مقایسه هوش معنوی، طرحواره های ناسازگار اولیه و تحمل پریشانی در مادران دارای کودک اختلال یادگیری با مادران کودکان عادی

فاطمه سادات قافله باشی ها [۱]

چکیده

این پژوهش با هدف مقایسه هوش معنوی، طرحواره های ناسازگار اولیه و تحمل پریشانی در مادران دارای کودک اختلال یادگیری با مادران کودکان عادی انجام شد. روش پژوهش توصیفی- تحلیلی از نوع علّی- مقایسه ای بود. به منظور دستیابی به هدف، از بین تمامی مادران دارای کودک دارای اختلال یادگیری مراجعه کننده به کلینیک های اختلال یادگیری و تمامی مادران کودکان عادی که در مدارس ابتدایی دولتی ناحیه ۱ آموزش و پرورش شهر قزوین در سال تحصیلی ۹۷-۹۶ ؛ ۵۹ نفر از مادران کودکان عادی با ۵۹ نفر از مادران کودکان دارای اختلال یادگیری به صورت در دسترس بعنوان نمونه انتخاب شدند. سپس پرسشنامه های هوش معنوی، طرحواره های ناسازگار اولیه و تحمل پریشانی در مورد هر یک از آن ها اجرا شد. در پایان داده های جمع آوری شده با استفاده از آزمون تحلیل واریانس چندمتغیری و آزمون بن فرونی مورد بررسی و مقایسه قرار گرفتند. هوش معنوی، و مؤلفه درک و ارتباط سرچشمه هستی در مادران کودک عادی بیشتر از مادران کودکان دارای اختلال یادگیری است($P<۰/۰۱$). همچنین تحمل پریشانی، و مؤلفه برآورد ذهنی پریشانی در مادران کودک عادی بیشتر از مادران کودک دارای اختلال یادگیری و مؤلفه جذب شدن به وسیله هیجانات منفی در مادران کودک دارای اختلال یادگیری بیشتر از مادران کودک عادی است($P<۰/۰۱$). اما بین طرحواره های ناسازگار اولیه، بریدگی و طرد، خودگردانی و عملکرد مختل، محدودیت های مختل، دیگر جهت مندی، گوش به زنگی بیش از حد و بازداری و مؤلفه جذب شدن به وسیله هیجانات منفی درمتغیر تحمل پریشانی($P< ۰/۰۱$) در مادران کودک دارای اختلال یادگیری بیشتر از مادران کودک عادی است($P< ۰/۰۱$).

کلیدواژه ها: هوش معنوی- طرحواره های ناسازگار اولیه-تحمل پریشانی- مادران دارای کودک اختلال یادگیری- مادران کودکان عادی

Abstract

The aim of this study was to compare spiritual intelligence, early maladaptive schemas and distress tolerance in mothers with a child with learning disabilities in mothers of normal children. The research method was descriptive-analytic of causal-comparative type. In order to achieve the goal, all mothers with children with learning disabilities referring to learning disability clinics and all mothers of normal children who are in elementary schools in district 1 of education in Qazvin in the academic year of 2017-2018; 59 normal mothers with 59 mothers of children with learning disabilities were selected as samples. Then spiritual intelligence questionnaires, initial maladaptive schemas and distress tolerance were applied to each of them. at the end, the collected data were analyzed using Multivariate Analysis of variance (ANOVA) and benferman test. Spiritual intelligence, and component of understanding and communicating the source of existence in mothers of normal children are more than mothers of children with learning disabilities ($P <0.01$). Also, distress tolerance and component of mental distress estimation in mothers of normal children were more than mothers with learning disorder and the components of absorption by negative emotions in mothers with learning disorder more than normal mothers ($P <0.01$). But between initial maladaptive schemas, cuts and rejections, self-regulation and disrupted function, disrupted constraints, other direction, excessive tingling and inhibition, and absorption component by negative emotions in the distress tolerance variable ($P <0.01$) In mothers, children with learning disabilities are more likely than normal children ($P <0.01$).

Keywords: Spiritual Intelligence-Primitive Maladaptive Schemes-Distress Tolerance-Mothers with Child-Learning Disorders-Mothers of Normal Children

[۱] دانشجوی کارشناسی ارشد،گروه مشاوره،دانشگاه آزاد اسلامی،واحد تهران مرکز،تهران، ایران

Raha.gh.1992@gmail.com

مقدمه

نتایج تحقیقات نشان می دهد که با اجرای قوانین دوران قرنطینه اختلال یادگیری هم افزایش پیدا کرده است زیرا آموزشها به صورت مجازی شده است(کاتو دلا[1] و همکاران ،۲۰۲۱). مهم ترین علت عملکرد ضعیف تحصیلی محسوب می شود و هرساله تعداد زیادی از دانش آموزان به این علت در فراگیری مطالب درسی دچار مشکل می شوند(کاراند، ماهاجان و کالکارنی، ۲۰۰۹). در جدیدترین مطالعه موگاسیل، پاتیل، پاتیل و موگاسیل[2](۲۰۱۱) با بررسی کودکان ۸ تا ۱۱ سال هندی میزان شیوع کلی اختلال یادگیری را ۱۵/۱۷ گزارش کرده اند. بنابر آنچه بیان شد، اختلال یادگیری یکی از بزرگ ترین و شاید جنجال برانگیزترین مقوله های آموزش و پرورش کودکان با نیازهای ویژه است(کروس برگن و ون لیوت[3]، ۲۰۰۵). در پژوهش های ماسن و گارمزی[4](۱۹۸۵)، ورنر و اسمیت[5](۱۹۹۲)، مارژین و کاسدن[6](۱۹۹۷)، سه عامل خصوصیات کودکان، جنبه های خانوادگی و محیط اجتماعی به عنوان عوامل تأثیر-گذار در شکل گیری اختلال های کودکان معرفی شده اند(هیمن و برگر[7]، ۲۰۰۸).

از میان این عوامل نقش خانواده بسیار مهم است، زیرا خانواده به عنوان منبع حمایتی یا غیرحمایتی تأثیر زیادی بر تحول شخصیت کودک دارد(لاردیری، بلاچر و اسونسون[8]، ۲۰۰۰). اینکه چنین کودکی ممکن است بر ارتباط والد-کودک و تمام خانواده تأثیرگذارد، نیز به تأیید رسیده است(راسل[9]، ۲۰۰۳). بنابراین تأثیر کودک دچار اختلال یادگیری بر خانواده یک تأثیر دوسویه است.پژوهش ها تأکید کرده اند که والدین کودکان دارای اختلال یادگیری به دلیل ناتوانی فرزندشان، فشار شدید روانی و اضطراب بالایی را تجربه می کنند و مستعد اختلال های خلقی مانند افسردگی و اضطراب هستند.

