

Introduction and Validation of the Teacher Confirmation Scale

Khalil Zandi 

Assistant Professor, Department of Educational Administration, Farhangian University, Tehran, Iran. E-mail: kh.zandi@cfu.ac.ir

Azad Allahkarami 

Assistant Professor, Department of Educational Sciences, Farhangian University, Tehran, Iran. E-mail: a.allahkarami@cfu.ac.ir

Shahla Rahimi  *

Corresponding Author, PhD in Curriculum Planning, Alzahra University, Tehran, Iran. E-mail: shahla.rahimi8991@gmail.com

Abstract

Teacher confirmation is among the most significant communicative behaviors influencing student learning. The objective of the present research was to develop and validate the Teacher Confirmation Scale (Ellis, 2000). This study was applied in objective and descriptive-correlational in its methodology. The research population comprised all third-grade students in the second period of secondary school in Kermanshah. Using a convenience sampling method and following established guidelines for sample size in structural equation modeling, a sample of 210 students was selected. The data collection instrument was the Teacher Confirmation Scale (Ellis, 2000). Data analysis was conducted using first- and second-order confirmatory factor analysis, Cronbach's alpha, an independent samples t-test, and a one-way analysis of variance. The findings confirmed the factor structure of the Teacher Confirmation Scale, which consisted of 16 items and three components in the studied Iranian sample: responding to students' questions/comments, demonstrating interest in students and their learning, and teaching style. The overall reliability of the scale, calculated using Cronbach's alpha, was 0.83, with the reliability for its individual components ranging from 0.74 to 0.80. Furthermore, the findings revealed that students in mathematics perceived teacher confirmation behaviors significantly less frequently than did their peers in experimental sciences and humanities. In conclusion, the results indicate that the Teacher Confirmation Scale demonstrates adequate validity and reliability within the sampled Iranian student population. Therefore, this instrument can be effectively utilized to assess teacher confirmation behaviors in this context.

Keywords: teacher confirmation, teacher responsiveness, teaching style

Cite this Article: Zandi, K., Allahkarami, A., & Rahimi, S. (2025). Introduction and Validation of the Teacher Confirmation Scale. *Educational Measurement*, 16(62), 29-52. <https://doi.org/10.22054/jem.2025.81953.3565>



© 2016 by Allameh Tabataba'i University Press
Publisher: Allameh Tabataba'i University Press

Introduction

Scholars in the field of instructional communication maintain that a strong bond between teachers and students is essential for effective learning (Aloia, 2020). They posit that positive teacher-student interactions are fundamental to fostering both cognitive and emotional growth (Goodboy & Myers, 2008). A general consensus exists that building positive relationships with students is crucial for meeting their social and emotional needs, thereby enhancing their academic performance. Teacher confirmation is widely regarded as one of the most significant communicative behaviors affecting student learning. Its importance is derived from the principle that when students receive affirming feedback and sufficient attention from their instructors, they develop a sense of being valued and significant within the learning environment (Wang & Kruk, 2024).

Within the literature on interpersonal communication, confirmation is defined as a communicative behavior that leads individuals to feel accepted for their efforts, valued for their achievements, and recognized for their contributions (Goldman et al., 2018, p. 247). In an educational context, this concept was first operationalized by Ellis (2000). According to Ellis, a teacher's verbal and nonverbal communicative behaviors can evoke in students a range of feelings, from being accepted or rejected, respected or humiliated, understood or misunderstood, to important or unimportant. Ellis posits that teacher confirmation behaviors consist of three core components: responding to students' questions and comments, demonstrating interest in students and their learning, and teaching style.

In contrast to the international literature, this scale and the construct of 'teacher confirmation' have received limited attention in the Iranian context. Consequently, the objective of the present study was to adapt and validate the Teacher Confirmation Scale (Ellis, 2000) for this population.

Literature Review

Substantial empirical evidence demonstrates the significant impact of teacher confirmation behaviors on students' cognitive and emotional outcomes.

Wang and Kruk (2024) confirmed the significant impact of teacher confirmation behaviors on students' academic engagement. In a cross-cultural study, Wang and Derakhshan (2023) demonstrated that teacher confirmation and teacher caring were significant predictors of Iranian and Chinese students' willingness to participate in class. Furthermore, Tatum (2021) established the influence of appropriate humor and teacher confirmation on the formation of positive student-teacher relationships.

Aloia's (2020) research indicated a significant effect of teacher confirmation on learning, a relationship mediated by classroom connectedness. Johnson and LaBelle (2020) examined the association between teacher confirmation behaviors and students' confirmation behaviors toward their peers. In a causal-comparative study, Peaslee (2018) demonstrated the impact of teacher confirmation on students' self-efficacy.

Hsu and Huang (2017) showed that teacher confirmation has a significant positive relationship with students' willingness to participate in class discussions and a significant negative relationship with classroom anxiety. Sidelinger and Booth-Butterfield (2010) found that teacher confirmation—encompassing responsiveness to student questions, demonstrated interest in students, and teaching style—significantly predicted student engagement, both directly and indirectly through feelings of classroom connectedness.

The limited attention given to the construct of teacher confirmation in Iranian research may be attributed to the absence of a validated measurement tool. Consequently, the development or cross-cultural adaptation of a valid and reliable instrument for assessing teacher confirmation should be considered a research priority.

Methodology

This study was applied in its objective and descriptive-correlational in its methodology. The research population comprised all third-grade students in the second period of secondary school in Kermanshah. Using a convenience sampling method and following established

guidelines for sample size in structural equation modeling, a sample of 210 students was selected.

Considering the recommended minimum sample size of 200 for confirmatory factor analysis and structural equation modeling, 250 questionnaires were distributed using a convenience sampling technique. The final analytical sample consisted of 210 fully completed and usable questionnaires. The participants included 93 male and 117 female students. In terms of academic majors, the sample was distributed as follows: 55 students in mathematics, 65 in experimental sciences, and 90 in humanities. The data collection instrument was the Teacher Confirmation Scale (Ellis, 2000).

The scale consists of 16 items measuring three components: responding to students' questions and comments, demonstrating interest in students and their learning, and teaching style. In Ellis's (2000) original study, the construct validity of the Teacher Confirmation Scale was examined using confirmatory factor analysis, with all goodness-of-fit indices supporting the proposed three-factor structure. The scale's reliability was also confirmed, with Cronbach's alpha coefficients reported as 0.86 for the responsiveness component, 0.85 for the demonstrated interest component, and 0.85 for the teaching style component.

Results

To examine the construct validity of the Teacher Confirmation Scale (Ellis, 2000), both first-order and second-order Confirmatory Factor Analyses (CFA) were conducted.

Results of the first-order CFA indicated acceptable model fit indices (e.g., CFI = 0.96, RMSEA = 0.036, and $\chi^2/df = 1.27$), and all items significantly loaded on the three dimensions: responsiveness to students' comments and questions, demonstration of interest in student learning, and teaching style. The second-order CFA further confirmed the structural validity of the scale, demonstrating excellent fit indices ($\chi^2/df = 1.18$, RMSEA = 0.029, CFI = 0.97), and all three subscales exhibited statistically significant factor loadings on the higher-order latent construct of teacher confirmation. The internal consistency of the scale was acceptable, with a Cronbach's alpha of 0.83 for the total scale and values exceeding 0.74 for all subscales. Regarding group comparisons, no significant difference was found between male and female students in their perceptions of teacher confirmation behaviors ($p > .05$). However, a significant difference was observed among

academic majors ($p < .001$). Post-hoc analyses revealed that students majoring in mathematics reported significantly lower perceptions of teacher confirmation compared to their peers in both humanities and natural sciences. No significant difference was found between the humanities and natural sciences groups. Overall, the findings support the three-dimensional factorial structure of the Teacher Confirmation Scale within the target population and provide strong evidence for the instrument's validity and reliability.

Discussion

The results confirmed the factor structure of the Teacher Confirmation Scale (Ellis, 2000)-comprising 16 items and three components: responding to students' questions, demonstrating interest in the student learning process, and teaching style—within the studied Iranian sample. The scale's reliability was also established. These findings are consistent with previous studies that have utilized the 16-item Ellis (2000) scale to measure teacher confirmation behaviors (e.g., Aloia, 2020; Goldman et al., 2018; Goldman & Goodboy, 2014; Hsu & Huang, 2017; Johnson & LaBelle, 2020; Peaslee, 2018; Sidelinger & Booth-Butterfield, 2010; Tatum, 2021).

