدری اشاره داشتند و این ابزار را بر روی کودکان ۸ تا ۱۱ ساله اجرا کرد. یافته‌ها نشان داد که مقیاس درک از خود ابزار معتبری می‌باشد و از ویژگی‌های روانسجی قابل قبولی برخوردار است. ۶ گویه قلدری به این صورت بوده که ۳ گویه به اقدامات فیزیکی منفی مانند ضربه و تحت فشار قرار دادن دیگران و آزار و اذیت آنها می‌پرداخت و ۳ گویه دیگر به اقدامات کلامی منفی مانند طعنه، خندیدن و یا نام بد گذاشتن روی افراد اشاره داشت (Harter 1985). این ۶ گویه در پرسشنامه درک از خود هارتر پراکنده شده بودند و به عنوان یکی از خرده مقیاس‌های این پرسشنامه به حساب می‌آمدند. (Neary and Joseph 1994; Callaghan and Joseph 1995) مقیاس درک از خود هارتر را در جوامع مختلف دانش‌آموزان ایرلندی اجرا کرده و به نتایج مطلوبی رسیده‌اند. آنها وجود رفتارهای قلدری و قربانی بالا در این مدارس را گزارش کردند. در نهایت (Austin and Joseph 1996) مقیاس ۶ گویه‌ای قلدری را از پرسشنامه درک از خود هارتر استخراج کرده و آن را در قالب یک پرسشنامه منسجم و جدا به منظور سنجش قلدری به عنوان امری تک عاملی قرار دادند. آنها پرسشنامه ۶ سوالی قلدری را بر روی یک نمونه ۴۲۵ نفری (۲۰۴ پسر و ۲۲۱ دختر) از

۱۰، ۱۱، ۱۲ و ۱۳). اعتبار و روایی: (Espelage and Holt 2001) برای تعیین اعتبار پرسشنامه از روش آلفای کرونباخ استفاده کردند که برای کل مقیاس ضریب آلفا ۰/۸۳ و برای هر کدام از خرده مقیاس‌ها شامل قلدری ۰/۸۷، نزاع ۰/۸۳ و قربانی ۰/۸۸ بدست آمد. این مقیاس در ایران توسط اکبری بلوطبنگان و طالع پسند (۱۳۹۳) هنجاریابی شده و ضریب اعتبار پرسشنامه با استفاده از روش آلفای کرونباخ برای کل مقیاس ۰/۸۷ و هر کدام از خرده مقیاس‌ها شامل، قلدری ۰/۷۷، قربانی ۰/۷۱ و نزاع ۰/۷۶ بدست آمد.

۳- پرسشنامه انگیزش تحصیلی هارتر: ابزاری که در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفته است شکل اصلاح شده مقیاس (Harter 1980, 1981) به عنوان یک ابزار سنجش انگیزش تحصیلی است. مقیاس اصلی هارتر، انگیزش تحصیلی را با سؤال‌های دو قطبی می‌سنجد که یک قطب آن انگیزش درونی و قطب دیگر انگیزش بیرونی است و پاسخ آزمودنی به موضوع هر سؤال فقط می‌تواند یکی از دلایل بیرونی یا درونی را در بر داشته باشد. (Leper et al. 2005) مقیاس هارتر را به شکل مقیاس‌های معمول درآوردند که هر سؤال تنها یکی از دلایل انگیزش درونی و بیرونی را در نظر می‌گیرد. شیوه نمره‌گذاری این پرسشنامه به صورت طیف لیکرت می‌باشد بدین صورت که، هیچ وقت (نمره ۱)، به ندرت (نمره ۲)، گاهی اوقات (نمره ۳)، اکثر اوقات (نمره ۴) و تقریباً همیشه (نمره ۵). البته این شیوه نمره‌گذاری در سؤال‌های ۳، ۴، ۵، ۹، ۱۰، ۱۵، ۱۶، ۱۹، ۲۱، ۲۷ و ۳۱ معکوس خواهد شد. اعتبار این مقیاس با استفاده از روش آلفای کرونباخ ۰/۷۶ گزارش شده است (Akbari and Talepasand 2013).

روش اجرا: به منظور اجرای پژوهش ابتدا پرسشنامه توسط دو نفر از متخصصان زبان انگلیسی به فارسی برگردانده شد، سپس ترجمه برگردان انجام شد. مشکلات مربوط به ترجمه گویه‌ها بررسی و رفع شد. در یک مطالعه مقدماتی پرسشنامه ترجمه شده در اختیار یک نمونه ۳۰ نفری از دانش‌آموزان قرار گرفت پس از جمع‌آوری پرسشنامه‌ها واژگانی که برای دانش‌آموزان

مطهری، شهید چمران، انقلاب، صادقیه و بعثت انتخاب شدند. در هر مدرسه پایه‌های چهارم، پنجم و ششم ابتدایی به ابزارهای پژوهش پاسخ دادند. در صورتی که مدرسه‌ای از هر پایه دو کلاس داشت، یک کلاس به صورت تصادفی انتخاب می‌شد.

ابزارهای اندازه‌گیری: ۱- مقیاس قلدری هارتر (Bullying Behavior Scale): این مقیاس در سال (۱۹۸۵) توسط هارتر طرح ریزی شد که دارای ۶ گویه می‌باشد و قلدری را به صورت امری تک عاملی می‌سنجد. این پرسشنامه بر روی یک طیف لیکرت ۴ گزینه‌ای قرار دارد. برای هر سؤال پاسخ دهندگان، نشان می‌دهند که کدام یک از دو عبارت ناسازگار بیشتر شبیه به خودشان است. سپس پاسخ دهندگان نشان می‌دهند که چقدر (واقعاً یا تقریباً)، عبارت‌ها در موردشان صادق است. نمره‌گذاری هر آیتم از ۱ (واقعاً درست در مورد من سمت راست) تا ۴ (واقعاً درست در مورد من سمت چپ) می‌باشد. آیتم‌های ۲، ۴ و ۵ دارای نمره‌گذاری معکوس هستند. نمره‌گذاری مقیاس به وسیله میانگین نمره آیتم‌ها محاسبه می‌شود. نمرات بالا نشان دهنده رفتار قلدری بالا می‌باشد. اعتبار و روایی: (Austin and Joseph 1996) برای تعیین اعتبار پرسشنامه از روش آلفای کرونباخ استفاده کردند که برای کل مقیاس ضریب آلفا ۰/۸۲ بدست آمد.

