Volume 25, Issue 4 (July- August 2026)

PAYESH

Journal of the Iranian Institute for Health Sciences Research

Determining Psychometric Properties of the short version of the Youth Quality of Life Instrument (YQOL-SF)

Sajjad Rezaei [1*], Fatemeh Afraee [1], Azra Zebardast [3,] Yasaman Larijani [1]

1. Department of Psychology, University of Guilan, Rasht, Iran

Received: 30 December 2024
Accepted for publication: 20 July 2025
[EPub a head of print- 3 June 2026]
Payesh: 2026; 25(4): 595- 610

Abstract

Objectiv(s): One of the effective factors in the mental health of adolescents is their quality of life, and measuring the quality of life of adolescents, who are in a vulnerable developmental period, using existing tools plays a significant role in evaluating healthcare services. The aim of the present study is to determine the psychometric properties of the Persian short version of the Youth Quality of Life Instrument (YQOL-SF).

Methods: This descriptive study is a type of tool validation. The statistical population consisted of adolescents aged 11 to 18 years in northern Iran in the year 2021. From this population, 700 individuals were selected through purposive sampling and voluntarily and with informed consent responded to the short version of the Youth Quality of Life Instrument by Patrick and Edwards (YQOL-SF), the KIDSCREEN-27 health-related quality of life questionnaire, and the Birleson Depression Self-Rating Scale for Children (DSRS-C). This research included five sub-studies, and the data were processed using SPSS-24 and AMOS-24 software.

Results: The test-retest reliability of the Persian version (P-YQOL-SF) was 0.886 ($p<0.0001$) over a three-week interval. The Cronbach's alpha coefficient for the entire questionnaire was estimated to be 0.895. In the confirmatory factor analysis, the factor loadings of all 15 items of the P-YQOL-SF were greater than 0.30, and the fit indices of the modified Persian model (PCFI=0.757, PNFI=0.742, CMIN/DF=2.513, RMSEA=0.048, IFI=0.969, CFI=0.969, GFI=0.961) confirmed the one-factor model of the P-YQOL-SF. Correlation coefficients between the total score of P-YQOL-SF and the subscales of KIDSCREEN-27, except for the school environment, were higher than 0.30, ranging from 0.340 to 0.541. The same coefficients with the subscales of DSRS-C were obtained as -0.183. Normative data for P-YQOL-SF were established based on converting raw scores to standardized z and T scores and percentile ranks (n=700). The results of differential validity indicated that the total score of P-YQOL-SF in the normative group was higher than in the group of adolescents with physical-motor disabilities.

Conclusion: P-YQOL-SF is a reliable tool with satisfactory validity coefficients for use in the Iranian adolescent population.

Keywords: Reliability, Validity, Psychometrics, Adolescent Quality of Life, Normative Data

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-21]

[DOI: 10.66224/payesh.25.4.595]

[*] Corresponding Author: Department of Psychology, University of Guilan, Rasht, Iran
E-mail: Sajjad.Rezaei@guilan.ac.ir

پایش
نشریه پژوهشکده علوم بهداشتی جهاددانشگاهی

تعیین شاخص های روان‌سنجی نسخه کوتاه ابزار کیفیت زندگی نوجوان (YQOL-SF)

سجاد رضائی[1*]، فاطمه افرائی[1]، عذرا زبردست[1]، یاسمن لاریجانی[1]

۱. گروه روانشناسی، دانشگاه گیلان، رشت، ایران

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۱۰
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۴/۲۹
[نشر الکترونیک پیش از انتشار- ۱۳ خرداد ۱۴۰۵]
نشریه پایش: ۶۱۰- ۵۹۵ :(۴)۲۵؛ ۱۴۰۵

چکیده

مقدمه: یکی از عوامل موثر در سلامت روان نوجوانان، کیفیت زندگی آن‌ها است و اندازه‌گیری کیفیت زندگی نوجوانان که در دوره آسیب‌پذیری از تحول خود قرار دارند، با استفاده از ابزارهای موجود، نقش مؤثری در ارزشیابی مراقبت‌های بهداشتی دارد. هدف پژوهش حاضر تعیین شاخص‌های روان‌سنجی نسخه کوتاه ابزار کیفیت زندگی نوجوان (YQOL-SF) به زبان فارسی بود.

مواد و روش‌کار: پژوهش حاضر توصیفی و از نوع اعتبارسنجی ابزار بود. جامعه آماری شامل نوجوانان ۱۱ الی ۱۸ سال در شمال ایران در سال ۱۴۰۰ بودند که از میان آن‌ها ۷۰۰ نفر به روش نمونه‌گیری هدفمند، انتخاب شدند و به‌صورت داوطلبانه و با رضایت آگاهانه به نسخه کوتاه ابزار کیفیت زندگی نوجوان پاتریک و ادواردز (YQOL-SF)، پرسشنامه کیفیت زندگی مرتبط با سلامت کیداسکرین-۲۷ روبیتال و همکاران (KIDSCREEN-27) و مقیاس خودسنجی افسردگی کودکان بیرلسون (DSRS-C) پاسخ دادند. این پژوهش دارای ۵ زیرمطالعه بود و داده‌های آن در محیط SPSS-24 و AMOS-24 پردازش شدند.

یافته‌ها: پایایی بازآزمایی نسخه فارسی (P-YQOL-SF) با فاصله سه هفته برابر با ۰/۸۸۶ بود (p<۰/۰۰۰۱). ضریب آلفای کرونباخ برای کل پرسشنامه ۰/۸۹۵ برآورد شد. در تحلیل عامل تاییدی بارهای عاملی هر ۱۵ گویهٔ P-YQOL-SF بزرگتر از ۰/۳۰ بود و شاخص‌های برازش مدل اصلاح‌شده فارسی، RMSEA=۰/۰۴۸، IFI=۰/۹۶۹، CFI=۰/۹۶۹ و GFI= ۰/۹۶۱) تأییدکننده الگوی تک عاملی P-YQOL-SF بودند. ضرایب همبستگی بین نمره کل P-YQOL-SF با زیرمقیاس‌های KIDSCREEN-27 به‌غیر از محیط مدرسه بالاتر از ۰/۳۰ و در دامنه ۰/۳۴۰ تا ۰/۵۴۱ به‌دست آمد. همین ضرایب با زیرمقیاس‌های DSRS-C برابر با ۰/۱۸۳- به‌دست آمد. داده‌های هنجاری P-YQOL-SF براساس تبدیل نمرات خام به نمرات ترازشده z و T و رتبه-های درصدی تهیه شد (n=۷۰۰). نتایج اعتبار افتراقی نشان داد نمره کل P-YQOL-SF در گروه نوجوانان طبیعی نسبت به گروه دارای ناتوانی جسمی-حرکتی بیشتر است.

نتیجه‌گیری: P-YQOL-SF ابزاری پایا و دارای ضرایب اعتبار رضایت‌بخش برای استفاده در جامعه نوجوانان ایرانی است.

کلیدواژه‌ها: پایایی، روایی، روانسنجی، کیفیت زندگی نوجوان، داده‌های هنجاری

کداخلاق: IR.SBMU.CRC.REC.1402.018

* نویسنده پاسخگو: گیلان، دانشگاه گیلان، گروه روانشناسی
Email:Sajjad.Rezaei@guilan.ac.ir

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-21]

[DOI: 10.66224/payesh.25.4.595]

مقدمه

یکی از عوامل موثر در سلامت روان نوجوانان، کیفیت زندگی آن‌ها است. نوجوانی دوره‌ای حیاتی از تحول انسان است که در آن گذار از دوره کودکی به دوره بزرگسالی، همراه با تغییراتی در حوزه‌های مختلف جسمی، شناختی و اجتماعی-هیجانی است. کیفیت زندگی نوجوانان، بر سلامت جسمی، عملکرد و پیشرفت تحصیلی نوجوانان در مدرسه، پیش‌بینی آمادگی به اعتیاد، میزان افسردگی، کم‌توانی و ناتوانی جسمی-حرکتی آن‌ها تاثیرگذار است [۱،۲].

سازمان سلامت جهان (WHO)، کیفیت زندگی را به‌صورت درک فرد از وضعیت کنونی خود با توجه به فرهنگ و نظام ارزشی که در آن زندگی می‌کند و ارتباط این درک با اهداف، انتظارات، استانداردها و اولویت‌های مورد انتظار فرد تعریف می‌کند[۳]. کیفیت زندگی به‌صورت یک ساختار چند وجهی است که به حوزه-های مختلف زندگی مربوط می‌شود [۴]. به تعبیر دیگر کیفیت زندگی به‌عنوان درک، تفسیر و رضایت هر فرد از جنبه‌های مختلف زندگی تعریف می‌شود و به‌عنوان یک مفهوم پویا چند بعدی در نظر گرفته می‌شود که می‌تواند در بین افراد مختلف و همچنین در طول زندگی یک فرد متفاوت باشد [۵]. امروزه دیگر کیفیت زندگی به مفهوم نبود بیماری، اختلال یا ناتوانی تعریف نمی‌شود، بلکه منظور از کیفیت زندگی، رضایت درونی و احساس رفاهی است که فرد نسبت به حوزه‌های مختلف زندگی خود دارد [۶].

تحقیقات نشان می‌دهد کیفیت زندگی بر جنبه‌هایی مانند شادی و رفاه تاکید می‌کند و بین بیماری‌هایی مانند سرطان، مشکلات قلبی و عروقی، آلرژی و عواملی چون خشونت های روانی و جسمی با کیفیت زندگی ارتباط معکوس و معنادار وجود دارد [۷،۸،۹،۶]. پژوهش‌ها نشان داده‌اند که کم‌توانی جسمی بر سطوح کیفیت زندگی و ابعاد روانی نوجوانان، اثر معکوس و معنادار دارد [۱۰]؛ علاوه‌برآن بین کیفیت زندگی دانش‌آموزان و اعتماد به‌نفس آن‌ها رابطه مستقیم وجود دارد [۱۱].

بنابراین، شناسایی و پایش کیفیت زندگی نوجوانان در ارزیابی و درمان تخصصی به ایشان حائز اهمیت است. با توجه به اهمیت این موضوع، ابزارهای گوناگونی جهت سنجش کیفیت زندگی نوجوانان طراحی و توسعه یافته‌اند. یکی از این ابزارها، نسخه کوتاه ابزار کیفیت زندگی نوجوان (YQOL-SF) است. مقیاس YQOL-SF اولین‌بار در سال ۲۰۰۲ توسط پاتریک و ادواردز در دانشگاه واشنگتن در آمریکا به زبان انگلیسی ساخته و طراحی شده است که دارای ۱۶ گویه است و منحصراً برای نوجوانان ۱۱ تا ۱۸ سال استفاده می‌شود. هرگویه آن توصیف شرایطی از کیفیت زندگی است. این مقیاس در سال ۲۰۱۳ مورد تجدید نظر قرار گرفته است و یک گویه آن حذف شده است و تبدیل به مقیاس ۱۵ گویه‌ای شده است. برای هر گویه ده گزینه مطرح می‌شود (۰ = به‌هیچ وجه تا ۱۰ = بسیار زیاد) و آزمودنی باید از میان آن بهترین گزینه را در پاسخ به شرایط توصیف شده در گویه انتخاب کند. براساس اعلام تارنمای رسمی YQOL-SF، این ابزار به دو زبان انگلیسی آمریکایی و فرانسوی (کانادایی) موجود است. پایایی و تجانس درونی بالای این مقیاس با ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۹۵ تایید شده است [۱۲].

