

مجله دست آوردهای روان‌شناسی  
(علوم تربیتی و روان‌شناسی)  
دانشگاه شهید چمران اهواز، بهار و تابستان ۱۳۹۱  
دوره‌ی چهارم، سال ۱۹-۲۳، شماره‌ی ۱  
ص ص: ۲۶۴-۲۴۵

تاریخ دریافت مقاله: ۸۷/۰۳/۰۳  
تاریخ بررسی مقاله: ۸۷/۰۴/۰۳  
تاریخ پذیرش مقاله: ۸۸/۱۱/۱۷

## رابطه‌ی علی ادراک دلبستگی و آسیب‌پذیری شخصیت با احساس نهایی در دوره‌ی نوجوانی

عظیمه سلیمی\*

بهرام جوکار\*\*

چکیده

پژوهش حاضر در قالب یک مدل علی، پیش‌آیندهای احساس نهایی نوجوانان را مورد بررسی قرار داد. در این مدل ادراک دلبستگی به والدین و همسالان به عنوان متغیرهای برونزاد، سبک‌های آسیب‌زای شخصیتی بلات، متغیر واسطه‌ای و احساس نهایی متغیر درون‌زاد بودند. شرکت‌کنندگان پژوهش ۴۲۶ دانش‌آموز دختر (۲۰۴) و پسر (۲۲۲) سال سوم دبیرستان‌های شهر شیراز بودند. برای اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش از فرم کوتاه شده مقیاس احساس نهایی اجتماعی و عاطفی و پرسشنامه‌های دلبستگی به والدین و همسالان و تجارت افسرده‌ساز استفاده گردید. مدل پیشنهادی پژوهش، با استفاده از نرم افزار AMOS مورد تحلیل مسیر قرار گرفت و برای تعیین معنی داری اثرات غیرمستقیم متغیرهای میانجی از روش نمونه‌گیری‌های مکرر "خودراه انداز" استفاده شد. یافته‌ها حاکی از آن بود که دلبستگی به والدین، هم به طور مستقیم و هم به واسطه‌ی عوامل شخصیتی خود انتقادی و واپسینگی، پیش‌بینی کننده‌ی منفی و معنی دار احساس نهایی است؛ اما دلبستگی به همسالان تنها به طور مستقیم و منفی پیش‌بینی کننده‌ی معنی دار احساس نهایی است. به عبارت دیگر دلبستگی به والدین هم در شکل‌گیری طرح‌واره‌های بین فردی و هم طرح‌واره‌های درون فردی نقش دارد؛ اما دلبستگی به همسالان تنها در شکل‌گیری طرح‌واره‌های بین فردی سهیم است. نتایج مقایسه‌ی نمودار مسیر دختران و پسران نشان داد که الگوی طرح‌واره‌های پژوهش، در مورد پسران نتایج کاملاً همخوان با یافته‌های کلی گروه نبود.

کلید واژگان: احساس نهایی، دلبستگی به والدین، دلبستگی به همسالان، تجارت افسرده‌ساز، آسیب‌پذیری شخصیت

\* کارشناس ارشد روان‌شناسی تربیتی، دانشگاه شیراز (نویسنده مسئول)  
jowkar@shirazu.ac.ir

\*\* دانشیار بخش روان‌شناسی تربیتی، دانشگاه شیراز

## مقدمه

انسان به عنوان موجودی اجتماعی، از دیر باز گریزان از تنها‌یابی بوده و در قالب‌های مختلف ادبی و هنری، همواره از تنها‌یابی به عنوان یک درد جان‌سوز یاد نموده است. احساس تنها‌یابی<sup>۱</sup>، تجربه‌ی عاطفی ناخوشایند و پریشانی روحی مزمنی است (هورویتز و فرنچ<sup>۲</sup>، ۱۹۷۹) که از تعارض‌های ارتباطی بین فردی و کاستی‌هایی در روابط اجتماعی شخص ناشی می‌شود (ساکلفسکی، یاکولیکو و کلی<sup>۳</sup>، ۱۹۸۶) و عاملی مؤثر، هر چند مبهم، در بروز بسیاری از اختلالات و ناخوشی‌های بنیادین روانی است (کاسیئوپو، هاوکلی و برنتسون<sup>۴</sup>، ۲۰۰۳). احساس تنها‌یابی با مشکلات جسمانی و روان‌شناسی بسیاری، همچون افسردگی، خودکشی، سوءصرف مواد، عزت نفس پایین، خستگی، اضطراب، ناشاد زیستن، تیره‌روزی و احساس بدبختی (ساکلفسکی و پاکولیک، ۱۹۸۹) مرتبط بوده و تهدیدی برای سلامت روان، بهکامی و کارکرد روانی- اجتماعی فرد به شمار می‌آید (مک رایتر<sup>۵</sup>، ۱۹۹۰). با وجود گزارش‌های مکرر مبنی بر شیوع احساس تنها‌یابی در بین نوجوانان (سجینر<sup>۶</sup>، ۲۰۰۴)، تحقیقات روان‌شناسی معاصر توجه لازم و کافی بدان مبذول نداشتند (برگونو، لروکس، مک آنیش و شایخ<sup>۷</sup>، ۲۰۰۴). پژوهش‌های انجام شده در خصوص پیش‌آیندها و عوامل مرتبط با احساس تنها‌یابی بر نقش عوامل فردی و اجتماعی تأکید نموده‌اند (استوکلای<sup>۸</sup>، ۲۰۱۰). برخی از آنها این احساس را ناشی از نقص در روابط اولیه‌ی والد- کودک و فقدان دلیستگی عاطفی ناشی از این روابط (حجهت<sup>۹</sup>، ۱۹۸۲) دانسته‌اند. گروهی نیز آن را به اسنادهای نامناسب از موفقیت‌ها و شکست‌ها (سولانو<sup>۱۰</sup>، ۱۹۸۷؛ سنودگرس<sup>۱۱</sup>، ۱۹۸۷)؛ عزت نفس پایین و کم‌رویی (اشمیت و کوردک<sup>۱۲</sup>،

- 
- 1- Loneliness
  - 2- Horowitz & French
  - 3- Saklofske, Yackulic, & Kelly
  - 4- Cacioppo, Hawkley, & Berntson
  - 5- McWhirter
  - 6- Sejiner
  - 7- Berguno, Leroux, McAinsh, & Shaikh
  - 8- Stoeckli
  - 9- Hojat
  - 10- Solano
  - 11- Snodgrass
  - 12- Schmitt & Kurdek

۱۹۸۵؛ درون‌گرایی و روان‌نچوری (ساکلفسکی و همکاران، ۱۹۸۶، ۱۹۸۹)؛ نقص در مهارت‌های اجتماعی (دی توماسو، برانن مکنالنی، راس و برگس،<sup>۱</sup> ۲۰۰۳) و فقدان حمایت اجتماعی (جونز و مور<sup>۲</sup>، ۱۹۸۷) نسبت می‌دهند. ویزمن، مایسلس و شازابانی<sup>۳</sup> (۲۰۰۶) معتقد هستند که دو مفهوم عمدی مرتبط با شخصیت –یعنی دلبستگی<sup>۴</sup> (بالبی،<sup>۵</sup> ۱۹۸۲-۱۹۶۹) و تمایلات افسرده ساز<sup>۶</sup> (بلات<sup>۷</sup>، ۱۹۹۰)– در تجربه‌ی احساس تنهایی نقش دارند. در ادامه هر یک از این مفاهیم و نحوه‌ی ارتباط آنها با احساس تنهایی مورد بحث قرار خواهد گرفت.

