

## یافته ها

## الف) روایی

## تحلیل عاملی اکتشافی

قبل از انجام تحلیل عاملی اکتشافی، آزمون کایرز-مایلر-اولکین<sup>۱</sup> و آزمون کرویت بارتلت<sup>۲</sup> انجام شد. برای اجرای تحلیل عاملی اکتشافی از ۶۰۰ نمونه استفاده شد. ضریب به دست آمده KMO برابر ۰/۹۴۰ بود که نشان می دهد، حجم نمونه جهت تحلیل عاملی اکتشافی رضایت بخش است. هم چنین آزمون کرویت بارتلت ( $\chi^2 = ۹۵۳۲/۳۵۶, P < ۰/۰۱$ ) به دست آمد که در سطح ۰/۰۰۱ معنی دار بود؛ و حاکی از آن است که تحلیل عاملی اکتشافی برای شناسایی ساختار مدل عاملی مناسب است. برای تحلیل عوامل این پرسشنامه، از روش عامل یابی محور اصلی بهره گرفته شد. بدین طریق برای تعیین عوامل پرسشنامه خودکارآمدی والدگری چهار شاخص اصلی مقدار ویژه، نسبت واریانس تبیین شده توسط هر عامل، درصد تراکمی واریانس تبیین شده و نمودار سنگ ریزه مورد استفاده قرار گرفت. سپس از روش چرخش متعامد واریماکس برای تعیین عامل های احتمالی زیر بنای پرسشنامه استفاده گردید. جدول ۱، عوامل اکتشافی استخراج شده پرسشنامه خودکارآمدی والدگری را نشان می دهد.

جدول ۱. عوامل اکتشافی استخراج شده پرسشنامه خودکارآمدی والدگری

نام عامل	گویه (طیف)	بار عاملی*	اشتراک گویه ها**	درصد واریانس	مقدار ویژه
هیجان/عاطفی	۱. من می توانم عاطفه ام را به فرزندم نشان دهم.	۰/۴۷۷	۰/۴۱۲	۱۱/۰۹۷	۴/۷۷۲
	۲. وقتی که فرزندم شاد یا غمگین است من می توانم تشخیص بدهم.	۰/۶۴۷	۰/۵۷۲		
	۳. مطمئن هستم اگر بچه ام احساس ناراحتی کند به سمت می آید.	۰/۶۳۷	۰/۶۰۳		
	۴. وقتی فرزندم غمگین هست من دلیلش را می فهمم.	۰/۶۶۵	۰/۵۹۴		
	۵. نوازش کردن فرزندم برایم کار دشواری است.	۰/۶۸۵	۰/۵۴۱		
	۶. من می توانم سرگرمی هایی رو با فرزندم داشته باشم.	۰/۶۱۶	۰/۵۳۸		
بازی/لذت	۷. من می توانم سرگرمی هایی رو با فرزندم داشته باشم.	۰/۶۵۵	۰/۶۲۷	۹/۳۱۱	۴/۰۰۴
	۸. من می توانم از هر مرحله رشدی فرزندم لذت ببرم.	۰/۵۹۷	۰/۵۵۶		
	۹. من می توانم روزهای خوبی را با فرزندم داشته باشم.	۰/۴۹۹	۰/۴۹۳		
	۱۰. من می توانم فعالیتهایی که فرزندم از آن لذت می برد را برنامه ریزی کنم.				

1. Kaiser-Meyer-Olkin(KMO)  
2. Bartlett's Sphericity Test

		۰/۵۷۷	۰/۶۹۶	۱۱. بازی کردن با فرزندم برای من آسان است.	
		۰/۵۸۹	۰/۶۳۵	۱۳. من می توانم مطالب را با حوصله به فرزندم توضیح بدهم.	
		۰/۴۶۳	۰/۴۵۵	۱۴. من می توانم فرزندم را متقاعد کنم که به من گوش دهد.	
۳/۹۸۳	۹/۲۶۴	۰/۵۴۸	۰/۶۰۷	۱۵. من می توانم راحتی را برای فرزندم فراهم کنم.	همدلی/تفاهم
		۰/۴۴۷	۰/۴۶۹	۱۷. من قادرم خودم را جای فرزندم بگذارم و او را درک کنم.	
		۰/۵۲۲	۰/۴۹۶	۱۸. من قادرم نیاز های فرزندم را درک کنم.	
		۰/۵۵۷	۰/۵۱۴	۱۹. به عنوان یک والد احساس می کنم بر خود کنترل دارم.	
		۰/۴۱۳	۰/۵۳۰	۲۰. فرزند من به حد و حدود هایی که گذاشته ام پاسخ می دهد.	
		۰/۵۹۷	۰/۶۷۹	۲۱. می توانم بدون هیچ دعوی فرزندم را متقاعد کنم که خوب رفتار کند.	کنترل
۲/۴۶۹	۵/۷۴۳	۰/۵۸۲	۰/۶۶۶	۲۲. وقتی با مشکلات مواجه می شوم می توانم خونسردی خود را حفظ کنم.	
		۰/۴۹۸	۰/۶۰۱	۲۳. من نمی توانم بد رفتاری های فرزندم را متوقف کنم.	
		۰/۵۰۷	۰/۶۳۰	۲۴. هنگام بد رفتاری فرزندم قادرم خونسردی خود را حفظ کنم.	
		۰/۵۰۹	۰/۵۶۰	۲۵. قرار دادن حد و مرز برایم آسان است.	
		۰/۵۶۴	۰/۵۹۶	۲۶. من می توانم با قوانینی که برای کودکم می گذارم سازگار شوم.	نظم/مرزها
۲/۰۸۶	۴/۸۵۱	۰/۴۳۲	۰/۴۱۲	۲۷. من قادرم برای فرزندم دلیل بیاورم.	
		۰/۵۵۱	۰/۶۲۰	۲۹. من در برقراری نظم و انضباط استوار هستم.	
		۰/۴۱۵	۰/۶۹۳	۳۰. من بدون احساس گناه قادر هستم به فرزندم نظم بدهم.	
		۰/۵۲۲	۰/۷۷۹	۳۱. کنار آمدن با انتظارات مردم به عنوان والد برایم سخت است.	
		۰/۵۱۰	۰/۵۸۷	۳۲. وقتی مردم به من می گویند که با فرزندم چه کار کنم بر عقیده ی خود اصرار نمی کنم.	فشار
۲/۰۶۱	۴/۷۹۳	۰/۵۴۱	۰/۷۲۱	۳۳. گوش دادن به نصیحت های مردم تصمیم گیری را برایم سخت می کند.	
		۰/۵۵۶	۰/۶۸۰	۳۴. وقتی که با مردم موافق نیستم می توانم نه بگویم.	

