Educational Measurement
Vol. 14, Issue 54, Winter 2024, Pp. 130-169
jem.atu.ac.ir
DOI: 10.22054/jem.2024.69654.3396

ATU PRESS

Original Reserch
Received: Aug. 24, 2022
Accepted: May. 19, 2023
ISSN: 2252-004x
eISSN: 2470-6240

Examining the Validity and Reliability of the Persian Version of Holden and Hawk's Meta-Parenting Questionnaire (MPQ) in a Sample of Iranian Fathers

Amir Qorbanpoor Lafmejani* *Corresponding Author*, Associate Professor, Department of Educational Sciences and Counseling, University of Guilan, Rasht, Iran. E-mail: qorbanpoorlafmejani@guilan.ac.ir

Nasrin Jalali Heris MA in General Psychology, General Welfare Administration of Guilan Province, Rasht, Iran. E-mail: amirelite@yahoo.com

Sajjad Rezaei Associate Professor, Department of Psychology, University of Guilan, Rasht, Iran. E-mail: rezaei_psy@hotmail.com

Abstract

This study was conducted with the aim of investigating the validity and reliability of the Persian version of the Holden and Hawk Meta-Parenting Questionnaire (MPQ) in a sample of Iranian fathers. The research method is applied and descriptive in terms of its purpose, the data of which has been collected in the form of a survey. During three sub-studies, the fathers of Rasht city were selected in an accessible manner and answered the Persian translated version of the MPQ. In the first study, test-retest reliability was evaluated and this index was r=0.841 for the total score and at the level of evaluation components (r=0.802), predictability (r=0.858), reflection (r=0.839) and problem solving (r=0.864) were obtained and were significant at P<0.001 level. The intra-cluster correlation coefficient was also obtained in all cases ICC > 0.90. In the second sub-study (n=240), Cronbach's alpha coefficient of the whole tool was calculated as 0.778, and for the subscales in the range of 0.70 to 0.73. In the first-order confirmatory factor analysis (CFA), items 3 and 4 from the evaluation component, item 10 from the prediction component, items 15 and 16 from the reflection component and items 18, 19 and 20 from the problem solving component were removed, because factor loadings less than 0.3 and the construct validity indices confirmed the appropriate fit of the final model. Evidence of concurrent validity also revealed that the MPQ total score has been able to significantly predict and explain the variance of the scores of the family functioning variables in the expected directions. The Persian version of MPQ in fathers with a four-factor structure and after removing 8 questions has good retest reliability, internal consistency, construct validity and concurrent validity.

Keywords: Meta-parenting, Parenting styles, Validity, Reliability, Confirmatory factor analysis

How to Cite: Qorbanpoor Lafmejani, A., Jalali Heris, N., & Rezaei, S. (2024). Examining the validity and Reliability of the Persian Version of Holden and Hawk's Meta-Parenting Questionnaire (MPQ) in a Sample of Iranian Fathers.*Quarterly of Educational Measurement*, *14*(54), 130-169. https://doi.org/10.22054/jem.2024.69654.3396

Educational Measurement is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.

1. Introduction

Media, family, school, and other social environments make children's personalities. According to research results, families have the greatest influence on the process of socialization and acculturation of children up to the age of six. Many behaviors and characteristics of parents are transmitted to children through parenting methods (Shahsavari, 2012). One of the important things that parents focus on after the birth of a child is parenting. Parenting styles are undeniably important in building children's character (Farzand et al., 2017). Parenting styles are categorized based on the levels of parental demand, i.e. commanding, controlling, meeting adult demands, and responsiveness, i.e. participation, acceptance, and intimacy. In addition, parenting styles have been depicted as a three-dimensional structure, which consists of authoritarian (controlling), authoritative (empowering) and permissive (permissive) parenting styles (Kuppens, & Ceulemans, 2019; Noreen et al., 2021).

Due to the importance of parents' thinking and cognitive processes in parenting, Hawk and Holden (2006) created a new type of parenting by integrating creative parenting and problem solving, which is called meta-parenting. Meta-parenting means that parents look at their own thoughts and cognitions from a higher level which affects their parenting. These thoughts usually occur before or after interacting with children. Extra-parenting is a new parenting structure proposed by Holden and Hawk (2003). This construct is defined as thinking about parenting practices and is believed to be associated with better parenting outcomes and children's behavior (Leung, 2016). Meta-parenting dimensions, i.e. prediction, evaluation, problem solving and reflection are used in the process of guiding children. Meta-parenting refers to the thoughts of parents and the way parents think about their own parenting (Jolaiha, et al, 2017). The use of Meta-parenting improves the parenting style of parents in relation to healthy and normal children as well as children with special needs (Merrifield, et al, 2015).

In order to evaluate the success or failure of parents in applying educational methods or parenting styles, we need a tool that can objectively and operationally measure these educational styles and methods to determine how successful parents, especially fathers, are in this field or they were unsuccessful. Because until we have an accurate evaluation of the parents' performance in this field, we cannot take any action to improve or promote these skills. Considering that fathers are also a part of the parenting subsystem and are involved in parenting, their role in training and applying parenting methods cannot be ignored, so they should also be considered in research. A review of foreign and

Iranian researches in the field of parenting shows that all these researches have been done on mothers and fathers have not been studied in these researches. Considering the importance of this category and the important role of fathers in raising children, and since this questionnaire has not been validated on Iranian fathers, the present research seeks to investigate the psychometric characteristics of this questionnaire among Iranian fathers.

2. Literature Review

A review of foreign and Iranian researches in the field of parenting shows that all these researches have been done on mothers and fathers have not been studied in these researches. For example, Holden and Hawk (2006) introduced 5 factors for this questionnaire for the first time in their research on mothers and reported good retest reliability and internal consistency. Wang et al. (2021) in their research on a sample of Chinese mothers obtained Cronbach's alpha coefficient for the total score and all subscales, respectively, 0.71, 0.81, 0.85 and 0.79, which indicates the high internal consistency of the questionnaire. In Han's (2010) study, which was conducted on a sample of Korean mothers, Cronbach's alpha was reported as 0.89 for the entire test, which indicates the high internal consistency of this test and acceptable reliability. Leung (2016) also implemented this questionnaire in a sample of mothers with autistic children and reported the internal consistency of this test as favorable. In Iran, for the first time, Jolaihi, et al. (2016) implemented and validated this questionnaire on a sample of Tehranian mothers. Also, Jolaihi and colleagues (2017) in another study obtained Cronbach's alpha coefficients for the total score and all subscales above 0.85, which indicates the acceptable reliability of this tool.

3. Methodology

The direction of the current research is practical and its purpose is descriptive, in which data has been collected through a survey. The type of research in terms of the goal is considered as developmental research. The statistical population of this research includes fathers with children aged 4 and above in Rasht city in 2022. According to the statistical population, 300 fathers were selected and answered the related questionnaires. In this research, according to the conditions of the Covid-19 epidemic, the available sampling method was used. In other

words, the link of each of the questionnaires was distributed in different channels on the platform of the WhatsApp program and the answers of the fathers were collected. Of course, in the preliminary explanations of the test, the conditions for entering the research were explained so that qualified people could answer the questionnaires. The structure of the design of the test link was such that it did not allow to continue to complete the questionnaire for fathers who have children under 4 years of age, education under the third middle school, and are divorced in marriage and taking psychoactive drugs. The criteria for entering the research included having a minimum education and not having a major mental illness (due to the use of neuropsychiatric drugs), having a child at least 4 years old, and living together with a spouse. Failure to fully answer the questions of the tests was also considered as an exit criterion.

4. Results

The first sub-study (n=50): In order to perform test-retest reliability, 50 fathers with children aged 4 years and above were sampled from Rasht city with an average age of 48.44 ± 8.53 years, who were in the age range of 39 to 62 years. In order to measure the retest reliability of the MPQ Persian version, correlation coefficient and intracluster correlation coefficient (ICC) were used; in this way, 50 of the subjects who responded to the MPQ in the first stage completed the instrument again after one month and the scores of these two evaluation stages were correlated. Correlation coefficients between the scores of 50 subjects on two occasions with an interval of one month to measure the retest reliability of the MPQ Persian version (total score) is equal to r=0.841 and at the level of evaluation components (r=0.802), predictability (r=0.858), reflection (r=0.839) and problem solving (r=0.864) were obtained and they were significant at P<0.001 level. Considering that the value of the correlation coefficient is higher than 0.8, this questionnaire has acceptable retest reliability and internal consistency.

Also, the intraclass correlation coefficient index (ICC) was used to measure the reliability of MPQ stability. The most acceptable test to determine the stability (reliability test) is the intracluster correlation analysis test. If the ICC value is higher than 0.8, the reliability of stability is at a very favorable level, if it is between 0.79 and 0.8, it indicates moderate reliability, and if it is less than 0.6, it indicates weak reliability (Munro, 2004). The intragroup correlation coefficient (ICC) for the MPQ test obtained from the test-retest with a one-month interval (n=50), with a 95% confidence interval

(ICC=0.931) and at the level of the evaluation components (0.947) =ICC), predictability (ICC=0.925), reflectiveness (ICC=0.998) and problem solving (ICC=0.997) were obtained and according to the significance of the test ((P<0.001)) there is a correlation between two measurements. Therefore, it indicates the acceptability and appropriateness of the reliability of time stability or repeatability of MPQ scores.

In the second sub-study (n=240), 240 fathers with children aged 4 years and above were used in Rasht city to investigate internal consistency and confirmatory factor analysis. To evaluate the construct validity of MPQ components, confirmatory factor analysis (CFA) with maximum likelihood estimation method was used. According to the number of items in the questionnaire, 240 samples were examined for CFA (Klein, 2016). In the first-order confirmatory factor analysis, the values of fit indices show the acceptable fit of the proposed model with the data, in the next step to improve the fit of the proposed model, items 3 and 4 of the evaluation component, item 10 of the prediction component, Items 15 and 16 from the reflection component and items 18, 19 and 20 from the problem solving component were removed due to the factor loading of less than 0.3 and next, the correlation between the measured errors (e5-e2, e5-e6, e20-e21, e14-e17), has been drawn and the indices of the model's fit before modification and after modification are shown in Table-1. The chi-square goodness of fit index was obtained after model modification ([χ2 (94, N=234) =131/38], P<0.001). Then, in order to evaluate the fit of the model, other indices were examined, all indices PCFI=0.760, PNFI=0.707, CMIN/DF=1.398, RMSEA=0.041, IFI=0.970, CFI=0.970 and GFI=0.937 confirmed the good fit of the final model (Table-1). In the second-order confirmatory factor analysis, the values of the fit indices show the acceptable fit of the proposed model with the data (Table 1).

Table 1

Table 1. Fit indices of the confirmatory factor analysis model for MPQ

Indices / Models	χ^2	df	P-value	χ^2/df	RMSEA (90%CI)	PNFI	CFI	PCFI	IFI	GFI
First order before correction	630.81	246	<0.001	2.564	0.081(0.073-0.089)	0.589	0.757	0.675	0.762	0.828
First order after correction	131.38	94	0.007	1.398	0.041(0.022-0.057)	0.707	0.970	0.760	0.970	0.937

Indices / Models	χ^2	df	P-value	χ^2/df	RMSEA (90%CI)	PNFI	CFI	PCFI	IFI	GFI
Second order	132.66	96	0.008	1.382	0.040(0.021-0.056)	0.721	0.970	0.776	0.971	0.937

***Abbreviations;** CFA: Confirmatory Factor Analysis; CMIN/DF: Chi-square/degree-of-freedom ratio; RMSEA: Root Mean Square Error of Approximation; PCFI: Parsimonious Comparative Fit Index; GFI: Goodness of Fit Index; PNFI: Parsimonious Normed Fit Index; IFI: Incremental Fit Index; CFI: Comparative Fit Index. Fit indices: PNFI, PCFI (>.5), CFI, IFI, GFI (>.9), RMSEA (<0.05 good, 0.05-0.08 accept, 0.08-0.1 marginal), CMIN/DF (<3 good, <5 acceptable).

The third sub-study (n=60): In this section, the descriptive indicators of MPQ questionnaires and family performance are reported. Table 5 shows the results of mean, standard deviation, skewness, kurtosis, and range of changes of each of the tests used in this research. In order to check the criterion validity of the MPQ structure, the correlation of its total score with the components of the family functioning questionnaire (problem solving, relationships, roles, effective responsiveness, effective involvement, behavioral control and general functioning) was used. Its results are reported in Table 5. It should be noted that a higher score in the family functioning questionnaire indicates an unhealthy functioning.

In order to check the absence of multicollinearity error between the scales, the correlation coefficients between the 13 scales were checked (Table 2). Since all the correlation coefficients between the scores of the subscales of parenting with the components of the family functioning questionnaire had values less than 0.80, the presence of multicollinearity error was rejected (Tabachnick, & Fidell, 2001). As expected, the correlation coefficients between the total MPQ score and its subscales have negative and significant correlations with most of the subscales of the family functioning questionnaire and were in the range of -0.004 to -0.569; therefore, the construct validity of MPQ is considered satisfactory (Westen, & Rosenthal, 2003). Also, the

criterion of correlation coefficient between MPQ and its components was examined to evaluate the convergent validity (Table 2). The results showed that there is a positive, significant, and strong correlation between the total score of the MPQ structure and its subscales, and there is a moderate correlation between the scores of the subscales of the MPQ structure. Therefore, this issue indicates that this tool generally measures related structures; and it has good convergent and divergent validity.