نسخه کوتاه YQOL-SF مشتق‌شده و برگرفته از نسخه پژوهشی ۴۱ گویهی و بلندتر YQOL-R است و ابزاری مفید برای ارزیابی و پایش شاخص‌های کیفیت زندگی در جوامع متنوع نوجوانان قلمداد شده است [۱۳،۱۴]. ابزارهای دیگری برای ارزیابی کیفیت زندگی وجود دارد اما نسخه فارسی اعتباریابی‌شده و هنجارگزینی شده‌ای از YQOL-SF در دسترس نیست و به دلیل وجود مشکلات سایر ابزارهای کیفیت زندگی، در این پژوهش از فرم کوتاه نسخه فارسی YQOL-SF استفاده شده است که در آن وجود گویه های کمتر، مطابقت گویه های با ویژگی‌های دوران نوجوانی، روزآمد و متناسب بودن برای جمعیت نوجوانان، امتیاز این ابزار و دلیل استفاده از این پرسشنامه بود. هدف اصلی مقیاس YQOL-SF، تمرکز روی کیفیت زندگی نوجوانان ۱۱ تا ۱۸ ساله است. گویه‌های این مقیاس ده گزینه‌ای بوده و شرکت‌کننده باید از میان آن‌ها، گزینه درست را انتخاب کند. به ازای هر گویه فقط یک جواب درست وجود دارد و گویه‌ها به‌طورکلی حیطه‌هایی از احساس خود، روابط اجتماعی، کیفیت زندگی محیط و کلی را می‌سنجد [۱۳،۱۴]. مطالعه حاضر ترجمه فارسی نسخه کوتاه ابزار کیفیت زندگی نوجوان (P-YQOL-SF) را آماده سازی نموده و ابعاد مختلف پایایی و روایی ابزار را در مراحل مختلف آزمود و داده‌های هنجاری این ابزار را برای پایش کیفیت زندگی نوجوانان ایرانی ارائه نمود.

مواد و روش کار

پژوهش حاضر از نوع اعتباریابی ابزار بوده و زیرمجموعه تحقیقات کمی قرار می گیرد. جامعه آماری این پژوهش را نوجوانان ۱۱ الی ۱۸ ساله ایرانی تشکیل می‌دادند. نمونه‌گیری در این پژوهش در پاییز سال ۱۴۰۰ به روش برخط و از نوع هدفمند از مدارس متوسط اول و دوم استان گیلان انجام گرفت. شرکت‌کنندگان به‌صورت

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-21]
[DOI: 10.66224/payesh.25.4.595]

داوطلبانه به پرسشنامه‌های نسخه کوتاه ابزار کیفیت زندگی نوجوانی پاتریک و ادواردز [۱۴]، پرسشنامه کیفیت زندگی مرتبط با سلامت کیداسکرین-۲۷ Robitail و همکاران [۱۵] و مقیاس خودسنجی افسردگی کودکان Birleson [۱۶] پاسخ دادند. ملاک‌های ورود آزمودنی‌ها به این پژوهش عبارت بودند از: ایرانی بودن، سکونت در ایران و نوجوان بودن (در بازه‌ی سنی ۱۱ تا ۱۸سال). ملاک‌های خروج عبارت بودند از: عدم پاسخگویی به دست کم بیش از ۲۰٪ از گویه های نسخهٔ فارسی YQOL-SF. پیشنهاده این مطالعه در کمیته اخلاق در پژوهش‌های زیست-پزشکی دانشگاه گیلان بررسی با کد IR.GUILAN.REC.1400.025 به تایید رسید. به‌منظور تعیین روایی و پایایی و استانداردسازی نسخه فارسی YQOL-SF از پنج زیرمطالعه به شرح ذیل استفاده شد.

زیر مطالعهٔ اول: هدف این مرحله ترجمه ابزار از زبان اصلی به زبان فارسی بود. YQOL-SF با استفاده از روش ترجمه، بازبینی، قضاوت، پیش آزمون و مستندسازی یا همان رویکرد TRAPD که سابق براین برای ترجمه ابزارهای نظرسنجی‌های بین‌المللی ایجاد شده بود، از انگلیسی به فارسی ترجمه شد [۱۷]. بدین صورت که ابتدا ترجمه نسخه اولیه فارسی توسط نویسنده دوم آماده شد. سپس تیم اجرایی پژوهش، متشکل از ۳ روان‌شناس با مترجم (نویسنده دوم) یکایک گویه‌های ترجمه‌شده را بررسی نمودند. جهت بررسی گویایی عبارات و متن ترجمه برای شرکت کنندگان، متن ترجمه به عنوان یک پیش آزمون در اختیار یک گروه ۱۰ نفره از دانشجویان کارشناسی ارشد روانشناسی دانشگاه گیلان نیز قرار گرفت و به صورت آزمایشی اجرا شد تا نظرات و انتقادات احتمالی خود را وارد نمایند. در نهایت، سرپرست تیم پروژه تحقیقاتی (نویسنده اول) پس از مشورت با سایر افرادی که بخشی از این فرآیند بودند، فرم نهایی ابزار را تهیه و آماده اجرا نمود. لازم به ذکر است که واژه youth به فارسی «نوجوان» ترجمه شد. اگرچه معنای اول واژه youth، جوان است؛ اما YQOL-SF ابزاری است که اختصاصاً برای نوجوانان ۱۱ تا ۱۸ سال توسعه داده شده است [۱۴].

زیرمطالعه دوم از نوع توصیفی و با هدف تعیین پایایی بازآزمایی P-YQOL-SF اجرا شد. در این زیرمطالعه تعداد ۶۰ نفر از نوجوانان، به روش نمونه‌گیری هدفمند از مدارس شمال ایران انتخاب شدند. این افراد شامل نوجوانانی بودند که در رده سنی ۱۱ تا ۱۸ سال قرار داشتند. در ابتدا به‌صورت برخط، به آزمون YQOL-SF به صورت داوطلبانه پاسخ دادند و پس از گذشت سه هفته، مجدداً همین آزمون روی همان ۶۰ نفر اجرا شد. قابل قبول‌ترین آزمون جهت تعیین ثبات (آزمون پایایی) ضریب همبستگی درون طبقه‌ای (ICC) است. درصورتی که مقدار ICC بالاتر از ۰/۸۰ باشد پایایی ثبات در سطح بسیار مطلوب، اگر بین ۰/۷۹ تا ۰/۸۰ باشد پایایی متوسط و در صورتی‌که کم‌تر از ۰/۶ باشد، پایایی ضعیف را نشان می‌دهد [۱۸].

زیر مطالعهٔ سوم از نوع توصیفی و با هدف تعیین پایایی همسانی درونی و اعتبار سازه‌ای به روش تحلیل عاملی تاییدی (CFA)، تعیین اعتبار همگرا و اعتبار ملاکی همزمان (از طریق همبسته کردن نمرات YQOL-SF با نمرات پرسشنامه افسردگی بیرلسون) اجرا شد. برای بررسی شاخص‌های برازش مدل از چندین شاخص شامل نسبت مجذور خی به درجه آزادی، شاخص برازش هنجار پارسیمونس، شاخص برازش مقایسه‌ای، شاخص برازش مقایسه‌ای پارسیمونس، شاخص برازش افزایشی، شاخص نیکویی برازش و ریشه میانگین مربعات خطای تقریب استفاده شد. به‌منظور اجرای CFA به روش بیشینهٔ درست نمایی (ML) جهت بررسی اعتبار سازه و برازش مدل اندازه‌گیری و تطبیق آن با مدل ساختاری از نمونه مستقل دیگری به حجم ۱۵۰ نوجوان (به سبب وجود ۱۵ ماده در (YQOL-SF)، به‌صورت پیمایش برخط و در بستر پیام-رسان‌های اجتماعی که واجد معیارهای ورود و خروج باشند، نمونه-گیری شد. در CFA با توجه به معیار Rule of 10، ده پاسخ‌دهنده به ازای هر پارامتر آزاد لازم است [۱۹]. ۱۵۰ نمونه برای تحلیل عاملی تأییدی مورد پردازش قرار گرفت [۲۰].

زیرمطالعه چهارم، به‌منظور آزمون تغییرناپذیری و تعیین نمرات ترازشده و رتبه‌های درصدی برای نمرات خام P-YQOL-SF در قالب یک طرح توصیفی با استفاده از پیمایش برخط ۷۰۰ نوجوان دختر و پسر واجد شرایط نمونه‌گیری شد. برای تعیین حجم نمونه در زیر مطالعه چهارم (هنجاریابی) از فرمول برآورد میانگین صفت در جامعه استفاده شد [۲۱]. با جای‌گذاری انحراف معیار به‌دست آمده از زیرمطالعه دوم ارزیابی YQOL-SF در نوجوانان معادل ۱۳/۱۴ (با میانگین ۸۲/۸۲) براساس یک مطالعه مقدماتی ۶۰ نفره (۳۰ دختر و ۳۰ پسر با میانگین سنی ۱۳ سال)، در فرمول حجم نمونه زیر و در نظر گرفتن سطح اطمینان ۹۹٪ (Z=۲/۵۸) و خطای قابل تحمل (d) ۱/۳۱ (به میزان یک دهم انحراف استاندارد نمره YQOL-SF و ۱/۳۱ نمره فاصله تا میانگین واقعی)، مقدار حجم نمونه ۶۶۸/۵۶ نفر برآورد شد که برای دقت بیشتر و با درنظر

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-21]
[DOI: 10.66224/payesh.25.4.595]

گرفتن میزان افت (Dropout) ٪۵ حجم نمونه به ۷۰۱ نفر افزایش یافت. نمونه‌گیری این زیرمطالعه به‌صورت در دسترس و برخط و همانند زیرمطالعه سوم اجرا شد.

$$n = \frac{Z^2_{1-\frac{\alpha}{2}} SD^2}{d^2} = \frac{(2.58)^2 \times (13.14)^2}{(1.31)^2} = \frac{1149.92}{1.72} = 668.56$$

Final sample size: $668.56 + 5\%\ dropout \cong 701$

زیرمطالعه پنجم، به‌منظور تعیین اعتبار افتراقی نمرات و برگه‌های برخط ۳۰ نفر از نوجوانان گروه بهنجار که در مطالعه هنجاریابی شرکت کرده بودند به‌صورت تصادفی در برنامه Excel تحت ویندوز نسخه هفت انتخاب شده با نمرات P-YQOL-SF نوجوانان کم‌توان جسمی-حرکتی (n=۳۰) که فرض می‌شود دارای کیفیت زندگی پایین‌تری هستند، مقایسه شدند.

ابزارهای پژوهش

نسخه کوتاه ابزار کیفیت زندگی نوجوانی (YQOL-SF): از YQOL-SF در پژوهش حاضر به‌منظور تعیین کیفیت زندگی نوجوانان استفاده شد. این ابزار اولین بار در سال ۲۰۰۲ با ۴۱ گویه توسط پاتریک و همکاران ساخته شد. نسخه دوم و اصلاح شده‌ی آن ۱۵ گویه دارد که به‌صورت خودسنجی کیفیت زندگی نوجوانان ۱۱ تا ۱۸ ساله را اندازه می‌گیرد. این پرسشنامه زیرمقیاس ندارد و گویه‌های آن به‌طور کلی حیطه‌هایی از احساس خود، روابط اجتماعی، کیفیت زندگی محیط و بُعد کلی را می‌سنجد. لازم است پاسخگویان گویه‌های این ابزار را در دامنه‌ای از ۰ (هرگز) تا ۱۰ (کاملاً) برای توصیف کیفیت زندگی خود علامت‌گذاری کنند. نمرات YQOL-SF با هم جمع می‌شود و آنگاه نمرات خام به مقیاس ۰ تا ۱۰۰ تبدیل می‌شود که در آن نمرات بالاتر حاکی از کیفیت زندگی بهتر است. YQOL-SF مشتق‌شده و برگرفته از نسخه پژوهشی ۴۱ گویه ای و بلندتر YQOL-R (Youth Quality of Life Instrument Research Version -) است و ابزاری مفید برای ارزیابی و پایش شاخص‌های کیفیت زندگی در جوامع متنوع نوجوانان قلمداد شده است [۱۳،۱۴]. روایی محتوایی و مدل مفهومی ساخت این ابزار طی یک پژوهش داده‌بنیاد (grounded theory) مورد تایید قرار گرفت و پایایی بازآزمایی و نیز ضریب همسانی درونی بالای ۰/۸۰ برای آن گزارش شد [۲۲].

