

برآورد حجم بهینه نمونه در مدل‌های معادله ساختاری

و ارزیابی کفایت آن برای پژوهشگران اجتماعی وحید قاسمی^۱

(تاریخ دریافت ۱۳۹۰/۱/۱۵، تاریخ پذیرش: ۹۱/۵/۲)

چکیده

مدل‌سازی معادله ساختاری به عنوان یک روش چندمتغیره برای تجزیه و تحلیل داده‌ها، به تدریج در حال گسترش است. هدف اصلی از نگارش مقاله حاضر، علاوه بر معرفی عمومی‌ترین روش‌های برآورد حجم نمونه قابل قبول به لحاظ علمی (توان آزمون قابل قبول و دقت در برآورد پارامترهای آزاد) که بتوان به نتایج حاصل از برآورد پارامترهای آزاد مختلف در یک مدل اعتماد کرد، معرفی معیارهای و روش‌هایی است که پژوهشگران اجتماعی می‌توانند از آن‌ها برای برآورد حجم نمونه و همچنین ارزیابی کفایت حجم نمونه مورد مطالعه بهره‌گیرند. استفاده از قواعد کلی و به عبارت دیگر، قواعد سرانگشتی^۲، برای برآورد حجم نمونه در حال حاضر عمومیت دارند.

این‌که این روش‌ها کدامند یکی از پرسش‌هایی که در متن حاضر تلاش شده است تا بدان پاسخ داده شود. با این حال و با وجود داشتن برخی مزایا، نظیر سهولت، استفاده از این قواعد دارای برخی نواقص است که بی‌توجهی به آن‌ها می‌تواند پژوهشگر را به نتایج نادرستی هدایت کند. یکی از مهم‌ترین ایرادهای استفاده از این روش‌ها آن است که محقق اغلب نمی‌تواند مطمئن باشد در شرایط خاصی که مدل خود را آزمون کرده است آیا حجم نمونه‌ای که برای برآورد پارامترهای مختلف از یک سو و آزمون کلیت مدل از سوی دیگر مورد تحلیل قرار گرفته‌اند به اندازه کافی بزرگ بوده است یا خیر. چنین وضعیتی، به‌ویژه به هنگامی که مدل تدوین‌شده به لحاظ تعداد متغیر مشاهده شده، تعداد سازه‌ها و تعداد پارامترها مدلی پیچیده است و مقروضه‌هایی نظیر نرمال بودن چندمتغیره نقض می‌شود با وضوح بیشتری خودنمایی می‌کند. بهره‌گیری از روش ساتورا-ساریس که بر مبنای برآورد توان آزمون و تفاوت مربع کای (یا خی) (مقایسه یک مدل آشیان‌شده در مدل مادر) قرار دارد و همچنین بهره‌گیری از روش مونت کارلو که بر مبنای دقت برآورد پارامترهای آزاد قرار دارد، از جمله روش‌هایی هستند که پژوهشگران می‌توانند از آن برای ارزیابی کفایت حجم نمونه بهره‌گیرند.

مفاهیم کلیدی: حجم نمونه، مدل معادله ساختاری، روش ساتورا-ساریس^۳، روش مونت کارلو^۴

طرح مسئله

کتاب‌هایی که درباره مدل‌سازی معادله ساختاری در ایران ترجمه یا تألیف شده‌اند کمتر به بحث حجم بهینه نمونه برای یک مدل و مجموعه داده‌های خاص پرداخته‌اند (به‌عنوان نمونه رجوع کنید به: هومن، ۱۳۸۴؛ کلاتتری، ۱۳۸۸ و قاسمی، ۱۳۸۹). همچنین در مقاله‌هایی که بر همین مبنا به تجزیه و تحلیل داده‌ها پرداخته کمتر به توجیهی دقیق درباره حجم نمونه مورد مطالعه‌شان دست زده‌اند (به‌عنوان نمونه رجوع کنید به چلبی و رسول‌زاده اقدم، ۱۳۸۱؛ چلبی و امیرکافی، ۱۳۸۳؛ اجاقلو و زاهدی، ۱۳۸۴). علاوه بر آن در بسیاری از آثار منتشرشده به زبان انگلیسی و زیر عنوان مدل‌سازی معادله ساختاری و یا نظایر آن به ارائه برخی از قواعد کلی نظیر حجم حداقل نمونه (مولر، ۱۵:۲۰۰۵)، حجم نمونه به ازای هر پارامتر آزاد تعریف‌شده در مدل تدوین‌شده (مولر،