			۰/۶۶۷	۰/۷۷۵	۳۵. می توانم فشاری را که مردم برای انجام روش خودشان به من تحمیل می کنند نادیده بگیرم.
			۰/۵۶۱	۰/۶۶۴	۳۶. من به مقایسه ی خود با والد دیگر نیازی ندارم.
			۰/۴۸۴	۰/۶۱۷	۳۷. من می دانم که به اندازه کافی والد خوبی هستم.
			۰/۵۰۲	۰/۵۲۸	۳۸. فشار والدینی را به خوبی والدین دیگر مدیریت می کنم.
			۰/۴۲۲	۰/۵۲۵	۳۹. من وظایفم را به عنوان یک والد خوب انجام نمی دهم.
۱/۸۲۰	۴/۲۳۳		۰/۴۴۵	۰/۵۲۶	۴۰. من به عنوان یک والد می توانم بیشتر کارها را در اقداماتم قرار دهم.
			۰/۴۷۹	۰/۴۵۷	۴۱. من می توانم برای فرزندم قوی باشم.
			۰/۵۷۷	۰/۶۴۹	۴۲. فرزندم در اطرافم احساس امنیت می کند.
			۰/۵۳۴	۰/۶۰۴	۴۳. من قادر به تشخیص تغییرات رشدی فرزندم هستم.
			۰/۵۷۳	۰/۶۸۱	۴۴. می توانم عقایدم را با والدین دیگر به اشتراک بگذارم.
			۰/۵۷۴	۰/۵۶۲	۴۵. قادر به یادگیری و استفاده از راه های جدید برخورد با فرزندم هستم.
۱/۵۷۹	۳/۶۷۲		۰/۶۲۵	۰/۵۳۲	۴۶. قادر به ایجاد تغییر مورد نیاز برای رشد رفتاری فرزندم هستم.
			۰/۴۹۶	۰/۵۱۸	۴۸. دانستن اینکه والدین دیگر نیز سختی های یکسانی با فرزندانشان دارند درک مشکلات را برایم آسان تر می کند.

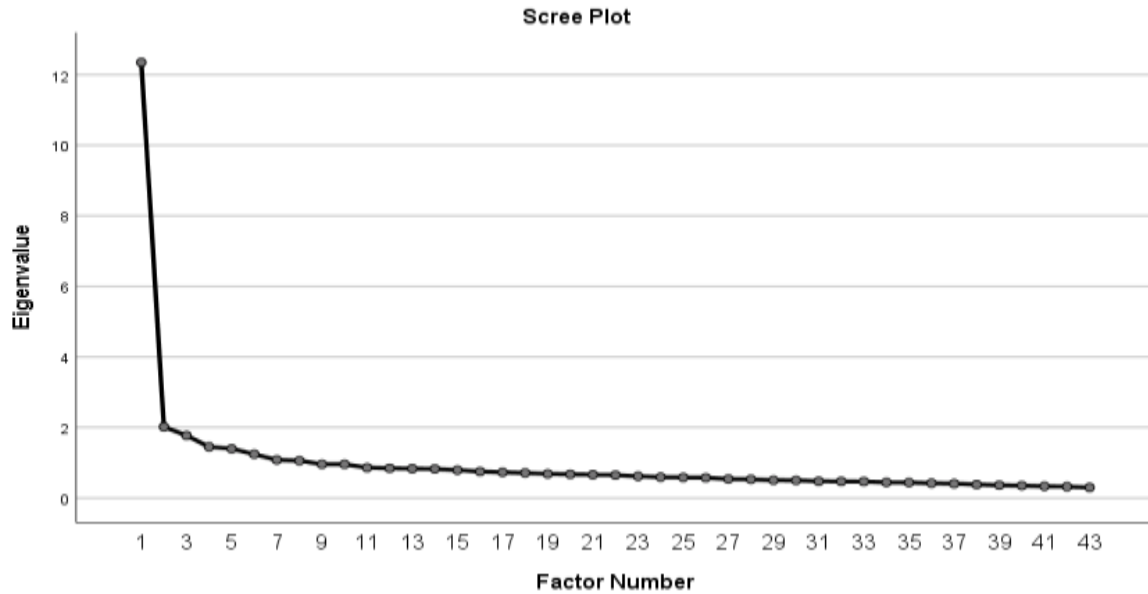
خودپندری

یادگیری/دانش

\* بار عاملی بزرگتر از ۰/۴

\*\* Communalities: h<sup>2</sup>

نتایج جدول ۱ نشان می دهد، ۸ عامل دارای مقدار ویژه بالاتر از یک هستند، که از ۱/۵۹ تا ۴/۷۷ می باشند، عامل نخست ۱۱/۰۹ درصد و عامل آخر ۳/۶۷۲ درصد از واریانس و روی هم رفته ۵۲/۹۶ درصد کل واریانس پرسشنامه را به خود اختصاص داده اند. نتیجه چرخش به روش واریماکس نشان داد که بارهای عاملی همه گویه بالاتر از ۰/۴ بود، اما گویه های ۵، ۱۲، ۱۶، ۲۸ و ۴۷ به دلیل بار عاملی متقاطع از تحلیل خارج شدند. شکل ۱، نمودار سنگریزه جهت تعیین تعداد عوامل مناسب قابل استخراج را نشان می دهد.