Table 2

Statistical description of the tools and correlation coefficients of the subscales of Meta-Parenting with the components of family functioning (n=60)

Characteristic	Mean ± SD	Min-Max	Skewness	Kurtosis	1	2	3	4	5
Meta-Parenting	54.63±8.36	35-72	-0.345	0.023	-	0.582**	0.270*	0.540**	0.658**
Assessment	13.27±3.75	7-20	-0.129	-0.929	-	-	0.252*	0.342**	0.249*
Anticipation	15.39±2.23	8-20	-1.512	1.71	-		-	0.519**	0.418**
reflection	14.27±4.10	4-20	-0.525	-0.660	-			-	0.401**
problem solving	11.68±5.11	4-20	-0.040	-1.186	-				

Behavior Control	Affective Involvement	Affective Responsiveness	Roles	Communication	Problem Solving	Family functioning	**Characteristic**
22.18±2.99	18.91±3.23	15.96±2.54	20.95±2.22	14.83±2.91	11.67±2.16	131.81±17.67	**Mean ± SD**
17-28	11-31	10-23	14-27	7-23	6-16	87-182	**Min-Max**
-0.057	0.631	0.013	-0.415	0.206	-0.599	-0.166	**Skewness**
-0.829	2.480	0.405	0.917	0.905	0.744	0.710	**Kurtosis**
-0.014	-0.416**	-0.276**	-0.018	-0.317**	-0.043	-0.541**	**1**
-0.394**	-0.069	-0.302**	-0.004	-0.470**	-0.013	-0.287**	**2**
-0.439**	-0.035	-0.070	-0.337**	-0.476**	-0.034	-0.423**	**3**
-0.337**	-0.063	-0.348**	-0.084	-0.206*	-0.321**	-0.569**	**4**
-0.076	-0.060	-0.329*	-0.037	-0.038	-359**	-0.326**	**5**

Characteristic	Mean ± SD	Min-Max	Skewness	Kurtosis	1	2	3	4	5
General Functioning	27.41±6.51	13-46	0.096	0.339	-0.339**	-0.325**	-0.044	-0.055	-0.332**

5. Discussion

The first finding of this research showed that this questionnaire has acceptable retest reliability and internal consistency. The findings of the present research are in line with the research of Hawk and Holden (2006). They also reported the retest validity of this test as favorable, therefore, this tool has retest reliability and the scores obtained from this test can be trusted in the evaluations that are carried out over time and considered as a product of the subjects' performance and not the passage of time or other influencing factors. The second finding of the present research showed that the MPQ questionnaire has a high level of reliability and internal consistency in all its components. The findings are consistent with the researches of Hawk and Holden (2006), Han et al. (2010), Wang et al. (2021), Leung (2016), Julaiha et al. (2016) and Julaiha et al. (2017). Therefore, it can be said that the Meta-parenting questionnaire of the fathers' version, as well as the mothers' version, which has been implemented and validated in both Chinese, Korean, and Iranian populations, has good internal consistency both at the level of the total score and at the level of the subscales. The third finding of the present research showed that the Persian version of MPQ has good construct validity. This finding is consistent with the researches of Hawk and Holden (2006), Wang and colleagues (2011), Jolaihi and colleagues (2016) and Jolaihi and colleagues (2017). Therefore, it can be said that the Meta-parenting questionnaire of the fathers' version, as well as the mothers' version, which has been implemented and validated in both Chinese, Korean and Iranian populations, has good construct validity. The fourth finding of the present research showed that the Persian version of MPQ has concurrent criterion validity. Jolaihi and colleagues (2016) also reached this result in their research. Also, to check the concurrent validity, simple linear regression was used

considering the components of the family functioning questionnaire as dependent (criterion). This finding is in line with the research of Wang and colleagues (2021). They also showed the criterion validity of this tool by examining the correlation of scores with the instrument of cohesion index and favorable parent satisfaction. Han (2010) also reported the criterion validity of this test through the correlation between the scores of this test and the optimal parenting performance index. Therefore, it can be said that the fathers' version of the Meta-parenting questionnaire, as well as the mothers' version, which has been implemented and validated in both Chinese, Korean, and Iranian populations, has a favorable standard of validity.

6. Conclusion

The present study was conducted with the aim of determining the validity and reliability of the Persian version of the Paraparenting Questionnaire (MPQ) in the fathers of Rasht. In order to validate the MPQ structure, reliability, validity and confirmatory factor analysis were used. Internal consistency (Cronbach's alpha) and retest (intracluster correlation) were used to determine reliability. In the validation section, validation and criterion validation are used simultaneously. In summary, it can be said that the Persian translation of MPQ in a sample of Iranian fathers had good retest reliability and internal consistency. Items 3 and 4 from the evaluation component, item 10 from the prediction component, items 15 and 16 from the reflection component, and items 18, 19 and 20 from the problem solving component were removed. The first-order and second-order four-factor structural model of MPQ has a favorable fit in the sample of Iranian fathers. The concurrent validity of this questionnaire also showed alignment with some aspects of the family functioning questionnaire in the expected directions and was supported.

Acknowledgments

We are grateful to all the fathers who cooperated in the implementation of this research.

مقاله پژوهشی

اندازه‌گیری تربیتی
دوره ۱٤، شماره ٥٤، زمستان ۱٤۰۲، ص ۱۳۰-۱٦۹
jem.atu.ac.ir
DOI: 10.22054/jem.2024.69654.3396

بررسی اعتبار و پایایی نسخه فارسی پرسشنامه فرا والدگری (MPQ) هولدن و هاوک در نمونه‌ای از پدران ایرانی

امیر قربان پور لفمجانی* *نویسنده مسئول*، دانشیار، گروه علوم تربیتی و مشاوره، دانشگاه گیلان، رشت، ایران. رایانامه:qorbanpoorlafmejani@guilan.ac.ir

نسرین جلالی هریس کارشناسی ارشد روان‌شناسی، اداره کل بهزیستی استان گیلان، رشت، ایران. رایانامه: amirelite@yahoo.com

سجاد رضائی دانشیار، گروه روان‌شناسی، دانشگاه گیلان، رشت، ایران. رایانامه: Sajjad.Rezaei@guilan.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۶/۰۲؛ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۲/۲۹

ISSN: 2252-004x

eISSN: 2470-6240

چکیده

این مطالعه با هدف بررسی اعتبار و پایایی نسخه فارسی پرسشنامه فرا والدگری (MPQ) هولدن و هاوک در نمونه‌ای از پدران ایرانی انجام شد. روش پژوهش موردنظر کاربردی و از بعد هدف توصیفی است که به‌صورت پیمایشی داده‌های آن جمع‌آوری شده است. طی سه زیرمطالعه پدران شهر رشت به شیوه در دسترس انتخاب شدند و به نسخه ترجمه‌شده فارسی MPQ پاسخ دادند. در زیر مطالعه اول پایایی بازآزمایی ارزیابی شد و این شاخص برای نمره کل r=۰/۸۴۱ و در سطح مؤلفه‌های ارزیابی (r=۰/۸۰۲)، پیش‌بینی‌گری (r=۰/۸۵۸)، انعکاس‌گری (r=۰/۸۳۹) و حل مسئله (r=۰/۸۶۴) به دست آمد و در سطح P<۰/۰۰۱ معنادار بودند. ضریب همبستگی درون خوشه‌ای نیز در تمامی موارد ۰/۹۰ <ICC به دست آمد. در زیر مطالعه دوم (n=۲۴۰) ضریب آلفای کرونباخ کل ابزار برابر ۰/۷۷۸ و برای زیر مقیاس‌ها در دامنه ۰/۷۰ تا ۰/۷۳ محاسبه شد. در تحلیل عامل تأییدی (CFA) مرتبه اول، گویه‌های ۳ و ۴ از مؤلفه ارزیابی، گویه ۱۰ از مؤلفه پیش‌بینی‌گری، گویه‌های ۱۵ و ۱۶ از مؤلفه انعکاس‌گری و گویه‌های ۱۸، ۱۹ و ۲۰ از مؤلفه حل مسئله به دلیل بار عاملی کمتر از ۰/۳ حذف شدند و شاخص‌های اعتبار سازه، تأییدکنندهٔ برازش مناسب مدل نهایی بودند. شواهد اعتبار هم‌زمان نیز آشکار ساخت نمره کل MPQ به‌طور معناداری توانسته است واریانس نمرات متغیرهای عملکرد خانواده را در جهات مورد انتظار پیش‌بینی و تبیین نماید. نسخه فارسی MPQ در پدران با ساختار چهار عاملی و پس از حذف ۸ سؤال دارای پایایی بازآزمایی، انسجام درونی، اعتبار سازه و اعتبار هم‌زمان مطلوبی است.

کلیدواژه‌ها: فرا والدگری، سبک‌های فرزندپروری، اعتبار، پایایی، تحلیل عاملی تأییدی

استناد به این مقاله: قربان‌پور لفمجانی، امیر، رضائی، سجاد، و جلالی هریس، نسرین. (۱۴۰۲). بررسی اعتبار و پایایی نسخه فارسی پرسشنامه فرا والدگری هولدن و هاوک در نمونه‌ای از پدران ایرانی. *فصلنامه اندازه‌گیری تربیتی*، ۱۴(۵۴)، ۱۳۰-۱۶۹. https://doi.org/10.22054/jem.2024.69654.3396

Educational Measurement is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.

مقدمه

خانواده اولین و مهم‌ترین نهاد در تاریخ و تمدن انسانی است که افراد در آن با شیوه‌های زندگی جمعی و تفاهم و سازگاری با دیگران آشنا می‌گردند. بخش عظیمی از ابعاد شخصیت افراد همچون رفتارهای اجتماعی، مسئولیت‌پذیری، تحمل و بردباری در برابر دیگران و واکنش‌های عاطفی در خانواده شکل می‌گیرد (Navabakhsh & Fathi, 2011). شخصیت کودکان را رسانه، خانواده، مدرسه و سایر محیط‌های اجتماعی می‌سازد. بر اساس نتایج پژوهش‌ها، بیشترین تأثیر بر فرآیند اجتماعی شدن و فرهنگ پذیری تا سن شش‌سالگی کودکان را خانواده‌ها دارند. بسیاری از رفتارها و ویژگی‌های والدین از طریق شیوه‌های فرزندپروری به فرزندان منتقل می‌شود (Shahsavari, 2012). ازجمله موارد مهمی که پس از تولد فرزند در کانون توجه والدین قرار می‌گیرد فرزندپروری است. سبک‌های فرزندپروری در ساختن شخصیت و منش فرزندان اهمیت غیرقابل‌انکاری دارد (Farzand et al., 2017). فرزندپروری طبق تعریف بردلی و کالدول[1]، تنظیم رفتار و رشد کودکان با قصد و نیت و برنامه‌ای قبلی است که به آن‌ها اجازه دهد تا زندگی اجتماعی مناسبی داشته باشند، با محیط سازگار شوند و اهداف خود را دنبال کنند. به گفته بامریند[2]، یکی از پیشگامان مطالعه سبک فرزند پروری، اجتماعی کردن کودک بر اساس خواسته‌های جامعه همراه با حفظ حس یکپارچگی فردی، عنصر کلیدی نقش فرزندپروری است (Sadr et al., 2018). سبک فرزندپروری[3] جو عاطفی است که والدین در آن فرزندان خود را تربیت می‌کنند و این عامل واسطه‌ی بین شیوه‌های فرزندپروری و پیامدهای رشد است. Baumrind (1978، 1991) بر اساس میزان مشخصی از اقتدار والدینی سه سبک فرزندپروری را پیشنهاد کرده است که عبارت‌اند از سبک فرزندپروری مقتدرانه، مستبدانه و سهل گیرانه. یک والد مقتدر کنترل قاطع را اعمال می‌کند، اما در قالب یک شیوه حمایتی و درعین‌حال با تقویت تعامل کلامی. والدین مستبد کنترل را نیز اعمال می‌کنند، اما از تعامل کلامی محبت‌آمیز اجتناب می‌کنند و اطاعت کردن را ارج می‌نهند. درنهایت، والدین سهل‌گیر خود را مسئول شکل دادن به رفتار فرزندان نمی‌دانند و تمایل به تسلیم شدن به خواسته‌های فرزندشان دارند و از دادن مسئولیت به کودک خودداری می‌کنند (Argyriou et al., 2016). سبک‌های

1. Bradley and Caldwell
2. Baumrind
3. Parenting style

فرزندپروری بر اساس سطوح تقاضای والدین یعنی دستور دادن، کنترل کردن، اجابت خواسته‌های بزرگ‌سالی و پاسخگویی یعنی مشارکت، پذیرش و صمیمیت دسته‌بندی می‌شوند. علاوه بر این، سبک‌های فرزندپروری به‌عنوان یک سازه سه‌بعدی به تصویر کشیده شده است که عبارت است از سبک‌های فرزندپروری مستبدانه (سبک کنترلی)، مقتدرانه (توانمندسازی) و سهل گیرانه (اجازه‌دهنده) (Kuppens, & Ceulemans, 2019؛ Noreen et al., 2021). سبک‌های فرزندپروری در بروز مشکلات رفتاری کودکان نقش دارند. به‌گونه‌ای که تحقیقات نشان داده‌اند که سطوح بالای کنترل روان‌شناختی اعمال‌شده توسط مادران همراه با محبت بالا، افزایش سطح مشکلات درون نمود و برون نمود را پیش‌بینی می‌کند. کنترل رفتاری که توسط مادران اعمال می‌شود، زمانی که با سطح پایین کنترل روانی ترکیب شود رفتار مشکل‌زای برون نمود کودکان را کاهش می‌دهد (Aunola, K., & Nurmi, 2005). همچنین سبک‌های فرزندپروری روی رشد اخلاقی و استدلال اخلاقی فرزندان، افسردگی آنان و نیز تعارضات بین همشیرها نیز اثر می‌گذارد (Esmaeili et al., 2021؛ Pinquart, & Fischer, 2022؛ Liu & Rahman, 2022؛ Azahari & Amir, 2022). چارچوب‌های غالب سبک‌های فرزندپروری معمولاً با توجه به دو بعد اصلی فرزندپروری یعنی پاسخگویی و مطالبه‌گری والدین، به‌عنوان سبک‌های مقتدر، مستبد، سهل‌انگار یا غافل توصیف می‌شوند. تحقیقات نشان دادند که سبک فرزندپروری مقتدر و رفتارهای حمایتی والدین روی پیشرفت تحصیلی فرزندان و کاهش مشکلات رفتاری آنان تأثیر دارد (Carlo et al., 2018). همچنین سبک‌های فرزندپروری روی مشکلات رفتاری فرزندان اثر می‌گذارد. یافته‌های تحقیقی نشان داد که سبک فرزندپروری مستبدانه به دلیل اعمال قدرت بیش‌ازحد بر روی کودکان، باعث می‌شود فرزندان سرکش شوند و رفتارهای مشکل‌زا را اتخاذ کنند. در مقابل، سبک فرزندپروری مقتدرانه برای کودکان، فواید بیشتری دارد زیرا سبک فرزندپروری متعادلی را تشویق می‌کند. در ادبیات تحقیقی گزارش شده است والدینی که زمان بیشتری را با فرزندان خود می‌گذرانند احتمال ابتلای آن‌ها به مشکلات رفتاری و رفتارهای بزهکارانه را کاهش می‌دهند. سپری کردن زمان بیشتر با نوجوانان از طریق کاهش رفتارهای مشکل‌ساز آن‌ها تأثیرات متقابلی روی والدین دارد (Sarwar, 2016). یافته‌های تحقیقی نشان می‌دهد که نه‌تنها سبک‌های فرزندپروری متفاوت تجربه‌شده در دوران کودکی و نوجوانی تأثیرات پیش‌بینی‌کننده متفاوتی بر همدلی و عزت‌نفس و کمال‌گرایی کودکان و نوجوانان در بین نوجوانان داشت، بلکه درجات

سبک‌های فرزندپروری و همسویی یا غیرهمسویی سبک‌های فرزندپروری پدر و مادر نیز ممکن است بر الگوهای فرزندپروری و متعاقباً ویژگی‌های رفتاری و شخصیتی فرزندان تأثیر بگذارد (Wang et al., 2021, Pinquart & Gerke, 2019, Yıldız et al., 2020). نتایج تحقیقات نشان داده که هر دو سبک تربیت مقتدرانه و مستبدانه بر پرخاشگری کودک و سایر مشکلات رفتاری آنان تأثیر داشته و پرخاشگری در شیوه فرزندپروری مستبدانه زیاد است (Pundir, 2020, Sumargi et al., 2020).

