

مقاله‌ی پژوهشی

رابطه‌ی سبک دلبستگی و امید به زندگی در مادران دارای فرزند پسر کم توان ذهنی آموزش پذیر

محمد طاهری

کارشناسی ارشد روان‌شناسی کودکان استثنایی، دانشگاه علوم بهزیستی و توانبخشی تهران

*معصومه پورمحمدرضای تجربی استادیار گروه روان‌شناسی، دانشگاه علوم بهزیستی و توانبخشی تهران

سعید سلطانی بهرام کارشناسی ارشد رفاه اجتماعی، دانشگاه علوم بهزیستی و توانبخشی تهران

*مؤلف مسئول:

ایران، شیراز، بلوار رحمت، خیابان شهید کشوری (لشکری)، کوچه ۲۵، پلاک ۳۹۵

تاریخ وصول: ۹۰/۵/۴

تاریخ تایید: ۹۰/۱۱/۱۷

خلاصه

مقدمه: هدف از پژوهش حاضر، تعیین رابطه‌ی بین سبک دلبستگی و امید به زندگی در مادران دارای فرزند پسر کم توان ذهنی آموزش پذیر بود.

روش کار: در مطالعه‌ی همبستگی حاضر، با استفاده از روش تمام‌شماری ۱۲۷ مادر دارای فرزند پسر شاغل به تحصیل در مقطع راهنمایی مدارس استثنایی شهر شیراز مورد بررسی قرار گرفتند و پرسش‌نامه‌ی سبک دلبستگی بزرگسالان (AAS) و مقیاس امید بزرگسالان (AHS) را تکمیل کردند. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از همبستگی اسپیرمن و تحلیل واریانس یک سویه استفاده شد.

یافته‌ها: امید به زندگی با سبک دلبستگی ایمن در مادران ارتباط مثبت معنی‌دار ($P < 0/001$) و با سبک دلبستگی نایمن (اجتنابی و دوسوگرا) ارتباط منفی معنی‌دار داشت ($P < 0/001$).

نتیجه‌گیری: در واقع، نمره‌های امید به زندگی در مادران با سبک دلبستگی ایمن افزایش می‌یابد، در حالی که هر اندازه سبک دلبستگی مادران، نایمن (اجتنابی و دوسوگرا) باشد میانگین نمره‌های امید به زندگی در آن‌ها کاهش می‌یابد.

واژه‌های کلیدی: آموزش، امید به زندگی، دلبستگی، کم توان ذهنی، مادر

پی‌نوشت:

این مطالعه پس از تایید کمیته‌ی پژوهشی دانشگاه علوم بهزیستی و توانبخشی تهران و بدون حمایت مالی نهاد خاصی انجام شده و با منافع نویسندگان ارتباطی نداشته است.

از تمام مادران دانش‌آموزان کم توان ذهنی دوره‌ی راهنمایی شیراز و هم‌چنین معلمان و مسئولان آموزش و پرورش شیراز که در این پژوهش شرکت و ما را یاری رساندند و از همکاران آقایان حمید درودی و امیر طاهری و نیز سرکار خانم بهار عرشی به پاس همکاری و راهنمایی آن‌ها در طول پژوهش سپاسگزاری می‌گردد.

Original Article

Relationship between attachment style and life expectancy in mothers of sons with educable intellectually disability

Abstract

Introduction: The purpose of study was to determine the relationship between attachment style and life expectancy in mothers of sons with educable intellectually disability.

Materials and Methods: In this correlation study, all of mothers (N=127) whose sons were in special education in Shiraz were selected. Subjects completed adult attachment questionnaire (AAS) and scale of life expectancy (AHS). Data were analyzed by with Spearman correlation coefficient and one-way analysis of variance.

Results: Findings showed positive and significant ($P<0.001$) correlation between life expectancy and secured attachment style in mothers. There was also a negative and significant ($P<0.001$) correlation with unsecured (avoidant and ambivalent) attachment style.

Conclusion: Life expectancy may improve in mothers with secured attachment style and decrease in those with unsecure (avoidant and ambivalent) attachment style.

Keywords: Attachment, Education, Intellectually disabled, Life expectancy, Mother

Mohammad Taheri

M.Sc. in psychology and education of exceptional children, Tehran University of Social Welfare and Rehabilitation Sciences

**Masoumeh*

Pourmohammadrezaye Tajrishi
Assistant professor of psychology, Tehran University of Social Welfare and Rehabilitation Sciences

Saeed Soltani Bahram

M.Sc. in social well-being, Tehran University of Social Welfare and Rehabilitation Sciences

***Corresponding Author:**

Number 395, 25th Alley, Shahid Keshvari (Lashkari) St., Rahmat Blvd., Shiraz, Iran
taheri.m1980@gmail.com
Received: Jul. 26, 2011
Accepted: Feb. 06, 2012

Acknowledgement:

This study was approved by the research committee of Tehran University of Social Welfare and Rehabilitation. No grant has supported the present study. The authors had no conflict of interest with the results.

Vancouver referencing:

Taheri M, Pourmohammadrezaye Tajrishi M, Soltani Bahram S, Qasemi Kh. Relationship between attachment style and life expectancy in mothers of educable intellectually disabled boys. Journal of Fundamentals of Mental Health 2012; 14(1): 24-35.

مقدمه

اگر چه فرآیند تولد نوزاد با رنج‌های فراوانی همراه است لیکن برای والدین لذت‌بخش می‌باشد. با وجود بسیاری از مشکلات که والدین برای تولد فرزند خود متحمل می‌شوند امید به سالم و طبیعی بودن کودک معمولاً موجب احساس اعتماد در آن‌ها و در نتیجه پذیرش کودک می‌گردد. به محض آگاه شدن والدین از معلولیت فرزند، تمام آرزوها و امیدهای آن‌ها مبدل به یاس شده و مشکلات، شروع می‌شود (۱). در واقع، تولد کودک کم‌توان ذهنی نمایانگر فروپاشی تصویری است که والدین در سر می‌پروراندند (۲). مادر، نخستین شخصی است که به طور مستقیم با کودک ارتباط برقرار می‌کند. رویارویی مادر با فرزند کم‌توان ذهنی، نیاز کودک به مراقبت دایمی، اهمیت فراهم ساختن شرایط ویژه رشد، تجربه‌ی تنش والدین ناشی از وجود رفتارهای آیینی، مشکلات زبانی، قشقرق و فقدان مهارت مراقبت از خود در این گروه از کودکان، همگی زمینه را برای تضعیف کارکرد طبیعی مادر فراهم می‌نمایند. وجود چنین مشکلاتی افزایش میانگین اختلالات روانی در مادران کودکان استثنایی و به ویژه مادران دارای کودک کم‌توان ذهنی را در مقایسه با مادران کودکان عادی در پی خواهد داشت. هم‌چنین داشتن توقعات و انتظارات دور از توانایی کودکان و برآورده نشدن آن‌ها موجب ناکامی والدین می‌شود. بنا بر این تولد یک کودک کم‌توان ذهنی در مادرانی که به مدت ۹ ماه بارداری، انتظار یک کودک سالم و با ویژگی‌های طبیعی را داشته‌اند موجبات احساس گناه و تقصیر، ناکامی و محرومیت ناشی از طبیعی نبودن کودک را در مادر فراهم می‌کند که بالطبع غم، اندوه و افسردگی را به دنبال خواهد داشت. در مجموع، چنین شرایطی می‌تواند سبب گوشه‌گیری، عدم علاقه به برقراری رابطه با محیط، احساس خودکم‌بینی و بی‌ارزشی در مادر شود و پیامدهای منفی هم‌چون اضطراب، پرخاشگری (۱) حرمت به خود پایین (۳) و افسردگی شدید (۴) را در مادران به دنبال داشته باشد و سلامت آن‌ها را به خطر اندازد. یکی از مهم‌ترین منابع زمینه‌ساز این گروه از مشکلات روان‌شناختی از دست دادن امید به زندگی است (۵). به نظر می‌رسد که امیدواری در تمام ابعاد زندگی

ضروری باشد. امید به معنای توانایی باور به داشتن احساس بهتر، در آینده می‌باشد. امید با نیروی نافذ خود، تحریک‌کننده‌ی فعالیت فرد است تا بتواند تجربه‌های نو کسب نماید و نیروهای تازه‌ای را در فرد ایجاد کند (۶). امید به عنوان یکی از منابع مقابله‌ی انسان در سازگاری با مشکلات و حتی بیماری‌های صعب‌العلاج در نظر گرفته می‌شود (۷). هم‌چنین امید می‌تواند به عنوان یک عامل شفادهنده، چندبعدی، پویا و قدرتمند توصیف شود و نقش مهمی در سازگاری با فقدان داشته باشد (۸).

آثار سودمند امید بر سلامت جسمانی و روانی در پژوهش‌های مختلفی تایید شده است (۹). به عنوان مثال، همبستگی مثبت امید با عاطفه‌ی مثبت (۱۰)، احساس خودارزشمندی (۱۱) حرمت خود (۱۲) و همبستگی منفی با افسردگی (۱۳) اضطراب (۱۴) احساس فرسودگی (۱۵) و به طور کلی با عاطفه‌ی منفی نشان داده شده است (۱۶). از نظر اسنایدر^۱ و همکاران، ملالت و افسردگی با انسداد یا عدم تحقق اهداف ارتباط دارد و برای فرد، واجد اهمیت است. سطح پایین امید، پیش‌بینی‌کننده‌ی سطح افسردگی و کاستی‌های روانی اجتماعی است (۱۷).

بررسی علمی امید به زندگی در انسان قدمتی کوتاه دارد و دوران ابتدایی خود را می‌گذراند (۱۸). اسنایدر برای اولین بار، نظریه‌ی امید را مطرح کرد و آن را متشکل از قدرت اراده، قدرت راهیابی، داشتن هدف و تشخیص موانع دانست (۶). گروپمن^۲ امید را احساس وجد و نشاط در نظر می‌گیرد که هنگامی تجربه می‌شود که فرد آینده‌ی بهتری را فراسوی چشمان خود انتظار داشته باشد (۱۹). امید، عبور از موانع مهم و پرتگاه‌های عمیق را در طی مسیر تسهیل می‌کند. امید به فرد جرات می‌دهد که با شرایط خویش مواجه شود و ظرفیت غلبه بر آن‌ها را پیدا کند. بر خلاف گروپمن که خصیصه‌ی انفعالی برای امید در نظر می‌گیرد و آن را مانند دارونما تلقی می‌کند، اسنایدر معتقد است که امید، خصیصه‌ی فعالی است که در بر گیرنده‌ی داشتن هدف، قدرت برنامه‌ریزی و اراده برای دستیابی به هدف، توجه به موانع رسیدن به هدف و توانایی رفع آن‌ها است (۱۸). ناامیدی، فرد را در وضعیت غیر فعالی قرار

¹Snyder²Groopman

می‌دهد که نمی‌تواند موقعیت‌های مختلف خود را بسنجد و در مورد آن‌ها تصمیم بگیرد. ناامیدی، شخص را در برابر عوامل تنش‌زا، بی‌دفاع و گرفتار می‌کند. شخص با گذشت زمان، تمامی امید خود را از دست می‌دهد و افسردگی عمیق را جایگزین آن می‌کند. طرز تفکر وی حالت انعطاف‌ناپذیر همه یا هیچ دارد که مانع حل مسئله می‌شود. در حقیقت ناامیدی باعث تضعیف مهارت حل مسئله در فرد می‌شود. هم‌چنین سبب می‌شود که فرد به طور دایم تجربه‌های خود را به شکل منفی و نادرست ارزیابی کرده و پیامدهای نگران‌کننده‌ای را برای مشکلات خود در نظر بگیرد (۵).

یکی از متغیرهایی که در پژوهش‌های مختلف، رابطه‌ی مستقیم آن با امید به زندگی مورد تایید قرار گرفته، دلبستگی است. دلبستگی به معنی برقراری پیوند عاطفی عمیق با افراد خاص در زندگی تلقی می‌شود به گونه‌ای که فرد از تعامل با آن‌ها احساس شعف و نشاط به دست آورد و به هنگام تنش در کنار آن‌ها به احساس آرامش دست یابد (۲۰). نظریه‌ی دلبستگی بر پایدار ماندن پاسخ‌هایی تاکید می‌ورزد که در خلال نوزادی در تعامل بین نوزاد و مراقب وی به وجود می‌آید. رفتارهای دلبستگی و پیامدهای آن‌ها در سراسر زندگی فعال باقی می‌مانند و به هیچ وجه به دوره‌ی کودکی محدود نمی‌شوند (۲۱). در بزرگسالی، افکار و احساسات و نگرش نسبت به رابطه‌ی دلبستگی، بدون شک می‌تواند بر نحوه‌ی رفتار تاثیر بگذارد (۲۲). پژوهش‌های پیشین نشان داده‌اند که الگوی دلبستگی می‌تواند زمینه‌ساز نحوه‌ی برخورد فرد با مسایل زندگی باشد و شیوه‌ی نگرش فرد را نسبت به مسایل و مشکلات، مشخص سازد.

هم‌چنین، الگوی دلبستگی، تعیین‌کننده‌ی آمادگی فرد برای حل و فصل مشکلات، کنش‌ها و واکنش‌های فرد در برابر مشکلات اجتماعی و ناکامی‌ها است (۲۳). افراد دارای سبک دلبستگی ایمن در رویارویی با مسایل و مشکلات از راهبردهای مقابله‌ای فعال استفاده می‌کنند (۲۴) و برای کاهش عواطف منفی از الگوی شناخت‌های مخالف با عاطفه (بهترین راه بازخوانی اطلاعات مثبت) بهره می‌برند در صورتی که افراد نایمن از الگوی شناخت‌های موافق با عاطفه (بدترین راه بازخوانی اطلاعات مثبت) استفاده می‌کنند (۲۵).

افراد دلبسته‌ی ایمن بیشتر از مکانیسم‌های دفاعی رشد یافته‌تر مانند والایی‌گرایی و افراد دلبسته‌ی نایمن بیشتر از مکانیسم‌های رشد نایافته‌تر و روان‌آزرده استفاده می‌کنند (۲۶). هم‌چنین در مطالعات مختلف، رابطه‌ی مستقیم بین سبک دلبستگی ایمن با حرمت خود، اعتماد به دیگران (۲۷) و سلامت روان (۱۰) و بین دلبستگی نایمن و اختلالاتی مانند افسردگی، اضطراب (۲۸)، عواطف منفی و تنش (۲۹)، نگرش‌های ناکارآمد و حرمت خود پایین (۳۰) و خشم (۳۱) نشان داده شده است.

از سوی دیگر ویژگی‌های گوناگونی با سبک دلبستگی در ارتباط می‌باشند که در نتیجه می‌توانند بر روی امید به زندگی افراد تاثیر گذار باشند. از جمله‌ی این ویژگی‌ها، ویژگی‌های جمعیت‌شناختی می‌باشند (۳۲) لذا در پژوهش حاضر دو ویژگی جمعیت‌شناختی یعنی سطح تحصیلات و وضعیت اشتغال نیز مورد بررسی قرار گرفته شده است.

طبق آمار اعلام شده از سوی معاونت توان‌بخشی سازمان بهزیستی کشور در سال ۱۳۸۵، در حدود دو میلیون و هشت هزار معلول وجود دارند که از این تعداد ۲۸۷۹۵ نفر، گروه کم‌توان‌های ذهنی را تشکیل می‌دهند. بنابراین تعداد قابل ملاحظه‌ای از خانواده‌های ایرانی، از اثرات منفی داشتن یک کودک معلول، هم‌چنین فشارهای روانی، اجتماعی و مالی ناشی از داشتن چنین کودکی در امان نیستند و این عوامل می‌توانند آسیب‌ها و آثار منفی بر وضعیت بهداشت روانی مادران بر جای گذارده، ثبات و کیفیت زندگی خانوادگی و فردی آن‌ها را برهم زند (۳۳). این تاثیر منفی در مورد پسران کم‌توان ذهنی که یک و نیم برابر بیشتر از دختران کم‌توان ذهنی هستند، بیشتر است زیرا مشکلات اجتماعی در این پسران بیشتر از دختران همسان آن‌ها است و نیز تعداد پسران مبتلا به مشکلات رفتاری و پرخاشگری، پنج برابر دختران گزارش شده است (۳۴).

بنابراین، با توجه به مبانی نظری و پیشینه‌ی پژوهشی موجود می‌توان انتظار داشت که با افزایش شناخت علمی مادران از سبک دلبستگی و توجه به نقش اساسی آن در حفظ تعادل روانی اجتماعی خانواده، گام مهمی در جهت تامین بهداشت روانی آن‌ها برداشته می‌شود. از یک سو، افراد دارای سبک

۱۲۷ نفر از مادران به پرسش‌نامه‌های سبک دلبستگی بزرگسالان^۱ (AAS) و مقیاس سنجش امید بزرگسالان^۲ (AHS) پاسخ دادند.

پرسش‌نامه‌ی سبک دلبستگی بزرگسالان (AAS): این پرسش‌نامه یک وسیله‌ی خودگزارش‌دهی است که توسط هازان و شیور^۳ و بر مبنای سبک‌های دلبستگی سه‌گانه‌ی آیزورث (ایمن، اجتنابی و دو سوگرا) طراحی شده است (۳۶). پرسش‌نامه‌ی اخیر شامل توصیف‌هایی در زمینه‌ی احساس‌های فرد درباره‌ی درک او از روابط خود با افراد مهم زندگی فعلی وی می‌باشد. این توصیف‌ها روی یک مقیاس لیکرت ۹ درجه‌ای، از کاملاً نامناسب (۱) تا کاملاً مناسب (۹) ارایه می‌شود. آزمودنی به هر کدام از این توصیف‌ها نمره‌ی بالاتری اختصاص دهد، همان توصیف به عنوان سبک دلبستگی او محسوب می‌شود. ذوالفقاری مطلق و همکاران، روایی این پرسش‌نامه را در پژوهش خود توسط همسانی درونی سبک‌های دلبستگی ۰/۵۵ تا ۰/۷۴ به دست آوردند و پایایی آن را در دلبستگی ایمن ۰/۸۴ و در دلبستگی ناایمن دوسوگرا ۰/۷۸ محاسبه کردند (۳۷). روایی صوری و محتوایی این پرسش‌نامه در پژوهش‌های مختلف مورد تایید قرار گرفته است (۴۰-۳۸).

مقیاس سنجش امید بزرگسالان (AHS): این مقیاس در بر گیرنده‌ی ۱۲ سؤال است. برای پاسخ به هر سؤال پیوستاری از ۱ تا ۴، در نظر گرفته شده است که برای عبارت‌های قطعا غلط، اکثر موارد غلط، اکثر موارد درست و قطعا درست به ترتیب نمره‌های ۱، ۲، ۳ و ۴ تعلق می‌گیرد. جمله‌های منفی به طور معکوس، نمره‌گذاری می‌شوند. دامنه‌ی نمره‌ها بین ۱۲ تا ۴۸ قرار دارد و نمره‌ی بالاتر در این مقیاس، نشان‌دهنده‌ی سطح بالاتر امید است. این مقیاس برای سنین ۱۵ سال به بالا طراحی شده و شامل دو خرده‌مقیاس گذرگاه و انگیزش می‌باشد و مدت زمانی بین ۲ تا ۵ دقیقه برای پاسخ دادن به آن کفایت می‌کند (۴۱). برای بررسی پایایی این مقیاس از روش آلفای

دلبستگی ایمن قادر هستند به گونه‌ی فعال، تجارب و موقعیت‌های مختلف خود را واقع‌بینانه ارزیابی کنند و در مورد آن‌ها تصمیم بگیرند. از سوی دیگر، امید به زندگی به عنوان منبع مقابله با فقدان و سازگاری شخصی تلقی شده است و افزایش آن موجب فزونی مهارت حل مسئله در افراد خواهد شد و پیامدهای مثبت را برای سلامت آن‌ها به همراه می‌آورد. پژوهش حاضر با هدف تعیین رابطه‌ی بین سبک دلبستگی (با سه سطح ایمن، ناایمن اجتنابی و ناایمن دوسوگرا) و امید به زندگی در مادران کودکان کم‌توان ذهنی طراحی شده است. پژوهش حاضر از معدود پژوهش‌هایی است که به طور مستقیم رابطه‌ی بین سبک دلبستگی و امید به زندگی را در این گروه از مادران مورد بررسی قرار می‌دهد. در صورت تایید چنین رابطه‌ای می‌توان میزان آگاهی افراد را نسبت به پیامدهای مثبت و منفی مربوط به سلامت ناشی از سبک‌های دلبستگی افزایش داد و اقدامات پیشگیرانه‌ی لازم را جهت عدم بروز بسیاری از مشکلات روان‌شناختی تدارک دید.

روش کار

نوع پژوهش حاضر، همبستگی است زیرا با استفاده از یک گروه آزمودنی، دست کم درباره‌ی دو متغیر بدون آن که هیچ یک از آن‌ها دستکاری یا کنترل شود، اطلاعاتی به دست آورده می‌شود (۳۵). در این پژوهش رابطه‌ی سبک دلبستگی با امید به زندگی در مادران دارای فرزند پسر کم‌توان ذهنی مورد بررسی قرار گرفته است.

جامعه‌ی آماری پژوهش را تمامی مادران (۱۴۷ نفر) دارای فرزند پسر کم‌توان ذهنی شاغل به تحصیل در دوره‌ی راهنمایی مدارس استثنایی شهر شیراز در سال تحصیلی ۱۳۸۸ تشکیل می‌دادند. با استفاده از تمام‌شماری، تمام اعضای جامعه‌ی آماری مورد مطالعه قرار گرفتند. ملاک‌های ورودی این پژوهش شامل سلامت کامل روانی و جسمانی مادران و نداشتن معلولیت‌های دیگر به جز کم‌توانی ذهنی در دانش‌آموزان می‌شد. از آن جایی که کل جامعه، ملاک‌های ورودی پژوهش را دارا بودند، هیچ کدام از اعضای جامعه از مطالعه خارج نشدند. البته ۲۰ نفر از مادران به دلایل مختلف حاضر به ادامه‌ی همکاری تا پایان پژوهش نشده و از مطالعه حذف شدند و تنها

¹Adults Attachment Style

²Adults Hope Scale

³Hazan and Shiver

توزیع فراوانی نمره‌های سطح امید در مادران در جدول ۱ ارایه شده است. با توجه به نتایج این جدول مشاهده می‌شود که میزان امید ۸۰/۳ درصد مادران در سطح پایین و سطح امید فقط ۸/۷ درصد مادران در سطح بالا قرار دارد. کمینه و بیشینه‌ی مقدار سطح امید در مادران به ترتیب ۱۳ و ۳۵ بود.

جدول ۱- شاخص‌های توصیفی سطح امید در مادران دارای فرزند پسر کم‌توان ذهنی آموزش‌پذیر

سطح امید	تعداد	درصد	کمترین	بیشترین	میانگین	انحراف معیار
پایین (۱۲-۲۴)	۱۰۲	۸۰/۳	۱۳	۲۱	۲۹/۵	۷/۳۱
متوسط (۲۵-۳۰)	۱۴	۱۱/۰	۲۵	۲۷	۱۹/۸	۷/۱۷
بالا (۳۱-۳۶)	۱۱	۸/۷	۳۱	۳۵	۱۶/۱	۵/۱۲

نتایج حاصل از بررسی میزان تحصیلات مادران نشان می‌دهد که مدرک تحصیلی ۴۰/۲ درصد از مادران سیکل، ۳۹/۴ درصد ابتدایی، ۱۳/۳ درصد دیپلم و ۷/۱ درصد آن‌ها فوق دیپلم و بالاتر بوده است. توزیع میزان تحصیلات مادران بر حسب سبک‌های دلبستگی در جدول ۲ نشان داده شده است.