شکل ۱. نمودار سنگریزه جهت تعیین تعداد عوامل مناسب قابل استخراج

## تحلیل عاملی تأییدی

جهت اعتبار عامل ها از تحلیل عاملی تأییدی<sup>۱</sup> مرتبه اول و دوم با روش برآورد حداکثر درستنمایی از نرم افزار AMOS نسخه ۲۴ استفاده شد. برای بررسی شاخص های برازش مدل از چندین شاخص شامل نسبت مجذور خی به درجه آزادی<sup>۲</sup>، شاخص برازش نرم پارسیمونس<sup>۳</sup>، شاخص برازش مقایسه ای<sup>۴</sup>، شاخص برازش مقایسه ای پارسیمونس<sup>۵</sup>، شاخص برازش افزایشی<sup>۶</sup>، شاخص نیکویی برازش<sup>۷</sup> و ریشه میانگین مربعات خطای تقریب<sup>۸</sup> استفاده شد. ۴۰۰ نمونه برای تحلیل عاملی تأییدی مورد بررسی قرار گرفت.

## پیش فرض های مورد بررسی

توزیع تک متغیره و چند متغیره داده ها جهت بررسی توزیع طبیعی و داده های پرت به صورت مجزا مورد بررسی قرار گرفت. وجود داده های پرت چند متغیره با استفاده از فاصله ماهالانوبیس<sup>۹</sup> ( $P < 0/001$ ) و نقض کشیدگی چند متغیره با استفاده از ضریب مردیا<sup>۱۰</sup> (بالا تر

1. Confirmatory Factor Analysis(CFA)
2. Chi-square/degree-of-freedom ratio(CMIN/DF)
3. Parsimonious Normed Fit Index(PNFI)
4. Comparative Fit Index(CFI)
5. Parsimonious Comparative Fit Index(PCFI)
6. Incremental fit index(IFI)
7. Goodness of Fit Index(GFI)
8. Root Mean Square Error of Approximation(RMSEA)
9. Mahalanobis dsquared
10. Mardia

از ۲۰ مورد بررسی قرار گرفت. تعداد هشت داده پرت شناسایی شده و از تحلیل خارج شدند. جدول ۲، شاخص های نیکویی برازش تحلیل عاملی تأییدی پرسشنامه خودکارآمدی والدگری را نشان می دهد.

### جدول ۲. شاخص های نیکویی برازش تحلیل عاملی تأییدی پرسشنامه خودکارآمدی والدگری

\*میزان قابل قبول شاخص ها، GFI, CFI, IFI (>.5)، PNFI, PCFI (>.9)، RMSEA (<.08)، CMIN/DF (<۳ خوب، <۵ قابل قبول)

GFI	IFI	PCFI	CFI	PNFI	RMSEA	CMIN/df	P-value	df	$\chi^2$	شاخص های برازندگی مدل تحلیل عاملی تأییدی
۰/۹۱۶	۰/۹۳۴	۰/۷۶۷	۰/۹۳۲	۰/۶۸۰	۰/۰۵۶	۲/۲۷۴	۰/۰۰۰	۸۳۲	۱۸۹۱/۷۶۱	مرتب اول پیش از اصلاح
۰/۹۴۲	۰/۹۷۴	۰/۷۹۳	۰/۹۷۳	۰/۷۰۴	۰/۰۴۹	۱/۹۷۹	۰/۰۰۰	۸۲۱	۱۶۲۴/۵۵۶	مرتب اول بعد از اصلاح
۰/۹۰۵	۰/۹۱۴	۰/۷۶۸	۰/۹۱۳	۰/۶۷۸	۰/۰۵۸	۲/۳۸۶	۰/۰۰۰	۸۵۳	۲۰۳۵/۰۱۹	مرتب دوم پیش از اصلاح
۰/۹۱۵	۰/۹۳۰	۰/۷۷۷	۰/۹۲۸	۰/۶۸۷	۰/۰۵۶	۲/۲۸۰	۰/۰۰۰	۸۴۷	۱۹۳۱/۱۲۷	مرتب دوم بعد از اصلاح

با توجه به جدول ۲، تمامی شاخص های برازش در حد مطلوبی قرار دارند و می توان گفت که مدل آزمون شده برازش مناسبی با داده های گردآوری شده دارد و ساختار عاملی پرسشنامه خودکارآمدی والدگری تأیید می شود. جدول ۳، بارهای عاملی استاندارد شده بین گویه ها و عامل های سازه خودکارآمدی والدگری در تحلیل عاملی مرتبه اول بعد از اصلاح مدل را نشان می دهد.