تحقیقات مختلف نشان داده است که عوامل متعددی ممکن است بر فرزندپروری تأثیرگذار باشند که ازجمله این موارد می‌توان به سطح شناخت و آگاهی والدین و قدرت استدلال آن اشاره نمود (Deković et al., 1991). شواهد پژوهشی نشان می‌دهد که والدین اسنادها و شناخت‌هایی را برای رفتار فرزندانشان شکل می‌دهند و این اسناد و عوامل شناختی بر رفتار خود والدین و نیز رشد فرزندان تأثیر می‌گذارد (Miller, 1995). همچنین تحقیقات نشان داده‌اند که عوامل مختلفی بر فرزندپروری تأثیر می‌گذارد که ازجمله مهم‌ترین آن‌ها عبارت‌اند از وضعیت روانی و ذهنی والدین، خودکارآمدی، استرس والدین، کمال‌گرایی، ویژگی‌های شخصیتی، آسیب دوران کودکی، رضایت زناشویی، سبک دل‌بستگی والدین، سبک فرزندپروری ادراک‌شده و سوءمصرف مواد (Vafaeenejad et al., 2019). به تعبیری دیگر عوامل تعیین‌کننده اصلی رفتار والدین در نگرش‌های کلی و همچنین باورها، افکار و احساسات خاص آن‌ها نهفته است که در طول فرزندپروری فعال می‌شوند. این‌ها تأثیر قدرتمندی بر رفتار دارند، حتی اگر والدین از این تأثیر آگاه نباشند. محققان علاقه‌مند به رشد کودکان، نگرش‌ها، شناخت‌ها و عواطف ناشی از آن (مانند خشم یا شادی) را به دلیل تأثیر آن‌ها بر رفتار والدین و تأثیر متعاقب آن رفتار والدین بر رشد اجتماعی-عاطفی و شناختی کودکان بررسی کرده‌اند (Grusec, & Danyliuk, 2014). والدگری آگاهانه و شناخت‌های مرتبط با فرزندپروری در طول زمان بر یکدیگر تأثیر می‌گذارند. شناخت‌های والدینی می‌تواند بر اراده و رفتارهای والدین از طریق افزایش فرزندپروری آگاهانه تأثیر بگذارد (Lippold et al., 2021). تردیدی وجود ندارد که شناخت‌های والدین بر رفتارهای آنان ازجمله فرزندپروری اثر می‌گذارد. همچنین از این شناخت ها و دانش برای طراحی برنامه‌های بالینی جهت پیشگیری از مشکلات خانواده‌ها نیز استفاده می‌کنند (Bugental, & Johnston, 2000). افکار والدین در مورد فرزندان خود و در مورد فرزندپروری جنبه جدایی

ناپذیر تعاملات خانوادگی است. افکار و شناخت‌های مختلف والدین در طیفی ازجمله باورهای پایدار و کلی، انتظارات و الگوهای اسنادی مرتبط با فرزندان، رفتار کودک و فرزندپروری و همچنین شناخت‌های پویاتری که اغلب در زمینه تعاملات مداوم والدین-کودک رخ می‌دهند، قرار دارد (Johnston et al., 2018). ادبیات پژوهشی بر نقش تجربیات بین فردی اولیه در رشد آسیب‌پذیری شناختی تأکید دارد به‌ویژه، وقفه در روابط اولیه خانواده، در دسترس نبودن والدین و فرزندپروری ناکارآمد پیش‌زمینه‌های تکاملی بالقوه برای سبک‌های شناختی منفی و اختلالات عاطفی در خانواده بالأخص فرزندان هستند (Pellerone et al., 2017). شناخت و نگرش‌های والدین بر ابعاد مختلف زندگی فرزندان تأثیر می‌گذارد. به‌عنوان‌مثال نتایج یک تحقیق نشان داد که شناخت‌های والدین نقشی اساسی برای ایجاد و حفظ مشکلات خواب در کودکان خردسال بازی می‌کنند، با این استدلال که نگرش‌ها و باورهای والدین در مورد خواب کودک به‌طور ناخواسته رفتار والدین را نسبت به خواب نامطلوب فرزندان تحریک می‌کند (Knappe et al., 2020). نظریه‌های اخیرِ استرس و مقابله بر اهمیت ارزیابی‌های شناختی در تأثیرگذاری بر سطوح استرس والدین و سازگاری آن‌ها با مشکلات ارائه‌شده توسط کودکان تأکید می‌کنند (Hassall et al., 2005).

به دلیل اهمیت فرآیندهای تفکر و شناخت والدین در فرزندپروری Hawk and Holden (2006) نوع جدیدی از فرزندپروری را با ادغام فرزندپروری مبتکرانه و حل مسئله ایجاد نمودند که فرا والدگری[1] نام دارد. فراوالدگری یعنی اینکه والدین از سطح بالاتری به افکار و شناخت‌های خودکار خود که بر فرزندپروری شان اثر می‌گذارد نگاه کنند. این افکار معمولاً قبل یا بعد از تعامل با کودکان رخ می‌دهند. پیشوند فرا، که در فرهنگ لغت روان‌شناسی رایج است، برای نشان دادن آگاهی بیشتر و رویکرد عمدی‌تر به تفکر (به‌عنوان‌مثال، فرا منطق، فراحافظه) استفاده شده است. در اینجا، منظور ماهیت عمدی این افکار مربوط به کودک است.

فرا والدینی یک ساختار جدید والدینی است که توسط Holden and Hawk (2003) پیشنهاد شده است. این سازه به‌عنوان تفکر در مورد شیوه‌های فرزندپروری تعریف می‌شود و اعتقاد بر این است که با نتایج بهتری در والدگری و رفتار فرزندان مرتبط است (Leung, 2016). فراوالدگری تلاش و کنکاش والدین در جهت شناخت و گسترش راهبردهایی

1. Meta-parenting

است که والدین در مورد مسائل و مشکلات فرزندانشان و نیز تربیت آن‌ها مورداستفاده قرار می‌دهند (Holden & Hawk, 2003). والدینی که درباره فرزندپروری خود فکر می‌کنند، ظرفیت بیشتری برای درک و علاقه به کسب اطلاعات و راهبردهای جدید مرتبط با فرزندپروری پیدا می‌کنند. به‌این‌ترتیب فرا والدگری مزایای بالقوه زیادی برای والدین دارد. ثابت شده است که فرا والدگری فرزندپروری مؤثر و حساس را ارتقاء می‌دهد، حمایت اجتماعی (توسط والدینی که به دنبال کمک هستند) را ترغیب می‌کند و منجر به تحول در فرزندپروری می‌شود. مشخص شده والدین زمانی که سطوح بالاتری از فراوالدگری دارند، احساس رضایت و احساس کلی شایستگی بالاتری در فرزندپروری دارند (Vlach, 2005). فرا والدگری به‌عنوان تفکر تلاشگرانه تعریف شده که معمولاً قبل یا بعد از تعاملات مداوم با کودکان رخ می‌دهد. این سازه مهم به کودکان برای ماندن در مسیرهای رشد مثبت کمک می‌کند. این متغیر زمانی که کودک شروع به خارج شدن از مسیر می‌کند، می‌تواند فعال شود. در این موقع افکار فراشناختی و حل مسئله به‌منظور بازگرداندن کودک به مسیر سالم تحریک می‌شود. این سازه به‌عنوان یک متغیر مرتبط با تفاوت فردی که طیف وسیعی از شناخت‌های آگاهانه را در برمی‌گیرد، مفهوم‌سازی شده است. این سازه چهار مؤلفه دارد که عبارت‌اند از: پیش‌بینی، ارزیابی، حل مسئله و تأمل (Holden et al., 2017). مؤلفه‌های فرا والدگری شامل این موارد است: ۱- پیش‌بینی[1]: پیش‌بینی اشاره به توجه عمدی والدین به چیزی است که هنوز در حوزه فرزندآوری اتفاق نیفتاده است؛ مانند محافظت از کودک در خانه قبل از اینکه کودک بتواند بخزد. از طریق پیش‌بینی اهداف بلندمدت و کوتاه‌مدت والدین قابل‌تشخیص و فعال‌شدن هستند (Morrongiello & Kiriakou, 2004). ۲-ارزیابی[2]: جوهر ارزیابی یعنی جزء دوم فراوالدگری، شامل ارزیابی والدین از کودک، خود و زمینه موقعیتی می‌شود. برای مثال، والدین ممکن است در مورد رشد عاطفی فرزندشان فکر کنند یا بر تعاملات و تأثیرات همسالان فرزند خود نظارت کنند (Patterson & Stouthamer-Loeber, 1984). ۳-انعکاس‌گری (تأمل)[3]: مؤلفه سوم فراوالدگری، ارزیابی مجدد رفتارهای خود و کودکان و رابطه گذشته والد کودک را شامل می‌شود. تأمل در تجارب گذشته به والدین این فرصت را می‌دهد تا عوامل حوزه فرزندپروری را به روشی مستدل ارزیابی کنند

1. anticipation
2. assessment
3. reflection

(Heath, 2000). ۴-حل مسئله[1]: مؤلفه نهایی فراوالدگری یعنی حل مسئله، شامل جنبه‌های متعدد تفکر والدین ازجمله شناسایی مشکل، برنامه‌ریزی راه‌حل، اجرای راه‌حل و ارزیابی نتیجه است. مؤلفه‌های تئوریزه شده برای ایجاد فراوالدگری قبلاً موردمطالعه قرار گرفته‌اند. بااین‌حال، روابط بین این ابعاد تفکر والدین ناشناخته است. سازه فرا والدگری ترکیبی از مؤلفه‌های فرا والدینی فردی را ارائه می‌دهد و ساختار واحدی را ارائه می‌کند که با آن تفاوت‌های فردی در تفکر عمدی والدین در مورد فرزندپروری و همبستگی‌های آن بررسی می‌شود (Holden & Hawk, 2006). ابعاد فرا والدگری یعنی پیش‌بینی، ارزیابی، حل مسئله و تأمل کردن در فرایند راهنمایی کودکان استفاده می‌شود. فرا والدگری به افکار خود آیند و خودکار والدین و شیوه تفکر والدین در مورد فرزندپروری خودشان اشاره دارد (جولایی ها و همکاران، ۱۳۹۷). استفاده از فراوالدگری باعث ارتقای سبک فرزندپروری والدین در رابطه با کودکان سالم و معمولی و نیز کودکان دارای نیازهای ویژه می‌شود (Merrifieldet al., 2015). Holden and Hawk (2006) در تحقیق خود نشان دادند مادرانی که در سبک فرزندپروری خود بیشتر از فرآیندهای حل مسئله (به‌عنوان یکی از ابعاد فراوالدگری) استفاده می‌کنند کمتر واکنش‌های افراطی و نیز رفتارهای سهل‌انگارانه نسبت به فرزندان خویش نشان می‌دهند. از طریق این فرآیندها (پیش‌بینی، ارزیابی، تأمل و حل مسئله) می‌توان با تعداد بی‌شماری از مسائل مربوط به فرزندآوری به‌طور مؤثر برخورد کرد، خواه این مشکل، یک مشکل جهانی در تربیت کودک باشد، مانند تشخیص علت گریه کردن نوزاد، یا موضوعی خاص برای والدین کودکان خاصِ دارای نیاز ویژه (مانند اختلال شدید ارتباطی در کودکان دارای ناتوانی رشدی مثل اتیسم). همچنین Rote and smitana (2014) بیان کردند مادرانی که از سطوح بالاتری از فراوالدگری برخوردارند و این مورد را در فرزندپروری نشان می‌دهند سبک فرزندپروری قاطعانه‌تری را اعمال می‌کنند. همچنین Tamm و همکاران (2012) نشان دادند والدینی که نمرات حل مسئله و ارزیابی کمتری داشتند، در فرزندپروری رفتارهای متناقض بیشتری را نشان می‌دهند و والدینی که توان حل مشکل کمتری داشتند بیشتر احتمال دارد که از دوره‌های آموزش والدینی انصراف بدهند.

با توجه به نقش و اهمیت خانواده بر رفتار و عملکرد اجتماعی، عاطفی و عقلانی کودک و به‌طورکلی چگونگی شکل‌گیری شخصیت او واضح است که این مورد تحت تأثیر عوامل بی‌شماری قرار دارد که هر یک به نحوی خاص نقش خود را در این زمینه ایفا می‌کند. لیکن

1. problem solving

در این میان خانواده و خصوصاً پدر و مادر با تمام ویژگی‌ها و عملکرد خاص خود بالاترین سهم را در این مهم بر عهده دارند زیرا طرح اساسی و زیربنای شخصیت کودک در اولین سال‌های زندگی و در میان اعضاء خانواده شکل می‌گیرد و پدر و مادر دانسته یا ندانسته به‌عنوان طراح و بنیان‌گذار شخصیت کودک، چگونه زیستن و چگونه بودن او را در سال‌های پر فراز و نشیب آینده از همان آغاز زندگی تعیین می‌کنند. با توجه به مباحث فوق و پیشینه پژوهش مشخص می‌گردد فرایند تفکر والدین که خود را در فراوالدگری نشان می‌دهد می‌تواند در اعمال فرزندپروری موفق و کاهش تنیدگی‌های ناشی از رابطه والد فرزندی نقش مؤثری داشته باشد (جولایی‌ها و همکاران، ۱۳۹۷). یافته‌های تحقیقی نشان می‌دهد که فراوالدگری با رفتارهای والدینی و تصمیم‌گیری برای تکمیل آموزش‌های والدگری مرتبط است. علاوه بر این، به نظر می‌رسد فرا والدگری سازه‌ای پیچیده و ظریف است که با رفتارهای مرتبط با فرزندپروری و استرس والدینی رابطه مثبت و منفی دارد (Tamm et al., 2012). فراوالدگری به‌طور قابل‌توجهی حس شایستگی والدین و مهارت‌های تعاملی مادری را برای حمایت از حس پیچیده رشد خود در کودکان پیش‌بینی می‌کند. بر اساس این گزاره، فرا والدگری می‌تواند بر تعامل والدین با کودکان تأثیر بگذارد. بااین‌حال، با توجه به شواهد محدود منتشرشده، تحقیق در مورد فرا والدگری در مراحل اولیه خود است (Leung, 2016)؛ اما بررسی‌ها نشان می‌دهد هنوز مطالعات کامل و جامعی که نشان دهد فراوالدگری در اعمال سبک‌های والدگری و توانمندی خانواده و ارتقای رابطه ولی فرزندی و سایر حیطه‌های مرتبط با خانواده و فرزندان اثرگذار است در ایران انجام نگرفته است. یکی از دلایل این امر فقدان ابزارهای لازم جهت سنجش این متغیر است. به همین دلیل اندازه‌گیری و ارزیابی عینی افکار، باورها و شناخت‌های والدین، کانون پژوهش‌های متعددی بوده است (Vlach, 2005). زیرا به‌منظور ارزیابی توفیق یا عدم توفیق والدین در اعمال شیوه‌های تربیتی یا سبک‌های فرزندپروری نیاز به ابزاری داریم که بتوانیم به شیوه عینی و عملیاتی این سبک‌ها و شیوه‌های تربیتی را بسنجیم تا مشخص کنیم که والدین به‌ویژه پدران چقدر در این زمینه موفق یا ناموفق بودند. زیرا تا ارزیابی دقیقی از عملکرد والدین در این زمینه نداشته باشیم نمی‌توانیم جهت بهبود یا ارتقای این مهارت‌ها اقدامی انجام دهیم. با توجه به اینکه پدران نیز بخشی از زیر منظومه والدینی هستند و در فرزندپروری دخیل هستند نمی‌توان نقش آنان را در تربیت و اعمال شیوه‌های والدگری نادیده گرفت لذا آن‌ها نیز می‌بایست در پژوهش‌ها

موردتوجه قرار گیرند. مروری بر تحقیقات انجام‌شده خارجی و ایرانی در زمینه فراوالدگری نشان می‌دهد که همگی این تحقیقات روی مادران انجام شده است و پدران در این تحقیقات موردبررسی قرار نگرفته‌اند (به بخش پیشینه در زیر بنگرید). با توجه به اهمیت این مقوله و نقش مهم پدران در فرزندپروری و ازآنجایی‌که این پرسشنامه تاکنون روی پدران ایرانی اعتباریابی نشده است، لذا تحقیق حاضر به دنبال بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی این پرسشنامه در میان پدران ایرانی است. اهداف پژوهش عبارت‌اند از: الف) تعیین پایایی بازآزمایی پرسشنامه فراوالدگری؛ ب) تعیین همسانی درونی پرسشنامه فراوالدگری؛ ج) تعیین اعتبار سازه‌ای پرسشنامه فراوالدگری و د) تعیین اعتبار ملاکی هم‌زمان پرسشنامه فراوالدگری.