براساس یک فراتحلیل در مورد شیوع ناتوانی های یادگیری در ایران، به طور کلی میزان شیوع این ناتوانی ۸/۸۱ % بود که در واقع نشان می دهد مشکلات یادگیری در دانشآموزان ایرانی از شیوع نسبتاً بالایی برخوردار است. با توجه به این که تاکنون ارقام گزارش شده درباره کودکان با اختلال یادگیری کمتر از ۱٪ بوده است، بنابراین اگر همین پایین ترین رقن گزارش شده را برای جمعیت ایران بپذیریم در حدود ۱۵۰ هزار دانش آموز با اختلال یادگیری داریم که به کمک جدی متخصصان آموزش ویژه نیاز دارند(قاسمیان مقدم، ۱۳۸۵). بدیهی است نوع دیدگاه والدین در نگاه به ناتوانی فرزندشان در میزان انسجام و مقابله خانواده تأثیرگذار است این در حالی است که رفع مشکلات کودکان دارای اختلال یادگیری بدون در نظر گرفتن والدین و محیط خانوادگی سالم تحقق نمی پذیرد. از این رو پژوهشگر در پژوهش حاضر با در نظر گرفتن سه متغیر هوش معنوی، طرحواره های ناسازگار اولیه و تحمل پریشانی در صدد برآمد تا مقایسه هوش معنوی، طرحواره های ناسازگار اولیه و تحمل پریشانی در مادران دارای کودک اختلال یادگیری با مادران کودکان عادی بپردازد.

در ویرایش پنجم کتابچه تشخیصی و آماری اختلالات روانی DSM-IV اصطلاحات اختلالات یادگیری ارائه شده است که مشخصه آن در کودک یا نوجوان عدم پیشرفت تحصیلی در زمینه خواندن، بیان نوشتاری یا ریاضیات در مقایسه با توانایی هوش کلی

---

[1] Cataudella

[2] Mogasale, Patil, Patil & Mogasale

[3] Kroesbergen &Van Luit

[4] Masten & Garmezy

[5] Werner & Smith

[6] Morrison & Cosden

[7] Heiman & Berger

[8] Lardieri, Blacher & Swanson

[9] Russell

است(سادوک، سادوک، روز، ۲۰۰۹). کمیته مشاوره ملی کودکان معلول در آمریکا اختلال یادگیری را به این صورت تعریف می کند: کودکان دچار اختلال یادگیری در یک یا چند فرایند روانی اساسی مانند درک و کاربرد زبان نوشتاری و گفتاری اختلال نشان می دهند(فتاحی اندیل، ۲۰۰۷). اختلال های یادگیری در کودکان، پیوند بین والدین و کودک را دستخوش تغییر می نماید، زیرا والدینی که کودک دارای اختلال یادگیری دارند، دچار مشکلات فراوانی می شوند و این موضوع رابطه مراقبتی و صمیمانه والد-فرزند را دستخوش مشکلات زیادی می کند(سینگر، ۲۰۰۶). ویتار (۲۰۰۵) نشان داد که بسیاری از مشکلات یادگیری در مدرسه می تواند پیش بینی کننده مشکلات قبل از مدرسه(چگونگی رفتار والدین، چگونگی پاسخ دهی آنها و...) باشد. از طرفی نتایج تحقیقات ادی، بروین، دکوی و میجن(۲۰۰۳) نشان می دهد که رفتارهای والدین در ارتباط با کودک می تواند نقش مؤثری بر تحصیل کودک داشته باشد. محققان همواره به تأثیرات مؤلفه های روانی بر جنبه های گوناگون زندگی افراد توجه بسیاری کرده اند که از این میان می توان به تأثیر این مؤلفه ها بر عملکرد تحصیلی، عاطفی و ... اشاره کرد(بومینگر، کیمهی کاند، ۲۰۰۸). کودکان دارای اختلال یادگیری دارای مشکلات روانشناختی گوناگونی بوده و بر اعضای خانواده فشار روانی وارد می آورند که این فشار روانی می تواند زمینه تغییر در ویژگی های والدین- بویژه مادر که ساعات طولانی تری با کودک در ارتباط است-را فراهم کند(ولتمن و برون، ۲۰۰۱؛ جلالی فر، ۲۰۰۶ ؛ و مانی، ۱۹۸۲).

معنویت و پیدا کردن معنا در زندگی یک حقیقت در وجود انسان است(اسکرینزپینسکا[1] و همکاران، ۲۰۲۱).

معنویت به عنوان یکی از ابعاد انسانیت شامل آگاهی و خودشناسی می شود. بیلوتا معتقد است معنویت، نیاز فراتر رفتن از خود در زندگی روزمره و یکپارچه شدن با کسی غیر از خودمان است، این آگاهی ممکن است منجر به تجربه ای شود که فراتر از خودمان است(جانسون، ۲۰۰۱). معنویت امری همگانی است و همانند هیجان، درجات و جلوه های مختلفی دارد؛ ممکن است هشیار یا ناهشیار، رشد یافته یا غیررشد یافته، سالم یا بیمار گونه، ساده یا پیچیده و مفید یا خطرناک باشد(وگان، ۲۰۰۲). ایمونز تلاش کرد معنویت را براساس تعریف گاردنر از هوش در چارچوب هوش مطرح نماید. وی معتقد است معنویت می تواند شکلی از هوش تلقی شود، زیرا عملکرد و سازگاری فرد(مثلاً سلامتی بیشتر) را پیش بینی می کند و قابلیت هایی را مطرح می کند که افراد را قادر می سازد به حل مسائل بپردازند و به اهدافشان دسترسی داشته باشند(آمرام، ۲۰۰۵). هوش معنوی ممکن است امری شناختی-انگیزشی باشد که مجموعه ای از مهارت های سازگاری و منابعی را که حل مسأله و دستیابی به هدف را تسهیل می کنند معرفی می نماید(سیسک[2]، ۲۰۰۲؛ ولمن[3]، ۲۰۰۱). آمرام (۲۰۰۹) هوش معنوی را توانایی به کارگیری و بروز ارزش های معنوی تعریف می کند، به گونه ای که موجب ارتقای کارکرد روزانه و سلامت جسمی و روحی فرد می شود. برخی شواهد نشان می دهند تمرین های معنوی(تعمق)، افزایش دهنده آگاهی و بینش نسبت به سطوح چندگانه هوشیاری هستند و بر عملکرد افراد تأثیر مثبت دارند(غباری بناب، سلیمی، سلیانی و نوری مقدم، ۱۳۸۶). رابطه بین معنویت، مذهب و سلامت جسمی همواره در مطالعات نشان داده شده است. درباره رابطه معنویت، مذهب و سلامت روان یافته های متنوع و مختلفی وجود دارد. کونیک به روابط منفی بین معنویت، مذهب و اضطراب دست یافت. به علاوه او مطالعات چندی انجام داد که یک رابطه منفی بین فعالیت های معنوی، مذهبی و افسردگی را ثابت نمود(بهرامی دشتکی، علیزاده، غباری بناب و کرمی، ۱۳۸۵).