Conclusion

The perception of positive teacher behaviors, in general, and confirmation behaviors, in particular, depends on the manifestation of three competencies: ethical, professional, and general. Each dimension of the Teacher Confirmation Scale corresponds to one of these three professional competencies. For instance, the dimension of demonstrating interest and concern for student learning is clearly associated with ethical competencies. A teacher who exhibits care for students and their learning is characterized by traits such as respect for students' abilities, approachability, and valuing students' opinions and concerns. These traits are hallmarks of a teacher's ethical competencies.

معرفی و اعتباریابی مقیاس تأیید معلم

خلیل زندی

استادیار، گروه مدیریت آموزشی، دانشگاه فرهنگیان، تهران، ایران. رایانامه: kh.zandi@cfu.ac.ir

آزاد الله کرمی

استادیار، گروه آموزش علوم تربیتی، دانشگاه فرهنگیان، تهران، ایران. رایانامه: a.allahkarami@cfu.ac.ir

شهلا رحیمی *

نویسنده مسئول، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه الزهراء، تهران، ایران. رایانامه: shahla.rahimi8991@gmail.com

چکیده

یکی از مهم‌ترین رفتارهای ارتباطی که بر یادگیری دانش‌آموزان تأثیر می‌گذرد، تأیید معلم است. هدف از پژوهش حاضر، معرفی و اعتباریابی مقیاس تأیید معلم (الیس، ۲۰۰۰) بود. این پژوهش از لحاظ هدف، کاربردی و از لحاظ شیوه گردآوری داده‌ها توصیفی - همبستگی بود. جامعه آماری پژوهش، دانش‌آموزان پایه سوم دوره دوم متوسطه نظری شهر کرمانشاه بودند. با استفاده از روش نمونه‌گیری در دسترس و با استناد به قواعد نمونه‌گیری در مدل‌یابی معادلات ساختاری، نمونه‌ای به حجم ۲۱۰ نفر انتخاب شد. ابزار گردآوری داده‌ها مقیاس تأیید معلم الیس (۲۰۰۰) بود. تحلیل داده‌ها با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی مرتبه اول و مرتبه دوم، ضریب آلفای کرونباخ، آزمون t برای دو گروه مستقل و تحلیل واریانس یک‌راهه صورت گرفت. یافته‌ها بیانگر تأیید ساختار عاملی مقیاس تأیید معلم مشتمل بر ۱۶ ماده و سه مؤلفه پاسخ به نظرات/پرسش‌های دانش‌آموز، نشان‌دادن علاقه به فرایند یادگیری دانش‌آموز، و سبک تدریس در نمونه ایرانی مورد مطالعه بود. پایایی کل مقیاس ۰/۸۳ و پایایی مؤلفه‌های آن در دامنه ۰/۷۴ تا ۰/۸۰ بود. یافته‌ها همچنین نشان داد که دانش‌آموزان رشته ریاضی، میزان رفتارهای تأییدی معلمان را به‌طور معناداری کمتر از دانش‌آموزان رشته‌های علوم تجربی و علوم انسانی ارزیابی کرده‌اند. در مجموع با توجه به یافته‌ها می‌توان نتیجه گرفت که مقیاس تأیید معلم در نمونه دانش‌آموزان ایرانی دارای روایی و پایایی مناسبی است و می‌توان از این ابزار برای سنجش رفتارهای تأییدی معلمان استفاده کرد.

کلیدواژه‌ها: تأیید معلم، پاسخ‌گویی معلم، سبک تدریس

استناد به این مقاله: زندی، خلیل، الله کرمی، آزاد، و رحیمی، شهلا. (۱۴۰۴). معرفی و اعتباریابی مقیاس تأیید معلم. فصلنامه اندازه‌گیری تربیتی، ۱۶(۶۲)، ۵۲-۲۹. <https://doi.org/10.22054/jem.2025.81953.3565>

مقدمه

به باور اندیشمندان حوزه ارتباطات و تعاملات میان فردی، یادگیری حاصل پیوند مثبت بین معلمان و فراگیران است (Aloia, 2020). آن‌ها معتقدند که لازمه تدریس اثربخش و افزایش یادگیری شناختی و عاطفی، درگیر شدن معلمان در رفتارهای ارتباطی مثبت است (Goodboy & Myers, 2008). افراد کمی می‌توانند نقش حیاتی تعاملات بین فردی در ایجاد و حفظ روابط سازنده و رضایت‌بخش میان معلم و دانش‌آموزان را انکار کنند (Schrodt et al., 2006). در مقابل افراد زیادی ایمان دارند که ایجاد روابط حسنه میان معلم و دانش‌آموز یکی از راه‌های تحقق نیازهای ارتباطی و بهبود بروندادهای مثبت دانش‌آموزان در کلاس درس است (Tatum, 2021).

یکی از مهم‌ترین رفتارهای ارتباطی که بر یادگیری دانش‌آموزان تأثیر می‌گذرد، تأیید معلم است (Goodboy & Myers, 2008). این اهمیت از آنجا ناشی می‌شود که دانش‌آموزان در صورت دریافت واکنش‌های مثبت و توجه کافی از سوی معلمان خود، احساس ارزشمندی و معناداری خواهند داشت (Wang & Kruk, 2024) و این احساس معناداری موجب افزایش اعتماد به نفس و خودکارآمدی (Peaslee, 2018) و کاهش دلهره آن‌ها برای یادگیری و مشارکت در فعالیت‌ها می‌شود (Ellis, 2004; Hsu & Huang, 2017). اهمیت رفتارهای تأییدی به قدری است که برخی صاحب‌نظران ادعا می‌کنند تأیید مهم‌ترین عامل تضمین‌کننده توسعه و آرامش ذهنی (Ellis, 2000) و یکی از مهم‌ترین رفتارهای ارتباطی برای رشد هویت انسان است (Goldman & Goodboy, 2014). تأیید در ادبیات تعاملات بین فردی به عنوان یک رفتار ارتباطی تعریف شده است که موجب می‌شود افراد احساس کنند که به دلیل تلاش‌هایشان مورد پذیرش قرار می‌گیرند، به خاطر دستاوردهایشان مورد تقدیر قرار می‌گیرند و به خاطر کمک‌هایشان ستایش می‌شوند (Goldman et al., 2018). مطرح شدن واژه تأیید به فیلسوف اتریشی مارتین بوبر نسبت داده می‌شود. از نظر وی تأیید به عنوان یکی از ویژگی‌های ارتباط اثربخش به معنی «پذیرش و تصدیق دیگری» است (Peaslee, 2018). در بافت آموزشی، این واژه اولین بار توسط Ellis (2000) به کار رفت. از نظر الیس، رفتارهای ارتباطی معلم اعم از کلامی و غیرکلامی می‌توانند احساسات متفاوتی در دانش‌آموز از قبیل احساس پذیرفته شدن یا طرد شدن، تکریم شدن یا تحقیر شدن، درک شدن یا نشدن و مهم بودن یا نبودن ایجاد کنند. بسته به

این که این رفتارها چه احساسی را در مخاطب ایجاد می‌کنند، تحت عنوان رفتارهای تأییدی یا غیر تأییدی در نظر گرفته می‌شوند (Ellis, 2000). بر این اساس، الیس معتقد بود که تأیید معلم بیانگر رفتارهایی است که باعث می‌شوند مخاطب احساس ارزشمندی، معناداری و موردتکریم واقع شدن کند (Ellis, 2000; Ellis, 2004). از نظر الیس، رفتارهای تأییدی معلم سه مؤلفه مهم پاسخ‌گویی به سؤالات یا نظرات دانش‌آموزان، نشان‌دادن علاقه به فرایند یادگیری دانش‌آموز و سبک تدریس را در برمی‌گیرد (Ellis, 2000). بر اساس بعد اول، معلم با اختصاص وقت کافی، به سؤالات دانش‌آموزان به‌موقع و به‌طور کامل پاسخ می‌دهد و به این شکل تعهد و احترام خود به دانش‌آموزان را نشان می‌دهد (Goldman & Goodboy, 2014). بر اساس بعد دوم معلم نشان می‌دهد که به توانایی‌های دانش‌آموزان باور دارد، به نگرانی‌ها، علایق و خواسته‌های آن‌ها اهمیت می‌دهد و دغدغه پیشرفت آن‌ها را دارد (Ellis, 2004). بر اساس بعد سوم، معلم با اتخاذ روش‌های تدریس فراگیرمحوری می‌تواند محتوای درسی را با نیازها و ترجیحات دانش‌آموزان هماهنگ سازد و به این ترتیب زمینه موفقیت و احساس ارزشمندی آن‌ها را فراهم آورد (Wang & Kruk, 2024).