پیشینه پژوهش

در رابطه با عنوان تحقیق حاضر پژوهش‌های اندکی در خارج و داخل ایران انجام شده است. به‌عنوان‌مثال Holden and Hawk (2006) اولین بار در تحقیقی که روی مادران انجام دادند ۵ عامل را برای این پرسشنامه معرفی نمودند و پایایی بازآزمایی و همسانی درونی را مطلوب گزارش کردند.wong و همکاران (2021) در تحقیق خود در یک نمونه مادران چینی ضریب آلفای کرونباخ را برای نمره کل و همه خرده مقیاس‌ها به ترتیب، ۰/۷۱، ۰/۸۱، ۰/۸۵ و ۰/۷۹ به دست آورند که نشانگر همسانی درونی بالای پرسشنامه است. در پژوهش Han (2010) نیز که روی نمونه از مادران کره‌ای انجام شد آلفای کرونباخ ۰/۸۹ برای کل آزمون گزارش شد که نشانگر همسانی درونی بالای این آزمون و پایایی قابل‌قبول است. Leung (2016) نیز این پرسشنامه را در نمونه‌ای از مادران دارای فرزند اوتیست اجرا نمود و همسانی درونی این تست را مطلوب گزارش کرد. در ایران هم اولین بار جولایی‌ها و همکاران (2017) این پرسشنامه را روی نمونه‌ای از مادران تهرانی اجرا و اعتباریابی نمودند. همچنین جولایی‌ها و همکاران (۱۳۹۷) در تحقیق دیگری ضرایب آلفای کرونباخ برای نمره کل و همه خرده مقیاس‌ها بالای ۰/۸۵ به دست آوردند که نشانگر پایایی قابل‌قبول این ابزار است. مروری بر تحقیقات انجام شده خارجی و ایرانی در زمینه فراوالدگری نشان می‌دهد که همگی این تحقیقات روی مادران انجام شده است و پدران در این تحقیقات موردبررسی قرار نگرفته‌اند.

روش

جهت‌گیری پژوهش موردنظر کاربردی؛ از بعد هدف توصیفی است که به‌صورت پیمایشی داده‌های آن جمع‌آوری شده است. نوع پژوهش ازنظر هدف در زمره پژوهش‌های توسعه‌ای محسوب می‌شود. جامعه آماری این پژوهش شامل پدران دارای فرزندان ۴ سال به بالای شهر رشت در سال ۱۴۰۰ می‌باشند. با توجه به جامعه آماری به شیوه در دسترس ۳۰۰ نفر از بین پدران انتخاب شده و به پرسشنامه‌های مرتبط پاسخ دادند. در این تحقیق با توجه به شرایط اپیدمی کووید-۱۹ از روش نمونه‌گیری در دسترس استفاده شد. به‌بیان‌دیگر پیوند یا لینک هریک از آزمون‌ها در کانال‌های مختلف در بستر برنامه واتس اَپ توزیع شد و پاسخ‌های پدران جمع‌آوری شد. البته در توضیحات مقدماتی آزمون شرایط ورود به تحقیق توضیح داده شد تا افراد واجد شرایط به پرسشنامه‌ها پاسخ دهند. ساختار طراحی لینک آزمون‌ها به‌گونه‌ای بود که اجازهٔ ادامه برای تکمیل پرسشنامه برای پدرانی که دارای فرزند زیر ۴ سال، تحصیلات زیر سوم راهنمایی و در فرایند متارکه در زناشویی و مصرف داروی اعصاب و روان هستند را نمی‌داد.

معیارهای ورود به پژوهش شامل دارا بودن حداقل تحصیلات سیکل و نداشتن بیماری روانی عمده (با توجه به مصرف داروی اعصاب و روان)، داشتن فرزند با سن حداقل ۴ سال و زندگی مشترک با همسر بود. عدم پاسخگویی کامل به سؤالات آزمون‌ها نیز به‌عنوان معیار خروج در نظر گرفته شد.

ابزار پژوهش: پرسشنامه فرا والدگری[1] (MPQ): این ابزار توسط Hawk and Holden (2006) برای اندازه‌گیری افکار حساب‌شده (شناخت تلاش‌مند) تدوین گردیده است و دارای ۲۴ سؤال و ۴ مؤلفه شامل پیش بینی گری، ارزیابی، انعکاس‌گری و حل مسئله است. پاسخ‌ها در یک مقیاس لیکرت ۵ نقطه‌ای ارائه می‌شود. Holden and Hawk (2003) آلفای کرونباخ زیرمقیاس‌ها را از ۰/۶۴ تا ۰/۷۷ گزارش کرده‌اند. در ایران نیز جولایی‌ها و همکاران (۱۳۹۷) با اجرا بر روی ۱۷۰ نفر از مادران ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه را به شرح ذیل گزارش کردند: آزمون KMO برابر با ۰/۸۸ و در سطح مطلوب بود. نتایج تحلیل عاملی وجود ۴ عامل در سؤال‌ها را تأیید نمود که ۶۳/۳۸ درصد

1. Meta- parenting questionnaire

واریانس کل مقیاس را تبیین می‌کرد. تحلیل عامل تأییدی در جمعیت مادران، نتایج حاصل از تحلیل عامل اکتشافی را تأیید کـرد و مدل به‌دست‌آمده با داده‌های پژوهش برازش داشـت.

پرسشنامه عملکرد خانواده[1] (FAD): این پرسشنامه دارای ۶۰ گویه است و برای سنجیدن عملکرد خانواده بر اساس الگوی مک مستر، تدوین شده است این ابزار توسط Epstien و همکاران (1983) تهیه شده است. برای افزایش روایی ۷ عبارت به سه مقیاس از نسخه ۵۳ ماده‌ای اولیه آن اضافه شده است که برای اندازه‌گیری ابعاد مدل مک مستر از کارکرد خانواده یعنی حل مسئله، ارتباط، نقش‌ها، پاسخ‌دهی عاطفی، آمیختگی عاطفی و کنترل رفتار ساخته شده است و یک ارزیابی از کارکرد کلی نیز به دست می‌دهد. بنابراین دارای ۷ زیر مقیاس است. آزمودنی برای هر ماده یکی از گزینه‌های کاملاً موافق، موافقم، مخالفم یا کاملاً مخالفم (به ترتیب ۱ تا ۴) را انتخاب می‌کند. بر طبق فرم اصلی هر یک از اعضای خانواده که بیش از ۱۲ سال داشته باشد می‌تواند FAD را تکمیل کند (راستکار محمدی‌پور و حسنی، 2014). زیرمقیاس‌های FAD شامل ۱- حل مسئله (۶ عبارت)، ۲- روابط (۷ عبارت)، ۳- نقش‌ها (۹ عبارت)، ۴- پاسخ‌گویی اثربخش (۷ عبارت)، ۵- درگیری اثربخش (۸ عبارت)، ۶-کنترل رفتاری (۱۰ عبارت)، ۷- کارکرد کلی (۱۳ عبارت). برای به دست آوردن امتیاز مربوط به هر زیر مقیاس باید نمرات همه عبارات زیر مقیاس موردنظر را با هم جمع کرده و بر تعداد عبارات زیر مقیاس، تقسیم شود. کسب نمره بالاتر نشانگر کارکرد ناسالم‌تر است. پایایی مربوط به همسانی درونی شش زیر مقیاس ابزار سنجش کارکرد خانواده بین ۰/۷۲ تا ۰/۸۳ گزارش شده است که بیانگر پایایی مطلوب زیر مقیاس‌های این آزمون است. همسانی درونی زیر مقیاس کارکرد کلی نیز ۰/۹۲ بوده است (راستکار محمدی پور و حسنی، 2014). این پرسشنامه در ایران توسط زاده محمدی و ملک خسروی (2006) هنجاریابی شده است. ضریب آلفای کرونباخ زیر مقیاس‌ها بدین شرح گزارش شده است: زیر مقیاس حل مسئله ۰/۷۲، زیر مقیاس ارتباط ۰/۷۰، زیر مقیاس نقش‌ها ۰/۷۱، زیر مقیاس آمیختگی عاطفی ۰/۷۳، زیر مقیاس پاسخ‌گویی عاطفی ۰/۷۱، زیر مقیاس کنترل رفتاری ۰/۶۶، زیر مقیاس کارکرد کلی ۰/۸۲ (راستکار محمدی پور و حسنی، 2014). علاوه بر آن نمرات ابزار سنجش عملکرد خانواده دانشجویان کالج و کسانی که یکی از بستگان (خواهر و برادر، فرزند، والد یا همسر) آن‌ها در بیمارستان روانی بستری بود، به‌طور معناداری از هم تفاوت داشت که این مطلب نشان‌دهنده اعتبار افتراقی این پرسشنامه است. همچنین پژوهش

1. Family assessment device (FAD)

دیگری بر روی بزرگ‌سالان سالمند (۶۱ تا ۶۷ ساله) نشان داد که نمرات این آزمون با نمرات مقیاس سازگاری زناشویی لاک و والاس همبستگی معناداری دارد که این موضوع بیانگر اعتبار هم‌زمان آزمون است (راستکار محمدی پور و حسنی، 2014).

روش اجرا: به‌منظور پایایی‌سنجی این پرسشنامه در ابتدا برای تعیین پایایی بازآزمایی پرسشنامه فراوالدگری Holden and Hawk (2006) در نمونه‌ای از پدران (n=۵۰) اجرا شد و پس از گذشته یک ماه دوباره این ابزار را روی همان شرکت‌کنندگان مورد آزمون مجدد قرار گرفت. برای محاسبه پایایی بازآزمایی ضریب همبستگی بین این دودسته از نمرات بررسی شد. به‌منظور تعیین پایایی همسانی درونی پرسشنامه فراوالدگری هولدن و هاوک (نسخه پدران) از ضریب آلفای کرونباخ استفاده شد. به‌منظور تعیین اعتبار سازه‌ای پرسشنامه فراوالدگری هولدن و هاوک در نمونه‌ای از پدران از تحلیل عاملی تأییدی[1] (CFA) در محیط نرم‌افزار AMOS استفاده شد. به‌منظور تعیین اعتبار ملاکی هم‌زمان در مطالعه مجزای دیگری روی ۶۰ پدر پرسشنامه فراوالدگری هولدن و هاوک و همبستگی نمره کل آن با نمرات ابزارهایی که به لحاظ نظری انتظار می‌رفت رابطه معنی‌داری با آن داشته باشند (نظیر پرسشنامه عملکرد خانواده) بررسی شد و ارتباط میان آن‌ها با ضریب همبستگی پیرسون محاسبه گردید و در گام آخر مجموعه‌ای از تحلیل‌های رگرسیون خطی دو متغیری برای پیش‌بینی مؤلفه‌های عملکرد خانواده (به‌عنوان متغیرهای ملاک) از روی نمره کل پرسشنامه فراوالدگری روی ۶۰ پدر اجرا شد. به‌منظور تجزیه‌وتحلیل اطلاعات از روش آمار توصیفی (فراوانی، درصد، میانگین و انحراف معیار) استفاده شد. در پژوهش حاضر، داده‌ها با استفاده از برنامه SPSS نسخه ۲۶ مورد پردازش قرار گرفت. علاوه بر آمار توصیفی از ضریب همبستگی پیرسون و تحلیل رگرسیون دومتغیری استفاده شد. برای اجرای تحلیل عامل تأییدی، نسخه ۲۴ برنامه AMOS به کار رفت.

یافته‌ها

زیر مطالعه اول (n=۵۰): جهت انجام پایایی بازآزمایی از ۵۰ نفر از پدران دارای فرزندان ۴ سال به بالای شهر رشت با میانگین سنی ۸/۵۳ ± ۴۸/۴۴ سال که در طیف سنی ۳۹ تا ۶۲ سال قرار داشتند نمونه‌گیری شد. ازنظر سطح تحصیلات ۱۶ نفر (۳۲ درصد) دیپلم و زیر دیپلم، ۵ نفر (۱۰ درصد) کاردانی، ۱۵ نفر (۳۰ درصد) لیسانس و ۱۴ نفر (۲۸ درصد) فوق‌لیسانس

1. Confirmatory factor analysis

و بالاتر بودند. ازنظر شغل ۲۵ نفر (۵۰ درصد) آزاد، ۲۱ نفر (۴۲ درصد) کارمند و ۴ نفر (۸ درصد) بازنشسته بودند. ازنظر میزان درآمد ۷ نفر (۱۴ درصد) کمتر از ۳ میلیون تومان، ۱۸ نفر (۳۶ درصد) بین ۳ تا ۵ میلیون تومان و ۲۵ نفر (۵۰ درصد) بالای ۵ میلیون تومان بودند. هم‌چنین میانگین طول مدت ازدواج ۸/۱۹ ± ۱۸/۲ سال در طیف ۳ تا ۳۷ سال قرار دارد. فرزندان آنان دارای میانگین سنی ۷/۳۵ ± ۱۲/۹۱ سال در طیف ۴ تا ۳۲ سال قرار داشتند.