همان‌طور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود بیشترین تعداد مادران (۲۲ نفر) در گروه سبک دلبستگی ایمن و دارای تحصیلات سیکل (۱۷/۳٪) و کمترین تعداد مادران (۱ نفر) در گروه سبک نایمن دوسوگرا و دارای تحصیلات فوق دیپلم و بالاتر (۰/۸٪) قرار گرفته‌اند. مقایسه‌ی تفاوت میانگین سبک دلبستگی مادران با توجه به میزان تحصیلات آن‌ها نشان می‌دهد که سبک دلبستگی مادران دارای سطح تحصیلات متفاوت از لحاظ آماری معنی‌دار ($P < 0/000$) است (جدول ۳).

نتایج حاصل از مقایسه‌ی سبک دلبستگی مادران با توجه به وضعیت شغلی آن‌ها در جدول ۴ ارایه شده است. همان‌گونه که در جدول ۴ نمایان است بیشترین تعداد مادران (۳۶ نفر خانه‌دار و ۲۳ نفر کارمند، معادل ۴۶/۴٪) دارای سبک

کرونباخ استفاده شد و ضریب همبستگی ۰/۶۲ و ۰/۷۴ به دست آمد. روایی این مقیاس با استفاده از تحلیل عامل به روش مولفه‌های اصلی با چرخش واریماکس به دست آمد. شاخص KMO برابر با ۰/۸۱ و ضریب کرویت بارتلت برابر با ۶۴۴/۸۱ بود ($P < 0/001$) که نشان‌دهنده‌ی کفایت نمونه‌گیری گزینه‌ها و ماتریکس همبستگی آن‌ها بود (۴۲). در پژوهشی که بر روی ۶۶۰ دانش‌آموز دختر در استان تهران انجام شد، پایایی مقیاس امید اسنایدر با روش همسانی درونی مورد ۰/۸۹ به دست آمد (۴۱). به منظور رعایت ملاحظات اخلاقی در ابتدای پژوهش به مادران اطمینان خاطر داده شد که پاسخ‌های آن‌ها محرمانه خواهد ماند و نسبت به عدم تهدید هر گونه خطر ناشی از تحقیق نسبت به خودشان و فرزندانشان توضیح داده و رضایت آن‌ها برای شرکت در پژوهش جلب شد. ابتدا پرسش‌نامه‌ی سبک دلبستگی بزرگسالان به مدت ۱۰ دقیقه و به طور انفرادی توسط مادران تکمیل شد. سپس در جلسه‌ی جداگانه، مقیاس سنجش امید بزرگسالان به مدت ۵ دقیقه و به طور گروهی مجدداً توسط مادران تکمیل گردید. به منظور بیان کمی اطلاعات جمع‌آوری شده از شاخص‌های آمار توصیفی و برای بررسی رابطه‌ی میان متغیرها از همبستگی اسپیرمن (به دلیل غیر نرمال بودن توزیع داده‌ها) و برای مقایسه‌ی میانگین‌های سه گروه از تحلیل واریانس استفاده شد. جهت تجزیه و تحلیل داده‌های پژوهش، از نرم‌افزار SPSS استفاده گردید.

نتایج

در پژوهش حاضر توزیع سن مادران دارای فرزند پسر کم‌توان ذهنی بین ۳۰ تا ۵۱ سال (با میانگین ۴۰/۳ و انحراف معیار ۵/۷۱ سال) قرار داشت. بیشترین تعداد مادران (۴۵ نفر، ۳۵/۵٪) در گروه سنی ۳۷ تا ۴۴ سال و کمترین تعداد (۳۸ نفر، ۲۹/۹٪) در گروه سنی ۳۰ تا ۳۷ سال قرار داشتند.

جدول ۲- توزیع تحصیلات مادران دارای دانش‌آموزان کم‌توان ذهنی بر حسب سبک دلبستگی آن‌ها

میزان تحصیلات سبک دلبستگی	ابتدایی		سیکل		دیپلم		فوق دیپلم و بالاتر	
	تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد	درصد
ایمن	۱۷	۱۳/۴	۲۲	۱۷/۳	۱۵	۱۱/۸	۵	۳/۹
نایمن اجتنابی	۱۷	۱۳/۴	۱۳	۱۰/۲	۲	۱/۶	۳	۲/۴
نایمن دوسوگرا	۱۶	۱۲/۶	۱۶	۱۲/۶	۰	۰/۰	۱	۰/۸
مجموع	۵۰	۳۹/۴	۵۱	۴۰/۲	۱۷	۱۳/۳	۹	۷/۱

به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش از ضریب همبستگی اسپیرمن استفاده شد و نتایج آن در جدول ۷ نمایان است.

جدول ۶- توزیع دانش‌آموزان پسر کم‌توان ذهنی با توجه به سن و پایه‌ی تحصیلی آن‌ها

سطوح سنی	تعداد	درصد	پایه‌ی تحصیلی	تعداد	درصد
کمتر از ۱۵	۱۴	۱۱/۰	اول راهنمایی	۴۴	۳۴/۶
۱۵ تا ۲۰	۱۰۲	۸۰/۳	دوم راهنمایی	۴۵	۳۵/۵
۲۰ تا ۲۰	۱۱	۸/۷	سوم راهنمایی	۳۸	۲۹/۹

همان‌طور که در جدول ۷ مشاهده می‌شود سبک دلبستگی ایمن با امید زندگی در مادران دارای فرزند پسر کم‌توان ذهنی آموزش‌پذیر ارتباط مثبت معنی‌دار دارد ($P < 0/001$). هم‌چنین سبک دلبستگی نایمن اجتنابی با امید به زندگی در مادران دارای فرزند پسر کم‌توان ذهنی آموزش‌پذیر ارتباط منفی و معنی‌دار دارد ($P = 0/019$). در نهایت، سبک دلبستگی نایمن دوسوگرا با امید به زندگی در مادران دارای فرزند پسر کم‌توان ذهنی آموزش‌پذیر ارتباط منفی و معنی‌دار دارد ($P < 0/001$).

جدول ۷- ضرایب همبستگی میان سبک‌های دلبستگی و امید به

سبک دلبستگی	ضریب همبستگی	مقدار احتمال
دلبستگی ایمن	۰/۴۴۹	< ۰/۰۰۱
دلبستگی نایمن اجتنابی	-۰/۲۰۷	۰/۰۱۹
دلبستگی نایمن دوسوگرا	-۰/۳۰۹	< ۰/۰۰۱

بحث و نتیجه‌گیری

یافته‌های پژوهش نشان داد که سبک دلبستگی ایمن در مادران دارای فرزند پسر کم‌توان ذهنی با امید به زندگی در آن‌ها ارتباط مثبت و معنی‌دار دارد. در واقع، هر اندازه سبک دلبستگی مادر ایمن‌تر باشد، امید به زندگی در وی نیز افزایش می‌یابد. نتایج این مطالعه با پژوهش‌های دیگری نظیر مطالعه‌ی وی^۱ و همکاران (۲۹)، میکولینسر^۲ و همکاران (۴۰)، کافتتسیوس^۳ (۴۲)، پیتروموناکو و بارت^۴ (۴۳)، ولز^۱ (۱۴) و رضانی و همکاران (۲۷) همسو می‌باشد.

جدول ۳- مقایسه‌ی میانگین سبک دلبستگی در مادران دارای دانش‌آموزان کم‌توان ذهنی با توجه به سطح تحصیلات آن‌ها

منبع تغییر	SS	df	میانگین مجذورات	F	مقدار احتمال
بین گروهی	۴۹۸/۷۹۲	۳	۱۶۶/۲۶۴		
درون گروهی	۲۴۴۴/۲۰۰	۱۲۳	۱۹/۸۷۲	۸/۳۶۷	۰/۰۰۰
کل	۲۹۴۲/۹۹۲	۱۲۶			

جدول ۴- توزیع وضعیت شغلی مادران دارای دانش‌آموزان

کم‌توان ذهنی بر حسب سبک دلبستگی آن‌ها

گروه سبک دلبستگی	خانه‌دار	کارمند
	تعداد	درصد
ایمن	۳۶	۲۸/۳
نایمن اجتنابی	۳۰	۲۳/۶
نایمن دوسوگرا	۲۵	۱۹/۷
مجموع	۹۱	۷۱/۷

دلبستگی ایمن و کمترین تعداد مادران (۲۵ نفر خانه‌دار و ۸ نفر کارمند، معادل ۲۶٪) دارای سبک دلبستگی نایمن دوسوگرا توزیع شده‌اند.

مقایسه‌ی تفاوت میانگین سبک دلبستگی مادران با توجه به وضعیت اشتغال آن‌ها نشان می‌دهد که سبک دلبستگی مادران خانه‌دار و شاغل از لحاظ آماری معنی‌دار است ($P < 0/001$) (جدول ۵).

جدول ۵- مقایسه‌ی میانگین سبک دلبستگی در مادران دارای

دانش‌آموزان پسر کم‌توان ذهنی بر حسب وضعیت اشتغال آن‌ها

منبع تغییر	SS	df	میانگین مجذورات	F	مقدار احتمال
بین گروهی	۱۰/۴۱۶	۳	۰/۷۵۷		
درون گروهی	۷۶/۲۶۱	۱۲۳	۰/۷۵۷	۱۴/۰۰۵	< ۰/۰۰۱
کل	۷۶/۶۷۷	۱۲۶			

با توجه به جدول ۶، مشاهده می‌شود بیشترین تعداد دانش‌آموزان پسر کم‌توان ذهنی (۱۰۲ نفر) در گروه سنی ۱۵ تا ۲۰ سال (۸۰/۳) و کمترین تعداد (۱۱ نفر) در گروه‌های سنی ۲۰ تا ۲۴ (۸/۷) قرار دارند. هم‌چنین بیشترین تعداد دانش‌آموزان (۴۵ نفر) در پایه‌ی دوم راهنمایی (۳۵/۵) و کمترین تعداد آن‌ها (۳۸ نفر) در پایه‌ی سوم راهنمایی (۲۹/۹) مشغول به تحصیل بودند.

¹Wei

²Mikulincer

³Kaftetsios

⁴Pitromonaco and Barrett

افراد دیگر تکیه می‌کند و توانایی ابراز هیجان‌های خود را دارد. با توجه به ویژگی افراد با سبک دلبستگی ایمن، این مادر خود را فردی می‌بیند که ارزش عشق و مراقبت دارد و تصویری که از دیگران ساخته است تصویری قابل اعتماد و اتکا می‌باشد. بنابراین، امید به زندگی در وی به یأس و ناامیدی تبدیل نمی‌شود (۲۵).

هم‌چنین در این پژوهش نشان داده شد که سبک دلبستگی ناایمن (اجتنابی و دوسوگرا) در مادران پسران کم‌توان ذهنی با امید به زندگی در آن‌ها ارتباط منفی معنی‌دار دارد. به بیان دیگر، هر اندازه سبک دلبستگی ناایمن مادر بیشتر باشد، امید به زندگی در او نیز پایین‌تر است. نتایج این مطالعه با پژوهش‌های دیگر از جمله روبرتس^۲ و همکاران (۳۰)، لوپز^۳ و همکاران (۲۸)، وی و همکاران (۲۹)، فلدمن^۴ و اسنایدر (۱۵) و رضانی و همکاران (۲۷) همخوانی دارد.

درک مبتنی بر عدم دسترسی به منبع دلبستگی، منجر به ادراک ناایمنی در دلبستگی می‌شود که با تنش‌های برخاسته از تهدیدهای ارزیابی شده در هم می‌آمیزد. این وضعیت ناایمن به فرد فشار وارد می‌کند تا در مورد تداوم رفتارهای صمیمیت‌جویانه به عنوان راهبر حمایتی و حفاظتی تصمیم بگیرد. هنگامی که رفتار صمیمیت‌جویانه به عنوان یک نیاز اساسی و بنیادی ارزیابی می‌گردد، افراد راهبردهای فعال‌ساز دلبستگی را به کار می‌برند که در بر گیرنده‌ی شدت یافتن تقاضا و درخواست برای مظاهر دلبستگی و تکیه به دیگران به عنوان منبع آسایش و راحتی است (۳۲).

بیش‌فعال‌سازی نظام دلبستگی، مدارهای عصبی تحریکی را درگیر کرده و به نوبه‌ی خود حالت گوش به زنگی و میزان آستانه برای یافتن و پیدا کردن نشانه‌های مربوط به تهدید را افزایش و میزان آستانه برای یافتن نشانه‌های در دسترس نبودن مظاهر دلبستگی را کاهش می‌دهد. این دو سرنخ و نشانه، موجب فعال‌سازی نظام دلبستگی می‌شوند. نظام دلبستگی به طور مزمن و مداوم به فعالیت می‌پردازد، درد و رنج ناشی از عدم دسترسی به منبع دلبستگی تشدید می‌شود و شک و تردید

نظام دلبستگی از سه عامل عمده تشکیل شده است. یک عامل مربوط به مهار و ارزیابی رویدادها و وقایع تهدیدکننده است و مسئولیت فعال‌سازی نظام دلبستگی را به عهده دارد. عامل دوم در برگیرنده‌ی مهار و ارزیابی در دسترس و پاسخگویی افراد مهم به عنوان منبع دلبستگی است که احتمالاً حمایت و آسایش فرد را فراهم می‌نمایند، نیازهای دلبستگی را ارضا می‌کنند، توانمندی‌های فرد را تقویت می‌کنند و گنجینه‌ی تفکر و عمل را در فرد گسترش می‌دهند.

این عامل مسئولیت تفاوت و تنوع احساس دلبستگی ایمن را عهده‌دار است و می‌تواند بین افراد ایمن و ناایمن افتراق و تمایز ایجاد کند. سومین عامل متشکل از مهار و ارزیابی تداوم صمیمیت‌جویی به عنوان ابزار مقابله با دلبستگی ناایمن است. عامل سوم، مسئول پراکندگی و تنوع آن است که با نام راهبردهای بیش‌فعال‌ساز (افزاینده‌ها) یا راهبردهای غیرفعال‌ساز (کاهنده‌ها) تنظیم عاطفه، شناخته می‌شود.

راهبردهای بیش‌فعال‌ساز یا افزایش‌دهنده‌ها به افزایش و تشدید رفتارهای دلبستگی می‌انجامند و راهبردهای غیرفعال‌ساز یا کاهنده‌ها به تنظیم و در عین حال کاهش نظام دلبستگی منجر می‌شوند (۳۲). ارزیابی رویدادها و وقایع آشکار در مواقع ادراک یک تهدید احتمالی یا واقعی منجر به فعال‌سازی نظام دلبستگی می‌شود. با فعال شدن نظام دلبستگی پاسخ مثبت به سوال مربوط به در دسترس بودن منابع دلبستگی، منجر به ایجاد چرخه (شکل‌گیری و گسترش) دلبستگی ایمن می‌شود. این چرخه شامل کاهش تنش ناخوشایند، افزایش سازگاری فردی و نیز گسترش و تسهیل سایر نظام‌های رفتاری می‌گردد و به نوبه‌ی خود گسترش نگرش‌ها، دیدگاه‌ها، ظرفیت‌ها و توانمندی‌های فرد را به دنبال خواهد داشت (۴۴).

بنابراین، هنگامی که سبک دلبستگی مادر دارای فرزند کم‌توان ذهنی ایمن است، برای کاهش عواطف منفی (داشتن کودک کم‌توان ذهنی) از الگوی شناخت‌های مخالف با عاطفه (بهترین راه بازخوانی اطلاعات مثبت) استفاده می‌کند و با موقعیت به وجود آمده سازگاری بیشتری حاصل می‌شود (۲۴) هم‌چنین در این شرایط، مادر خود را تنها احساس نکرده و بر حمایت‌های

²Roberts
³Lopez
⁴Feldman

¹Wells

و شاغل بودن مادران پسران کم‌توان ذهنی، می‌تواند موجب افزایش امید به زندگی آن‌ها گردد.

دلبستگی ایمن در شکل‌دهی احساسات مثبت از خود از قبیل احساس قابلیت، خودارزشی و اعتقاد مثبت اثر دارد (در واقع یک مدل فعال درونی از خود است)، که سبب می‌شود مادران دلبسته‌ی ایمن در جهت تکامل علائق و قابلیت‌های یگانه و منحصر به فردشان پیش روند (۳۲) و داشتن تحصیلات بالاتر و در نتیجه امید به زندگی بیشتر یکی از نتایج همین احساسات مثبت از خود است.

از سوی دیگر مادرانی که دارای سبک دلبستگی ایمن هستند از خودمختاری بیشتری برخوردارند. چرا که خودمختاری در مادران سبب می‌شود آن‌ها از توانایی تجربه‌ی خود به عنوان فردی متمایز و جدا از دیگران، توانمند و متعهد که می‌تواند به طور مستقل زندگی خود را کنترل کند و نیز از منحصر به فرد بودن خود، لذت ببرند (۳۲). لذا شاغل بودن این مادران که در نتیجه‌ی خودمختاری و استقلال آن‌ها است، می‌تواند موجبات امید به زندگی بالاتر را میسر سازد.

در مجموع، با توجه به اهمیت امید به زندگی در سلامت روانی و کنارآمدن موثر مادران (ارزیابی مجدد، حل مسئله، اجتناب از رویدادهای تنش‌زای زندگی، جستجوی حمایت اجتماعی) (۴۱) و نیز اهمیت ثبات شخصیت و نحوه‌ی ارتباط مادران با فرزندان کم‌توان ذهنی خود (۴۵)، می‌توان از نتایج این تحقیق برای آگاه ساختن خانواده (به ویژه مادران)، مشاوران و دست‌اندرکاران در امر آموزش دانش‌آموزان کم‌توان ذهنی نسبت به اهمیت سبک دلبستگی به عنوان یکی از عوامل موثر در امید به زندگی استفاده کرد.

هم‌چنین با راهکارها و روش‌های روان‌درمانی مبتنی بر دلبستگی علاوه بر (افزایش سطح امید به زندگی در مادران)، می‌توان سلامت روانی آن‌ها و در نتیجه خانواده‌ی آن‌ها را افزایش داد و این سلامت روانی و محیطی خانواده مانع از تشدید کم‌توانی فرزندان این مادران می‌گردد (۴۵).

محدود شدن پژوهش به جنس پسر، مقطع تحصیلی راهنمایی و گروه دانش‌آموزان کم‌توان ذهنی آموزش‌پذیر از جمله محدودیت‌های پژوهش حاضر به شمار می‌رود و پیشنهاد می‌شود

نسبت به توانایی‌های خود برای رسیدن به آسایش و دستیابی به حس امنیت افزایش می‌یابد.

این مدارهای تحریکی عامل مهمی در ایجاد مسایل روانی دلبستگی نایمن و اضطرابی محسوب می‌شوند. ارزیابی رفتارهای صمیمیت‌جویانه به عنوان راه‌حلی که ممکن است نتواند تنش‌های منفی را کاهش دهد، منجر به استفاده از راهبردهای غیرفعال‌ساز می‌شود. این راهبردها به صورت فاصله گرفتن از محرک‌ها و رویدادهایی که نظام دلبستگی را فعال می‌سازند، ظاهر می‌شوند و شامل مدارهای مهارکننده و بازدارنده بوده و منجر به صرف نظر از تهدید و یا سرکوبی افکار و هیجان‌های مربوط به تهدید و نشانه‌های مربوط به دلبستگی و یا واپس‌زنی و ... می‌گردند. این مدارها توسط اتخاذ نگرش خوداتکایی (که وابستگی به دیگران را کاهش می‌دهد و شکست‌ها و ضعف‌های شخصی را تایید می‌کنند) بیشتر تقویت می‌شوند (۴۴).

بنابراین از یک سو، مادرانی که سبک دلبستگی نایمن (اجتنابی و دوسوگرا) دارند و دارای فرزند کم‌توان ذهنی هستند در این موقعیت برای کاهش عواطف منفی (ناشی از داشتن فرزند کم‌توان ذهنی) از الگوی شناخت‌های موافق با عاطفه (بدترین راه بازخوانی اطلاعات مثبت) استفاده می‌کنند (۲۵) و نیز از توانایی حل مسئله‌ی کمتر و تجربه‌ی خشم بیشتر برخوردار می‌باشند (۱۱). از سوی دیگر، این گروه از مادران خود را تنها احساس کرده و فکر می‌کنند که از حمایت‌های دیگران برخوردار نیستند (۲۴) چون خود را به عنوان فردی در نظر می‌گیرند که ارزش عشق و محبت را ندارد، تصویر او از جهان و اطرافیان به عنوان مکان و افرادی ناامن و ناراحت‌کننده است که پذیرای او نیستند، لذا امید به زندگی در آن‌ها کاهش می‌یابد (۲۵).

در نهایت، نتایج این مطالعه مشخص گردانید که سطح تحصیلات و وضعیت اشتغال مادران پسران کم‌توان ذهنی، با سبک دلبستگی و در نتیجه امید زندگی آن‌ها ارتباط دارد. به بیان دیگر مشاهده گردید که مادران دلبسته‌ی ایمن در مقایسه با مادران نایمن اجتنابی و دوسوگرا، از سطح تحصیلات و اشتغال بیشتری برخوردار بودند. در نتیجه همین تحصیلات بالا

پژوهش‌های آینده با بررسی متغیرهای مورد مطالعه در این
 پژوهش و مقایسه آن در مادران گروه‌های مختلف کودکان
 استثنایی بر غنای اطلاعات بیافزاید و توان تعمیم‌پذیری نتایج را
 افزایش دهد.

References

1. Narimani M, Aqamohammadian H, Rajabi S. [Mental health compared to children with exceptional mental health of mothers of normal children]. *Journal of fundamentals of mental health* 2007; 9(1-2): 15-24. (Persian)
2. Mohammadi M, Dadkhah B. [Psychological and social problems compared to parents of mentally retarded children under the Welfare of Ardebil]. *Journal of Rafsanjan University of Medical Sciences* 2001; 1(3): 206-20. (Persian)
3. Ahmadi Z. [Median levels of self-esteem compared to the mental retarded children and normal children in Ahwaz]. M.Sc. Dissertation. Tehran: Islamic Azad University, Branch of Ahwaz, College of psychology, 1998: 25-37. (Persian)
4. Lajevardi Z. [Comparison of depressed mothers can teach mentally retarded children and normal children]. M.Sc. Dissertation. Tehran: Tehran University, 1992: 11-26. (Persian)
5. Shams Esfandabadi H, Hashemian K, Shafiabadi H. [Effectiveness of teaching methods on the despair and sense of humor social adjustment of depressed students in Tehran]. *Journal of new ideas in educational sciences* 2007; 3(1): 81-99. (Persian)
6. Darrodi H. [Part of couple's therapy group hoping to increase the marital satisfaction of married couples and addicts]. M.Sc. Dissertation. Tehran: Tehran University of Social Welfare and Rehabilitation Sciences, 2010: 12-15. (Persian)
7. Doussard-Roosevelt JA, Joe CM, Bazhenova OV, Porges SW. Mother-child interaction in autistic and no autistic children: Characteristics of maternal approach behaviors and child social responses. *J Dev Psychopathol* 2003; 15(2): 277-95.
8. Harper M. Evidence-based effective practices with older adults. *J Couns Dev* 2004; 82(2): 36-42.
9. Catherine CL, Bulter L, Koopman L. Supportive expressive group therapy and distress in patient with metastatic breast cancer. *J Med Psychol* 2003; 122(13): 52-7.
10. Scheier MF, Carver CS, Bridges MW. Optimism, pessimism, and psychological well-being. In: Chang EC. (editor). *Optimism and pessimism*. Washington, DC: American Psychological Association; 2003: 189-216.
11. Snyder CR. Hope theory: Rainbows in the mind. *Psychol Inq* 2002; 13: 249-75.
12. Snyder CR, Sympton SC, Yabsco FC, Borders TF, Babayak MA, Higgins RL. Development and validation of the state hope scale. *J Pers Soc Psychol* 1996; 70: 321-35.
13. Snyder CR, Cheavens J, Sympton SC. Hope: An individual motive for social commerce. *Group Dyn* 1997; 1: 107-18.
14. Wells M. The effects of gender, age, and anxiety on hope differences in the expression of pathway and agency thought. Ph.D. Dissertation. USA: The University of Texas, 2005: 32-45.
15. Feldman BD, Snyder CR. Hope and the meaningful life: theoretical and empirical associations between goal-directed thinking and life meaning. *J Soc Clin Psychol* 2005; 24(3): 401-21.
16. Sherwin ED, Elliott TR, Rybarczyk BD, Frank RG, Hanson S, Hoffman J. Negotiating the reality of care giving: Hope, burn out and nursing. *J Soc Clin Psychol* 1992; 11: 129-39.