پرسشنامه کیفیت زندگی مرتبط با سلامت کیداسکرین-۲۷ (KIDSCREEN-27): از این ابزار در پژوهش حاضر به‌منظور تعیین روایی همگرا استفاده شد. در این پژوهش از فرم ۲۷ گویهی این پرسشنامه جهت تعیین اعتبار همگرای YQOL-SF استفاده شد. KIDSCREEN-27 شامل پنج بعد است که عبارت‌اند از: ۱- بهزیستی جسمی (۵ گویه): سطوح فعالیت فیزیکی، انرژی و برازندگی را می‌سنجد؛ ۲- بهزیستی روانشناختی (۷ گویه): شامل هیجان‌های مثبت، رضایت از زندگی و احساساتی که از لحاظ هیجانی متعادل شده‌اند، را می‌سنجد؛ ۳- ارتباطات والدین و خودمختاری (۷ گویه): ارتباط با والدین، جو حاکم بر خانه، داشتن آزادی کافی مرتبط با سن و درجه رضایت از منابع مالی را مورد بررسی قرار می‌دهد؛ ۴- حمایت اجتماعی و همسالان (۴ گویه): طبیعت ارتباطات پاسخ‌دهنده با سایر همسالان را بررسی می‌کند و ۵- محیط مدرسه (۴ گویه): ادراک کودک و نوجوان از ظرفیت شناختی، یادگیری و تمرکز و احساس راجع‌به مدرسه را بررسی می‌کند. پاسخ‌ها به صورت مقیاس لیکرتی بوده، که فراوانی رفتار یا احساس خاص (۱= هیچگاه، ۲= به‌ندرت، ۳= گاهی اوقات، ۴= اغلب، ۵= همیشه) و یا شدت نگرش (۱= اصلاً، ۲= تاحدی، ۳= به‌طور متوسط، ۴= خیلی، ۵= بی نهایت) را نشان می‌دهد. اعتبار و روایی این ابزار طی پژوهشی بر روی ۵۵۱ دانش‌آموز ایرانی مورد بررسی و تأیید قرار گرفته است. نتایج تحلیل عاملی تأییدی انجام‌شده بر روی این پرسشنامه حاکی از آن بود که شاخص‌های خطای ریشه مجذور میانگین تقریب و شاخص برازش مقایسه‌ای به ترتیب برابر با ۰/۰۷ و ۰/۹۵ بوده که نمایانگر برازندگی مناسب بین مدل مشخص شده و داده‌ها است. همچنین نتایج اعتبار همگرا نشان داد که رابطه بین ابعاد پرسشنامه کیداسکرین-۲۷ به جز بعد حمایت اجتماعی و همسالان، با ابعاد مشابه در سایر پرسشنامه‌ها که ساختارهای مشابهی را می‌سنجیدند، در حد متوسط، قوی و معنادار بود (P<۰/۰۱). همچنین تفاوت‌های معنادار در ابعاد کیفیت زندگی بر اساس وضعیت روانی و وضعیت اجتماعی- اقتصادی یافت شد (P<۰/۰۵). نتایج وارسی پایایی نشان داد که ضرایب تمام آلفاها (به جز بعد محیط مدرسه) از میزان توصیه شده یعنی ۰/۷۰ بالاتر بوده و بدین ترتیب قابل قبول بودند. همچنین ضرایب بازآزمایی (به فاصله دو هفته) برای تمام مقیاس‌ها در حد قوی بود (P<۰/۰۱) که نمایان‌گر ثبات آزمون در طول زمان است [۲۳].

مقیاس خودسنجی افسردگی کودکان (DSRS-C): از این ابزار در پژوهش حاضر به‌منظور تعیین روایی ملاکی همزمان استفاده شد. مقیاس خودسنجی افسردگی برای کودکان، توسط بیرلسون در سال ۱۹۸۱ برای ارزیابی میزان افسردگی متوسط تا شدید کودکان و نوجوانان ۸ تا ۱۴ ساله ساخته شده است. در اجرای این مقیاس از

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-21]
[DOI: 10.66224/payesh.25.4.595]

آزمودنی خواسته می‌شود تا به گویه های با توجه به حالات یک هفته گذشته، از بین گزینه‌های "بیشتر اوقات"، "گاهی اوقات" و "هرگز" یکی را انتخاب کند و نمره‌گذاری آن به ترتیب (۲)، (۱) و (۰) است. این پرسشنامه در ابتدا ۱۸ گویهی بود سپس در بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی این مقیاس در ایران توسط مختارنیا و همکاران [۲۴]، ۳ گویه که بار عاملی ضعیفی داشتند حذف شدند بنابراین مقیاس ۱۵ گویهی به‌دست آمد. در این مقیاس ۱۵ گویهی، گویه های ۱، ۴، ۷، ۸، ۹، ۱۰ و ۱۳ به‌صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. در این مقیاس اگر آزمودنی نمره بالایی کسب کند، نشان-دهنده افسردگی بالاتر است [۲۴]. بیرلسون [۱۶] پایایی این پرسشنامه را از بازآزمایی ۰/۸۰ و از طریق دو نیمه کردن ۰/۸۶ به-دست آورد. بر این اساس ضریب پایایی این پرسشنامه به‌روش بازآزمایی ۰/۷۵ و به‌روش آلفای کرونباخ ۰/۸۱ به‌دست آمد. همچنین روایی همزمان پرسشنامه توسط مقایسه با فرم کوتاه مقیاس افسردگی کودکان ۰/۷۲ به‌دست آمد. نمره برش این پرسشنامه ۱۳ است و افرادی که نمره بالاتر از ۱۳ بگیرند، افسرده تلقی می‌شوند.

پردازش‌های آماری

برای تعیین ویژگی‌های روانسنجی P-YQOL-SF از آزمون t استیودنت همبسته، ضریب آلفای کرونباخ و همچنین برای تحلیل پایایی گویه های مقیاس و تعیین رابطهٔ هر یک از گویه‌ها با نمرهٔ کل (Total correlation Item) P-YQOL-SF بعد از حذف هر گویه (If item-deleted) به‌طور جداگانه در جریان زیرمطالعه سوم استفاده شد. جهت ارزیابی اعتبار سازه (Construct Validity) و این‌که مدل اندازه‌گیری تک عاملی و ۱۵ گویه‌ای P-YQOL-SF چقدر با داده‌های جمع‌آوری شده از جامعه نوجوانان، برازش دارد، از تحلیل عامل تاییدی (CFA) به روش بیشینهٔ درستنمایی استفاده شد. به‌علاوه اعتبار سازه‌ای همگرای P-YQOL-SF از طریق محاسبهٔ ضریب همبستگی گشتاوری پیرسون نمرات آن با نمرات KIDSCREEN-27 تعیین شد. برای ارزیابی اعتبار ملاکی همزمان P-YQOL-SF نمرات کل آن با نمرات حاصل از سنجش سازه‌های شناخته شده‌ای که طی پژوهش‌های پیشین انتظار می‌رفت همبستگی‌های معنادار با آن داشته باشد (نظیر پرسشنامه افسردگی بیرلسون)، بهره‌گیری شد. علاوه‌بر آن از طریق نمره‌های خام، میانگین و انحراف معیار نمره کل P-YQOL-SF جدول هنجار آزمون تهیه شد که شامل رتبه‌های درصدی (Percentile Ranks) و نمره‌های ترازشده z و T است. از آزمون t مستقل و تحلیل تمایزات برای تعیین اعتبار افتراقی و مقایسه کیفیت زندگی نوجوانان بهنجار و نوجوانان دارای معلولیت جسمی و حرکتی استفاده شد. تمامی تحلیل‌های آماری توسط نسخهٔ ۲۴ نرم افزار SPSS و AMOS انجام شد.

یافته ها

جهت انجام پایایی بازآزمایی از ۶۰ نفر از نوجوانان با میانگین سنی ۱/۰۹ ± ۱۴/۷۸ سال در طیف سنی ۱۱ تا ۱۸ سال استفاده شد. از نظر جنسیت ۳۰ نفر (۵۰ درصد) دختر و ۳۰ نفر (۵۰ درصد) پسر بودند. جهت سنجش پایایی بازآزمایی P-YQOL-SF از ضریب همبستگی و ضریب همبستگی درون طبقه‌ای استفاده شد؛ به این ترتیب که ۶۰ نفر از آزمودنی‌هایی که در مرحله اول به P-YQOL-SF پاسخ داده بودند، پس از گذشت سه هفته مجدداً ابزار مذکور را تکمیل کردند و نمرات این دو مرحله ارزیابی با هم همبسته شدند. ضرایب همبستگی بین نمره‌های ۶۰ نفر از آزمودنی‌ها در دو نوبت با فاصله سه هفته برای سنجش پایایی بازآزمایی P-YQOL-SF (نمره کل) برابر $r = ۰/۸۸۶$ به‌دست آمد و در سطح $P<۰/۰۰۱$ معنادار است. با توجه به این‌که مقدار ضریب همبستگی بالاتر از ۰/۸۰ به‌دست آمد، براساس تحلیل همبستگی پیرسون، P-YQOL-SF از پایایی بازآزمایی یا ثبات قابل قبولی در طول زمان برخوردار است. همچنین از شاخص ضریب همبستگی درون طبقه‌ای (ICC) جهت سنجش پایایی ثبات P-YQOL-SF استفاده شد. جهت بررسی ضریب همبستگی درون طبقه‌ای از روش توافق مطلق با مدل تصادفی دوراهه استفاده گردید. مقدار ضریب همبستگی درون طبقه‌ای P-YQOL-SF حاصل از بازآزمایی با فاصله زمانی سه هفته، با فاصلهٔ اطمینان ۹۵ درصد برابر ($ICC=۰/۹۳۶$) به‌دست آمد و با توجه به معنادار ضریب ($P<۰/۰۰۱$) میان دو بار اندازه‌گیری، همبستگی وجود دارد. بنابراین آن نشان‌دهندهٔ قابل قبول و مناسب بودن پایایی ثبات زمانی یا تکرارپذیری P-YQOL-SF در طول زمان است. جهت ارزیابی همسانی درونی و تحلیل پایایی گویه‌ها از ۱۵۰ نوجوان استفاده شد. میانگین سِنّی نمونه‌ها ۱/۹۱ ± ۱۵/۲۰ سال در طیف سنی ۱۱ تا ۱۸ سال قرار دارد. جدول-۱ نشان‌دهندهٔ نتایج آمارهای توصیفی، همبستگی گویه-نمره‌کل و تحلیل پایایی P-YQOL-SF است. همان‌گونه که در این جدول مشاهده می‌شود بیشتر مقادیر همبستگی هر یک از گویه‌ها با نمرهٔ کل آزمون در سطح متوسط تا قوی حاصل شد که نمایان‌گر انسجام درونی قوی

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-21]
[DOI: 10.66224/payesh.25.4.595]

P-YQOL-SFاست. ضرایب آلفای کرونباخ استانداردشده نیز پس از حذف هر گویه در دامنه ۰/۸۸۰ تا ۰/۸۹۴ محاسبه شدند. علاوه‌بر آن به‌طور کلی ضریب آلفای کرونباخ P-YQOL-SF برابر ۰/۸۹۵ برآورد شد که نشان می‌دهد میزان همسانی درونی P-YQOL-SF در سطح قابل قبولی (بالاتر از ۰/۷۰) قرار دارد (جدول-۱).

برای تعیین **اعتبار سازه‌ای همگرای** P-YQOL-SF نمرات کل آن با نمرات پنج بعد پرسشنامه کیفیت زندگی مرتبط با سلامت کیداسکرین-۲۷ (KIDSCREEN-27) همبسته شد. ۱۵۰ نفر نوجوان با میانگین سنی ۲/۰۱ ± ۱۵/۶۴ سال در طیف سنی ۱۱ تا ۱۸ سال ارزیابی به عمل آمد. از نظر جنسیت ۸۱ نفر (۵۴ درصد) دختر و ۶۹ نفر (۴۶ درصد) پسر بودند. جدول-۲ نتایج حاصل از میانگین، انحراف معیار، کجی، کشیدگی و دامنه تغییرات هریک از آزمون‌های به‌کار رفته در پژوهش حاضر را نشان می‌دهد.

همان‌طور که انتظار می‌رفت و در جدول-۳ مشاهده می‌شود ضرایب همبستگی بین نمره کل P-YQOL-SF با زیرمقیاس‌های پرسشنامه کیداسکرین-۲۷ (به غیر از محیط مدرسه) بالاتر از ۰/۳۰ و در دامنهٔ ۰/۳۴۰ تا ۰/۵۴۱ بود؛ بنابراین اعتبار سازه‌ای P-YQOL-SF رضایت‌بخش قلمداد می‌شود [۲۵].