^۱ هیأت علمی دانشگاه اصفهان. V.ghasemi@ui.ac.ir

^۲ fo seluR .

^۳ siraS-arotaS .

^۴ olraC etnoM .

۱۹۹۶:۲۶)، حجم نمونه به ازای هر متغیر مشاهده شده -متغیرهای قرارگرفته در کادر- (شوماخر و لومکس، ۱۳۸۸:۶۶-۶۴) اکتفا شده است.

با توجه به این که حجم نمونه در مدل‌سازی معادله ساختاری تحت تأثیر عوامل متعددی نظیر شکل توزیع متغیرهای مورد مطالعه در فضایی چندبعدی (برقرار بودن نرمان بودن چندمتغیره)، روش برآورد پارامترها (به‌عنوان مثال ML° یا ADF^1) و پیچیدگی مدل (تعداد معرف‌ها و پارامترهای آزاد در مدل تدوین شده) قرار می‌گیرد و همچنین این که پارامترهای برآورد شده، آزمون فرضیه‌ها و برآورد شاخص‌های برآزش کلی مدل تحت تأثیر حجم نمونه قرار می‌گیرند، ضرورت دارد تا با پرداختن دقیق‌تر به موضوع طرح شده، پژوهشگران و به‌ویژه پژوهشگران اجتماعی را به این موضوع توجه داد تا در صورتی که آنان بر مبنای مدل‌سازی معادله ساختاری به گردآوری داده‌ها دست زده و به تجزیه و تحلیل آن‌ها می‌پردازد به برآورد حجم نمونه توجه ویژه‌ای داشته و با بهره‌گیری از معیارهای تعریف شده برای مدل‌سازی معادله ساختاری و تحلیل‌های چندمتغیره به برآورد دقیق‌تری از حجم نمونه دست زنند.

به منظور عینیت بخشیدن به بحث‌های ارائه شده در مقاله حاضر از یک مثال بر مبنای یک مدل معادله ساختاری متشکل از مدلی ساختاری با چهار سازه و چهار مدل عاملی مرتبه اول که در مجموع سیزده متغیر مشاهده شده را دربر می‌گیرند بهره گرفته شده است. برای انجام محاسبات نیز از بسته نرم‌افزاری Amos ۱۸ استفاده شده است. حداکثر درست‌نمایی به عنوان عمومی‌ترین روش برآورد پارامترهای آزاد در مدل‌سازی معادله ساختاری شناخته می‌شود. مهم‌ترین پیش‌فرض‌های این روش وجود متغیرهای مشاهده شده پیوسته و برقراری مفروضه نرمال بودن چندمتغیره است هرچند تا حدی نسبت به نقض مفروضه اخیر و با فرض افزایش حجم نمونه مقاوم است. در متن حاضر فرض بر آن است که پژوهشگر در برآورد پارامترهای آزاد از این روش استفاده کرده است.