17. Snyder CR, Harris C, Anderson JR, Holleran SA, Irving SA, Sigmon S, et al. The will and the ways: Development and validation of an individual-differences measure of hope. *J Pers Soc Psychol* 1991; 60: 570-85.
18. Snyder CR. *The psychology of hope: You can get there from here*. 1st ed. New York: Free; 1994: 102-45.
19. Gropman J. *The anatomy of hope: How people prevail in the face of illness*. 1st ed. New York: Random House; 2005: 45-98.
20. Sohrabi F, Rasoli B. [Relationship between attachment style and sexual relations between women's in combating corruption in the social center of Tehran]. *Journal of family research* 2008; 4(2): 43-133. (Persian)
21. Simpson JA, Collins WA, Tran S, Haydon C. Attachment and the experience and expression of emotions in romantic relationship: A developmental perspective. *J Pers Soc Psychol* 2007; 92(2): 355-67.
22. Huntsinger ET, Luecken LJ. Attachment relationship and health behavior: The mediation role of self-esteem. *J Psychol Health* 2004; 19(4): 515-26.
23. Mehrabizadeh Honarmand M, Fati K, Shahni Yeylaq M. [Depression, you want excitement, aggression, attachment styles, and socioeconomic status as predictive of drug dependence in adolescent boys in Ahwaz]. *Journal of science education* 2008; 15(1): 153-78. (Persian)
24. Greenberger E, McLaughlin CS. Attachment, coping and explanatory style in late adolescent. *J Youth Adolesc* 1998; 27: 121-39.
25. Pereg D, Mikulincer M. Attachment style and the regulation of negative affect. *Pers Soc Psychol Bull* 2004; 30: 67-80.
26. Besharat M, Sharifi M, Irvani M. The relationship between attachment styles and defense mechanisms. *Contemporary Psychology* 2001; 19: 277-89.
27. Ramezani V, Shams Esfandabadi H, Tahmasebi Sh. [Emotional consequences of attachment styles]. *Journal of research in psychological health* 2007; 1(1): 38-47. (Persian)
28. Lopez FG, Mauricio AM, Gormley B, Simko T, Berger E. Adult attachment orientations and college students' distress. *J Couns Dev* 2001; 79: 459-64.
29. Wei M, Heppner PP, Mallinckrodt B. Perceived coping as a mediator between attachment and psychological distress. *J Couns Psychol* 2003; 50: 438-47.
30. Roberts JE, Gotip IH, Kassel JD. Adult attachment security and symptoms of depression. *J Pers Soc Psychol* 1996; 70: 310-20.
31. Wei M, Vogel DL, Ku TU, Zakalik RA. Adult attachment, affect regulation, negative mood and interpersonal problems. *J Couns Psychol* 2005; 52: 14-24.
32. Janson SM, Milfin VA. [Attachment processes in couple and family therapy]. Bahrami F, Etemadi H, Batany S, Eshqi R, Jokar M, Dayaran MM, et al. (translators). 1st ed. Tehran: Danzhe; 2002: 153-365. (Persian)
33. Kohsali M, Mirzamani M, Mohammadkhani P, Karimlo M. [Social adjustment than mothers of mentally retarded girls with mothers teaching daughters to be normal in Kashan]. *Rehabilitation journal* 2007; 8(2): 40-7. (Persian)
34. Taheri M, Tajrishi M, Movallali G, Rahgozar M, Arshi B. [Correlation between mother's attachment style and social maturity of their educable mentally retarded sons in Shiraz's secondary schools (2008-2009)]. *Hakim* 2010; 13(2): 99-107. (Persian)
35. Homan HA. [Understanding of scientific method in the behavioral sciences]. Tehran: Samt; 2007: 259-60. (Persian)
36. Hazan C, Shaver P. Romantic love conceptualized as an attachment style. *J Pers Soc Psychol* 1987; 52: 511-24.
37. Zolfaghari Motlagh M, Jazayeri AR, Mazaheri MA, Khoshabi K, Karimlo M. [Comparison of attachment style, personality and anxiety, in mothers of children with separation anxiety disorder and mothers of normal children]. *Journal of family research* 2008; 3(3): 709-26. (Persian)
38. Baldwin MW, Fehr B. On the instability of attachment style rating. *Pers Relat* 1995; 2: 247-61.
39. Nasiri H, Jokar B. [Significant life expectancy, life satisfaction and mental health in women (a group of women)]. *Journal of women's studies* 2008; 6(2): 157-78. (Persian)

40. Mikulincer M, Shaver PR, Pereg D. Attachment theory and affect regulation: psychodynamics, development, and cognitive consequences of attachment related strategies. *Motiv Emot* 2003; 27: 77-102.
41. Bijari H, Qanbari Hashemabadi B, Aqamohammadian Sherbaf HR, Homaishandiz F. [Evaluate the effectiveness of group therapy approach based on the hope of extending the life expectancy of women with breast cancer]. *Journal of educational studies and psychology* 2009; 10(1): 171-84. (Persian)
42. Kafetsios K. Attachment and emotional intelligence abilities across the life course. *Pers Individ Dif* 2004; 37: 129-45.
43. Pitromonaco PR, Barrett LF. Attachment theory as an organizational framework. *J Rev Gen Psychol* 2000; 4: 107-10.
44. Shaver PR, Mikulincer M. Attachment-related psychodynamics. *Attach Hum Dev* 2002; 4: 133-61.
45. Banijamali Sh, Ahadi H. [Developmental psychology (basic concepts in child psychology)]. 3rd ed. Tehran: Pardis; 2003: 248-51.

مقاله‌ی پژوهشی

بررسی ساختار عاملی و ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه‌ی تجدید نظر شده‌ی
مقیاس مشاهده‌ی معلم از رفتار انطباقی در کلاس

خلاصه

مقدمه: پژوهش حاضر به منظور برآورد پایایی و روایی نسخه‌ی تجدید نظر شده‌ی مقیاس مشاهده‌ی معلم از رفتار انطباقی در کلاس (TOCA-R) اجرا شده است.

روش کار: این مطالعه از نوع تحقیقات آزمون‌سازی است و در آن ۳۰۰ نفر از دانش‌آموزان سوم و چهارم ابتدایی شهر تبریز به روش نمونه‌گیری تک مرحله‌ای در سال تحصیلی ۸۹-۱۳۸۸ انتخاب شدند. معلمان مدارس، مقیاس مشاهده‌ی معلم از رفتار انطباقی در کلاس و والدین دانش‌آموزان مقیاس درجه‌بندی رفتار مخرب (DBRS) را تکمیل کردند. در این پژوهش، به منظور بررسی ساختار عاملی (روایی سازه)، روایی همگرا و پایایی TOCA-R از تحلیل عاملی اکتشافی، ضریب همبستگی پیرسون و ضریب آلفای کرونباخ استفاده شد.

یافته‌ها: برای محاسبه‌ی روایی سازه، تحلیل عاملی به روش مولفه‌های اصلی با چرخش واریماکس، سه عامل پیشنهاد نمود که به ترتیب عامل‌های بی‌توجهی، پرخاشگری و رفتارهای جامعه‌پسندانه نام گرفتند. همسانی درونی این مقیاس نشان داد که TOCA از پایایی قابل قبولی برخوردار است. ضریب همبستگی بین سه زیرمقیاس رفتار انطباقی در کلاس با خرده‌مقیاس‌های رفتار مخرب معنی‌دار بود ($P < 0/05$).

نتیجه‌گیری: نسخه‌ی تجدید نظر شده‌ی مقیاس مشاهده‌ی معلم از رفتار انطباقی در کلاس برای اندازه‌گیری مشکلات رفتاری در موقعیت‌های آموزشی، کارایی مناسبی دارد و می‌توان آن را در موارد تشخیصی و درمانی به کار برد.

واژه‌های کلیدی: انطباق، رتبه‌بندی، ساختار، عامل، معلم

* شهرام واحدی

دانشیار روان‌شناسی تربیتی، دانشگاه تبریز

خلیل اسماعیل پور

استادیار روان‌شناسی، دانشگاه تبریز

فرزانه حاجی پور

کارشناسی ارشد روان‌شناسی تربیتی،

دانشگاه تبریز

* مولف مسئول:

ایران، تبریز، دانشگاه تبریز، دانشکده‌ی

روان‌شناسی و علوم تربیتی

تلفن: ۰۴۱۱۳۳۹۲۰۹۰

vahedi117@yahoo.com

تاریخ وصول: ۹۰/۳/۱۱

تاریخ تایید: ۹۰/۹/۱۴

پی‌نوشت:

این مطالعه پس از تایید کمیته‌ی پژوهشی دانشگاه تبریز و بدون حمایت مالی نهاد خاصی انجام شده و با منافع شخصی نویسندگان ارتباطی نداشته است. از همراهی معلمان و اولیای محترم دانش‌آموزان سپاسگزار می‌کنیم.

Original Article

A psychometric evaluation and factor structure of revised version of teacher observation of classroom adaptation scale

Abstract

Introduction: The purpose of this study is to provide evidence of validity and reliability of Revised version of the Teacher Observation of Classroom Adaptation Scale (TOCAS-R) among Iranian elementary students.

Materials and Methods: This investigation is a psychometrics study. Three hundred 3rd and 4th grade students (ages 9 and 10) were selected through multi-stages sampling from Tabriz elementary schools. Samples completed TOCAS and Disruptive Behavior Rating Scale (DBRS). Exploratory factor analysis, Pearson correlation coefficient and internal consistency were used to calculate the TOCAS factor structure (construct validity), convergent validity and reliability, respectively.

Results: To obtain structure validity, principal component analysis with varimax rotation identified three factors, namely, inattention, aggression, and prosocial behavior. Cronbach alpha of the scale showed that this scale had reliable internal consistency. The TOCAS was specifically developed for assessing teachers' perceptions of children's classroom behaviors and adjustment to the school environment. Significant correlations were found between subscales of TOCAS and DBRS ($P < 0.05$).

Conclusion: TOCAS may be useful for program evaluators and researchers who are interested in using a valid, reliable, and efficient method for assessing change in student behaviors.

Keywords: Adaptation, Factor, Rating, Structure, Teacher

*Shahram Vahedi

Associate professor of educational psychology, Tabriz University

Khalil Esmaeilpour

Assistant professor of educational psychology, Tabriz University

Farzaneh Hajipour

M.Sc. in educational psychology, Tabriz University

*Corresponding Author:

Faculty of psychology and educational sciences, Tabriz University, Tabriz, Iran
Tel: +984113392090
vahedi117@yahoo.com

Received: Jun. 01, 2011

Accepted: Dec. 05, 2011

Acknowledgement:

This study was approved by the research committee of Tabriz University. No grant has supported the present study and the authors had no conflict of interest with the results.

Vancouver referencing:

VahediSh, Esmaeilpour Kh, Hajipour F. A psychometric and structure evaluation of revised version of teacher observation of classroom adaptation scale. *Journal of Fundamentals of Mental Health* 2012; 14(1): 36-45.

مقدمه

رفتارهای ناسازگارانه‌ی کودکان به مشکلات فراوانی از قبیل کاهش عملکرد تحصیلی، عزت نفس پایین و افت تحصیلی در دوره‌های بعدی تحصیل دامن می‌زند (۱). شناسایی کودکان دارای مشکلات رفتاری در سنین پایین به مداخلات اثربخش در زمینه‌ی درمان و بهبود رفتار و جلوگیری از ادامه‌ی رفتارهای نامناسب تا سنین بزرگسالی منجر خواهد شد. به عنوان مثال، مشکلات درونی‌سازی^۱ مانند افسردگی، بدون مداخلات درمانی موثر باعث کندی و توقف رشد روانی کودک خواهد شد. هم‌چنین، رفتارهای برونی‌سازی^۲ مانند پرخاشگری، فرد را در سنین بزرگسالی در معرض رفتارهای ضداجتماعی و بزه‌کارانه قرار می‌دهد. مداخله‌ی تربیتی و درمانی کارا، مستلزم ارزیابی و سنجش رفتار کودک و شناخت محدودیت‌ها، نیازها و توانایی‌های او است. بنابراین، یکی از اهداف اصلی سنجش و ارزیابی، تسهیل تصمیم‌گیری در مورد مشکلات و تشخیص آن‌ها به منظور بهبود فرآیند درمان است (۲).

به طور کلی، بهبود عملکرد اجتماعی‌عاطفی دانش‌آموزان و شناسایی دانش‌آموزانی که در معرض ابتلا به نتایج منفی دراز مدت هستند، هدف مشترک بسیاری از محققان و مداخله‌گران پیشگیری است. معمولاً گزارش‌دهندگان رفتار کودک، پدران و مادران و آموزگاران هستند که مشاهدات خود را از رفتار کودک در یک مقیاس درجه‌بندی گزارش می‌کنند. سپس نتایج این مشاهدات با رفتار گروه هنجار مقایسه می‌گردد (۳). استفاده از چک‌لیست‌های مشکلات رفتاری برای تشخیص اختلالات رفتاری و عاطفی کودکان محاسن زیادی دارد که از آن جمله می‌توان از صرفه‌جویی در ارزیابی، روایی و پایایی مطلوب، سهولت تعیین شدت اختلال و طبقه‌بندی مشکلات نام برد (۴). مقیاس‌های متعددی در این راستا به وجود آمده‌اند که معروف‌ترین آن‌ها شامل مقیاس‌های درجه‌بندی که برای تشخیص در نظام طبقه‌بندی ابعادی به کار برده می‌شوند، چک‌لیست رفتاری کودک آخنباخ^۳

(CBSLI) (۵)، پرسش‌نامه‌ی رفتار کودکان^۴ راتر (CBQ)، مقیاس درجه‌بندی کانرز^۵ (۶) و چک‌لیست تجدید نظر شده‌ی مشکلات رفتاری^۶ کوای و پترسون (۷) هستند. سیاهه‌ی مشاهده‌ای معلم از رفتار انطباقی در کلاس^۷ (TOCA-C) به عنوان یک مقیاس کوتاه و معتبر برای شناسایی اختلالات رایج رفتاری در نظام آموزشی، کاربرد گسترده‌ای دارد. بیش از ۳۰ سال است که مقیاس مذکور تهیه شده و معلمان برای ارزیابی مشاهده‌ای رفتارهای دانش‌آموزان در کلاس درس از آن استفاده می‌کنند. طی این مدت، نسخه‌های مختلفی از آن مورد استفاده قرار گرفته است. نسخه‌ی اولیه TOCA (۸) توسط مرکز پژوهش مودلاون^۸ برای ارزیابی سازگاری اجتماعی تدوین شد. مقولات مقیاس مذکور، درجاتی از رفتارهای مربوط به نشانه‌شناختی بالینی را مد نظر قرار نمی‌داد، بلکه رفتارهای سازگارانه‌ی اجتماعی دانش‌آموزان سال اول را در کلاس درس ارزیابی می‌کرد. اما کارکنان آموزش‌دیده، ارزیابی‌های خود را با استفاده از مصاحبه‌ی ساخت‌یافته به دست می‌آوردند. TOCA توسط مرکز پیشگیری و مداخله‌ی زودهنگام جانز هاپکینز برای استفاده در یک مطالعه‌ی مداخله‌ی بزرگ در بالتیمور، مریلند دستخوش بازنگری اساسی قرار گرفته است. در نسخه‌ی تجدید نظر شده‌ی آن، رفتار فرد در کلاس درس بر اساس یک مقیاس ۶ درجه‌ای (از تقریباً هرگز تا تقریباً همیشه) ارزیابی می‌شود. برای کمک به همسانی، برخی از گویه‌ها به صورت معکوس نمره‌گذاری شده‌اند، به طوری که نمره‌ی بالاتر، منعکس‌کننده‌ی رفتار ناسازگارانه است. TOCA-R حاوی ۴۳ گویه از رفتارهای کلاس درس بود و ساختارهای اساسی سه عامل اصلی یعنی مشکلات توجه، رفتار پرخاشگرانه/مخرب و کم‌رویی حفظ شدند (۹). مشابه با نسخه‌ی اولیه‌ی TOCA، TOCA-R توسط ارزیاب آموزش‌دیده در یک مصاحبه‌ی رو در رو اجرا می‌شد. به این ترتیب که در این فرمت به سادگی، مصاحبه‌گر هر گویه‌ی مربوط به رفتار را می‌خواند و فراوانی مربوط به آن

^۴Children Behavior Questionnaire

^۵Conners' Teachers Rating Scales

^۶Revised Behavior Problem Checklist

^۷Teacher Observation of Classroom Adaptation-Checklist

^۸Woodlawn Research Center

^۱Internalize

^۲Externalize

^۳Child Behavior Checklist

آموزگاران عامل اصلی تغییر رفتار کودک هستند. از سوی دیگر درجه‌ی توافق نظر آموزگاران با دیگر متخصصان سلامت روان، در ارتباط با سلامت روانی کودکان بالا است (۶). در واقع، مشکلات رفتاری کودکان ممکن است منعکس‌کننده‌ی شرایط ویژه کلاس و مدرسه باشد. از این رو، شناسایی به موقع مشکلات رفتاری کودکان کلاس به کمک معلمان می‌تواند یک راهبرد موثر در ارتقای بهداشت روانی آن‌ها باشد. مقاله‌ی حاضر ضمن تغییر گویه‌های TOCA-C به صورت عبارتی، روایی و ساختار عاملی و ثبات درونی نمرات زیرمقیاس را ارزیابی می‌کند. هم‌چنین بررسی می‌کند آیا TOCA-R با سنجه‌های مشاهده‌ای والدین از نشانه‌های رفتار مخرب روایی همگرایی نشان می‌دهد؟ و آیا سه عامل، مشکلات توجه^۲ (CP)، رفتار مخرب^۳ (DB)، و رفتار جامعه‌پسند^۴ در بین گروه‌های جنسی تغییر پیدا می‌کند؟

روش کار

با توجه به اهداف، فرضیه و ماهیت مطالعه، روش تحقیق حاضر توصیفی تحلیلی است. جامعه‌ی آماری این پژوهش راندانش آموزان سوم و چهارم ابتدایی شهرستان تبریز در سال تحصیلی ۸۹-۱۳۸۸ تشکیل می‌دادند. آزمودنی‌های پژوهش حاضر شامل ۳۰۰ دانش‌آموز کلاس سوم و چهارم ابتدایی (۱۵۰ دختر و ۱۵۰ پسر) شهرستان تبریز بود که به صورت نمونه‌گیری خوشه‌ای تک مرحله‌ای انتخاب گردیدند. به این ترتیب که از بین مدارس ابتدایی مناطق پنج‌گانه‌ی آموزش و پرورش، از هر منطقه یک مدرسه‌ی دخترانه و یک مدرسه‌ی پسرانه و از هر مدرسه حدود ۳۰ دانش‌آموز کلاس سوم و چهارم به صورت تصادفی انتخاب شدند. تاباکنیک و فیدل^۵ معتقدند که برای بررسی ساختار عاملی، نمونه‌ی ۳۰۰ نفر، تعداد مناسبی است (۱۶).

قبل از اجرای پرسش‌نامه‌ها، در خصوص نحوه‌ی اجرا، جمع‌آوری و ارسال آن به محقق، آموزش‌های لازم به پرسشگران ارایه گردید. سپس در هر دبستان پرسشگران با هماهنگی مدیران مدرسه، پس از تشریح اهداف پژوهش از

که توسط معلم در یک مدت تعیین شده (یعنی سه هفته‌ی گذشته) مشاهده می‌شود، ثبت می‌گردد. ویژگی‌های روان‌سنجی OCA-R به طور گسترده مورد بررسی قرار گرفته است. پایایی آزمون‌بازآزمایی، طی فاصله‌ی زمانی ۴ ماهه توسط مصاحبه‌گران مختلف، ۰/۷۵ یا بالاتر از آن برای هر زیرمقیاس گزارش شده است و ضریب آلفا نیز برای هر یک از زیرمقیاس‌ها بیش از ۰/۸۰ محاسبه شده است (۹،۱۰). روایی پیش‌بینی TOCA-R نیز مورد بررسی قرار گرفته است. برای مثال، نمرات بالای زیرمقیاس پرخاشگرانه و مخرب در دوران مدرسه ابتدایی، میزان خشونت در نوجوانی (۱۱) و مجرمیت در دوران جوانی را به میزان زیاد پیش‌بینی می‌کند (۱۲،۱۳). اگر چه این مقیاس، اعتبار خوبی دارد اما اجرای آن نسبتاً پرهزینه و زمان‌بر است. در پاسخ به نگرانی‌های فراوان از بابت هزینه و زمان مورد نیاز برای اجرای نسخه‌ی مصاحبه‌ای TOCA در مطالعات پژوهشی گسترده، یک نسخه‌ی جدید چک‌لیستی، تحت عنوان سیاهه‌ی مشاهده‌ی معلم از رفتار انطباقی در کلاس (TOCA-C) توسط لیف، شولتز، کیز و لالونگو^۱ تنظیم گردید که می‌تواند در پژوهش‌های مبتنی بر مدرسه در سطح بسیار وسیع مورد استفاده قرار گیرد (۱۴).

مطالعات نشان دادند که ارزیابی رفتارها ممکن است بر حسب جنسیت کودکان تغییر یابد. برخی از محققان دریافتند که پسرها به احتمال زیادتری نسبت به دختران، رفتار مخرب را در مدرسه نشان می‌دهند (۱۵). از این رو، علاوه بر بررسی ساختار عاملی و ویژگی‌های روان‌سنجی، یکی از اهداف مقاله‌ی حاضر این است که کشف کنیم آیا ویژگی‌های سنجه‌ی TOCA-C نیز با جنسیت تغییر می‌یابد.

از آن جا که در مورد ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه‌ی تجدید نظر شده‌ی مقیاس مشاهده‌ی معلم از رفتار انطباقی در کلاس (TOCA-R) در ایران گزارشی منتشر نشده است، بررسی ساختار عاملی و پایایی آن از اهمیت فراوانی برخوردار است. از یک سو، ارزیابی رفتار کودک توسط معلمان کلاس‌های عادی از آن جهت دارای اهمیت است که آموزگاران وقت زیادی را با کودکان می‌گذرانند و در بسیاری از مواقع همین

²Concentration Problems

³Disruptive Behavior

⁴Prosocial Behavior

⁵Tabachnick and Fidell

¹Leaf, Schultz, Keys, and Ialongo

فریدمن-وینه^۵ و همکاران، ضرایب پایایی برای کل مقیاس را ۰/۹۴ و برای خرده‌مقیاس‌ها را بین ۰/۸۰ الی ۰/۹۰ برآورد کردند (۱۸).