برای بررسی **اعتبار ملاکی همزمان** از ۱۵۰ نفر از نوجوانان با میانگین سنی ۱/۸۲ ± ۱۵/۴۱ سال در طیف سنی ۱۱ تا ۱۸ سال مورد بررسی قرار گرفت. براساس ضریب همبستگی پیرسون ارتباط معکوس و معنادار بین P-YQOL-SF و مقیاس افسردگی (DSRS-C) در سطح ۰/۰۱ وجود داشت ($r=-0/183$). جهت تعیین روایی ملاکی همزمان از رگرسیون خطی ساده با درنظر گرفتن نمره کل مقیاس افسردگی (DSRS-C) به‌عنوان متغیر وابسته (ملاک) استفاده شد. نتایج تحلیل رگرسیون نشان‌گر آن بود که نمره کل P-YQOL-SF به‌طور معنادار توانسته است تنها ۳ درصد از واریانس نمرات DSRS-C را تبیین نماید ($F= 21/364, p<0/0001$). با ملاحظهٔ علامت ضریب استاندارد شدهٔ رگرسیون ($\beta= -0/183, p<0/0001$) می‌توان گفت نوجوانانی که دارای کیفیت زندگی پایین‌تری باشند، سطوح بالاتری از نشانه‌های افسردگی را گزارش می‌نمایند. کوهن [۲۶] مقادیر R^2، ۰/۲۶، ۰/۱۳ و ۰/۰۲ را به ترتیب قوی، متوسط و ضعیف توصیف می‌کند. بنابراین براساس نظر کوهن، میزان تبیین‌کنندگی پرسشنامه P-YQOL-SF در سطح ضعیف است.

جهت تعیین اعتبار سازه‌ای ابزار P-YQOL-SF از تحلیل عاملی تأییدی (CFA) با روش برآورد حداکثر درست نمایی استفاده شد ($n=150$). برای بررسی عدم وجود داده‌های پرت چندمتغیری، شاخص d^2 ماهالانوبیس، مورد بررسی قرار گرفت و سطوح معنادار کم‌تر از ۰/۰۵ حاکی از دورافتاده بودن داده‌های پرت مورد نظر قرار گرفت. براساس این شاخص، ۳ داده پرت شناسایی شد و از تحلیل خارج شد. جهت بررسی نرمال بودن تک متغیری گویه های P-YQOL-SF از شاخص‌های کجی و کشیدگی استفاده شد تا درصورت کجی و کشیدگی زیاد، تبدیل‌های لازم انجام شود. شاخص‌های کجی و کشیدگی گویه های پژوهش در دامنه ۲± قرار داشتند و نیازی به تبدیل‌های آماری نبود[۲۰]. برای بررسی نرمال بودن چند متغیری از ضریب کشیدگی استاندارد شده مردیا (Mardia standardized kurtosis coefficient) و نسبت بحرانی استفاده شده است. بنابر پیشنهاد Blunch [۲۷]، مقادیر کوچک‌تر از ۵ برای نسبت بحرانی به‌عنوان عدم تخطی از نرمال بودن چند متغیره در نظر گرفته می‌شود. چنان‌چه نسبت بحرانی حاصل از ضریب مردیا از میزان ۵ کم‌تر باشد به معنی آن است که پیش‌فرض نرمال بودن چند متغیره رعایت شده است. در این پژوهش ضریب مردیا ۳/۷۰۳ و نسبت بحرانی ۱/۰۰۲ به‌دست آمده که کم‌تر از عدد ۵ است. بنابراین فرض نرمال بودن چند متغیری برقرار است. در تحلیل عامل تأییدی، ابتدا مقادیر شاخص‌های برازندگی که نشان-دهنده برازش ضعیف الگوی پیشنهادی با داده‌ها است، مورد بررسی قرار گرفت؛ در گام بعدی جهت ارتقاء برازندگی الگوی پیشنهادی، همبستگی بین خطاهای اندازه‌گیری‌شده (e12-e14، e10-e11، e6-e7، e11-e13، e6-e8، e1-e11، e3-e4، e5-e7)، رسم شده است و شاخص‌های الگوی برازندگی مدل قبل از اصلاح و بعد از اصلاح در جدول-۴ نشان داده شده است. شاخص نیکویی برازش مجذور خی پس از اصلاح مدل، برابر با ($\chi^2=206/028$ ، $df= 82$، $P<0/001$) به‌دست آمد (جدول-۴). سپس جهت ارزیابی برازش مدل، شاخص-های دیگر مورد بررسی قرار گرفت که تمامی شاخص‌های مندرج در جدول-۴ تأییدکننده برازش مناسب مدل نهایی بودند.

شکل-۱ بارهای عاملی استانداردشده بین گویه و سازه P-YQOL-SFدر تحلیل عاملی تاییدی بعد از اصلاح مدل را نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد، تمامی بارهای عاملی بزرگ‌تر از ۰/۳ و در سطح ۰/۰۰۱معنادار است [۲۸].

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-21]
[DOI: 10.66224/payesh.25.4.595]

پس از تحلیل عاملی تاییدی از روش چندگروهی جهت بررسی تغییرناپذیری پرسشنامه P-YQOL-SF بر حسب جنسیت (دختر، پسر) از داده‌های زیرمطالعه چهارم استفاده شد (n=۷۰۰). گویه اصلی این بود که آیا ساختار عاملی نسخه فارسی YQOL-SF در دختران و پسران نوجوان هم ارز است؟ آزمون تغییرناپذیری ساختار عاملی در مواقعی که بیش از یک گروه وجود دارد مستلزم استفاده از تحلیل عاملی تاییدی چندگروهی است. روش تحلیل عاملی چندگروهی حالت بسط‌یافته تحلیل عاملی تک گروهی است که در آن تغییرناپذیری پارامترهای برآوردشده دو الگوی آشیانه‌ای مربوط به هر گروه آزمون می‌شود. از طریق استفاده از تحلیل عاملی تاییدی چندگروهی می‌توان به این گویه پاسخ داد که آیا مؤلفه‌های یک ابزار/پرسشنامه/مقیاس در سطوح عامل مورد نظر به‌طور یکسان عمل می‌کنند یا خیر [۲۰]. به‌منظور تحلیل تغییرناپذیری عاملی ساختار تک عاملی P-YQOL-SF در دو گروه جنسیتی، ابتدا مدل تک عاملی به تفکیک جنسیت در هر یک از گروه‌های دختر و پسر مورد برازش قرار گرفت و در ادامه یک الگوی اندازه‌گیری پایه بدون محدودیت‌های تساوی در دو گروه ایجاد و براساس دو رویکرد تفاوت مجذور خی ($\Delta\chi^2$) و شاخص برازش مقایسه‌ای (ΔCFI) آزمون شد. در ادامه، تغییرناپذیری ساختار عاملی پرسشنامهٔ P-YQOL-SF بر حسب جنسیت نوجوانان آزمون شد. نتایج شاخص‌های برازش به تفکیک دختران و پسران در جدول-۵ نشان می‌دهد، الگوی تک عاملی برازش قابل قبولی در هر یک از گروه‌های تفکیک جنسیتی دارد. در ادامه، در یکی از طرح‌های تحلیل عاملی چندگروهی، دو گروه جنسیتی (دختر و پسر) نوجوانان از طریق تساوی تمامی بارهای عاملی آزاد در دو گروه، محدود شدند. برازش این الگوی تحلیل عاملی چندگروهی خوب بود (جدول-۵). در جدول-۵، مقدار $\Delta\chi^2$ که با هدف آزمون تفاوت بین مقادیر χ^2 بین الگوی با محدودیت و الگوی بدون محدودیت محاسبه شد و نتایج نشان می‌دهد که بارهای عاملی در دو گروه نوجوانان دختر و پسر در سطح ۰/۰۰۱ مساوی بودند [P= ۰/۰۴۴ ، df= ۱۴ ، $\Delta\chi^2$ = ۲۴/۱۶۵]. در ادامه، دو گروه نوجوانان دختر و پسر از طریق ایجاد تساوی در واریانس‌ها و کوواریانس‌های عاملی محدود شدند. در جدول-۵، مقدار $\Delta\chi^2$ نشان می‌دهد که در الگوی با محدودیت و الگوی بدون محدودیت کوواریانس‌های ساختاری در دو گروه نوجوانان دختر و پسر در سطح ۰/۰۰۱ مساوی بودند [P=۰/۰۰۲ ، df= ۱۵ ، $\Delta\chi^2$ =۳/۸۲۶]. در نهایت دو گروه نوجوانان از طریق تساوی در تمامی باقی مانده‌های اندازه‌گیری، محدود شدند. برازش این الگوی تحلیل عاملی چندگروهی خوب بود (جدول-۵). در جدول-۵، مقدار $\Delta\chi^2$ نشان می‌دهد که در الگوی با محدودیت و الگوی بدون محدودیت باقی مانده‌های اندازه‌گیری در دو گروه نوجوانان دختر و پسر در سطح ۰/۰۰۱ مساوی بودند [P<۰/۰۰۱، df= ۳۸ ، $\Delta\chi^2$ = ۹۹/۸۷۹]. همچنین نتایج تغییرناپذیری براساس تغییرات شاخص برازش مقایسه‌ای (CFI) بین الگوهای با محدودیت با الگوی بدون محدودیت (ΔCFI) نیز مورد بررسی قرار گرفت. براساس این رویکرد اگر مقدار ΔCFI< ۰/۰۱ باشد نشان‌دهنده تغییرناپذیری سطوح جنسیتی است. نتایج نشان داد، میزان ΔCFI در الگوهای با محدودیت در بارهای عاملی (ΔCFI=۰/۰۰۲) و الگوی با محدودیت در کوواریانس‌های ساختاری (ΔCFI=۰/۰۰۵) کم‌تر از ۰/۰۱ است، اما میزان ΔCFI در الگوی با محدودیت در باقی مانده‌های اندازه-گیری (ΔCFI=۰/۰۱۵) بالاتر از ۰/۰۱ است. بنابراین تغییرناپذیری پرسشنامه P-YQOL-SF در بارهای عاملی و کوواریانس ساختاری در دو گروه جنسیتی نوجوانان برقرار بودند اما، در باقی مانده‌های اندازه‌گیری در دو گروه جنسیتی نوجوانان مساوی نبودند. بنابراین براساس دو رویکرد، تفاوت بین مقادیر χ^2 و CFI بین الگوی با محدودیت و الگوی بدون محدودیت پرسشنامه P-YQOL-SF در بارهای عاملی و کوواریانس ساختاری در دو گروه جنسیتی نوجوانان مساوی و بدون تغییر بودند اما، در باقی مانده‌های اندازه‌گیری در دو گروه جنسیتی نوجوانان نامساوی بوده و تغییر می‌کند. در زیر مطالعه چهارم جدول هنجار براساس تبدیل نمره‌های خام P-YQOL-SF به نمره‌های ترازشده z و T و محاسبه رتبه‌های درصدی برای ۷۰۰ نوجوان تهیه شد (جدول -۶). به این دلیل که تفاوت بین میانگین‌های گروه دختران (۱۸/۵۷±۷۴/۷۰) و پسران (۷۹/۶۶±۷۹/۱۵) از نظر نمره کل P-YQOL-SF از لحاظ آماری معنادار بود (P< ۰/۰۰۱ ، df =۶۹۸ ، t=۳/۹۱)، بنابراین یک جدول هنجار برای هر دو گروه جنسیتی و کل نمونه ارائه شد. براساس نتایج جدول-۶ و داشتن نمره خام هر فرد، می‌توان دریافت نسبت به چند درصد از افراد دارای کیفیت زندگی بهتری هستند. برای نمونه نمره ترازشده z کسی که در P-YQOL-SF نمره ۸۰ به‌دست آورده باشد، برابر با ۰/۱۶۰ است. یعنی میزان کیفیت زندگی وی نسبت به ۵۰ درصد، از نوجوانان دیگر بهتر است. همچنین نتایج به تفکیک نوجوانان دختر و پسر نشان داده شده است. برای نمونه در پسران نمره تراز شده z کسی که در P-

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-21]

[DOI: 10.66224/payesh.25.4.595]