شواهد تجربی زیادی وجود دارد که تأثیر رفتارهای تأییدی معلم بر بروندهای شناختی و عاطفی دانش‌آموزان را تأیید کرده‌اند. به‌عنوان نمونه، Wang and Kruk (2024) طی پژوهشی تأثیر معنادار رفتارهای تأییدی معلم بر درگیری تحصیلی دانش‌آموزان را تأیید کردند. Wang and Derakhshan (2023) طی یک پژوهش بین فرهنگی در میان دانشجویان ایرانی و چینی نشان دادند که دو متغیر رفتار تأییدی و رفتار مراقبتی معلم پیش‌بینی‌کننده‌های معناداری تمایل به مشارکت در کلاس هستند. Tatum (2021) طی پژوهشی تأثیر شوخ طبعی مناسب و تأیید معلم در شکل‌گیری روابط حسنه را نشان داد. نتایج پژوهش Aloia (2020) حاکی از تأثیر معنادار تأیید معلم بر یادگیری باواسطه پیوستگی کلاس درس بود. Johnson and Labelle (2020) در پژوهشی به بررسی رابطه بین رفتارهای تأییدی معلم و رفتارهای تأییدی دانش‌آموزان در قبال یکدیگر پرداختند. در این پژوهش رفتارهای تأییدی معلم مشتمل بر سه بعد پاسخگویی به سؤالات/نظرات، نشان‌دادن علاقه به یادگیری دانش‌آموز، و سبک تدریس بود و رفتارهای تأییدی دانش‌آموزان نیز شامل سه بعد توجه فردی، قدردانی و حمایت بود. نتایج نشان داد که دو مؤلفه سبک تدریس و نشان‌دادن علاقه به یادگیری فراگیر با هر سه بعد رفتار تأییدی دانش‌آموزان در قبال یکدیگر رابطه

معناداری داشتند. Peaslee (2018) طی یک پژوهش علی مقایسه‌ای تأثیر تأیید معلم بر خودکارآمدی دانشجویان را نشان داد. Hsu and Huang (2017) طی پژوهشی نشان دادند که تأیید معلم رابطه مثبت معناداری با تمایل دانشجویان به اظهارنظر در کلاس و رابطه منفی معناداری با دلهره در کلاس دارد. یافته‌های پژوهش Goldman and Goodboy (2014) نشان داد هنگامی که معلمان از رفتارهای تأییدکننده در کلاس استفاده می‌کنند، دانش‌آموزان سطوح بالاتری از علاقه عاطفی، حمایت عاطفی بیشتر و ظرفیت عاطفی مثبت‌تری را در خصوص کلاس خود گزارش می‌کنند. Sidelinger and Booth-Butterfield (2010) نشان دادند که هر سه بعد تأیید معلم (پاسخگویی به سؤالات/نظرات، نشان دادن علاقه، سبک تدریس)، هم به صورت مستقیم و هم با واسطه پیوستگی کلاس درس، پیش‌بینی‌کننده معنادار مشارکت (درگیری) دانش‌آموز هستند. نتایج پژوهش Goodboy and Myers (2008) نشان داد که تأیید معلم منجر به الف) افزایش انگیزه‌های ارتباطی، عملکردی و مشارکتی و کاهش انگیزه بهانه‌جویی؛ ب) مشارکت بیشتر؛ ج) رفتارهای چالشی کمتر، و د) یادگیری شناختی، عاطفی، انگیزه و رضایت بیشتر می‌شود. Ellis (2004) نشان داد که تأیید معلم موجب کاهش دلهره دانش‌آموز می‌شود و آن هم به نوبه خود موجب افزایش انگیزه و افزایش یادگیری شناختی می‌گردد. در نهایت، نتایج پژوهش Ellis (2000) نشان داد که رفتارهای تأییدی معلم پیش‌بینی‌کننده معنادار یادگیری شناختی و عاطفی دانش‌آموزان است.

به هر حال علی‌رغم اینکه در خارج از ایران شواهد تجربی متعدد و ارزشمندی در خصوص بروندهای تأیید معلم وجود دارد و گزارش بسیاری از آن‌ها در مجلات معتبر بین‌المللی به چاپ رسیده است، اما به طرز شگفت‌انگیزی این سازه کلیدی در داخل کشور مغفول مانده است و به استثنای پژوهش Wang & Derakhshan (2023)، شواهد خاصی پیرامون بررسی آن در ایران در دسترس نیست. البته پژوهش‌هایی در ایران در خصوص اعتباریابی متغیرهای مشابه و مرتبط با تأیید معلم صورت گرفته است که می‌تواند مهر تأییدی بر اهمیت بررسی سازه‌های حوزه تعاملات آموزشی مثبت باشد. از جمله این پژوهش‌ها می‌توان به روایی سنجی پرسش‌نامه رفتارهای بین‌فردی معلم تربیت‌بدنی با دانش‌آموزان دوره متوسطه (صمدی و همکاران، ۱۴۰۲) اعتباریابی و هنجاریابی مقیاس معلم مثبت اریلماز (سلطانی دزکی و همکاران، ۱۴۰۰)، تدوین و اعتبارسنجی مقیاس حمایت عاطفی معلم (Khany & Ghasemi, 2018)، رواسازی مقیاس هیجان‌های معلم (کارشکی و همکاران،

(۱۳۹۵) و اعتباریابی مقیاس صمیمت غیر کلامی معلم (اسدی یونسی و همکاران، ۱۴۰۳) اشاره نمود.

به‌هرحال اگرچه مطالعاتی در خصوص اعتباریابی مقیاس‌های حوزه تعاملات تلاش‌های ارزشمندی صورت گرفته است اما فقدان توجه به متغیر تأیید معلم در ایران به‌وضوح احساس می‌شود. این در حالی است که بیش از ۲۴ سال از مطرح‌شدن و مفهوم‌پردازی سازه تأیید در بافت آموزش توسط Ellis (2000) می‌گذرد.

از آنجاکه کم‌توجهی (و تا حدودی بی‌توجهی) به متغیر «تأیید معلم» ممکن است ناشی از عدم دسترسی پژوهشگران ایرانی به ابزار معتبر و قابل‌اعتماد برای سنجش این سازه باشد لذا ساخت یا دستکم معرفی و اعتباریابی ابزار سنجش تأیید معلم می‌تواند از اولویت برخوردار باشد. در این خصوص همان‌طور که در سطرهای قبلی به‌طور ضمنی اشاره شد، مقیاس ۱۶ ماده‌ای تأیید معلم Ellis (2000) معتبرترین و مشهورترین ابزار موجود برای سنجش این سازه است. از این مقیاس در پژوهش‌های متعددی استفاده شده است که از آن جمله می‌توان به تحقیقات Tatum (2021)، Johnson and Labelle (2020)، Aloia (2020)، Peaslee (2018)، Hsu and Huang (2017)، Goldman and Goodboy (2014)، Sidelinger and Booth-Butterfield (2010) و بسیاری دیگر اشاره کرد. بااین‌حال همان‌طور که گفته شد، برخلاف ادبیات بین‌المللی، این مقیاس به‌طور اخص و متغیر «تأیید معلم» به‌طور اعم در داخل ایران چندان موردتوجه نبوده است؛ بنابراین هدف پژوهش حاضر، معرفی و اعتباریابی مقیاس تأیید معلم Ellis (2000) بود.

روش

پژوهش حاضر از لحاظ هدف، کاربردی و از لحاظ شیوه گردآوری داده‌ها یک تحقیق توصیفی - همبستگی مبتنی بر تحلیل عاملی است. جامعه آماری پژوهش، دانش‌آموزان پایه سوم دوره دوم متوسطه نظری شهر کرمانشاه بودند. با توجه به اینکه توصیه می‌شود حجم نمونه برای تحلیل عاملی تأییدی و مدلیابی معادلات ساختار کمتر از ۲۰۰ نفر نباشد، لذا در ادامه تعداد ۲۵۰ پرسش‌نامه به شیوه نمونه‌گیری در دسترس توزیع شد و از این تعداد، ۲۱۰ پرسش‌نامه به‌صورت کامل و صحیح بازگردانده شد (نرخ پاسخگویی: ۰/۸۴). شایان‌ذکر است بر اساس فرمول کوهن، حجم نمونه پیشنهادی برای تحلیل عاملی تأییدی و معادله‌های ساختاری بر مبنای اندازه اثر ۰/۳۵، توان آزمون ۰/۹۰، سطح اطمینان ۰/۹۵، تعداد ۴ متغیر

