

روایی و اعتبار پرسشنامه رگه هوش هیجانی پترایدز و فارنهام

The Validity and Reliability of Petrides and Furnham's Trait Emotional Intelligence Questionnaire

Ali Ahmadi Azghandi

M. A. in Psychology

Farzam Ferasat Memar

Islamic Azad University

Rasht Branch

فرزام فراسات معمار

دانشگاه آزاد اسلامی

واحد رشت

علی احمدی ازغندی

کارشناس ارشد روانشناسی

Seyed Hassan Taghavi

M. A. in Psychology

Azadeh Abolhassani

M. A. In Counseling & Guidance

آزاده ابوالحسنی

کارشناس ارشد مشاوره و راهنمایی

سیدحسین تقوی

کارشناس ارشد روانشناسی

Abstract

This research examined the validity and reliability of the Trait Emotional Intelligence questionnaire (Petrides & Furnham, 2001), as well as the academic level and gender differences in emotional intelligence. A random selection of 936 Iranian middle-school and high-school students, living in Gilan Province (North of Iran) were administered this questionnaire and the Shrink's Emotional Intelligence (1999) Test. Factor analysis of data showed that the Petrides and Furnham's questionnaire (2001) measures the main aspects of theoretical structure of the emotional intelligence construct, including perception and assessment of affects in self and others, optimism, self-awareness, and social skills. The high correlations among different scores of the two scales confirmed the convergent validity of the scales. The internal consistency and test-retest methods indicated scale reliability at 0.76 and 0.71. Results indicated higher levels of emotional intelligence among female than male students. The main effect of level of education on the emotional intelligence and the interaction between gender and the academic level were not significant. Findings support the validity and reliability of Trait Emotional Intelligence questionnaire. A need for research on academic level and gender differences in emotional intelligence is addressed.

Key words : reliability, validity, emotional intelligence, factor analysis.

چکیده

پژوهش حاضر با هدف واری و روایی و اعتبار پرسشنامه رگه هوش هیجانی (پترایدز و فارنهام، ۲۰۰۱) و نیز بررسی تفاوت احتمالی بین دانش آموزان دختر و پسر دوره‌های تحصیلی در متغیر هوش هیجانی اجرا شد. ۹۳۶ نفر از دانش آموزان دوره‌های راهنمایی و متوسطه از ۱۹ منطقه آموزشی در استان گیلان به روش نمونه‌گیری سهمیه‌ای انتخاب شدند و افزون بر پرسشنامه مذکور، آزمون هوش هیجانی شرینگ (۱۹۹۹) نیز اجرا شد. نتایج تحلیل عاملی به روش بیشینه درست‌نمایی نشان دادند که پرسشنامه رگه هوش هیجانی (پترایدز و فارنهام، ۲۰۰۱) از چهار عامل درک و ارزیابی عواطف خود و دیگران، خوش‌بینی، خودآگاهی و مهارت‌های اجتماعی تشکیل شده است و عوامل عمده موجود در ساخت نظری، سازه هوش هیجانی را می‌سند. همبستگی‌های بالا بین نمره‌های دو مقیاس، روایی همگرایی آن را تأیید کردند. اعتبار مقیاس با روش‌های همسانی درونی و بازآزمایی به ترتیب برابر با ۰/۷۶ و ۰/۷۱۴ به دست آمد. نتایج نشان دادند نمره‌های هوش هیجانی دختران بیشتر از پسران است اما تفاوت بین دوره‌های تحصیلی و تعامل آن با جنس در هوش هیجانی معنادار نیست. یافته‌های پژوهش روایی سازه و اعتبار پرسشنامه رگه هوش هیجانی را مورد تأیید قرار دادند و ضرورت تداوم انجام پژوهش‌ها به منظور بررسی تفاوت‌های بین دو جنس و سطح تحصیلی در سازه هوش هیجانی مطرح شد.

واژه‌های کلیدی : اعتبار، روایی، هوش هیجانی، تحلیل عاملی.

Contact information e-mail : aliahmadi56@yahoo.com

مقدمه

علاقه به هوش هیجانی تا اندازه‌ای نشان‌دهنده آن است که تفاوت‌های فردی در پردازش اطلاعات هیجانی / عاطفی احتمالاً موفقیت در زندگی را پیش‌بینی می‌کند (سالووی و مهیر، ۱۹۹۰، گلن، ۱۹۹۶). مفهوم هوش هیجانی تا حدودی از باورهای نخستین در مورد هوش اجتماعی مشتق می‌شود (مهیر، دیپائولو و سالووی، ۱۹۹۰؛ سالووی و مهیر، ۱۹۹۰). سالووی و مهیر (۱۹۹۰) امکان تفاوت‌های فردی در توانایی‌های ادراک و بیان هیجان، فهم و مدیریت اطلاعات هیجانی را مطرح می‌کنند و بر این باورند که این تواناییها قابل یادگیری هستند.

مفهوم هوش هیجانی که برای نخستین بار توسط سالووی و مهیر (۱۹۹۰) مطرح شد، بر ویژگی‌های بین فردی هیجان تأکید دارد (کامپوس، کامپوس و بارت، ۱۹۸۹؛ اکمن، ۱۹۹۲). بنابر دیدگاه اجتماعی - کنشی^۱، هیجانها اطلاعات اجتماعی مناسبی در بردارند که در فهم چگونگی تعامل‌های موفقیت‌آمیز با دیگران به افراد کمک می‌کند (کلنتر و رینگ، ۱۹۹۸). بنابراین، هوش هیجانی به منزله توانایی تشخیص، پردازش و مدیریت هیجانهای خود و دیگران تعریف می‌شود. این تواناییها باید در فرایندهای زیربنایی ادراک علایم هیجانی و سازش یافتگی^۲ با موقعیتهای متفاوت یک بافت اجتماعی و هیجانی دخالت داشته باشند. هوش هیجانی مخرج مشترک خودآگاهی، مهارت‌ها، پشتکار، تلاش و علاقه‌مندی، مهارت‌های اجتماعی و همدلی با دیگران است (کیاروچی، چان و باجگار، ۲۰۰۱).