### جدول ۳. بار عاملی استاندارد شده سازه عوامل مقیاس خودکارآمدی والدگری

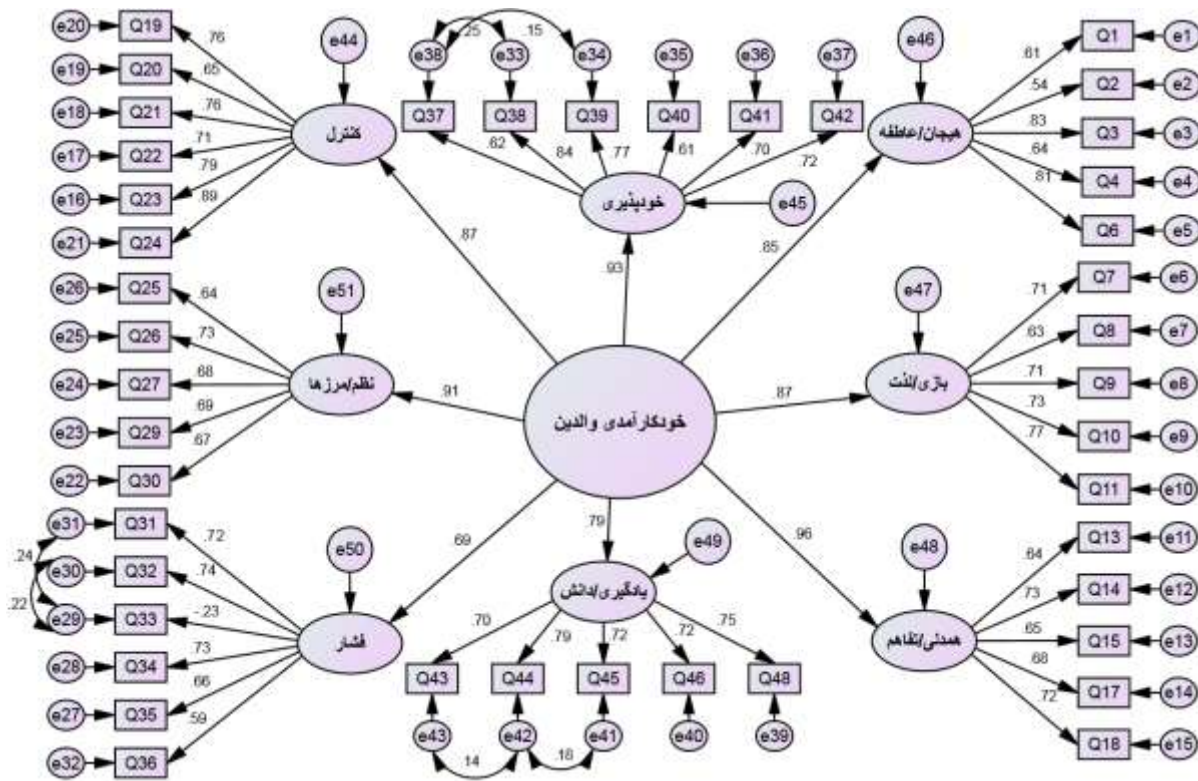
میانگین عامل	آلفای کرونباخ عامل در صورت حذف گویه	بار عاملی استاندارد	هیجان/عاطفه
۴۴/۳۱ ± ۷/۵۹			
	۰/۷۵۷	۰/۷۳۳	۱. می توانم عاطفه و محبتم را به فرزندم نشان دهم.
	۰/۷۰۲	۰/۶۸۸	۲. وقتی که فرزندم شاد یا غمگین است من می توانم تشخیص بدهم.
	۰/۶۹۵	۰/۷۱	۳. مطمئن هستم اگر بچه ام احساس ناراحتی کند به سمت می آید.
	۰/۷۳۲	۰/۷۵	۴. وقتی فرزندم غمگین هست من دلیلش را می فهمم.
	۰/۷۸۵	۰/۷۸۱	۶. نوازش کردن فرزندم برایم کار دشواری است.
۴۸/۷۵ ± ۱۰/۵۲			بازی/لذت
	۰/۷۲۴	۰/۷۱۸	۷. می توانم سرگرمی هایی رو با فرزندم داشته باشم.
	۰/۵۹۶	۰/۶۵۱	۸. می توانم از هر مرحله رشدی فرزندم لذت ببرم.
	۰/۵۷۳	۰/۶۵۱	۹. می توانم روزهای خوبی را با فرزندم داشته باشم.
	۰/۶۷۵	۰/۷۲۷	۱۰. می توانم فعالیتهایی که فرزندم از آن لذت می برد را برنامه ریزی کنم.
	۰/۷۰۲	۰/۷۸۱	۱۱. بازی کردن با فرزندم برای من آسان است.

همدلی/تفاهم	
۴۹/۳۱ ± ۱۰/۴۴	
۰/۷۸۵	۰/۸۲۱
۰/۷۶۳	۰/۷۱۳
۰/۷۳۶	۰/۷۱۵
۰/۶۹۵	۰/۶۲۴
۰/۷۴۱	۰/۷۶۲
۳۹/۰۵ ± ۱۰/۲۰	
کنترل	
۰/۶۶۲	۰/۶۲۸
۰/۶۴۰	۰/۶۱۴
۰/۷۳۲	۰/۷۵۰
۰/۷۲۲	۰/۶۹۲
۰/۷۱۰	۰/۷۹۱
۰/۷۱۶	۰/۷۵۸
۴۸/۹۶ ± ۱۰/۱۳	
نظم/امروزها	
۰/۷۰۵	۰/۶۸۴
۰/۷۶۳	۰/۷۷۶
۰/۷۵۵	۰/۷۶۳
۰/۷۳۶	۰/۷۸۳
۰/۷۱۴	۰/۶۶۸
۳۵/۶۱ ± ۹/۲۸	
فشار	
۰/۷۸۳	۰/۷۷۸
۰/۸۹۲	۰/۸۵۶
۰/۷۰۴	۰/۷۱۳
۰/۷۷۲	۰/۷۳۲
۰/۷۲۳	۰/۶۴۳
۰/۶۹۳	۰/۶۰۴
۴۳/۰۶ ± ۳/۷۸	
خودپندیری	
۰/۷۱۰	۰/۷۰۰
۰/۸۰۴	۰/۷۸۵
۰/۷۱۶	۰/۷۱۰
۰/۷۹۳	۰/۷۶۱
۰/۷۱۸	۰/۷۲۲
۰/۶۵۹	۰/۷۰۰
۴۹/۹۵ ± ۹/۳۰	
یادگیری/دانش	
۰/۶۶۴	۰/۶۳۳
۰/۹۰۲	۰/۸۹۰

۰/۸۱۰	۰/۷۹۲	۴۵. قادر به یادگیری و استفاده از راه های جدید برخورد با فرزندم هستم.
۰/۷۸۴	۰/۷۷۲	۴۶. قادر به ایجاد تغییر مورد نیاز برای رشد رفتاری فرزندم هستم.
۰/۷۴۴	۰/۷۱۴	۴۸. دانستن اینکه والدین دیگر نیز مشکلات مشابه ای با فرزندانشان دارند، مشکلات را برایم آسان تر می کند.