بر اساس نظریه‌ی دلبستگی (بالبی، ۱۹۸۲-۱۹۶۹)، انسان‌ها در روابط نزدیکشان با دیگران و بر اساس تجارب اولیه از کسانی که مراقبت آنها را بر عهده داشته‌اند، طرح واره‌هایی از خود و دیگران، تحت عنوان "مدل‌های فعال درونی"<sup>۸</sup> شکل می‌دهند. این مدل‌ها یا طرح واره‌های ذهنی، سبک‌های مختلف دلبستگی را شکل می‌دهن، که در یک تقسیم‌بندی کلی به "دلبستگی ایمن"<sup>۹</sup> و "دلبستگی نایمن"<sup>۱۰</sup> تقسیم شده‌اند. دلبستگی ایمن منعکس کننده‌ی روابط محبت‌آمیز و رعایت استقلال از جانب مراقبین است که در برگیرنده‌ی احساس اطمینان به خود و مراقبین بوده و در نتیجه افراد مستعد تنظیم انعطاف‌پذیر و قابل تطبیق هیجانات خود می‌باشند. افراد ایمن تمایل به شکل‌دهی روابط نزدیک و صمیمانه با دیگران دارند و بنابراین کمتر احساس تنهایی می‌کنند. اما مدل‌های ذهنی منفی از خود یا دیگران، در افراد با دلبستگی نایمن، مانع از شکل‌گیری یا تداوم روابط معنی‌دار و صمیمانه با دیگران و در نتیجه احساس تنهایی می‌گردد (شیور و میکولینسر<sup>۱۱</sup>، ۲۰۰۲). نوع دلبستگی اولیه به تجلی سبک‌های دلبستگی در مرحله‌ی نوجوانی کمک می‌کند (سیپرساد<sup>۱۲</sup>، ۲۰۰۶). در این دوره، همسالان به عنوان نمادهای دلبستگی جدید برای نوجوان در می‌آیند

- 
- 1- DiTommaso, Brannen –McNulty, Ross, & Burgess
  - 2- Jones & Moore
  - 3- Whisman, Mayseless, & Sharabany
  - 4- attachment
  - 5- Bowlby
  - 6- depressive predispositions
  - 7- Blatt
  - 8- internal working models
  - 9- secure
  - 10- insecure
  - 11- Shavr&Mikulincer
  - 12 Seepersad

(اکوآن<sup>۱</sup>، ۱۹۹۷) و دلبستگی به والدین و همسالان به طور همزمان ادراک می‌شود.

تحقیقات نشان دادند که ادراک دلبستگی ایمن به والدین، پیش‌بینی کننده منفی احساس تنهایی است (رزانسین<sup>۲</sup>، ۲۰۰۷؛ دیتماسو و همکاران، ۲۰۰۳؛ لاروس، گوای و بویوین<sup>۳</sup>، ۲۰۰۲) و همچنین، احساس تنهایی با دلبستگی و روابط با همسالان ارتباط منفی دارد (مون<sup>۴</sup>، ۲۰۰۹؛ رزانسین، ۲۰۰۷؛ بوگائزترز، وانهل و دسمت<sup>۵</sup>، ۲۰۰۶).

بالات (۱۹۹۰، ۱۹۷۴) مدل شخصیتی خود را با نگاهی تحولی و آسیب‌شناسانه پیرامون تمایلات شخصیتی ارایه کرد. مطابق این مدل، رشد شخصیت از تعامل متقابل و پیچیده‌ی دو پیوستار بینادی، یعنی "روابط بین فردی"<sup>۶</sup>- که اشاره بر رشد فزاینده‌ی توان برقراری روابط میان فردی بالتلده، متقابل و رضایت بخش دارد- و "خودتعریفی"<sup>۷</sup>-که اشاره بر توان مفهوم سازی از خود، دستیابی به هویتی متمایز، یکپارچه، واقع گرایانه و ذاتاً مثبت دارد- ناشی می‌شود. تحول شخصیت، محصول رشد یکپارچه و تعامل بین این دو پیوستار می‌باشد و آسیب‌پذیری شخصیت از تأکید مفرط یا نادیده گرفتن هر یک از این دو پیوستار حاصل می‌گردد. تأکید مفرط بر "روابط بین فردی" یا "خودتعریفی"، به ترتیب منعکس کننده‌ی تمایلات آسیب‌پذیر شخصیتی- وابستگی و خودانتقادی- است که در نهایت منجر به دو شکل از آسیب‌شناسی روانی- "افسردگی اتکایی" و "افسردگی درون فکن"- خواهد شد. بالات و هومن<sup>۸</sup> (۱۹۹۲)، به این نتیجه رسیدند که خود تعریفی و روابط میان فردی، نخست در بافتی از روابط میان فردی اولیه بین والدین و کودکان ایجاد می‌شود و به همین لحاظ تمایلات شخصیتی وابستگی و خودانتقادی، ریشه در مدل‌های فعال درونی یا طرحواره‌های ذهنی ناشی از روابط اولیه‌ی والد-فرزنندی و به عبارت دیگر سبک‌های دلبستگی دارند.

بالات، دی افليتی و کوئينلان<sup>۹</sup> (۱۹۷۶) به منظور ارزیابی این دو نوع افسردگی،

1- O'Koon

2- Rezan Çeçen

3- Larose, Guay, & Boivin

4- Moon

5- Bogaerts, Vanheule, & Desmet

6- interpersonal relatedness

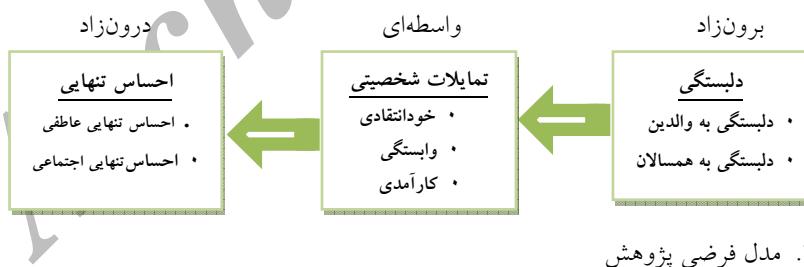
7- self-definition

8- Homann

9- D'Afflitti & Quinlan

پرسشنامه‌ی تجارب افسرده‌ساز (DEQ)<sup>۱</sup> را تهیه نمودند که تحلیل عاملی آن سه فاکتور وابستگی<sup>۲</sup>، خودانتقادی<sup>۳</sup> و کارآمدی<sup>۴</sup> را نشان داد. دو عامل نخست، به ترتیب اشاره بر افسردگی انتکایی و افسردگی درون‌فکن دارند در حالی که کارآمدی به احساس اطمینان از توانایی‌های خود برمی‌گردد. تحقیقات پیشین نشان داده‌اند که خودانتقادی به گونه‌ی مثبت و کارآمدی به گونه‌ی منفی با احساس تنهایی مرتبط‌اند؛ اما نتایج در خصوص ارتباط وابستگی و احساس تنهایی، تا حدودی متناقض است (ویزمن، ۱۹۹۷؛ ویزمن و همکاران، ۲۰۰۶، بسر، فلت و دیویس<sup>۵</sup>، ۲۰۰۳). تحقیقات همچنین حاکی از وجود همبستگی مثبت بین دلبستگی نایمن و تمایلات افسرده‌ساز وابستگی و خودانتقادی می‌باشد (ویزمن و همکاران، ۲۰۰۶؛ زورووف و فیزتریک<sup>۶</sup>، ۱۹۹۵).