در پژوهش حاضر، برای آماده‌سازی ابزارهای پژوهش، مقیاس‌های DBRS و TOCA-C نخست توسط پژوهشگران و دو نفر از اساتید مجرب روان‌شناسی تربیتی به طور جداگانه به فارسی ترجمه شد، سپس مقیاس‌های ترجمه شده توسط دو متخصص زبان انگلیسی به طور جداگانه به انگلیسی برگردانده شد. برای اطمینان بیشتر در مورد صحت ترجمه و مطابقت دو نسخه‌ی انگلیسی و فارسی طی یک جلسه‌ی مشترک، چالش‌های موجود رفع گردید. به این ترتیب، پس از چند مرحله بررسی، بازبینی و اعمال تغییرات و اصلاحات، روایی محتوایی این پرسش‌نامه به کمک دو نفر از اعضای هیئت علمی تایید گردید.

در این پژوهش، به منظور تعیین روایی سازه‌ای پرسش‌نامه از تحلیل تحلیل عاملی اکتشافی و همبستگی خرده‌آزمون‌ها با یکدیگر و با کل آزمون استفاده شد. برای تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار آماری SPSS نسخه‌ی ۱۸ استفاده شد.

نتایج

شرکت‌کنندگان در این پژوهش در دامنه‌ی سنی ۷ تا ۸ سال قرار داشتند. تعداد افراد نمونه از نظر توزیع جنسی به یک نسبت انتخاب شدند (۵۰ درصد دختر و ۵۰ درصد پسر).

هم‌چنین بیشترین فراوانی شرکت‌کنندگان از نظر وضعیت مالی خانواده، متوسط (۶۱/۳٪) بود و کمترین آنان را به لحاظ وضعیت مالی در حد عالی (۳٪) و ضعیف (۵٪) تشکیل می‌داد. ۶۰ درصد آزمودنی‌ها در بین خانواده‌های دو نفره، ۲۳ درصد در خانواده‌های تک نفره، ۱۱ درصد در سه نفره و ۳/۳ درصد در خانواده‌های ۴ الی ۶ نفره بودند. ۴۹ درصد افراد نمونه، اولین فرزند خانواده، ۳۹/۳ درصد دومین فرزند خانواده و بقیه‌ی افراد، سومین تا ششمین فرزند خانواده بودند.

روایی^۶ سازه‌ی نسخه‌ی تجدید نظر شده‌ی مقیاس مشاهده‌ی معلم از رفتار انطباقی در کلاس (TOCA-R)

آموزگاران کلاس‌های سوم و چهارم که تمایل به شرکت در مطالعه داشتند، درخواست کردند که حداکثر ۱۰ نفر از دانش‌آموزانی را که از آن‌ها شناخت کافی دارند، صرف نظر از وضعیت تحصیلی‌شان، انتخاب کرده و مقیاس مشاهده‌ی معلم از رفتار انطباقی در کلاس را برای آنان تکمیل نمایند. شمار پرسش‌نامه‌های تکمیل شده توسط هر آموزگار بین ۴ تا ۱۰ در نوسان بود. علاوه بر این، با هماهنگی معلمان، از دانش‌آموزان خواسته شد که والدین‌شان ابتدا فرم رضایت‌نامه را در برگه‌ی اول پرسش‌نامه به دقت مطالعه کنند، سپس در صورت علاقه‌مندی جهت شرکت در تحقیق، آن فرم را به انضمام مقیاس درجه‌بندی رفتار مخرب تکمیل کرده و ظرف یک هفته به پرسشگران، معلمان و یا مدیران تحویل دهند.

ابزارهای اندازه‌گیری:

الف) نسخه‌ی تجدید نظر شده‌ی مقیاس مشاهده‌ی معلم از رفتار انطباقی در کلاس: نسخه‌ی تغییر یافته‌ی چک‌لیست مشاهده‌ی معلم از رفتار انطباقی در کلاس درس از ۲۱ گویه تشکیل شده است که ۷ گویه‌ی آن مشکلات توجه، ۹ گویه رفتار مخرب و ۵ گویه رفتار جامعه‌پسندانه را می‌سنجد (۱۴). گویه‌های چک‌لیست در پژوهش حاضر به عبارت تبدیل شد. به هر گویه در یک طیف لیکرت ۶ درجه‌ای (هرگز تا تقریباً همیشه) پاسخ داده می‌شد. کوت، برادشو و لیف^۱ ضرایب پایایی کل این مقیاس را با استفاده از آلفای کرونباخ ۰/۹۶، برای خرده‌مقیاس‌های مشکلات توجهی ۰/۹۶، رفتار مخرب ۰/۹۳ و رفتار جامعه‌پسندانه ۰/۹۲ برآورد کردند (۳).

ب) مقیاس درجه‌بندی رفتار مخرب^۲ (DBRS): توسط بارکلی و مورفی^۳ تدوین گردید. این مقیاس، بر اساس ویرایش چهارم کتابچه‌ی تشخیصی و آماری اختلالات روانی^۴ (DSM-IV) نشانه‌های بیش‌فعالی و اختلالات رفتار ایدایی را در یک طیف ۴ درجه‌ای (۰=هرگز، ۱=گاهی اوقات، ۲=خیلی اوقات، ۳=بیشتر اوقات) مورد سنجش قرار می‌دهد. پاسخگویان وقوع رفتارها را در طی شش ماه گذشته ارزیابی می‌کنند (۱۷).

¹Koth, Bradshaw and Leaf

²Disruptive Behavior Rating Scale

³Barkley and Murphy

⁴Diagnostic and Statistical Manual for Mental Disorders-IV

⁵Friedman-Weieneth

⁶Validity

برای انتخاب عامل‌ها از چهار ملاک استفاده کردیم: ۱- ملاک ریشه‌ی نهفته^۱ که بر اساس این ملاک، فقط عواملی نگه داشته می‌شوند که مجموع مجذور بارهای عاملی آن‌ها (مقادیر ویژه) یک یا بیشتر از یک باشد، ۲- آزمون اسکری کتل، ۳- ملاک درصد واریانس تبیین شده و ۴- ملاک پیشین^۲ (۱۹). به منظور بررسی ماهیت روابط بین متغیرها و هم‌چنین دستیابی به تعاریف عامل‌ها، ضرایب بالاتر از ۰/۴۰ در تعریف عامل‌ها، مهم و بامعنا دانسته و ضرایب کمتر از این حدود، به عنوان صفر (عامل تصادفی) در نظر گرفته شد.

تحلیل عاملی اکتشافی: ابتدا برای اطمینان از عدم برابری ماتریس همبستگی با صفر در جامعه، از دو آزمون کیزر مایر اولکین (KMO) و آزمون کرویت بارتلت بهره گرفته شد که ضرایب به دست آمده‌ی KMO برای مقیاس تجدید نظر شده‌ی مشاهده‌ی معلم از رفتار انطباقی در کلاس برابر با ۰/۹۰ بود که کاملاً رضایت‌بخش می‌باشد. مقدار آزمون کرویت بارتلت (۴۵۴۲/۸۹) نیز با درجه‌ی آزادی (۲۱۰) از لحاظ آماری معنی‌دار بود ($P > ۰/۰۰۱$) که قابلیت سوالات پرسش‌نامه را برای تحلیل عاملی اکتشافی تایید می‌کند.

جدول ۱- شاخص آماری سؤال‌هایی نسخه‌ی تجدید نظر شده‌ی مقیاس مشاهده‌ی معلم از رفتار انطباقی در کلاس و محاسبه‌ی اولیه‌ی استخراج عامل‌ها از طریق روش تحلیل مولفه‌های اصلی

عامل	میانگین	انحراف معیار	همبستگی هر سؤال با کل سؤال	مقادیر ویژه	درصد واریانس تبیین شده	درصد تراکمی تبیین شده
۱	۱/۹۳	۰/۸۲	**۰/۷۷	۱۰/۳۸	۴۹/۴۱	۴۹/۴۱
۲	۱/۶۳	۱/۰۳	**۰/۷۱	۲/۲۰	۱۰/۴۳	۵۹/۸۳
۳	۱/۸۸	۱/۰۸	**۰/۷۷	۰/۹۶	۴/۵۹	۶۴/۴۳
۴	۱/۸۹	۱/۰۴	**۰/۶۶	۰/۹۰	۴/۱۳	
۵	۱/۹۹	۱/۰۷	**۰/۷۸	۰/۸۳	۳/۹۲	
۶	۱/۸۵	۱/۰۵	**۰/۷۳	۰/۷۶	۳/۶۳	
۷	۲/۰۱	۰/۹۵	**۰/۷۴	۰/۶۳	۲/۹۸	
۸	۱/۵۸	۱/۰۸	**۰/۷۰	۰/۵۶	۲/۶۸	
۹	۲/۲۱	۱/۰۵	**۰/۶۵	۰/۵۵	۲/۶۲	
۱۰	۲/۴۰	۱/۰۵	**۰/۵۲	۰/۴۷	۲/۲۲	
۱۱	۱/۸۰	۰/۹۹	**۰/۷۵	۰/۴۰	۱/۸۹	
۱۲	۲/۰۲	۱/۰۸	**۰/۷۱	۰/۳۷	۱/۷۵	
۱۳	۲/۵۴	۱/۱۴	**۰/۷۷	۰/۳۴	۱/۶۱	
۱۴	۱/۸۳	۱/۰۲	**۰/۷۵	۰/۳۲	۱/۵۲	
۱۵	۱/۹۵	۱/۰۹	**۰/۸۱	۰/۲۸	۱/۳۲	
۱۶	۱/۴۷	۰/۷۹	**۰/۶۴	۰/۲۴	۱/۱۵	
۱۷	۲/۳۵	۱/۲۲	**۰/۵۹	۰/۲۲	۱/۰۵	
۱۸	۱/۳۳	۰/۷۶	**۰/۵۵	۰/۲۰	۰/۹۳	
۱۹	۱/۷۹	۰/۹۳	**۰/۷۵	۰/۱۸	۰/۸۵	
۲۰	۱/۵۱	۰/۸۴	**۰/۶۱	۰/۱۵	۰/۷۳	
۲۱	۱/۶۰	۰/۸۳	**۰/۷۲	۰/۱۳	۰/۶۰	

افراد در نسخه‌ی تجدید نظر شده‌ی مقیاس مشاهده‌ی معلم از رفتار انطباقی در کلاس به ترتیب ۳۹/۵۴ و ۱۴/۶۰ می‌باشد. هم‌چنین بر اساس نتایج جدول ۱، همبستگی تک تک پرسش‌های مقیاس یاد شده با نمره‌ی کل از نظر آماری معنی‌دار بود ($P < ۰/۰۰۱$).

تمامی سوالات دارای بار عاملی بالاتر از ۰/۴۵ بودند. در این تحقیق عامل‌های استخراج شده بر اساس الگوی پیشنهادی کوت، برادشو و لیف (۳) و سه ملاک دیگر بوده است. همان گونه که در جدول ۳ دیده می‌شود، میانگین و انحراف معیار کل

^۲Priori Criterion

^۱Latent Root Criterion

جدول ۲- ماتریس عاملی چرخش یافته‌ی واریماکس مقیاس رفتار

انطباقی در کلاس با سه عامل به ترتیب صعودی از طریق تحلیل

مولفه‌های اصلی

بار عاملی عامل‌ها	گویه‌ها
۳ ۲ ۱	عامل اول: مشکلات بی‌توجهی
	۱- تمرکز دارد ۰/۸۳
	۳- توجه می‌کند ۰/۸۰
	۱۹- تکالیف خود را تکمیل می‌کند ۰/۷۶
	۱۱- به انجام تکالیف خود هم‌چنان ادامه می‌دهد ۰/۷۷
	۲۱- متناسب با توانایی خود یاد می‌گیرد ۰/۷۳
	۷- سخت‌کوش است ۰/۶۷
	۱۳- به راحتی حواسش پرت می‌شود ۰/۵۷
	عامل دوم: رفتارهای پرخاشگرانه
	۱۸- به وسایل و دارایی‌های دیگران آسیب می‌رساند ۰/۷۹
	۲۰- هم‌کلاسی‌های خود را مسخره می‌کند ۰/۷۹
	۱۲- بر سر دیگران داد و فریاد می‌زند ۰/۷۲
	۱۶- دروغ می‌گوید ۰/۷۱
	۱۵- دعوا و مشاجره می‌کند ۰/۷۰
	۸- به دیگران آسیب می‌رساند ۰/۷۰
	۱۰- زمانی که توسط بچه‌های دیگر تحریک می‌شود عصبانی می‌شود ۰/۶۰
	۴- قوانین را زیر پا می‌گذارد -/۵۰
	عامل سوم: رفتارهای جامعه‌پسندانه
	۵- مورد پذیرش هم‌کلاسی‌ها هست ۰/۷۲
	۹- همدلی و همدردی خود را نسبت به احساسات دیگران نشان می‌دهد ۰/۶۵
	۶- با دیگران سازگار نیست و با آن‌ها ارتباط ندارد ۰/۶۵
	۲- مهربان است ۰/۵۷
	۱۴- از سوی هم‌کلاس‌ها طرد می‌شود ۰/۵۲
	۱۷- دوستان زیادی دارد ۰/۵۱
۴/۵۹ ۱۰/۴۳ ۴۹/۴۱	درصد واریانس
۱ ۲/۲۰ ۱۰/۳۷	مقادیر ویژه

جدول ۳- میانگین، انحراف معیار، ضرایب همبستگی درونی و

ضریب آلفای کرونباخ خرده‌مقیاس‌های رفتار انطباقی در کلاس

خرده مقیاس‌ها	۱	۲	۳	میانگین	انحراف معیار	ضریب آلفا
مشکلات بی‌توجهی	۱			۱۱/۹۴	۵/۲۰	۰/۹۳
رفتارهای پرخاشگرانه	**/۶۰	۱		۱۴/۱۴	۵/۸۳	۰/۸۹
رفتارهای جامعه‌پسندانه	**/۷۸	**/۶۶	۱	۱۱/۸۶	۴/۸۱	۰/۸۶
کل مقیاس	**/۸۹	**/۸۶	**/۹۰	۳۹/۵۴	۱۴/۶۰	۰/۹۵

دامنه‌ی ضرایب به دست آمده به ترتیب برای مقیاس تجدید نظر شده‌ی مشاهده‌ی معلم از رفتار انطباقی در کلاس از ۰/۵۲ تا ۰/۷۷ در نوسان بوده است. به بیان دیگر، تمام پرسش‌های مقیاس از هماهنگی لازم برخوردارند. علاوه بر این، تحلیل عاملی به روش مولفه‌های اصلی به استخراج سه عامل با مقادیر ویژه‌ی بالاتر از یک منجر شد که ۶۴/۴۳ درصد واریانس را تبیین می‌نماید. بررسی نمودار اسکری پلات نیز نشان داد که فرضیه‌ی اولیه‌ی یک بعدی بودن، رد می‌شود. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که پرسش‌نامه‌ی مذکور یک مقیاس چند بعدی است. با این که منحنی حاصل از آزمون اسکری در نقطه‌ای مسطح گردید که ۳ عامل دارای مقدار ویژه‌ی بالاتر از ارزش یک را پیشنهاد می‌دهد و با توجه به قاعده‌ی مقادیر ویژه، مبانی نظری و همسو با پژوهش‌های پیشین سه عامل حفظ گردید.

همان گونه که در جدول ۱ و ۲ ملاحظه می‌شود عامل اول که شامل ۷ سؤال است، ۴۹ درصد از واریانس کل آزمون را تبیین می‌کند. بررسی محتوای این گویه‌ها نشان می‌دهد که محور مشترک آن‌ها به مشکلات توجه و تمرکز کودکان مربوط می‌باشد. این عامل را مشکلات توجه نام‌گذاری کردیم. عامل دوم دارای ۸ سؤال است و در مجموع، ۱۰ درصد واریانس کل آزمون را تبیین می‌کند. محتوای این ماده‌ها، مربوط به رفتارهای مخرب و پرخاشگرانه است. از این رو، این عامل، رفتارهای پرخاشگرانه نام گرفت. عامل سوم با ۶ سؤال به عنوان رفتارهای جامعه‌پسندانه نام‌گذاری گردید. این عامل نیز حدود ۵ درصد واریانس را تبیین می‌کند.

برای تعیین پایایی این مقیاس از روش آلفای کرونباخ و همبستگی بین نمرات در سه عامل و با کل مقیاس استفاده شد. دامنه‌ی ضریب همبستگی بین خرده‌مقیاس‌ها و نمره‌ی کل از ۰/۶۰ تا ۰/۹۰ متغیر است و همگی در سطح ۰/۰۱ معنی‌دار بودند. بر اساس نتایج جدول ۳، ضریب آلفا برای کل مقیاس ۰/۹۵ و برای خرده‌مقیاس‌های مشکلات توجه ۰/۹۳، رفتارهای پرخاشگرانه ۰/۸۹ و رفتارهای جامعه‌پسندانه ۰/۸۶ به دست آمد. نظر به این که ضرایب به دست آمده بالای ۰/۷۵ است، می‌توان گفت پرسش‌نامه‌ی مورد نظر از پایایی خوبی برخوردار است.

ابتدایی بررسی کرد. نتایج اغلب همسو با تحقیقات قبلی مانند کوت، برادشو و لیف است (۳) و ساختار سه عاملی (بی‌توجهی، پرخاشگری و رفتارهای جامعه‌پسندانه) را در بین کودکان حمایت نمود. در مورد همسانی درونی نسخه‌ی پرسش‌نامه، مقدار آلفا برای خرده‌مقیاس‌ها از ۰/۸۶ تا ۰/۹۵ متغیر بود و همه‌ی ضرایب بالای نقطه‌ی برشی برای اهداف پژوهشی است (۲۰). به نظر می‌رسد تبدیل نسخه‌ی چک‌لیست به مقیاس بر پایایی ابزار اثر کمی گذاشته است و تنظیم آن به صورت مقیاس، ساختاری مشابه با فرم مصاحبه‌ای یا نسخه‌ی چک‌لیستی آن دارد. بنابراین، مطالعه‌ی حاضر شواهدی فراهم کرد که TOCAS-R یک ابزار پایا است و می‌تواند در بین گروه‌های دانش‌آموزی به کار برده شود. هم‌چنین ممکن است برای ارزیابان برنامه و محققان علاقه‌مند به ارزیابی تغییر در رفتارهای دانش‌آموزان روشی موثر، معتبر، روا و مفید باشد.

علاوه بر این، همسو با نتایج تحقیقات قبلی، معلمان، پرخاشگری پسران را بیشتر از دختران ارزیابی کردند اما میزان رفتارهای جامعه‌پسندانه و بی‌توجهی را در بین دانش‌آموزان دختر و پسر یکسان ارزیابی نمودند. میانگین نمرات پسران در عامل‌های پرخاشگری کلامی تهاجمی و پرخاشگری فیزیکی تهاجمی بیشتر از دختران بودند (۴،۳). این نتایج همسو با یافته‌های تحقیقات از جمله کریک، کساس و ماشور^۱ (۲۱)، ریس^۲ و همکار (۲۲)، شهیم (۲۳)، مک‌ایوی و همکاران (نقل از ۲۳)، واحدی (۲۴)، کریک و گرات‌پیتتر^۳ (۲۵) و کریک و همکاران (۲۶) است که پسران در زمینه‌های پرخاشگری جسمانی و واکنشی، پرخاشگرتر از دختران هستند.

به طور کلی بر اساس یافته‌های به دست آمده می‌توان گفت که TOCAS-R ممکن است برای سایر ابزارهای متداول گزارش معلمان از رفتار کودکان که خیلی طولانی هستند مانند نظام ارزیابی رفتاری کودکان (۳) و نظام ارزیابی رفتاری آخنباخ (۵) که برای مقاصد بالینی به وجود آمده‌اند، جایگزین معتبر و با صرفه باشد. با توجه به این که پژوهش حاضر بر اساس داده‌های حاصل از نمونه‌ی دانش‌آموزان شهر تبریز است،

روایی همگرا: بررسی روایی مقیاس رفتار انطباقی در کلاس به شیوه‌ی ضریب همبستگی با مقیاس رفتار مخرب بارکلی و مورفی که دارای ۲۶ گویه است، ارتباط مثبت معنی‌داری بین تک تک سه زیرمقیاس رفتار انطباقی در کلاس با خرده‌مقیاس‌های رفتار مخرب نشان داد ($P < 0/05$). به این معنی که دانش‌آموزانی که در محیط‌های کلاسی، مشکلات پرخاشگری، بی‌توجهی و رفتارهای ناسازگارانه‌ی بیشتری از خود نشان می‌دادند، به نوعی در مقابل دستورات والدین نیز مقاومت منفی از خود نشان می‌دهند. یافته‌های یاد شده گویای روایی مقیاس پژوهش می‌باشد.

اثرات تفاوت‌های بین گروهی: به منظور بررسی تفاوت‌های ممکن بین گروهی در پاسخ به مقیاس رفتار انطباقی، ما تحلیل واریانس یک سویه (ANOVA) را با میانگین زیرمقیاس‌ها به عنوان متغیر وابسته و جنسیت آزمودنی‌ها به عنوان متغیر مستقل اجرا کردیم. نتایج نشان داد که در خرده‌مقیاس‌های مشکلات توجه (پسران $M=12/17$ ، $SD=5/12$ و دختران $M=11/71$ ، $SD=4/43$ ، $F(1,299)=0/59$ و $P > 0/05$) و رفتارهای جامعه‌پسندانه (پسران $M=12/01$ ، $SD=4/43$ و دختران $M=11/71$ ، $SD=5/17$ ، $F(1,299)=0/28$ و $P > 0/05$) تفاوت معنی‌داری بین پسران و دختران وجود ندارد، اما در خرده‌مقیاس پرخاشگری میانگین پسران $M=14/93$ ، $SD=6/45$ به طور معنی‌داری بیشتر از میانگین دختران $M=13/36$ ، $SD=5/04$ است ($F(1,299)=5/50$ و $P < 0/05$).

جدول ۴- ضرایب همبستگی ابعاد سه‌گانه‌ی مقیاس رفتار انطباقی

متغیرها	۱	۲	۳	۴	۵
مشکلات بی‌توجهی					
رفتارهای پرخاشگرانه	.۶۰**				
رفتارهای جامعه‌پسندانه	.۷۸**	.۶۶**			
رفتار بیش‌فعالی	.۵۰**	.۴۶**	.۴۸**		
رفتار بی‌اعتنایی مقابله‌ای	.۲۹**	.۴۰**	.۳۷**	.۷۱**	

$P < 0/01$ **

بحث و نتیجه‌گیری

به منظور دستیابی به یک مقیاس کوتاه، معتبر و مقرون به صرفه جهت ارزیابی ادراکات معلمان از رفتارهای کلاسی کودکان و سازگاری با موقعیت‌های آموزشی، پژوهش حاضر ویژگی‌های روان‌سنجی TOCA-C را در بین دانش‌آموزان

¹Crick, Casas and Mosher

²Rys

³Grotppeter

فقط قابل تعمیم به جامعه‌ی دانش‌آموزی این شهر است و پیشنهاد می‌گردد که پژوهش‌های آینده، ویژگی‌های روان‌سنجی این ابزار را با استفاده از نظریه‌ی کلاسیک در سایر شهرها، گروه‌های بزرگ قومی، زبانی و فرهنگی و یا با استفاده از آزمون سؤال پاسخ در یک نمونه‌ی بزرگ جمعیتی مورد بررسی قرار دهد. یکی دیگر از محدودیت‌ها، فقدان داده‌های مربوط به پایایی آزمون بازآزمایی است. زیرا کوت، برادشو و لیف (۳) نشان دادند میزان مشکلات رفتاری در طی فصول سال تغییر می‌کند. اگر چه این مطالعه همسانی درونی مقیاس را بالا نشان داد، ارایه‌ی شواهدی برای پایایی آزمون بازآزمایی به منظور ارزیابی این که آیا ساختار عاملی در دو بار اجرای آزمون یکسان می‌ماند یا نه مهم است.