جهت سنجش پایایی باز آزمایی پرسشنامه نسخه فارسی فراوالدگری از ضریب همبستگی و ضریب همبستگی درون خوشه‌ای[1] (ICC) استفاده شد؛ به‌این‌ترتیب که ۵۰ نفر از آزمودنی‌هایی که در مرحله اول به MPQ پاسخ داده بودند، پس از گذشت یک ماه مجدداً ابزار مذکور را تکمیل کردند و نمرات این دو مرحله ارزیابی با هم، همبسته شدند. ضرایب همبستگی بین نمره‌های ۵۰ نفر از آزمودنی‌ها در دو نوبت با فاصله یک ماه برای سنجش پایایی بازآزمایی پرسشنامه نسخه فارسی فراوالدگری (نمره کل) برابر r=۰/۸۴۱ و در سطح مؤلفه‌های ارزیابی (r=۰/۸۰۲)، پیش‌بینی‌گری (r=۰/۸۵۸)، انعکاس‌گری (r=۰/۸۳۹) و حل مسئله (r=۰/۸۶۴) به دست آمد و در سطح P<۰/۰۰۱ معنادار بودند. با توجه به اینکه مقدار ضریب همبستگی بالاتر از ۰/۸ است، این پرسشنامه از پایایی بازآزمایی و ثبات داخلی قابل‌قبولی برخوردار است.

همچنین از شاخص ضریب همبستگی درون طبقه‌ای (ICC) جهت سنجش پایایی ثبات[2] پرسشنامه نسخه فارسی فراوالدگری استفاده شد. جهت تعیین ICC از روش ثبات با مدل آمیخته دو راهه[3] استفاده گردید. روش آزمون -بازآزمون فرض می‌کند که متغیرها یا مفاهیم موردانداز‌ه‌گیری و همچنین، خصوصیات آزمون‌شوندگان در طول دوره تغییر نخواهند کرد. قابل‌قبول‌ترین آزمون جهت تعیین ثبات (آزمون پایایی) آزمون تحلیل همبستگی درون خوشه‌ای است. درصورتی‌که مقدار ICC بالاتر از ۰/۸ باشد پایایی ثبات در سطح بسیار مطلوب، اگر بین ۰/۷۹ تا ۰/۸ باشد پایایی متوسط و درصورتی‌که کمتر از ۰/۶ باشد پایایی ضعیف را نشان می‌دهد (مونرو[4]، ۲۰۰۴). مقدار ضریب همبستگی درون‌گروهی (ICC) پرسشنامه نسخه فارسی فراوالدگری حاصل از آزمون- آزمون مجدد با یک ماه فاصله (n=۵۰)، با فاصله اطمینان ۹۵ درصد برابر (ICC=۰/۹۳۱) و در سطح

1. Intraclass Correlation Coefficient
2. consistency
3. Two-way Mixed
4. Munro

مؤلفه‌های ارزیابی (ICC=۰/۹۴۷)، پیش‌بینی‌گری (ICC=۰/۹۲۵)، انعکاس‌گری (ICC=۰/۹۹۸) و حل مسئله (ICC=۰/۹۹۷) به دست آمد و با توجه به معنی‌داری آزمون (P<۰/۰۰۱) میان دو بار اندازه‌گیری، همبستگی وجود دارد. لذا نشان‌دهنده قابل‌قبول و مناسب بودن پایایی ثبات زمانی یا قابلیت تکرارپذیری نمرات پرسشنامه نسخه فارسی فراوالدگری است.

زیر مطالعه دوم (n=۲۴۰): جهت انجام همسانی درونی و تحلیل عاملی تأییدی از ۲۴۰ پدران فرزندان ۴ سال به بالای شهر رشت با میانگین سنی ۹/۴۷ ± ۵۵/۳۶ سال در طیف سنی ۲۸ تا ۶۹ سال استفاده شد. ازنظر سطح تحصیلات ۹۳ نفر (۳۸/۷ درصد) دیپلم و زیر دیپلم، ۲۰ نفر (۸/۳۳ درصد) کاردانی، ۸۲ نفر (۳۴/۱۶ درصد) لیسانس و ۴۵ نفر (۱۸/۷۶ درصد) فوق‌لیسانس و بالاتر بودند. ازنظر شغل ۱۲۷ نفر (۵۲/۹ درصد) آزاد، ۸۴ نفر (۳۵ درصد) کارمند و ۲۹ نفر (۱۲/۱ درصد) بازنشسته بودند. ازنظر میزان درآمد ۳۴ نفر (۱۴/۱۶ درصد) کمتر از ۳ میلیون تومان، ۱۱۳ نفر (۴۷/۰۸ درصد) بین ۳ تا ۵ میلیون تومان و ۹۳ نفر (۳۸/۷۶ درصد) بالای ۵ میلیون تومان بودند. هم‌چنین میانگین طول مدت ازدواج ۶/۱۳ ± ۲۱/۰۱ سال در طیف ۴ تا ۳۹ سال قرار دارد. فرزندان با میانگین سنی ۸/۹۲ ± ۱۴/۶۶ سال در طیف ۴ تا ۳۸ سال قرار داشتند.

جدول ۱. متغیرهای جمعیت شناختی در زیر مطالعه دوم (n= ۲٤۰)

متغیر جمعیت شناختی	سطح	تعداد	درصد
سطح تحصیلات	دیپلم و زیر دیپلم	۹۳	۳۸/۷۵
	کاردانی	۲۰	۸/۳۳
	لیسانس	۸۲	۳٤/۱٦
	فوق‌لیسانس و بالاتر	٤٥	۱۸/۷٦
شغل	آزاد	۱۲۷	٥۲/۹
	کارمند	۸٤	۳٥
	بازنشسته	۲۹	۱۲/۱
میزان درآمد (میلیون تومان)	<۳	۳٤	۱٤/۱٦
	٥-۳	۱۱۳	٤۷/۰۸
	>٥	۹۳	۳۸/۷٦

متغیر جمعیت شناختی	سطح	تعداد	درصد
جنسیت کودکان	دختر	۷٦	۳۱/۷
	پسر	١٦٤	٦٨/٣
سن (سال)؛ (انحراف معیار) میانگین		۵۵/۳٦(۹/٤۷)	
طول مدت ازدواج (سال)؛ (انحراف معیار) میانگین		۲۱/۰۱(٦/۱۳)	
سن کودکان (سال)؛ (انحراف معیار) میانگین		١٤/٦٦(۸/۹۲)	

جدول-۲ نشان‌دهنده‌ی نتایج آمارهای توصیفی، همبستگی گویه-نمره کل و تحلیل پایایی پرسشنامه نسخه فارسی فراوالدگری است. همان‌گونه که در این جدول مشاهده می‌شود مقادیر همبستگی هر یک از گویه‌ها با نمره‌ی کل آزمون در سطح ضعیف تا متوسط حاصل شد که نمایانگر انسجام درونی متوسط پرسشنامه نسخه فارسی فراوالدگری است. ضریب آلفای کرونباخ کل ابزار برابر ۰/۷۷۸ نیز محاسبه شد؛ بنابراین نشان می‌دهد مقدار همسانی درونی پرسشنامه نسخه فارسی فراوالدگری در سطح قابل‌قبولی (بالاتر از ۰/۷۰) قرار دارد. مقدار برآورد همسانی درونی مؤلفه‌های پرسشنامه نسخه فارسی فراوالدگری به‌ترتیب ارزیابی (۰/۷۰۱)، پیش‌بینی‌گری (۰/۷۱۱)، انعکاس‌گری (۰/۷۳۲) و حل مسئله (۰/۷۱۶) محاسبه گردید؛ بنابراین نشان می‌دهد، پرسشنامه نسخه فارسی فراوالدگری در تمامی مؤلفه‌ها میزان پایایی و به اعتباری همسانی درونی بالایی برخوردار است.

جدول ۲. میانگین، انحراف معیار و نتایج همبستگی گویه- نمرهٔ کل و تحلیل پایایی سؤالات MPQ (n=۲٤۰)

شماره‌ی گویه	میانگین	انحراف معیار	همبستگی پس از حذف گویه	همسانی درونی پس از حذف گویه (ضریب α کرونباخ)
۱	۳/۵۰	۱/۱۲	۰/۲۵۷	۰/۷۷۳
۲	۳/٦٦	۰/۹٤	۰/۱۹۷	۰/۷۷٦
۳	۳/٦۵	۱/۰۱	۰/۲۳۹	۰/۷۷٤
٤	۳/۵۱	۱/۱۳	۰/۲۸٤	۰/۷۷۲
۵	۳/۱٤	۱/۳۳	۰/۳۲۹	۰/۷٦۹
٦	۳/٤٦	۱/۲۹	۰/۳۹۰	۰/۷٦٦
۷	۳/۳۹	۱/۲۳	۰/۳٦۲	۰/۷٦۷
۸	۳/٦۷	۰/۹۰	۰/۱۷۲	۰/۷۷۷
۹	۳/۵۵	۱/۱۱	۰/۲٦۵	۰/۷۷۳

شماره‌ی گویه	میانگین	انحراف معیار	همبستگی پس از حذف گویه	همسانی درونی پس از حذف گویه (ضریب α کرونباخ)
۱۰	۳/۱۵	۱/۳۵	۰/۳٤۱	۰/۷٦۸
۱۱	۳/۳۷	۱/۲۵	۰/۳۹٦	۰/۷٦۵
۱۲	۳/۱۰	۱/۳۱	۰/۳۰۰	۰/۷۷۱
۱۳	۳/۲۵	۱/۲۷	۰/۳۲٦	۰/۷٦۹
۱٤	۳/۰۳	۱/۲۹	۰/۳۹۱	۰/۷٦٦
۱۵	۲/۲۱	۱/۲٦	۰/۲٦٦	۰/۷۷۳
۱٦	۲/٦۵	۱/۲۱	-۰/۰٤۲	۰/۷۸۹
۱۷	۲/٦۸	۱/۲۸	۰/۲٦۷	۰/۷۷۳
۱۸	۳/۳۳	۱/۳۱	۰/۳۵۱	۰/۷٦۸
۱۹	۳/۲۸	۱/۱٤	۰/۳۱۲	۰/۷۷۰
۲۰	۲/۰۸	۱/۲۵	۰/۱٦۸	۰/۷۷۸
۲۱	۲/۸۹	۱/۵۵	۰/٤٦٦	۰/۷٦۰
۲۲	۲/٦۵	۱/۵۱	۰/٤۲۳	۰/۷٦۳
۲۳	۲/۷۷	۱/۵۰	۰/٤۵۱	۰/۷٦۱
۲٤	۲/۸۲	۱/٤۷	۰/٤۸٦	۰/۷۵۹

جهت ارزیابی اعتبار سازه‌ای مؤلفه‌های پرسشنامه نسخه فارسی فراوالدگری از تحلیل عاملی تأییدی[1] (CFA) با روش برآورد حداکثر درستنمایی استفاده شد. با توجه به تعداد گویه‌های پرسشنامه فراوالدگری ۲۴۰ نمونه برای CFA موردبررسی قرار گرفت (Kline, 2016). برای بررسی عدم وجود داده‌های پرت چند متغیری، شاخص d^2 ماهالانوبیس، موردبررسی قرار گرفت و سطوح معناداری کمتر از ۰/۰۵ حاکی از دورافتاده بودن داده‌های پرت موردنظر است. بر اساس این شاخص، ۶ داده پرت شناسایی شد و از تحلیل خارج شد. جهت بررسی نرمال تک متغیری سؤالات پژوهش از شاخص‌های کجی و کشیدگی استفاده شد تا در صورت کجی و کشیدگی زیاد، تبدیل‌های لازم انجام شود. بر اساس نظر Tabachnick and Fidell (2001) اگر کجی و کشیدگی مقیاس‌ها کمتر از ۲± باشد، نیازی به تبدیل نبوده و ادامه‌ی روند تحلیل‌های آماری با این مقیاس‌ها خللی در نتایج ایجاد نمی کند. شاخص‌های کجی و کشیدگی سؤالات پژوهش در دامنه ۲± قرار دارند. علاوه بر آن جهت بررسی اعتبار همگرا[2] و واگرا[3] سازه MPQ از ضریب همبستگی پیرسون بین نمره کل

1. Confirmatory Factor Analysis (CFA)
2. convergent validity
3. divergent validity

و مؤلفه‌ها استفاده شده است. به‌منظور بررسی اعتبار سازه MPQ بر اساس دیدگاه آناستازی (۱۹۶۷)، ضریب همبستگی بین نمره کل سازه MPQ با مؤلفه‌های آن محاسبه گردید؛ بنابراین انتظار می‌رود، همبستگی مثبت و قابل‌قبولی (r≥۰/۴۰) بین نمره کل با مؤلفه‌های آن و همبستگی ضعیفی (r<۰/۴) بین مؤلفه‌های چهارگانه سازه MPQ با یکدیگر، به ترتیب جهت برقراری اعتبار همگرا و اعتبار واگرا داشته حاصل شود.

در تحلیل عامل تأییدی مرتبه اول، مقادیر شاخص‌های برازندگی نشان‌دهنده برازش قابل‌قبول الگوی پیشنهادی با داده‌ها می‌باشند، در گام بعدی جهت ارتقاء برازندگی الگوی پیشنهادی، گویه‌های ۳ و ۴ از مؤلفه ارزیابی، گویه ۱۰ از مؤلفه پیش‌بینی گری، گویه‌های ۱۵ و ۱۶ از مؤلفه انعکاس گری و گویه‌های ۱۸، ۱۹ و ۲۰ از مؤلفه حل مسئله به دلیل بار عاملی کمتر از ۰/۳ حذف گردیدند و در مرتبه بعد همبستگی بین خطاهای اندازه‌گیری شده (e5-e6،e2-e5، e20-e21، e14-e17)، رسم شده است و شاخص‌های الگوی برازندگی مدل قبل از اصلاح و بعد از اصلاح در جدول-۳ نشان داده شده است. شاخص نیکویی برازش مجذور خی پس از اصلاح مدل به دست آمد (P<۰/۰۰۱، [۱۳۱/۳۸=(N=۲۳۴، ۹۴)χ^2]). سپس جهت ارزیابی برازش مدل، شاخص‌های دیگر موردبررسی قرار گرفت که تمامی شاخص‌های PCFI=۰/۷۶۰، PNFI=۰/۷۰۷، CMIN/DF=۱/۳۹۸، RMSEA=۰/۰۴۱، IFI=۰/۹۷۰، CFI=۰/۹۷۰ و GFI= ۰/۹۳۷ تأییدکنندهٔ برازش مناسب مدل نهایی بودند (جدول-۳).