پنهان (تأیید معلم و سه بعد آن) و ۱۶ متغیر آشکار، ۱۱۸ نفر است اما همان طور که گفته شد، تلاش شد تعداد نمونه نهایی بیش از ۲۰۰ نفر باشد. ترکیب افراد نمونه شامل ۹۳ دانش آموز پسر و ۱۱۷ دانش آموز دختر بود. رشته تحصیلی ۵۵ نفر از افراد نمونه ریاضی، ۶۵ نفر تجربی و ۹۰ نفر علوم انسانی بود. ابزار گردآوری داده ها مقیاس تأیید معلم (Ellis, 2000) بود. این مقیاس مشتمل بر ۱۶ ماده و سه مؤلفه پاسخ به نظرات/پرسش های دانش آموز، نشان دادن علاقه به فرایند یادگیری دانش آموز، و سبک تدریس است. البته نسخه اولیه این مقیاس دارای ۲۷ ماده و یک بعد بیشتر یعنی عدم تأیید نابجا بود اما الیس این مؤلفه و یازده ماده مربوط به آن را به دلیل آن که بر اساس روش اعتبارسنجی متقابل فاقد روایی مناسب بود، حذف نمود. پژوهشگران بعدی نیز به پیروی از این نتایج عمدتاً از نسخه ۱۶ ماده ای مقیاس تأیید معلم استفاده کرده اند (Tatum, 2021; Johnson & Labelle, 2020; Aloia, 2020; Peaslee, 2018; Goldman & Goodboy, 2014; Hsu & Huang, 2017; Sidelinger & Booth-Butterfield, 2010). گویه های پاسخ دهی به مقیاس بر مبنای طیف پنج گانه لیکرت (کاملاً مخالف تا کاملاً موافق) و نمره گذاری آن به ترتیب از ۰ تا ۴ است. روایی سازه مقیاس تأیید معلم در پژوهش Ellis (2000) از طریق تحلیل عاملی تأییدی بررسی شد و همه شاخص های نیکویی برازش، حکایت از تأیید ساختار عاملی مقیاس داشتند. پایایی مقیاس نیز با استناد به ضریب آلفای کرونباخ بررسی و تأیید شد. بر این اساس ضریب آلفای کرونباخ برای بعد پاسخگویی به سؤالات/نظرات برابر با ۰/۸۶، برای بعد نشان دادن علاقه به یادگیری دانش آموزان ۰/۸۵ و برای بعد سبک تدریس ۰/۸۵ گزارش شد.

در این تحقیق ابتدا نسخه انگلیسی مقیاس تأیید معلم (Ellis, 2000) توسط نویسندگان ترجمه شد. به موازات این کار، نسخه انگلیسی مقیاس در اختیار دو نفر از همکاران دانشگاهی نیز برای ترجمه قرار گرفت. یکی از این افراد دارای مدرک دکتری آموزش زبان انگلیسی و دیگری دارای مدرک دکتری مدیریت آموزش عالی و مسلط به زبان انگلیسی بود. در گام بعدی هر سه ترجمه با حضور نویسندگان و همکاران دانشگاهی موردبررسی قرار گرفته و تلاش شد واضح ترین و البته متناسب ترین ترجمه برای هر یک از گزاره ها انتخاب شود. البته هم نویسندگان مقاله و هم دو همکار دانشگاهی بر این باور بودند که متن انگلیسی پرسش نامه بسیار شفاف و فاقد پیچیدگی های فنی یا زبان شناختی خاصی است و لذا سه نسخه ترجمه شده بسیار شبیه به هم بودند. تفاوت ها عمدتاً در واژه های به کار رفته بود و مضمون گزاره ها در هر سه نسخه تقریباً یکسان بود. در گام بعدی و پس از اخذ مجوزهای قانونی، مقیاس ترجمه شده

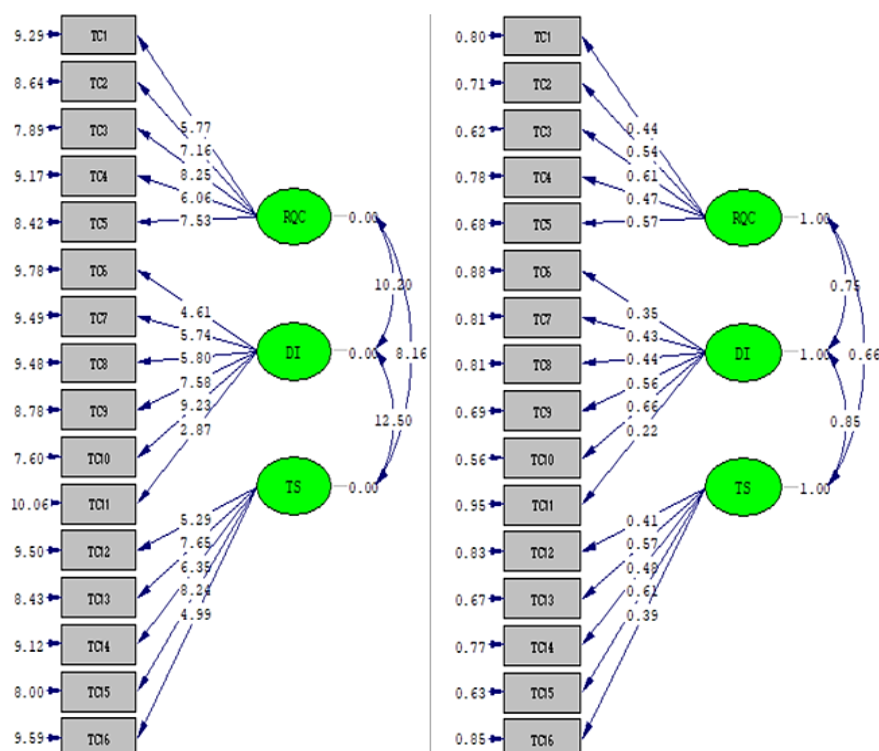
در اختیار ۱۰ نفر از دانش‌آموزان دوره دوم متوسطه نظری شهر کرمانشاه قرار گرفت تا ابهامات احتمالی مقیاس شناسایی گردد. خروجی این مرحله، تغییراتی بسیار جزئی در جمله‌بندی دو ماده از پرسش‌نامه بود. در گام چهارم روایی ظاهری پرسش‌نامه با استناد به نظرات هفت نفر از متخصصان بررسی و تأیید شد. چهار نفر از این افراد، معلمان دارای مدرک دکتری در گرایش‌های علوم تربیتی و سه نفر نیز اعضای هیئت علمی گروه‌های علوم تربیتی دانشگاه‌های دولتی کشور بودند. پس از اطمینان از روایی ظاهری مقیاس، پایایی آن با اجرا بر روی ۳۰ نفر از اعضای جامعه آماری و محاسبه ضریب آلفای کرونباخ بررسی و تأیید شد. در این مرحله، ضریب آلفای کرونباخ برای مؤلفه پاسخگویی به سؤالات/نظرات دانش‌آموزان ۰/۷۶، برای مؤلفه نشان‌دادن علاقه ۰/۷۸ و سبک تدریس ۰/۷۲ بود. برای تحلیل داده‌ها از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. نرم‌افزار مورد استفاده برای تحلیل داده‌ها، SPSS نسخه ۱۹ و لیزرل نسخه ۱۰/۲۰ بود.

یافته‌ها

برای بررسی روایی سازه مقیاس تأیید معلم از تحلیل عاملی تأییدی مرتبه اول و مرتبه دوم استفاده شد. قبل از اجرای این آزمون‌ها لازم بود داده‌ها آماده‌سازی شده و از پیش شرط‌های اجرای تحلیل عاملی نیز اطمینان حاصل شود؛ بنابراین ابتدا نمرات خام آزمودنی‌ها به نمره Z تبدیل شد. هدف از این اقدام شناسایی و در صورت لزوم خارج کردن آزمودنی‌هایی بود که قدر مطلق نمره Z آن‌ها بزرگ‌تر از ۳ باشد. از آنجاکه نمره Z آزمودنی‌ها در بازه ۲/۵۳- تا ۲/۳۸ قرار داشت، لذا هیچ‌یک از افراد نمونه از تحلیل خارج نشدند. در گام بعدی، وضعیت نرمال بودن توزیع داده‌ها با استفاده از آزمون کولموگروف اسمیرنف بررسی شد. در این آزمون فرض صفر بیانگر نرمال بودن توزیع داده‌ها و فرض خلاف بیانگر غیرنرمال بودن توزیع داده‌ها است. بر اساس نتایج به دست آمده، مقدار آماره Z برابر با ۰/۷۶۰ و سطح معناداری، ۰/۶۱۱ بود ($p > ۰/۰۵$). از آنجاکه سطح معناداری به دست آمده بزرگ‌تر از ۰/۰۵ بود، لذا فرض صفر مبنی بر نرمال بودن توزیع داده‌ها تأیید شد. یکی دیگر از پیش شرط‌هایی که لازم بود مورد بررسی قرار گیرد، کفایت نمونه مورد بررسی جهت انجام تحلیل عاملی بود. بر این اساس مقدار آماره KMO برابر با ۰/۸۰۶ گزارش شد. از آنجاکه این مقدار بزرگ‌تر از ۰/۷ بود، لذا مشخص شد که داده‌های پژوهش قابل تقلیل به تعدادی عوامل زیربنایی و مکنون هستند. همچنین مقدار آماره مجذور کای در آزمون کرویت بارتلت