۲- مقیاس قلدری ایلی‌نوی (Illinois Bully Scale) توسط (Espelage and Holt 2001) ساخته شد. این مقیاس دارای ۱۸ سؤال بوده که سه عامل قلدری، نزاع و قربانی را اندازه‌گیری می‌کند. این پرسشنامه بر روی یک طیف لیکرت ۵ گزینه‌ای از (هرگز=۰ تا هفت بار یا بیشتر=۴) قرار دارد. گویه‌های هر خرده مقیاس به شرح زیر می‌باشند. خرده مقیاس قلدری سوالات (۱، ۲، ۸، ۹، ۱۴، ۱۵، ۱۶، ۱۷ و ۱۸)، خرده مقیاس قربانی سوالات (۴، ۵، ۶ و ۷) و خرده مقیاس نزاع سوالات (۳،

آزمون را تبیین نمود. مقدار ارزش ویژه برای این عامل ۲/۶۷ بدست آمد. در جدول ۱ بارهای عاملی سوالهای مقیاس قلدری هارتر با استفاده از روش تعیین مولفه‌های اصلی گزارش شده است.

همانگونه که در جدول ۱ مشاهده می‌شود همه بارهای عاملی مناسب می‌باشند. کوچکترین بار عاملی متعلق به سوال ۴ با ۰/۶۰۷ و بزرگترین بار عاملی متعلق به سوال ۱ با ۰/۷۵۹ می‌باشد. تحلیل عاملی تأییدی: نخست چولگی تک متغیری و چند متغیری داده‌ها بررسی شد و از برآوردهای بیشینه درست‌نمایی استفاده شد. شاخص‌های برازندگی ریشه واریانس خطای تقریب (Root Mean Square Error of Approximation)، ریشه استاندارد واریانس پس مانده (Standardized Root Mean Square Residual)، شاخص برازندگی مقایسه‌ای (Comparative Fit Index)، شاخص نیکویی برازش (Goodness of Fit Index) و شاخص نیکویی برازش تعدیل شده (Adjusted Goodness of Fit Index) برای سنجش برازندگی مدل استفاده شد. برای شاخص‌های برازندگی برش‌های متعددی توسط متخصصان مطرح شده است. برای مثال، مقدار مساوی یا کمتر از ۰/۰۵ برای ریشه واریانس خطای تقریب مقدار مساوی یا بالاتر از ۰/۹۶ برای شاخص برازندگی مقایسه‌ای، مقدار مساوی یا کمتر از ۰/۰۷ برای ریشه استاندارد واریانس پس‌مانده، نشان‌دهنده برازندگی کافی مدل است (Joreskog and Sorbom 2003). از طرف دیگر پیشنهاد شده است که اگر شاخص‌های برازندگی مقایسه‌ای، نیکویی برازش و نیکویی برازش تعدیل شده بزرگتر از ۰/۹ و شاخص‌های ریشه واریانس خطای تقریب و ریشه واریانس پس‌مانده کوچکتر از ۰/۰۵ باشد بر برازش بسیار مطلوب و کوچکتر از ۰/۱ بر برازش مطلوب دلالت دارد (Berkler 1990). شاخص‌های برازندگی فرم نهایی پرسشنامه بررسی شد. یافته‌ها حاکی از آن است که بعضی از شاخص‌های برازندگی حاکی از برازندگی مطلوب داده-مدل است و برخی از شاخص‌های دیگر نشان

قابل فهم نبود بازنویسی شد و با نزدیکترین واژه جایگزین گردید. پرسشنامه نهایی در اختیار ۶۰۰ نفر از دانش‌آموزان قرار داده شد که ۲۳ پرسشنامه به صورت ناقص پر شده بود و یا اصلاً تحویل داده نشد، لذا از تحلیل کنار گذاشته شدند. در نظریه کلاسیک آزمون، تحلیل عامل اکتشافی، تحلیل عامل تأییدی، تحلیل اعتبار به روش آلفای کرونباخ اجرا شد. همچنین، روایی همگرا، واگرا و ملاکی مقیاس نیز با پرسشنامه قلدری ایلی‌نوی، انگیزش تحصیلی هارتر، غیبت از مدرسه، نمره انضباط و پیشرفت تحصیلی محاسبه شد. در نظریه سوال - پاسخ از یک مدل پاسخ مدرج برای سوال‌های چند ارزشی به روش بیشینه درست‌نمایی استفاده شد. این روش احتمال انتخاب پاسخ به هر سوال را در یک طیف شدت برآورد می‌کند. تحلیل‌های آماری با نرم افزارهای SPSS 22، LISREL 8.54 و Multilog اجرا شد.