پژوهشهای تجربی نشان می‌دهند که هوش هیجانی ممکن است بهترین پیش‌بینی کننده موفقیت در تمام سطوح زندگی باشد و ابعاد هوش هیجانی می‌تواند پیامدهای مهم زندگی فرد را پیش‌بینی کنند (اسکات و دیگران ۱۹۹۸). یکی از این موقعیتهای موفقیت، موفقیت تحصیلی است. بدیهی است موفقیت تحصیلی آرمانی مستلزم برخورداری از کنش‌وری^۳ روان‌شناختی بهینه و سلامت روانی فرد

است. توانمندیها و شایستگیهای اجتماعی و هیجانی از عوامل تعیین‌کننده و مؤثر بر سلامت روانی و موفقیت تحصیلی به شمار می‌روند (اوستین، ساکلوفسکی، هوناگ و مک‌کنی، ۲۰۰۴؛ پارکر، سامرفلت، هوگان و ماجسکی، ۲۰۰۴). ارتباط هوش هیجانی با عملکرد بهتر و چالش موفق‌تر در موقعیتهای تحت تنیدگی^۴ (لایونز و اشنايدر، ۲۰۰۵)؛ رفتار منحرفانه در مدرسه، استفاده از داروها و الکل، روابط ضعیف و آشفته با دوستان در محل تحصیل (براکت، مهیر و وارنر، ۲۰۰۴)؛ مصرف زود هنگام الکل و دارو، تخدیرطلبی^۵ و بسیاری از عوامل خطر بار روانی - اجتماعی (ترینیداد، آنگر، کوو و جانسون، ۲۰۰۴)؛ پیشرفت تحصیلی در دبیرستان (پارکر، سامرفلت، هوگان و ماجسکی، ۲۰۰۴) و استعداد تحصیلی (زیدنر، شانی - زینوویچ، ماتیوس و روبرتس، ۲۰۰۵) نشان داده شده و در همه این پژوهشها بر اهمیت هوش هیجانی در میزان سازش یافتگی فرد با زندگی شخصی و موقعیتهای اجتماعی تأکید شده است.

در سالهای اخیر پژوهش درباره چگونگی تحول هوش هیجانی فزونی یافته و در بیشتر این پژوهشها، هوش هیجانی دانش‌آموزان با استفاده از ابزارهای اندازه‌گیری عملکرد و یا مشاهده‌های همسالان، والدین و معلمان مورد سنجش قرار گرفته است (سارنی، ۱۹۹۹؛ ایزنبرگ، فابس، مورفی، ماسک، اسمیت و کاربن، ۱۹۹۵؛ کیاروچی و دیگران، ۲۰۰۱). به‌رغم کثرت ابزارهای سنجش هوش هیجانی مبتنی بر خودسنجی نظیر فهرست بهره هیجانی بار - ان^۶ (EQ-I)، مقیاس فراخلقی رگه^۷ (TMMS)، فهرست خودسنجی اسکات^۸ (SSRI) و مقیاس ناگویی خلقی تورنتو^۹ (TAS-20) پژوهشهای اندکی درباره بررسی سودمندی این ابزارها وجود دارد. شاید ماهیت و محدودیت ابزارهای خودسنجی دلیلی بر فقدان این‌گونه پژوهشها باشد زیرا در این ابزارها همیشه احتمال تحریف پاسخ از سوی شخص وجود دارد، به ویژه دانش‌آموزان به علت عدم بینش کافی نسبت به

1. functional-social view
2. adaptation
3. functioning

4. stress
5. toxicomania
6. Bar-on-Emotional Quotient Inventory

7. Trait Meta-Mood Scale
8. Schutt-Self-Reporting Inventory
9. Toronto Alexithymia Scale

فارنهام (۲۰۰۱) بود. به عبارت دیگر این پژوهش بر آن بود تا سودمندی این مقیاس سنجش هوش هیجانی را در جامعه دانش‌آموزی استان گیلان ارزشیابی کند، تا از طریق آن بتوان دانش‌آموزانی که مشکلات تحصیلی و عاطفی آنها ناشی از فقدان یا ضعف توانمندیها و شایستگیهای هیجانی - عاطفی است، شناسایی و اقدامهای آموزشی و درمانی بعدی را بر آن اساس تدوین کرد.

بدین منظور گزاره‌های پژوهش در قالب سؤالهای زیر با توجه به پیشینه پژوهش برای واری واری بیشتر صورت‌بندی شدند :

- ۱- آیا پرسشنامه رگه هوش هیجانی پترایدز و فارنهام از روایی سازه برخوردار است؟
- ۲- آیا پرسشنامه رگه هوش هیجانی پترایدز و فارنهام اعتبار لازم و کافی دارد؟
- از آنجا که بررسی تفاوت بین دوره‌های تحصیلی و جنس از هدفهای جانبی پژوهش بود، برای واری آنها سؤالهای زیر نیز طرح شد :
- ۳- آیا بین هوش هیجانی دانش‌آموزان راهنمایی، دبیرستان و پیش‌دانشگاهی تفاوت وجود دارد؟
- ۴- آیا بین هوش هیجانی دانش‌آموزان دختر و پسر تفاوت وجود دارد؟

روش

جامعه آماری پژوهش عبارت بود از همه دانش‌آموزان دوره‌های راهنمایی، دبیرستان و سال آخر متوسطه (پیش‌دانشگاهی) که در سال تحصیلی ۱۳۸۵-۱۳۸۴ در ۱۹ منطقه بزرگ آموزش شهری استان گیلان به تحصیل مشغول بودند. گروه نمونه پژوهش را تعداد ۹۳۶ نفر (۴۸۶ دختر و ۴۵۰ پسر) تشکیل دادند که به روش نمونه‌گیری سهمیه‌ای^۳ گزینش شدند. این روش در مقیاسی گسترده برای تهیه و استاندارد کردن آزمونهای روانی به کار می‌رود (هومن، ۱۳۸۰). عوامل سهمیه‌بندی شامل ناحیه آموزشی (۱۹ منطقه آموزش شهری)، جنس، پایه، مقطع تحصیلی و رشته تحصیلی بودند. در همه ۱۹

تواناییهای هیجانی / عاطفی خود ممکن است نتوانند این مهارتها و توانمندیها را به خوبی گزارش کنند. پژوهشهای پارکر و دیگران (۲۰۰۴) ساکلوفسکی، اوستین و مینسک (۲۰۰۳)، پالمر، مانوچا، گیگناک و استاف (۲۰۰۳)، اوکونور و لیتل (۲۰۰۳)، اوستین، ساکلوفسکی، هوناگ و مک‌کنی (۲۰۰۴)، اکستیریمرا، فرناندز - بروکال (۲۰۰۵)، نیوسوم، دی و کاتانو (۲۰۰۰) و گیگناک، پالمر، مانوچا و استاف، (۲۰۰۵) از جمله پژوهشهایی هستند که در آنها سودمندی ابزارهای خود - گزارش دهی هوش هیجانی مورد ارزیابی فنی قرار گرفته است. در ایران پژوهش مارنانی (۱۳۸۲) تنها پژوهشی است که سودمندی فهرست ویژگیهای هوش هیجانی پترایدز^۱ و فارنهام^۲ (۲۰۰۱) را ارزیابی کرده و روایی سازه^۳ و اعتبار^۴ این مقیاس را در جامعه دانشجویی ایرانی مورد تأیید قرار داده است. پژوهشهای ایرانی که در قلمرو هوش هیجانی صورت گرفته‌اند اعم از پژوهشهای با موضوعهای روان‌سنجی و روان‌شناسی، مشکلات روش‌شناختی فراوانی دارند. این مشکلات شامل استفاده از گروههای نمونه کوچک، نمونه‌گیریهای غیرتصادفی، استفاده از ابزارهای وابسته به فرهنگ بدون بررسی روایی و اعتبار آنها در جمعیت‌های هدف، استفاده از روشهای آماری بدون توجه به منطق و مفروضه‌های زیربنایی و جز آن بوده است.