۵۷۹/۶۴؛ درجه آزادی ۱۲۰ و سطح معناداری ۰/۰۰۱ گزارش شد. باتوجه به معنادار بودن مقدار مجذور کای مشخص شد که بین گویه‌های درون هر یک از عوامل زیربنایی، همبستگی بالایی وجود دارد و از سوی دیگر، بین گویه‌های یک عامل با گویه‌های عوامل دیگر همبستگی خاصی مشاهده نمی‌شود. در مجموع بر اساس نتایج آزمون‌های KMO و بارتلت، کفایت نمونه مورد مطالعه برای انجام تحلیل عاملی تأیید شد. جدول و نگاره ۱، بار عاملی و مقدار t گزاره‌های پرسش‌نامه در تحلیل عاملی تأییدی مرتبه اول را نشان می‌دهد. از آنجا که مقادیر t متناظر با بار عاملی همه گویه‌ها بالاتر از ۱/۹۶ است، لذا مشخص می‌شود که همه متغیرهای آشکار به خوبی بر روی متغیرهای مکنون بار شده و می‌توانند توصیف مناسبی از ابعاد تأیید معلم به عمل آورند.

شکل ۱. مدل تحلیل عاملی تأییدی مرتبه اول در دو حالت تخمین استاندارد و معناداری



جدول ۱. بار عاملی و مقادیر t گزاره‌های پرسش‌نامه تأیید معلم در تحلیل عاملی مرتبه اول

بار عاملی	گزاره	آماره t	بعد
۰/۴۴	(۱) وقت کافی می‌گذارند تا به‌طور کامل به سؤالات دانش‌آموزان پاسخ دهند.	۵/۷۷	نشان‌دادن علاقه به فرایند یادگیری دانش‌آموزان
۰/۵۴	(۲) هنگامی که دانش‌آموزان در کلاس سؤال می‌پرسند یا نظری می‌دهند، با دقت به آن‌ها گوش می‌دهند.	۷/۱۶	
۰/۶۱	(۳) نشان می‌دهند که از اظهارنظرها و سؤالات دانش‌آموزان، خوشحال و قدردان هستند.	۸/۲۵	
۰/۴۷	(۴) قبل و بعد از کلاس، برای پاسخ‌گویی به سؤالات دانش‌آموزان در دسترس هستند.	۶/۰۶	
۰/۵۷	(۵) اگر دانش‌آموزان در هنگام صحبت‌های آن‌ها سؤالی بپرسند، بدون اخم و ناراحتی پاسخ می‌دهند.	۷/۵۳	
۰/۳۵	(۶) به اینکه آیا دانش‌آموزان در حال یادگیری هستند یا خیر؛ اهمیت می‌دهند.	۴/۶۱	نشان‌دادن علاقه به فرایند یادگیری دانش‌آموزان
۰/۴۳	(۷) نشان می‌دهند که به توانایی دانش‌آموزان و اینکه می‌توانند در کلاس به‌خوبی عمل کنند، باور دارند.	۵/۷۴	
۰/۴۴	(۸) از دانش‌آموزان در مورد اینکه تمایل دارند کلاس چگونه پیش برود و یا تکالیف و فعالیت‌ها چگونه باشد، نظرخواهی می‌کنند.	۵/۸۰	
۰/۵۶	(۹) برای شناخت (ویژگی‌ها، نگرانی‌ها و علایق) دانش‌آموزان تلاش می‌کنند.	۷/۵۸	
۰/۶۶	(۱۰) در کلاس، خوش‌رو و متبسم هستند.	۹/۲۳	
۰/۲۲	(۱۱) در طول تدریس با دانش‌آموزان ارتباط چشمی برقرار می‌کنند.	۲/۸۷	نشان‌دادن علاقه به فرایند یادگیری دانش‌آموزان
۰/۴۱	(۱۲) از روش‌های تدریس تعاملی و مشارکتی استفاده می‌کنند.	۵/۲۹	
۰/۵۷	(۱۳) از تکنیک‌های آموزشی مختلف استفاده می‌کنند تا به دانش‌آموزان در درک مطالب درسی کمک کنند.	۷/۶۵	
۰/۴۸	(۱۴) قبل از رفتن به مطلب بعدی، میزان یادگیری دانش‌آموزان از مطلب قبل را بررسی می‌کنند.	۶/۳۵	
۰/۶۱	(۱۵) در جریان تدریس، تمرین‌ها و فعالیت‌های مناسبی را برای تثبیت یادگیری در نظر می‌گیرند.	۸/۲۴	
۰/۳۹	(۱۶) بازخوردهای شفاهی یا کتبی روشنی در مورد فعالیت‌های دانش‌آموزان ارائه می‌دهند.	۴/۹۹	

در جدول ۲، شاخص‌های نیکویی برازش پیرامون ارزیابی برازندگی مدل تحلیل عاملی مرتبه اول ارائه شده است. شایان‌ذکر است در مدل مشاهده‌شده، آماره مجذور کای برابر با ۱۲۸/۵۲ است و درجه آزادی ۱۰۱ بوده است. چون که نسبت مجذور کای به درجه آزادی (۱/۲۷) کمتر از ۳ است، لذا برازش مدل بر اساس این شاخص تأیید می‌شود. ریشه میانگین

مجذورات خطاهای تخمین نیز یکی دیگر از شاخص‌های بسیار مهم است که در این پژوهش مقدار آن ۰/۰۳۶ بوده و بیانگر برازش قابل قبول مدل تحلیل عاملی تأییدی مرتبه اول است. علاوه بر این برازش مدل بر اساس پنج شاخص برازش تطبیقی، فزاینده، نرم نشده، نیکویی برازش و نیکویی برازش تعدیل شده قابل قبول است و البته بر اساس شاخص‌های برازش نرم شده، نسبی و میانگین مجذور پس‌ماندها، برازش مدل به شکل کنونی قابل قبول نیست. از آنجاکه اکثر شاخص‌ها حاکی از برازش قابل قبول مدل مشاهده شده هستند، لذا اعتبار ساختار عاملی مرتبه اول مقیاس تأیید معلم تأیید می‌شود.

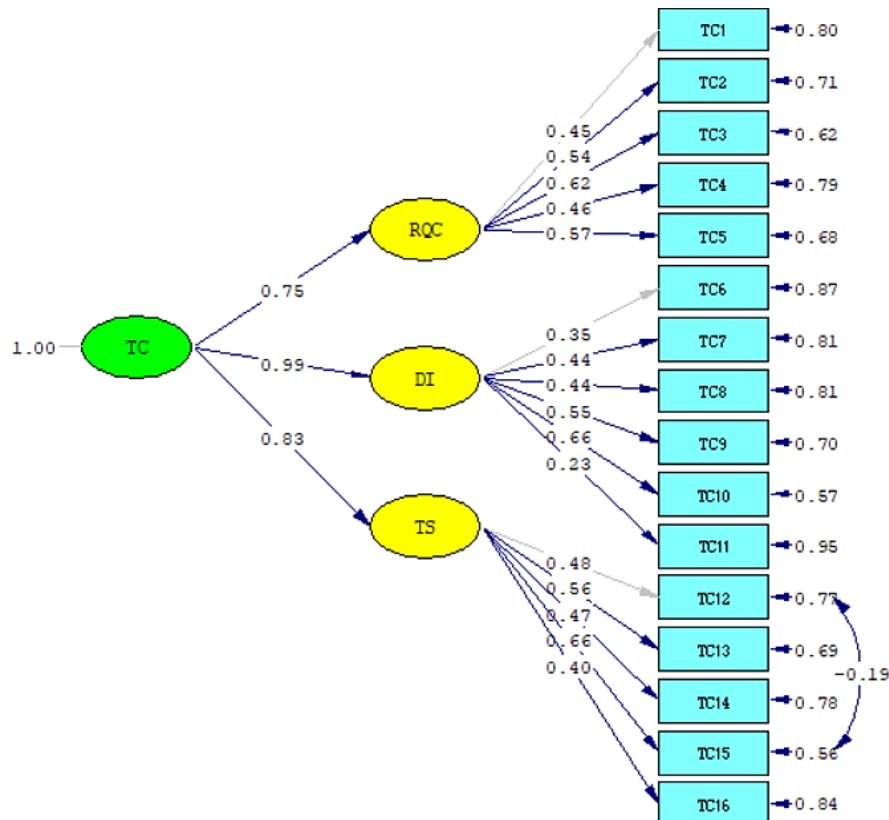
جدول ۲. شاخص‌های نیکویی برازش پیرامون اعتبار عاملی مرتبه اول پرسش‌نامه تأیید معلم