بر اساس نتایج ارائه شده در جدول مذکور، تمامی بارهای عاملی بالاتر از ۰/۴ است. همچنین مقدار آلفای کرونباخ هر عامل در صورت حذف هر یک از سوالات نشان داده شده است. نتایج نشان می دهد، آلفای کرونباخ اکثریت عامل ها در صورت حذف هر گویه بالاتر از ۰/۷ است.

بعد از بررسی همبستگی بین عامل ها و شناسایی عامل ها در تحلیل عاملی تأییدی مرتبه اول در ادامه به کمک مدل معادلات ساختاری به منظور تأیید اینکه آیا ابعاد هیجان/عاطفه، بازی/لذت، همدلی/تفاهم، کنترل، نظم/مرزها، فشار، خودپذیری و یادگیری/دانش تشکیل دهنده سازه خودکارآمدی والدگری می باشند یا خیر. سهم ابعاد مذکور در تبیین سازه خودکارآمدی والدگری از روش تحلیل عاملی تأییدی مرتبه دوم استفاده شد. براساس این روش آماری می توان تعیین نمود سهم هر عامل در تبیین میزان واریانس سازه خودکارآمدی والدگری به چه میزان است و سازه خودکارآمدی والدگری را براساس ضرایب استاندارد شده فرموله کرد. در شکل ۲ بارهای عاملی استاندارد شده هر عامل و سازه در تحلیل عاملی تأییدی نوع دوم ارائه شده است.



شکل ۲. مدل عاملی آزمون شده تحلیل عاملی تأییدی پرسشنامه خودکارآمدی والدگری

روایی همگرا<sup>۱</sup> و واگرا<sup>۲</sup>

پس از برازش مدل ساختاری، برای ارزیابی روایی همگرا و واگرا سازه خودکارآمدی والدگری از معیارهای فورنل ولارکر (۱۹۸۱) اعتبار مرکب<sup>۳</sup>، میزان واریانس استخراج شده<sup>۴</sup>، حداکثر مجذور واریانس مشترک<sup>۵</sup> و میانگین مجذور واریانس مشترک<sup>۶</sup> استفاده شد. جهت برقراری روایی همگرا باید  $AVE > 0.5$ ،  $CR > 0.7$  و  $CR > AVE$  باشد و برای تأیید روایی واگرا باید  $MSV$  و  $ASV$  کمتر از  $AVE$  باشد. جدول ۴، روایی همگرا، واگرا، ثبات درونی و ثبات سازه پرسشنامه مقیاس خودکارآمدی والدگری را نشان می دهد.

جدول ۴. روایی همگرا، واگرا، ثبات درونی و ثبات سازه پرسشنامه مقیاس خودکارآمدی والدگری

مرتبه دوم		مرتبه اول			CR	$\Omega$	$\theta$	$\alpha$	عاملها
AVE	CR	AVE	MSV	ASV					
0.743	0.958	0.537	0.356	0.217	0.852	0.773	0.775	0.782	هیجان/عاطفه
		0.500	0.354	0.211	0.832	0.806	0.811	0.817	بازی/لذت
		0.532	0.358	0.204	0.849	0.781	0.786	0.795	همدلی/تفاهم
		0.502	0.358	0.215	0.857	0.769	0.772	0.780	کنترل
		0.542	0.356	0.193	0.855	0.788	0.790	0.798	نظم/مرزها
		0.526	0.324	0.206	0.868	0.763	0.767	0.772	فشار
		0.533	0.350	0.203	0.872	0.690	0.699	0.702	خودپذیری
		0.585	0.350	0.198	0.874	0.795	0.793	0.798	یادگیری/دانش

$\alpha$ : آلفای کرونباخ،  $\theta$ : ضریب تناه،  $\Omega$ : امگای مک دونالد

نتایج جدول ۴ نشان داد با توجه به برقراری معیارهای فورنل ولارکر در تمامی ابعاد، روایی همگرا و واگرا پرسشنامه خودکارآمدی والدگری برقرار است.

## روایی همزمان

1. convergent validity
2. discriminant validity
3. Construct Reliability(CR)
4. Average Variance Extracted(AVE)
5. Maximum shared Squared Variance(MSV)
6. Average shared Squared Variance(ASV)

برای بررسی روایی همزمان پرسشنامه خودکارآمدی والدگری، همبستگی ابعاد مختلف این پرسشنامه با خودکارآمدی دومکا و همکاران (۱۹۹۶) محاسبه شد که نتایج در جدول ۵ نشان داده شده است.