YQOL-SF نمره ۸۲ به‌دست آورده باشد، برابر با ۰/۲۷۵ است. یعنی میزان کیفیت زندگی وی نسبت به ۵۰ درصد، از نوجوانان پسر دیگر بهتر است. در زیر مطالعه پنجم و آخر جهت بررسی اعتبار افتراقی P-YQOL-SF نمرات ۳۰ نوجوان کم‌توان جسمی-حرکتی با ۳۰ نوجوان بهنجار که از نظر سن، جنسیت و پایه تحصیلی همتا شده بودند ($p > ۰/۰۵$)، مورد مقایسه قرار گرفتند. میانگین سنی نوجوانان در گروه کم‌توان (۱/۴۸ ± ۱۴/۷۰) سال و در گروه بهنجار (۲/۲۲ ± ۱۵/۶۳) سال قرار داشته‌اند و تفاوت سنی آنها معنی‌دار نبود ($p > ۰/۰۵$). بیشتر نوجوانان مورد بررسی، از نظر جنسیت، پسر بودند (۲۸ نفر گروه کم‌توان و ۲۹ نفر گروه بهنجار). جهت بررسی تفاوت کیفیت زندگی دو گروه از آزمون t استیودنت مستقل استفاده شد. میانگین نمره کیفیت زندگی در گروه بهنجار (۱۵/۷۷±۷۳/۸۴) نسبت به گروه کم‌توان (۱۴/۶۲±۲۵/۴۴) بالاتر است ($P<۰/۰۰۱$)، اندازه اثر Hedges' g = **۳/۱۴۲**)، بنابراین بین دو گروه کم‌توان و بهنجار از لحاظ میزان کیفیت زندگی تفاوت معنادار وجود دارد و میزان اختلاف برابربا ۴۸/۴۰ بود. براساس کوهن [۲۹] مقدار اندازه اثر ۰/۲ در سطح ضعیف، ۰/۵ در سطح متوسط و ۰/۸ در سطح زیاد است. مقدار اندازه اثر هجز (Hedges' g) کیفیت زندگی (۳/۱۴۲) نیز نشان می‌دهد که این تفاوت در جامعه بالا است.

تحلیل تمایز و معادله تشخیصی: تحلیل تمایز برای پیش‌بینی عضویت گروهی (کم‌توان جسمی-حرکتی) نشان‌گر ضریب تابع تشخیصی کانونی ۰/۰۶۶ و مقدار ثابت ۳/۲۶۴- بود. میانگین نمرات ممیز گروه کم‌توان در پرسشنامه P-YQOL-SF برابر ۱/۵۹۱- و برای گروه بهنجار ۱/۵۹۱ با نقطه برش صفر محاسبه شد. بنابراین، معادله تشخیصی به‌صورت ذیل نگارش شد. اگر نمره کل YQOL-SF نوجوان در این معادله قرار گرفت و حاصل آن عدد منفی بود، فرد در گروه کم‌توان جسمی و اگر مثبت بود، فرد در گروه بهنجار پیش‌بینی (تفکیک) می‌شود.

Y = ۰/۰۶۶ P-YQOL-SF -۳/۲۶۴ (نمره ممیز یا عضویت گروهی)

جدول۱: میانگین، انحراف معیار و نتایج همبستگی گویه- نمرهٔ کل و تحلیل پایایی گویه های P-YQOL-SF (n=۱۵۰)

شماره و محتوای گویه	شمارهٔ گویه	میانگین	SD	همبستگی پس از حذف‌گویه	α کرونباخ استانداردشده
۱. می‌توانم بیشتر کارها را آن‌طور که می‌خواهم، انجام دهم	۱	۷/۵۵	۲/۳۲	۰/۲۲۵	۰/۸۹۱
۲. احساس خوبی نسبت به خودم دارم	۲	۷/۸۶	۲/۴۷	۰/۵۴۰	۰/۸۸۲
۳. احساس می‌کنم برای دیگران مهم هستم	۳	۷/۰۲	۲/۹۲	۰/۴۷۰	۰/۸۸۳
۴. از ظاهرم راضی هستم	۴	۷/۸۸	۲/۵۹	۰/۴۱۱	۰/۸۸۶
۵. احساس می‌کنم والدین یا سرپرستانم درکم می‌کنند	۵	۶/۹۲	۳/۱۲	۰/۶۸۳	۰/۸۸۰
۶. احساس می‌کنم می‌توانم با والدین یا سرپرستانم کنار بیایم	۶	۷/۲۳	۳/۰۴	۰/۶۲۱	۰/۸۸۲
۷. احساس می‌کنم در زندگی تنها هستم	۷	۶/۹۳	۳/۶۵	۰/۲۲۸	۰/۸۹۴
۸. به خاطر دوستانی که دارم خوشحالم	۸	۸/۱۰	۲/۶۸	۰/۲۲۴	۰/۸۹۳
۹. احساس می‌کنم می‌توانم در فعالیت‌هایی که هم‌سن و سال‌هایم در آن‌ها شرکت می‌کنند شرکت کنم	۹	۷/۹۳	۲/۶۰	۰/۳۵۳	۰/۸۸۸
۱۰. هم‌سن و سال‌هایم با احترام با من رفتار می‌کنند	۱۰	۸/۲۵	۲/۲۲	۰/۳۵۸	۰/۸۸۹
۱۱. احساس می‌کنم زندگی‌ام پر از فعالیت‌های جالبی است که می‌توانم انجام‌شان دهم	۱۱	۷/۶۲	۲/۷۸	۰/۴۷۸	۰/۸۸۳
۱۲. مشتاقانه در انتظار آینده هستم	۱۲	۸/۴۳	۲/۴۹	۰/۲۸۰	۰/۸۹۰
۱۳. وقتی در خانه هستم احساس امنیت می‌کنم	۱۳	۸/۸۶	۲/۱۱	۰/۳۲۷	۰/۸۸۸
۱۴. احساس می‌کنم از شرایط تحصیلی خوبی برخوردارم	۱۴	۷/۷۹	۲/۶۷	۰/۳۵۱	۰/۸۸۶
۱۵. از روال زندگی کنونی‌ام راضی هستم	۱۵	۷/۴۱	۳/۰۴	۰/۵۶۰	۰/۸۸۰

جدول۲: توصیف آماری نمره کل P-YQOL-SF، نمرات ابعاد کیفیت زندگی کیداسکرین -۲۷ (n= ۱۵۰)

	نمرات کل و زیرمقیاس‌ها	میانگین	SD	دامنه تغییرات	کجی	کشیدگی
نمره کل نسخهٔ فارسی YQOL-SF		۷۸/۰۱	۱۵/۱۶	۳۰/۶۷ -۱۰۰	-۱/۱۵	۱/۱۴
نمرات خام و استاندارد T ابعاد KIDSCREEN-27	نمره خام بهزیستی جسمی	۱۶/۹۵	۴/۰۵	۲۵-۸	-۰/۱۴۳	-۰/۶۸۵
	نمره خام بهزیستی روان‌شناختی	۲۴/۲۲	۴/۶۰	۳۵-۱۳	-۰/۰۱۰	۰/۱۶۲
	نمره خام رابطه با والدین و خودمختاری	۲۴/۲۰	۵/۵۶	۳۵-۱۰	-۰/۲۷۸	-۰/۱۳۰
	نمره خام حمایت اجتماعی و همسالان	۱۴/۱۱	۳/۸۵	۲۰-۴	-۰/۳۲۸	-۰/۴۰۷
	نمره خام محیط مدرسه	۱۳/۷۰	۳/۸۰	۲۰-۴	-۰/۲۳۷	-۰/۵۷۳
	نمره استاندارد بهزیستی جسمی	۵۰	۱۰	۶۹/۸۱ – ۲۷/۹۳	-۰/۱۴۳	-۰/۶۸۵
	نمره استاندارد بهزیستی روانشناختی	۵۰	۱۰	۷۳/۴۰ – ۲۵/۶۱	-۰/۰۱۰	۰/۱۶۲
	نمره استاندارد رابطه با والدین و خودمختاری	۵۰	۱۰	۶۹/۴۱ – ۲۴/۴۹	-۰/۲۷۸	-۰/۱۳۰

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-21]

[DOI: 10.66224/payesh.25.4.595]

نمره استاندارد حمایت اجتماعی و همسالان	۵۰	۱۰	۲۳/۷۸ – ۶۵/۲۶	-۰/۳۲۸	-۰/۴۰۷
نمره استاندارد محیط مدرسه	۵۰	۱۰	۲۴/۵۳ – ۶۶/۵۴	-۰/۲۳۷	-۰/۵۷۳

جدول۳: ماتریس ضرایب همبستگی بین نمره کل P-YQOL-SF و زیرمقیاس‌های پرسشنامه کیداسکرین-۲۷ (n= ۱۵۰)

متغیرها	۱	۲	۳	۴	۵
۱.نمره کل P-YQOL-SF	۱				
۲.بهزیستی جسمی	۰/۴۳۱**	۱			
۳.بهزیستی روان‌شناختی	۰/۵۴۱**	۰/۵۴۴**	۱		
۴.رابطه با والدین و خودمختاری	۰/۴۲۱**	۰/۴۲۲**	۰/۴۷۶**	۱	
۵.حمایت اجتماعی و همسالان	۰/۳۴۰**	۰/۴۵۷**	۰/۳۷۶**	۰/۶۳۱**	۱
۶.محیط مدرسه	۰/۰۹۵	۰/۲۵۷*	۰/۱۹۲	۰/۳۸۶**	۰/۴۰۶**

**P<۰/۰۱

جدول۴: شاخص‌های برازندگی مدل تحلیل عامل تأییدی P-YQOL-SF*

شاخص‌های برازندگی	χ^2	df	P-value	CMIN/df	RMSEA(CL90%)	PNFI	CFI	PCFI	IFI	GFI
پیش از اصلاح	۶۷۷/۰۷۷	۹۰	<۰/۰۰۱	۷/۵۲۳	۰/۰۹۹(۰/۰۹ -۰/۱)	۰/۷۱۶	۰/۸۵۴	۰/۷۳۲	۰/۸۵۴	۰/۸۸۰
بعد از اصلاح	۲۰۶/۰۲۸	۸۲	<۰/۰۰۱	۲/۵۱۳	۰/۰۴۸(۰/۰۴ -۰/۰۵)	۰/۷۴۲	۰/۹۶۹	۰/۷۵۷	۰/۹۶۹	۰/۹۶۱

***میزان قابل قبول شاخص‌ها** (۳ > خوب، ۵> قابل قبول) [۱۸]

جدول۵: نتایج طرح‌های تحلیل عاملی تأییدی چند گروهی در زیرگروه‌های مختلف جنسیتی (n=۷۰۰)

الگوها	χ^2	df	χ^2/df	CFI	GFI	RMSEA(CL90%)	ΔCFI
جنسیت							
پسر (n=۳۴۴)	۱۷۸/۷۴	۸۲	۲/۱۸۰	۰/۹۴۳	۰/۹۳۵	۰/۰۵۹(۰/۰۴ -۰/۰۷)	
دختر (n=۳۵۶)	۲۳۸/۰۲۱	۸۲	۲/۹۰۳	۰/۹۳۵	۰/۹۱۸	۰/۰۷۳(۰/۰۶ -۰/۰۸)	
مقایسه چند گروهی							
الگو بدون محدودیت	۴۱۶/۷۶	۱۶۴	۲/۵۴۱	۰/۹۳۸	۰/۹۲۶	۰/۰۴۷(۰/۰۴ -۰/۰۵)	
الگوی محدودیت در بارهای عاملی	۴۴۰/۹۲	۱۷۸	۲/۴۷۷	۰/۹۳۶	۰/۹۲۲	۰/۰۴۶(۰/۰۴ -۰/۰۵)	۰/۰۰۲
الگوی با محدودیت در کوواریانس‌های ساختاری	۴۵۲/۵۸	۱۷۹	۲/۵۲۸	۰/۹۳۳	۰/۹۲۱	۰/۰۴۷(۰/۰۴ -۰/۰۵)	۰/۰۰۵
الگوی با محدودیت در باقی‌مانده‌های اندازه‌گیری	۵۱۶/۶۴	۲۰۲	۲/۵۵۸	۰/۹۲۳	۰/۹۱۰	۰/۰۴۷(۰/۰۴ -۰/۰۵)	۰/۰۱۵