شاخص	علامت اختصاری	ملاک برازش	مقدار شاخص
نسبت مجذور کای به df	X2/df	کمتر از ۳	۱/۲۷
ریشه میانگین مجذورات خطاهای تخمین	RMSEA	کمتر از ۰/۱	۰/۰۳۶
شاخص برازش تطبیقی	CFI	مساوی یا بزرگ‌تر از ۰/۹	۰/۹۶
شاخص برازش فزاینده	IFI	مساوی یا بزرگ‌تر از ۰/۹	۰/۹۷
شاخص برازش نرم شده	NFI	مساوی یا بزرگ‌تر از ۰/۹	۰/۸۸
شاخص برازش نرم نشده	NNFI	مساوی یا بزرگ‌تر از ۰/۹	۰/۹۶
شاخص برازش نسبی	RFI	مساوی یا بزرگ‌تر از ۰/۹	۰/۸۶
میانگین مجذور پس‌ماندها	RMR	کمتر از ۰/۰۵	۰/۰۵۴
شاخص نیکویی برازش	GFI	مساوی یا بزرگ‌تر از ۰/۹	۰/۹۳
شاخص نیکویی برازش تعدیل شده	AGFI	مساوی یا بزرگ‌تر از ۰/۹	۰/۹۰

پس از آنکه مشخص شد متغیرهای آشکار به خوبی بر روی متغیرهای مکنون بار شده‌اند، در ادامه لازم بود بررسی شود که آیا این متغیرها قابل تقلیل به سه عامل تعیین شده در پژوهش الیس (۲۰۰۰) هستند یا خیر. شایان ذکر است با توجه به محدودیت تعداد حروف برای درج عنوان متغیرها در نرم‌افزار لیزرل، برای هر یک از متغیرهای مکنون از عبارتی اختصاری استفاده شد. بر این اساس متغیر تأیید معلم با حروف TC، مؤلفه پاسخ‌گویی به سؤالات/ نظرات با RQC، نشان داده علاقه با DI، و سبک تدریس با TS مشخص شده است. در نگاره ۲ و ۳، مدل تحلیل عاملی تأییدی مرتبه دوم به ترتیب در دو حالت تخمین استاندارد و معناداری ارائه شده است. علاوه بر این در جدول ۳ نیز خلاصه نتایج تحلیل عاملی مرتبه دوم گزارش شده است. لازم است اشاره شود که خروجی اولیه تحلیل عاملی نیاز چندانی به

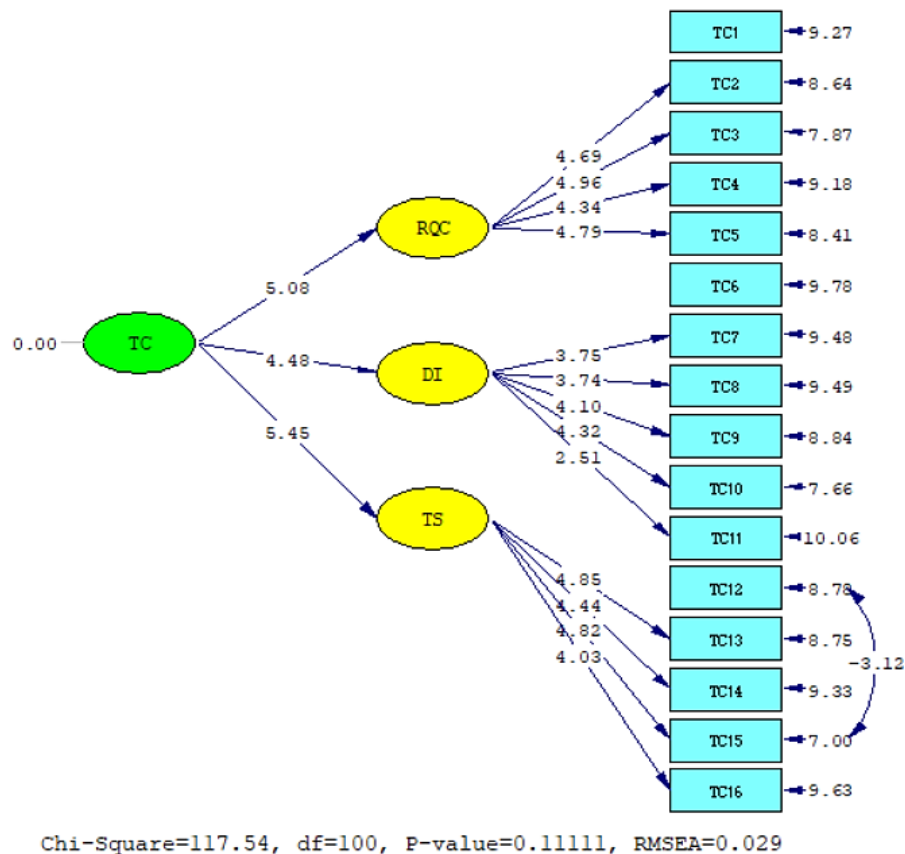
اصلاح نداشت و فقط ارتباط بین شاخص دوازدهم و شاخص پانزدهم، از حالت ثابت به حالت آزاد تبدیل شد.

شکل ۲. مدل تحلیل عاملی تأییدی مرتبه دوم در حالت تخمین استاندارد



Chi-Square=117.54, df=100, P-value=0.11111, RMSEA=0.029

شکل ۳. مدل تحلیل عاملی تأیید مرتبه دوم در حالت معناداری



بر اساس نتایج جدول ۳، مقادیر t متناظر با همه ابعاد تأیید معلم بالاتر از ۱/۹۶ بوده و می‌توان گفت که هر یک از این ابعاد به‌خوبی بر روی متغیر مکنون بار شده‌اند. همچنین شاخص‌های نیکویی برازش نشان می‌دهد که آماره مجذور کای برابر با ۱۱۷/۵۴، درجه آزادی ۱۰۰ و سطح معناداری ۰/۱۱ بوده است ($p > ۰/۰۵$). با توجه به معنادار نبودن آمار مجذور کای و تأیید فرض صفر، می‌توان گفت که مدل مشاهده‌شده تفاوت معناداری با واقعیت ندارد و لذا می‌تواند تقریب مناسبی از واقعیت به دست دهد. نسبت مجذور کای به درجه آزادی برابر با ۱/۱۸ بوده و حاکی از برازش مدل بر اساس این شاخص است. علاوه بر این برازش مدل بر اساس پنج شاخص ریشه میانگین مجذورات خطاهای تخمین، برازش تطبیقی، فزاینده، نرم نشده، نیکویی برازش و نیکویی برازش تعدیل شده قابل قبول است و بر

اساس شاخص‌های برازش نُرْم شده، نسبی و میانگین مجذور پس‌ماندها، قابل قبول نیست. از آنجا که اکثر شاخص‌های برازندگی حاکی از برازش قابل قبول مدل مشاهده شده هستند، لذا اعتبار ساختار عاملی مرتبه دوم پرسش‌نامه تأیید معلم می‌شود. باتوجه به این نتایج می‌توان گفت که در جامعه آماری مورد مطالعه، ساختار عاملی پرسش‌نامه تأیید معلم (الیس، ۲۰۰۰) مشتمل بر سه بعد پاسخ به نظرات/پرسش‌های دانش‌آموز، نشان دادن علاقه به فرایند یادگیری دانش‌آموز، و سبک تدریس تأیید می‌شود.

جدول ۳. خلاصه مدل تحلیل عاملی مرتبه دوم

متغیر	ابعاد	بار عاملی	آماره t
تأیید معلم	پاسخ به نظرات/پرسش‌های دانش‌آموز	۰/۷۵	۵/۰۸
	نشان دادن علاقه به فرایند یادگیری دانش‌آموز	۰/۹۹	۴/۴۸
	سبک تدریس	۰/۸۳	۵/۴۵
X ² : 117.54, p: 0.1111; X ² /df: 1.18; RMSEA: 0.029; CFI: 0.97; IFI: 0.97; NFI: 0.89; NNFI: .97; RMR: 0.53; GFI: 0.93; AGFI: 0.91			

برای بررسی پایایی پرسش‌نامه تأیید معلم به ضریب آلفای کرونباخ استناد شد. بر این اساس ضریب آلفای کرونباخ برای مقیاس ۱۶ ماده‌ای تأیید معلم برابر با ۰/۸۳۴ بود. مقدار این ضریب برای مؤلفه پاسخ به نظرات/پرسش‌های دانش‌آموز ۰/۷۸۱؛ برای مؤلفه نشان دادن علاقه به یادگیری دانش‌آموزان ۰/۸۰۱ و برای سبک تدریس ۰/۷۴۳ بود. بر اساس این نتایج می‌توان گفت که مقیاس تأیید معلم از پایایی قابل قبولی برخوردار است.