جدول ۵. ماتریس همبستگی ابعاد

متغیر	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
۱. خودکارآمدی دومکا	۱									
۲. هیجان/عاطفه	۰/۴۴۵ <sup>a</sup>	۱								
۳. بازی/لذت	۰/۴۴۶ <sup>a</sup>	۰/۵۵۶ <sup>a</sup>	۱							
۴. همدلی/تفاهم	۰/۴۶۴ <sup>a</sup>	۰/۵۸۵ <sup>a</sup>	۰/۷۲۸ <sup>a</sup>	۱						
۵. کنترل	۰/۴۰۳ <sup>a</sup>	۰/۴۵۲ <sup>a</sup>	۰/۵۲۷ <sup>a</sup>	۰/۶۰۳ <sup>a</sup>	۱					
۶. نظم/مرزها	۰/۴۵۵ <sup>a</sup>	۰/۵۰۱ <sup>a</sup>	۰/۶۶۰ <sup>a</sup>	۰/۷۰۲ <sup>a</sup>	۰/۵۴۸ <sup>a</sup>	۱				
۷. فشار	۰/۴۹۴ <sup>a</sup>	۰/۵۶۰ <sup>a</sup>	۰/۵۰۳ <sup>a</sup>	۰/۴۳۸ <sup>a</sup>	۰/۴۰۴ <sup>a</sup>	۰/۱۹۶ <sup>a</sup>	۱			
۸. خودپذیری	۰/۵۵۲ <sup>a</sup>	۰/۴۲۷ <sup>a</sup>	۰/۵۲۶ <sup>a</sup>	۰/۵۹۳ <sup>a</sup>	۰/۴۵۱ <sup>a</sup>	۰/۶۳۶ <sup>a</sup>	۰/۳۱۹ <sup>a</sup>	۱		
۹. یادگیری/دانش	۰/۴۹۷ <sup>a</sup>	۰/۴۰۱ <sup>a</sup>	۰/۵۲۷ <sup>a</sup>	۰/۵۸۲ <sup>a</sup>	۰/۴۹۰ <sup>a</sup>	۰/۵۴۷ <sup>a</sup>	۰/۳۱۷ <sup>a</sup>	۰/۵۰۵ <sup>a</sup>	۱	
۱۰. کل	۰/۴۷۰ <sup>a</sup>	۰/۶۵۹ <sup>a</sup>	۰/۸۱۵ <sup>a</sup>	۰/۸۶۶ <sup>a</sup>	۰/۷۲۳ <sup>a</sup>	۰/۸۳۹ <sup>a</sup>	۰/۳۶۹ <sup>a</sup>	۰/۷۴۱ <sup>a</sup>	۰/۷۲۵ <sup>a</sup>	۱

a;  $P < 0.01$ 

نتایج نشان می دهد که دامنه همبستگی ها متوسط تا قوی است و بین نمره کل خودکارآمدی والدگری با خودکارآمدی دومکا و همکاران بیشترین همبستگی وجود داشت ( $P < 0.01$ ). همبستگی مثبت و معنی داری بین خودکارآمدی والدگری و ابعاد آن با خودکارآمدی دومکا و همکاران وجود دارد ( $P < 0.01$ ). همچنین، مقیاس های سازه مقیاس خودکارآمدی والدگری با یکدیگر همبستگی مثبت و معنی دار دارند ( $P < 0.05$ ).

### ب) اعتبار

به منظور سنجش اعتبار از روش های همسانی درونی و ضریب بازآزمایی استفاده شده است. این دو نوع اعتبار مقیاس پرسشنامه خودکارآمدی والدگری در جدول ۶ گزارش شده است.

جدول ۶. ضرایب اعتبار پرسشنامه خودکارآمدی والدگری

سطح معنی داری	فاصله اطمینان ۹۵ درصد		بازآزمایی	آلفای کرونباخ	پرسشنامه خودکارآمدی والدگری
	کران بالا	کران پایین			
۰/۰۰۰	۰/۹۴۸	۰/۸۱۴	۰/۹۰۱	۰/۶۱۰	هیجان/عاطفه
۰/۰۰۰	۰/۹۴۸	۰/۸۱۶	۰/۹۰۳	۰/۸۹۸	بازی/لذت
۰/۰۰۰	۰/۹۵۸	۰/۸۵۳	۰/۹۲۲	۰/۸۶۸	همدلی/تفاهم

کترل	۰/۷۲۱	۰/۹۱۸	۰/۸۴۱	۰/۹۵۷	۰/۰۰۰
فشار	۰/۳۲۹	۰/۹۳۲	۰/۸۷۳	۰/۹۶۴	۰/۰۰۰
نظم/مرزها	۰/۹۰۲	۰/۸۹۶	۰/۸۰۴	۰/۹۴۵	۰/۰۰۰
خودپذیری	۰/۵۷۲	۰/۸۵۳	۰/۷۳۵	۰/۹۰۲	۰/۰۰۰
یادگیری/دانش	۰/۸۰۳	۰/۹۱۶	۰/۸۴۱	۰/۹۵۵	۰/۰۰۰
کل	۰/۹۴۷	۰/۹۳۰	۰/۸۶۹	۰/۹۶۳	۰/۰۰۰