با وجود این که در سطح نظری و تجربی ارتباط ابعاد دلبستگی اولیه و تمایلات شخصیتی، با احساس تنهایی و همچنین ارتباط بین ابعاد دلبستگی اولیه و تمایلات شخصیتی مورد بررسی قرار گرفته است، اما تاکنون پژوهشی که تأثیر همزمان دلبستگی به والدین و همسالان بر تمایلات شخصیتی را بررسی کرده باشد یافته نشد. همچنین تأثیر همزمان و سلسله مراتبی دلبستگی به والدین و همسالان و تمایلات شخصیتی بلاط بر احساس تنهایی، به ویژه با تمایز بین ابعاد احساس تنهایی، در دوره‌ی نوجوانی هنوز بررسی نشده است، لذا پژوهش حاضر، در قالب یک مدل علی (شکل ۱) و در چارچوب نظریه‌ی دلبستگی بالبی



شکل ۱. مدل فرضی پژوهش

- 1- Depressive Experiences Questionnaire (DEQ)
- 2- dependency
- 3- self-criticism
- 4- efficacy
- 5- Besser, Flett, & Davis
- 6- Zuroff & Fitzpatrick

۱۹۸۲) و مدل شخصیتی بلاط (۱۹۹۰) تأثیر این عوامل را بر احساس تنها بی مورد بررسی قرار داده است.

در این مدل ادراک "دلبستگی به والدین و همسالان" متغیرهای بروزنزاد، "تمایلات شخصیتی بلاط" متغیرهای واسطه‌ای، و "احساس تنها" متغیر درون‌زاد بودند.

هدف اصلی پژوهش بررسی این مسئله بود که آیا دلبستگی به والدین و همسالان، به واسطه سبک‌های وابستگی، خودانتقادی و کارآمدی می‌تواند پیش‌بینی کننده‌ی معنی‌داری برای احساس تنها بی عاطفی و اجتماعی باشد؟ و فرضیه‌های پژوهش به صورت زیر ارایه شد:

۱- دلبستگی به والدین به واسطه فاکتورهای شخصیتی بلاط پیش‌بینی کننده‌ی احساس تنها بی می‌باشد.

۲- دلبستگی به همسالان به واسطه فاکتورهای شخصیتی بلاط پیش‌بینی کننده‌ی احساس تنها بی می‌باشد.

## روش

**روش پژوهش.** پژوهش حاضر از نوع همبستگی است که در آن ارتباط‌های بین متغیرهای پژوهش در قالب تحلیل مسیر یک مدل علی مورد تحلیل قرار گرفت.

شرکت کنندگان پژوهش. شرکت کنندگان پژوهش حاضر ۴۲۶ نفر (۲۰۴ دختر و ۲۲۲ پسر) از دانش‌آموزان سال سوم دبیرستان در رشته‌های تجربی، ریاضی و انسانی بودند. میانگین سنی گروه برابر  $SD=0.64/2$  (۱۷/۲) سال بود. به منظور برآورد حجم نمونه از جدول کرجسی و مورگان<sup>۱</sup> (۱۹۷۰) استفاده شد که با پیش‌بینی افت نمونه حدود ۵۰۰ نفر برآورد شد. روش انتخاب نمونه خوشبای چندمرحله‌ای بود. به این ترتیب که ابتدا از ۴ ناحیه‌ی آموزش و پرورش شهر شیراز، ۲ ناحیه به طور تصادفی و از هر ناحیه ۲ دبیرستان دخترانه و ۲ دبیرستان پسرانه انتخاب گردید و در هر مدرسه یک کلاس از هر رشته‌ی تحصیلی به طور تصادفی برگزیده شد و کلیه‌ی دانش‌آموزان حاضر در کلاس مورد ارزیابی قرار گرفتند. لازم به ذکر است که اگر چه نمونه‌گیری به صورت خوشبای بود اما در تحلیل‌های آماری فرد به عنوان واحد تحلیل در نظر گرفته شد. بر این اساس پرسشنامه‌هایی که به صورت ناقص تکمیل شده بودند حذف گردیدند که در نهایت ۴۲۶ پرسشنامه مورد تحلیل قرار گرفت.

1- Krejcie & Morgan

### ابزار پژوهش

فرم کوتاه شده‌ی مقیاس احساس تنهایی اجتماعی- عاطفی<sup>۱</sup> (**SELSA-S**). این مقیاس توسط دی توماسو، برانن و بست<sup>۲</sup> (۲۰۰۴) تهیه شده و شامل ۱۵ گویه و سه زیر مقیاس به نام‌های احساس تنهایی رمانیک، خانوادگی و اجتماعی می‌باشد. در مقابل هر گویه طیفی ۵ نمره‌ای از کاملاً مخالفم (نمره ۱) تا کاملاً موافقم (نمره ۵) قرار دارد. افزایش نمره در هر زیر مقیاس بیان‌گر احساس تنهایی بیشتر در آن بعد می‌باشد. پایایی و روایی این مقیاس در پژوهش‌های متعددی مورد تأیید قرار گرفته است (دی توماسو و همکاران، ۲۰۰۳، ۲۰۰۴؛ دی توماسو، توربید، پولین و راینسون، ۲۰۰۷؛ رزانسین، ۲۰۰۷؛ گوسنس<sup>۳</sup> و همکاران، ۲۰۰۹).

در پژوهش حاضر به منظور تعیین روایی پرسشنامه از تحلیل عوامل به روش مؤلفه‌های اصلی با چرخش واریماکس استفاده شد. ملاک استخراج عوامل شبیه منحنی اسکری<sup>۴</sup> و ارزش ویژه<sup>۵</sup> بالاتر از یک بود که بر اساس این ملاک‌ها ۳ عامل استخراج گردید. سؤال ۱۵ به دلیل بار عاملی پایین از مجموع سوالات حذف گردید و در نهایت ۳ عامل احساس تنهایی رمانیک با ۴ گویه و احساس تنهایی خانوادگی و اجتماعی، هر کدام با ۵ گویه، در مقیاس سنجیده شد.

ضریب KMO برابر ۰/۸۱۵ و ضریب کرویت بارتلت برابر ۰/۰۰۰۱ (۲۱۹۳/۶۰ <P>) بود که نشان از کفايت نمونه‌گیری سوالات و کفايت ماتریس همبستگی پرسشنامه داشت. ضریب پایایی حاصله برای ابعاد احساس تنهایی رمانیک، احساس تنهایی خانوادگی و احساس تنهایی اجتماعی به ترتیب برابر ۰/۸۳، ۰/۷۷ و ۰/۷۴ بود. از آنجا که مجموع احساس تنهایی رمانیک و احساس تنهایی خانوادگی معادل با احساس تنهایی عاطفی بود ضریب الگای آن نیز محاسبه شد، که برابر با ۰/۷۶ بود. در پژوهش حاضر با در نظر گرفتن هدف تحقیق تنها نمره کل مقیاس مدنظر قرار گرفت.