پس از تأیید روایی و پایایی پرسش‌نامه تأیید معلم، در جدول ۴. میانگین و انحراف استاندارد ادراک از تأیید معلم به‌طور کلی و برحسب متغیرهای جمعیت‌شناختی آمده است. شایان ذکر است به‌منظور مقایسه ادراک از تأیید معلمان برحسب متغیرهای جنسیت و رشته تحصیلی به ترتیب از آزمون t برای دو گروه مستقل و تحلیل واریانس یک‌راهه استفاده شد. بر اساس نتایج آزمون t برای دو گروه مستقل، مقدار آماره t برابر با ۱/۱۳-، درجه آزادی ۲۰۸ و سطح معناداری ۰/۲۶۱ بود ($p > ۰/۰۵$). باتوجه به معنادار نبودن آماره t، فرض صفر مبنی بر عدم تفاوت میان دانش‌آموزان دختر و پسر از لحاظ ادراک نسبت به رفتارهای تأییدی معلم پذیرفته شد. بر اساس نتایج تحلیل واریانس یک‌راهه، مقدار آماره F برابر ۷/۸۶ و سطح معناداری ۰/۰۰۱ بود ($p > ۰/۰۵$). با توجه به معنادار بودن آماره F مشخص شد که تفاوت معناداری بین ادراک دانش‌آموزان رشته‌های تحصیلی مختلف از رفتارهای تأییدی معلم

وجود دارد. در ادامه با استناد به آزمون تعقیبی توکی مشخص شد که دانش آموزان رشته ریاضی، میزان رفتارهای تأییدی معلمان را به طور معناداری کمتر از دانش آموزان رشته های علوم تجربی و علوم انسانی ارزیابی کرده اند اما تفاوت معناداری بین دیدگاه دانش آموزان رشته های علوم تجربی و علوم انسانی مشاهده نشد.

جدول ۴. میانگین و انحراف استاندارد ادراک دانش آموزان از تأیید معلم

متغیر	سطح	تعداد	میانگین	انحراف استاندارد
جنسیت	پسر	۹۳	۲/۰۶	۰/۵۶۴
	دختر	۱۱۷	۲/۱۶	۰/۵۹۳
رشته تحصیلی	ریاضی	۵۵	۱/۸۸	۰/۵۲۹
	علوم تجربی	۶۵	۲/۲۹	۰/۵۵۱
	علوم انسانی	۹۰	۲/۱۳	۰/۵۹۰
	کل	۲۱۰	۲/۱۲	۰/۵۸۱

بحث و نتیجه گیری

نتایج پژوهش نشان داد که ساختار عاملی مقیاس تأیید معلم (Ellis, 2000) مشتمل بر ۱۶ ماده و سه مؤلفه پاسخ به نظرات/پرسش های دانش آموز، نشان دادن علاقه به فرایند یادگیری دانش آموز، و سبک تدریس در نمونه ایرانی مورد مطالعه تأیید می شود. پایایی مقیاس نیز تأیید شد. این یافته ها را می توان همسو با پژوهش هایی دانست که از مقیاس ۱۶ ماده ای Ellis (2000) برای سنجش رفتارهای تأییدی معلم استفاده کرده اند (Tatum, 2021; Johnson & Labelle, 2020; Aloia, 2020; Peaslee, 2018; Goldman & Goodboy, 2014; Hsu & Huang, 2017; Sidelinger & Booth-Butterfield, 2010).

تأیید ساختار عاملی مقیاس تأیید معلم را می توان با عنایت به ماهیت چندوجهی تدریس تبیین نمود. درواقع تدریس اثربخش در گرو برخورداری معلم از مجموعه ای از صلاحیت های اخلاقی، تخصصی و عمومی تدریس است. بدون داشتن هر یک از این صلاحیت های سه گانه، نمی توان ادعای تدریس اثربخش را داشت؛ بنابراین بی راه نیست اگر بگوییم ادراک از مثبت بودن رفتارهای معلم به طور کلی و ادراک از رفتار مثبت تأیید به طور ویژه، در گرو متبلور شدن شایستگی های سه گانه اخلاقی، تخصصی و عمومی در رفتار معلم است. به بیان دیگر هر یک از ابعاد مقیاس تأیید معلم مرتبط با یکی از صلاحیت های حرفه ای سه گانه معلم است. برای مثال، بعد نشان دادن علاقه و دغدغه یادگیری دانش آموز را داشتن

به‌طور آشکاری با شایستگی‌های اخلاقی مرتبط می‌شود. معلمی که دغدغه دانش‌آموز و یادگیری وی را دارد با ویژگی‌هایی همچون احترام و باور به توانایی‌های دانش‌آموز، خوش‌رویی و تبسم، و اهمیت دادن به نظرات و دغدغه‌های دانش‌آموزان مشخص می‌شود. واضح است که این ویژگی‌ها در زمره شایستگی‌های اخلاقی یک معلم قرار می‌گیرند. همچنین بعد پاسخ‌گویی به سؤالات و نظرات دانش‌آموزان به شکل روشنی یادآور شایستگی‌های تخصصی معلم است، زیرا تنها معلمانی که صلاحیت‌های تخصصی بالایی دارند می‌توانند به‌طور مؤثر و به‌موقع بازخورد صحیح، دقیق و متناسب به سؤالات و دیدگاه‌های دانش‌آموزان ارائه دهند (Zhan, 2022). بدیهی است معلمی که از دانش تخصصی مناسبی برخوردار نباشد، نمی‌تواند به‌طور مناسبی پاسخگوی سؤالات دانش‌آموزان باشد. درنهایت بعد سبک تدریس آشکارا با صلاحیت‌های عمومی تدریس همخوانی دارد. ازجمله ویژگی‌های سبک‌های تدریس اثربخش، مشارکتی بودن، فراگیرمحوری بودن و آمیخته بودن است. این ویژگی‌ها مؤید احترام و باور به ارزشمندبودن دیدگاه‌ها و توانایی‌های دانش‌آموزان است و به‌عنوان یک رفتار تأییدی مطرح می‌شود و درعین حال بیانگر برخورداری معلمان از صلاحیت‌های عمومی تدریس هستند. درمجموع می‌توان این‌گونه استدلال نمود که تأیید ساختار عاملی سه‌گانه مقیاس تأیید معلم همسو با ماهیت سه‌بعدی صلاحیت‌های حرفه‌ای معلم است و لذا این نتایج منطقی و در راستای ادبیات تدریس و تعاملات آموزشی است.

از دیگر یافته‌های پژوهش حاضر این بود که دانش‌آموزان رشته ریاضی، میزان رفتارهای تأییدی معلمان را به‌طور معناداری کمتر از دانش‌آموزان رشته‌های علوم تجربی و علوم انسانی ارزیابی کرده‌اند. به نظر می‌رسد یکی از دلایل این نتایج به ماهیت انتزاعی تر برخی از دروس رشته ریاضی همچون هندسه، حسابان و ریاضیات گسسته باشد. متأسفانه برخی معلمان تصور می‌کنند که در این دروس نمی‌توان چندان از روش‌های تدریس فراگیرمحوری، مشارکتی و مبتنی بر رویکرد ساختن‌گرایی استفاده کرد. طبیعی است در چنین شرایطی فرصت‌های اظهارنظر و مشارکت دانش‌آموزان کاهش می‌یابد. از سوی دیگر ماهیت دشوار این دروس برای بسیاری از دانش‌آموزان احتمالاً باعث شده است که آن‌ها فرصت‌های موفقیت و دریافت بازخورد مثبت کمتری را در این رشته تجربه می‌کنند؛ بنابراین ملاحظه می‌شود که

این گروه از دانش‌آموزان، میزان رفتارهای تأییدی معلمان را کمتر از سایر دانش‌آموزان ارزیابی کرده‌اند.