با وجود محدودیت ابزارهای خود - گزارش دهی، برخی از صاحب‌نظران بر این باورند که پرسشنامه‌ها می‌توانند به دلایلی مفید باشند: نخست آنکه پرسشنامه‌ها صلاحیت هیجانی^۵ بالقوه را می‌سنجند که می‌تواند پیش‌بینی‌کننده مناسبی برای صلاحیت هیجانی واقعی باشد؛ دوم آنکه پرسشنامه‌ها با سرعت و به سادگی اجرا می‌شوند و با قابلیت اجرای گروهی آنها می‌توان در زمان اندکی افراد بسیاری را آزمود و سرانجام پرسشنامه‌ها می‌توانند مکمل ابزارهای عملکردی و مشاهده‌ای باشند (کیاروچی و دیگران، ۲۰۰۱).

بنابراین هدف اصلی پژوهش حاضر واری واری و سازه و اعتبار پرسشنامه رگه هوش هیجانی پترایدز و

1. Petrides, K. V.
 2. Furnham, A.

3. construct validity
 4. reliability

5. emotional competency
 6. quota sampling

خود و دیگران، مهار عواطف و هیجانها و مهارتهای اجتماعی شد. ضریب همسانی درونی با روش آلفای کرونباخ در این پژوهش ۰/۸۱ گزارش شده است (مارنانی، ۱۳۸۲).

بنابر گزارش پترایدز و فارنهام (۲۰۰۱) این پرسشنامه می‌تواند افراد دارای هوش هیجانی بالا و پایین را به خوبی متمایز کند. روایی سازه آن نیز توسط سازندگان ابزار بررسی شده و تک عاملی بودن آن با روش تحلیل عاملی اکتشافی^۱ مورد تأیید قرار گرفته است. ضریب همسانی درونی با روش آلفای کرونباخ در نمونه اولیه با ۱۰۲ نفر برابر با ۰/۸۶ گزارش شده است.

در پژوهش ساکلوفسکی و دیگران (۲۰۰۳) تحلیل‌های عاملی تأییدی^{۱۱} و اکتشافی ابزار مقایسه شده است و مؤلفان به یک ساختار عاملی سلسله مراتبی (مرتبه دوم) با یک عامل هوش هیجانی سطح اول و چهار عامل سطح دوم (خوش‌بینی، تنظیم و ارزیابی هیجانها و عواطف، بهره‌برداری از هیجانها و مهارتهای اجتماعی) دست یافته‌اند. ضریب همسانی درونی به روش آلفای کرونباخ برای کل مقیاس ۰/۸۹ گزارش شده است.

آزمون هوش هیجانی شرینگ یک مقیاس خود - سنجی ۴۰ ماده‌ای است که توسط شرینگ (۱۹۹۹) نقل از منصور، (۱۳۸۰) ساخته شده است. این مقیاس که در جمعیت دانشجویی ایرانی هنجارگزینی شده دارای یک نمره کلی (بهره هیجانی کلی یا EQ) و پنج عامل است. در اجرای مقدماتی این مقیاس تعداد ۷ سؤال به علت همبستگی پایین با نمره کل مقیاس حذف و سؤالهایی که برای اجرای نهایی در نظر گرفته شد به ۳۳ سؤال کاهش یافت. ضریب همسانی درونی به روش آلفای کرونباخ در مقیاس ۳۳ سؤالی در یک گروه ۴۰ نفری، ۰/۸۵ برآورد شد. پایین‌ترین و بالاترین ضرایب همسانی درونی برای زیر مقیاسها به ترتیب برابر ۰/۵۰ (مهارتهای اجتماعی) و ۰/۶۴ (خود مهارگری^{۱۲}) بود. در هنجارگزینی ایرانی، بخش دوم این مقیاس که داستانهای فرهنگ - وابسته را در بر می‌گرفت حذف شده است (منصور، ۱۳۸۰).

ناحیه، سهم این عوامل محاسبه شد تا سهم هر عامل در نمونه متناسب با سهم آن در جامعه باشد. دامنه سنی گروه نمونه که شامل همه پایه‌ها و رشته‌های تحصیلی بود بین ۱۲ (اول راهنمایی) تا ۱۸ سال (پیش دانشگاهی) بود. نمونه‌گیری در سطح ۱۹ منطقه آموزش شهری انجام شد.

طرح پژوهش، به لحاظ هدف از نوع پژوهش و توسعه^۱ (سرمد، بازرگان و حجازی، ۱۳۷۶) و از لحاظ شیوه جمع‌آوری داده‌ها از نوع پژوهشهای توصیفی (غیر آزمایشی) بود.

مقیاسها و ابزارهای جمع‌آوری داده‌ها عبارت بودند از: فرم کوتاه پرسشنامه رگه هوش هیجانی پترایدز و فارنهام (۲۰۰۱) که در این پژوهش به عنوان مقیاس هدف و ۲) آزمون هوش هیجانی شرینگ^۲ (۱۹۹۹) نقل از منصور، (۱۳۸۰) که برای بررسی روایی سازه مقیاس هدف مورد استفاده قرار گرفتند.