طرحواره ها به عنوان یکی از عوامل هسته ای مؤثر در ساختار شخصیت و مفهومی فراگیر هستند که جنبه های وسیع و گوناگونی از زندگی و شخصیت فرد را تحت تأثیر قرار می دهند. یانگ(۱۹۹۰) معتقد است که طرحواره، الگوي ثابت و دراز مدتي است که در دوران کودکي به وجود آمده و تا زندگي بزرگسالي نيز ادامه مي يابد(یانگ، کلاسکو و ویشار، ۲۰۰۳؛ به نقل از حمیدپور واندوز، ۱۳۸۹). طرحواره‌ها ضمن تسهيل کارکرد شناختي، می توانند موجب تداوم مشکلات رواني شوند(جانستون، دوراي، کورتني، بايلس و اوکان[4]، ۲۰۰۹؛ به نقل از زنگنه، ۱۳۹۳) که در اين صورت طرحواره هاي ناسازگار اوليه ناميده می شوند. طبق گفته یانگ، کلوسکو و ویشار(۲۰۰۳) طرحواره های ناسازگار اولیه در دوران کودکی یا نوجوانی بر اثر تعامل خلق و خوی هیجانی کودک در تعامل با وقایع خطرناک به وجود می آیند و در ادامه زندگی به حیاتشان ادامه می دهند(ترجمه حمیدپور و اندوز، ۱۳۸۹). بنابراین نقش مهم طرحواره ها در شکل گیری و تداوم بهزیستی روانی همواره مورد تأیید قرار گرفته است.

تحمل پریشانی یک عامل شناختی رفتاری هست که قدرت فرد را در مواجهه باتروماهای شدید افزایش می دهد.(وجانوویس[5]،۲۰۲۰)

تحمل پریشانی[1]، از سازه های معمول برای پژوهش در زمینه بی نظمی عاطفی[2] است. سیمونز و گاهر(۲۰۰۵) تحمل پریشانی را توانایی فرد در تجربه و تحمل حالات هیجانی منفی تعریف کرده است. در حقیقت، تحمل پریشانی یک متغیر تفاوت های فردی است که به

---

[1] Skrzypińska

[2] Sisk

[3] Wolman

[4] Johnston, Dorahy, Courtney, Bayles, & O'kane

[5] Vujanovic

[1] distress tolerance

[2] affect dysregulation

ظرفیت تجربه و مقاومت در برابر ناراحتی هیجانی اشاره می کند. از نظر ولن اسکای و اتو[1](۲۰۰۷) تحمل پریشانی به طور فزاینده ای، به عنوان یک ساختار مهم در رشد بینشی جدید درباره شروع و ابقاء آسیب های روانی و همچنین پیشگیری و درمان مشاهده شده است(به نقل از ولن اسکای، برنستین و وجانویک، ۲۰۱۱). افراد با تحمل پریشانی پایین در یک تلاش غلط برای مقابله با هیجانات منفی خود درگیر بی نظمی رفتاری[2] می شوند(کیوق، ریکاردی، تیمپانو، میتچل و اسمیت، ۲۰۱۰).

با توجه به موطالب فوق و با توجه به پژوهش ها و مطالعات انجام شده استنباط می شود که مادران دانش آموزان مبتلا به اختلال یادگیری با مادران دانش آموزان عادی تفاوت دارند. بر این اساس پژوهش حاضر با در نظر گرفتن متغیرهای هوش معنوی، طرحواره های ناسازگار اولیه و تحمل پریشانی با هدف پاسخ به این سؤال انجام خواهد شد که « آیا بین هوش معنوی، طرحواره های ناسازگار اولیه و تحمل پریشانی در مادران دارای کودک دچار اختلال یادگیری با مادران کودکان عادی تفاوت وجود دارد؟»

روش پژوهش

روش تحقیق حاضر توصیفی- تحلیلی از نوع علّی- مقایسه ای است. هدف از پژوهش علی- مقایسه ای، یافتن علت های احتمالی یک الگوی رفتاری است. بدین منظور آزمودنی هایی که دارای رفتار مطالعه مورد مطالعه هستند با آزمودنی هایی که این رفتار در آن ها مشاهده نمی شود، مقایسه می شوند. زیرا اشاره به مواردی دارد که علت از پیش رخ داده است و مطالعه آن در حال حاضر از طریق اثری که بر متغیری دیگر که معلوم خوانده می شود گذارده و برجا مانده است، امکان دارد(دلاور، ۱۳۸۹).

جامعه آماری، نمونه و روش نمونه گیری

تمامی مادران دارای کودک دارای اختلال یادگیری مراجعه کننده به کلینیک های اختلال یادگیری و تمامی مادران کودکان عادی که در مدارس ابتدایی دولتی ناحیه ۱ آموزش و پرورش شهر قزوین در سال تحصیلی ۹۶-۹۷ مشغول به تحصیل بودند، جامعه آماری پژوهش حاضر را تشکیل دادند.

با توجه به اینکه در روش علی- مقایسه ای باید هر زیرگروه حداقل ۱۵ نفر باشد(دلاور، ۱۳۸۹)، و با توجه به اینکه حجم نمونه گروه دوم در پژوهش های علی-مقایسه ای نباید بیشتر از دو برابر حجم نمونه گروه اول باشد(شریفی و شریفی، ۱۳۸۹)، ۵۹ نفر از مادران کودک دارای اختلال یادگیری و ۵۹ نفر از مادران کودک عادی به صورت در دسترس و پس از همتاسازی(براساس سن، تحصیلات، سطح اقتصادی و اجتماعی مادران) به عنوان نمونه پژوهش انتخاب شدند؛ و پرسشنامه های مورد نظر در مورد هر یک از آن ها اجرا شد.