یکی از محدودیت‌های پژوهش حاضر عدم امکان نمونه‌گیری تصادفی بود. اگرچه پژوهشگران تلاش کردند که روند نمونه‌گیری در دسترس بسیار مشابه با نمونه‌گیری تصادفی باشد؛ اما به‌هرحال توصیه می‌شود در استفاده از نتایج به این نکته توجه شود و تعمیم و بهره‌برداری از آن با استفاده از نتایج پژوهش‌های تکمیلی دیگر صورت گیرد. همچنین باتوجه‌به تأیید روایی و پایایی مقیاس تأیید معلم (الیس، ۲۰۰۰) پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی از این مقیاس برای سنجش رفتارهای تأییدی معلم استفاده شود و برونادهای شناختی و عاطفی این سازه موردبررسی قرار گیرد.

تعارض منافع

نویسندگان هیچ‌گونه تعارض منافع ندارند.

منابع

- اسدی یونسی، محمدرضا، خاکسار ازغندی، عبدالله، و قاسمی، علیرضا. (۱۴۰۳). اعتباریابی مقیاس صمیمیت غیرکلامی معلم در کلاس درس. *اندازه‌گیری تربیتی*، ۱۴ (۵۸)، ۱۸۹-۱۵۹. <https://doi.org/10.22054/jem.2025.77717.3521>
- سلطانی دزکی، سمیه، نادری، محمدعلی، و سجادیان، ایلناز. (۱۴۰۰). ساختار عاملی، روایی، پایایی و هنجاریابی مقیاس مثبت ارزیابان در دانش‌آموزان دختر پایه دهم دوره دوم متوسطه. *آموزش و ارزشیابی*، ۱۴ (۵۶)، ۶۷-۴۹. [10.30495/jinev.2022.1943389.2596](https://doi.org/10.30495/jinev.2022.1943389.2596)
- صمدی، حسین، آهار، سعید، و آیتی‌زاده تفتی، فرحناز. (۱۴۰۲). روایی‌سنجی پرسش‌نامه رفتارهای بین‌فردی معلم تربیت‌بدنی با دانش‌آموزان در دوره دوم متوسطه (IBQ-PE). *پژوهش در ورزش تربیتی*، ۱۱ (۳۲)، ۹۷-۱۱۶. <https://doi.org/10.22089/RES.2023.14107.2333>
- قاسمی، علی، کدیور، پروین، کرامتی، هادی، و عربزاده، مهدی. (۱۳۹۷). بررسی روایی و پایایی پرسش‌نامه خوش‌بینی تحصیلی معلم. *روش‌ها و مدل‌های روان‌شناختی*، ۹ (۳۲)، ۱۴۸-۱۳۱. https://jpmm.marvdasht.iau.ir/article_3169.html
- کارشکی، حسین، کوهی، محمد، و آهنی، زهرا. (۱۳۹۵). *روا سازی مقیاس هیجان‌های معلم در مدارس ابتدایی شهر مشهد*. *اندازه‌گیری تربیتی*، ۶ (۲۴)، ۲۰۰-۱۷۱. <https://doi.org/10.22054/jem.2017.12594.1359>

References

- Aloia, L. S. (2020). Student Learning: The Influence of Instructor and Student Confirmation, Classroom Connectedness, and Self-Efficacy. *Journalism & Mass Communication Educator*, 76(2), 1-14. <https://doi.org/10.1177/1077695820944>
- Asadi Younesi, M., Khaksar azghandi, A., & Ghasemi, S. A. (2024). Validation of teacher Immediacy scale (non-verbal) in the classroom. *Quarterly of Educational Measurement*, 15(58), 159-189. [In Persian]. doi.org/10.22054/jem.2025.77717.3521
- Ellis, K. (2000). Perceived Teacher Confirmation the Development and Validation of an Instrument and Two Studies of the Relationship to Cognitive and Affective Learning. *Human Communication Research*, 26(2), 264-291. doi.org/10.1111/j.1468-2958.2000.tb00758.x
- Ellis, K. (2004). The impact of perceived teacher confirmation on receiver apprehension, motivation, and learning. *Communication Education*, 53(1), 1-20. <https://doi.org/10.1080/0363452032000135742>
- Ghasemi, A., Kadivar, P., Keramati, H., & Arabzadeh, M. (2018). The Investigation of validity and reliability of academic optimism of individual teacher questionnaire. *Psychological Models and Methods*, 9(32), 131-148. [In Persian]. https://jpmm.marvdasht.iau.ir/article_3169.html?lang=en
- Goldman, Z. W., & Goodboy, A. K. (2014). Making Students Feel Better: Examining the Relationships between Teacher Confirmation and College Students'

- Emotional Outcomes. *Communication Education*, 63(3), 259-277. <https://doi.org/10.1080/03634523.2014.920091>
- Goldman, Z W., Claus, C J., & Goodboy, A K. (2018). A Conditional Process Analysis of the Teacher Confirmation–Student Learning Relationship. *Communication Quarterly*, 66(3), 245-264. <https://doi.org/10.1080/01463373.2017.1356339>
- Goodboy, A K., & Myers, S A. (2008). The Effect of Teacher Confirmation on Student Communication and Learning Outcomes. *Communication Education*, 57(2), 153-179. <https://doi.org/10.1080/03634520701787777>
- Hsu, C.F., & Huang, I.T. (2017). Are international students quiet in class? The influence of teacher confirmation on classroom apprehension and willingness to talk in class. *Journal of International Students*, 7(1), 38–52. DOI: <https://doi.org/10.32674/jis.v7i1.244>
- Johnson, Z.D., & Labelle, S. (2020). Confirmation in the college classroom: the connections between teacher’s use of confirming messages and student’s own communicative behaviors. *Communication Research Reports*, 37(4), 172-181. <https://doi.org/10.1080/08824096.2020.1800449>
- Karshki, H., Koohi, M. & Ahani, Z. (2016). Validation of the Teacher Emotion Inventory from primary school in Mashhad. *Quarterly of Educational Measurement*, 7(24), 171-200. [In Persian]. <https://doi.org/10.22054/jem.2017.12594.1359>
- Khany, R., & Ghasemi, F. (2018). Development and validation of teacher emotional support scale: a structural equation modeling approach. *Journal of english language teaching and learning*, 10(21), 137-160. https://journals.tabrizu.ac.ir/article_17213.html
- Peaslee, D. (2018). The Relationship between Faculty Confirmation and Community College Student Self-Efficacy. *Community College Journal of Research and Practice*, 42(10), 635-649. <https://doi.org/10.1080/10668926.2017.1333931>
- Samadi, H., Ahar, S., & Ayatizadeh Tafti, F. (2023). Validity assessment of physical educator’s interpersonal behaviors in physical education with high School Students (IBQ-PE). *Research on Educational Sport*, 11(32), 97-116. [In Persian]. <https://doi.org/10.22089/res.2023.14107.2333>
- Schrodt, P., Turman, P.D., & Soliz, J. (2006). Perceived Understanding as a Mediator of Perceived Teacher Confirmation and Students’ Ratings of Instruction. *Communication Education*, 55(4), 370-388. <https://doi.org/10.1080/03634520600879196>
- Sidelinger, R J., & Booth-Butterfield, M. (2010). Co-constructing Student Involvement: An Examination of Teacher Confirmation and Student-to-Student Connectedness in the College Classroom. *Communication Education*, 59(2), 165-184. <https://doi.org/10.1080/03634520903390867>
- Soltani Dezaki, S., Nadi, M., & Sajjadian, I. (22). The Factor Analysis, validity, Reliability and Standardization of Eryilmaz Positive Teacher Scale of Among 10th Grade Female High School Student. *Journal of Instruction and Evaluation*, 14(56), 49-67. [In Persian]. https://journals.iau.ir/article_690927.html?lang=en
- Tatum, N.T. (2021). Appropriate humor and confirmation as instructor rapport-building behaviors. *Communication Research Reports*, 38(4), 241-249. <https://doi.org/10.1080/08824096.2021.1930528>
- Wang, Y., & Derakhshan, A. (2023). Teacher confirmation and caring in Chinese and Iranian students’ willingness to attend EFL classes. *Porta Linguarum Revista Interuniversitaria de Didáctica de las Lenguas Extranjeras*, 39(1), 165-192. DOI: <https://doi.org/10.30827/portalin.vi39.23625>

- Wang, Y., & Kruk, M. (2024). Modeling the interaction between teacher credibility, teacher confirmation, and English major students' academic engagement: A sequential mixed-methods approach. *Studies in Second Language Learning and Teaching*, 14(2), 235-265. <https://doi.org/10.14746/sslt.38418>.
- Zhan, Y. (2022). Teacher educators' perceptions of schoolteacher feedback literacy: Implications for feedback training in teacher education programmes. *Australian Journal of Teacher Education (Online)*, 47(10), 106-124. <https://doi.org/10.14221/ajte.2022v47n10.6>.