***میزان قابل قبول شاخص‌ها** 5 acceptable) (18). <3 good, <: AGFI (>0.5), CFI, GFI (>0.9), RMSEA (>0.08), CMIN/DF

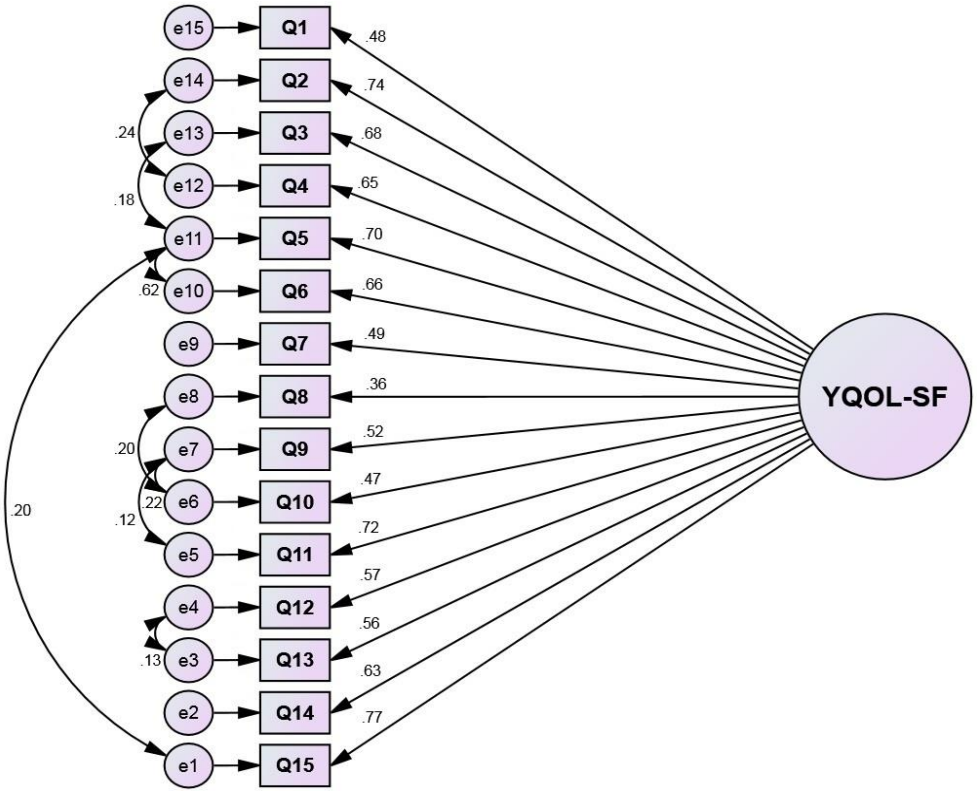
جدول۶: تبدیل نمره‌های خام P-YQOL-SFبه نمره‌های تراز شده برای رتبه های درصدی کل نمونه (n=۷۰۰)

داده‌های هنجاری نمره‌کل P-YQOL-SF			داده‌های هنجاری پسران			داده‌های هنجاری دختران		
رتبهٔ درصدی	نمره خام	z	T	رتبهٔ درصدی	نمره خام	z	T	رتبهٔ درصدی	نمره خام	z	T
۱	۲۴	-۳/۰۶	۱۹/۳۹	**۱**	۲۳/۳۳	-۳/۰۹	۱۹/۰۱	**۱**	۲۶	-۲/۹۴	۱۷/۰۹
۵	۴۴	-۱/۹۱	۳۰/۸۹	**۵**	۵۲/۶۶	-۱/۴۱	۳۵/۸۸	**۵**	۳۸/۶۶	-۲/۲۱	۲۸/۵۹
۹	۵۰/۶۶	-۱/۵۲	۳۴/۷۳	**۹**	۶۰	-۰/۹۸	۴۰/۱۰	**۹**	۴۶	-۱/۷۹	۳۲/۰۴
۱۵	۵۹/۳۳	-۱/۰۲	۳۹/۷۱	**۱۵**	۶۴/۶۶	-۰/۷۲	۴۲/۷۸	**۱۵**	۵۲/۶۶	-۱/۴۱	۳۵/۸۸
۲۰	۶۴	-۰/۷۵	۴۲/۴۰	**۲۰**	۶۷/۳۳	-۰/۵۶	۴۴/۳۲	**۲۰**	۵۸/۶۶	-۱/۰۶	۳۹/۳۳
۳۰	۶۹/۳۳	-۰/۴۵	۴۵/۴۷	**۳۰**	۷۲	-۰/۲۹	۴۷/۰۱	**۳۰**	۶۶	-۰/۶۴	۴۳/۵۵
۴۰	۷۵/۳۳	-۰/۱۰۷	۴۸/۹۲	**۴۰**	۷۶/۶۶	۰/۰۰۷	۵۰/۰۷	**۴۰**	۷۲/۶۶	-۰/۲۶	۴۷/۳۸
۵۰	۸۰	۰/۱۶۰	۵۱/۶۰	**۵۰**	۸۲	۰/۲۷۵	۵۲/۷۵	**۵۰**	۷۸/۶۶	۰/۰۸۴	۵۰/۸۴
۵۶	۸۲/۶۶	۰/۳۱۴	۵۳/۱۴	**۵۶**	۸۴/۶۶	۰/۳۹۰	۵۳/۹۰	**۵۶**	۸۱/۳۳	۰/۱۹۹	۵۱/۹۹
۶۱	۸۴/۶۶	۰/۴۲۹	۵۴/۲۹	**۶۱**	۸۶/۶۶	۰/۵۴	۵۵/۴۴	**۶۱**	۸۳/۳۳	۰/۳۵۲	۵۳/۵۲
۷۰	۸۸/۶۶	۰/۶۵۹	۵۶/۵۹	**۷۰**	۸۹/۳۳	۰/۶۹	۵۶/۹۷	**۷۰**	۸۶/۶۶	۰/۵۴۴	۵۵/۴۴
۷۸	۹۱/۳۳	۰/۸۵۱	۵۸/۵۱	**۷۸**	۹۲/۶۶	۰/۸۸۹	۵۸/۸۹	**۷۸**	۹۰/۶۶	۰/۷۷۴	۵۷/۷۴
۸۰	۹۲/۶۶	۰/۸۸۹	۵۸/۸۹	**۸۰**	۹۳/۳۳	۰/۹۲۷	۵۹/۲۷	**۸۰**	۹۱/۳۳	۰/۸۱۲	۵۸/۱۲
۸۴	۹۴	۰/۹۶۶	۵۹/۶۶	**۸۴**	۹۴/۶۶	۱/۰۰۴	۶۰/۰۴	**۸۴**	۹۳/۳۳	۰/۹۲۷	۵۹/۲۷
۸۹	۹۶	۱/۰۸۱	۶۰/۸۱	**۸۹**	۹۸	۱/۱۹۶	۶۱/۹۶	**۸۹**	۹۵/۳۳	۱/۰۴	۶۰/۴۳
۹۱	۹۷/۳۳	۱/۱۵۸	۶۱/۵۸	**۹۱**	۹۸/۶۶	۱/۲۳	۶۲/۳۴	**۹۱**	۹۶	۱/۰۸	۶۰/۸۱
۹۳	۹۸/۶۶	۱/۲۳۴	۶۲/۳۴	**۹۳**	۹۹/۳۳	۱/۲۷	۶۲/۷۳	**۹۳**	۹۶/۶۶	۱/۱۵	۶۱/۵۸

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-21]

[DOI: 10.66224/payesh.25.4.595]

۹۴	۹۹/۳۳	۱/۲۷۳	۶۲/۷۳	**۱۰۰**	۱۰۰	۱/۳۱	۶۳/۱۱	**۹۴**	۹۸	۱/۱۹	۶۱/۹۶
۱۰۰	۱۰۰	۱/۳۱۱	۶۳/۱۱					**۱۰۰**	۱۰۰	۱/۳۱	۶۳/۱۱



شکل۱: ساختار نسخهٔ فارسی YQOL-SF: مدل اصلاح شدهٔ حاصل از تحلیل عامل تاییدی

بحث و نتیجه گیری

هدف این مطالعه، بررسی ابعاد مختلف پایایی و روایی و هنجاریابی نسخه کوتاه کیفیت زندگی نوجوان (YQOL-SF) بود. برای بررسی پایایی بازآزمایی از محاسبه ضریب همبستگی و ضریب همبستگی درون طبقه‌ای با فاصله سه هفته استفاده شد و نتایج آن حاکی از پایایی بازآزمایی رضایت‌بخش است. نتایج محاسبات ICC نیز حکایت از قابل قبول و مناسب بودن پایایی ثبات زمانی یا تکرارپذیری P-YQOL-SF در طول زمان دارد [۱۸]. نتایج به‌دست آمده در این قسمت همسو با نتایج حاصل شده توسط پاتریک و همکاران [۲۲] برای نسخه ۴۱ گویه‌ای YQOL-R است، چنان‌که در پژوهش وی نیز برای بررسی تکرارپذیری از ۴۶ شرکت‌کننده بدون شرایط مزمن خواسته شد تا ابزار YQOL-R را بعد از یک هفته مجددا تکمیل کنند. نتایج بازآزمایی شرکت‌کنندگان پس از یک هفته همبستگی مثبت بالایی را نشان داد (r= ۰/۷۸ و ۰/۰۰۱ >P). همچنین همسو با پژوهش حاضر، پاتریک و همکاران [۲۲] روی نوجوانان ۱۲ تا ۱۸ ساله مرکز پزشکی سیاتل، ضریب پایایی بازآزمایی را روی آزمودنی‌های بدون وضعیت پزشکی مزمن ۰/۷۸ گزارش نمودند. هوآنگ و همکاران [۱۱] نیز روی نوجوانان ۱۶ تا ۲۴ ساله در کشورهای درحال توسعه جنوب شرق آسیا (ویتنام) ضریب پایایی بازآزمایی را بین ۰/۷۵ تا ۰/۸۵ گزارش کردند. همچنین سالوم و همکاران [۳۰] روی نوجوانان ۱۰ تا ۱۷ ساله پرتغالی-برزیلی، ضریب پایایی بازآزمایی را بین ۰/۷۴ تا ۰/۸۵ گزارش نمودند. در توضیح این یافته‌های می‌توان گفت هم نسخه بلند و هم نسخه کوتاه درکی پایدار و تغییرناپذیر از کیفیت زندگی نوجوان را ارائه می‌کند و پاسخ‌ها به‌صورت تصادفی و موقتی نیست و از طرفی روش اجرا و پاسخ‌دهی نمونه‌ها به گویه های، برحسب روش‌شناسی و مراحل نظارت واجرا صحیح بوده است. بنابراین ابزار P-YQOL-SF دارای پایایی بازآزمایی قابل قبولی است.