پرسشنامه رگه هوش هیجانی پترایدز و فارنهام یک مقیاس خود - سنجی است. فرم اصلی و نخستین آن دارای ۱۴۴ ماده و ۱۵ زیر مقیاس همسازی^۳، جرأت‌ورزی، بیان هیجان، مهار هیجانها و عواطف، تنظیم هیجانها و عواطف، درک هیجانها و عواطف، همدلی^۴، شادکامی، برانگیختگی^۵، خوش‌بینی^۶، مهارتهای اجتماعی، خود انگیزشی^۷، حرمت خود^۸، صلاحیت اجتماعی و مهارت‌نگی^۹ است. فرم مورد استفاده در پژوهش حاضر از ۳۰ ماده تشکیل شده است که به هر سؤال در یک مقیاس هفت درجه‌ای از کاملاً موافقم (۱) تا کاملاً مخالفم (۷) نمره داده می‌شود. نمره‌گذاری ماده‌های ۲۸، ۲۶، ۲۵، ۲۲، ۱۸، ۱۶، ۱۴، ۱۳، ۱۲، ۱۰، ۸، ۷، ۵، ۴ و ۲ معکوس است. با جمع نمره‌های به دست آمده از هر ماده، نمره کل مقیاس به دست می‌آید. در هنجارگزینی فرم کوتاه در نمونه دانشجویان ایرانی، نتایج تحلیل عاملی با استفاده از چرخش متعامد به روش واریماکس منجر به استخراج ۴ عامل خوش‌بینی، درک هیجانها و عواطف

1. Research & Development (R & D)
2. Shrink's Emotional Intelligence Test
3. adjustment
4. empathy

5. impulsivity
6. optimism
7. self-motivation
8. self esteem

9. stress control
10. exploratory factor analysis
11. confirmatory
12. self-controlling

۲۲٪ از واریانس نمره‌ها توسط چهار عامل تبیین می‌شود. بدین ترتیب عامل اول بیشترین درصد واریانس و عامل چهارم کمترین درصد واریانس را تبیین می‌کنند که البته نمی‌تواند درصد قابل قبول و مطلوبی باشد (جدول ۱).

جدول ۱: مشخصه‌های آماری اولیه پرسشنامه رگه هوش هیجانی بر پایه ۴ عامل با ارزش ویژه بالاتر از یک

عاملها	ارزش‌های ویژه	درصد واریانس	درصد واریانس
اول	۴/۴۱۸	۱۲/۱۱۱	۷/۸۷۳
دوم	۱/۸۸۵	۳/۸۷۲	۵/۸۶۸
سوم	۱/۸۷۲	۳/۵۶۸	۴/۱۲۹
چهارم	۱/۲۷۷	۲/۱۸۳	۳/۸۶۳

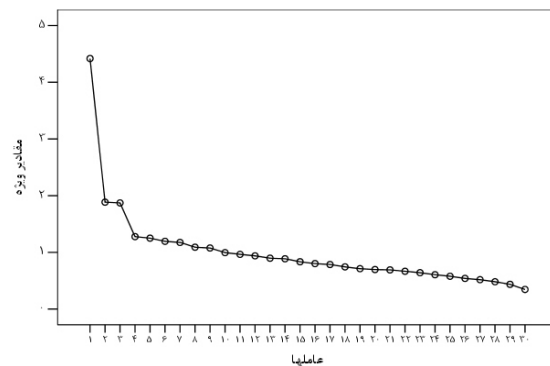
بارهای عاملی سؤالهای فهرست در جدول ۲ به تفکیک عوامل چهارگانه و سؤالها نشان داده شده است. با توجه به جدول ۲، بیشینه درست‌نمایی یک ساختار ساده از ماتریس بارهای عاملی به دست داده است. تنها استثناء سؤال ۲۰ است که بار عاملی آن در عامل ۱ و ۴ بالا است. اما با توجه اینکه عامل چهارم فقط دارای دو سؤال است و بار عاملی سؤال ۲۰ بر روی این عامل به نحو قابل توجهی بیشتر از عامل اول است، بهتر است این سؤال در فرم نهایی فهرست باقی بماند. بنابراین حذف هیچکدام از سؤالها پیشنهاد نمی‌شود. جاهای خالی در جدول نشان‌دهنده بارهای عاملی کمتر از ۰/۳۰ است که حذف شده‌اند و از چهار مقدار بار عاملی مربوط به هر سؤال بیشترین آنها تعیین کننده عاملی است که توسط آن سؤال سنجیده می‌شود.

ملاکهای تعریف و نامگذاری عاملها عبارت بودند از: ماهیت و اندازه متغیرهایی که عاملهای استخراجی از آنها بیشترین سهم را داشته‌اند، بررسی فرهنگ واژه‌ها و اصطلاحها به منظور ملاحظه نام و ماهیت، چشم‌انداز و دلالت‌های ضمنی متغیرها و نهایتاً نظریه‌های موجود و نتایج مطالعات پیشین (هومن و عسگری، ۱۳۷۹).

به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها از تحلیل عاملی اکتشافی به روش بیشینه درست‌نمایی^۱ و محاسبه همبستگی بین نمره‌های دو آزمون (روایی همگرا) در جهت پاسخ به سؤال اول استفاده شد. از آنجا که روش بیشینه درست‌نمایی در ارایه ساختار ساده موفق‌تر از روشهای دیگر بود از این روش استفاده شد. سپس اعتبار مقیاس به روشهای آلفای کرونباخ و بازآزمایی برآورد شد و در پایان تحلیل واریانس دو راهه برای بررسی تفاوت‌های بین دو جنس و دوره‌های تحصیلی به منظور پاسخگویی به سؤال سوم به کار گرفته شد.

یافته‌ها

برای پاسخ به سؤال اول، تحلیل عاملی سؤالهای فهرست با روش بیشینه درست‌نمایی انجام گرفت. در وهله نخست تحلیل عاملی با استفاده از نمودار صخره‌ای، تعداد عاملهای برجسته موجود در ساختار عاملی مقیاس شناسایی شدند (نمودار ۱).



نمودار ۱: نمودار صخره‌ای تحلیل عاملی سؤالهای پرسشنامه رگه هوش هیجانی پترایدز و فارنهام در گروه نمونه

با توجه به نمودار ۱، شیب نمودار از عامل چهارم به بعد تخت می‌شود بدین معنا که ساختار عاملی مقیاس دارای چهار عامل است. در وهله بعد برای تعیین این چهار عامل و تعداد سؤالهای مربوط به هر کدام، تحلیل عاملی سؤالها با استفاده از چرخش واریماکس و با ۴ عامل ادامه پیدا کرد. همان‌طور که از جدول ۱ پیداست

جدول ۲: ماتریس عاملهای چرخش یافته مجموعه ۳۰ سؤالی پرسشنامه رگه هوش هیجانی به شیوه واریماکس

شماره سؤال	عامل اول	عامل دوم	عامل سوم	عامل چهارم
۵	-.۰/۶۴۸			
۳	.۰/۵۶۶			
۱۲	-.۰/۴۱۰	.۰/۳۴۵		
۱۳	-.۰/۴۰۹			
۳۰	.۰/۴۰۰			
۱۵	.۰/۳۰۷			
۱۹				
۹				
۴				
۱				
۲۷				
۲۸		.۰/۴۹۳		
۱۰		.۰/۴۸۲		
۱۴		.۰/۳۷۳		
۱۸		.۰/۳۶۸		
۲۵		.۰/۳۶۰		
۱۶		.۰/۳۵۱		
۸		.۰/۳۴۳		
۲۶		.۰/۳۱۰		
۷		.۰/۳۰۳		
۲۲				
۱۱			.۰/۴۵۱	
۱۷			.۰/۴۳۲	
۶			.۰/۳۷۶	
۲۱			.۰/۳۴۳	
۲۳			.۰/۳۱۳	
۲۹			.۰/۳۱۱	
۲				
۲۴				.۰/۷۱۷
۲۰				.۰/۵۴۴