پرسشنامه‌ی تجارت افسرده ساز<sup>۶</sup> (**DEQ**). این پرسشنامه در سال ۱۹۷۶، توسط بلات

- 1- Social-Emotional Loneliness Scale for Adults-Short form
- 2- Best
- 3- Turbide, Poulin, & Robinson
- 4- Goossens
- 5- Scree Plot
- 6- Eigenvalue
- 7- Depressive Experiences Questionnaire

و همکارانش تهیه (بلاط، دی افليتی<sup>۱</sup> و کوئینلان<sup>۲</sup>، ۱۹۷۶) و مورد تجدیدنظر قرار گرفته است. پرسشنامه تجارب افسرده ساز DEQ، مشتمل بر ۶۶ گویه می باشد و تحلیل عامل اولیه آن، توسط مؤلفان،<sup>۳</sup> فاکتور را نشان داد: وابستگی (D) که متناظر با افسرده‌گی انتکایی می باشد و خود انتقادی (SC) که متناظر با افسرده‌گی درون فکن است و همچنین فاکتور کارآمدی (E) که با اطمینان، احساس کارآمدی در مورد توانائی‌ها و قابلیت‌های فرد مربوط می باشد. هر گویه بر روی طیف ۵ گزینه‌ای از کاملاً موافق (نمره ۵) تا کاملاً مخالف (نمره ۱) نمره‌گذاری می شود. پایایی و روایی این مقیاس در پژوهش‌های متعدد بررسی و تأیید شده است (بلاط و همکاران، ۱۹۹۲، ۱۹۹۵؛ زورف، منگراین و اگراجا،<sup>۴</sup> ۱۹۹۴).

نسخه‌ی فارسی این پرسشنامه برای اولین بار در پژوهش حاضر، مورد استفاده قرار گرفته است. برای تعیین روایی پرسشنامه از روش تحلیل عاملی به شیوه‌ی مؤلفه‌های اصلی استفاده شد. ملاک استخراج عوامل شبیه منحنی اسکری و ارزش ویژه بالاتر از یک بود که بر این اساس ۳ عامل استخراج شد. پرسشنامه‌ی اولیه شامل ۶۶ ماده بود که بر اساس وزن‌های عاملی به دست آمده، ۱۹ گویه (سؤالات،<sup>۵</sup> ۴، ۵، ۶، ۲۱، ۱۲، ۲۲، ۲۷، ۳۱، ۳۴، ۴۲، ۴۶، ۴۷، ۴۹، ۵۴، ۵۶، ۵۷، ۶۳ و ۶۵) به دلیل وزن عاملی پایین حذف گردید و در نهایت ۴۷ گویه در تحلیل نهایی مورد استفاده قرار گرفتند که ۱۷ گویه خود انتقادی (SC)، ۱۸ گویه وابستگی (D) و ۱۲ گویه کارآمدی (E) را می سنجند. مقدار ضریب KMO برابر با ۰/۸۰ و ضریب کرویت بارتلت برابر ۴۲۶۷/۲۶ ( $P < 0.001$ ) بود، که هر دو شاخص کفایت شواهد برای انجام تحلیل عامل را نشان دادند. برای تعیین پایایی از ضریب پایایی آلفای کرونباخ استفاده گردید که ضرایب پایایی برای خود انتقادی، وابستگی و کارآمدی به ترتیب برابر ۰/۷۶، ۰/۷۴ و ۰/۷۴ به دست آمد.

پرسشنامه‌ی دلبستگی به والدین و همسالان<sup>۶</sup> (IPPA). این پرسشنامه توسط آرمسلدن<sup>۷</sup> و گرینبرگ<sup>۸</sup> (۱۹۸۷) تهیه شده است. مشتمل بر ۲۴ گویه است که ۱۲ گویه ادراک دلبستگی

1- D'Afflitti

2- Quinlan

3- Mongrain & Igreja

4- Inventory of Parent and Peer Attachment

5- Armsden

6- Greenberg

به والدین و ۱۲ گویه ادراک دلبستگی به همسالان را می‌سنجد.

هر گویه در مقیاس ۵ گرینه‌ای لایکرت از کاملاً مخالفم (نمره ۱) تا کاملاً موافقم (نمره ۵) قرار دارد. گویه‌های ۷ و ۱۹ بطور معکوس و سایر گویه‌ها بطور مستقیم نمره‌گذاری می‌شوند. پایابی و روایی پرسشنامه در پژوهش‌های متعددی مورد تأیید قرار گرفته است (آرمسلن، مک کالی، گرینبرگ، بورک و میشل<sup>۱</sup>؛ میوس، استروگل و والبرگ<sup>۲</sup>؛ لایبل، کارلو و رواچ<sup>۳</sup>؛ لایبل، ۲۰۰۷؛ ۲۰۰۴). در پژوهش حاضر به منظور تعیین روایی پرسشنامه از تحلیل عوامل به روش مؤلفه‌های اصلی با چرخش واریماکس استفاده شد. ملاک استخراج عوامل شیب متحنی اسکری و ارزش ویژه بالاتر از یک بود که بر اساس این ملاک‌ها ۲ عامل استخراج شد. سؤالات<sup>۴</sup>، ۲۱، ۲۳ و ۲۴ به دلیل بار عاملی پائین از مجموع سؤالات حذف شدند. مقدار ضریب KMO برابر ۰/۸۶ و ضریب کرویت برابر ۰/۷۷<sup>۵</sup> بود. برای تعیین پایابی پرسشنامه، از ضریب پایابی آلفای کرونباخ استفاده گردید که ضریب پایابی برای بُعد دلبستگی به والدین ۰/۸۸ و برای بُعد دلبستگی به همسالان ۰/۷۷ به دست آمد.

### یافته‌ها

در جدول شماره‌ی ۱، میانگین و انحراف معیار متغیرهای پژوهش و نتایج آزمون تی در بین دختران و پسران ارایه شده است.

نتایج مندرج در جدول نشان می‌دهد که میانگین نمره‌های دختران در متغیرهای دلبستگی به همسالان و وابستگی به طور معنی‌داری بالاتر از پسران است. در سایر متغیرهای پژوهش هر چند میانگین نمره‌های دختران و پسران با هم متفاوت است، اما به سطح معناداری نمی‌رسد. با توجه به تفاوت‌های مشاهده شده، در تحلیل مسیر مدل پژوهش نقش جنسیت مورد بررسی قرار گرفت.

در جدول شماره‌ی ۲ ماتریس همبستگی متغیرهای مورد پژوهش در کل آزمودنی‌ها آورده شده است. همان‌گونه که یافته‌های جدول نشان می‌دهد اکثر ضرایب معنی‌دار می‌باشند و

1- McCauley, Burke, & Mitchell  
2- Meeus, Oosterwegel, & Vollebergh  
3- Laible, Carlo, & Roecsh

جدول ۱. نتایج حاصل از آزمون  $t$  بر روی متغیرهای پژوهش، برای مقایسه دو جنس

P<	t	پسران		دختران		متغیر
		SD	M	SD	M	
NS	۱/۳۲	۸/۷۱	۴۱/۱۴	۸/۰۳	۴۲/۲۵	دلبستگی به والدین دلبستگی به همسالان
۰/۰۵	۲/۴۶	۶/۲۸	۲۸/۷۱	۶/۳۸	۳۰/۲۲	
NS	۱/۱۷	۱۰/۱۶	۴۷/۹۰	۱۰/۰۶	۴۹/۰۴	خودانتقادی واستگی
۰/۰۱	۳/۱۵	۹/۲۸	۵۷/۵۳	۹/۷۷	۶۰/۴۴	
NS	۰/۷۶	۶/۶۹	۴۵/۳۲	۶/۷۵	۴۵/۸۱	کارآمدی
NS	۰/۳۵	۷/۶۱	۲۵/۷۹	۷/۴۰	۲۶/۶۱	احساس تنهایی اجتماعی
NS	۱/۱۳	۴/۳۱	۱۳/۴۲	۴/۵۴	۱۳/۲۷	احساس تنهایی عاطفی
NS	۰/۷۷	۹/۸۹	۳۶/۴۴	۹/۴۲	۳۷/۱۶	احساس تنهایی