نتایج

تحلیل عاملی اکتشافی: به منظور تعیین عوامل و مطالعه ویژگی‌های شش گویه مقیاس قلدری هارتر تحلیل عاملی اکتشافی بر روی کل نمونه انجام شد. برای استخراج عامل‌ها از تحلیل مولفه‌های اصلی استفاده شد. پیش از اجرای تحلیل عاملی شاخص کفایت نمونه برداری (KMO) و مقدار آزمون کرویت بارتلت محاسبه گردید. در این تحلیل مقدار KMO برابر با ۰/۷۹۵ و مقدار آزمون کرویت بارتلت برابر با ۶۷۵/۰۵۷ بدست آمد که با درجه آزادی ۱۵ معنی‌دار بود ($p \leq 0/001$). بدین ترتیب علاوه بر کفایت نمونه‌برداری، اجرای تحلیل عاملی بر پایه ماتریس مورد مطالعه نیز قابل توجیه می‌باشد. برای تعیین اینکه مقیاس قلدری از چند عامل اشباع شده است، شاخص‌های ارزش ویژه، نسبت واریانس تبیین شده و نمودار اسکری مورد توجه قرار گرفت. بر این اساس یک عامل استخراج شد که این عامل ۴۴/۴۶٪ از واریانس کل

روایی همگرا، واگرا و ملاکی: برای محاسبه روایی همگرا، واگرا و ملاکی مقیاس قلدری هارتر از اجرای همزمان آن با پرسشنامه قلدری ایلی‌نوی، انگیزش تحصیلی هارتر، غیبت از مدرسه، نمره انضباط و پیشرفت تحصیلی استفاده شد. ضریب همبستگی پیرسون بین متغیرها نشان می‌دهد که بین نمره کل مقیاس قلدری هارتر با قلدری ایلی‌نوی (۰/۱۵۵) و غیبت از مدرسه (۰/۱۷۵) در سطح $p < 0.1$ رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. همچنین شدت رابطه بین مقیاس قلدری با انگیزه تحصیلی (۰/۱۲۲-)، پیشرفت تحصیلی (۰/۲۷۲-) و نمره انضباط (۰/۱۸۸-) در سطح متوسط ولی از نظر آماری معنادار بود (جدول ۴).

تحلیل اعتبار مقیاس قلدری هارتر (BBS): اعتبار مقیاس قلدری هارتر با استفاده از روش همسانی درونی و با بهره‌گیری از ضریب آلفای کرونباخ محاسبه شد. نتایج نشان داد که اعتبار مقیاس قلدری ۰/۷۴ می‌باشد. بنابراین ضریب اعتبار کل مقیاس قابل پذیرش می‌باشد.

تحلیل نظریه سوال- پاسخ بر اساس مدل سیم جیما (Samejima model): از آنجا که در مقیاس هارتر از پاسخ‌های رتبه‌ای چندارزشی استفاده می‌شود، از مدل سیم جیما استفاده شد. نخست نسبت پاسخ‌های هر طبقه تحلیل شد، بررسی توزیع پاسخ‌های مشاهده شده نشان داد در هر طبقه پاسخ، نسبت‌های منطقی برای تحلیل وجود دارد. توانایی هر سوال در تمیز بین سطوح در دامنه پیوستار ویژگی (پارامتر تمیز یا α)، و آستانه‌های گزینه‌های پاسخ (β) محاسبه شد (جدول ۵). پارامتر تمیز کمتر از ۰/۶۵ به عنوان شاخص تمیز پائین، ۰/۶۵ تا ۱/۳۴ به عنوان شاخص تمیز متوسط و ۱/۳۵ یا بالاتر به عنوان شاخص تمیز بالا در نظر گرفته شد (Biker 2000). یافته‌ها نشان می‌دهد که همه سوال‌ها ضریب تمیز مناسبی داشتند. پارامتر تمیز سوال‌های ۱ و ۳ بیش از ۱/۳۵ بود. سایر سوال‌ها شیب متوسطی داشتند، زیرا پارامتر تمیز آنها بین ۰/۶۵ تا ۱/۳۵ بود. پارامتر آستانه سوال‌ها دامنه مقادیر ویژگی را از مقادیر منفی تا مثبت در بر می‌گرفت. منحنی پاسخ طبقه

دهنده برازندگی ضعیف داده- مدل است (جدول ۲). در این مدل، $\chi^2 = 73/203$ ، $df = 9$ و بنابراین نسبت $\chi^2/df = 8/13$ می‌باشد.

افزون بر آن بررسی ماتریس پس ماندهای استاندارد شده حاکی از آن بود که بزرگترین کوواریانس خطا بین گویه ۴ و ۵ وجود داشت ($Cov_{Res(Stand)} = 4/42$). به هر حال، گرچه بررسی شاخص‌های EPC و MI نشان می‌داد که با در نظر گرفتن کوواریانس خطا بین گویه‌های ۴ و ۵ و برآورد $\Theta_{5,4}$ بعضی از شاخص‌ها از جمله آماره X^2 و به تبع آن نسبت X^2 به df بهبود می‌یابند، اما تصمیم گرفته شد براساس مدل نظری بین خطاها کوواریانسی در نظر گرفته نشود. به هر حال این اقدام تاثیر نامناسبی بر آماره RMSEA و نسبت χ^2 به df داشت. گرچه برازندگی یک مدل را باید با توجه به شواهد نظری و مجموعه‌ای از شاخص‌های برازندگی مورد ارزیابی قرار داد. در این مدل، سایر شاخص‌های برازندگی به ویژه شاخص‌های RMR و SRMR در حد مطلوبی قرار داشتند.

برآورد پارامترها: با توجه به اینکه مدل تک عاملی (شکل ۲) با شش گویه برازندگی نسبتاً مناسبی نشان داد، ضرایب استاندارد، جملات خطا و واریانس تبیین شده (R^2) بررسی شد (جدول ۳). همه مسیرهای استاندارد معنادار بودند. برای این عامل گویه ۱ اعتبار قابل قبولی داشت ($r^2 = 0/51$)، برآورد اعتبار برای گویه ۳ نیز قابل قبول بود ($r^2 = 0/42$). اما برآورد گویه‌های ۲، ۴ و ۵ نسبتاً پایین بود. به این ترتیب معتبرترین و نیرومندترین نشانگر سازه نهفته قلدری گویه ۱ ($\lambda_{1(s \text{ tand})} = 0/72$) و به دنبال آن گویه ۳ ($\lambda_{3(s \text{ tand})} = 0/65$) بود. افزون بر آن، ضرایب استاندارد برای گویه ۶ ($\lambda_{6(s \text{ tand})} = 0/57$)، گویه ۲ ($\lambda_{2(s \text{ tand})} = 0/54$)، گویه ۵ ($\lambda_{5(s \text{ tand})} = 0/48$) و گویه ۴ ($\lambda_{4(s \text{ tand})} = 0/47$) نشان می‌دهد که گویه ۶ پس از گویه ۳ نیرومندترین نشانگر سازه نهفته قلدری است.