مربوط به هر عامل عبارت بودند از : خودآگاهی (سؤالهای ۳۰، ۲۹، ۲۷، ۱۵، ۱۳، ۱۲، ۹، ۵، ۴، ۳ و ۱)، مهارتهای

با توجه به معیارهای فوق، عاملهای چهارگانه موجود در ساختار عاملی فهرست به ترتیب و تفکیک سؤالهای

هوش هیجانی و خود انگیختگی است در قسمت بحث و تفسیر یافته‌ها بیان شده است. همبستگی نمره کلی دو مقیاس قابل توجه است. ضریب تعیین که بیانگر درصد واریانس مشترک یا همپوشی^۱ دو مقیاس است برابر با $0/303$ به دست آمد. از آنجا که همبستگی بالای یک آزمون با آزمون دیگری که همان سازه را می‌سنجد، از شواهد روایی سازه آزمون است (هومن، ۱۳۷۴)، بنابراین مقیاس هدف از روایی سازه مناسبی برخوردار است.

پاسخگویی به سؤال دوم طی دو مرحله صورت گرفت. نخست ضریب اعتبار همسانی درونی با روش آلفای کرونباخ و با استفاده از مشخصه‌های آماری سؤال برآورد شد. در مرحله دوم ضریب اعتبار بازآزمایی با فاصله زمانی یک هفته در ۸۰ نفر از آزمودنیهای گروه نمونه که به روش تصادفی از نمونه اصلی انتخاب شدند محاسبه شد و ثبات، اعتمادپذیری، پیش‌بینی پذیری، همگونی، دقت، تکرارپذیری و باز پدیدآوری (هومن، ۱۳۷۴) مقیاس مورد تأیید قرار گرفت (جدول ۴).

جدول ۴: ضرایب اعتبار پرسشنامه رگه هوش هیجانی پترایدز و فارنهام به روش همسانی درونی و بازآزمایی

تعداد سؤالات	ضریب همسانی درونی	ضریب بازآزمایی	سطح معناداری
۳۰	۰/۷۶۰	۰/۷۱۴	۰/۰۰۱

اجتماعی (سؤالهای ۲۸، ۲۵، ۲۲، ۱۸، ۱۶، ۱۴، ۱۰، ۸ و ۷)، درک، ارزیابی و مهار عواطف خود و دیگران (سؤالهای ۲۶، ۲۳، ۲۱، ۱۹، ۱۷، ۱۱، ۶ و ۲) و خوش بینی (سؤالهای ۲۴ و ۲۰).

در بخش دیگر تحلیلهای مربوط به سؤال اول، همبستگی بین نمره‌های پرسشنامه رگه هوش هیجانی پترایدز و فارنهام (مقیاس هدف) با زیر مقیاسها و نمره کلی آزمون هوش هیجانی شرینگ محاسبه شد (جدول ۳).

جدول ۳: همبستگی بین نمره‌های پرسشنامه رگه هوش هیجانی پترایدز و فارنهام با زیر مقیاسهای آزمون هوش هیجانی شرینگ

زیر مقیاسها	نمره‌های خام مقیاس هدف
خودآگاهی	۰/۵۶۴*
خود مهارگری	۰/۷۰۸*
همدلی	۰/۴۷۱*
مهارتهای اجتماعی	۰/۴۲۴*
خود انگیزی	-۰/۶۳۱*
نمره کلی مقیاس	۰/۶۰۳*

* $P < 0/001$

با توجه به جدول ۳، مقدار تمامی همبستگیها متوسط و معنادار است ($P = 0/001$) و به استثنای همبستگی پرسشنامه هدف با زیر - مقیاس خودانگیزی مقیاس شرینگ، سایر همبستگیها مستقیم است. دلایل احتمالی این معکوس‌شدگی را بطه که به ظاهر مبین رابطه معکوس

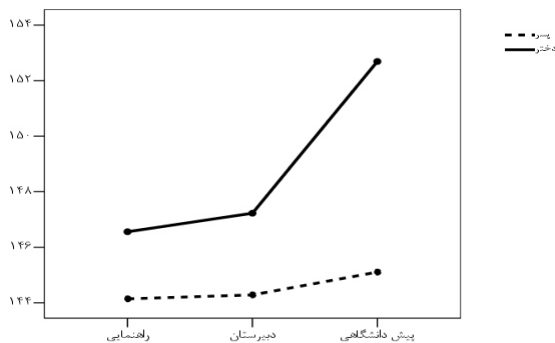
جدول ۵: میانگین و انحراف استاندارد نمره‌های هوش هیجانی دوره‌های مختلف به تفکیک جنس

دوره‌های تحصیلی	میانگین		انحراف استاندارد		
	پسر	دختر	کل	پسر	دختر
راهنمایی	۱۴۴/۱۴	۱۴۶/۵۶	۱۴۵/۳۳	۱۶/۵۳	۲۲/۱۰
متوسطه	۱۴۴/۲۸	۱۴۷/۲۲	۱۴۵/۸۳	۱۸/۳۵	۲۲/۳۶
پیش دانشگاهی	۱۴۵/۱۱	۱۵۲/۶۹	۱۵۰/۵۶	۲۲/۵۳	۲۰/۶۲
کل	۱۴۴/۲۵	۱۴۷/۴۲	۱۴۵/۹۱	۱۷/۶۹	۲۲/۱۴

جنس در عملکرد آزمون، ابتدا شاخصهای توصیفی متغیر

به منظور بررسی تفاوت بین دوره‌های تحصیلی و

تحصیلی ($P = 0/529$) و نیز تعامل جنس و دوره تحصیلی ($P = 0/713$) معنادار نیست.