ابزار اندازه گیري

پرسشنامه هوش معنوی

این آزمون در سال ۱۳۸۷ توسط عبداله زاده با همکاری کشمیری و عرب احمدی روی دانشجویان دانشگاه پیام نور هنجار شده است. در این آزمون به گزینه کاملاً مخالفم نمره یک و مخالفم دو به تا حدودی سه و موافقم چهار به کاملاً موافقم نمره پنج داده می شود و دامنه نمرات ۲۹ تا ۱۴۵ می باشد. ابتدا پرسشنامه مقدماتی ۳۰ سوالی توسط سازندگان آزمون تدوین گردید، و روی ۳۰ نفر از دانشجویان اجرا گردید. پایایی آزمون در مرحله مقدماتی به روش آلفا برابر۸۷٪ بود. در تحلیل سوال به روش لوپ سوال ۱۲ حذف شد و پرسشنامه نهایی با ۲۹ عبارت تنظیم شد. در مرحله نهایی پرسشنامه روی ۲۸۰ نفر گروه نمونه اجرا شد، پایایی در این مرحله ۰/۸۹ به دست آمد. برای بررسی روایی علاوه بر روایی محتوایی صوری که سوال ها با نظر متخصص ها تأیید شد. از تحلیل عاملی نیز استفاده شد و همبستگی کلیه سوال ها بالای ۰/۳ بود. در

[1] Zvolensky, & Eto

[2] dysregulation behavior

چرخش به واریماکس برای کاهش متغیرها ۲ عامل اصلی به دست آمد، که عامل اول با ۱۲ سوال "درک و ارتباط با سرچشمه هستی" نام گذاری شد، و عامل دوم با ۱۷ سوال "زندگی معنوی یا اتکا به هستی درونی" نامیده شد. عامل اول شامل سوال های ۱، ۴، ۵، ۷، ۸، ۹، ۱۱، ۱۵، ۱۶، ۲۴، ۲۷، ۲۹ و عامل دوم شامل سوال‌های ۲، ۳، ۶، ۱۰، ۱۲، ۱۳، ۱۴، ۱۷، ۱۸، ۱۹، ۲۰، ۲۱، ۲۲، ۲۳، ۲۵، ۲۶، ۲۸. آزمون تفاوت معناداری بین دختر و پسر نشان داد که در هوش معنوی کلی و در عامل اول بین دختران و پسران تفاوت معنی داری وجود دارد ولی در عامل دوم تفاوت معنی داری نبود.

لازم به ذکر است پایایی آزمون در پژوهش حاضر نیز با استفاده از روش آلفای کرنباخ ۰/۸۵ به دست آمد.

پرسشنامه طرحواره های ناسازگار اولیه(EMSS)

یانگ برای اندازه گیری سازه های ۱۸گانه، پرسشنامه طرحواره های ناسازگار اولیه را ساخت که در ویرایش اول و دوم ۷۵ سؤال داشت و در ویرایش سوم پرسشنامه ۹۰ سؤالی را طرح کرد(یانگ، ۲۰۰۷). در این پرسشنامه، ۲۵ سؤال حوزه طرد و بریدگی، ۲۰ سؤال حوزه عملکرد مختل، ۱۵سؤال حوزه بازداری و دیگر جهت مندی، ۲۰ سؤال حوزه گوش به زنگی بیش از حد و ۱۰ سؤال نیز حوزه محدودیت های مختل مورد سنجش قرار می گیرد. پاسخگویی به سؤالات براساس یک مقیاس ٦ درجه ای تنظیم شده است و به هر سؤال ۱ تا ٦ نمره(۱= اصلاً در مورد من صدق نمی کند و ٦= دقیقاً مرا توصیف می کند).

یانگ، نورمن و توماس(۱۹۹۵) پرسشنامه طرحواره های ناسازگار اولیه ۹۰ سؤالی را بر روی نمونه ٥٦٤ نفری از دانشجویان امریکایی اعتباریابی کرده اند که اعتبار پرسشنامه را با استفاده از روش همسانی درونی و بازآزمایی به ترتیب ۰/۹۵ و ۰/۸۱ گزارش کردند. همچنین ضرایب روایی همگرا این پرسشنامه در آلفای کرونباخ و تنصیف با پرسشنامه افسردگی به ترتیب (۰/۷۲ و ۰/۷۳) مقیاس اختلال کارکردی نگرشی(۰/۷۰ و ۰/۷۲)، پرسشنامه تشخیص شخصیت نسخه بازنگری شده(۰/۷۵ و ۰/۷٤)، پرسشنامه عاطفه مثبت به ترتیب (۰/۷٦ و ۰/۷۳) و عاطفه منفی به ترتیب(۰/۸۱ و ۰/۸۹)، پرسشنامه اعتماد به نفس به ترتیب آلفای کرونباخ و تصنیف(۰/۷۷ و ۰/۷۵)، مقیاس بازنگری چک لیست علایم به ترتیب (۰/۷۷ و ۰/۹۰) به دست آمد که در کل نمونه معنادار بود(به نقل از امانی و همکاران، ۱۳۹۲).

در این پژوهش نیز پایایی آزمون با روش آلفای کرنباخ محاسبه شد و نتیجه پایایی کل آزمون ۰/۷۹ به دست آمد.

مقیاس تحمل پریشانی

این مقیاس، یک شاخص خودسنجی تحمل پریشانی هیجانی است که توسط سیمونز و گاهر (۲۰۰۵) تهیه شده است. گویه های این مقیاس، تحمل پریشانی را براساس توانمندی های فرد برای تحمل پریشانی هیجانی، ارزیابی ذهنی پریشانی، میزان توجه به هیجانات منفی در صورت وقوع و اقدام های تنظیم کننده برای تسکین پریشانی مورد سنجش قرار می دهند. این مقیاس دارای ۱۵ ماده و ۴ خرده مقیاس تحمل پریشانی هیجانی، جذب شدن به وسیله هیجانات منفی، برآورد ذهنی پریشانی، و تنظیم تلاش ها برای تسکین پریشانی است. گویه های مقیاس بصورت پنج درجه ای لیکرت نمره گذاری می شوند. نمره بالا در این مقیاس نشانگر تحمل پریشانی بالاست. ضرایب آلفا برای خرده مقیاس های تمل پریشانی هیجانی، جذب شدن به وسیله هیجانات منفی، برآورد ذهنی پریشانی، و تنظیم تلاش ها برای تسکین پریشانی به ترتیب ۰/۷۲، ۰/۸۲، ۰/۷۸، ۰/۷۰ و برای کل مقیاس ۰/۸۲ گزارش شده است(سیمونز و گاهر، ۲۰۰۵). در پژوهش اندامی خشک (۱۳۹۲) آلفای کرونباخ کل مقیاس ۰/۸۶ گزارش شده است؛ و عزیزی، میرزایی و شمس(۱۳۸۸) نیز آلفای کرونباخ این مقیاس را ۰/۶۷ و اعتبار بازآزمایی آن را ۰/۷۹ گزارش کردند. در پژوهش حاضر نیز پایایی آزمون با استفاده از روش آلفای کرنباخ ۰/۶۹ به دست آمد

یافته ها

آزمون کالموگروف – اسمیرنوف استفاده شد که نتایج در جدول ۲-۴ ارائه شده است.