and Swearer 2004) همسو بوده است. برای بررسی اعتبار مقیاس قلدری هارتر از ضریب آلفای کرونباخ استفاده شد. نتایج نشان داد که این مقیاس از اعتبار قابل قبولی برخوردار است و می‌توان از آن برای اندازه‌گیری قلدری استفاده کرد. این یافته با پژوهش‌های (Harter 1985; Austin and Joseph 1996) همسو بود. افزون بر آن برای محاسبه روایی مقیاس قلدری از اجرای همزمان آن با مقیاس قلدری ایلی‌نوی، انگیزه تحصیلی، نمره پیشرفت تحصیلی، غیبت از مدرسه و نمره انضباط استفاده شد که بر اساس پژوهش‌های انجام شده این اندازه‌ها با قلدری رابطه معنی‌داری داشتند (Rigbe 1991, 1997; Wong et al. 2008; Akbari and Talepasand 2013). همچنین یافته‌های پژوهش‌های پیشین، نشان داد که قلدری در مدارس با انگیزش تحصیلی و پیشرفت تحصیلی رابطه منفی و معناداری دارد. این یافته با پژوهش (Burton et al. 2008; Boulton et al. 2013) همسو بود. یافته دیگر این مطالعه در مورد مقیاس پردازی داده‌های مقیاس قلدری هارتر در نظریه سوال - پاسخ بود. منحنی ویژگی سوال‌ها در مقیاس قلدری هارتر از لحاظ ضرایب تمیز و پارامترهای آستانه سوال‌ها منطبق با مدل سامی جیما بود. سوال‌ها دارای ضرایب تمیز متوسط تا بالا بودند و پارامترهای آستانه دامنه منفی تا مثبت را دربر می‌گرفتند. تابع آگاهی آزمون نیز نشان داد که مقیاس قلدری هارتر در پیوستار ویژگی آگاهی مناسبی به دست می‌دهد. نخستین محدودیت مطالعه حاضر آن است مشخص نیست نمرات حاصل از این ابزار تا چه اندازه با رفتارهای واقعی در زندگی روزمره مرتبط است. محدودیت دوم این مطالعه آن است که شواهدی برای حساسیت نمرات آن نسبت به مداخلات آموزشی - روانی تدارک ندیده است. مشخص نیست که آیا نمرات حاصل از این ابزار نسبت به مداخلات ضد قلدری حساسیت لازم را دارند یا نه. محدودیت سوم این ابزار مربوط به قلمرو مکانی و زمانی مطالعه است.

(curves category response) در شکل ۳ گزارش شده است. افزون بر آن، ما تابع آگاهی آزمون را برای اندازه‌گیری دقت مقیاس در سراسر پیوستار ویژگی محاسبه کردیم. آگاهی آزمون به عنوان عکس خطای اندازه‌گیری تعریف می‌شود، بنابراین، مقادیر پائین‌تر خطا با آگاهی بیشتر آزمون همراه است. بیشترین آگاهی آزمون در دامنه $0/8 - 2/2 +$ می‌باشد (شکل ۴).

بحث

قلدری در مدارس به عنوان یک نگرانی عمومی در سراسر جهان معرفی شده است. اگرچه زمانی مدارس به عنوان محیطی امن تلقی می‌شدند اما امروزه تصور غالب جوانان و والدین بر این است که مدرسه یکی از مهم‌ترین محیط‌هایی است که سلامت افراد را به خطر می‌اندازد (Nolin et al. 1995). در این مطالعه، تعداد ۶۰۷ نفر از دانش‌آموزان با استفاده از روش نمونه‌گیری چند مرحله‌ای انتخاب شدند. همه آنها ابزارهای پژوهش را تکمیل کردند. برای تحلیل داده‌ها از روش‌های تحلیل عاملی، ضریب آلفای کرونباخ و همبستگی پیرسون استفاده شد. به منظور تعیین تعداد عوامل تشکیل‌دهنده مقیاس قلدری هارتر تحلیل عاملی اکتشافی انجام شد. پیش از اجرای تحلیل عاملی مفروضه‌های آن بررسی شد. برای استخراج عامل‌ها از تحلیل مولفه‌های اصلی استفاده شد. یافته‌ها حاکی از آن بود که این پرسشنامه قلدری یک سازه تک عاملی است. این عامل با توجه به مبانی نظری پژوهش با پژوهش‌های پیشین (Harter 1985; Callaghan and Joseph 1995; Neary and Joseph 1999; Austin and Joseph 1996; Boulton et al. 2010) که قلدری را سازه‌ای تک بعدی در نظر گرفته بودند، همسو بود. نتایج تحلیل عاملی تأییدی برازندگی مدل تک عاملی را تأیید کرد. این یافته نیز با پژوهش‌های (Andreou 2001; Rigby 1997a, b; Wei and Huang 2005; Espelage

قلدری در مدارس و روابط این سازه با سایر سازه‌ها که قابلیت بیشتری در برنامه‌ریزی‌های مربوطه دارد، حاصل شود. افزون بر آن، پیشنهاد می‌شود که این ابزار در سایر جوامع مانند دانشجویان، محیط کار و حتی در دنیای مجازی اجرا شود، تا شواهدی از بسط روایی سازه این ابزار فراهم گردد.