References

1. Hale JB, How SK, Dewitt M, Coury DL. Discriminate validity of the Conners scales for ADHD subtype. *Curr Psychol* 2001; 20(3): 231-49.
2. Reitman D, Hummel R, Frantz DZ, Gross A. A review of methods and instruments for assessing externalizing disorders. *Clin Psychol Rev* 1998; 18(5): 555-84.
3. Koth WC, Bradshaw CP, Leaf PJ. Teacher observation of classroom adaptation-checklist: Development and factor structure. *Meas Eval Couns Dev* 2009; 42(1): 15-30.
4. Harris J, Tyre C, Wilkinson C. Using the child behavior checklist in ordinary primary schools. *Br J Educ Psychol* 1993; 63: 245-60.
5. Mina A. [A confirmatory factor analysis of teacher's report form (TRF)]. *Research on exceptional children* 2006; 6(3): 769-86. (Persian)
6. Shahaian A, Shahim S, Bashash L, Yousefi F. [Standardization, factor analysis and reliability of the Conners' parent rating scales for 6 to 11 years old children in Shiraz]. *Psychological studies* 2007; 3(3): 97-120. (Persian)
7. Shahim S, Yousefi F, Ghanbari M. [Psychometric characteristics of Quay-Peterson revised behavior problem checklist]. *Iranian journal of psychiatry and clinical psychology* 2008; 13(4): 350-8. (Persian)
8. Kellam SG, Branch JD, Agrawal KC, Ensminger ME. *Mental health and going to school: The Woodlawn Program of assessment, early intervention, and evaluation*. Chicago: University of Chicago; 1975: 3-6.
9. Werthamer-Larsson L, Kellam SG, Wheeler L. Effect of first-grade classroom environment on child shy behavior, aggressive behavior, and concentration problems. *Am J Commun Psychol* 1991; 19: 585-602.
10. Johns Hopkins Prevention Intervention Research Center. The first generation of JHU PIRC preventive intervention trials: Methods and measures. [cited 2006 Feb 19]. Available from: URL; http://www.jhsph.edu/prevention/Data/Cohort_1_and_2/methods_and_measures
11. Petras H, Chilcoat HD, Leaf PJ, Ialongo NS, Kellam SG. Utility of TOCA-R scores during the elementary school years in identifying later violence among adolescent males. *J Am Acad Child Adolesc Psychiatry* 2004; 43(1): 88-96.
12. Schaeffer CM, Petras H, Ialongo N, Masyn KE, Hubbard S, Poduska J, et al. A comparison of girls' and boys' aggressive-disruptive behavior trajectories across elementary school: Prediction to young adult antisocial outcomes. *J Consult Clin Psychol* 2006; 74: 500-10.

13. Schaeffer CM, Petras H, Ialongo N, Poduska J, Kellam S. Modeling growth in boys' aggressive behavior across elementary school: Links to later criminal involvement, conduct disorder, and antisocial personality disorder. *Dev Psychol* 2003; 6: 1020-35.
14. Leaf PJ, Schultz D, Keys S, Ialongo N. The teacher observation of classroom adaptation-checklist (TOCA-C). Baltimore: Johns Hopkins Center for the Prevention of Youth Violence; 2002: 13-7.
15. Putallaz M, Bierman KL. Aggression, antisocial behavior, and violence among girls: A developmental perspective. New York: Guilford; 2004: 137-61.
16. Tabachnick BG, Fidell LS. Using multivariate statistics. 4th ed. New York: Harper Collins; 2001: 588.
17. Barkley RA, Murphy KR. Attention-deficit hyperactivity disorder: A clinical workbook. New York: Guilford; 1998: 133.
18. Friedman-Weieneth JL, Doctoroff GL, Harvey AE, Goldstein LH. The disruptive behavior rating scale-parent version (DBRS-PV) factor analytic structure and validity among young preschool children. *J Attention Disord* 2009; 13(1): 42-55.
19. Henson RK. Understanding internal consistency reliability estimates: A conceptual primer on coefficient alpha. *Meas Eval Couns Dev* 2001; 34: 177-89.
20. Hair JF, Anderson RE, Tatham RL, Black WC. Multivariate data analysis (5th ed). Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall; 1998: 66-518.
21. Crick NR, Casas JF, Mosher M. Relational and overt aggression in preschool. *Dev Psychol* 1997; 33(4): 579-88.
22. Rys GS, Bear GG. Relational aggression and peer relations: Gender and developmental issues. *Merrill-Palmer Quarterly* 1997; 43(1): 87-106.
23. Shahim S. [Overt and relational aggression among elementary school children]. *Psychological research* 2006; 9: 1-2. (Persian)
24. Vahedi S, Fathiazar S, Hosseini-Nasab SD, Moghaddam M. [Validity and reliability of the aggression scale for preschoolers]. *Journal of fundamentals of mental health* 2008; 10(1): 15-24. (Persian)
25. Crick NR, Grotpeter JK. Relational aggression, sex, and social psychological adjustment. *Child Dev* 1995; 66: 710-22.
26. Crick NR, Ostrov JM, Burr JE, Cullerton-Sen C, Yeh EJ, Ralston P. A longitudinal study of relational and physical aggression in preschool. *J Appl Dev Psychol* 2006; 27: 254-68.

مقاله‌ی پژوهشی

ارتباط نوع زایمان با افسردگی پس از زایمان

خلاصه

مقدمه: افسردگی پس از زایمان شیوع بالایی داشته، طیف وسیعی از علل از جمله نوع زایمان در سبب‌شناسی آن مطرح می‌باشند. لذا پژوهش حاضر با هدف بررسی ارتباط نوع زایمان با شیوع افسردگی پس از زایمان انجام شد.

روش کار: در این مطالعه‌ی تحلیلی آینده‌نگر در سال‌های ۸۶-۱۳۸۵، ۴۲۰ زن مراجعه‌کننده به مراکز بهداشتی‌درمانی شهرستان آمل که شرایط ورود به مطالعه را داشتند، به روش نمونه‌گیری غیر احتمالی انتخاب شدند و در سه ماه آخر بارداری، پرسش‌نامه‌ی افسردگی ادینبورگ را تکمیل نمودند. زنان با نمره‌ی بالاتر از ۱۲ از مطالعه خارج شدند. ۳۰۰ نمونه در دو و هشت هفته بعد از زایمان پی‌گیری و مقیاس افسردگی پس از زایمان ادینبورگ (EPDS) و فرم‌های مصاحبه مربوط به اطلاعات جمعیت‌شناسی، زایمان، بعد از زایمان و نوزاد را تکمیل نمودند. تحلیل آماری با نرم‌افزار SPSS و آزمون‌های مجذور خی، تی، من‌ویتنی و مدل خطی عمومی انجام شد.

یافته‌ها: بین دو گروه از نظر تحصیلات، شغل، وضعیت اقتصادی، رضایت از حمایت همسر و خانواده و حاملگی خواسته و ناخواسته، اختلاف آماری معنی‌داری وجود نداشت. شیوع افسردگی در دو هفته بعد از زایمان ۱۰/۳ درصد و در هشت هفته بعد از زایمان ۱۳ درصد بوده است و بین دو گروه از نظر شیوع و میانگین نمره‌ی افسردگی در دو و هشت هفته بعد از زایمان، اختلاف آماری معنی‌داری وجود نداشت.

نتیجه‌گیری: با توجه به شیوع بالای افسردگی پس از زایمان، غربالگری، شناسایی و ارزیابی این اختلال مهم است. آموزش زنان در دوران بارداری در رابطه با این اختلال توسط مراقبان بهداشتی باید مد نظر قرار گیرد.

واژه‌های کلیدی: افسردگی پس از زایمان، دوره‌ی بعد از زایمان، زایمان،

سزارین، مهبل

مریم نیک‌پور

کارشناسی ارشد مامایی، عضو هیئت علمی دانشکده‌ی پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی بابل

زهرا عابدیان

کارشناسی ارشد مامایی، عضو هیئت علمی دانشکده‌ی پرستاری و مامایی، دانشگاه علوم پزشکی مشهد

نعمه مخبر

مرکز تحقیقات روان‌پزشکی و علوم رفتاری، دانشیار گروه روان‌پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی مشهد

زهرا خالقی

کارشناسی ارشد مامایی، دانشگاه علوم پزشکی زنجان

سیده زهرا بنی‌حسینی

کارشناسی ارشد مامایی، مربی دانشگاه علوم پزشکی بابل

سعید ابراهیم‌زاده

کارشناسی ارشد آمار زیستی، دانشکده‌ی پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی مشهد

*مؤلف مسئول:

ایران، مشهد، دانشگاه علوم پزشکی مشهد، دانشکده‌ی

پرستاری و مامایی مشهد، گروه مامایی

abedianz@mums.ac.ir

تلفن: ۰۹۱۵۵۰۳۰۳۳۷

تاریخ وصول: ۹۰/۱/۳۱

تاریخ تایید: ۹۰/۸/۱۴

پی‌نوشت:

از معاونت‌های محترم پژوهشی دانشگاه‌های علوم پزشکی مشهد و مازندران (طرح مشترک با کد ۸۵۳۹۴) جهت حمایت‌های مالی و از همکاری مسئولان محترم مراکز درمانی بهداشتی منتخب، تشکر می‌شود. منافع شخصی نویسندگان با موضوع مطالعه ارتباطی نداشته است.

Original Article

Relationship between delivery method and postpartum depression

Abstract

Introduction: Postpartum depression is a prevalent disorder with different etiologies, among them mode of delivery. The present study was conducted to determine relationship between mode of delivery and depression in women at 2 and 8 weeks postpartum.

Materials and Methods: In this prospective analytic study (2007-2008), a total of 420 women visited at health centers in Amol city who met inclusion criteria were recruited through non-probability sampling and filled the questionnaire of Edinburgh postpartum scale (EPDS) during the third trimester of pregnancy. Women who had EPDS score >12 were excluded. Three hundred cases were followed 2 and 8 weeks postpartum and completed questionnaires on demographics, delivery, postpartum, and infant characteristics and Edinburgh postpartum depression scale. Data were analyzed using by SPSS software, chi-square, T-test, Mann-Whitney, and Linear regression.

Results: There was no significant difference between two groups in their education, occupation, economic status, and wanted/unwanted pregnancy, satisfaction from husband and family support. At 2nd week postpartum, prevalence of postpartum depression was 10.3% and there was no significant difference between 2 groups. At 8th week postpartum the prevalence of depression was 13% and there was no significant difference between the 2 groups in the mean score of postpartum depression at 2nd, 8th weeks.

Conclusion: Regarding the high prevalence of postpartum depression, the screening, recognition and assessment of this disorder is important. Health care providers should consider educating women during pregnancy and postpartum.

Keywords: Cesarean, Delivery, Postpartum depression, Postpartum period, Vagina

Maryam Nikpour

M.Sc. in midwifery, Membership of scientific board of faculty of medicine, Babol University of Medical Sciences

**Zahra Abedian*

M.Sc. in midwifery, Membership of scientific board of nursing and midwifery, Mashhad University of Medical Sciences

Naghmeh Mokhber

Psychiatry and Behavioral Sciences Research Center, Associate professor of psychiatry, Mashhad University of Medical Sciences

Zahra Khaleghi

M.Sc. in midwifery, Zanzan University of Medical Sciences

Seyede Zahra Banihosseini

M.Sc. in midwifery, Babol University of Medical Sciences

Saeed Ebrahimzadeh

M.Sc. in biostatistics, Faculty of medicine, Mashhad University of Medical Sciences

*Corresponding Author:

Department of midwifery, Faculty of nursing and midwifery, Mashhad University of Medical Sciences, Mashhad, Iran

abedianz@mums.ac.ir

Tel: +989155030337

Received: Apr. 20, 2011

Accepted: Nov. 05, 2011

Acknowledgement:

This study was approved and financially supported by vice chancellors of Mashhad and Mazandaran Universities of Medical Sciences. The authors had no conflict of interest with the results.

Vancouver referencing:

Nikpour M, Abedian Z, Mokhber N, Khaleghi Z, Ebrahimzadeh S, Hosseini Z. Relationship between delivery method and postpartum depression. Journal of Fundamentals of Mental Health 2012; 14(1): 46-53.

مقدمه

در مقابل، یافته‌های پژوهش چا‌آیا^۲ و همکاران (۲۱) و سلم‌لینان و همکاران (۱۵)، نشان داد که افسردگی در زنان تحت سزارین نسبت به زنان با زایمان طبیعی، کمتر است. هم‌چنین بعضی از محققین به این نتیجه رسیدند که بین نوع زایمان با افسردگی بعد از زایمان ارتباطی وجود ندارد (۲۴). با توجه به متفاوت بودن نتایج بررسی‌های انجام شده و ناشناخته ماندن این اختلال در بیش از ۵۰ درصد موارد که می‌تواند مشکلات متعددی را برای مادر و کودک به وجود بیاورد (۲۵)، شناسایی عوامل موثر در بروز این اختلال بسیار ضروری به نظر می‌رسد، لذا این تحقیق با هدف تعیین ارتباط نوع زایمان با افسردگی از زایمان در زنان مراجعه‌کننده به مراکز بهداشتی‌درمانی آمل در دو و هشت هفته بعد از زایمان انجام گرفت.

روش کار

در این مطالعه‌ی تحلیلی آینده‌نگر از تیرماه ۱۳۸۵ تا فروردین‌ماه ۱۳۸۶ در مراکز بهداشتی‌درمانی منتخب شهر آمل انجام شد. ۴۲۰ زن باردار مراجعه‌کننده به مراکز بهداشتی‌درمانی به روش نمونه‌گیری غیر احتمالی وارد مطالعه شدند. تعیین حجم نمونه بر اساس مطالعه‌ی پایلوت (جهت به دست آوردن میانگین و انحراف معیار جمعیت مورد پژوهش) و سپس از فرمول اختلاف میانگین برآورد شد. معیارهای ورود شامل سن بین ۱۶-۳۵ سال، نداشتن مشکلات روانی، طبی، مامایی و تجربه‌ی رویداد تنش‌زای شدید در ۹ ماه گذشته و عدم استفاده از سیگار و مواد مخدر بود. مهم‌ترین معیارهای خروج از مطالعه شامل انجام سزارین اورژانسی، بستری نوزاد یا مادر در بیمارستان، داشتن کودک بیمار یا معلول و سابقه‌ی جدایی از والدین قبل از سن ۱۵ سالگی، بود.

پس از توضیح و اخذ رضایت کتبی به افراد واجد شرایط، نحوه‌ی تکمیل پرسش‌نامه آموزش داده می‌شد. در سه ماه آخر بارداری، مقیاس افسردگی پس از زایمان ادینبورگ^۳ توسط واحد پژوهش تکمیل می‌گردید. در صورتی که نمره‌ی افسردگی مساوی یا بیشتر از ۱۳ بود، واحد پژوهش از مطالعه حذف شده و به یک روان‌پزشک ارجاع داده می‌شد ولی اگر

دوره‌ی بعد از زایمان، زمانی است که بیشترین خطر برای بروز اختلالات خلقی شامل اندوه، افسردگی و سایکوز وجود دارد. افسردگی پس از زایمان یک مشکل شایع و قابل درمان با تاثیرات گسترده بر مادر و خانواده می‌باشد که بعضی از زنان پس از تولد نوزاد خود، آن را تجربه می‌کنند (۱). افسردگی پس از زایمان با احساس غمگینی، ناتوانی از لذت بردن، تحریک‌پذیری و عصبانیت و کاهش اعتماد به نفس مشخص می‌گردد (۲). میزان شیوع افسردگی پس از زایمان در مطالعات انجام شده در جهان بین صفر تا ۶۰ درصد (۳،۴) و در ایران بین ۴۰-۱۶ درصد گزارش شده است (۷-۵). افسردگی پس از زایمان تاثیر منفی چشمگیری بر تمام ابعاد کیفیت زندگی مادر می‌گذارد (۸-۱۰). ادامه اختلال و عدم تشخیص به موقع آن منجر به تطابق غیر موثر مادر با کودک (۱۱) همسر و خانواده و در نتیجه، عدم توانایی انجام وظایف مادری و همسری می‌گردد که در صورت تشدید منجر به تراژدی خودکشی مادر یا فرزندکشی می‌گردد (۱۲). یافته‌های گوناگون و متفاوتی در شیوع و سبب‌شناسی این اختلال گزارش گردیده است از جمله‌ی آن‌ها می‌توان از سابقه‌ی افسردگی (۱۷-۱۳)، سابقه‌ی افسردگی در خانواده (۱۴،۱۳)، ناخواسته بودن حاملگی (۱۳،۱۴،۱۸)، حاملگی اول (۱۴،۱۳)، نوع زایمان (۲۱-۱۹)، تعارضات با همسر (۲۲،۲۱،۱۴،۱۳)، عدم حمایت از همسر (۲۳)، بستری شدن نوزاد، بستری شدن مادر بعد از زایمان به هر علت (۱۳،۱۴) را می‌توان نام برد.

همان‌طور که ذکر شد نوع زایمان از عوامل خطر ساز افسردگی پس از زایمان مطرح شده است. پژوهش‌های انجام شده در این زمینه نتایج متفاوت و متضادی را در پی دارد. نتایج مطالعه‌ی انجام شده توسط آپونگ^۱ و همکاران نشان داد زنانی که به طریق سزارین نوزاد خود را به دنیا می‌آورند شانس بیشتری برای ابتلا به افسردگی پس از زایمان دارند (۱۹). دولتیان و همکاران و فرزاد و همکاران نیز در بررسی‌های خود به این نتیجه رسیدند که سزارین، زنان را برای ابتلا به افسردگی پس از زایمان مستعدتر می‌کند (۱۷،۲۰).

^۲Chaaya^۳Edinburgh Postpartum Depression Scale^۱Ukpong

خانواده و پذیرش حاملگی، اختلاف آماری معنی داری وجود نداشت.

ولی بین دو گروه از نظر سن، نوع مالکیت منزل، زمان و مکان زایمان و زندگی با افراد دیگر خانواده، اختلاف آماری معنی داری یافت شد (جدول ۱). میانگین سنی در گروه زایمان مهلبی $(24/23 \pm 4/34)$ سال) کمتر از گروه زایمان با سزارین $(26/23 \pm 4/73)$ سال) بود. ($P < 0/001$)

جدول ۱- توزیع فراوانی مطلق و نسبی خصوصیات فردی و

اجتماعی زنان در دو گروه زایمان مهلبی و سزارین

گروه	زایمان مهلبی	زایمان سزارین	P
تحصیلات مادر	ابتدایی	۲۰ (۱۳/۵)	۰/۲۵
	راهنمایی	۳۶ (۲۴)	
	دبیرستان	۷۳ (۴۹/۳)	
	دانشگاهی	۱۹ (۱۲/۸)	
شغل مادر	خانه دار	۱۲۹ (۸۷/۲)	۰/۶
	شاغل	۱۹ (۱۲/۸)	
پذیرش حاملگی	خواسته	۱۳۲ (۸۹/۲)	۰/۲۴
	ناخواسته	۱۶ (۱۱/۸)	
رضایت از روابط زناشویی	خیلی راضی	۳۷ (۲۵)	۰/۴
	راضی	۱۰۱ (۶۸/۲)	
	ناراضی	۱۰ (۶/۸)	
رضایت از حمایت همسر	خیلی راضی	۵۸ (۳۹/۲)	۰/۴
	راضی	۸۵ (۵۷/۴)	
	ناراضی	۵ (۳/۴)	
مکان زایمان	بیمارستان دولتی	۱۳۹ (۹۳/۹)	۰/۰۵
	بیمارستان خصوصی	۹ (۶/۱)	
زمان زایمان	روز	۸۱ (۵۵/۱)	۰/۰۰
	شب	۶۶ (۴۴/۹)	

نتایج پژوهش نشان داد در دو هفته بعد از زایمان، شیوع افسردگی ۱۰/۳ درصد (گروه زایمان طبیعی ۹/۵٪ و گروه سزارین انتخابی ۱۱/۳٪) بود و بین دو گروه از نظر شیوع افسردگی بعد از زایمان، اختلاف آماری معنی داری یافت نشد. (نمودار ۱)

در دو هفته بعد از زایمان، میانگین نمره افسردگی بر اساس پرسشنامه ادینبورگ در گروه زایمان طبیعی $7/58 \pm 4/64$ و در گروه سزارین $8/19 \pm 4/06$ بود و بین دو گروه اختلاف آماری معنی داری وجود نداشت (جدول ۲).

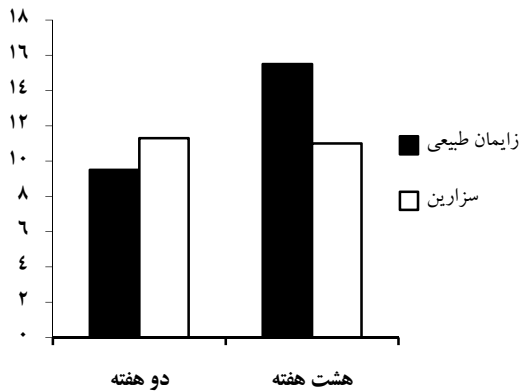
نمره افسردگی پایین تر از ۱۳ بود از واحد پژوهش درخواست می شد که دو هفته و سپس هشت هفته بعد از زایمان به مرکز بهداشتی درمانی مورد نظر مراجعه کند. ۴۰ نفر به علت سزارین اورژانسی، ۵۸ نفر به علت بستری شدن نوزاد در بیمارستان، ۱۲ نفر به علت عدم همکاری و دسترسی و ۱۴ نفر به علت عدم تکمیل پرسشنامه از مطالعه حذف شدند. در دو هفته بعد از زایمان ۳۰۰ نفر (۱۵۵ نفر در گروه زایمان طبیعی، ۱۴۶ نفر در گروه زایمان سزارین انتخابی) و در هشت هفته بعد از زایمان ۲۹۰ نفر (۱۴۸ نفر در گروه زایمان طبیعی و ۱۴۲ نفر در گروه زایمان سزارین انتخابی) فرم های مصاحبه پرسشنامه ی پژوهش را تکمیل نمودند.

فرم های مصاحبه شامل اطلاعات فردی، خانوادگی، مامایی، زایمان، بعد از زایمان و نوزاد بود. مقیاس افسردگی ادینبورگ از ۱۰ سوال ۴ گزینه ای تشکیل شده که حداقل نمره ی آن، صفر و حداکثر ۳۰ می باشد. هر سوال، امتیازی بین صفر تا ۳ بر اساس شدت علائم به خود اختصاص می دهد. نمره ی پایین تر، نشان دهنده ی وضعیت بهتر فرد و نمره ی بالای ۱۲، وجود احتمالی اختلال افسردگی را نشان می دهد. این ابزار، پرسشنامه ی معتبری برای سنجش افسردگی پس از زایمان است (۲۶) و پذیرش آن توسط مادران ۱۰۰ درصد گزارش شده است (۲۷). روایی این پرسشنامه در مطالعه ی منتظری در ایران تایید شده است (۲۸). روایی فرم های مصاحبه توسط تعدادی از اعضای هیئت علمی دانشگاه علوم پزشکی مشهد روایی محتوا شد. پایایی پرسشنامه ی ادینبورگ با روش سنجش ثبات درونی (آلفا کرونباخ) $\alpha = 0/92$ تایید و پایایی سایر فرم های مصاحبه از طریق آزمون مجدد، ۹۰ درصد به دست آمد. تجزیه و تحلیل آماری با SPSS ویرایش ۱۴ و آزمون های مجذور خی، تی، من ویتنی و مدل خطی عمومی انجام و سطح معنی داری در آزمون ها ۰/۰۵ و ضریب اطمینان ۹۵ درصد در نظر گرفته شد.