نرمال بودن

براي بررسي نرمال بودن نمرات طرحواره های ناسازگار اولیه، هوش معنوی و تحمل پریشانی از

جدول۱: آزمون کالموگروف – اسمیرنوف برای طرحواره های ناسازگار اولیه،

هوش معنوی و تحمل پریشانی

مقیاس	Z	sig
هوش معنوی	۰/۱۶۷	۰/۲۰۰
درک و ارتباط سرچشمه هستی	۰/۲۰۵	۰/۱۸۵
زندگی معنوی با اتکا به هستی درونی	۰/۲۳۸	۰/۰۵۹
طرحواره های ناسازگار اولیه	۰/۲۲۴	۰/۰۹۷
بریدگی و طرد	۰/۱۹۴	۰/۲۰۰
خودگردانی و عملکرد مختل	۰/۲۲۵	۰/۰۹۵
محدودیت های مختل	۰/۲۳۶	۰/۰۶۴
دیگر جهت مندی	۰/۲۳۴	۰/۰۷۴
گوش به زنگی بیش از حد و بازداری	۰/۱۷۷	۰/۲۰۰
تحمل پریشانی	۰/۲۰۲	۰/۱۹۲
تنظیم تلاش ها برای تسکین پریشانی	۰/۱۷۰	۰/۲۰۰
برآورد ذهنی پریشانی	۰/۱۱۹	۰/۲۰۰
جذب شدن به وسیله هیجانات منفی	۰/۱۶۰	۰/۲۰۰
تحمل پریشانی هیجانی	۰/۱۷۳	۰/۲۰۰

مشخصه z آزمون کالموگراف – اسمیرنوف مربوط به نرمال بودن نمرات متغیرهای طرحواره های ناسازگار اولیه، هوش معنوی و تحمل پریشانی نشان می دهد که توزیع نمره ها نرمال است p>۰/۰۵. و مفروضه نرمال بودن داده ها رعایت شده است.

همگني واريانس ها

جدول ۲: آزمون لوين به منظور بررسي(يكسانی واريانس ها)

مقياس	df1	df2	F	sig
هوش معنوی	۱	۱۱۶	۰/۲۲۷	۰/۶۳۵
درک و ارتباط سرچشمه هستی	۱	۱۱۶	۱/۲۴۶	۰/۲۶۷
زندگی معنوی با اتکا به هستی درونی	۱	۱۱۶	۱/۲۶۷	۰/۲۵۳
طرحواره های ناسازگار اولیه	۱	۱۱۶	۳/۲۷	۰/۰۷۳
بریدگی و طرد	۱	۱۱۶	۱/۸۲۵	۰/۱۷۹
خودگردانی و عملکرد مختل	۱	۱۱۶	۳/۵۲۹	۰/۰۶۳
محدودیت های مختل	۱	۱۱۶	۰/۰۶۹	۰/۷۹۳
دیگر جهت مندی	۱	۱۱۶	۰/۰۸۷	۰/۷۶۸
گوش به زنگی بیش از حد و بازداری	۱	۱۱۶	۳/۰۰۷	۰/۰۸۲
تحمل پریشانی	۱	۱۱۶	۱/۲۶۱	۰/۲۶۴
تنظیم تلاش ها برای تسکین پریشانی	۱	۱۱۶	۰/۳۲۸	۰/۵۶۸
برآورد ذهنی پریشانی	۱	۱۱۶	۳/۳۲۲	۰/۰۷۵
جذب شدن به وسیله هیجانات منفی	۱	۱۱۶	۲/۱۲۶	۰/۱۵۳
تحمل پریشانی هیجانی	۱	۱۱۶	۲/۹۹۱	۰/۰۹۸

نتايج نشان مي دهد واريانس های خطا برای متغيرهای طرحواره های ناسازگار اوليه، هوش معنوی و تحمل پريشانی در مادران كودک عادی و مادران كودک دارای اختلال يادگيری در دو گروه يكسان است بدين معنا كه مفروضه واريانس های مشابه در دو گروه رعايت شده است($P> ۰/۰۵$).

تحلیل داده ها

بین هوش معنوی، مادران کودک دارای اختلال یادگیری با مادران کودکان عادی تفاوت وجود دارد.

جدول(۳) **تحليل واريانس چندمتغيري نسبتهاي F براي اثر متغيرهاى وابسته**

آزمون	مقدار	F	df	sig
اثر لامبداي ويلكز	۰/۹۰۷	۳/۸۷۵	۱۱۴	۰/۰۱۱

نتايج نشان مى‌دهد كه مقدار F به دست آمده براي اثر لامبداي ويلكز ۳/۸۷۵ در سطح ۰/۰۵ معنادار است. بر اين اساس نتيجه مي گيريم كه بين هوش معنوی در مادران کودک عادی و LD تفاوت معنادار وجود دارد.

جدول ٤: نتايج تحليل واريانس تك متغيري ANOVA براي اثر هوش معنوی

منبع	متغيرهاي وابسته	مجموع مجذورات	df	ميانگين مجذورات	F	سطح معناداری
	هوش معنوی	۱۲۸۲/۳۸۱	۱	۱۲۸۲/۳۸۱	۱۱/۳۸۱	۰/۰۰۱
مادران	درک و ارتباط سرچشمه هستی	۵۶۸/۴۸۳	۱	۵۶۸/۴۸۳	۶/۵۲۸	۰/۰۱۲
	زندگی معنوی با اتکا به هستی درونی	۷۳/۲۹۷	۱	۷۳/۲۹۷	۲/۷۷۶	۰/۰۹۸

نتايج نشان مى‌دهد، F محاسبه شده براي هوش معنوی، درک و ارتباط سرچشمه هستی در سطح كمتر از ۰/۰۱ و ۰/۰۵ معنى‌دار است. يعني با ۹۹ و ۹۵ درصد اطمينان بين هوش معنوی، درک و ارتباط سرچشمه هستی در مادران کودک دارای اختلال یادگیری و مادران کودکان عادی تفاوت معنادار وجود دارد. ميانگين‌ها نشان مي‌دهد كه هوش معنوی، درک و ارتباط سرچشمه هستی در مادران کودک عادی بیشتر از مادران کودکان دارای اختلال یادگیری است.

لازم به ذکر است که در این مدل بین زندگی معنوی با اتکا به هستی درونی در دو گروه تفاوت معناداری یافت نشد.

جدول ٥: شاخص ميانگين پس از تعديل در آزمون بن فروني در هوش معنوی

مقياسها	مادران	ميانگين	انحراف استاندارد
هوش معنوی	کودک عادی	۱۳۶/۶۶	۹/۴۱
	کودک دارای اختلال یادگیری	۱۳۰/۰۶	۱۱/۶۹
درک و ارتباط سرچشمه هستی	کودک عادی	۸۰/۳۹	۹/۴۷

زندگی معنوی با اتکا به هستی درونی	کودک دارای اختلال یادگیری	۷۶	۹/۱۸
	کودک عادی	۵۵/۴۹	۳/۷۹
	کودک دارای اختلال یادگیری	۵۳/۹۱	۶/۱۹

جدول ٦: تحليل واريانس چندمتغيري نسبتهاي F براي اثر متغيرهای وابسته

آزمون	مقدار	F	df	sig
اثر لامبداي ويلكز	۰/۷۹۱	۴/۸۹۸	۶	۰/۰۰۰۱

نتايج نشان می‌دهد كه مقدار F به دست آمده براي اثر لامبداي ويلكز ٤/٨٩٨ در سطح ۰/۰۱ معنادار است. بر اين اساس نتيجه مي گيريم كه بين طرحواره های ناسازگار اوليه در مادران كودک دارای اختلال يادگيری و مادران كودک عادی تفاوت معنادار وجود دارد.