جدول ۲. ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش

متغیر							
۸	۷	۶	۵	۴	۳	۲	۱
					۱		۱
						** /۲۰	۲- دلبستگی به همسالان
					۱	** -/۲۴	۳- خودانتقادی
				۱	** /۲۲	۴- وابستگی	۵- کارآمدی
			۱	** /۲۲	-/۰۷	/۰۶	
		۱	*	*	-/۱۰	** /۰۴۰	۶- احساس تنهایی اجتماعی
	۱	** /۵۶	** -/۲۵	** -/۱۸	** /۲۸	** -/۲۷	۷- احساس تنهایی عاطفی
۱	** /۹۴	** /۷۹	** -/۲۲	** -/۱۷	** /۳۰	** -/۰۵۵	۸- احساس تنهایی

N=۴۲۶ \*P<0/05 \*\*P<0/001

جدول ۳. شاخصهای برازش مدل‌های اولیه و اصلاح شده

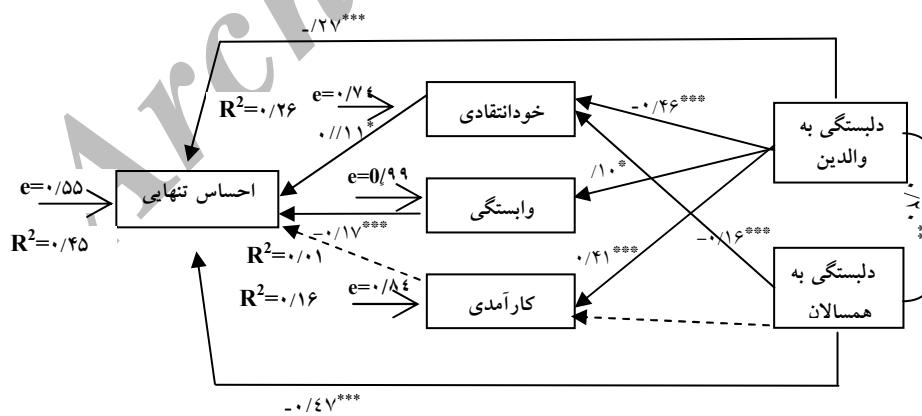
RMSEA	CFI	IFI	AGFI	GFI	مجذور خی	شاخص مدل
۰/۰۹	۰/۸۲	۰/۸۲	۰/۷۳	۰/۹۲	۱۰۹/۹۱	مدل اولیه
۰/۰۱	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۸	۰/۹۹	۱/۱۶	مدل اصلاح شده

به همین لحاظ امکان بررسی مدل فراهم شد.

به منظور تجزیه و تحلیل مدل پیشنهادی پژوهش، با استفاده از نرم‌افزار AMOS ویرایش ۲۰، ضرایب مسیر مدل مذکور، محاسبه شد. به منظور افزایش برآذش مدل همچنین شاخص‌های اصلاح مدل نیز محاسبه گردید. بر اساس شاخص‌های اصلاح مدل تغییر خاصی در پارامترهای اصلی پیشنهاد نشده بود و صرفاً در نظر گرفتن همبستگی بین واریانس‌های خطای متغیرهای میانجی با یکدیگر پیشنهاد شده بود. علاوه بر این، بر اساس معنی‌داری ضرایب استاندارد، مسیرها مورد پیرایش قرار گرفتند و ضرایب غیرمعنی‌دار از مدل حذف شدند. سپس شاخص‌های برآذش مدل قبل و بعد از اصلاحات و پیرایش‌ها محاسبه شد. در جدول شماره ۳ مهمترین شاخص‌های برآذش قبل و بعد از اصلاح مدل، آورده شده است.

همان‌گونه که مشاهده می‌شود پس از اصلاح مدل، شاخص‌های برآذش IFI، AGFI، CFI و IFI بالاتر از ۰/۹۰، مقدار RMSEA کمتر از ۰/۰۵ و مقدار مجدول خی کمتر از ۲ می‌باشد که بیانگر برآذش مطلوب مدل بود.

در شکل شماره ۲ دیاگرام مسیر و ضرایب حاصله مدل اصلاح شده، آورده شده است. لازم به ذکر است که ضرایب حذف شده به صورت خط چین آورده شده‌اند. نتایج حاکی از آن بود که در رابطه‌ی مستقیم انواع دلستگی با عوامل شخصیتی، دلستگی به والدین به گونه منفی پیش‌بینی کننده خودانتقادی ( $\beta=-0/46$ ) و به گونه مثبت پیش‌بینی کننده وابستگی ( $\beta=0/10$ ) و کارآمدی ( $\beta=0/41$ ) می‌باشد.



\*P<0.05 \*\*P<0.01 \*\*\*P<0.001

شکل ۲. نمودار مسیر مدل نهایی

بر اساس ضرایب استاندارد رگرسیون، دلبستگی به همسالان، تنها پیش‌بینی کننده منفی خود انتقادی است ( $\beta = -0.16$ ). همچنین نتایج نشان داد که دلبستگی به والدین هم به صورت مستقیم ( $\beta = 0.27$ ) و هم به واسطه عوامل خودانتقادی و وابستگی پیش‌بینی کننده احساس تنها بودند. در مورد دلبستگی به همسالان نیز ضرایب ( $\beta = -0.47$ ) نشانگر پیش‌بینی مستقیم احساس تنها بود. از میان فاکتورهای شخصیتی بلات نیز خودانتقادی بصورت غیرمستقیم نقش پیش‌بین داشته است. از میان فاکتورهای شخصیتی بلات نیز خودانتقادی ( $\beta = 0.11$ ) و وابستگی ( $\beta = -0.17$ ) بطور معناداری پیش‌بینی کننده احساس تنها بود، اما متغیر کارآمدی نتوانسته است بطور همزمان پیش‌بینی کننده معنی‌دار این متغیر باشد. و برای تعیین معنی‌داری اثرات غیرمستقیم متغیرهای میانجی از روش نمونه‌گیری‌های مکرر "خود راهانداز"<sup>۱</sup> (بولن و استین، ۱۹۹۰؛ شراوت و بولگر، ۲۰۰۲) با فاصله اطمینان ۹۵ درصدی توزیع نمونه‌گیری اثرات، استفاده شد. در جدول شماره ۴ ضرایب مسیر مستقیم، غیرمستقیم و کل مدل آورده شده است.