نتیجه‌گیری

با توجه به سهولت اجرا، سهولت نمره‌گذاری، سهولت تعبیر و تفسیر، قابلیت اجرا به صورت فردی و گروهی، عملی بودن و روایی و اعتبار مناسب نتیجه گرفته می‌شود که نسخه فارسی پرسشنامه قلدری هارتر در جامعه دانش‌آموزان از خصوصیات روانسنجی قابل قبولی برخوردار بود و می‌توان از آن در پژوهش‌های روانشناختی استفاده نمود.

تشکر و قدردانی

بدین وسیله ما پژوهشگران از کلیه مدیران، کارمندان و دانش‌آموزان مدارس ابتدایی بعثت، آزادگان، شهید چمران، انقلاب، شهید مطهری و صادقیه به خاطر اعتماد و همکاری صمیمانه سپاسگذاری می‌کنیم.

این مطالعه بر روی دانش‌آموزان شهر سمنان صورت گرفته است و لذا نمی‌توان یافته‌های آن را به سایر شهرهای کشور تعمیم داد. براساس این محدودیت‌ها، پیشنهاد می‌شود نمرات قلدری با اندازه‌های رفتار واقعی در زندگی روزمره همبسته شود تا شواهدی از بسط نمرات حاصل از تشخیص این ابزار در موقعیت‌های واقعی زندگی فراهم شود. هنوز مشخص نیست که آیا نمرات بالا در این پرسشنامه توان پیش‌بینی رفتارهای قلدری عملی را دارد یا خیر؟ همچنین، به پژوهشگران پیشنهاد می‌شود که در آینده مطالعاتی را طرح‌ریزی کنند که ضمن تشخیص نمره‌های برش دقیق این ابزار برای تشخیص گروه‌های قلدر، کاربردهای عملی نمرات این ابزار را در پیش‌بینی رفتارهای واقعی در محیط زندگی فرد تشخیص دهند. بررسی روایی نمره‌های حاصل از این ابزار به عنوان ابزاری برای تشخیص حساسیت اثر مداخلات درمانی می‌تواند محور دیگری از پژوهش‌های مناسب در مورد این ابزار باشد. همچنین پیشنهاد می‌شود رابطه قلدری در مدارس با متغیرهای مختلف سلامت روان، ارتقای سلامت، بهداشت روانی، بهزیستی ذهنی، سوءمصرف مواد، هوش هیجانی و شادکامی مورد بررسی قرار گیرد تا از این طریق دانش منسجمی در خصوص

جدول ۱- بارهای عاملی سوال‌های مقیاس قلدری هارتر

شماره آیتم	گویه‌ها	قلدری
۱	برخی بچه‌ها به بچه‌های دیگر ضربه نمی‌زنند و آنها را هل نمی‌دهند اما برخی بچه‌ها، به بچه‌های دیگر ضربه می‌زنند و آنها را هل می‌دهند.	۰/۷۵۹
۳	برخی بچه‌ها به بچه‌های دیگر نمی‌خندند، اما برخی بچه‌ها به بچه‌های دیگر می‌خندند.	۰/۷۱۳
۲	برخی بچه‌ها اغلب برای بچه‌های دیگر قلدری می‌کنند اما برخی بچه‌ها، برای بچه‌های دیگر قلدری نمی‌کنند.	۰/۶۶۱
۶	برخی بچه‌ها، بچه‌های دیگر را با نام های زشت صدا نمی‌زنند اما برخی بچه‌ها، بچه‌های دیگر را با نام‌های زشت صدا می‌زنند.	۰/۶۳۶
۵	برخی بچه‌ها اغلب بچه‌های دیگر را دست می‌اندازند اما برخی بچه‌ها، بچه‌های دیگر را دست نمی‌اندازند.	۰/۶۱۱
۴	برخی بچه‌ها اغلب بچه‌های دیگر را اذیت می‌کنند اما برخی بچه‌ها، بچه‌های دیگر را اذیت نمی‌کنند.	۰/۶۰۷

جدول ۲- شاخص‌های برازش مدل تک عاملی مقیاس قلدری هارتر (تعداد=۵۷۳)

مدل	*X ²	CFI	IFI	NFI	NNFI	RMSEA	RMSEA CI	RMR	SRMR	GFI	AGFI
تک عاملی	۷۳/۲۰۳	۰/۹۴	۰/۹۴	۰/۹۳	۰/۹۰	۰/۱۱۲	۰/۱۳۶ - ۰/۰۸۹	۰/۰۵	۰/۰۵۵	۰/۹۶	۰/۹۱

*مجدور کای به روش بیشینه درست نمایی

جدول ۳- برآورد پارامترهای استاندارد مقیاس قلدری (تعداد=۵۷۳)

قلدری	ضریب استاندارد	واریانس خطا	ضریب تعیین
۱	۰/۷۲	۰/۴۹	۰/۵۱
۲	۰/۵۴	۰/۷۱	۰/۲۹
۳	۰/۶۵	۰/۵۸	۰/۴۲
۴	۰/۴۷	۰/۷۸	۰/۲۲
۵	۰/۴۸	۰/۷۷	۰/۲۳
۶	۰/۵۷	۰/۶۸	۰/۳۲

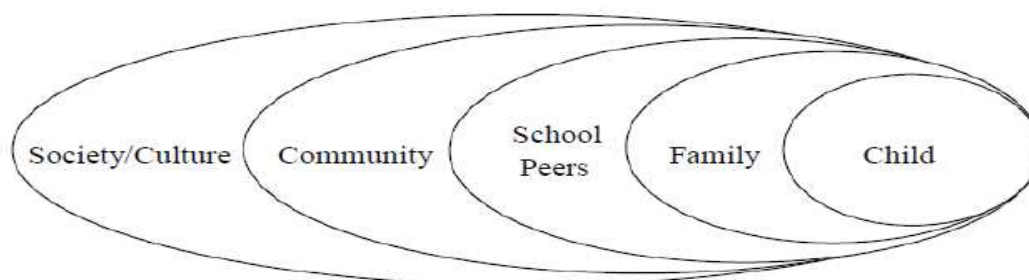
جدول ۴- همبستگی مقیاس قلدری هارتر (BBS) با قلدری ایلی نوی، غیبت از مدرسه، نمره انضباط، پیشرفت تحصیلی و انگیزش تحصیلی