جدول۷: نتايج تحليل واريانس تك متغيري ANOVA براي اثر طرحواره های ناسازگار اوليه

منبع	متغيرهاي وابسته	مجموع مجذورات	df	ميانگين مجذورات	F	سطح معناداری
	طرحواره های ناسازگار اوليه	۶۵۶۸۳/۵۲۵	۱	۶۵۶۸۳/۵۲۵	۲۱/۱۶۸	۰/۰۰۰۱
	بريدگی و طرد	۵۹۲۲/۸۴۷	۱	۵۹۲۲/۸۴۷	۱۲/۳۸۴	۰/۰۰۱
	خودگردانی و عملكرد مختل	۲۴۸۰/۳۴۷	۱	۲۴۸۰/۳۴۷	۱۲/۳۶۹	۰/۰۰۱
مادران	محدوديت های مختل	۱۷۱۶/۱۰۲	۱	۱۷۱۶/۱۰۲	۱۸/۰۱۹	۰/۰۰۰۱
	ديگر جهت مندی	۲۵۰۷/۹۳۲	۱	۲۵۰۷/۹۳۲	۲۳/۸۲۷	۰/۰۰۰۱
	گوش به زنگی بيش از حد و بازداری	۱۲۶۹/۲۲۹	۱	۱۲۶۹/۲۲۹	۱۱/۷۰۴	۰/۰۰۱

نتايج نشان می‌دهد، F محاسبه شده براي طرحواره های ناسازگار اوليه ، بريدگی و طرد، خودگردانی و عملكرد مختل، محدوديت های مختل، ديگر جهت مندی، گوش به زنگی بيش از حد و بازداری در سطح كمتر از ۰/۰۱ و ۰/۰۵ معنی‌دار است. يعني با ۹۹ و ۹۵ درصد اطمينان بين طرحواره های ناسازگار اوليه، بريدگی و طرد، خود-گردانی و عملكرد مختل، محدوديت های مختل، ديگر جهت مندی، گوش به زنگی بيش از حد و بازداری در مادران كودک دارای اختلال يادگيری تفاوت معنادار وجود دارد. ميانگين‌ها نشان مي‌دهد كه طرحواره های ناسازگار اوليه، بريدگی و طرد، خودگردانی و عملكرد مختل، محدوديت های مختل، ديگر جهت مندی، گوش به زنگی بيش از حد و بازداری در مادران كودک دارای اختلال يادگيری بيشتر از مادران كودک عادی است.

جدول ۸: شاخص میانگین پس از تعدیل در آزمون بن فروني در طرحواره های ناسازگار اولیه

مقیاسها	مادران	میانگین	انحراف استاندارد
طرحواره های ناسازگار اولیه	مادران دارای کودک عادی	۱۵۶/۳۹	۳۴/۲۹
	کودک کودک دارای اختلال یادگیری	۲۰۳/۵۷	۳۷/۰۸
بریدگی و طرد	مادران دارای کودک عادی	۴۷/۸۸	۸/۹۲
	کودک کودک دارای اختلال یادگیری	۶۲/۰۵	۷/۸
خودگردانی و عملکرد مختل	مادران دارای کودک عادی	۳۴/۸۴	۵/۲۵
	کودک کودک دارای اختلال یادگیری	۴۴/۰۱	۶
محدودیت های مختل	مادران دارای کودک عادی	۲۳/۲۲	۳/۹
	کودک کودک دارای اختلال یادگیری	۳۰/۸۴	۴/۵۹
دیگر جهت مندی	مادران دارای کودک عادی	۲۵/۰۱	۴/۵۳
	کودک کودک دارای اختلال یادگیری	۳۴/۲۳	۶/۹۷
گوش به زنگی بیش از حد و بازداری	مادران دارای کودک عادی	۲۵/۹۱	۵/۴
	کودک کودک دارای اختلال یادگیری	۳۲/۴۷	۷/۳۳

جدول ۹: تحليل واريانس چندمتغيري نسبتهاي F براي اثر متغيرهای وابسته

آزمون	مقدار	F	df	sig
اثر لامبداي ويلكز	۰/۲۱۷	۸۰/۸۲۳	۵	۰/۰۰۰۱

نتايج نشان می‌دهد که مقدار F به دست آمده براي اثر لامبداي ويلكز ۸۰/۸۲۳ در سطح ۰/۰۱ معنادار است. بر اين اساس نتيجه مي گيريم که بين تحمل پريشانی در مادران کودک عادی و مادران کودک دارای اختلال يادگيری تفاوت معنادار وجود دارد.

جدول ۱۰: نتايج تحليل واريانس تك متغيري ANOVA براي اثر تحمل پريشانی

منبع	متغيرهاي وابسته	مجموع مجذورات	df	ميانگين مجذورات	F	سطح معناداری
مادران	**تحمل پريشانی**	۲۱۱۶/۲۲۹	۱	۲۱۱۶/۲۲۹	۱۳/۹۲۲	۰/۰۰۰۱
	تنظيم تلاش ها برای تسكين پريشانی	۱۷/۹۳۲	۱	۱۷/۹۳۲	۱/۶۲۶	۰/۲۰۵
	برآورد ذهنی پريشانی	۴۶۵۳/۲۲۹	۱	۴۶۵۳/۲۲۹	۲۳۷/۷۶۱	۰/۰۰۰۱
	جذب شدن به وسيله هيجانات منفی	۶۶۴/۴۰۷	۱	۶۶۴/۴۰۷	۳۰/۴۴۶	۰/۰۰۰۱
	تحمل پريشانی هيجانی	۹/۲۲۹	۱	۹/۲۲۹	۰/۹۲۶	۰/۳۳۸

نتايج نشان می‌دهد، F محاسبه شده براي تحمل پريشانی، برآورد ذهنی پريشانی، جذب شدن به وسيله هيجانات منفی در سطح کمتر از ۰/۰۱ معنی‌دار است. يعني با ۹۹ درصد اطمينان بين تحمل پريشانی، برآورد ذهنی پريشانی، جذب شدن به وسيله هيجانات منفی در مادران کودک عادی و مادران کودک دارای اختلال يادگيری تفاوت معنادار وجود دارد. ميانگين‌ها نشان مي‌دهد که تحمل پريشانی، برآورد ذهنی پريشانی در مادران کودک عادی بيشتر از مادران کودک دارای اختلال يادگيری جذب شدن به وسيله هيجانات منفی در مادران کودک دارای اختلال يادگيری بيشتر از مادران کودک عادی است. لازم به ذکر است در اين مدل تنظيم تلاش ها برای تسكين پريشانی و تحمل پريشانی هيجانی در دو گروه تفاوت معناداری يافت نشد.