نمودار ۲: میانگین نمره‌های هوش هیجانی دوره‌های مختلف تحصیلی به تفکیک جنس

هوش هیجانی به تفکیک جنس و دوره تحصیلی محاسبه و مشخص شد که میانگین نمره‌های دختران در همه دوره‌ها بالاتر از پسران است. تفاوت بین دوره‌های تحصیلی در سطح توصیفی ناچیز به نظر می‌رسد. اگر چه مقدار میانگین نمره هوش هیجانی دوره پیش دانشگاهی از دوره‌های دیگر بیشتر است (جدول ۵). نمودار ۲ این تفاوت‌های توصیفی را به شیوه عینی‌تری به تصویر می‌کشد. برای آزمون تفاوت میانگین‌های هوش هیجانی به تفکیک جنس و دوره‌های تحصیلی، آزمون تحلیل واریانس دو راهه به کار گرفته شد. جدول ۶ نشان‌دهنده بالاتر بودن نمره‌های دختران از پسران در نمره‌های هوش هیجانی است ($P = 0/048$) در حالی که تفاوت بین دوره‌های

جدول ۶: آزمون تحلیل واریانس دو راهه برای واریانس تفاوت‌های بین دو جنس، دوره‌های تحصیلی و تعامل آنها در هوش هیجانی

منبع واریانس	مجموع مجذورها	درجه آزادی	میانگین مجذورها	F	سطح معناداری
جنس	۱۵۸۷/۵۲۲	۱	۱۵۸۷/۵۲۲	۳/۹۱۱	۰/۰۴۸
دوره‌های تحصیلی	۵۱۷/۸۵۷	۲	۲۵۸/۹۲۸	۰/۶۳۸	۰/۵۲۹
تعامل	۲۷۴/۷۸۸	۲	۱۳۷/۳۹۴	۰/۳۳۸	۰/۷۱۳
خطا	۳۷۵۴۷۱/۹۰۶	۹۲۵	۴۰۵/۹۱۶		
کل	۳۷۹۱۱۲/۸۷۹	۹۳۰			

ساکلوفسکی و دیگران (۲۰۰۳) تا حد زیادی همسو و هماهنگ است. از دیگر سو، با یافته‌های پژوهش‌های گیگناک و دیگران (۲۰۰۵)، اوستین و دیگران (۲۰۰۴)، پالمر و دیگران (۲۰۰۳) که سودمندی فنی سایر مقیاس‌های خود - گزارش‌دهی را آزموده‌اند، نیز بر پایه عوامل استخراج شده از ساختار عاملی و ضریب روایی همگرا به منزله شاهدهی برای روایی سازه مقیاس همسویی دارد، اگرچه مقیاس‌های رواسازی^۱ شده در این پژوهشها متفاوت بوده‌اند. در تبیین همخوانی‌های یاد شده می‌توان به ذکر دو نکته اشاره کرد:

- نتیجه تقریباً مشابه رواسازی‌های مختلف که ابزارها و مقیاس‌های هوش هیجانی به کار گرفته شده در آنها متفاوت‌اند در وهله نخست به‌طور کلی مبین روایی

بحث و تفسیر

با توجه به اینکه یک آزمون برخوردار از روایی سازه مناسب باید بتواند عوامل مهم و زیربنایی موجود در ساخت نظری آن سازه را به خوبی بسنجد و با سایر مقیاس‌هایی که برای سنجش همان سازه ساخته شده‌اند همبستگی بالایی داشته باشد، یافته‌های حاصل، روایی سازه فهرست ویژگی‌های هوش هیجانی پترایدز و فارنهام را تأیید می‌کنند. خودآگاهی، مهارت‌های اجتماعی، درک، ارزیابی و مهار عواطف خود و دیگران و خوش‌بینی از جمله عوامل و مهارت‌های عمده موجود در ساخت نظری سازه هوش هیجانی است (مه‌یر و دیگران، ۱۹۹۰، گل‌من، ۱۹۹۵، کیاروچی، فورگاس و مه‌یر، ۲۰۰۳). این یافته با پژوهش‌های مارنانی (۱۳۸۲)، پترایدز و فارنهام (۲۰۰۱) و

شده در این پژوهشها نزدیک است. همخوانی و مشابهت این ضرایب با ضرایب حاصل از پژوهشهای مذکور مبین دقت مقیاس است و نشان می‌دهد که همسانی درونی مواد مقیاس در حد قابل قبولی رعایت شده و در صورت کاربرد آن در موقعیتهای مختلف می‌توان باز پدیدآوری، تکرارپذیری و دقت نتایج را مشاهده کرد.

اگرچه معنادار نبودن تفاوت بین دوره‌های تحصیلی در هوش هیجانی در پژوهش حاضر با پژوهشهای مارنانی (۱۳۸۲) و هماتی، میلس و کرومر (۲۰۰۴) که در آنها به عدم رابطه بین سن و هوش هیجانی اشاره شده همخوان است. اما به همه این یافته‌ها به دلایل زیر باید به دیده احتیاط نگریست:

- پژوهشهایی که عدم ارتباط بین سن و هوش هیجانی را گزارش کرده باشند بسیار اندک‌اند، بنابراین در فقدان شواهد پژوهشی کافی نمی‌توان این عدم ارتباط را به منزله یک یافته پژوهشی قوی و قابل اعتماد تلقی کرد.

- بسیاری از صاحب‌نظران (مانند گلמן، ۱۹۹۵؛ اسکات و دیگران، ۱۹۹۸؛ کیاروچی و دیگران، ۲۰۰۳) بر این باورند که توانمندیها و شایستگیهای اجتماعی و هیجانی غیر ذاتی و قابل یادگیری است، پس می‌توان گفت که مهارتهای تشکیل‌دهنده هوش هیجانی با گسترده شدن یادگیریهای فرد، افزایش سن و پایه‌های تحصیلی متحول می‌شوند، چه تحول یافتگی سازمان روانی از تولد تا مرگ یک پدیده بدیهی و غیرقابل انکار است، بنابراین احتمال تحول این مهارتها از خلال دوره‌های سنی همواره باید مورد نظر باشد. لازم به ذکر است که در تحلیل نتایج پژوهش، دوره پیش‌دانشگاهی اگر چه یک دوره تحصیلی نیست اما به عنوان یک دوره پس از تحصیلات سه ساله دبیرستان منظور شد و از آنجا که بخش عمده‌ای از نمونه پژوهش را همین دوره تشکیل می‌داد بنابراین از حذف آن به دلیل این که در نظام آموزشی یک دوره به حساب نمی‌آید خودداری شد. افزون بر این گذار از دبیرستان به پیش‌دانشگاهی معادل یکسال افزایش در سنی است که ممکن است یادگیریهای

سازه هوش هیجانی است زیرا عوامل برجسته و مهم موجود در ساختار عاملی آزمونهای مختلف مشابه است.

- همخوانی یافته‌های پژوهش حاضر با دیگر پژوهشهایی که همین مقیاس را رواسازی کرده‌اند نیز بیانگر برخوردارگی این مقیاس از روایی سازه و پوشش دادن به عوامل بنیادی و مهم در ساخت نظری سازه هوش هیجانی است، پس می‌توان از آن به منزله یک ابزار سنجش در قلمرو هوش هیجانی بهره برد.