متغیر	M	SD	۱	۲	۳	۴	۵	۶
۱-نمره کلی قلدری هارتر	۲/۱۹۷	۰/۶۵۶	۰/۷۴					
۲- قلدری ایلی نوی	۰/۷۴۷	۰/۵۶۱	۰/۱۵۵*	۰/۸۶				
۳- غیبت از مدرسه	۰/۴۹۲	۱/۴۱۹	۰/۱۷۵*	۰/۲۰۲*	۱			
۴- نمره انضباط	۱۷/۵۳۸	۱/۱۹۷	-۰/۱۸۸*	-۰/۲۴۵*	-۰/۲۴۴*	۱		
۵- انگیزش تحصیلی	۳/۴۵۶	۰/۴۶۵	-۰/۱۲۲*	-۰/۲۴۱*	-۰/۰۳۰	۰/۱۱۴*	۰/۷۶	
۶- پیشرفت تحصیلی	۱۷/۱۷۲	۱/۱۲۵	-۰/۲۷۲*	-۰/۲۹۴*	-۰/۲۵۲*	۰/۶۹۹*	۰/۱۴۵*	۱

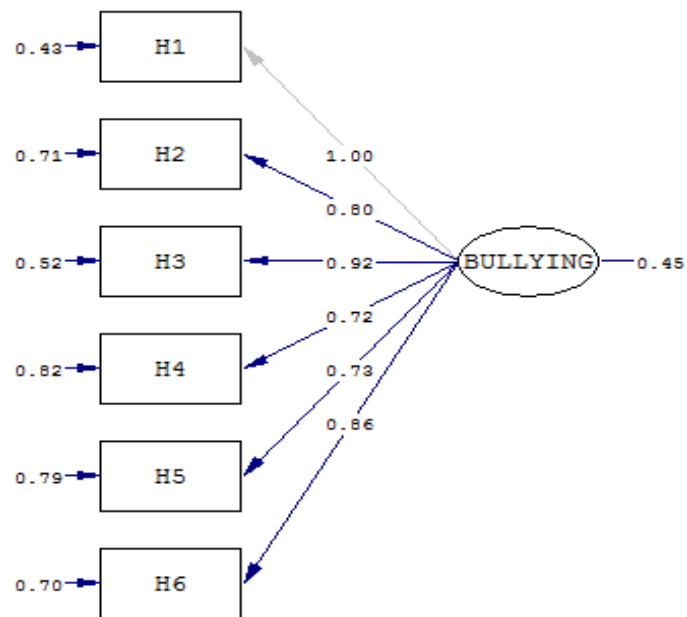
ضریب آلفا بر روی قطر فرعی قرار دارد. $p \leq /0.1$ *

جدول ۵- تحلیل پاسخ های سوال مقیاس قلدری هارتر

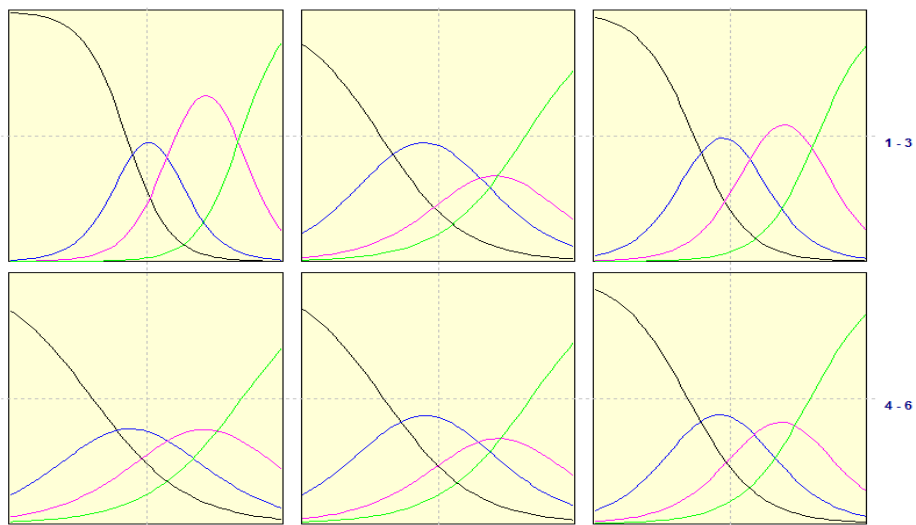
سوال ها	تمیز	آستانه گزینه های پاسخ		
	α	β_1	β_2	β_3
۱	۲/۰۹	-۰/۴۴	۰/۵۵	۲/۰۷
۲	۱/۱۰	-۱/۲۸	۰/۶۱	۱/۹۱
۳	۱/۶۹	-۰/۸۰	۰/۴۷	۱/۹۲
۴	۰/۹۶	-۱/۲۰	۰/۴۶	۲/۱۱
۵	۱/۰۰	-۱/۲۱	۰/۶۳	۲/۰۴
۶	۱/۳۳	-۰/۹۴	۰/۴۷	۱/۷۶