جدول۱۱: شاخص میانگین پس از تعدیل در آزمون بن فروني در تحمل پریشانی

مقیاسها	تاهل	میانگین	انحراف استاندارد
تحمل پریشانی	مادران دارای کودک عادی	۵۰/۶۷	۱۱/۶۶
	کودک کودک دارای اختلال یادگیری	۴۲/۱۱	۱۳/۲
تنظیم تلاش ها برای تسکین پریشانی	مادران دارای کودک عادی	۸/۴۷	۳/۳۴
	کودک کودک دارای اختلال یادگیری	۷/۶۹	۳/۲۹
برآورد ذهنی پریشانی	مادران دارای کودک عادی	۲۰/۷۹	۵/۴۶
	کودک کودک دارای اختلال یادگیری	۸/۲۳	۳/۰۴
جذب شدن به وسیله هیجانات منفی	مادران دارای کودک عادی	۱۱/۴۹	۳/۱۵
	کودک کودک دارای اختلال یادگیری	۱۶/۲۳	۵/۸
تحمل پریشانی هیجانی	مادران دارای کودک عادی	۹/۵۹	۳/۴۳
	کودک کودک دارای اختلال یادگیری	۹/۰۳	۲/۸۴

بحث و نتیجه گیری

نتایج نشان داد بین هوش معنوی، درک و ارتباط سرچشمه هستی در مادران کودک دارای اختلال یادگیری و مادران کودکان عادی تفاوت معنادار وجود دارد. میانگین‌ها نشان مي‌دهد که هوش معنوی، درک و ارتباط سرچشمه هستی در مادران کودک عادی بیشتر از مادران کودکان دارای اختلال یادگیری است. لازم به ذکر است که در این مدل بین زندگی معنوی با اتکا به هستی درونی در دو گروه تفاوت معناداری یافت نشد.

اگرچه نتایج به دست آمده از فرضیه فوق به لحاظ بدیع بودن و ترکیب متغیرهای مورد مطالعه به صورت مستقیم قابل مقایسه با هیچکدام از پژوهشهای انجام شده در زمینه والدین کودک دارای اختلال یادگیری نیست. اما میتوان گفت این یافته ها با نتایج پژوهش های ذیل هماهنگ و همسو می باشد: دبیریان و همکاران (۱۳۹۲) که هوش معنوی و سلامت روانی را در مادران دارای کودکان ناشنوا، نابینا و عادی را مقایسه کردند و به این نتیجه دست یافتند که بین هوش معنوی و سلامت روانی مادران کودکان ناشنوا، نابینا و عادی تفاوت معناداری وجود دارد و هوش معنوی میتواند پیش بینی کننده سلامت روانی این مادران باشد.
کوئینگ(۲۰۰۷) در پژوهشی به این نتیجه دست یافت که سلامت روانی و جسمانی انسان با زندگی معنوی دارای رابطه مثبتی است و افرادی که اعتقادات مذهبی قویتری دارند، سازگاری بهتری با موقعیت های زندگی نشان می دهند.

در پاسخ به چرایی نتایج به دست آمده میتوان گفت: هوش معنوی به عنوان هوش غایی که مسائل معنایی و ارزشی را نشان می دهد و ظرفیت های سازگاری روانی را در بر می گیرد، بر جنبه های غیرمادی و غیرجبری بنا شده و در بر گیرنده منابع معنوی، ارزش ها و ویژگی هایی است که عملکرد و تندرستی روزانه را افزایش می دهد. افراد با نمره هوش معنوی بالا از حد جسم و ماده فراتر رفته، حالات اوج هوشیاری را تجربه می کنند و از منابع معنوی برای حل مسائل استفاده می کنند و خصوصیاتی هم چون تواضع، بخشش، حق شناسی ، ترحم یا گذشت را در آنان می توان دید(نادری، عسگری، روشنی و مهری آدریانی، ۱۳۸۸). به عبارت دیگر، هوش معنوی توانایی تجربه شده ای است که به افراد امکان دست یابی به دانش و فهم بیشتر را می دهد و زمینه را برای رسیدن به کمال و ترقی در زندگی فراهم می سازد(جاین و بورهست، ۲۰۰۶). امونز(۲۰۰۰) بر این باور است که هوش معنوی به دلیل پیوندش با معنا، ارزش و پرورش تخیل، می تواند به انسان توان تغییر و تحول بدهد. فردی با هوش معنوی بالا، دارای انعطاف، خودآگاهی، ظرفیتی برای روبرو شدن با دشواری ها و سختی ها و فراتر از آن رفتن، ظرفیتی برای الهام و شهود، نگرش کل نگر به جهان هستی، در جست و جوی پاسخ بای پرسش های بنیادی زندگی و نقد سنتها و آداب و رسوم است. گلمن(۱۹۹۵) معتقد است که هوش هیجانی نمی تواند خلاء احساسی موجود بین رابطه انسان و دیگران را پر کند و نیاز به هوش معنوی حس می شود تا ما بفهمیم که چه هستیم و اشیای اطراف چه معنی می دهند و میتوانیم به کمک هوش معنوی جای خود را در این جهان پهناور بفهمیم و هوش معنوی کمک می کند تا آن چه را که بالقوه داریم به بالفعل تبدیل کنیم. هوش معنوی تأثیر شگرفی بر کیفیت زندگی افراد در تمامی زمینه ها دارد. زوهر و مارشال(۲۰۰۰) بر این باورند که هوش معنوی راهی برای جواب دادن به سؤال ها و کنترل مشکلات و راهیابی به معنا و ارزش زندگی است، هوش معنوی می تواند انسان را به مرحله بالاتر از معنا ببرد. ویگزورث(۲۰۰۶) دریافت افرادی که هوش معنوی بالایی دارند در مواقع بحرانی قادر به کنترل وضعیت به صورت بهتری هستند، از آنجائی که هوش معنوی باعث آگاهی بالاتر می شود این افراد قادرند با مهربانی و با عشق وارد عمل شده و اقدام عاقلانه و ذینفع را انجام دهند؛ نه تنها هوش معنوی باعث اقدام همدردانه و همدلی می شود، بلکه درک درستی از موقعیت و وضعیت را به فرد می دهد که موجب می شود آن فرد بتواند تصمیم سریع و درستی را بگیرد(گرین و نوبل، ۲۰۱۰).