جدول ۳. شاخص‌های برازندگی مدل تحلیل عامل تأییدی MPQ

شاخص‌های برازندگی	χ^2	Df	P-value	CMIN/df	RMSEA(CL90%)	PNFI	CFI	PCFI	IFI	GFI
مرتبه اول پیش از اصلاح	۶۳۰/۸۱	۲۴۶	<۰/۰۰۱	۲/۵۶۴	۰/۰۸۱(۰/۰۷۳ -۰/۰۸۹)	۰/۵۸۹	۰/۷۵۷	۰/۶۷۵	۰/۷۶۲	۰/۸۲۸
مرتبه اول بعد از اصلاح	۱۳۱/۳۸	۹۴	۰/۰۰۷	۱/۳۹۸	۰/۰۴۱(۰/۰۲۲ -۰/۰۵۷)	۰/۷۰۷	۰/۹۷۰	۰/۷۶۰	۰/۹۷۰	۰/۹۳۷

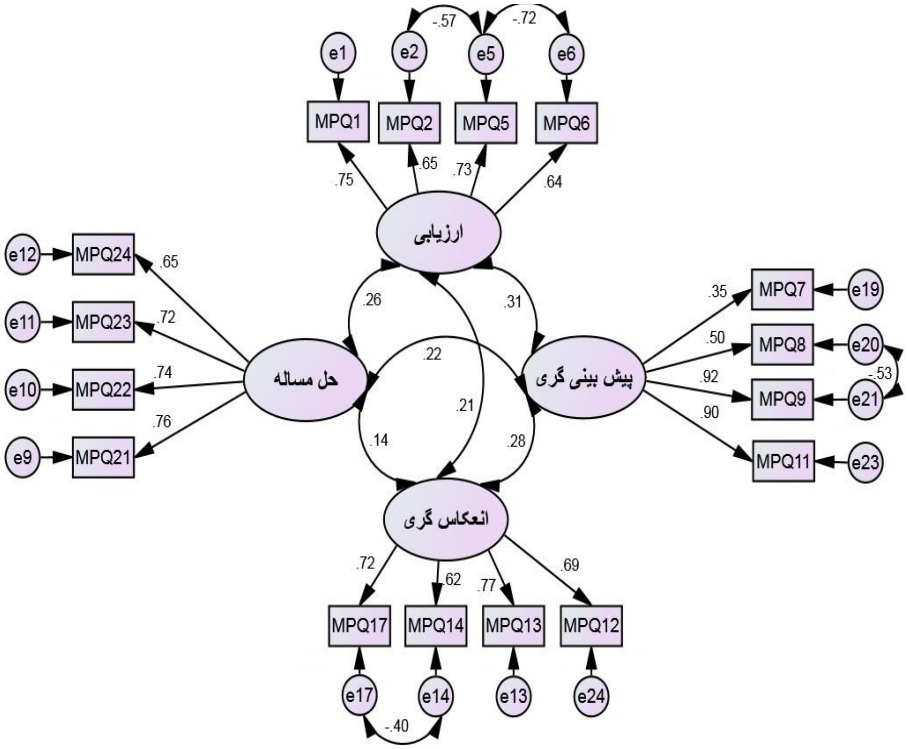
شاخص‌های برازندگی	χ^2	Df	P-value	CMIN/df	RMSEA(CL90%)	PNFI	CFI	PCFI	IFI	GFI
مرتبه دوم	۱۳۲/۶۶	۹۶	۰/۰۰۸	۱/۳۸۲	۰/۰۴۰(۰/۰۲۱ -۰/۰۵۶)	۰/۷۲۱	۰/۹۷۰	۰/۷۷۶	۰/۹۷۱	۰/۹۳۷

***میزان قابل‌قبول شاخص‌ها** PNFI, PCFI(>.5)، GFI,CFI, IFI (>.9)، RMSEA (<0.08)، CMIN/DF (۳ > خوب، ۵> قابل‌قبول).

***Abbreviations;** CFA: Confirmatory Factor Analysis; CMIN/DF: Chi-square/degree-of-freedom ratio; RMSEA: Root Mean Square Error of Approximation; PCFI: Parsimonious Comparative Fit Index; GFI: Goodness of Fit Index; PNFI: Parsimonious Normed Fit Index; IFI: Incremental Fit Index; CFI: Comparative Fit Index.

شکل-۱ و جدول-۴ بارهای عاملی استانداردشده بین گویه‌ها و مؤلفه‌های سازه MPQ در تحلیل عاملی مرتبه اول بعد از اصلاح مدل را نشان می‌دهد. تمامی بارهای عاملی بالاتر از ۰/۳ است (Hair et al., 2014).

شکل ۱. سازه مقیاس MPQ: تحلیل عامل تأییدی اصلاح‌شده مرتبه اول



همچنین در قسمت انتهای جدول-۴ مقادیر همبستگی بین مؤلفه‌های سازه MPQ در تحلیل عامل تأییدی مرتبه اول گزارش شده است؛ که همبستگی متوسط به ضعیف بین مؤلفه‌های (زیرمقیاس‌های) MPQ وجود دارد. این نتایج نشانگر واگرا بودن مؤلفه‌های MPQ از یکدیگر است.

جدول ٤. بارهای عاملی استانداردشده سازه MPQ در تحلیل عاملی تأییدی مرتبه اول

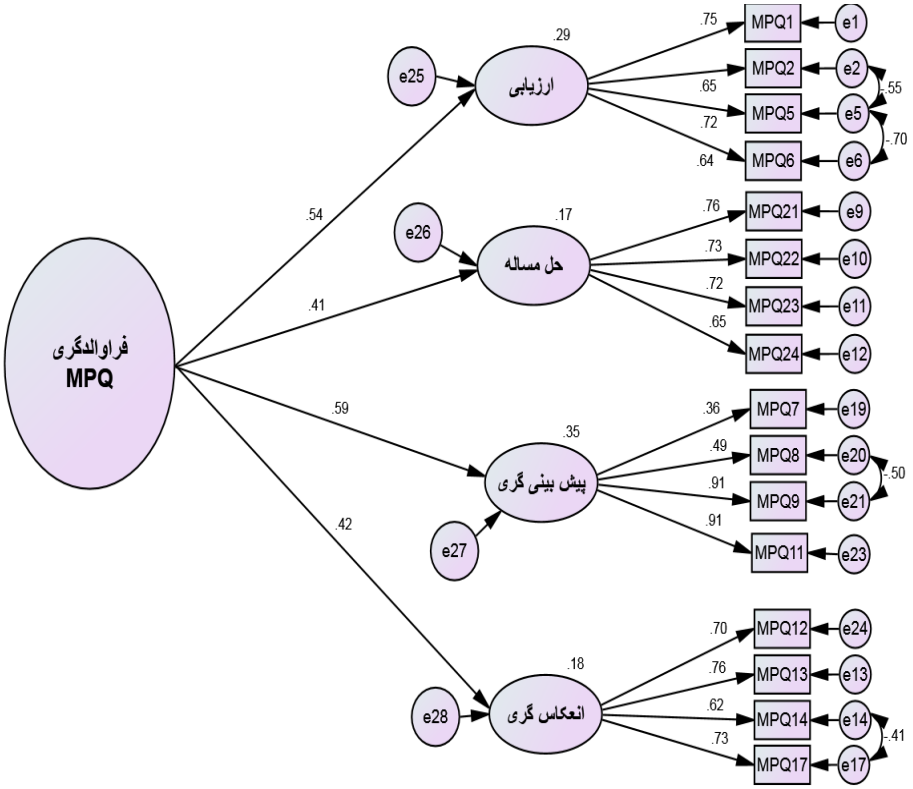
تحلیل عاملی تأییدی مرتبه اول مؤلفه‌ها	**۱: اول**	**۲: دوم**	**۳: سوم**	**٤: چهارم**
ارزیابی				
۱. درکل هرچند وقت یک‌بار به آنچه بین شما و فرزندتان اتفاق می‌افتد می‌پردازید و یا راجع به آن فکر می‌کنید؟	۰/۷٤۷			
۲. برخی از والدین همیشه می‌دانند که فرزندشان دقیقاً کجاست و چه کار دارد می‌کند و برخی از والدین نظارت کمتری می‌کنند؛ شما تا چه اندازه بر فرزندتان نظارت می‌کنید؟	۰/٦٤٥			
۵. هرچند وقت یک‌بار رشد فرزندتان را در مقایسه با همسالانش، بررسی می‌کنید؟	۰/۷۲٦			
٦. هرچند وقت یک‌بار به اینکه ازچه طریق والدگری شما جوابگوی نیاز فرزندتان است فکر می‌کنید؟	۰/٦٤۲			
پیش‌بینی‌گری				
۷. درکل هرچند وقت یک‌بار درباره چیزهایی که مربوط به فرزندتان یا والدگری خودتان است، از قبل، فکر می‌کنید؟		۰/۳۵۳		
۸. هرچند وقت یک‌بار وقتی دور از منزل در یک مکان عمومی هستید، به ایمنی فرزندتان فکر می‌کنید.		۰/٤۹۷		
۹. هرچند وقت یک‌بار به هنگام جابه‌جایی به منزل فعلی (یا وقتی در حال آماده شدن برای جابه‌جایی به منزل بعدی‌تان هستید) موضوعات مربوط به کودک را در نظر گرفتید یا خواهید گرفت؟		۰/۹۱۸		
۱۱. تا چه اندازه در مورد فعالیت‌های روز بعد فکر می‌کنید؟		۰/۹۰٤		
انعکاس‌گری				
۱۲. درکل هرچند وقت یک‌بار درباره چیزهایی که در مورد کودکتان اتفاق افتاده است فکر می‌کنید یا نگران می‌شوید؟			۰/٦۹۵	
۱۳. هرچند وقت یک‌بار نگرانی‌هایی درباره رفتاری که فرزندانتان به روش خودشان انجام می‌دهند دارید؟			۰/۷٦٦	
۱٤. هرچند وقت یک‌بار نگرانی‌هایی درباره رفتارهای والدگرانه یا تصمیماتی که به‌عنوان یک والد گرفته‌اید دارید؟			۰/٦۱۹	

تحلیل عاملی تأییدی مرتبه اول مؤلفه‌ها	۱: اول	۲: دوم	۳: سوم	٤: چهارم
۱۷. هرچند وقت یک‌بار شما ذهنیت خود را نسبت به یک تصمیم والدانه بعد از مدتی فکر کردن به آن تغییر داده‌اید؟			۰/۷۲۵	
حل مسئله				
۲۱. وقتی با فرزندتان مشکلی دارید هرچند وقت یک‌بار راهبردهایی برای مقابله با آن گسترش می‌دهید؟				۰/۷٦۲
۲۲. هرچند وقت یک‌بار راهبردهای حل مسئله‌ای را که طرح کرده‌اید دنبال می‌کنید؟				۰/۷۳٦
۲۳. هرچند وقت یک‌بار به این‌که راهبردهای حل مسئله‌تان مؤثر بوده است فکر می‌کنید؟				۰/۷۲۲
۲٤. هرچند وقت یک‌بار راهبردهای حل مسئله‌ای که به‌خوبی کارایی نداشته را به‌صورت مؤثرتر اصلاح کرده‌اید؟				۰/٦٤٦
۱. ارزیابی	–			
۲. پیش‌بینی‌گری	۰/۳۱۳*	–		
۳. انعکاس‌گری	۰/۲۰۹*	۰/۲۸٤*	–	
٤. حل مسئله	۰/۲٦۰*	۰/۲۱۸*	۰/۱٤۳*	–

*P<۰/۰۱

بعد از بررسی همبستگی بین مؤلفه‌ها و شناسایی مؤلفه‌ها در CFA مرتبه اول، در ادامه به کمک مدل معادلات ساختاری به‌منظور تأیید اینکه آیا ابعاد ارزیابی، پیش‌بینی‌گری، انعکاس‌گری و حل مسئله تشکیل‌دهنده سازه MPQ می‌باشند یا خیر، سهم ابعاد مذکور در تبیین سازه MPQ از روش CFA مرتبه دوم استفاده شد. بر اساس این روش آماری می‌توان تعیین نمود سهم هر مؤلفه در تبیین میزان واریانس سازه MPQ به چه میزان است و سازهٔ MPQ را بر اساس ضرایب استانداردشده فرموله کرد. شکل-۲ بارهای عاملی استانداردشده هر مؤلفه و سازه در CFA مرتبه دوم ارائه شده است.

شکل ۲. سازه مقیاس MPQ: تحلیل عامل تأییدی مرتبه دوم



در تحلیل عامل تأییدی مرتبه دوم، مقادیر شاخص‌های برازندگی نشان‌دهنده برازش قابل‌قبول الگوی پیشنهادی با داده‌ها است (جدول-۳).

زیر مطالعه سوم (n=۶۰): در این بخش ابتدا شاخص‌های توصیفی پرسشنامه‌های MPQ و عملکرد خانواده گزارش شده است. جدول-۵ نتایج حاصل از میانگین، انحراف معیار، کجی، کشیدگی و دامنه تغییرات هریک از آزمون‌های به‌کاررفته در پژوهش حاضر را نشان می‌دهد. جهت بررسی اعتبار ملاکی سازه MPQ، از همبستگی نمره کل آن با مؤلفه‌های پرسشنامه عملکرد خانواده (حل مسئله، روابط، نقش‌ها، پاسخگویی اثربخش، درگیری اثربخش، کنترل رفتاری و کارکرد کلی) استفاده شد. نتایج آن در جدول-۵ گزارش شده است. لازم به ذکر است که نمره بالاتر در پرسشنامه عملکرد خانواده نشانگر عملکرد ناسالم‌تر است.

به‌منظور بررسی عدم وجود خطای چندهمخطی[1] بین مقیاس‌ها، ضرایب همبستگی بین ۱۳ مقیاس بررسی شد (جدول-۵). ازآنجاکه تمامی ضرایب همبستگی بین نمرات زیرمقیاس های فراوالدگری با مؤلفه‌های پرسشنامه عملکرد خانواده مقادیری کمتر از ۰/۸۰ داشتند، وجود خطای چندهمخطی رد گردید (Tabachnick & Fidell, 2001). همان‌طور که انتظار می‌رفت ضرایب همبستگی بین نمره کل MPQ و زیرمقیاس‌های آن با بیشتر زیر مقیاس‌های پرسشنامه عملکرد خانواده همبستگی منفی و معناداری وجود دارد و در دامنه‌ی ۰/۰۰۴- تا ۰/۵۶۹- بود؛ بنابراین اعتبار سازه‌ای MPQ رضایت‌بخش قلمداد می‌شود (Westen & Rosenthal, 2003). همچنین از معیار ضریب همبستگی بین MPQ و مؤلفه‌های آن برای ارزیابی اعتبار همگرا موردبررسی قرار گرفت (جدول-۵). نتایج نشان داد، بین نمره کل سازه MPQ با زیرمقیاس‌های آن همبستگی مثبت، معنادار و قوی وجود دارد و بین نمرات زیرمقیاس‌های سازهٔ MPQ همبستگی متوسط وجود دارد؛ بنابراین این موضوع حکایت از آن دارد که این ابزار به‌طورکلی سازه‌هایی مرتبط با هم را می‌سنجد؛ و از اعتبار همگرا و واگرای مناسبی برخوردار است.