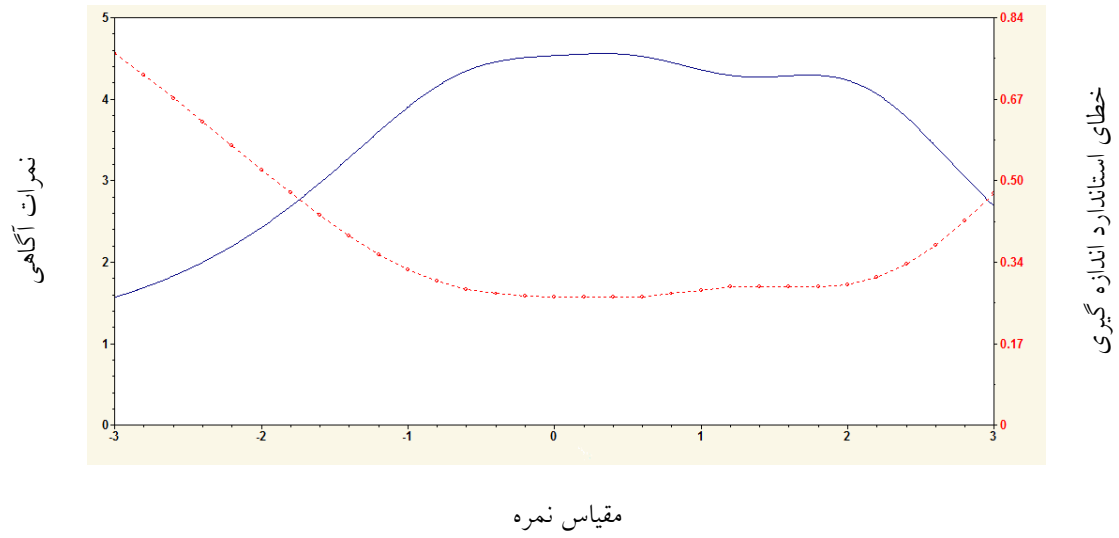
شکل ۱- مدل اجتماعی و زیست محیطی از قلدری (Bronfenbrenner 1979; Orpinas and Horne 2006)



شکل ۲- مدل اندازه گیری نهایی مقیاس قلدری هارتر (ضرایب متریک گزارش شده‌اند)



شکل ۳- منحنی پاسخ طبقه مقیاس قلدری هارتر



شکل ۴- تابع آگاهی آزمون برای مقیاس قلدری هارتر

Reference

- Akbari Balootbangan, A. and Talepasand, S., 2013. Validation of the Illinois Bullying Scale in Primary Students of Semnan city. Inedited.
- Andreou, E., 2001. Bully/Victim Problems and their Association with Coping Behaviour in Con ictual Peer Interactions among School-age Children, *Edu Psychol.* **21**(1), pp. 59-66.
- Austin, S. and Joseph, S., 1996. Assessment of bully/victim problems in 8 to 11 year-olds, *Briti J of Edu Psychol*, 66, pp. 447-456.
- Baker, J., 2000. The relationship between coaching behaviours and sport anxiety in athletes. *Journal of science and medicine in sport*, **3**(2), pp. 110-19.
- Berger, KS., 2007. Update on bullying at school: science forgotten? *Develop Rev*, 27, pp. 90-126.
- Berkler, SJ., 1990. Applications of covariance structure modeling in psychology: cause for concern. *Psychol Bull*, 107, pp. 260-73.
- Boulton, MJ., Smith, PK. and Cowie, H., 2010. Short-Term Longitudinal Relationships between Children's Peer Victimization/Bullying Experiences and Self-Perceptions Evidence for Reciprocity, *School Psychol International.* **31**(3), pp. 296-311.
- Boulton, MJ., Trueman, M. and Murray, L., 2008. Associations between peer victimization fear of future victimization and disrupted concentration on class work among junior school pupils. *Briti J Edu Psychol.* 78, pp. 473-489.
- Bowers, J.E., 1994. Natural conditions for seedling emergence of three woody species in the northern Sonoran Desert. *Madrono*, 41, pp. 73-84.
- Brunstein Klomek, A., Sourander, A. and Gould, M., 2010. The association of suicide and bullying in childhood to young adulthood: A review of cross-sectional and longitudinal research findings. *Can J Psychiatry*, **55**(5), pp. 282-288.
- Burton, KA., Florell, D. and Gore, JS., 2013. Differences in Proactive and Reactive Aggression in Traditional Bullies and Cyberbullies, *J of Aggr, Maltreatment & Trauma.* **22**(3), pp. 316-328.
- Callaghan, S. and Joseph, S., 1995. Self-concept and peer victimisation among schoolchildren. *Personality and Individual Differences*, 18, pp. 161-163.
- Canter, AS., 2005. Bullying at School: Strategies for Intervention Comprehensive prevention programs can create a climate that discourages bullying. *Principal- Effective Interven*, **85**(2), pp. 42-45.
- Crick, NR., 1996. The role of relational aggression, overt aggression, and prosocial behavior in the prediction of children's future social adjustment. *Child Develop*, 67, pp. 2317-2327.
- Espelage, DL. and Swearer, SM., 2004. Bullying in American Schools: A Social-ecological Perspective on Prevention and Intervention, *Lawrence Erlbaum Associates*, P. 385.
- Fleming, LC. and Jakobsen, KH., 2009. Bullying and symptoms of depression in Chilean middle school students. *Online J Public Health Inform.* **79**(3), pp. 123-135.
- Gladden, RM., Vivolo-Kantor, AM., Hamburger, ME. and Lumpkin, CD., 2014. *Bullying Surveillance Among Youths: Uniform Definitions for Public Health and Recommended Data*