در این مطالعه، مقادیر همبستگی هر یک از گویه‌ها با نمره کل P-YQOL-SF در سطح متوسط تا قوی حاصل شد که نمایان‌گر انسجام درونی قوی P-YQOL-SF است. ضرایب آلفای کرونباخ استانداردشده نیز پس از حذف هر گویه در دامنه ۰/۸۸۰ تا ۰/۸۹۴

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-21]

[DOI: 10.66224/payesh.25.4.595]

محاسبه شدند. علاوه‌بر آن به‌طور کلی ضریب آلفای کرونباخ P-YQOL-SF برابر ۰/۸۹۵ برآورد شد که نشان داد همسانی درونی P-YQOL-SF در سطح قابل قبولی بالاتر از ۰/۷۰ قرار دارد. به بیان دیگر این یافته نشان می‌دهد گویه‌های P-YQOL-SF در حال سنجش یک سازه متجانس و مشابه هستند. این پژوهش با پژوهش‌های پاتریک و همکاران [۲۲]، سالوم و همکاران [۳۰] و هوآنگ و همکاران [۱۱] همسو است. پاتریک و همکاران [۲۲] نیز همسانی درونی نسخه ۴۱ گویه‌ای این ابزار را مورد سنجش قرار دادند که ۰/۹۵ به‌دست آمد. این نتایج نشان از آن دارد که پایایی قابل قبولی داشته است. در پژوهش آنان ضریب آلفای کرونباخ برابر با ۰/۹۵ به‌دست آمد که حاکی از همسانی درونی عالی این ابزار است. در پژوهشی که توسط سالوم و همکاران [۳۰] در برزیل انجام شد، همسانی درونی نسخه ۴۱ گویه‌ای (متفاوت با نسخه ۱۵ گویه‌ای) ابزار مذکور را مورد بررسی قرار دادند که نتایج بیان‌گر آن است که پایایی YQOL-SF با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ در دامنه ۰/۷۴ تا ۰/۸۵ است و در این پژوهش ضریب آلفای کرونباخ برای حوزه‌های خود، روابط، محیط و کلی به ترتیب برابر با ۰/۸۰، ۰/۸۸، ۰/۸۵ و ۰/۷۷ و ضریب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس برابر با ۰/۹۳ گزارش شد. همچنین در پژوهشی که هوآنگ و همکاران [۱۱] در کشورهای در حال توسعه جنوب شرق آسیا (ویتنام) اجرا کردند، پایایی نسخه ۱۵ گویه‌ای YQOL-SF را در دامنه ۰/۷۴ تا ۰/۸۵ گزارش کردند و ضریب آلفای کرونباخ برای دو عامل باور به خود و خانواده و محیط و روابط به ترتیب برابر با ۰/۹۱۱ و ۰/۹۱۰ به‌دست آمد و ضریب آلفای کرونباخ کل مقیاس بین ۰/۷۷ تا ۰/۹۶ گزارش شد. در تبیین این یافته می‌توان گفت، این ابزار از ثبات بالایی برخوردار است و همه گویه‌ها برای سنجش کیفیت زندگی مفید هستند. ضرایب آلفای به‌دست آمده به دلیل بالاتربودن از حد پایه و همسویی آن با پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهد که همسانی درونی این ابزار مناسب است.

نتایج تحلیل عاملی تاییدی (CFA) نشان داد تمامی بارهای عاملی هریک از گویه‌های P-YQOL-SF بالاتر از ۰/۳ بودند و حفظ شدند [۲۸]. جهت ارتقاء برازندگی الگوی پیشنهادی، همبستگی بین خطاهای اندازه‌گیری شده رسم شد. نتایج شاخص‌های برازندگی مدل اصلاح‌شده نیز نشان‌دهنده برازش مدل قابل قبول الگوی پیشنهادی با داده‌ها بود. در تفسیر این یافته می‌توان گفت، عامل مکنون پیشنهادی در این مدل تحلیل عاملی تاییدی با بارهای عاملیِ نشان‌گرهایی که روی این عامل مکنون (یا همان سازه کیفیت زندگی در نوجوانان) اندازه‌گیری شده است با آن‌چه بر اساس مبانی نظری [۱۳،۲۲] این ابزار [۱۴] انتظار می‌رفت، انطباق یا برازش دارد. به عبارت دیگر این تحلیل عامل تاییدی در این تحقیق نشان داد میزان انطباق و هم‌نوایی بین سازه نظری و داده‌های تجربی گردآوری شده مطلوب و قابل قبول است. به علاوه CFA آشکار ساخت گویه‌ها و نشانگرهای P-YQOL-SF آن‌طوری که انتظار می‌رفت در جامعه ایرانی روی عامل کلی (سازه کیفیت زندگی) پیش‌بینی‌شده بار پیدا می‌کند. از همین تحلیل بار دیگر برای تعیین هم ارزی (یا تغییرناپذیری) نسخه ۱۵ گویهی P-YQOL-SF در جمعیت دختران (n=۳۵۶) و پسران (n=۳۴۴) استفاده شد. نتایج خاطرنشان ساخت تغییرناپذیری پرسشنامه YQOL-SF در بارهای عاملی و کوواریانس ساختاری در دو گروه جنسیتی نوجوانان برقرار بودند اما در باقی مانده‌های اندازه‌گیری در دو گروه جنسیتی نوجوانان مساوی نبودند. در تبیین این یافته می‌توان گفت که گویه‌های سنجندهٔ کیفیت زندگی در دو گروه جنسیتی تا حدی به‌طور یکسان ادراک شده‌اند و اختلاف مشاهده‌شده بین دو گروه نوجوانان دختر و پسر در باقی مانده‌های اندازه‌گیری ممکن است ناشی از تفاوت طبیعی نیازهای جنسیتی دو گروه دختران و پسران در تأمین ابعادی از کیفیت زندگی آنان باشد. روایی همگرای سازه P-YQOL-SF، از طریق همبسته نمودن نمره کل آن با زیرمقیاس‌های پرسشنامه کیداسکرین-۲۷ بررسی شد و همان‌طورکه انتظار می‌رفت ضرایب همبستگی بین نمره کل P-YQOL-SF با زیر مقیاس‌های پرسشنامه کیداسکرین-۲۷ (به غیر از محیط مدرسه) بالاتر از ۰/۳۰ و در دامنهٔ ۰/۳۴۰ تا ۰/۵۴۱ بود که این عدم معنادار ممکن است به دلیل اندازه‌گیری داده‌ها در دوران همه‌گیری کرونا و تعطیلی مدارس باشد. بنابراین اعتبار سازه‌ای همگرای P-YQOL-SF قابل قبول قلمداد می‌شود [۲۵]. در پژوهش هوآنگ و همکاران [۱۱] از ماتریس همبستگی پیرسون بین موارد برای بررسی روایی همگرای نسخه YQOL-SF استفاده شد. اگر مقادیر اعتبار کم‌تر از ۰/۴ باشد، اعتبار همگرا ناکافی تشخیص داده می‌شود در حالی‌که ضریب همبستگی هر دو عامل یعنی باور به خود و خانواده و محیط و روابط بزرگ‌تر از ۰/۴ یعنی بین ۰/۵ تا ۰/۸ به‌دست آمد و ضریب همبستگی موارد عامل اول نسبت به عامل دوم بزرگ‌تر بود که این نشان‌دهنده اعتبار همگرای رضایت‌بخش است. همچنین پاتریک و همکاران [۲۲] در پژوهش خود به

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-21]
[DOI: 10.66224/payesh.25.4.595]

منظور بررسی روایی همگرایی ۴۱ گویه‌ای نسخه YQOL-R از پرسشنامه کیفیت زندگی مونیخ برای کودکان (Munich quality of life questionnaire for children (KINDL)) که رضایت از جنبه‌های فیزیکی، روانی، اجتماعی و عملکردی زندگی را مورد ارزیابی قرار می‌دهد، استفاده کردند. ابزار KINDL در آلمان توسعه یافت و برای نوجوانان ۱۰ تا ۱۸ ساله طراحی شده است که نسخه آمریکایی آن جهت بررسی اعتبار همگرا در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفت. در تبیین این یافته می‌توان گفت، وجود همبستگی قابل قبول بین دو ابزار P-YQOL-SF و پرسشنامه کیداسکرین-۲۷ نشان‌دهنده این است که ابزار از مزیت کوتاه بودن و امکان‌پذیری اعتبارسنجی برخوردار است و به عبارت دیگر گویه‌های دو ابزار با یک‌دیگر تجانس دارند. بنابراین این ابزار برای اندازه‌گیری سازه موردنظر روا است.

جهت بررسی روایی ملاکی همزمان ابزار YQOL-SF از همبسته نمودن نمره کل آن با پرسشنامه افسردگی بیرلسون استفاده شد. نتایج حاکی ارتباط معکوس و معنی‌دار بود (r=-۰/۱۸۳،p<۰/۰۱) نتایج رگرسیون خطی ساده با درنظر گرفتن نمره کل مقیاس افسردگی بیرلسون، به‌عنوان متغیر وابسته (ملاک) نشان داد نمره کل P-YQOL-SF به‌طور معنادار توانسته است تنها واریانس اندک (۳درصد) نمرات افسردگی بیرلسون را در حد ضعیف تبیین نماید. بنابراین می‌توان گفت نوجوانانی که دارای کیفیت زندگی پایین‌تری باشند، سطوح بالاتری از نشانه‌های افسردگی را گزارش می‌نمایند. تاحدی همسو با این یافته در مطالعه پاتریک و همکاران [۲۲] پرسشنامه افسردگی کودکان (Children's depression inventory =CDI) که یک ابزار خودگزارشی است سنجش و تمایز کودکان و نوجوانان ۷ تا ۱۷ ساله با تشخیص اختلالات افسردگی عمده یا اختلالات افسرده‌خویی است، استفاده شد و برای کنترل اثرات افسردگی از این ابزار به کار رفت و نتایج نشان داد همبستگی معکوس و قابل توجهی با کیفیت زندگی دارد. همچنین هوآنگ و همکاران [۱۱] در پژوهش خود برای بررسی روایی همزمان ابزار YQOL-SF از ابزار EQ-5D-5L (EruoQol-5 Dimensions-5 Levels) که سلامت جسمی و ذهنی شرکت‌کنندگان را می‌سنجد، استفاده کردند. نتایج اعتبار ملاکی همزمان نشان داد که همه ضرایب همبستگی از لحاظ آماری معنادار بودند. ضرایب همبستگی بین عامل اول یعنی باور به خود و خانواده و شاخص EQ-5D و باور به خود و خانواده و EQ-VAS به ترتیب برابر با r= ۰/۴۰۶ (P < ۰/۰۵) و r=۰/۳۷۹ (P < ۰/۰۵) به‌دست آمد. همچنین ضرایب همبستگی عامل دوم یعنی محیط و روابط و شاخص EQ-5D و محیط و روابط و EQ-VAS به ترتیب برابر با r= ۰/۴۲۴ (P < ۰/۰۵) و r= ۰/۴۲۳ (P < ۰/۰۵) محاسبه شد که بالاترین ضریب هبستگی مربوط به عامل دوم بود. در تبیین این یافته می‌توان گفت همبستگی معکوس و معنادار بین این دو ابزار نشان‌دهنده روایی وابسته به ملاک نسخه فارسی ابزار YQOL-SF است. با توجه به این‌که نتایج پژوهش‌ها نشان داد افسردگی متغیری تاثیرگذار بر کیفیت زندگی است و موجب کاهش کیفیت زندگی می‌شود، می‌توان همسو با نتایج پژوهش‌های انجام‌شده بیان کرد، افسردگی متغیری تاثیرگذار در کیفیت زندگی است.

در این مطالعه از یک نمونه مجزا به حجم ۷۰۰ نوجوان جهت انجام هنجاریابی استفاده شد که میانگین سنّی نمونه‌ها ۱/۹۱ ± ۱۵/۲۰ سال در طیف سنی ۱۱ تا ۱۸ سال بود. برای داده‌های گردآوری‌شده، جدول هنجار براساس تبدیل نمره خام به نمره‌های ترازشده z و T و محاسبه رتبه‌های درصدی تهیه شد. بر اساس نتایج این جدول، می‌توان از این پس، معنایی را برای تفسیر نمرات خام افراد از طریق مقایسه نمره آن‌ها با نتایج هنجاری در ابزار YQOL-SF تعیین کرد. یکی از روش‌های تفسیر و دسته‌بندی میزان کیفیت زندگی نوجوانان، استفاده از رتبه‌های درصدی معادل چارک‌های توزیع است. در این‌صورت کسب نمرات خام کوچک‌تر و مساوی ۶۰ = کیفیت زندگی ضعیف، کسب نمرات خام بزرگ‌تر از ۶۰ تا کوچک‌تر و مساوی ۸۰ = کیفیت زندگی متوسط، کسب نمرات خام بزرگ‌تر از ۸۰ تا کوچک‌تر و مساوی ۹۰ = کیفیت زندگی قابل - قبول و کسب نمرات خام بزرگ‌تر از ۹۰ = کیفیت زندگی خوب است. در مطالعه حاضر میانگین گروه پسران به‌طور معنادار بیشتر از گروه دختران به‌دست آمد (میانگین پسران: ۷۹/۶۶±۷۹/۱۵ و میانگین دختران: ۱۸/۵۷±۷۴/۷۰). البته که تفاوت بین میانگین نمرات پسران و دختران دور از انتظار نیست. زیرا پژوهش‌های پیشین [۳۱] نیز حکایت از آن دارند که سلامت جسمی و روانی و کیفیت زندگی در جنسیت‌های مختلف، متفاوت است؛ به طوری‌که در پژوهشی [۳۲] که در جمهوری استونی بر روی ۴۰۱ نوجوان (۱۷۷ نفر پسر و ۲۲۴ نفر دختر) ۱۳ ساله اجرا شد، یافته‌ها نشان‌دهنده این موضوع بودند که سلامت و کیفیت زندگی دختران نوجوان نامطلوب‌تر از پسران است و نمره کل کیفیت زندگی نوجوانان دختر کم‌تر از پسران است. بنابراین می‌توان توجیه این

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-21]

[DOI: 10.66224/payesh.25.4.595]

تفاوت را در نحوه تربیت، سبک فرزندپروری والدین و ویژگی‌های روانی-جنسیتی-زیست‌شناختی خودِ نوجوانان جستجو کرد.