جدول ۵. توصیف آماری ابزارها و ضرایب همبستگی زیرمقیاس‌های فراوالدگری با مؤلفه‌های عملکرد خانواده (n= ٦٠)

مقیاس‌ها	میانگین	SD	دامنه	کجی	کشیدگی	۱	۲	۳	٤	٥
فراوالدگری	٥٤/٦٣	٨/٣٦	٧٢-٣٥	-٠/٣٤٥	٠/٠٢٣	-	٠/٥٨٢**	٠/٢٧٠*	٠/٥٤٠**	٠/٦٥٨**
ارزیابی	١٣/٢٧	٣/٧٥	٢٠-٧	-٠/١٢٩	-٠/٩٢٩	-	-	٠/٢٥٢*	٠/٣٤٢**	٠/٢٤٩*
پیش‌بینی‌گری	١٥/٣٩	٢/٢٣	٢٠-٨	-١/٥١٢	١/٧١	-	-	-	٠/٥١٩**	٠/٤١٨**
انعکاس‌گری	١٤/٢٧	٤/١٠	٢٠-٤	-٠/٥٢٥	-٠/٦٦٠	-				٠/٤٠١**
حل مسئله	١١/٦٨	٥/١١	٢٠-٤	-٠/٠٤٠	-١/١٨٦	-	-	-	-	-
عملکرد خانواده	١٣١/٨١	١٧/٦٧	١٨٢-٨٧	-٠/١٦٦	٠/٧١٠	-٠/٥٤١**	-٠/٢٨٧**	-٠/٤٢٣**	-٠/٥٦٩**	-٠/٣٢٦**
حل مسئله	١١/٦٧	٢/١٦	١٦-٦	-٠/٥٩٩	٠/٧٤٤	-٠/٠٤٣	-٠/٠١٣	-٠/٠٣٤	-٠/٣٢١**	-٠/٣٥٩**
روابط	١٤/٨٣	٢/٩١	٢٣-٧	٠/٢٠٦	٠/٩٠٥	-٠/٣١٧**	-٠/٤٧٠**	-٠/٤٧٦**	-٠/٢٠٦*	-٠/٠٣٨
نقش‌ها	٢٠/٩٥	٢/٢٢	٢٧-١٤	-٠/٤١٥	٠/٩١٧	-٠/٠١٨	-٠/٠٠٤	-٠/٣٣٧**	-٠/٠٨٤	-٠/٠٣٧
پاسخگویی اثربخش	١٥/٩٦	٢/٥٤	٢٣-١٠	٠/٠١٣	٠/٤٠٥	-٠/٢٧٦**	-٠/٣٠٢**	-٠/٠٧٠	-٠/٣٤٨**	-٠/٣٢٩*
درگیری اثربخش	١٨/٩١	٣/٢٣	٣١-١١	٠/٦٣١	٢/٤٨٠	-٠/٤١٦**	-٠/٠٦٩	-٠/٠٣٥	-٠/٠٦٣	-٠/٠٦٠
کنترل رفتاری	٢٢/١٨	٢/٩٩	٢٨-١٧	-٠/٠٥٧	-٠/٨٢٩	-٠/٠١٤	-٠/٣٩٤**	-٠/٤٣٩**	-٠/٣٣٧**	-٠/٠٧٦
کارکرد کلی	٢٧/٤١	٦/٥١	٤٦-١٣	٠/٠٩٦	٠/٣٣٩	-٠/٣٣٩**	-٠/٣٢٥**	-٠/٠٤٤	-٠/٠٥٥	-٠/٣٣٢**

1. multicollinearity

جهت بررسی اعتبار هم‌زمان از تحلیل رگرسیون خطی دو متغیری با در نظر گرفتن مؤلفه‌های پرسشنامه عملکرد خانواده به‌عنوان متغیر ملاک استفاده شد. جدول-۶ مجموعه‌ای از تحلیل‌های رگرسیون را با هدف بررسی اعتبار ملاکی هم‌زمان و این‌که چه میزان از نمره کل MPQ (به‌عنوان متغیر پیش‌بین) می‌تواند تغییرات سطوح متغیرهای مؤلفه‌های عملکرد خانواده را (به‌عنوان متغیرهای ملاک) تبیین نماید، نشان می‌دهد.

جدول ٦. خلاصه تحلیل‌های رگرسیون دومتغیری برای پیش‌بینی مؤلفه‌های عملکرد خانواده از روی نمره کل MPQ (n=٦٠)

متغیرهای ملاک	خلاصه مدل	B	$\beta^{\dagger}$	P-value
عملکرد خانواده	R^2 = ۰/۲۹ (F [۱،۵۹]=۷۸/٤۱ ،P<۰/۰۰۰۱)	−۱/۵٦	−۰/۵٤۱	۰/۰۰۰۱
حل مسئله	R^2 = ۰/۰۱ (F [۱،۵۹]=۰/۱۰۰ ،P=۰/۷۵۲)	−۰/۰۱۱	−۰/۰٤۳	۰/۷۵۲
روابط	R^2 = ۰/۱۱ (F [۱،۵۹]=۵۵/۲٦ ،P<۰/۰۰۰۱)	−۱/۰۱	−۰/۳۱۷	۰/۰۰۰۱
نقش‌ها	R^2 = ۰/۰۱٤ (F [۱،۵۹]=۰/۸۱۳ ،P=۰/۳۷۱)	−۰/۰۳۱	−۰/۱۱۷	۰/۳۷۱
پاسخگویی اثربخش	R^2 = ۰/۰۸ (F [۱،۵۹]=۲۹/٤۱ ،P<۰/۰۰۰۱)	−۱/۲٦	−۰/۲۷٦	۰/۰۰۰۱
درگیری اثربخش	R^2 = ۰/۱۸ (F [۱،۵۹]=۸۰/۲۳ ،P<۰/۰۰۰۱)	−۱/۸۹	−۰/٤۱٦	۰/۰۰۰۱
کنترل رفتاری	R^2 = ۰/۰۰۱ (F [۱،۵۹]=۰/۰۱۵ ،P=۰/۹۰۳)	−۰/۰۰٦	−۰/۰۱٦	۰/۹۰۳
کارکرد کلی	R^2 = ۰/۱۲ (F [۱،۵۹]=٦۲/۱۱ ،P<۰/۰۰۰۱)	−۱/٤۸	−۰/۳۳۹	۰/۰۰۰۱

B: Unstandardized regression coefficient
† Standardized regression coefficient

نتایج تحلیل رگرسیون فوق نشانگر آن بود که متغیر فراوالدگری (نمره کل MPQ) به‌طور معناداری توانسته است واریانس نمرات متغیرهای عملکرد خانواده، روابط، پاسخگویی اثربخش، درگیری اثربخش و کارکرد کلی را تبیین نماید. با ملاحظهٔ علامت ضرایب استانداردشدهٔ رگرسیون (β) می‌توان گفت پدرانی که فراوالدگری بالاتری داشته باشند، میزان عملکرد خانواده آن‌ها بهتر است. Cohen (1992) مقادیر R^2، ۰/۲۶، ۰/۱۳ و ۰/۰۲ را به ترتیب قوی، متوسط و ضعیف توصیف می‌کند؛ بنابراین بر اساس نظر کوهن، میزان تبیین‌کنندگی مقیاس فراوالدگری از سطح ضعیف تا قوی است.

بحث و نتیجه‌گیری

مطالعه حاضر با هدف تعیین اعتبار و پایایی نسخه فارسی پرسشنامه فراوالدگری در پدران شهر رشت انجام شد. جهت اعتباریابی سازه پرسشنامه فراوالدگری از پایایی، اعتبار و تحلیل

عاملی تأییدی استفاده شده است. جهت تعیین پایایی از همسانی درونی (آلفای کرونباخ) و بازآزمایی (همبستگی درون خوشه‌ای[1]) استفاده شده است. در بخش اعتبارسنجی از اعتبار سازه و اعتبار ملاکی هم‌زمان استفاده شده است.

اولین یافته تحقیق حاضر نشان داد که این پرسشنامه از پایایی بازآزمایی و ثبات داخلی قابل‌قبولی برخوردار است. جهت سنجش پایایی باز آزمایی پرسشنامه نسخه فارسی پرسشنامه فراوالدگری از ضریب همبستگی و ضریب همبستگی درون خوشه‌ای استفاده شد؛ ضرایب همبستگی پرسشنامه نسخه فارسی پرسشنامه فراوالدگری (نمره کل) برابر r=۰/۸۴۱ و در سطح مؤلفه‌های ارزیابی (r=۰/۸۰۲)، پیش‌بینی‌گری (r=۰/۸۵۸)، انعکاس‌گری (r=۰/۸۳۹) و حل مسئله (r=۰/۸۶۴) به دست آمد و در سطح P<۰/۰۰۱ معنادار بودند. با توجه به اینکه مقدار ضریب همبستگی بالاتر از ۰/۸ است، این پرسشنامه از پایایی بازآزمایی و ثبات داخلی قابل‌قبولی برخوردار است. یافته‌های تحقیق حاضر با تحقیقات Holden and Hawk (2006) همسو است. آن‌ها نیز اعتبار بازآزمایی این تست را مطلوب گزارش کردند بنابراین این ابزار از پایایی بازآزمایی برخوردار است و می‌توان به نمرات حاصل از این تست در ارزیابی‌هایی که در طول زمان انجام می‌شود اعتماد نمود و آن را محصول عملکرد آزمودنی‌ها دانست نه گذر زمان یا سایر عوامل اثرگذار دیگر.

دومین یافته تحقیق حاضر نشان داد که پرسشنامه فراوالدگری در تمامی مؤلفه‌ها از میزان پایایی و به اعتباری همسانی درونی بالایی برخوردار است. یافته‌ها نشان داد ضریب آلفای کرونباخ کل ابزار برابر ۰/۷۷۸ نیز محاسبه شد؛ بنابراین نشان می‌دهد مقدار همسانی درونی پرسشنامه فراوالدگری در سطح قابل‌قبولی (بالاتر از ۰/۷۰) قرار دارد. مقدار برآورد همسانی درونی مؤلفه‌های پرسشنامه فراوالدگری به ترتیب ارزیابی (۰/۷۰۱)، پیش‌بینی‌گری (۰/۷۱۱)، انعکاس‌گری (۰/۷۳۲) و حل مسئله (۰/۷۱۶) محاسبه گردید؛ بنابراین نشان می‌دهد، در تمامی مؤلفه‌ها میزان پایایی و به اعتباری همسانی درونی بالایی جهت سنجش پرسشنامه فراوالدگری برخوردار است. یافته‌ها با تحقیقات Holden and Hawk (2006)، Han (2010)، Wong و همکاران (2021)، Leung (2016)، جولایی‌ها و همکاران (2017) و جولایی‌ها و همکاران (۱۳۹۷) همسو است. Wong و همکاران (2021) در تحقیق خود در یک نمونه مادران چینی ضریب آلفای کرونباخ را برای نمره کل و همه خرده مقیاس‌ها به ترتیب، ۰/۷۱، ۰/۸۱، ۰/۸۵ و ۰/۷۹ به دست آورند که نشانگر همسانی درونی بالای پرسشنامه است. در تحقیق جولایی‌ها

1. Intraclass Correlation Coefficient (ICC)

و همکاران (۱۳۹۶) ضرایب آلفای کرونباخ برای نمره کل و همه خرده مقیاس‌ها بالای ۰/۸۵ به دست آمد که نشانگر پایایی قابل‌قبول این ابزار است. در پژوهش Han (2010) نیز که روی نمونه از مادران کره‌ای انجام شد آلفای کرونباخ ۰/۸۹ برای کل آزمون گزارش شد که نشانگر همسانی درونی بالای این آزمون و پایایی قابل‌قبول است زیرا پایایی بالای ۰/۷۰ قابل‌قبول است. جولایی‌ها و همکاران (۱۳۹۷) در تحقیق خود ضریب آلفای کرونباخ را برای کل پرسشنامه و خرده مقیاس‌ها به ترتیب ۰/۸۰، ۰/۷۴ (پیشاپیش گری)، ۰/۵۵ (ارزیابی)، ۰/۷۶ (انعکاس) و حل مسئله (۰/۸۲) به دست آورند که نشانگر ضریب همسانی درونی قابل‌قبول برای کل پرسشنامه و خرده مقیاس‌های آن محسوب می‌شود. Holden and Hawk (2006) ضریب آلفای کرونباخ را برای خرده مقیاس‌ها بین ۰/۶۴ تا ۰/۷۷ گزارش کردند که قابل‌قبول است. Leung (2016) نیز همسانی درونی این تست را مطلوب گزارش کرد. بنابراین می‌توان گفت پرسشنامه فراوالدگری نسخه پدران همچون نسخه مادران که هم در جمعیت چینی و کره‌ای و هم ایرانی اجرا و اعتباریابی شده است از همسانی درونی مطلوبی هم در سطح نمره کل و هم در سطح خرده مقیاس‌ها برخوردار است.

سومین یافته تحقیق حاضر نشان داد که نسخه فارسی پرسشنامه فراوالدگری دارای اعتبار سازه‌ای مناسبی است. بدین منظور از تحلیل عاملی تأییدی[1] با روش برآورد حداکثر درستنمایی استفاده شد. در تحلیل عامل تأییدی مرتبه دوم، مقادیر شاخص‌های برازندگی نشان‌دهنده برازش قابل‌قبول الگوی پیشنهادی با داده‌ها است یعنی اینکه ابعاد ارزیابی، پیش‌بینی‌گری، انعکاس‌گری و حل مسئله تشکیل‌دهنده سازه پرسشنامه فراوالدگری می‌باشند. این یافته با تحقیقات Holden and Hawk(2006)، Wong و همکاران (2021)، جولایی‌ها و همکاران (۱۳۹۷) و جولایی‌ها و همکاران (۱۳۹۷) همسو است. Wong و همکاران (2021) در تحقیق خود با تحلیل عاملی تأییدی نشان دادند فرم کوتاه پاسخ این پرسشنامه که روی مادران چینی اجرا شد از اعتبار سازه مطلوبی برخوردار است. Holden and Hawk (2006) ساختار عاملی این تست را از طریق چرخش واریماکس بررسی نمودند. Han (2010) نیز در تحقیق خود تحلیل از طریق عاملی اکتشافی، اعتبار سازه این ابزار در مادران کره‌ای را مطلوب گزارش کرد. بنابراین می‌توان گفت پرسشنامه فراوالدگری نسخه پدران همچون نسخه مادران که هم در جمعیت چینی و کره‌ای و هم ایرانی اجرا و اعتباریابی شده است از اعتبار سازه‌ای مطلوبی برخوردار است.