- Elements, Version 1.0*. Atlanta, GA; National Center for Injury Prevention and Control, Centers for Disease Control and Prevention and U.S. Department of Education.
- Hanish, LD. and Guerra, NG. 2004. Aggressive victims, passive victims and bullies: Developmental continuity or developmental change? *Merrill Palmer Quarterly*, 50, pp. 17-38.
- Harter, M.R., 1980. Attention to pattern orientation: negative cortical potentials, reaction time, and the selection process. *Electroencephalography and clinical neurophysiology*, 49(5), pp. 461-75.
- Harter, S., 1981. A new self-report scale of intrinsic versus extrinsic orientation in the classroom: Motivational and informational components. *Developmental psychology*, 17(3), pp. 300-313.
- Harter, S., 1985. *The Self-perception Profile for Children: Revision of the Perceived Competence Scale for Children*. Manual Denver, CO: University of Denver.
- Holt, M., Finkelhor, D. and Kaufman Kantor, G., 2007. Hidden forms of victimization in elementary students involved in bullying. *School Psychol Rev*, 36(3), pp. 345-360.
- Hong, JS., 2009. Feasibility of the Olweus Bullying Prevention Program in Low- Income Schools. *J of School Violence*, 8(1), pp. 81-97.
- Joreskog, KG. and Sorbom, D., 2003. *LISREL 8: User's Reference Guide*. Chicago: Scientific Software Inc.
- Lepper, MR., Corpus, J.H. and Iyengar, S.S., 2005. Intrinsic and extrinsic motivational orientations in the classroom: Age differences and academic correlates. *Journal of Edu Psychol*, 97, pp. 184-96.
- Motti-Stefanini, F., Pavlopoulos, V., Obradovi, J., Sdalla, M., Takis, N. and Papanthassiou, A., 2008. Immigration as a risk factor for adolescent adaptation in Greek urban schools. *European J of Develop Psychol*, 5, pp. 315-335.
- Neary, A. and Joseph, S., 1994. Peer victimisation and its relationship to self-concept and depression among schoolchildren. *Personality and Individual Differences*, 16, pp. 183-186.
- Nolin, MJ., Davies, E. and Chandler, K., 1995. *Student victimization at school*. Washington, DC: U.S. Department of Education Publication.
- Patchin, JW. and Hinduja, S., 2011. Traditional and nontraditional bullying among youth: *A Test of General Strain Theory*. 43(2), pp. 727-751.
- Rigby, K., 1993. School children's perceptions of their families and parents as a function of peer relations. *The J of Genetic Psychol*, 154(4), pp. 501-513.
- Rigby, K., 1994. Psychosocial functioning in families of Australian adolescent schoolchildren involved in bully/victim problems. *J of Family Therapy*, 16, pp. 173-187.
- Rigby, K., 1997. Attitudes and beliefs about bullying among Australian school children. *The Irish J of Psychol*, 18(2), pp. 202-220.
- Rigby, K., 1997. What children tell us about bullying in schools? *Children Australia*, 22(2), pp. 28-34.
- Rigby, K. and Slee, P., 1991. Bullying among Australian school children: Reported behavior and attitudes

- toward victims. *The J of Social Psychol*, **131**(5), pp. 615-627.
- Rigby, K., 2011. What can schools do about cases of bullying? *Pastoral Care in Edu*, **29**(4), pp. 273-285.
- Skrzypiec, G., 2008. Living and Learning at School, document presented at the Annual Conference of the Australian Association for Research in Education [online] www.aare.edu.au/08pap/skr081125.
- Smith, JD., Cousins, JB. and Stewart, R., 2005. Antibullying interventions in schools: Ingredients of effective programs. *Canadian J of Edu*, **28**, pp. 739-762.
- Strqm, IF., Thoresen, S., Wentzel-Larsen, T. and Dyb, G., 2013. Violence, bullying and academic achievement: a study of 15-year-old adolescents and their school environment. *Child Abuse Negl*. **37**(4), pp. 243-251.
- Verkuyten, M. and Thijs, J., 2002. Racist victimization among children in The Netherlands: the effect of ethnic group and school. *Ethnic and Racial Studies*, **25**(2), pp. 310-331.
- Wang, J., Iannotti, RJ. and Nansel, TR., 2009. School Bullying Among Adolescents in the United States: Physical, Verbal, Relational, and Cyber. *J of Adol Health*, **45**, pp. 368-375.
- Wei, HS. and Huang, CK., 2005. Reviewing school bullying research: empirical findings and methodical considerations, *Nttu Edu research J*, **16**(1), pp. 69-112.
- Wong, DSW., Lok, DPP., Lo, TW. and Ma, SK., 2008. School bullying among Hong Kong Chinese primary schoolchildren. *Youth and Society*, **40**(1), pp. 35-54.

Psychometric properties of Harter's bullying scale in primary schools of Semnan

Akbari Balootbangan, A., MSc. Student, Department of Psychology and Educational sciences, Semnan University, Semnan, Iran

Talepasand, S., Ph.D. Associates Professor, Department of Psychology and Educational sciences, Semnan University, Semnan, Iran- Corresponding author: stalepasand@semnan.ac.ir

Received: Jun 24, 2014

Accepted: Sep 15, 2014

ABSTRACT

Background and Aim: Bullying a form of persecution, physical, sexual and psychological one or more students against another student repeatedly over a period of time. The aim of this study was to evaluate the psychometric characteristics of the bullied scale in elementary school.

Materials and Methods: The study population all elementary students in Semnan in the 2013-14 school year. To this end, 607 students of Semnan were selected by using a stratified sampling method. All of them Harter's bullying Scale, Illinois bullying and Harter's motivation questionnaire to complete. Data in the context two classical theories and the test-questions theory analyzed. Exploratory factor analysis, item-total correlation and reliability analyses were undertaken to assess the psychometric properties of the Harter's bullying Scale. The Sami Jima answers Scaled model Fitness data were used for analysis.

Results: Results showed Harter's bullying scale of factor is saturated. Rating scale using Cronbach's alpha coefficient bullying Harter's 0.74 respectively. Harter's bullying scale significant positive correlation with absence from school and with academic motivation, academic achievement and discipline scores showed a significant negative relationship. Data answer questions Harter's scale with Samejima model had a good fitness and more information about the test showed that the slopes of -0.8 to +2.2 continuums feature.

Conclusions: Persian version of Harter's bullying scale had acceptable psychometric properties and could be used as reliable and valid instrument in psychological research.

Keywords: Scale bullying, Harter's bullying, Validity, Reliability