نتایج

در پژوهش حاضر، بین دو گروه از نظر میزان تحصیلات مادر و پدر، شغل مادر، سطح درآمد خانواده، رضایت در روابط زناشویی، جنس نوزاد، رضایت حمایت از همسر و افراد

و به صورت جدی ارتباط مادر با کودک را تحت تاثیر قرار دهد و منجر به تاخیر شناختی و هیجانی و حتی منجر به غفلت از کودک شده (۲) و در مجموع، تاثیر گسترده‌ای بر سلامت و رفاه کودک داشته باشد (۲۹).



نمودار ۲- توزیع فراوانی واحدهای پژوهش بر اساس تقسیم‌بندی مقیاس افسردگی ادینبرگ در هشت هفته بعد از زایمان به تفکیک گروه

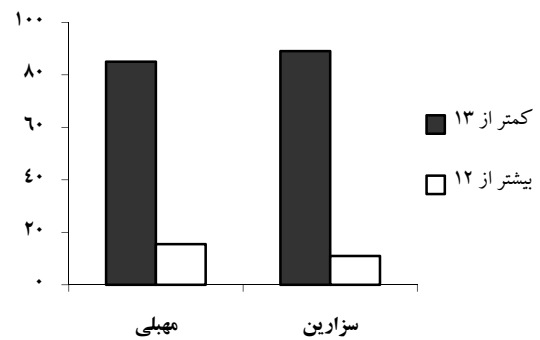
یافته‌های پژوهش، گویای شیوع افسردگی ۱۰ و ۱۳ درصد به ترتیب در دو و هشت هفته پس از زایمان در زنان مراجعه‌کننده به مراکز بهداشتی‌درمانی شهر آمل می‌باشد.

بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به ابعاد افسردگی بعد از زایمان و اثرات متعدد و چندین جانبه‌ی آن بر روی مادر و کودک، خانواده، زندگی زناشویی، وضعیت شغلی و در نهایت اثرگذاری در اجتماع و نقش داشتن در اقتصاد خانواده و جامعه بایستی با تامل بیشتری به این عارضه اندیشید (۱۷).

اغلب زنانی که از این اختلال رنج می‌برند درمانی دریافت نمی‌کنند و ممکن است برای بیش از یک سال پس از زایمان افسرده باقی بمانند که این وضعیت می‌تواند بر ارتباط با همسر تاثیر منفی بگذارد و به صورت جدی ارتباط مادر با کودک را تحت تاثیر قرار دهد و منجر به تاخیر شناختی و هیجانی و حتی منجر به غفلت از کودک گردد (۲) و در مجموع تاثیر گسترده‌ای بر سلامت و رفاه کودک داشته باشد (۲۹).

شیوع افسردگی پس از زایمان در مطالعه‌ی حاضر از بررسی‌های زنگنه و همکاران (۱۸) و فرزاد و همکاران (۱۷) پایین‌تر می‌باشد



نمودار ۱- توزیع فراوانی واحدهای پژوهش بر اساس تقسیم‌بندی مقیاس افسردگی ادینبرگ در دو هفته بعد از زایمان به تفکیک گروه در هشت هفته بعد از زایمان، شیوع افسردگی ۱۳ درصد (گروه زایمان طبیعی ۱۵/۵۰٪ و در گروه سزارین انتخابی ۱۱٪) بود و بین دو گروه از نظر شیوع افسردگی در هشت هفته بعد از زایمان، اختلاف آماری معنی‌دار وجود نداشت (نمودار ۲).

هم‌چنین میانگین نمره‌ی افسردگی در گروه زایمان طبیعی $6/60 \pm 4/67$ و در گروه سزارین $6/60 \pm 4/75$ بود و بین دو گروه، اختلاف آماری معنی‌داری یافت نشد (جدول ۲).

جدول ۲- مقایسه میانگین و انحراف معیار افسردگی در دو و هشت هفته بعد از زایمان در دو گروه زایمان مهبلی و سزارین

گروه	زایمان مهبلی		سزارین		P
	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	
نمره‌ی افسردگی در دو هفته بعد از زایمان	۷/۵۸	۴/۶۴	۸/۱۹	۴/۰۶	۰/۰۶۶
نمره‌ی افسردگی در هشت هفته بعد از زایمان	۶/۱۴	۴/۶۷	۶/۶۰	۴/۷۵	۰/۳۷

با حذف اثر متغیرهایی که در این پژوهش همسان نبودند با آزمون مدل خطی عمومی بین دو گروه، اختلاف آماری معنی‌داری نبوده است. بحث با توجه به ابعاد افسردگی بعد از زایمان و اثرات متعدد و چندین جانبه‌ی آن بر روی مادر و کودک، خانواده، زندگی زناشویی، وضعیت شغلی و در نهایت اثرگذاری در اجتماع و اقتصاد خانواده و جامعه بایستی با تامل بیشتری در مورد این عارضه اندیشید (۱۷). اغلب زنانی که از این اختلال رنج می‌برند، درمانی دریافت نکرده و ممکن است برای بیش از یک سال پس از زایمان، افسرده باقی بمانند که این وضعیت می‌تواند بر ارتباط با همسر تاثیر منفی گذاشته

مطالعات مطابقت داشته اما با نتایج بررسی‌های آپونگ (۱۹)، آدوایا^۴ (۳) و دولتیان و همکاران (۲۰) و فرزاد و همکاران (۱۷) هم‌خوانی ندارد. آپونگ در پژوهش خود به این نتیجه رسید که زایمان از طریق سزارین یکی از عوامل اصلی بروز افسردگی پس از زایمان می‌باشد (۱۹). در مطالعه‌ی دولتیان و همکاران که با هدف ارتباط نوع زایمان با افسردگی پس از زایمان انجام شد، میزان افسردگی در گروه زایمان با عمل سزارین دو برابر زایمان مهلبی بود (۲۰).

نتایج مطالعه‌ی فرزاد و همکاران هم نشان داد که افسردگی در گروه سزارین بالاتر بوده است که با مطالعه حاضر هم‌خوانی ندارد (۱۷). در مطالعه‌ی دولتیان و همکاران و فرزاد و همکاران سزارین‌های اورژانسی و انتخابی در مجموع بررسی شدند، اما در مطالعه‌ی حاضر فقط موارد سزارین انتخابی مورد بررسی قرار گرفتند (۱۷، ۲۰). در سزارین اورژانسی با توجه به تنش ناشی از جراحی و عدم آگاهی مادر برای سزارین، احتمال افسردگی پس از زایمان قابل توجه می‌باشد. هم‌چنین عدم استفاده یا استفاده‌ی کم از شیوه‌ی زایمان بی‌درد در زایمان طبیعی همراه با تنش بوده که این تنش می‌تواند در افزایش افسردگی پس از زایمان طبیعی دخالت کند. در برخی از مراکز بهداشتی‌درمانی، امکانات لازم در ایجاد محیط آرام برای تکمیل فرم‌ها توسط نمونه‌ها وجود نداشت که این امر می‌تواند از محدودیت‌های این مطالعه باشد. نتایج مطالعه‌ی حاضر نشان داد که میانگین نمره‌ی افسردگی بین دو گروه زایمان طبیعی و سزارین در دو و هشت هفته بعد از زایمان، اختلاف آماری معنی‌داری نداشت؛ ولی با توجه به این که مادران باردار در دوران بارداری از نظر افسردگی غربالگری شدند می‌توان نتیجه گرفت افسردگی پس از زایمان شیوع بالایی دارد که می‌تواند بر سلامت مادر، نوزاد و کل خانواده تاثیرگذار باشد. از آن جا که مداخله‌ی زودرس و پی‌گیری دقیق و درمان، با بهترین پیش‌آگهی همراه است لذا ضرورت غربالگری افسردگی پس از زایمان، پی‌گیری دقیق و درمان این زنان توجه داشته و می‌تواند از تبعات عدم تشخیص به موقع بیماری در زنان شیرده جلوگیری نماید.

ولی با نتایج چانداران^۱ و همکاران (۳۰) و خدادادی (۵) هم‌خوانی دارد. چانداران و همکاران، افسردگی پس از زایمان را در تمام کشورها به میزان شایعی گزارش نمودند اما در رابطه با عوامل خطر، تفاوت‌هایی بین بررسی‌های گوناگون دیده می‌شود که مهم‌ترین این تفاوت‌ها، علل فرهنگی می‌باشند. بک زندگی مردم منطقه‌ی مورد پژوهش و حمایت‌های اجتماعی خویشان از زن در طی بارداری و بعد از زایمان می‌تواند توجه‌کننده‌ی شیوع کمتر افسردگی باشد.

به طوری که تقریباً ۹۰ درصد از مادران در هر دو گروه از حمایت خانواده و ۸۰ درصد از حمایت همسر خود، راضی بودند. تحقیقات نشان می‌دهند که بین حمایت همسر و خانواده‌ها با مادران و افسردگی پس از زایمان، ارتباط معنی‌داری وجود دارد (۲۳). از سویی تفاوت موجود در شیوه‌ی اجرای این مطالعه را نباید از نظر دور داشت. در مطالعه‌ی حاضر، واحدهای پژوهش در بدو ورود به مطالعه (سه ماه سوم بارداری) با مقیاس ادینبورگ ارزیابی شده و مادرانی که نمره‌ی بالای ۱۲ داشتند از پژوهش حذف شدند. احتمالاً این موضوع هم بر کاهش شیوع افسردگی پس از زایمان در این مطالعه موثر بوده است.

نتایج پژوهش نشان داد که در دو و هشت هفته بعد از زایمان بین نوع زایمان و افسردگی پس از زایمان، اختلاف آماری معنی‌داری مشاهده نشد.

نتایج مطالعه‌ی پاتل^۲ و همکاران که تعداد ۱۰۹۳۱ مادر باردار را در دوران بارداری و سپس در هشت هفته پس از زایمان با مقیاس ادینبورگ ارزیابی کردند، نشان داد که ارتباط معنی‌داری بین نوع زایمان (سزارین انتخابی و زایمان طبیعی) و افسردگی پس از زایمان وجود ندارد (۲۲). در مطالعه‌ی تامپسون^۳ و همکاران هم ارتباط معنی‌داری بین سزارین و افسردگی پس از زایمان یافت نشد (۲۳). هم‌چنین در بررسی انجام شده توسط شریفی و همکاران، میانگین نمره‌ی افسردگی بین دو گروه زایمان طبیعی و سزارین اختلاف آماری معنی‌داری نداشت (۲۴). نتایج پژوهش حاضر با نتایج این

¹Chandaran

²Patel

³Thompson

⁴Adewuya

References

1. Gale S, Harlow BL. Postpartum mood disorders: A review of clinical and epidemiological factors. *J Psychosom Obstet Gynecol* 2003; 24(4): 257-66.
2. Tannous L, Gigante LP, Fucus SC, Busnello ED. Postnatal depression in Southern Brazil: Prevalence and its demographic and socioeconomic determinants. *BMC Psychiatry* 2008; 8: 1.
3. Adewuya AO, Fatoye FO, Ola BA, Ijaodola OR, Ibigbami SM. Sociodemographic and obstetric risk factors for postpartum depressive symptoms in Nigerian women. *J Psychiatr Pract* 2005; 11(5): 353-8.
4. [Latorre-Latorre JF, Contreras-Pezzotti LM, Herran-Falla OF. [Postnatal depression in a Colombian city: Risk factors]. *Aten Primaria* 2006; 37(6): 332-8. (Spanish)
5. Khodadadi N, Mahmodi H, Mirhaghi N. [Relationship postpartum depression social psychiatry disorders]. *Journal of Ardabil University of Medical Sciences* 2008; 8(2): 142-8. (Persian)
6. Kheirabadi GR, Maracy MR, Barekatin M, Salehi M, Sadri GH, Kelishadi M, et al. Risk factors of postpartum depression in rural areas of Isfahan Province, Iran. *Arch Iran Med* 2009; 12(5): 461-7.
7. Azimi Lolaty H, Hsaini SH, Khalilian A, Zaghani M. Prevalence and predictors of postpartum depression among pregnant women referred to mother-child care clinic. *Res J Biol Sci* 2007; 2(3): 285-90.
8. Posmontier B. Functional status outcomes in mothers with and without postpartum depression. *J Midwifery Womens Health* 2008; 53: 310-8.
9. Detychey C, Briancon S, LIghezzolo J, Spitz E, Kabuth B de luigi V, et al Quality of life, postnatal depression and baby gender *Clinical nursing* 2007; 17: 312-22.
10. Talbot J. The year book of psychiatry and applied mental health. Philadelphia: Mosby; 2001: 39-200.
11. Lowdermilk L, Perry E, Bobak M. Maternity and women health care. 7th ed. Philadelphia: Mosby; 2000: 940-64.
12. World Health Organization. World Health Report 2001. Mental health: New understanding, new hope. Geneva World Health Organization 2001. Available from: URL; http://books.google.com/books?id=GQEdA+World+Health+Report+2001.+Mental+health:New+understanding,+new+hope.+GenevaWorld+Health+Organization+2001.&source=bl&ots=dRHRLdlvF&sig=mPM03izcDFj8CtriZNRBwxilacU&hl=en&sa=X&ei=YfsoT_qnfejP4QTixKTCAw&ved=0CEEQ6AEwBQ#v=onepage&q&f=false
13. Mallikarjun PK, Oyebode F. Prevention of postnatal depression. *J R Soc Health* 2005; 125(5): 221-6.
14. Cunningham FG, Leveno KJ, Bloom SR, Haultz J, Gilstrap LC, Wenstrom KO. William's obstetrics. 22th ed. New York: McGraw Hill; 2005: 708.
15. Salmalian H, Nasiri Amiri F, Kheyrkhan F. [Prevalence of pre and postpartum depression symptoms and some related factors]. *Journal of Babul University of Medical Sciences* 2008; 10(3): 67-75. (Persian)
16. Khamseh F. [Evaluation of psycho-social factors affecting in post-partum depression]. *Kowsar medical journal* 2002; 7(4): 327-31. (Persian)
17. Farzad M, Ghazi Mirsaeid SB. [Association between type of delivery and maternal blue]. *Journal of Shahid Beheshti University of Medical Sciences* 2005; 29(4): 331-5. (Persian)
18. Zanganeh M, Shams N, Alizadeh K, Rezaei M, Pormher S. [Postpartum depression and its relationship with unwanted pregnancy and baby gender]. *Journal of Kurdistan University of Medical Sciences* 2009; 14: 65-71. (Persian)
19. Ukpong DI, Owolabi AT. Postpartum emotional distress: A controlled study of Nigerian women after caesarean child birth. *J Obstet Gynaecol* 2006; 26: 127-9.
20. Dolatian M, Maziar P, Alavi Majd H, Yazdjerdi M. [The relationship between mode of delivery and postpartum depression]. *Journal of reproduction and infertility* 2006; 7(3): 260-8. (Persian)
21. Chaaya M, Campbell OM, El Kak F, Shaar D, Harb H, Kaddour A. Post partum depression: Prevalence and determinants in Lebanon. *Arch Women Ment Health* 2002; 5: 65-72.
22. Patel RR, Murphy DJ, Peters TJ. Operative delivery and postnatal depression: A cohort study. *BMJ* 2005; 330(7496): 879.
23. Thompson JF, Roberts CI, Currie M, Ellwood DA. Prevalence and persistence of health problems after child birth: Associations with parity and method of birth. *Birth* 2002; 29(2): 83-94.

24. Sharifi KH, Soki Z, Akbari H, Sharifi M. [The relationship between mode of delivery and postpartum depression]. *Feyz journal of Kashan University of Medical Sciences* 2007; 12(1): 50-5. (Persian)
25. Jones H, Venis J. Postpartum psychiatric disorder. *J Psychosoc Nurs* 2001; 12: 25-9.
26. Eberhard-Gran M, Eskild A, Tambs K, Opjordsmoen S, Samuelsen SO. Review of validation studies of the Edinburgh postnatal depression scale. *Acta Psychiatr Scand* 2001; 104(4): 243-9.
27. Castanon SC, Pinto LJ. Use the postnatal depression scale to detect postnatal depression. *Rev Med Chill* 2008; 136: 851-8.
28. Montazeri A, Torkan B, Omidvar S. The Edinburgh postnatal depression scale (EPDS): translation and validation study of the Iranian version. *BMC Psychiatry* 2007; 11: 293-7.
29. Suri R, Burt VK. The assessment and treatment of postpartum psychiatric disorders. *J Pract Psychiatr Behav Health* 1997; 3: 67-77.
30. Chandran M, Tharyan P, Muliyl J, Abraham S. Postpartum depression in a cohort of women from a rural area of Tamil Nadu India: Incidence and risk factor. *Br J Psychiatry* 2002; 181: 499-504.

مقاله‌ی پژوهشی

مقایسه‌ی کیفیت زندگی بیماران مبتلا به اختلال دوقطبی با افراد سالم

خلاصه

مقدمه: هدف از این انجام این پژوهش، مقایسه‌ی کیفیت زندگی بین بیماران مبتلا به اختلال دوقطبی و افراد سالم جامعه می‌باشد.

روش کار: در این مطالعه‌ی مقطعی، ۱۰۰ بیمار مبتلا به اختلال دوقطبی که بنا به تایید روان‌پزشک در فاز یوتایمیک بیماری به سر می‌بردند، با استفاده از پرسش‌نامه‌ی ۳۶ گویه‌ای سنجش سلامت عمومی (SF-36) مورد ارزیابی قرار گرفتند. جهت مقایسه‌ی این گروه با افراد سالم جامعه، یک گروه شاهد که از بین همراهان بیماران و کارکنان بیمارستان انتخاب شده بودند نیز با استفاده از همین پرسش‌نامه مورد بررسی قرار گرفتند. یافته‌های مطالعه با استفاده از آزمون تی و ضریب همبستگی پیرسون مورد بررسی قرار گرفتند. این مطالعه در سال ۸۹-۱۳۸۸ در درمانگاه تخصصی اعصاب و روان بیمارستان آموزشی حافظ شهر شیراز انجام گردید.

یافته‌ها: مقایسه‌ی کیفیت زندگی در بیماران دوقطبی با افراد گروه شاهد، بیانگر وضعیت بدتر بیماران در مقایسه با گروه شاهد در حیطه‌های عملکرد جسمی ($P=0/022$)، درد جسمی ($P<0/0001$)، سلامت عمومی ($P<0/0001$)، عملکرد اجتماعی ($P<0/0001$) و سلامت روانی ($P<0/0001$) بود. در گروه بیماران، یافته‌های حاصل از مطالعه نشان‌دهنده‌ی وضعیت مطلوب‌تر زنان نسبت به مردان در حیطه‌ی سرزندگی بود ($P=0/046$). هم‌چنین از لحاظ مشکلات احساسی نیز در گروه بیماران، افراد متأهل و مجرد نسبت به بیماران مطلقه شرایط بهتری را گزارش کردند (به ترتیب $P=0/013$ ، $P=0/01$).

نتیجه‌گیری: اختلال دوقطبی علاوه بر اثرات شناخته شده‌ی نامطلوبی که در دوره‌های افسردگی و مانیا بر کیفیت زندگی فرد دارد، حتی در فاز یوتایمیک بیماری نیز بر جنبه‌های عمده‌ای از کیفیت زندگی بیمار تاثیر می‌گذارد.

واژه‌های کلیدی: اختلال دوقطبی، سلامت، کیفیت زندگی

شهین طوبایی

دانشیار گروه روان‌پزشکی، مرکز تحقیقات روان‌پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی شیراز

نگین هادی

دانشیار گروه پزشکی اجتماعی، مرکز تحقیقات روان‌پزشکی و مرکز تحقیقات علوم اعصاب، دانشگاه علوم پزشکی شیراز

آروین هدایتی

دستیار روان‌پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی شیراز

علی منتظری

استاد پژوهشی، گروه پژوهشی سلامت روان، پژوهشکده‌ی علوم بهداشتی جهاد دانشگاهی، دانشگاه تهران

مؤلف مسئول:

ایران، شیراز، خیابان زند، دانشکده‌ی پزشکی،

گروه پزشکی اجتماعی

hadin@sums.ac.ir

تلفن: ۰۷۱۱۲۳۵۴۴۳۱

تاریخ وصول: ۸۹/۱۰/۱۵

تاریخ تایید: ۹۰/۸/۱۴

پی‌نوشت:

این مطالعه پس از تایید کمیته‌ی پژوهشی دانشگاه علوم پزشکی شیراز و بدون حمایت مالی نهاد خاصی انجام شده و با منافع نویسندگان ارتباطی نداشته است. از معاونت پژوهشی دانشگاه علوم پزشکی شیراز و مرکز تحقیقات روان‌پزشکی این دانشگاه به دلیل همکاری در اجرای پژوهش و سرکار خانم مریم‌السادات وحدانی‌نیا به دلیل همکاری در تجزیه و تحلیل داده‌ها قدردانی نمایند. این مقاله برگرفته از پایان‌نامه‌ی خانم دکتر زهرا هاشم‌پور می‌باشد که از همکاری ایشان تشکر می‌گردد.

Original Article

Comparison of health related quality of life between bipolar patients and healthy people

Abstract

Introduction: The aim of this research was comparison of bipolar patients' quality of life with healthy population.

Materials and Methods: This research was done on 100 bipolar patients whose euthymic state was documented by a psychiatrist. They were evaluated with use of quality of life-short form 36 questionnaire (QOL-SF-36). As control group, a control group which was selected from patients' visitors and hospital staff was evaluated with this questionnaire. Data were analyzed using T-test and Pearson correlation coefficient. This study was done in psychiatric clinic of Shiraz Hafez Hospital in 2010-2011.

Results: Results show that patients are in a worse condition than normal population in aspects of quality of life such as" physical function ($P=0.022$), body pain ($P<0.0001$), general health ($P<0.0001$), social function ($P<0.0001$), and mental health ($P<0.0001$). In patients group, results of ANOVA and Pearson correlation coefficient show that females are in better state of vitality than males. Single and married patients are in better condition of emotional-role than those who are divorced (respectively $P=0.013$ and $P=0.010$).

Conclusion: Not only bipolar patients' quality of life is disturbed in manic and depressive episodes, but also in euthymic phase of the disorder, main domains of quality of life are affected.

Keywords: Bipolar disorder, Health, Quality of life

Shahin Toubaei

Associate professor of psychiatry,
Psychiatry Research Center, Shiraz
University of Medical Science

**Negin Hadi*

Associate professor of community
medicine, Psychiatry Research
Center and Neurosciences Research
Center, Shiraz University of Medical
Science

Arvin Hedayati

Resident of psychiatry, Shiraz
University of Medical Science

Ali Montazeri

Professor of research, Mental health
research, Health Sciences Research
Institute of University Jihad, Tehran
University

***Corresponding Author:**

Department of community medicine,
Faculty of medicine, Zand Ave.,
Shiraz, Iran

hadin@sums.ac.ir

Tel: +987112354431

Received: Jan. 05, 2011

Accepted: Dec. 05, 2011

Acknowledgement:

This study was approved by research committee of Shiraz University of Medical Sciences. No grant has supported this present study and the authors had disclosed no conflict.

Vancouver referencing:

Toubaei Sh, Hadi N, Hedayati A, Montazeri A. Comparison of health related quality of life between bipolar patients and healthy controls. Journal of Fundamentals of Mental Health 2012; 14(1): 54-63.