نتایج جدول ۶ نشان می‌دهد، در تمامی ابعاد به غیر از ابعاد هیجان/عاطفی، فشار و خودپذیری میزان پایایی و به اعتباری همسانی درونی بالایی جهت سنجش خودکارآمدی برخوردار است. اما در کل با توجه به اینکه مقدار آلفای کرونباخ استاندارد شده بیشتر از ۰/۷ می‌باشد (نانالی و برنشتاین، ۱۹۹۴). پرسشنامه از میزان پایایی و اعتباری همسانی درونی بالایی جهت سنجش خودکارآمدی برخوردار است. مقدار ضریب همسانی درونی ابعاد هیجان/عاطفی، فشار و خودپذیری کمتر از ۰/۷ بدست آمده است. این میزان از حداقل میزان توصیه شده به وسیله نانالی و برنشتاین (۱۹۹۴) (یعنی ۰/۷۰) پایین تر است. از آنجا که رابطه ای بین تعداد عبارات تشکیل دهنده یک مقیاس (طول مقیاس) و ضریب آلفای کرونباخ وجود دارد یکی از دلایل احتمالی پایین بودن ضریب همسانی درونی ابعاد هیجان/عاطفی، فشار و خودپذیری محدود بودن تعداد عبارات تشکیل دهنده آن است. از این رو به پیروی از توصیه کاکس و فرگوسن (۱۹۹۴) در چنین شرایطی بهتر آن است از روش محاسبه میانگین همبستگی درونی<sup>۱</sup> عبارت استفاده کرد. به گفته این پژوهشگران مقیاس قابل قبول مقیاسی است که میانگین همبستگی درونی عبارات آن بین ۰/۲۰ تا ۰/۴۰ متغیر باشد. در این پژوهش، میانگین همبستگی بین عبارات تشکیل دهنده ابعاد هیجان/عاطفی (۰/۳۴۱)، فشار (۰/۲۵۴) و خودپذیری (۰/۲۳۶) به دست آمد که براساس این یافته میتوان گفت، این ابعاد نیز دارای پایایی قابل قبولی است. هم چنین ضرایب باز آزمایشی تمام عامل ها معنی دار بوده است؛ بنابراین می توان نتیجه گرفت نسخه فارسی پرسشنامه خودکارآمدی والدگری از اعتبار مطلوبی برخوردار است.

### آزمون تغییر ناپذیری

به منظور تحلیل تغییر ناپذیری عاملی ساختار هشت عاملی خودکارآمدی والدگری، ابتدا یک الگوی اندازه گیری پایه بدون محدودیت- های تساوی در دو گروه ایجاد و آزمون شد. سپس، تغییر ناپذیری اندازه گیری در سه مرحله؛ مرحله اول با هدف تعیین تغییر ناپذیری والدین ساختار عاملی خودکارآمدی والدگری، مرحله دوم با هدف آزمون هم ارزی ساختار عاملی در بین سنین مختلف و مرحله سوم با هدف تعیین تغییر ناپذیری سطح تحصیلات آزمون شد. جدول ۷، نتایج طرح های تحلیل عاملی تأییدی چند گروهی در زیر گروه های مختلف را نشان می‌دهد.

### جدول ۷. نتایج طرح های تحلیل عاملی تأییدی چند گروهی در زیر گروه های مختلف

متغیر	الگو	$\chi^2$	df	$\chi^2/df$	CFI	GFI	AGFI	RMSEA
والدین	الگو بدون محدودیت	۳۴۹۸/۷۶۴	۱۶۴۲	۲/۱۳۱	۰/۹۷۷	۰/۹۵۵	۰/۹۳۳	۰/۰۳۴
	الگو با محدودیت در بارهای عاملی	۳۵۴۳/۰۷۸	۱۶۷۷	۲/۱۱۳	۰/۹۷۶	۰/۹۵۴	۰/۹۳۵	۰/۰۳۳
	الگوی با محدودیت در کوواریانس های ساختاری	۳۵۴۹/۹۱۶	۱۷۱۳	۲/۰۷۲	۰/۹۷۲	۰/۹۵۰	۰/۹۳۵	۰/۰۳۳
	الگوی با محدودیت در باقی مانده های اندازه گیری	۳۶۱۳/۶۵۴	۱۷۶۷	۲/۱۰۹	۰/۹۶۵	۰/۹۴۵	۰/۹۳۴	۰/۰۳۴
سن	الگو بدون محدودیت	۳۶۳۳/۵۷۷	۱۶۴۲	۲/۲۱۳	۰/۹۶۸	۰/۹۵۲	۰/۹۲۹	۰/۰۳۵
	الگو با محدودیت در بارهای عاملی	۳۶۷۴/۸۵۲	۱۶۷۷	۲/۱۹۱	۰/۹۶۷	۰/۹۵۰	۰/۹۳۱	۰/۰۳۴
	الگوی با محدودیت در کوواریانس های ساختاری	۳۷۰۲/۴۰۲	۱۷۱۳	۲/۱۶۱	۰/۹۶۶	۰/۹۴۸	۰/۹۳۲	۰/۰۳۴
	الگوی با محدودیت در باقی مانده های اندازه گیری	۳۷۷۵/۴۸۲	۱۷۶۷	۲/۱۳۶	۰/۹۸۸	۰/۹۴۴	۰/۹۳۳	۰/۰۳۴
سطح تحصیلات	الگو بدون محدودیت	۳۶۰۳/۴۸۵	۱۶۴۲	۲/۱۹۵	۰/۹۷۲	۰/۹۵۲	۰/۹۳۰	۰/۰۳۴
	الگو با محدودیت در بارهای عاملی	۳۶۵۰/۹۴۳	۱۶۷۷	۲/۱۷۷	۰/۹۶۹	۰/۹۴۹	۰/۹۳۰	۰/۰۳۵
	الگوی با محدودیت در کوواریانس های ساختاری	۳۶۸۴/۱۲۷	۱۷۱۳	۲/۱۵۰	۰/۹۶۷	۰/۹۴۷	۰/۹۳۱	۰/۰۳۴
	الگوی با محدودیت در باقی مانده های اندازه گیری	۳۷۲۴/۳۴۶	۱۷۶۷	۲/۱۰۷	۰/۹۳۳	۰/۹۳۵	۰/۹۲۴	۰/۰۳۸

\*میزان قابل قبول شاخص ها: RMSEA (<0.08)، CMIN/DF (۳ < خوب، ۵ < قابل قبول)، GFI, CFI, IFI (>.5)، PNFI, PCFI

در مرحله اول، در یکی از طرح های تحلیل عاملی چند گروهی، دو گروه والدین از طریق تساوی تمامی بارهای عاملی آزاد در دو گروه، محدود شدند. برازش این الگوی تحلیل عاملی چند گروهی خوب بود (جدول ۷). در جدول ۷ مقدار  $\Delta\chi^2$  که با هدف آزمون تفاوت بین مقادیر  $\chi^2$  بین الگوی با محدودیت و الگوی بدون محدودیت محاسبه شده. نتایج نشان می دهد که بارهای عاملی در دو گروه والدین مادران و پدران مساوی بودند [  $\Delta\chi^2(35) = 44/314, P = 0/1344$  ].