جهت بررسی اعتبار افتراقی P-YQOL-SF نمرات ۳۰ نوجوان کم‌توان جسمی-حرکتی با ۳۰ نوجوان بهنجار که از نظر سن، جنسیت و پایه تحصیلی همتا شده بودند، مورد مقایسه قرار گرفتند. نتایج نشان داد که سطوح کیفیت زندگی در گروه بهنجار نسبت به گروه کم‌توان جسمی بهتر است. تحلیل تمایز هم نوجوانان دارای کم‌توان جسمی-حرکتی را در دسته با کیفیت زندگی ضعیف‌تر نسبت به نوجوانان بهنجار پیش‌بینی کرد. تحلیل تابع تشخیص پشتوانه آماری از خود نشان داد و بر پایه آن می‌توان گفت P-YQOL-SF دارای اعتبار افتراقی است و نمرات کل آن می‌تواند با اطمینان ۹۵ درصد نوجوانان بهنجار را از نوجوانان دارای ناتوانی جسمی-حرکتی تمایز دهد. بنابراین براساس نتایج کنونی نوجوانان مبتلا به کم‌توانی جسمی و حرکتی از کیفیت زندگی پایین‌تری نسبت به نوجوانان بهنجار برخوردارند. همسو با این نتیجه، پژوهش ادواردز و همکاران [۱۳] با هدف مقایسه کیفیت زندگی نوجوانان با و بدون کم‌توانی نشان داد که نوجوانان با کم‌توانی جسمی، کیفیت زندگی پایین‌تری نسبت به نوجوانان بدون کم‌توانی جسمی دارند. در تبیین این یافته می‌توان گفت حضور بیشترِ افراد بهنجار بین دوستان و همسالان و به‌طور کلی اجتماع و برخورداری از امکانات بهداشتی و رفاهی موجب برخورداری بیشتر آنان از سطوح کیفیت زندگی نسبت به افراد با کم‌توانی است. به‌طور خاص این نتایج منعکس می‌کند که کاهش سوانح اجتماعی و محیطی برای ترویج جای دادن نوجوانان با کم‌توانی در مدرسه، خانواده و فعالیت‌های اجتماعی یک راه عملی برای کاهش نابرابری‌ها در کیفیت زندگی است. باید دقت نمود تمام نمونه‌گیری‌های این پژوهش به دلیل همه‌گیری کووید-۱۹ به‌صورت برخط اجرا شده‌اند که در این مورد محدودیت پیمایش‌های برخط روی این پژوهش نیز سایه می‌افکند؛ در نتیجه تکرار این پژوهش در دورانی که همه‌گیری سویه‌های مختلف کووید-۱۹ خاتمه یافته باشد و امکان اجرای پژوهش مشابه به‌صورت حضوری فراهم باشد، توصیه می‌شود. این پژوهش به گونه ای طراحی نشده بود که بتوانیم، نقطه برش‌های نمرات خام این پرسشنامه را از طریق منحنی ویژگی عملی گیرنده در بستر مقایسات بررسی و تعیین کنیم؛ بنابراین بررسی و محاسبه دقیق نقاط برش نمرات P-YQOL-SF از طریق مقایسه نوجوانانی که دارای کیفیت زندگی پایین هستند، با نوجوانانی که از کیفیت زندگی بالایی برخوردارند، پیشنهاد می‌شود. نمونه‌های این پژوهش تنها شامل نوجوانانی است که به فضای مجازی دسترسی داشته و امکان پاسخدهی از طریق برخط را داشتند و نوجوانانی که این امکان را نداشتند، در این پژوهش لحاظ نشده‌اند. در نتیجه شمول نوجوانان با همه سطوح امکانات دسترسی در همه مناطق و استان‌های ایران و هم‌سنجی نتایج آن با این پژوهش توصیه می‌شود. در مجموع مشخص شد که P-YQOL-SF از پایایی و اعتبار مناسبی برخوردار است و قابلیت استفاده در پژوهش‌های آتی را دارد.

تضاد منافع: هیچ گونه تعارض منافعی از سوی نویسندگان گزارش نشده است.

سهم نویسندگان

سجاد رضائی: طراحی، تحلیل داده‌ها، تدوین مقاله و ویرایش مقاله
فاطمه افرائی: اجرای مطالعه، همکاری در گرد آوری، تدوین مقاله
عذرا زبردست: بازبینی کلی و نهایی و ویرایش مقاله
یاسمن لاریجانی: همکاری در طراحی و تدوین مقاله

تشکر و قدردانی

از تمامی دانش آموزان و نوجوانانی به ویژه افراد دارای کم توانی جسمی و حرکتی شرکت کننده در این مطالعه قدردانی می شود

منابع

1.Kwok C, Leung PY, Poon KY, Fung XC. The effects of internet gaming and social media use on physical activity, sleep, quality of life, and academic performance among university students in Hong Kong: A preliminary study. Asian Journal of Social Health and Behavior 2021;4:36-44

2.Ravens-Sieberer U, Kaman A, Erhart M, Otto C, Devine J, Löffler C, et al. Quality of life and mental health in children and adolescents during the first year of the COVID-19 pandemic: results of a two-wave nationwide population-based study. European Child & Adolescent Psychiatry 2021;1-14

3. World Health Organization. The World Health Organization Quality of Life (WHOQOL)-BREF. No. WHO/HIS/HSI Rev. 2012.02. World Health Organization; 2004 [Accessed 2023 Oct 10]. Available from: https://www.who.int/tools/whoqol/whoqol-bref/docs/default-source/publishing-policies/whoqol-bref/farsi-whoqol-bref

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-21]
[DOI: 10.66224/payesh.25.4.595]

4. McConachie H, Mason D, Parr JR, Garland D, Wilson C, Rodgers J. Enhancing the validity of a quality of life measure for autistic people. Journal of Autism and Developmental Disorders 2018;48:1596-1611
5.Javadi S, Golparvar M, Izadi R. Comparison of the Effectiveness of three methods of Family Mode Deactivation Treatment, Cognitive-Behavioral Therapy and Acceptance and Commitment Therapy on Quality of life of Mothers and Aggression of Female adolescents with Behavioral Problems. Iranian Nursing Scientific Association .Iranian Journal of Psychiatric Nursing 2020;8:79-92 [Persian]
6.Akbari B, Ghasemi Jobaneh R, Asadiparvar M. Role of coping strategies with stress in resiliency and quality of life of female adolescents with veteran father. Iranian Journal of War and Public Health 2017;9:199-203 [Persian]
7.Post M. Definitions of quality of life: what has happened and how to move on. Topics in Spinal Cord Injury Rehabilitation 2014; 20:167-180
8.Krishnan SRG, Sethuramalingam V. The history, concept, and theories of quality of life of youth. International Journal of Multidisciplinary Educational Research 2017; 6:161
9.Asadi Hasanvand A, Sodani M, Abbaspour Z. The effectiveness of solution-focused group therapy on improving the quality of life of children. Nursing and Midwifery Journal 2017; 15:449-459 [Persian]
10.Damiani PE, Tanikawa DYS, Mattos BSC, Paiva TBS, André M. Portuguese translation and validation of the YQOL–FD (Youth Quality of Life Instrument—Facial Differences) for Brazilian adolescents with craniofacial deformities. Bioscience Journal 2020;36: 1778- 1784
11.Hoang MT, Do HN, Dang TQ, Do HT, Nguyen TT, Nguyen LH, et al. Cross-cultural adaptation and measurement properties of Youth Quality of Life Instrument-Short Form (YQOL-SF) in a developing South-East Asian country. PLOS ONE 2021;16:e0253075
12. Seattle Quality of Life Group. Youth Quality of Life-Short Form Instrument (YQOL-SF) [Internet]. Seattle (WA): University of Washington; [Accessed 2023 Oct 10]. Available from: http://depts.washington.edu/seaqol/YQOL-SF
13. Edwards TC, Patrick DL, Topolski TD. Quality of life of adolescents with perceived disabilities. Journal of Pediatric Psychology 2003;28:233-241
14. Patrick DL, Edwards TC. Youth quality of life instrument – short form (YQOL-SF) version 2.0 2013 Jan 02 [Accessed 2025 Jul 20]. Available from: https://youthrex.com/wp-content/uploads/2019/10/YQoL-TM.pdf
15.Robitail S, Ravens-Sieberer U, Simeoni MC, Rajmil L, Bruil J, Power M, et al. Testing the structural and cross-cultural validity of the KIDSCREEN-27 quality of life questionnaire. Quality of Life Research 2007;16:1335-1345
16.Birleson P. The validity of depressive disorder in childhood and the development of a self-rating scale: a research report. Journal of Psychology and Psychiatry 1981; 22:73–88
17. Harkness J. Translation, in Cross-cultural surveys guidelines: Comparative Survey Design and Implementation (CSDI) Guidelines Initiative; 2011 [Accessed 2023 Oct 10]. Available from: http://ccsg.isr.umich.edu/translation.cfm
18. Munro BH. Statistical Methods for Health Care Research. 1st Edition, Lippincott Williams & Wilkins: Philadelphia و2004
19.Bentler PM, Chou CP. Practical issues in structural modeling. Sociological Methods & Research 1987;16:78-117
20. Kline RB. Data preparation and psychometrics review. In: Principles and Practice of Structural Equation Modeling. 5th Edition, NY: Guilford Press; New York, 2016
21. Lemeshow S, Hosmer DW, Klar J, Lwanga SK. Adequacy of Sample Size in Health Studies. Chichester (UK); New York: Wiley for the World Health Organization; 1990. ISBN: 0471925179
22.Patrick DL, Edwards TC, Topolski TD. Adolescent quality of life, part II: initial validation of a new instrument. Journal of Adolescence 2002;25:287-300
23.Nik-Azin A, Naeinian MR, Shairi MR. Validity and Reliability of Health Related Quality of Life Questionnaire "KIDSCREEN-27" in a Sample of Iranian Students. Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology 2013;18:310-321 [Persian]
24.Mokhtarnia I, Habibi M, Kholghi H, Mohammadi E, Kalantari F. The Study of psychometric properties of the self-rating depression scale for children and adolescents. Rooyesh 2018;7:1-22 [Persian]
25.Westen D, Rosenthal R. Quantifying construct validity: two simple measures. Journal of Personality and Social Psychology 2003;84:608
26.Cohen J. Statistical power analysis. Current Directions in Psychological Science 1992;1:98-101

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-21]
[DOI: 10.66224/payesh.25.4.595]

27.Blunch N. Introduction to Structural Equation Modeling Using IBM SPSS Statistics and AMOS. 2th Edition, Sage: UK, 2012

28. Hair JF, Black WC, Babin BJ, Anderson RE. Multivariate Data Analysis. 7th Edition. Upper Saddle River, NJ, Pearson: UK, 2010

29. Cohen J. Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences. 2th Edition. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates: USA, 1988

30.Salum GA, Patrick DL, Isolan LR, Manfro GG, Fleck MP. Youth Quality of Life Instrument-Research version (YQOL-R): psychometric properties in a community sample. Jornal de Pediatria 2012;88:443–448

31.Soltani R, Kafee S, Salehi I, Karashki H, Rezaee S. Survey the Quality of Life in Guilan University Students. Journal of Guilan University of Medical Sciences 2010;19:25-35 [Persian]

32.Viira R, Koka A. Gender differences in health-related quality of life among Estonian adolescents: a 6-month follow-up. Acta Kinesiologiae Universitatis Tartuensis 2012;18:84-93

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-21]

[DOI: 10.66224/payesh.25.4.595]