مقدمه

اختلال دوقطبی بیماری مزمن پیچیده‌ای است که مشخصه‌ی آن دوره‌های تکرارشونده‌ی افسردگی و مانیا یا هیپومانیا می‌باشد (۱). این اختلال در جامعه شایع است، به گونه‌ای که شیوع طیف اختلالات دوقطبی در کل دوره‌ی زندگی بین ۲/۸ تا ۶/۵ درصد مطرح می‌شود (۲). بیماری دوقطبی، ششمین عامل ناتوانی در سراسر دنیا در گروه سنی بزرگسالان جوان محسوب می‌شود (۳). احتمال بروز خودکشی در بیماران مبتلا به این اختلال بالا و در حدود ۱۵ درصد است (۴،۵). همچنین مطالعات مختلف بیانگر هزینه‌ی اجتماعی بالایی است که بر اثر این بیماری بر مراقبان بیمار و نیز خود بیمار (به صورت کاهش قدرت کارایی و مولد بودن) تحمیل می‌شود (۹-۶).

تخریب عملکردی حاصل از بیماری طی فازهای مانیا و افسردگی در مطالعات مختلف به اثبات رسیده است (۱۰). حتی مطالعات جدید، بیانگر احتمال بروز تغییرات عملکردی در طی دوره‌ی یوتایمیک بیماری نیز می‌باشند (۱۱). مطالعات طولی گذشته‌نگر نشان می‌دهند که کمتر از نیمی از بیماران دوقطبی، پاسخ طولانی‌مدت مطلوبی به درمان داشته‌اند و حتی در صورت ادامه‌ی درمان بسیاری از بیماران به بهبودی کامل دست نیافته (۱) و در عین حال بسیاری از بیماران نیز پذیرش پایینی برای درمان‌های دارویی مداوم دارند (۱). خصایص خود بیماری یعنی بروز دوره‌های مکرر افسردگی و مانیا، برحیطه‌های مختلف زندگی و کیفیت زندگی فرد از جمله شرایط اجتماعی، شغلی، عملکردی و احساس خوب بودن وی تاثیر می‌گذارد (۱۲).

کیفیت زندگی، دامنه‌ای از نیازهای عینی هر انسانی است که مرتبط با درک شخصی وی از احساس خوب بودن به دست می‌آید. کیفیت مطلوب زندگی به معنای فقدان بیماری نیست، بلکه به معنای احساس خوب بودن در زمینه‌های متعدد روانی، اجتماعی، عملکردی و روحی می‌باشد (۱۲). سازمان بهداشت جهانی، کیفیت زندگی را این گونه تعریف می‌کند: درک افراد از موقعیت خود در زندگی در ساختار فرهنگ و سیستم ارزشی که در آن زندگی می‌کنند و در ارتباط با اهداف، انتظارات، استانداردها و موارد قابل اهمیت برای آن‌ها (۱۳).

اندازه‌گیری کیفیت زندگی در کارهای پژوهشی کاربردهای مختلفی دارد و به عنوان ابزاری مفید در اندازه‌گیری دو مقوله‌ی عملکردی و بهبودی یا تخریب سیستماتیک روانی به کار می‌رود (۱۴). جهت ارزیابی کیفیت زندگی، ابزارهای مختلفی چون پرسش‌نامه‌ی ۱۰۰ گویه‌ای کیفیت زندگی سازمان بهداشت جهانی^۱ (WHO-QOL-100)، فرم کوتاه شده‌ی کیفیت زندگی سازمان بهداشت جهانی^۲ (WHO-QOL-BREF)، پرسش‌نامه‌ی ۳۶ گویه‌ای سنجش سلامت عمومی^۳ (SF-36)، پرسش‌نامه‌ی ۲۰ گویه‌ای سنجش سلامت عمومی (SF-20)، پرسش‌نامه‌ی ۱۲ گویه‌ای سنجش سلامت عمومی (SF-12) و ... وجود دارند که هر یک کیفیت زندگی را در حیطه‌های مختلف جسمی و روانی مورد سنجش قرار می‌دهند (۱۴). البته بنا به مطالعات انجام گرفته یکی از بهترین ابزارهای سنجش کیفیت زندگی در بیماران دوقطبی، پرسش‌نامه‌ی ۳۶ گویه‌ای سنجش سلامت عمومی (SF-36) می‌باشد (۱۵). این پرسش‌نامه با ۳۶ گویه در ۸ بعد سلامت شامل عملکرد جسمی، محدودیت نقش به علت مشکلات جسمی، درد جسمانی، سلامت عمومی، محدودیت نقش به علت مشکلات احساسی، سلامت روانی، سرزندگی و عملکرد اجتماعی، کیفیت زندگی را مورد سنجش قرار می‌دهد.

آگاهی از این که بیماران مبتلا به اختلال دوقطبی تا چه اندازه احساس خوب بودن دارند و در کدام ابعاد چنین احساسی حاصل نمی‌گردد، می‌تواند در شناخت بهتر این بیماری و برنامه‌ریزی‌های درمانی راهگشا باشد. با توجه به این که در رابطه با موضوع کیفیت زندگی در بیماران دوقطبی در کشور ایران، مطالعات اندکی انجام گرفته است. در این مطالعه، پژوهشگران بر آن شدند که کیفیت زندگی این گروه از بیماران را مورد ارزیابی قرار دهند تا با شناخت حیطه‌هایی از زندگی این افراد که بیشتر در این اختلال درگیر می‌شوند، بتوانند در راستای ارتقای سلامت این دسته از بیماران گامی موثر برداشته باشند.

¹World Health Organization-Quality of Life Assessment-100

²World Health Organization-Quality of Life Assessment-BREF

³Health Survey and The International Quality of Life Assessment-36

روش کار

در این مطالعه‌ی تحلیلی آینده‌نگر از تیرماه ۱۳۸۵ تا فروردین‌ماه ۱۳۸۶ در مراکز بهداشتی‌درمانی منتخب شهر آمل انجام شد. ۴۲۰ زن باردار مراجعه‌کننده به مراکز بهداشتی‌درمانی به روش نمونه‌گیری غیر احتمالی وارد مطالعه شدند. تعیین حجم نمونه بر اساس مطالعه‌ی پایلوت (جهت به دست آوردن میانگین و انحراف معیار جمعیت مورد پژوهش) و سپس از فرمول اختلاف میانگین برآورد شد. معیارهای ورود شامل سن بین ۳۵-۱۶ سال، نداشتن مشکلات روانی، طبی، مامایی و تجربه‌ی رویداد تنش‌زای شدید در ۹ ماه گذشته و عدم استفاده از سیگار و مواد مخدر بود. مهم‌ترین معیارهای خروج از مطالعه شامل انجام سزارین اورژانسی، بستری نوزاد یا مادر در بیمارستان، داشتن کودک بیمار یا معلول و سابقه‌ی جدایی از والدین قبل از سن ۱۵ سالگی، بود.

پس از توضیح و اخذ رضایت کتبی به افراد واجد شرایط، نحوه‌ی تکمیل پرسش‌نامه آموزش داده می‌شد. در سه ماه آخر بارداری، مقیاس افسردگی پس از زایمان ادینبورگ^۱ توسط واحد پژوهش تکمیل می‌گردید. در صورتی که نمره‌ی افسردگی مساوی یا بیشتر از ۱۳ بود، واحد پژوهش از مطالعه حذف شده و به یک روان‌پزشک ارجاع داده می‌شد ولی اگر نمره‌ی افسردگی پایین‌تر از ۱۳ بود از واحد پژوهش درخواست می‌شد که دو هفته و سپس هشت هفته بعد از زایمان به مرکز بهداشتی‌درمانی مورد نظر مراجعه کند. ۴۰ نفر به علت سزارین اورژانسی، ۵۸ نفر به علت بستری شدن نوزاد در بیمارستان، ۱۲ نفر به علت عدم همکاری و دسترسی و ۱۴ نفر به علت عدم تکمیل پرسش‌نامه از مطالعه حذف شدند. در دو هفته بعد از زایمان ۳۰۰ نفر (۱۵۵ نفر در گروه زایمان طبیعی، ۱۴۶ نفر در گروه زایمان سزارین انتخابی) و در هشت هفته بعد از زایمان ۲۹۰ نفر (۱۴۸ نفر در گروه زایمان طبیعی و ۱۴۲ نفر در گروه زایمان سزارین انتخابی) فرم‌های مصاحبه و پرسش‌نامه‌ی پژوهش را تکمیل نمودند.

فرم‌های مصاحبه شامل اطلاعات فردی، خانوادگی، مامایی، زایمان، بعد از زایمان و نوزاد بود. مقیاس افسردگی ادینبورگ

از ۱۰ سؤال ۴ گزینه‌ای تشکیل شده که حداقل نمره‌ی آن، صفر و حداکثر ۳۰ می‌باشد. هر سؤال، امتیازی بین صفر تا ۳ بر اساس شدت علائم به خود اختصاص می‌دهد. نمره‌ی پایین‌تر، نشان‌دهنده‌ی وضعیت بهتر فرد و نمره‌ی بالای ۱۲، وجود احتمالی اختلال افسردگی را نشان می‌دهد. این ابزار، پرسش‌نامه‌ی معتبری برای سنجش افسردگی پس از زایمان است (۲۶) و پذیرش آن توسط مادران ۱۰۰ درصد گزارش شده است (۲۷). روایی این پرسش‌نامه در مطالعه‌ی منتظری در ایران تایید شده است (۲۸). روایی فرم‌های مصاحبه توسط تعدادی از اعضای هیئت علمی دانشگاه علوم پزشکی مشهد روایی محتوا شد. پایایی پرسش‌نامه‌ی ادینبورگ با روش سنجش ثبات درونی (آلفا کرونباخ) $\alpha=0/92$ تایید و پایایی سایر فرم‌های مصاحبه از طریق آزمون مجدد، ۹۰ درصد به دست آمد. تجزیه و تحلیل آماری با SPSS ویرایش ۱۴ و آزمون‌های مجذور خی، تی، من‌ویتنی و مدل خطی عمومی انجام و سطح معنی‌داری در آزمون‌ها ۰/۰۵ و ضریب اطمینان ۹۵ درصد در نظر گرفته شد.

نتایج

در این مطالعه ۱۰۰ نفر بیمار (۴۶ مرد و ۵۴ زن) و ۱۰۰ نفر در گروه شاهد (۵۱ مرد و ۴۹ زن) مورد ارزیابی قرار گرفتند. حداقل سن در گروه بیماران ۱۶ سال و حداکثر سن ۶۰ سال بود. میانگین سنی این گروه ۳۳/۶۷ سال با انحراف معیار ۱۰/۷۳ سال بود. در گروه شاهد نیز حداقل و حداکثر سن شرکت کنندگان به ترتیب ۲۰ و ۵۸ سال با میانگین ۳۲/۱۵ سال و انحراف معیار ۹/۱۲ سال بود. نتایج اطلاعات جمعیت‌شناختی بیماران و گروه شاهد در جدول ۱ ذکر شده است.

در مقایسه‌ی دو گروه بیمار و شاهد از لحاظ ابعاد مختلف کیفیت زندگی، در بعد عملکرد جسمی، گروه بیماران نسبت به گروه شاهد، وضعیت نامطلوب‌تری را گزارش کردند. این تفاوت از لحاظ آماری معنی‌دار بود ($P=0/022$). در دو بعد درد جسمانی و سلامت عمومی نیز گروه بیماران از مشکلات بیشتری در مقایسه با گروه شاهد شکایت داشتند ($P<0/001$). در محدوده‌ی عملکرد اجتماعی نیز گروه بیماران، نمرات پایین‌تری را نسبت به گروه شاهد دریافت کرده

¹Edinburgh Postpartum Depression Scale

جدول ۴ حاوی یافته‌های مذکور است. مقایسه‌ی تفاوت جنسیت در گروه شاهد در ابعاد مختلف کیفیت زندگی، تفاوت معنی‌داری را بین دو جنس نشان نداد. هم‌چنین بین زنان دو گروه بیمار و شاهد و نیز مردان این دو گروه از لحاظ ابعاد مختلف کیفیت زندگی از نظر آماری تفاوت معنی‌داری گزارش نشد.

از لحاظ توزیع سنی بیماران و گروه شاهد در سه دسته‌ی سنی کمتر از ۳۰ سال، ۳۰ تا ۴۵ سال و بالاتر از ۴۵ سال مورد مقایسه قرار گرفتند. ارزیابی‌های آماری، تفاوتی را بین این سه دسته‌ی سنی در هر گروه بیمار و شاهد نشان نداد. دو گروه بیمار و شاهد نیز در هر دسته‌ی سنی با هم تفاوتی نداشتند. از نظر سطح تحصیلات، سطوح تحصیلی مختلف در هر یک از گروه‌های بیمار و شاهد با هم مقایسه شدند که تفاوت معنی‌داری را نشان ندادند. هم‌چنین هر سطح تحصیلی نیز بین دو گروه بیمار و شاهد با هم مقایسه گردید، ولی تفاوتی بین نتایج آماری دیده نشد. از لحاظ وضعیت شغلی نیز تفاوتی بین گروه‌های شغلی مختلف و بین دو گروه بیمار و شاهد وجود نداشت.

جدول ۲- مقایسه‌ی میانگین و انحراف معیار نمرات ابعاد مختلف کیفیت زندگی بر اساس پرسش‌نامه‌ی ۳۶ گویه‌ای سنجش سلامت عمومی در بیماران مبتلا به اختلال دوقطبی و گروه شاهد

ابعاد کیفیت زندگی	بیماران (میانگین+انحراف معیار)	گروه شاهد (میانگین+انحراف معیار)	P
عملکرد جسمی	۷۳/۳۰+۲۶/۶۴	۸۱/۸۰+۲۵/۴۷	۰/۰۲۲
نقش فیزیکی	۵۶/۰۰+۳۵/۰۱	۵۳/۲۵+۳۳/۸۳	۰/۵۷۳
درد بدنی	۵۸/۶۲+۲۵/۱۹	۷۱/۴۴+۲۰/۹۵	۰/۰۰۰
سلامت عمومی	۵۷/۱۶+۲۴/۱۴	۶۹/۹۲+۱۹/۱۹	۰/۰۰۰
سرزندگی	۵۶/۶۵+۲۱/۶۰	۵۹/۳۵+۱۷/۲۱	۰/۳۳۰
عملکرد اجتماعی	۵۱/۶۲+۲۴/۷۸	۷۳/۷۵+۲۰/۶۸	۰/۰۰۰
نقش احساسی	۴۴/۰۰+۳۴/۴۵	۴۹/۰۰+۳۲/۶۳	۰/۲۹۳
سلامت فکری	۵۷/۶۰+۱۷/۶۱	۶۶/۶۰+۱۳/۷۲	۰/۰۰۰

بحث و نتیجه‌گیری

نتایج مطالعه‌ی حاضر، نشانگر وضعیت بدتر بیماران در حیطه‌های عملکرد جسمی، درد جسمانی، سلامت عمومی و عملکرد اجتماعی و سلامت روانی در مقایسه با افراد گروه شاهد بود. مولفه‌ی سلامت جسمی شامل سئوالاتی در ابعاد عملکرد جسمی، درد جسمانی، سلامت عمومی و مشکلات جسمی است. بعد عملکرد جسمی، توانایی‌های فرد را در زمینه‌ی انجام

بودند ($P < ۰/۰۰۰۱$) و از لحاظ سلامت روانی بین دو گروه بیمار و شاهد تفاوت معنی‌داری وجود داشت ($P < ۰/۰۰۰۱$) به این معنا که بیماران در این بعد، نمرات کمتری را کسب کردند.

جدول ۱- تعداد و درصد گروه بیماران مبتلا به اختلال دوقطبی و شاهد بر حسب اطلاعات جمعیت‌شناختی

متغیر	بیماران (تعداد و درصد)	شاهد (تعداد و درصد)
جنسیت		
مرد	۴۶	۵۱
زن	۵۴	۴۹
وضعیت تاهل		
مجرد	۵۱	۳۸
متاهل	۴۲	۵۵
مطلقه	۷	۷
تحصیلات		
کمتر از دیپلم	۵۱	۳۰
دیپلم	۳۷	۳۹
بالاتر از دیپلم	۱۲	۳۱
وضعیت اشتغال		
خانه‌دار	۳۹	۲۷
بی‌کار	۱۹	۳۸
شغل آزاد	۲۸	۱۷
استخدام	۱۴	۱۸
گروه‌های سنی		
کمتر از ۳۰ سال	۳۶	۳۸
۳۰ تا ۴۵ سال	۴۶	۵۲
بالاتر از ۴۵ سال	۱۸	۱۰

یافته‌های مربوط به مقایسه‌ی دو گروه شاهد و بیمار، در ابعاد مختلف کیفیت زندگی در جدول ۲ ذکر شده است.

در گروه بیماران با در نظر گرفتن وضعیت تاهل، فقط در زمینه‌ی مشکلات احساسی، افراد مجرد وضعیت بهتری را نسبت به افراد مطلقه گزارش کردند ($P = ۰/۰۱$).

این تفاوت بین افراد متاهل و مطلقه نیز وجود داشت، یعنی بیماران متاهل وضعیت احساسی مطلوب‌تری را نسبت به بیماران مطلقه تجربه کردند. ($P = ۰/۰۱۳$)، اما در گروه شاهد در ابعاد عملکرد جسمی، درد جسمانی، سلامت عمومی، سرزندگی، عملکرد اجتماعی و سلامت روانی، هم افراد مجرد و هم افراد متاهل نسبت به افراد مطلقه وضعیت بهتری داشتند که از لحاظ آماری نیز این تفاوت‌ها معنی‌دار بودند. یافته‌های حاصل در جدول ۳ به تفصیل ذکر گردیده است.

در گروه بیماران، از لحاظ جنسیت، تنها تفاوت معنی‌دار در بعد سرزندگی بود که زنان نسبت به مردان مبتلا به اختلال دوقطبی، وضعیت بهتری داشتند ($P = ۰/۰۴۶$).

و مشکلات در انجام کارها مطرح می‌کند. احتمال رنج بردن از درد جسمی و تاثیر آن بر میزان فعالیت فرد، در بعد درد جسمانی مورد سؤال قرار می‌گیرد (۱۶).

جدول ۴- مقایسه‌ی میانگین و انحراف معیار نمرات ابعاد مختلف کیفیت زندگی بر اساس جنسیت توسط پرسش‌نامه‌ی ۳۶ گویه‌ای سنجش سلامت عمومی در بیماران مبتلا به اختلال دوقطبی

ابعاد کیفیت زندگی	جنسیت	بیماران (میانگین+انحراف معیار)	P
عملکرد جسمی	زن	۲۴/۹۸±۵/۴۵	۰/۵۱
	مرد	۲۴/۲۸±۵/۲۰	
نقش فیزیکی	زن	۶/۳۵±۱/۴۴	۰/۳۹
	مرد	۶/۱۰±۱/۳۵	
درد بدنی	زن	۸/۰۱±۲/۶۲	۰/۵
	مرد	۷/۶۷±۲/۴۰	
سلامت عمومی	زن	۱۶/۸۹±۴/۷۱	۰/۳۰
	مرد	۱۵/۸۹±۴/۹۶	
سرزندگی	زن	۱۶/۱۲±۴/۲۲	۰/۰۴
	مرد	۱۴/۳۹±۴/۲۸	
عملکرد اجتماعی	زن	۶/۱۴±۲/۱۴	۰/۹۲
	مرد	۶/۱۰±۱/۸۰	
نقش احساسی	زن	۴/۳۵±۱/۰۶	۰/۷۴
	مرد	۴/۲۸±۱/۰۰۳	
سلامت فکری	زن	۱۹/۸۷±۴/۴۸	۰/۲۴
	مرد	۱۸/۸۴±۴/۲۹	

چنین به نظر می‌رسد که مشکلات جسمانی و درد در اختلالات جسمی می‌تواند مختل‌کننده‌ی کیفیت زندگی هر فرد باشد. با توجه به این که ۲۴ درصد بیماران دوقطبی در طول زندگی سه مورد یا تعداد بیشتری از مشکلات جسمی را یا به علت بیماری زمینه‌ای احتمالی ژنتیکی دخیل و یا به علت بروز عوارض ناشی از داروهای سایکوتروپیک مصرفی، تجربه می‌کنند (۱) داشتن نمرات پایین در این حیطه از پرسش‌نامه‌ی کیفیت زندگی می‌تواند توجیه‌گر گردد (۲۰).

در مولفه‌ی عملکرد روانی، افراد از نظر سرحال بودن و سرزندگی، احساس آرامش و امنیت، شاد بودن، پرنرژی بودن، احساس غمگینی و افسردگی، احساس ضعف و خستگی و عصبی بودن و تاثیر مشکلات روحی بر انجام فعالیت‌ها، ارزیابی می‌گردند.

این نکات در قالب چهار بعد سرزندگی، عملکرد اجتماعی، مشکلات احساسی و سلامت روانی قرار می‌گیرند (۱۶).

مقایسه‌ی کیفیت زندگی بیماران مبتلا به اختلال دوقطبی با افراد سالم

فعالیت‌های سنگین مانند دویدن، بلندکردن اجسام سنگین، شرکت در ورزش‌های قدرتی تا فعالیت‌های متوسط مثل حرکت دادن یک میز، جا به جایی جاروبرقی و انجام ورزش‌های سبک، انجام کارهایی چون بلند کردن یا حمل خواروبار منزل، بالا رفتن از یک یا چند پله، دولا شدن، زانو زدن یا خم شدن، توانایی راه رفتن برای بیش از یک کیلومتر یا فواصل کمتر در حد چند کوچه یا در نهایت بیش از یک کوچه، توانایی حمام کردن یا پوشیدن لباس مورد سنجش قرار می‌دهد.

جدول ۳- ارتباط وضعیت تاهل (تجرد و طلاق) با ابعاد ۸ گانه‌ی کیفیت زندگی بر اساس پرسش‌نامه‌ی ۳۶ گویه‌ای سنجش سلامت عمومی در بیماران مبتلا به اختلال دوقطبی و شاهد

ابعاد کیفیت زندگی	وضعیت تاهل	بیماران مبتلا به اختلال دوقطبی (P)	شاهد (P)
عملکرد جسمی	مجرد	۰/۲۵۳	۰/۰۰۸
	متاهل	۰/۲۱۸	۰/۱۱۷
نقش فیزیکی	مجرد	۰/۱۲۵	۰/۰۰۵
	متاهل	۰/۱۲۵	۰/۰۸۳
درد بدنی	مجرد	۰/۱۵۶	۰/۰۹۷
	متاهل	۰/۱۵۶	۰/۰۹۴
سلامت عمومی	مجرد	۰/۳۴۲	۰/۰۰۰
	متاهل	۰/۳۲۲	۰/۰۰۳
سرزندگی	مجرد	۰/۱۲۷	۰/۱۰۹
	متاهل	۰/۱۲۷	۰/۰۰۳
عملکرد اجتماعی	مجرد	۰/۱۷۳	۰/۱۰۱
	متاهل	۰/۱۷۳	۰/۰۹۹
نقش احساسی	مجرد	۰/۱۲۱	۰/۰۰۳
	متاهل	۰/۱۲۱	۰/۲۵۱
سلامت فکری	مجرد	۰/۰۹۰	۰/۰۰۸
	متاهل	۰/۰۹۰	۰/۱۲۶
متاهل	مجرد	۰/۰۹۱	۰/۰۶۰
	متاهل	۰/۰۹۱	۰/۱۱۸
متاهل	مجرد	۰/۱۲۵	۰/۰۰۰
	متاهل	۰/۱۲۵	۰/۱۷۳

بعد مشکلات جسمی نیز سئوالاتی را در رابطه با کاهش مدت زمانی که صرف یک کار یا فعالیت می‌شود و دستیابی به حدی کمتر از آن چه مورد انتظار در فعالیت است و بروز محدودیت

۵ بعد عملکرد جسمی، درد جسمانی، سلامت عمومی، عملکرد اجتماعی و سلامت روانی که وضعیت نامطلوب‌تر بیماران را نسبت به افراد سالم نشان می‌دهد، همخوانی دارد و صرفاً در سه بعد مشکلات جسمی، مشکلات احساسی و سرزندگی در مطالعه‌ی حاضر برخلاف سه پژوهش مذکور، تفاوتی بین بیماران و افراد سالم مشاهده نشده است.