جدول ۴. اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل متغیرهای برون زاد بر متغیر درون زاد در مدل نهایی

متغیر	دلبستگی به والدین	دلبستگی به همسالان
<b>اثرات مستقیم متغیرهای برون زاد بر متغیرهای درون زاد</b>		
احساس تنها بی	$-0.27^{***}$	$-0.47^{***}$
خود انتقادی	$-0.46^{***}$	$-0.16^{***}$
وابستگی	$0.10^*$	----
کارآمدی	$0.41^{***}$	----
<b>اثرات غیرمستقیم متغیرهای برون زاد بر متغیر درون زاد نهایی با واسطه‌گری فاکتورهای شخصیتی</b>		
احساس تنها بی	$-0.08$	$-0.02$
<b>اثرات کل متغیرهای برون زاد بر متغیرهای درون زاد</b>		
احساس تنها بی	$-0.35^{***}$	$-0.48^{***}$
خود انتقادی	$-0.46^{***}$	$-0.16^{***}$
وابستگی	$0.10^*$	$-0.01$
کارآمدی	$0.41^{***}$	$-0.02$

1- bootstraps

نتایج آزمون خود راه انداز نشان داد که سهم واسطه‌گری متغیرها برای دلبستگی به والدین برابر  $0.08$  (در دامنه  $95$  درصد،  $0.03$  تا  $0.14$ ) و معنی‌دار بود ( $P < 0.01$ ) ولی برای دلبستگی به همسالان برابر  $0.02$  (در دامنه  $95$  درصد،  $0.02$  تا  $0.07$ ) و معنی‌دار نبود ( $P > 0.05$ ). بر این اساس متغیرهای میانجی تنها در مورد دلبستگی به والدین نقش واسطه‌ای داشتند. علاوه بر این در خصوص هر یک از متغیرهای میانجی نیز به تفکیک اثرات غیرمستقیم محاسبه شد که بر اساس نتایج آزمون خود راه انداز برای متغیرهای خود انتقادی، وابستگی و کارآمدی به ترتیب برابر  $-0.06$ ،  $-0.02$  و  $-0.01$  بود. که بر اساس دامنه اطمینان  $95$  درصدی تنها اثر متغیر خود انتقادی معنی‌دار بود ( $P < 0.02$ ).

### بحث و نتیجه‌گیری

هدف از پژوهش حاضر بررسی احساس تنها‌ی در قالب نظریه‌ی دلبستگی و مدل تمایلات شخصی بلات (۱۹۹۰) بود. به همین لحاظ در ادامه مسیرهای مورد تحلیل به صورت مرحله‌ای مورد بحث و تفسیر قرار خواهد گرفت.

همان‌گونه که یافته‌های حاصل از شکل ۲ نشان می‌دهد دلبستگی به والدین، احساس تنها‌ی را به طور منفی پیش‌بینی می‌کند. شواهد پژوهشی متعدد (برای نمونه رزانسین، ۲۰۰۷؛ بوگائرتز و همکاران، ۲۰۰۶؛ وی، راسل و زیکلیک، ۲۰۰۵؛ دیتماسو و همکاران، ۲۰۰۳؛ لاروس و همکاران، ۲۰۰۲) تأیید کننده یافته مذکور می‌باشد.

در توجیه این یافته، مطابق با نظر شیور و میکولینسر (۲۰۰۲) می‌توان گفت با کاهش دلبستگی به والدین، نوجوانان به واسطه‌ی مدل‌های ذهنی یا خودپندارهای منفی نسبت به خود یا دیگران، یک بازنمایی شناختی مبنی بر اینکه سزاوار محبت نیستند و به دلیل عدم صلاحیت اجتماعی طرد خواهند شد یا اینکه دیگران قابل اطمینان نیستند، دارند. این پیش‌بینی‌ها و انتظارات مفروض راجع به خود و دیگران می‌تواند بر توانایی فرد در برقراری و بسط روابط صمیمی و نزدیک عاطفی تأثیر گذاشته، از کیفیت و صمیمیت روابط میان فردی بکاهد و در نتیجه به احساس تنها‌ی منجر گردد.

از دیگر یافته‌های حاصل در شکل ۲، اثر کاهش دلبستگی به والدین بر احساس تنها‌ی با

میانجی‌گری خود انتقادی بود. این یافته و یافته‌ی پیشین تأییدی است بر اظهارات ویزمن و همکاران (۲۰۰۶) مبنی بر اینکه اگرچه دلبتگی نایمن به والدین و خودانتقادی در دید منفی به خود و در نتیجه احساس تنها‌ی سهمی دارند، ولی هر کدام جنبه‌ی خاصی از خودپنداره را منعکس می‌کنند. در واقع کاهش دلبتگی از یک سو با ایجاد خودپنداره‌های منفی در زمینه ارتباطات بین فردی با دیگران مهم و در نتیجه احساس طرد شدن و محبوب نبودن، بطور مستقیم به احساس تنها‌ی دامن می‌زند. از سوی دیگر کاهش دلبتگی از طریق خود انتقادی و با ایجاد خود پنداره‌های منفی درون فردی - مشتمل بر ارزیابی‌های منفی و انتظارات غیرواقعی از خود و در نتیجه کاهش عزت نفس - به احساس تنها‌ی منجر می‌گردد. در این راستا نتایج تحقیقات جونز<sup>۱</sup>، فریمون<sup>۲</sup> و گسویک<sup>۳</sup> (۱۹۸۱) و گودوارک<sup>۴</sup> و فرانک<sup>۵</sup> (۱۹۸۸) نیز حاکی از ارتباط منفی معنادار بین عزت نفس و احساس تنها‌ی است.

همان گونه که شکل شماره ۲ نشان می‌دهد، دلبتگی به همسالان نیز احساس تنها‌ی را بطور مستقیم پیش‌بینی می‌کند که همسو با نتایج تحقیقات (مونشی، ۲۰۰۹؛ رزان سسین، ۲۰۰۷؛ بوگائترز و همکاران، ۲۰۰۶) می‌باشد. همان‌گونه که در شکل شماره ۲ مشاهده می‌شود تأثیر مستقیم و منفی دلبتگی به همسالان بر احساس تنها‌ی ( $\beta = -0.46$ ،  $P < 0.001$ )، تقریباً دو برابر ضریب حاصل در رابطه دلبتگی به والدین و احساس تنها‌ی ( $\beta = -0.27$ ،  $P < 0.001$ ) است، اما تأثیر دلبتگی به همسالان بر احساس تنها‌ی با واسطه متغیرهای شخصیتی بلاط، ناچیز می‌باشد.

در خصوص اثر مستقیم دلبتگی به همسالان بر احساس تنها‌ی و واسطه‌گری بسیار ضعیف متغیرهای شخصیتی می‌توان این‌گونه نتیجه گرفت که دلبتگی به همسالان نسبت به دلبتگی به والدین، بیشتر منجر به شکل‌گیری طرحواره‌های منفی بین فردی می‌شود. به عبارت دیگر دلبتگی به همسالان تأثیر چندانی بر شکل‌گیری طرحواره‌های منفی درون فردی (خود انتقادی، وابستگی و کارآمدی) ندارد. این یافته در عین حال که می‌تواند به عنوان یکی از دستآوردهای قابل توجه پژوهش حاضر به حساب آید، از منظر نظریه جدایی -

1- Jones

2- Freemon

3- Goswick

4- Woodward

5- Frank

فردیت<sup>۱</sup> (لاپسلی<sup>۲</sup>، ۱۹۹۳)، قابل توجیه است. بر اساس این دیدگاه نوجوانان برای کسب هویت نیاز به جدایی از والدین و نزدیکی به دوستان دارند، در نتیجه اثرات عدم دلبستگی به همسالان، در این سنین بسیار آسیب‌زاتر از جدایی از والدین است. زیرا این دلبستگی امکان مقابله با درد جدایی از والدین و مستقل شدن را فراهم می‌آورد. بنابراین دلبستگی به همسالان بدون آنکه تأثیر منفی بر هویت اجتماعی فرد داشته باشد، به صورت مستقیم و منفی با احساس تنهایی ارتباط پیدا می‌کند. از یافته‌های مغایر با پژوهش‌های پیشین در شکل ۲، واسطه‌گری منفی وابستگی در رابطه بین دلبستگی و احساس تنهایی است. یافته‌های پیشین در سایر فرهنگ‌ها، حاکی از همبستگی مثبت بین وابستگی و احساس تنهایی بوده است (بلات، سکافر<sup>۳</sup>، بزر<sup>۴</sup> و کوئینلان، ۱۹۹۲؛ آتگر<sup>۵</sup> و همکاران، ۲۰۰۳؛ بسر و همکاران، ۲۰۰۳؛ ویزمن و همکاران، ۲۰۰۶).