معکوس بودن رابطه نمره خام مقیاس هدف با زیر مقیاس خود انگیزی (جدول ۳) غیرقابل انتظار است. چه در تعریفی که از سازه هوش هیجانی (گلמן، ۱۹۹۵ نقل از کیاروچی و دیگران، ۲۰۰۳) به عمل آمده است نه تنها هوش هیجانی را به منزله مفهومی دانسته‌اند که در برگیرنده پنج مولفه آگاهی از عواطف خود، مدیریت عواطف، خود انگیزی، شناسایی عواطف دیگران و تنظیم روابط خود با دیگران است بلکه بر این نکته تأکید کرده‌اند که خودانگیزی و روابط اجتماعی (تنظیم روابط) هسته مرکزی مولفه‌های هوش هیجانی را تشکیل می‌دهند و افراد دارای هوش هیجانی بالا از خودانگیزی بالاتری نیز برخوردارند. بنابراین در چهارچوب داده‌های موجود شاید بتوان دلایل این معکوس‌شدگی رابطه را در محتوای پرسشهایی جستجو کرد که در مقیاس هوش هیجانی شریک خودانگیزی را می‌سنجند. همبستگی نمره حاصل از گزاره‌هایی نظیر: حتی وقتی تمام تلاشم را به کار می‌گیرم باز هم برای کارهای انجام نشده خود را مقصر می‌دانم؛ خسته و دل‌تنگ می‌شوم؛ هر چقدر که کارها را پیش برده باشم باز هم خودم را به خاطر کم کاری سرزنش می‌کنم و ... با نمره کلی هوش هیجانی در مقیاس مورد نظر ما (پرسشنامه رگه هوش هیجانی) نمی‌تواند دور از انتظار باشد.

مارنانی (۱۳۸۲)، پترایزد و فارنهام (۲۰۰۱) و ساکلوفسکی و دیگران (۲۰۰۳) در پژوهشهای خود اعتبار همسانی درونی مقیاس را بالا گزارش کرده‌اند، افزون بر این ضریب اعتبار برآورد شده در پژوهش حاضر به روشهای همسانی درونی و باز آزمایی به ضرایب اعتبار گزارش

• با توجه به جدید بودن سازه هوش هیجانی، محدود بودن پژوهشهای مرتبط با تفاوت بین دختران و پسران در این زمینه، عدم کفایت شواهد پژوهشی و ناهمخوانی و ناهمسویی بین آنها، این تفاوت را نمی‌توان به منزله یک یافته پژوهشی قوی قلمداد کرد.

با توجه به آنچه از نظر گذشت می‌توان اظهار کرد که پرسشنامه رگه هوش هیجانی پترایدز و فارنهام اگر چه عوامل عمده موجود در ساختار نظری سازه هوش هیجانی را می‌سنجد و از اعتبار مناسبی نیز برخوردار است اما به دلیل اینکه چهار عامل مستخرج از ساختار عاملی این فهرست فقط ۲۲٪ از واریانس نمره‌ها را تبیین می‌کنند و افزون بر این تنها دو سؤال از کل سؤالیهای مقیاس، به عامل چهارم (خوش‌بینی) پوشش می‌دهند و مقدار اکثر بارهای عاملی نیز پایین‌تر از ۰/۳۰ است (جدول ۲) نمی‌توان این ابزار را به منزله یک ابزار قوی در زمینه سنجش هوش هیجانی تلقی کرد.

در شرایط کنونی انجام پژوهشهای بیشتر و با نمونه‌های وسیع‌تر به منظور هنجاریابی و بررسی روان‌سنجی این فهرست همراه با سایر مقیاسهایی که در پژوهشهای مختلف از لحاظ فنی به تأیید رسیده‌اند و سازندگان آنها از نظریه‌پردازان این گستره هستند، پیشنهاد می‌شود.

منابع

- بیرجندی، پ. و روحانی، ع. (۱۳۸۴). تعامل رشته تحصیلی، جنسیت و میانگین نمره‌های دانشجویان با هوش هیجانی آنان. *مجله علوم روانشناختی*، ۱۵، ۲۹۱-۲۷۷.
- سرمد، ز.، بازرگان، ع. و حجازی، ا. (۱۳۷۶). *روشهای تحقیق در علوم رفتاری*. تهران: مؤسسه نشر آگاه.
- مارنانی، م. (۱۳۸۲). *هنجارگزینی فهرست ویژگیهای هوش هیجانی پترایدز و فارنهام در بین دانشجویان و دانش‌آموزان شهر اصفهان*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد روانشناسی، دانشگاه اصفهان.
- منصور، ب. (۱۳۸۰). *هنجاریابی آزمون هوش هیجانی شرنیک برای دانشجویان دوره کارشناسی ارشد دانشگاههای دولتی مستقر در شهر تهران*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد روانشناسی و علوم تربیتی دانشگاه علامه طباطبائی.
- هومن، ح. ع. (۱۳۷۴). *اندازه‌گیریهای روانی و تربیتی و فن تهیه*

جدید و گسترش مهارتهای اجتماعی را در پی داشته باشد و از دیگر سو، اغلب مهارتهای بنیادی موجود در سازه هوش هیجانی همین مهارتهای اجتماعی هستند بنابراین بررسی تفاوت بین دوره‌ها می‌تواند مهم باشد. نتایج مربوط به تفاوت معنادار بین هوش هیجانی دختران و پسران با پژوهش مارنانی (۱۳۸۲) که در آن بر عدم وجود این تفاوتها اشاره شده است، در تضاد است اما با پژوهشهای ساکلوفسکی و دیگران (۲۰۰۳)، کیاروچی و دیگران (۲۰۰۱)، براکت و دیگران (۲۰۰۴) و پژوهش بیرجندی و روحانی (۱۳۸۴) که تفاوتهای دو جنس و وضعیت بالاتر دختران را گزارش کرده‌اند هماهنگ است. از موضع روان‌سنجی اگر در پژوهشهای تجربی یا الگوهای نظری به تفاوتهای گروهی (تفاوتهای مربوط به جنس، سن، تفاوتهای اقلیمی و ...) در یک سازه اشاره شده باشد و آزمون بتواند، این تفاوتها را آشکار کند، آن آزمون دارای روایی سازه است (هومن، ۱۳۷۴) اما افزون بر روایی سازه عوامل زیر می‌توانند در تبیین این همخوانیها مطرح باشند:

- بخش عمده‌ای از توانمندیها و شایستگیهای هیجانی - اجتماعی، حاصل درک عواطف دیگران و همدلی با آنها است. از دیگر سو در چهارچوب برخی از دیدگاههای سنتی، زنان نسبت به مردان احساساتی‌تر عمل می‌کنند و توانایی آنها درک عواطف و همدلی با دیگران از مردان بیشتر است (اتکینسون و هیلگارد، ۱۹۸۳). بنابراین احتمال می‌رود که برجستگی نمره‌های هوش هیجانی دختران نسبت به پسران تا حدودی حاصل تسلط آنها در زمینه‌های فوق باشد. اما از آنجا که این تبیین فاقد شواهد پژوهشی کافی و محکم است باید محتاطانه به آن نگریست.
- درجه بالای همکاری دختران نسبت به پسران طی مراحل مختلف پژوهش، استقبال آنها از موقعیت آزمون، مشارکت و رغبت آنها نسبت به نتایج آزمون که در این پژوهش به وضوح مشخص بود، می‌تواند به دقت بیشتر پاسخهای آنها نسبت به پسران بیانجامد. بنابر این شاید بتوان این برجستگی دختران را به دقت در پاسخدهی آنها به مقیاس نسبت داد.

- تست. تهران: نشر پارسا.
- هومن ح. ع. (۱۳۸۰). پایه‌های پژوهش در علوم رفتاری. تهران : نشر پارسا.
- هومن، ح. ع. و عسگری، ع. (۱۳۷۹). تهیه و استاندارد کردن آزمون انگیزه پیشرفت. پژوهش‌های روانشناختی، ۱ و ۲، ۳۲-۹.
- Extremera, N., & Fernández-Berrocal, P. (2005).** Perceived emotional intelligence and life satisfaction : Predictive and incremental validity using the Trait Meta-Mood Scale. *Personality And Individual Differences, 39 (5)*, 937-948.
- Gignace, G. E., Palmer, B. R., Manocha, R., & Stough, C. (2005).** An examination of factor structure of the schutte self-report emotional intelligence (SSREI) scale via confirmatory factor analysis. *Personality and Individual Differences, 39 (6)*, 1029-1042.
- Golman, D. (1995).** *Emotional Intelligence*. New York : Bantam Books.
- Golman, D. (1996).** *Emotional Intelligence*. London : Bloomsbury publishing.
- Hemati, T., Mills, J. F., & Kroner, D. G. (2004).** The validity of the Bar-on Emotional Intelligence Quotient in an offender population. *Personality And Individual Differences, 37 (4)*, 695-706.
- Keltner, D., & Kring, A. M. (1998).** Emotion, social function, and psychopathology. *Review of General Psychology, 2*, 320-342.
- Lyons, J., B., & Schneider, T., R. (2005).** The influence of emotional intelligence on performance. *Personality And Individual Differences, 39 (4)*, 693-703.
- Mayer, J. D. Dipaolo, M. T., & Salovey, P. (1990).** Perceiving affective content in ambiguous visual stimulus : A component of emotional intelligence. *Journal of Personality Assessment, 54*, 772-781.
- Newsome, S., Day, A. L., & Catano, V. M. (2000).** Assessing the predictive validity of emotional intelligence. *Personality and Individual Differences, 26 (6)*, 1005-1016.
- óConnor jr, R., M., & Little, J., S. (2003).** Revisiting the predictive validity of emotional intel-
- Atkinson, R. L., Atkinson, R. C., & Hilgard, E. R. (1983).** *Introduction to psychology*. New York : Harcourt Brace Jovanovich.
- Austin, E. J., Saklofske, D. H., Hunage, S. H. S. & Mckenny, D. (2004).** Measurement of trait emotional intelligence : Testing and cross-validation a modified version of schutte et al. 's (1998) measure. *Personality and Individual Differences, 36 (3)*, 555-562.
- Brackett, M. A., Mayer, J. D., & Warner, R. M. (2004).** Emotional intelligence and its relation to everyday behaviour. *Personality and Individual Differences, 36 (6)*, 1387-1402.
- Campos, J. J., Campos, R. G., & Barret, K. C. (1989).** Emergent themes in the study of emotional development and emotion regulation. *Developmental Psychology, 25*, 394- 402.
- Ciarrochi, J. V., Chan, A. Y. C., & Bajgar, J. (2001).** Measuring emotional intelligence in adolescents. *Personality and Individual Differences, 28*, 53, 561.
- Ciarrochi, J. V., Forgas, J. P. & Mayer, J. D. (2003).** *Emotional intelligence in every day life, A scientific inquiry*. Psychology Press.
- Eisenberg, N., Fabes, R., Murphy, B., Maszk, P., Smith, M., & Karbon, M. (1995).** The role emotionality and regulation in children's social functioning : A longitudinal study. *Child Development, 66*, 1360-1348.
- Ekman, P. (1992).** *Darwin and facial expression : A century of research in review*. New York: Academic Press.

- emotional intelligence measure. *Personality and Individual Differences*, 34 (4), 707-721.
- Salovey, P., & Mayer, J. D. (1990).** Emotional intelligence : *Imagination, cognition and personality*, 9, 185-211.
- Schutte, N., Malouff, J., Hall, L., Haggerty, D., Coper J., Golden, C., & Dornheim. L. (1998).** Development and validation of a measure of emotional intelligence. *Personality and Individual Differences*, 25, 167-177.
- Trinidad, D. R., Unger, J. B., Chou, S. P., & Johnson, C. A. (2004).** The protective association of emotional intelligence with psychosocial smoking risk factor for adolescents. *Personality and Individual Differences*, 36 (4), 945-954.
- Zeidner, M., Shani-Zinovich. I., Matthews, G., & Roberts, R. D. (2005).** Assessing emotional intelligence in gifted and non-gifted high school students : Outcomes depend on the measure. *Intelligence*, 33 : 4, 369-391.
- ligence : self-report versus ability-based measures. *Personality and Individual Differences*, 35 (8), 1893-1902.
- Palmer, B. R., Manocha, R., Gignac, G., & Stough, C. (2003).** Examining the factor structure of the Baron emotional Quotient Inventory with an Australian general population. *Personality And Individual Differences*, 35 (5), 1191-1210 .
- Parker, J. D. A., Summerfield, L. J., Hogan, M. J., & Majestic, S. A. (2004).** Emotional intelligence and academic success : Examination the transition from high school to university. *Personality And Individual Differences*, 36 (1), 163-172.
- Petrides, K. V., & Furnham, A. (2001).** Trait Emotional Intelligence : psychometric investigation with reference to established trait taxonomies. *European Journal of Personality*, 15, 425-488.
- Saarni, C., (1999).** The development of emotion competence. New York : The Guilford press.
- Saklofscke, D., H. Austin, E. J. & Minsk, P., S. (2003).** Factor structure and Validity of a trait