بنابراین میتوان گفت: مادرانی که دارای دیدگاه معنوی هستند در زندگی به دنبال ارزش های فرامادی اند و از نگرش مثبت و ذهنی باز و انعطاف پذیری برخوردارند. عبادت، نیایش، ایمان و تجارب معنوی راه حلی برای مشکلات و سختی های زندگی است. از پیامدهای هوش معنوی توانایی حفظ آرامش، کاهش اضطراب، تمرکز در شرایط بحرانی، مقابله مؤثر با بیماری ها، بخشش و حس خیرخواهی برای دیگران می باشد، بنابراین با افزایش هوش معنوی، سلامت روانی مادران کودکان ناشنوا و نابینا از هوش معنوی تا حدود زیادی به آن ها کمک می کند تا با شرایط سخت زندگی سازگار باشند و با توکل و تکیه بر ذات مقدس خداوند آرامش درونی خود را حفظ نمایند. بنابراین مادران دارای هوش معنوی بالاتر از سازگاری بهتری برخوردار بوده و انعطاف پذیری، تحمل سختی و شکست، امیدواری و انگیزه زندگی در آن ها بالاتر است.

منابع

اندامی خشک، علیرضا.(۱۳۹۲). *نقش واسطه ای تاب آوری در رابطه بین تنظیم شناختی هیجان و تحمل پریشانی با رضایت از زندگی*. پایان نامه کارشناس ارشد، دانشگاه علامه طباطبائی.

بهرامی دشتکی، هاجر. علیزاده، حمید. غباری بناب، باقر. و کرمی، ابوالفضل.(۱۳۸۵). اثربخشی آموزش معنویت به شیوه گروهی بر کاهش افسردگی در دانشجویان. *پژوهش های مشاوره(تازه ها و پژوهش های مشاوره)*، ۵(۱۹)، ۴۹-۷۲. *انسانی و اجتماعی*. تهران: رشد.

دبیریان، پروین، محمودیف غلامرضا، وطن خواه ، حمیدرضا(۰۹۴۲)،مقایسهی هوش معنوی و سلامت روانی مادران
دارای کودکان ناشنوا، نابینا و عادیو تربیت استثنایی، خرداد ، مجله تعلی۰۹۴۹شماره۰۰۰، صص۰۰-۲

دلاور، علی.(۱۳۸۹). *مبانی نظری و عملی پژوهش در علوم*

ذوالفقاری، محمد. فاتحی زاده، مریم. عابدی، محمدرضا.(۱۳۸۷). تعیین رابطه بین طرحواره های

ناسازگار اولیه با ابعاد صمیمیت زناشویی زوجین شهر اصفهان. *خانواده پژوهی*، ۵(۱۷)، ۲۴۷-۲۶۱.

زنگنه، پروانه.(۱۳۹۳). *طرحواره های ناسازگار اولیه، کمال گرایی و اضطراب دختران دبیرستانی محمدشهر*. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد واحد ابهر.

نادری، عزت اله. سیف نراقی، مریم.(۱۳۸۲). *اختلالات یادگیری*. تهران: امیر کبیر.

قاسمیان، هانیه و همکاران(۱۳۹۹). اثر تمرینات اداراکی حرکتی منتخب بر تبحر حرکتی کودکان با اختلال یادگیری. رفتار حرکتي .نشریه (پژوهش در علوم ورزشي) دوره ۱۲ , شماره ۳۹ ; از صفحه ۵۱ تا صفحه ۶۸

یانگ، جفری. کلوسکو، ژانت. ویشار، مارجوری.(۲۰۰۳). *طرحواره درمانی*. ترجمه حسن حمیدپور و زهرا اندوز.(۱۳۸۹). تهران: ارجمند.

Amram, J.Y. (2005). Intelligence beyond IQ: The contribution of emotional & spiritual intelligences to effective business leadership. Institute of Transpersonal Psychology.

Amram, J. Y. (2009). The Contribution of Emotional and Spiritual Intelligences To Effective Business Leadership. Doctoral Dissertation, Institute of Transpersonal Psychology, California, Palo Alto. (unpublished).

Cataudella &etal(2021). Psychological Aspects of Students With Learning Disabilities in E-Environments: A Mini Review and Future Research Directions. Front. Psychol., 07 January 2021 | https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.611818

Heiman, T., & Berger, O. (2008). Parents of children with Asperger syndrome or with learning
disabilities: Family environment and social support. *Res Dev Disabil*, 29(4), 289–300.

Johnson, T. R. (2001). The significance of religion for aging well. American Behavioral Scientist, 39,186-208.

Keough, M. E.; Riccardi, C. J.; Timpano, K. R.; Mitchell, M. A.; & Schmidt, N. B. (2010). Anxiety Symptomatology: The Association with Distress Tolerance and Anxiety Sensitivity. *Behavior Therapy*, 41, 567–574

Karande, S.; Kulkarni, S.; others. (2009). Quality of life of parents of children with newly diagnosed specific learning disability. *J Postgrad Med*, 55(2), 97-103.

Kroesbergen, E. H.; & Van Luit, E. H. (2005). Constructivist Mathematics Education for Students with Mild Mental Retardation. *European Journal of Special Needs Education*, 20(1), 107–16.

Mogasale, V. V.; Patil, V. D.; Patil, N. M.; & Mogasale, V. (2011). Prevalence of Specific Learning Disabilities Among Primary School Children in a South Indian City. *Indian Journal of Pediatrics*, 79(3), 342-7.

Sadock , B.J.; Sadock, V.A.; Ruiz, P.(2009).Kaplan & Sadock's comprehensive textbook of psychiatry. 9th ed. New York: Wolters Kluwer/Lippincott Williams & Wilkins

Singer, G.H. (2006). Meta-analysis of comparative studies of depression in

mothers of children with and without developmental disabilities. *Am J Ment Retard*; 111(3),155-69.

Skrzypińska ,K(2021). Does Spiritual Intelligence (SI) Exist? A Theoretical Investigation of a Tool Useful for Finding the Meaning of Life. J Relig Health. 2021; 60(1): 500–516.

Vitaro F.(2005). Linkages between early childhood, school success, and high school completion.; [23 screens]. Available at: URL: http://www.excellence-earlychildhood.com. Accessed Month Day, Year.

Veltman, MWM.; Browne, KD.(2001). Three decades of child maltreatment research Implications for the School Years. *Trauma Violence Abuse*; 2(3),215-39.

Vujanovic, A. A., & Zegel, M. (2020). Distress tolerance in PTSD. In M. T. Tull & N. A. Kimbrel (Eds.), *Emotion in posttraumatic stress disorder: Etiology, assessment, neurobiology, and treatment* (pp. 343–376). Elsevier Academic Press. https://doi.org/10.1016/B978-0-12-816022-0.00012-0

Wigglesworth, C.(2002). Spiritual Intelligence and Why It Matters. President Conscious Pursuits, Inc. (CPI).

Zvolensky, M. J.; Bernstein, A.; & Vujanovic, A. A. (2011). *Distress tolerance: Theory, Research, and Clinical Application.* New York: Guilford Press. doi: 10.1007/s10943-020-01005-8