در توجیه این یافته می‌توان به نتایج برخی تحقیقات (روود<sup>۶</sup> و برنهم<sup>۷</sup>، ۱۹۹۵ و بلات، زوهر<sup>۸</sup> و کوئینلان، ۱۹۹۵) در خصوص تحلیل عامل بُعد وابستگی در پرسشنامه تجارب افسرده ساز (DEQ) اشاره نمود. نتایج این پژوهش‌ها، نشان داده‌اند که وابستگی از دو بُعد پیوندجویی<sup>۹</sup> و نیازمندی<sup>۱۰</sup> تشکیل شده است. آنها اظهار داشتند که بُعد پیوندجویی با ارزیابی و اهمیت به روابط میان فردی و حساسیت نسبت به تأثیرگذاری اعمال فرد بر دیگران مشخص می‌گردد، که با افسرده‌گی همبستگی ندارد اما بُعد نیازمندی با نگرانی‌های مضطربانه راجع به طرد شدن احتمالی فرد مشخص می‌شود و مرتبط با افسرده‌گی است. بنابراین نمره حاصل از بُعد وابستگی در پرسشنامه DEQ می‌تواند در هر دو بُعد پیوندجویی یا نیازمندی بارگذاری شود. ظاهراً در فرهنگ جامعه ایرانی نمره حاصله بیشتر در بُعد ارتباطی بارگذاری شده است که در نتیجه منجر به رابطه منفی بین وابستگی و احساس تنهایی شده است. در واقع وابستگی

- 
- 1- Separation-Individuation
  - 2- Lapsley
  - 3- Schaffer
  - 4- Bers
  - 5- Atger
  - 6- Rude
  - 7- Burnham
  - 8- Zohar
  - 9- connectedness
  - 10- neediness

ارزیابی شده در پژوهش حاضر یک وابستگی سالم است نه آسیب‌زا و با شکل گرفتن آن نوجوان احساس تنهایی کمتری را تجربه خواهد نمود. از دیگر یافته‌ها در دیاگرام ۲، آن است که دلبستگی به والدین پیش‌بینی کننده مثبت و معناداری برای کارآمدی می‌باشد که همسو با نتایج پژوهش (وی و همکاران، ۲۰۰۵؛ ویزمن و همکاران، ۲۰۰۶) می‌باشد. این یافته همچنین همسو با نظریه دلبستگی می‌باشد که بیان می‌کند دلبستگی ایمن در افراد، منجر به شکل‌گیری مدلی مثبت از توانایی‌های خود و ادراک بیشتر خودکارآمدی می‌گردد. اما عدم واسطه‌گری کارآمدی در پیوند بین دلبستگی به والدین و احساس تنهایی تا حدودی مغایر با یافته‌های پیشین بود. احتمالاً مغایرت مشاهده شده تا حدودی ناشی از ساختار پرسشنامه IPPA می‌باشد، زیرا در این پرسشنامه سبک‌های دلبستگی نا ایمن مشخص نشده و در تحقیقاتی که نقش واسطه‌گری این متغیر تأیید شده است (وی و همکاران، ۲۰۰۵؛ ویزمن و همکاران، ۲۰۰۶)، انواع دلبستگی نا ایمن دوسوگرا و اجتنابی مورد سنجش قرار گرفته و کارآمدی تنها ارتباط بین دلبستگی دوسوگرا و احساس تنهایی را واسطه‌گری نموده است.

در مجموع نتایج حاصل از تحلیل مسیرهای انجام شده بر روی مدل فرضی پژوهش حاضر نشان داد که دلبستگی به والدین و دوستان به صورت مستقیم پیش‌بینی کننده‌ی قوی برای احساس تنهایی محسوب می‌شوند، اما اثرات غیرمستقیم ضعیف هستند.

در خصوص محدودیت‌های پژوهش حاضر می‌توان به دو مسئله اشاره نمود. نخست اینکه در تعمیم نتایج به سایر گروه‌های جامعه باید احتیاط نمود چون شرکت کنندگان پژوهش حاضر در اواخر دوران نوجوانی بودند. بر همین اساس پیشنهاد می‌شود تحقیق حاضر در گروه‌های سنی بالاتر نیز تکرار شود. دوم اینکه پژوهش حاضر در قالب یک طرح همبستگی صورت گرفته است و در استنباط روابط علیٰ از آن باید جانب احتیاط را رعایت نمود. بر این اساس پیشنهاد می‌شود طرح در قالب یک طرح آزمایشی تکرار شود.

سخن آخر اینکه پژوهش حاضر تنها مقدمه‌ای برای آغاز تحقیقات گسترده‌تر در زمینه‌ی تأثیر متغیرهای شخصیت بلات بر احساس تنهایی و دیگر کارکردهای روان‌شناختی می‌باشد؛ توجه به نتایج و محدودیت‌های این مطالعه امکان تحقیق در این زمینه را فراهم می‌سازد.

## منابع

## لاتین

- Armsden, G. C., & Greenberg, M. T. (1987). The inventory of parent and peer attachment: Individual differences and their relationships to psychological well-being in adolescence". *Journal of Youth and Adolescence*, 16 (5), 427-454.
- Armsden, G. C., McCauley, E., Greenberg, M. T., Burke, P. M., & Mitchell, J. R. (1990). Parent and peer attachment in early adolescent depression. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 18 (6), 683-697.
- Atger, F., Frasson, G., Loas, G., Guibourge, S., Corcos, M., Perez Diaz, F., Speranza M., Venisse, J. L., Lang, F., Stephan, P., Bizouard, P., Flament, M., & Jeammet, P. (2003). Validation study of the Depressive Experience Questionnaire. *Encephale*, 29 (5), 445-455.
- Berguno, G., Leroux, P., McAinsh, K., & Shaikh, S. (2004). "Children's Experience of Loneliness at School and its Relation to Bullying and the Quality of Teacher Interventions. *The Qualitative Report*, 9 (3), 483-499.
- Besser, A., Flett, G. L., Davis, R. A. (2003). Self-criticism, dependency, silencing the self, and loneliness: A test of a mediational model. *Personality and Individual Differences*, 35 (8), 173-175.
- Blatt, S. J. (1974). Levels of object representation in analytic and introjective depression. *The Psychoanalytic Study of the Child*, 24, 107-157.
- Blatt, S. J., D'Aflitti, J. P., & Quinlan, D. M. (1976). Experiences of depression in normal young adults. *Journal of Abnormal Psychology*, 85, 383-389.
- Blatt, S. J. (1990). *Representational Structures in Psychopathology*. Retrieved from <http://www.Psychomedia.it/rapaport-klein/blatt-90.htm-13k>.
- Blatt, S. J., Schaffer, C. E., Bers, S. A., & Quinlan, D. M. (1992). Psychometric Properties of the Depressive Experiences Questionnaire for Adolescents. *Journal of Personality Assessment*, 59 (1), 82-98.
- Blatt, S. J., Zohar, A. H., & Quinlan, D. M. (1995). Subscales within the Dependency Factor of the Depressive Experiences Questionnaire. *Journal of Personality Assessment*, 64 (2), 319-339.
- Blatt, S. J., & Homann, E. (1992). Parent-child interaction in the etiology of dependent and self-critical depression. *Clinical Psychology Review*, 12, 47-91.