1. Confirmatory Factor Analysis (CFA)

چهارمین یافته تحقیق حاضر نشان داد که نسخه فارسی پرسشنامه فراوالدگری دارای اعتبار ملاکی هم‌زمان است. جهت بررسی اعتبار ملاکی، سازه طراحی‌شده مقیاس فراوالدگری، از همبستگی نمره کل آن با زیرمقیاس‌های پرسشنامه عملکرد خانواده (حل مسئله، روابط، نقش‌ها، پاسخگویی اثربخش، درگیری اثربخش، کنترل رفتاری و کارکرد کلی) استفاده شد. با توجه به اینکه ضرایب همبستگی بین نمره کل مقیاس فراوالدگری و مؤلفه‌های آن با بیشتر زیر مقیاس‌های پرسشنامه عملکرد خانواده همبستگی منفی و معناداری وجود دارد و در دامنه‌ی ۰/۰۰۴- تا ۰/۵۶۹- بود؛ بنابراین اعتبار ملاکی پرسشنامه فراوالدگری رضایت‌بخش قلمداد می‌شود. جولایی‌ها و همکاران (2017) نیز در تحقیق خود به این نتیجه دست یافتند. همچنین جهت بررسی اعتبار هم‌زمان از رگرسیون خطی ساده با در نظر گرفتن مؤلفه‌های پرسشنامه عملکرد خانواده به‌عنوان وابسته (ملاک) استفاده شد. نتایج تحلیل رگرسیون فوق نشانگر آن بود که متغیر فراوالدگری (نمره کل پرسشنامه فراوالدگری) به‌طور معناداری توانسته است واریانس نمرات متغیرهای عملکرد خانواده، روابط، پاسخگویی اثربخش، درگیری اثربخش و کارکرد کلی را تبیین نماید. این یافته با تحقیق Wong و همکاران (2021) همسو است. آن‌ها نیز روایی ملاکی این ابزار را از طریق بررسی همبستگی نمرات با ابزار شاخص انسجام و رضایت والدین مطلوب نشان دادند. Han (2010) نیز اعتبار ملاکی این تست را از طریق همبستگی بین نمرات این تست و شاخص عملکرد والدگری مطلوب گزارش کردند. بنابراین می‌توان گفت پرسشنامه فراوالدگری نسخه پدران همچون نسخه مادران که هم در جمعیت چینی و کره‌ای و هم ایرانی اجرا و اعتباریابی شده است از روایی ملاکی مطلوبی دارد.

در جمع‌بندی می‌توان گفت که ترجمه فارسی پرسشنامه فراوالدگری در نمونه‌ای از پدران ایرانی دارای پایایی بازآزمایی و انسجام درونی مطلوبی بود. گویه‌های ۳ و ۴ از مؤلفه ارزیابی، گویه ۱۰ از مؤلفه پیش‌بینی‌گری، گویه‌های ۱۵ و ۱۶ از مؤلفه انعکاس‌گری و گویه‌های ۱۸، ۱۹ و ۲۰ از مؤلفه حل مسئله حذف شدند. مدل ساختاری چهار عاملی مرتبه اول و مرتبه دوم از پرسشنامه فراوالدگری برازندگی مطلوبی در نمونه پدران ایرانی دارد. اعتبار هم‌زمان این پرسشنامه نیز در جهات مورد انتظار با برخی از ابعاد پرسشنامهٔ عملکرد خانواده همسویی نشان داد و موردحمایت قرار گرفت.

تعارض منافع

در پژوهش حاضر تعارض منافعی برای نویسندگان وجود ندارد.

سپاسگزاری

از تمامی پدرانی که در اجرای پژوهش حاضر همکاری نمودند تشکر و قدردانی می‌شود.

منابع

جولائی‌ها، سکینه، آقایوسفی، علیرضا، و ترخان، مرتضی. (۱۳۹۷). پیش‌بینی سبک‌های فرزندپروری و تنیدگی والدین بر اساس ذهن‌آگاهی و فراوالدگری. دانش و پژوهش در *روان‌شناسی کاربردی*. ۱۹(۱)، ۵۰-۶۰. Doi: 10.30486/jsrp.2018.540480

جولایی‌ها، سکینه، زارع، حسین، و موسوی، سارا. (۱۳۹۶). ارزیابی ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه فرا والدگری. *مجله علمی پژوهان*، ۱۶(۱)، ۴۲-۴۸. doi: 10.29252/psj.16.1.42

راستکار محمدی پور، فائزه، و حسنی، فریبا (۱۳۹٤). *رابطه عملکرد و انسجام خانواده با اهمال‌کاری و اعتیاد به اینترنت در دانش آموزان*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی.

زاده محمدی، علی، و ملک خسروی، غفار. (۱۳۸۵). بررسی مقدماتی ویژگی‌های روان‌سنجی و اعتباریابی مقیاس سنجش کارکرد خانواده (FAD). *خانواده پژوهی*، ۲(۵)، ۶۹-۸۹.

نوابخش، مهرداد، و فتحی، سروش. (۱۳۹۰). شیوه‌های فرزندپروری و سازگاری اجتماعی فرزندان. *پژوهش دینی*، ۲۲، ۳۳-٦٤.

References

Argyriou, E., Bakoyannis, G., & Tantaros, S. (2016). Parenting styles and trait emotional intelligence in adolescence. *Scandinavian Journal of Psychology*, *57*(1), 42-49.

Aunola, K., & Nurmi, J. E. (2005). The role of parenting styles in children's problem behavior. *Child development*, *76*(6), 1144-1159.

Azahari, N. A. N., & Amir, R. (2022). Parenting style and its relationship with depression among adolescents. *International Journal of Arts and Social Science*, *5*(3).23-28.

Bugental, D. B., & Johnston, C. (2000). Parental and child cognitions in the context of the family. *Annual review of psychology*, *51*, 315.

Carlo, G., White, R. M., Streit, C., Knight, G. P., & Zeiders, K. H. (2018). Longitudinal relations among parenting styles, prosocial behaviors, and academic outcomes in US Mexican adolescents. *Child development*, *89*(2), 577-592.

Cohen, J. (1992). Statistical power analysis. *Current directions in psychological science*, *1*(3), 98-101.

Deković, M., Gerris, J. R., & Janssens, J. M. (1991). Parental cognitions, parental behavior, and the child's understanding of the parent-child relationship. *Merrill-Palmer Quarterly, 37(4)*, 523-541.

Esmaeili, F., Tahmsebi, S., Mohammadi Arya, A., & Soltani, P. R. (2021). The relationship between parenting styles and moral development of preschool children mediated by children's attachment. *Archives of rehabilitation*, *22*(3), 362-377.

Farzand, M., Çerkez, Y., & Çavusoglu, Ç. (2017). Empirical studies on parenting styles: A trend analysis. *International Journal of Educational Sciences*, *19*(2-3), 152-158.

Grusec, J. E., & Danyliuk, T. (2014). *Parents' attitudes and beliefs: Their impact on children's development.* New York: Parenting Skills.

Hair Jr, J. F., Sarstedt, M., Hopkins, L., & Kuppelwieser, V. G. (2014). Partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM): An emerging tool in business research. *European business review*.

Han, Y. M. (2010). Culturally responsive construct of meta-parenting: Validation of Korean Meta-parenting Questionnaire. *The Korean Journal of Community Living Science*, *21*(4), 499-507.

Hassall, R., Rose, J., & McDonald, J. (2005). Parenting stress in mothers of children with an intellectual disability: The effects of parental cognitions in relation to child characteristics and family support. *Journal of intellectual disability research*, *49*(6), 405-418.

Hawk, C. K., & Holden, G. W. (2006). Meta-parenting: An initial investigation into a new parental social cognition construct. *Parenting: Science and Practice*, *6*(4), 321-342.

Heath, H. (2000). *Using your values to raise your child to be an adult you admire*. Seattle, WA: Parenting Press.

Holden, G. W., Hawk, C. K., & Kuczynski, L. (2003). Meta-parenting in the journey of child rearing. *Handbook of dynamics in parent-child relations*, 189-210.

Holden, G. W., Hawk, C. K., Smith, M. M., Singh, J. P., & Ashraf, R. (2017). Disciplinary practices, metaparenting, and the quality of parent–child relationships in African-American, Mexican-American, and European-American mothers. *International journal of behavioral development*, *41*(4), 482-490.

Johnston, C., Park, J. L., & Miller, N. V. (2018). Parental cognitions: Relations to parenting and child behavior. In *Handbook of parenting and child development across the lifespan* (pp. 395-414). Springer, Cham.

Julaieha, S., Agha Yousefi, A., & Tarkhan, M. (2018). The Role of mindfulness And Meta-parenting in parenting style and Parenting Stress. *Knowledge & Research in Applied Psychology*, *19*(1), 50-60. [In Persian]

Julaieha, S., Zare, H., & Mousavi, S. (2017). Evaluation of psychometric properties of the meta-parenting questionnaire. *Pajouhan Scientific Journal*, *16*(1), 42-48. [In Persian]

Kline, R. (2016). *Data preparation and psychometrics review. Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed., pp. 64-96). New York, NY: Guilford.

Knappe, S., Pfarr, A. L., Petzoldt, J., Härtling, S., & Martini, J. (2020). Parental cognitions about sleep problems in infants: a systematic review. *Frontiers in psychiatry*, *11*, 554221.

Kuppens, S., & Ceulemans, E. (2019). Parenting styles: A closer look at a well-known concept. *Journal of child and family studies*, *28*, 168-181.

Leung, S. W. (2016). Meta-parenting and parent-child interaction in mothers of children with autism spectrum disorder. *HKU Theses Online (HKUTO)*.

Lippold, M. A., Jensen, T. M., Duncan, L. G., Nix, R. L., Coatsworth, J. D., & Greenberg, M. T. (2021). Mindful parenting, parenting cognitions, and parent-youth communication: Bidirectional linkages and mediational processes. *Mindfulness*, *12*(2), 381-391.

Liu, C., & Rahman, M. N. A. (2022). Relationships between parenting style and sibling conflicts: A meta-analysis. *Frontiers in psychology*, *13*, 936253.

Merrifield, K. A., Gamble, W. C., & Yu, J. J. (2015). Using social cognitive theory to understand meta-parenting in parents of young children. *Family Science*, *6*(1), 362-369.

Miller, S. A. (1995). Parents' attributions for their children's behavior. *Child development*, *66*(6), 1557-1584.

Morrongiello, B. A., & Kiriaku, S. (2004). Mothers' home-safety practices for preventing six types of childhood injuries: What do they do, and why? *Journal of Pediatric Psychology*, *29*, 285–297.

Munro, B. H. (2004) *Statistical Methods for Health Care Research*. Philadelphia: Lippincott Williams & Wilkins;P. 105.

Navabakhsh, M., & Fathi, S. (2011). Parenting methods and children's social adaptation. *Pazhouhesh Dini*, *22*, 33-64. [In Persian]

Noreen, H., Ahmad, M., Parveen, A. (2021). Parenting Styles and Academic Self-Concept of Students. *Pakistan Social Sciences Review*, 5(4), 15-26**.**

Patterson, G. R., & Stouthamer-Loeber, M. (1984). The correlation of family management Practices and delinquency. *Child Development*, *55*, 1299–1307.

Pellerone, M., Iacolino, C., Mannino, G., Formica, I., & Zabbara, S. M. (2017). The influence of parenting on maladaptive cognitive schema: a cross-sectional research on a group of adults. *Psychology research and behavior management*, *10*, 47.

Pinquart, M., & Fischer, A. (2022). Associations of parenting styles with moral reasoning in children and adolescents: A meta-analysis. Journal of Moral Education, 51(4), 463-476.

Pinquart, M., & Gerke, D. C. (2019). Associations of parenting styles with self-esteem in children and adolescents: A meta-analysis. *Journal of Child and Family Studies*, *28*, 2017-2035.

Pundir, M. (2020). Aggression and Resilience in relation to Parenting Styles. *International Journal of Scientific and Research Publications. 10*(11), 341-346.

Rastkar Mohammadipour, F., Hasani, F. (2014). *The relationship between family functioning and cohesion with procrastination and Internet addiction in students.* Master's Thesis, Islamic Azad University, Central Tehran Branch. [In Persian]

Rote, W. M., & Smetana, J. G. (2015). Parenting, adolescent–parent relationships, and social domain theory: Implications for identity development. *Oxford handbook of identity*, 437-453.

Sadr, M.M., Khademolreza, N., Akhbari, S., Olamaei, M., & Hashemian, S. S. (2018). Psychometric Characteristics of Persian Version of Parenting Style Index. *Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology*, *24*(1), 80-91.

Sarwar, S. (2016). Influence of parenting style on children's behaviour. *Journal of Education and Educational Development*, *3*(2), 222-249.

Shahsavari, M. (2012). A general overview on parenting styles and its effective factors. *Australian Journal of Basic and Applied Sciences*, *6*(8), 139-142.

Sumargi, A. M., Prasetyo, E., & Ardelia, B. W. (2020). Parenting styles and their impacts on child problem behaviors. Jurnal Psikologi, 19(3), 269-284.

Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2001). *SAS for windows workbook for Tabachnick and Fidell using multivariate statistics*. Allyn and Bacon.

Tamm, L., Holden, G. W., Nakonezny, P. A., Swart, S., & Hughes, C. W. (2012). Metaparenting: associations with parenting stress, child-rearing practices, and retention in parents of children at risk for ADHD. *ADHD Attention Deficit and Hyperactivity Disorders*, *4*(1), 1-10.

Vafaeenejad, Z., Elyasi, F., Moosazadeh, M., & Shahhosseini, Z. (2019). Psychological factors contributing to parenting styles: A systematic review. *F1000Research*, *7*, 906.

Vlach, J. L. (2005). *Meta-parenting in Parents of Infants and Toddlers*. MA Thesis. University of North Texas.

Wang, S., Hu, H., Wang, X., Dong, B., & Zhang, T. (2021). The hidden danger in family environment: The role of self-reported parenting style in cognitive and affective empathy among offenders. *Frontiers in Psychology*, *12*, 588993.

Westen, D., & Rosenthal, R. (2003). Quantifying construct validity: two simple measures. *Journal of personality and social psychology*, *84*(3), 608.

Wong, W. L. L., & Kam, C. M. (2021). Psychometric properties of the Chinese Metaparenting profile questionnaire short-form. *Current Psychology*, *40*(8), 3773-3782.

Yıldız, M., Duru, H., & Eldeleklioğlu, J. (2020). Relationship between parenting styles and multidimensional perfectionism: A meta-analysis study. Educational Sciences: Theory & Practice, 20(4).

Zadeh Mohammadi, A., & Malek Khosravi, G. (2006). A preliminary investigation of the psychometric properties and validation of the Family Functioning Measurement Scale (FAD*). Journals of Family Research*, *2*(5), 69-89. [In Persian]