در مطالعه‌ای که در سال ۲۰۰۸ در تایلند انجام گرفت، نتایج تحقیق بر اساس پرسش‌نامه‌ی ۳۶ گویه‌ای سنجش سلامت عمومی نشان داد که بیماران در ۶ حیطه (عملکرد جسمی، مشکلات جسمی، سلامت عمومی، سرزندگی، مشکلات احساسی، سلامت روانی) نمرات پایینی داشتند که این نتایج در سه حیطه (عملکرد جسمی، سلامت جسمی و سلامت روانی) مشابه مطالعه‌ی حاضر بود. در گروه تحت مطالعه‌ی تایلندی، در بررسی از لحاظ تقسیم‌بندی سنی، کمترین نمرات مربوط به افراد ۱۵ تا ۲۴ ساله بود. نمرات افراد با اختلال دوقطبی تنها در ۲ حیطه (درد جسمانی و عملکرد اجتماعی) از نمرات افراد سالم اجتماع بالاتر بود (۲۶). در مطالعه‌ی دیگری که در سال ۲۰۰۹ در شهر تهران توسط امینی و همکاران بر روی بیماران دوقطبی انجام گرفت، کیفیت زندگی این افراد در سه مرحله یعنی زمان بستری، زمان ترخیص و شش ماه پس از ترخیص مورد ارزیابی قرار گرفت. در این مطالعه که با استفاده از فرم کوتاه شده‌ی پرسش‌نامه‌ی کیفیت زندگی سازمان بهداشت جهانی انجام گرفته بود، نمرات کیفیت زندگی بیماران دوقطبی به نمره‌ی کل کیفیت زندگی در جمعیت عمومی شهر تهران نزدیک بود (۲۷). این بیماران در زمان بستری در هر یک از فازهای مانیا یا افسردگی می‌توانستند باشند (۲۸). این نتایج با نتایج مطالعه‌ی حاضر، همخوانی ندارد که شاید ناشی از تفاوت‌های توزیع جمعیت شناختی از لحاظ وضعیت تاهل، تحصیلات و شغل، بین بیماران دو مطالعه و نیز استفاده از دو پرسش‌نامه‌ی مختلف جهت سنجش کیفیت زندگی باشد. در مطالعه‌ی آرنولد^۴ که در آن افراد دچار اختلال دوقطبی با بیماران مبتلا به درد کمری مزمن و افراد سالم از لحاظ کیفیت زندگی با پرسش‌نامه‌ی ۳۶ گویه‌ای سنجش سلامت عمومی مورد مقایسه قرار گرفته بودند، بیماران

کسب نمرات پایین در ابعاد مختلف عملکرد روانی می‌تواند ناشی از خصیصه‌ی اختلال دوقطبی باشد یعنی دوره‌های مکرر عود بیماری که نیاز به بستری‌های متعدد را به همراه دارد. این بیماران طی دوره‌های افسردگی به علت تمایل به گوشه‌گیری و دوری‌گزینی از اجتماع، در ارتباطات بین فردی دچار مشکل می‌گردند. این مسئله در دوره‌های مانیا و هیپومانیا به صورت بی‌قراری و مداخلات بی‌جا در کارهای دیگران می‌تواند مشکل‌زا شود. با توجه به برجستگی که این بیماران در محیط زندگی دریافت می‌کنند (۲۱)، حتی در دوره‌های بهبودی نیز به نظر می‌رسد که عنوان بیماری بر عملکرد اجتماعی و روابط بین فردی ایشان، تاثیر نامطلوب بگذارد و یا همان طور که در پژوهش آلمدی روکا^۱ و همکاران، مطرح می‌شود رفتارهای بازداشته شده از احساسات و با دقت زیاد بیماران یوتایمیک دوقطبی با تاثیری که بر سایر افراد و محیط می‌گذارد، اثری منفی بر عملکرد اجتماعی و کیفیت زندگی این بیماران دارد (۲۲). در پژوهش همه‌گیری‌شناسی گسترده‌ای که در هلند انجام شد و در آن بیماران دوقطبی با سایر اختلالات روانی مقایسه شدند، در تمام حیطه‌ها، بیماران دوقطبی نمرات کمتری را نسبت به سایر اختلالات روانی کسب کردند (۲۳). در مطالعه‌ی آکاواردار و آکدده^۲، کیفیت زندگی بیماران دوقطبی که حداقل به مدت یک ماه یوتایمیک بودند، پایین‌تر از جمعیت عمومی گزارش شده است (۲۴). در پژوهش بریسوس^۳ و همکاران که در آن بیماران دوقطبی یوتایمیک از لحاظ وضعیت شناختی و کیفیت زندگی مورد بررسی قرار گرفته بودند و با گروه شاهد مقایسه شده بودند، در تمام حیطه‌ها بیماران دوقطبی، وضعیت بدتری را نسبت به گروه شاهد داشتند که با توجه به آسیب شناختی پایداری که بیماران حتی در دوره‌های یوتایمیک نیز از آن رنج می‌برند، پژوهشگر، کیفیت زندگی پایین‌تر بیماران را مرتبط با آسیب شناختی آنان مطرح نموده بود (۲۵). نتایج این سه مطالعه، بیانگر وضعیت بدتر بیماران دوقطبی حتی در دوره‌ی یوتایمیک بیماری نسبت به جمعیت سالم است که با نتایج حاصل از مطالعه‌ی حاضر در

^۱ Alemedi Rocca

^۲ Akvardar and Akdede

^۳ Brissos

^۴ Arnold

بیماران زن محدودیت بیشتری را در حیطه‌های عملکرد جسمی و درد جسمانی مطرح نمودند (۳۲) که با نتایج مطالعه‌ی حاضر همسویی ندارد. دومین متغیر جمعیت‌شناختی موثر، وضعیت تاهل در بعد مشکلات احساسی بود که در آن دو گروه افراد مجرد و متأهل نسبت به افراد مطلقه، شرایط بهتری داشتند که با در نظر گرفتن وضعیت فرهنگی و انتظارات حاکم بر جامعه‌ی ایران و حمایت بیشتری که افراد متأهل و مجرد در مقایسه با افراد مطلقه دریافت می‌کنند، منطقی به نظر می‌رسد.

در مطالعه‌ی امینی و همکاران بین کیفیت زندگی و بیشتر عوامل جمعیت‌شناختی (سن، وضعیت تاهل، اشتغال و سطح تحصیلات) در هیچ یک از سه مرحله‌ی بررسی بیماران ارتباطی دیده نشد (۲۸) که البته به علت تعداد اندک بیمارانی که در هر دو مطالعه در دسته‌های مختلف تاهل قرار می‌گیرند، مقایسه از این لحاظ نیازمند بررسی بیماران بیشتر است.

در کل به نظر می‌رسد، افراد مبتلا به اختلال دوقطبی حتی در فاز یوتایمیک بیماری نیز از لحاظ ابعاد مختلف عملکرد جسمی و روانی دچار آسیب هستند و در واقع کیفیت زندگی آنان در قیاس با افراد سالم، افت بارزی را نشان می‌دهد. تاثیر عوامل جمعیت‌شناختی از جمله جنسیت، وضعیت تاهل، شرایط شغلی و تحصیلی در مطالعات مختلف، نتایج متناقضی را نشان داده است که می‌تواند عمدتاً ناشی از تاثیر محیط اجتماعی و فرهنگی بر زندگی افراد باشد.

با توجه به تاثیر عمیق اختلال دوقطبی بر کیفیت زندگی بیماران که حتی در طی دوره‌های یوتایمیک بیماری نیز نمود دارد، به نظر می‌رسد که برای این افراد حمایت‌های بیشتری در قالب برنامه‌های آموزشی مهارت‌های ارتباطی، روان‌درمانی‌های مختلف تایید شده برای این بیماری، حمایت‌های اجتماعی و پی‌گیری‌های مکرر از لحاظ بررسی وضعیت سلامت جسمی نیاز است تا موجب ارتقای کیفیت زندگی آنان گردد.

دوقطبی به جز در دو بعد درد جسمانی و عملکرد جسمی، در سایر موارد نسبت به جمعیت سالم تحت مطالعه نمرات پایین‌تری گرفتند (۲۹) البته در این پژوهش تنها ۴۴ بیمار دوقطبی مورد مطالعه قرار گرفته بودند.

دربخشی از مطالعه‌ی دپ^۱ و همکاران که در آن افراد بالای ۴۵ سال با بیماری دوقطبی با افراد سالم همین گروه سنی مورد مقایسه قرار گرفتند، بیماران دوقطبی از لحاظ وضعیت تحصیلی و شغلی در شرایطی مشابه افراد سالم قرار داشتند، اما نمرات پایین‌تری را از پرسش‌نامه‌ی SF-36 کسب کردند. بیماران دوقطبی حتی در فاز بهبودی نیز نمرات کمتری را نسبت به گروه شاهد در مقیاس سنجش کیفیت خوب بودن^۲ (QWB) دریافت کردند (۳۰). ساختار سنی شرکت‌کنندگان این پژوهش، متفاوت از مطالعه‌ی حاضر می‌باشد.

در مطالعه‌ی حاضر، از میان متغیرهای جمعیت‌شناختی دو عامل در کیفیت زندگی موثر شناخته شدند. یکی عامل جنسیت در بعد سرزندگی که در این مورد زنان وضعیت بهتری را نسبت به مردان گزارش نموده بودند و با توجه به خصوصیت سلطه‌پذیری بیشتر در زنان نسبت به مردان، تحمل راحت‌تر مشکلات در این گروه قابل توجیه است (۱).

در مطالعه‌ی ته^۳ و همکاران، زنان مبتلا به انواع اختلالات روانی عمده مانند اختلال دوقطبی، اسکیزوفرنی و اسکیزوافکتیو در مقایسه با مردان مبتلا، اگر چه نمرات پایین‌تری را در ابعاد فیزیکی پرسش‌نامه‌ی ۳۶ گویه‌ای سنجش سلامت عمومی کسب کردند، اما نسبت به بیماری خود انتظار و چشم‌داشت بهتری داشتند (۳۱) که از این نظر با داده‌های مطالعه‌ی کنونی همسویی دارد. در مطالعه‌ی راب^۴ که کیفیت زندگی بیماران دوقطبی بین دو جنس مذکر و مونث با استفاده از پرسش‌نامه‌ی ۲۰ گویه‌ای سنجش سلامت عمومی مورد مقایسه قرار گرفت،

¹Depp

²Quality of Well-Being Scale

³Teh

⁴Robb

References

1. Akiskal SH. Mood disorders. In: Sadock BJ, Sadock VA, Ruiz P. (editors). Kaplan and Sadock's comprehensive textbook of psychiatry. 9th ed. Philadelphia: Lippincott Williams and Wilkins; 2009:1629-45.

2. Bauer M, Pfennig A. Epidemiology of bipolar disorders. *Epilepsia* 2005; 46(4): 8-13.
3. Lopez AD, Murray CJ. The global burden of disease. *Nat Med* 1998; 4: 1241-3.
4. Vieta E, Benabarre A, Gasto C, Nieto E, Colom F, Otero A, et al. Suicidal behavior in bipolar I and bipolar II disorder. *J Nerv Ment Dis* 1997; 185: 407-9.
5. Tsai SY, Kuo CJ, Chen CC, Lee HC. Risk factors for completed suicide in bipolar disorder. *J Clin Psychiatry* 2002; 63: 469-76.
6. Havermans R, Nicolson NA, Devries MW. Daily hassles, uplifts, and time use in individuals with bipolar disorder in remission. *J Nerv Ment Dis* 2007; 195(9): 745-51.
7. Hakkaart-van Roijen L, Hoeijenbos MB, Regeer EJ, Ten Have M, Nolen WA, Veraart CP, Rutten FF. The societal costs and quality of life of patients suffering from bipolar disorder in the Netherlands. *Acta Psychiatr Scand* 2004; 110(5): 383-92.
8. McMorris BJ, Downs KE, Panish JM, Dirani R. Workplace productivity, employment issues, and resource utilization in patients with bipolar I disorder. *J Med Econ* 2010; 13(1): 23-32.
9. Morselli PL, Elgie R, Cesana BM. GAMIAN-Europe/BEAM survey II: Cross-national analysis of unemployment, family history, treatment satisfaction and impact of the bipolar disorder on life style. *Bipolar Disord* 2004; 6(6): 487-97.
10. Vojta C, Kinoshian B, Glick H, Altshuler L, Bauer M. Self-reported quality of life across mood states in bipolar disorder. *Compr Psychiatry* 2001; 42: 190-5.
11. Sanchez-Moreno J, Martinez-Aran A, Tabarés-Seisdedos R, Torrent C, Vieta E, Ayuso-Mateos JL. Functioning and disability in bipolar disorder: an extensive review. *Psychother Psychosom* 2009; 78(5): 285-97.
12. Zhang H, Wisniewski SR, Bauer MS. Comparison of perceived quality of life across clinical states in bipolar disorder: Data from first 2000 Systematic Treatment Enhancement Program For bipolar Disorder (STEP-BD) participants. *Compr Psychiatry* 2006; 47: 161-8.
13. The WHOQOL Group. The World Health Organization Quality of Life Assessment (WHOQOL): Position paper from the World Health Organization. *Soc Sci Med* 1995; 10: 1403-9.
14. Namjoshi MA, Buesching DP. A Review of the health related quality of life literature in bipolar disorder. *Qual Life Res* 2001; 10: 105-15.
15. Ware JE, Snow KK, Kosinski M, Gandek B. SF-36 health survey manual and interpretation guide. New England Medical Center. The Health Institute: Boston, MA; 1993.
16. Ware JR, Gandek B. Over view of the SF-36 health survey and the international quality of life assessment. *Epidemiology* 1998; 51: 903-12.
17. Montazeri A, Gashtasebi A, Vahdani M, Ganalek B. The short form health survey of the Iranian version. *Qual Life Res* 2005; 16: 875-82.
18. Hadi N, Karami D, Montazeri A. [Health related quality of life in major thalassemic patients]. *Payesh (Health monitor)* 2009; 8: 387-93. (Persian)
19. Hadi N, Montazeri A, Behboodi E. [Assessment of health related quality of life in chronic liver disease patients]. *Payesh (Health monitor)* 2010; 9(2): 165-72. (Persian)
20. Kilbourne AM, Perron BE, Mezuk B, Welsh D, Ilgen M, Bauer MS. Co-occurring conditions and health-related quality of life in patients with bipolar disorder. *Psychosom Med* 2009; 71(8): 894-900.
21. Michalak EE, Yatham LN, Maxwell V, Hale S, Lam RW. The impact of bipolar disorder upon work functioning: A qualitative analysis. *Bipolar Disord* 2007; 9: 126-43.
22. Alemedi Rocca CC, Macedo-Soares MB, Gorenstein C, Tamada RS, Issler CK, Dias RS. Social dysfunction in bipolar disorder: Pilot study. *Aust N Z J Psychiatry* 2008; 42(8): 686-92.
23. Hakkaart-van Roijen L, Hoeijenbos MB, Regeer EJ, ten Have M, Nolen WA, Veraart CP, et al. The social costs and quality of life of patients suffering from bipolar disorder in the Netherlands. *Acta Psychiatr Scand* 2004; 110(5): 383-92.
24. Akvardar Y, Akdede B. Assessment of quality of life with the WHOQOL-BREF in a group of Turkish psychiatric patients compared with diabetic and healthy subjects. *Psychiatry Clin Neurosci* 2006; 60: 693-9.
25. Brissos S, DiasVV, Kapczinski F. Cognitive performance and quality of life in bipolar disorder. *Can J Psychiatry* 2008; 53(8): 517-24.
26. Kongsakon R, Thomyangkoon PK, Anchanatawan B, Janenawasin S. Health-related quality of life in Thai bipolar disorder. *J Med Assoc Thai* 2008; 91(6): 913-8.

27. Nejat S, Montazeri A, Holakooie K, Mohammad K, Majdzadeh R. Psychometric properties of the Iranian interview-administered version of the World Health Organization's quality of life questionnaire (WHOQOL-BREF): A population-based study. *BMC Health Serv Res* 2008; 8: 61-4.
28. Amini H, Alimadadi Z, Nejatiasafa A, Sharifi V, Ahmadi-Abhari SA. [Quality of life in a group of patients with bipolar disorder and some of their clinical characteristics]. *Iranian journal of psychiatry and clinical psychology* 2009; 15(2): 175-82. (Persian)
29. Arnold LM, Witzeman KA, Swank ML, McElroy SL, Keck PE Jr. Health-related quality of life using the SF-36 in patients with bipolar disorder compared with patients with chronic back pain and the general population. *J Affect Disord* 2000; 57: 235-9.
30. Depp CA, Davis CE, Mittal D, Patterson TL, Jeste DV. Health-related quality of life and functioning of middle-aged and elderly adults with bipolar disorder. *J Clin Psychiatry* 2006; 67(2): 215-21.
31. Teh CF, Kilbourne AM, McCarthy JF, Welsh D, Blow FC. Gender differences in health-related quality of life for veterans with serious mental illness. *Psychiatr Serv* 2008; 59(6): 663-9.
32. Robb JC, Young TL, Cooke RG, Joffe RT. Gender differences in patients with bipolar disorder influence outcome in the medical outcomes survey (SF-20) subscale scores. *J Affect Disord* 1998; 49: 189-93.

مقاله‌ی پژوهشی

پیش‌بینی رضایت زناشویی بر اساس سبک‌های دلبستگی و مولفه‌های تمایز یافتگی

خلاصه

مقدمه: خانواده، یک نظام اجتماعی طبیعی است که در همه‌ی مراحل تکوین آن زوجین، خرده نظام اصلی بوده و عوامل متعددی مانند سبک‌های دلبستگی و مولفه‌های تمایز یافتگی در رضایت زناشویی آن‌ها نقش دارند. هدف این پژوهش پیش‌بینی رضایت زناشویی بر اساس سبک‌های دلبستگی و مولفه‌های تمایز یافتگی است.

روش کار: پژوهش به لحاظ هدف از نوع بنیادی و به لحاظ نحوه‌ی جمع‌آوری داده‌ها از نوع توصیفی بود که در چهارچوب یک طرح همبستگی پیش‌بین انجام شد. جامعه‌ی آماری پژوهش حاضر، کارکنان متاهل دانشگاه تبریز و دانشگاه علوم پزشکی تبریز در سال تحصیلی ۸۹-۱۳۸۸ بودند. از این جامعه‌ی آماری با توجه به جنسیت ۲۰۰ نفر انتخاب شدند. پس از حذف موارد ناقص حجم نمونه به ۱۸۴ نفر کاهش یافت. دامنه‌ی سنی آزمودنی‌ها از ۲۳ تا ۵۴ سال بود. برای جمع‌آوری

داده‌ها از پرسش‌نامه‌های رضایت زناشویی انریچ، تمایز یافتگی خود اسکورون و دلبستگی بزرگسال هازن و شیور استفاده شد. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از روش همبستگی و رگرسیون گام به گام استفاده شد.

یافته‌ها: از بین مولفه‌های تمایز یافتگی خود، موقعیت من و از مولفه‌های سبک دلبستگی، سبک دلبستگی دوسوگرا ($P < 0/001$) بهترین پیش‌بینی‌کننده‌های رضایت زناشویی هستند.

نتیجه‌گیری: نتایج پژوهش از این باور حمایت می‌کند که روابط اولیه‌ی افراد در محیط خانواده به شکل‌گیری سبک دلبستگی خاص و سطوح بالا یا پایین تمایز یافتگی منجر می‌گردد و این تجارب اولیه بر روابط بین فردی زوجین در بزرگسالی تاثیر مستقیم می‌گذارد.

واژه‌های کلیدی: دلبستگی، رضایت، زناشویی، موقعیت

منصور بیرامی

دانشیار گروه روان‌شناسی، دانشکده‌ی روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تبریز

*صمد فهیمی

دانشجوی کارشناسی ارشد روان‌شناسی بالینی، دانشکده‌ی روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تبریز

ابراهیم اکبری

دانشجوی کارشناسی ارشد روان‌شناسی بالینی، دانشکده‌ی روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تبریز

احمد امیری پیچاکلابی

دانشجوی کارشناسی ارشد روان‌شناسی بالینی، دانشکده‌ی روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تبریز

*مؤلف مسئول:

ایران، تبریز، دانشگاه تبریز، دانشکده‌ی

روان‌شناسی و علوم تربیتی

samad.fahimi@yahoo.com

تاریخ وصول: ۹۰/۱/۲۹

تاریخ تایید: ۹۰/۱۱/۱۱

بی‌نوشت:

این مطالعه پس از تایید کمیته‌ی پژوهشی دانشگاه تبریز و بدون حمایت مالی نهاد خاصی انجام شده و با منافع نویسندگان ارتباطی نداشته است. از همکاری کارمندان شرکت کننده سپاسگزاری می‌گردد.

Original Article

Predicting marital satisfaction on the basis of attachment styles and differentiation components

Abstract

Introduction: Family is a natural social system that couples are its major subsystems in the all of stages of its development, and (the marital satisfaction of them is determinant in the both state of causal and target) many factors such as attachment styles and differentiation components play a role in their marital satisfaction. The aim of this research was to predict marital satisfaction on the basis of attachment styles and differentiation components.

Materials and Methods: This research was a fundamental and descriptive research that was done in the shape of a predictive correlative design. The statistical universe in this research, were married workers of Tabriz University and Tabriz Medical Sciences University in academic year 2010-2011. 200 people were chosen from this universe by considering the gender. After cutting the deficient cases, sample size reduced to 184 people. The age range of subjects was from 23 until 54. Enrich marital satisfaction test, Skowron differentiation of self and Hazen and Shaver attachment styles inventory were used for gathering the data. Correlation and stepwise regression were used for data analysis.

Results: The results showed that from components of differentiation of self, I- position and from components of attachment styles, ambivalent attachment style ($P < 0.001$) are the best predictors of marital satisfaction.

Conclusion: The research results support from this belief that the primary relationship in family environment, cause the shaping of special attachment style and states of low or high differentiation and these primary experiences have direct effect on couples' interpersonal relationship in adulthood.

Keywords: Attachment, Marital, Position, Satisfaction

Mansour Bayrami

Associate professor of psychology,
Faculty of psychology and
educational sciences, Tabriz
University

**Samad Fahimi*

M.Sc. student in clinical
psychology, Faculty of psychology
and educational sciences, Tabriz
University

Ebrahim Akbari

M.Sc. student in clinical
psychology, Faculty of psychology
and educational sciences, Tabriz
University

Ahmad Amiri Pichakolaei

M.Sc. student in clinical
psychology, Faculty of psychology
and educational sciences, Tabriz
University

***Corresponding Author:**

Faculty of psychology and
educational sciences, Tabriz
University, Tabriz, Iran
samad.fahimi@yahoo.com
Received: Apr. 18, 2011
Accepted: Jan. 31, 2012

Acknowledgement:

This study was approved by research committee of Tabriz University. No grant has supported this study and the authors had no conflict of interest with the results.

Vancouver referencing:

Bayrami M, Fahimi S, Akbari E, Amiri Pichakolaei A. Predicting marital satisfaction on the basis of attachment styles and differentiation components. *Journal of Fundamentals of Mental Health* 2012; 14(1): 64-77.