- Bogaerts, S., Vanheule, S., & Desmet, M. (2006). Feelings of Subjective Emotional Loneliness: An Exploration of Attachment. *Social Behavior and Personality*, 34 (7), 797-812.
- Bollen, K. A., & Stine, R. (1990). Direct and indirect effects: Classical and bootstrap estimates of variability. *Sociological Methodology*, 20, 115-40.
- Bowlby, J. (1969/1982). Attachment and loss, *Attachment* Vol.1, Basic Books, New York.
- Cacioppo, J. T., Hawkley, L. C., & M. H., Berntson. (2003). The Anatomy of Loneliness. *Current Directions in Psychological Science*, 12 (3), 71-74.
- DiTommaso, E., Brannen-McNulty, M. C., Ross, L., & Burgess, M. (2003). Attachment styles, social skills and loneliness in young adults. *Personality and Individual Differences*, 35, 303–312.
- DiTommaso, E., Turbide, J., Poulin,C., & Robinson, B. (2007). A French- Canadian adaptation of social and emotional loneliness scale for adults. *Journal of Social Behavior and Personality*, 35 (3), 339-350.
- DiTommaso, E., Brannen, C., & Best, L. A. (2004). Measurement and validity characteristics of the short version of the social and Emotional Loneliness scale for Adults. *Educational and Psychological Measurement*, 64 (1), 99-119.
- Goossens, L., Lasgaard, M., Luyckx, K., Vanhalst, J., Mathias, S., & Masy, E. (2009). Loneliness and solitude in adolescence: A confirmatory factor analysis of alternative models. *Personality and Individual Differences*, 47, 890–894.
- Hojat, M. (1982). Loneliness as a function of parent-child and peer relations. *Journal of Psychology*, 112, 129-133.
- Horowitz, L. M., & French, R. D. (1979). Interpersonal problems of people who describe themselves as lonely. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 47, 762–764.
- Jones, W. H., & Moore, T. L. (1987). Loneliness and Social Support. In M. Hojat & R. Crandall (Eds.), *Loneliness: Theory, research and applications* (145-156). Newbury Park, California: Sage Publications.
- Jones, W. H., Freemon, J. E., & Goswick, R. A. (1981). The persistence of loneliness: Self and other determinants. *Journal of Personality*, 49, 27-28.
- Krejcie, R. V., & Morgan, D. W. (1970). Determining sample size for research activities. *Educational & Psychological Measurement*, 30, 607-610.

- Laible, D. J. (2007). Attachment with parents and peers in late adolescence: Links with emotional competence and social behavior. *Personality and Individual Differences*, 43 (5), 1185-1197.
- Laible, D. J., Carlo, G., & Roesch, S. C. (2004). Pathways to self-esteem in late adolescence: The role of parent and peer attachment, empathy and social behaviours. *Journal of Adolescence*, 27 (6), 703-716.
- Lapsley, D. K. (1993). Toward an integrated theory of adolescent ego development: The "new look" at adolescent egocentrism. *American Journal of Orthopsychiatry*, 63, 562-571.
- Larose, S., Guay, F., & Boivin, M. (2002). Attachment, social support and loneliness in young adulthood: A test of two models. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 28, 684-693.
- McWhirter, B. T. (1990). Loneliness: A review of current literature, with implications for counseling and research. *Journal of Counseling and Development*, 68, 417-422.
- Meeus, W., Oosterwegel, A., & Vollebergh, W. (2002). Parental and peer Attachment and identity development in adolescence. *Journal of Adolescence*, 25, 93-106.
- Moon, SH. (2009). Relationship of peer relationships, perceived parental rearing attitudes, self-reported attachment security, to loneliness in upper elementary school-age children. *J Korean Acad Nurs*, 39 (3), 401-8.
- O'Koon, J. (1997). Attachment to parents and peers in late adolescence and their relationship with self-image. *Adolescence*, 32 (126), 471-482.
- Rezan Çeçen, A. (2007). The Turkish short version of the social and emotional loneliness scale for adults (SELSA-S): Initial development and validation. *Social Behavior and Personality: An International Journal*, 35 (6), 717-734.
- Rude, S. S., & Burnham, B. L. (1995). Connectedness and neediness: Factors of the DEQ and SAS dependency scales. *Cognitive Therapy and Research*, 19 (3), 323-340.
- Saklofske, D. H., & Yackulic, R. A. (1989). Personality predictors of loneliness. *Personality and Individual Differences*, 10, 467-472.
- Saklofske, D. H., Yackulic, R. A., & Kelly, I. W. (1986). Personality and loneliness. *Personality and Individual Differences*, 7, 899-901.
- Schmitt, J. P., & Kurdek, L. A. (1985). Age and gender differences and personality correlates of loneliness in different relationships. *Journal of Personality Assessment*, 49, 485-496.
- Seepersad, S. S. (2006). Retrieved from [www.webofaloneliness.com](http://www.webofaloneliness.com).
- Sejiner, R., & Mahajna, S. (2004). How the future orientation of traditional Israeli Palestinian girls links beliefs about women's

- roles and academic achievement. *Psychology of women quarterly*, 28, 122-135.
- Shaver, P. R., & Mikulincer, M. (2002). Attachment-related psychodynamics. *Attachment & Human Development*, 4 (2), 133-161.
- Shrout, P. E., & Bolger, N. (2002). Mediation in experimental and nonexperimental studies: New procedures and recommendations. *Psychological Methods*, 7, 422-445.
- Snodgrass, M. A. (1987). The Relationships of Differential Loneliness, Intimacy, and Characterological Attributional Style to Duration of Loneliness. In M. Hojat & R. Crandall (Eds.), *Loneliness: Theory, research and applications* (173-186). Newbury Park, California: Sage Publications.
- Solano, C. H. (1987). Loneliness and Perceptions of Control: General Traits Versus Specific Attributions In M. Hojat & R. Crandall (Eds.), *Loneliness: Theory, research and applications* (201-214). Newbury Park, California: Sage Publications.
- Stoeckli, G. (2010). The Role of Individual and Social Factors in Classroom Loneliness. *The Journal of Educational Research*, 103, 28-39.
- Wei, M., Russell, D. W., & Zakalik, R. A. (2005). Adult Attachment, Social Self-Efficacy, Self-Disclosure, Loneliness, and Subsequent Depression for Freshman College students: A Longitudinal Study. *Journal of Counseling Psychology*, 52 (4), 602-614.
- Wiseman, H. (1997). Interpersonal relatedness and self-definition in the experience of loneliness during the transition to university. *Personal Relationships*, 4, 285-299.
- Wiseman, H., Mayseless, O., & Sharabany, R. (2006). Why are they lonely? Perceived quality of early relationships with parents, attachment, personality predispositions and loneliness in first-year University. *Personality and Individual Differences*, 40 (2), 237-248.
- Woodward, J. C., & Frank, B. D. (1988). Rural adolescent loneliness and coping strategies. *Adolescence*, 23, 559-565.
- Zuroff, D. C., Quinlan, D. M., & Blatt, S. J. (1990). Psychometrics properties of the Depressive Experiences Questionnaire in a college population. *Journal of Personality Assessment*, 55 (1-2), 65-72.
- Zuroff, D. J., Igreja, I., & Mongrain, M. (1994). Dysfunctional attitudes, dependency, and self-criticism as predictors of depressive mood states: A 12-month longitudinal study. *Cognitive Therapy and Research*, 14, 315-326.
- Zuroff, D. C., & Fitzpatrick, D. K. (1995). Depressive personality styles: Implications for adult attachment. *Personality and Individual Differences*, 18 (2), 253-365.