در ادامه، دو گروه والدین از طریق ایجاد تساوی در واریانس ها و کوواریانس های عاملی محدود شدند. در جدول ۷، مقدار  $\Delta\chi^2$  نشان می دهد که در الگوی با محدودیت و الگوی بدون محدودیت کوواریانس های ساختاری در دو والدین مساوی بودند [  $P = 0/9631$  ]. در نهایت دو والدین از طریق تساوی در تمامی باقی مانده های اندازه گیری، محدود شدند. برازش این الگوی تحلیل عاملی چند گروهی خوب بود (جدول ۷). در جدول ۷، مقدار  $\Delta\chi^2$  نشان می دهد که در الگوی با محدودیت و الگوی بدون محدودیت باقی مانده های اندازه گیری در دو والدین مساوی بودند [  $\Delta\chi^2(125) = 114/89, P = 0/639$  ].

در مرحله دوم، در یکی از طرح‌های تحلیل عاملی تأییدی چند گروهی، گروه‌های سنی مختلف از طریق تساوی تمامی بارهای عاملی آزاد در دو گروه محدود شدند. برازش این الگوی تحلیل عاملی چند گروهی خوب بود (جدول ۷). مقدار  $\Delta\chi^2$  که با هدف آزمون تفاوت بین مقادیر  $\chi^2$  بین الگوی با محدودیت و الگوی بدون محدودیت محاسبه شده. نتایج نشان می‌دهد که بارهای عاملی در دو گروه سنی مساوی بودند [  $P= ۰/۲۱۵$ ,  $\Delta\chi^2(۳۵)= ۴۱/۲۷۵$  ].

در ادامه، دو گروه سنی از طریق ایجاد تساوی در واریانس‌ها و کوواریانس‌های عاملی محدود شدند. در جدول ۷، مقدار  $\Delta\chi^2$  نشان می‌دهد که در الگوی با محدودیت و الگوی بدون محدودیت کوواریانس‌های ساختاری برای گروه‌های سنی مختلف در بین والدین مساوی بودند [  $P= ۰/۵۵۱$ ,  $\Delta\chi^2(۷۱)= ۶۸/۸۲۵$  ]. در نهایت دو گروه سنی از طریق تساوی در تمامی باقی مانده‌های اندازه‌گیری، محدود شدند. برازش این الگوی تحلیل عاملی چند گروهی خوب بود (جدول ۷). مقدار  $\Delta\chi^2$  نشان می‌دهد که در الگوی با محدودیت و الگوی بدون محدودیت باقی مانده‌های اندازه‌گیری برای گروه‌های سنی مختلف در بین والدین مساوی بودند [  $P= ۰/۱۴۳۲$ ,  $\Delta\chi^2(۱۲۵)= ۱۴۱/۹۰۵$  ].

در مرحله سوم، در یکی از طرح‌های تحلیل عاملی تأییدی چند گروهی، گروه‌های سطح تحصیلات مختلف از طریق تساوی تمامی بارهای عاملی آزاد در دو گروه محدود شدند. برازش این الگوی تحلیل عاملی چند گروهی خوب بود (جدول ۷). مقدار  $\Delta\chi^2$  که با هدف آزمون تفاوت بین مقادیر  $\chi^2$  بین الگوی با محدودیت و الگوی بدون محدودیت محاسبه شده. نتایج نشان می‌دهد که بارهای عاملی در دو گروه سطح تحصیلاتی مساوی بودند [  $P= ۰/۰۷۸۸$ ,  $\Delta\chi^2(۳۵)= ۴۷/۴۵۸$  ].

در ادامه، دو گروه سطح تحصیلاتی از طریق ایجاد تساوی در واریانس‌ها و کوواریانس‌های عاملی محدود شدند. در جدول ۷، مقدار  $\Delta\chi^2$  نشان می‌دهد که در الگوی با محدودیت و الگوی بدون محدودیت کوواریانس‌های ساختاری برای گروه‌های سطح تحصیلاتی مختلف در بین والدین مساوی بودند [  $P= ۰/۲۰۳۱$ ,  $\Delta\chi^2(۷۱)= ۸۰/۶۴۲$  ]. در نهایت دو گروه سطح تحصیلاتی از طریق تساوی در تمامی باقی مانده‌های اندازه‌گیری، محدود شدند. برازش این الگوی تحلیل عاملی چند گروهی خوب بود (جدول ۷). مقدار  $\Delta\chi^2$  نشان می‌دهد که در الگوی با محدودیت و الگوی بدون محدودیت باقی مانده‌های اندازه‌گیری برای گروه‌های سطح تحصیلاتی مختلف در بین والدین مساوی بودند [  $P= ۰/۵۸۸۰$ ,  $\Delta\chi^2(۱۲۵)= ۱۲۰/۸۶۱$  ].

Cox, T., & Ferguson, E. (1994) Measurement of the subjective workenvironment. *Work and Stress* 8, 98-109.

Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological methods*, 4(3), 272.

Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of marketing research*, 18(1), 39-50.

Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L. and Black, W. C.(2005); *Multivariate Data Analysis with Readings*; Englewood Cliffs, NJ:Prentice Hall

Nunnally J, Bernstein I. *Psychometric Theory*. 3th Edition, McGraw-Hill: New York, 1994.

Polit, D. F., & Beck, C. T. (2006). The content validity index: are you sure you know what's being reported? Critique and recommendations. *Research in nursing & health*, 29(5), 489-497