آنچه ذکر آن در این‌جا لازم است این است که بحث‌های طرح شده در متن حاضر علاوه بر مباحثی است که برای برآورد حجم نمونه از یک جامعه آماری مطرح است. تأثیرگذاری عواملی نظیر پراکندگی متغیرهای مورد مطالعه، حجم جمعیت آماری، دقت برآورد پارامترها و سطح اطمینان مورد نظر برای آزمون فرضیه‌های صفر که مستقیماً حجم نمونه را تحت تأثیر قرار می‌دهند و یا منابع مالی، فرصت زمانی، نیروی زمانی و نظایر آن که غیر مستقیم حجم نمونه را تحت تأثیر قرار می‌دهند. هنگامی که پژوهشگر مایل است نسبت بک متغیر کیفی، میانگین یک متغیر کمی و یا همبستگی میان متغیرهای مختلف را برآورد کند ممکن است یک نمونه ۳۰۰ نفری از یک جمعیت آماری ۳۰۰,۰۰۰ نفری کاملاً قابل قبول به نظر رسد. این در حالی است که برآورد پارامترهای مختلف در مدل‌سازی معادله ساختاری به نحوی که دارای دو ویژگی ثبات و اعتبار باشند به نحوی که بتوان به آن‌ها اطمینان کرد نیازمند ملاحظاتی فراتر از ملاحظات معمول است.

مبنای نظری اهمیت برآورد حجم بهینه نمونه

چنانچه دو رویکرد کمی و کیفی را به‌عنوان یک طبقه‌بندی روش‌شناختی در پژوهش‌های اجتماعی بپذیریم، در مطالعات کمی، هدف پژوهشگر (اغلب و نه همیشه) تعیین مقدار پارامترهای جمعیت آماری است. و باز اغلب، از آن‌جا که جمعیت‌های آماری مورد مطالعه در پژوهش‌های اجتماعی به لحاظ تعداد واحدهای تحلیل به اندازه‌ای بزرگ هستند که امکان گردآوری داده‌ها برای تعیین مقدار پارامترها از کل جمعیت آماری (سرشماری) به دلایلی نظیر محدودیت در نیروی انسانی، منابع مالی و زمان، وجود ندارد، پژوهشگران از تعیین مقدار دقیق پارامترها بر مبنای سرشماری صرف‌نظر کرده و به برآورد یا تخمین^۵ آن پارامترها با استفاده از آمارهای نمونه‌ای با اطمینان بالا (معمولاً ۹۵٪) و خطای اندک (مقدار نزدیک به پارامتر واقعی) با حجم نمونه بسیار کوچکتر از حجم جمعیت آماری به شرط رعایت معیارهای علمی نمونه‌گیری امکان‌پذیر است.

⁵ mumixaM .

⁶ noitubirtsid citotpmysA .

⁷ .

⁸ gnilpmaS .

به لحاظ نظری، این امکان وجود دارد که با حجم نمونه‌ای که در مقایسه با حجم جمعیت آماری نسبت بسیار کوچکی است، پارامترهای جمعیت آماری (نظیر نسبت یا درصد، میانه یا میانگین، ضرایب همبستگی، ضرایب رگرسیونی ساده یا چندگانه و ضرایب تأثیر مستقیم و غیرمستقیم، وزن‌های رگرسیونی گاما و بتا در یک مدل معادله ساختاری یا پارامترهای لاندا در یک مدل عاملی و نظایر آن) با اربویی (تفاوت مقدار برآوردشده برای یک پارامتر با مقدار واقعی آن در جمعیت آماری) اندک و به لحاظ کاربردی قابل قبول، برآورد شود (داتالو، ۲۰۰۸: فصل اول). آنچه که در این بحث حائز اهمیت فراوان است یکی مقدار خطایی است که به هنگام برآورد پارامترها قابل قبول در نظر گرفته می‌شود (مثل این‌که وقتی درصدی را برآورد می‌کنیم تا ۵٪ کمتر یا بیشتر برایمان قابل قبول باشد و یا وقتی ضریب رگرسیونی چندگانه‌ای را برآورد می‌کنیم تا ۰/۲ کمتر یا بیشتر پذیرفتنی باشد)، هرچه این خطای قابل قبول در پژوهش کمتر باشد نیاز به حجم نمونه افزایش می‌یابد و از طرفی سطح اطمینانی است که به هنگام برآورد یک پارامتر انتظار داریم که در آن سطح به قضاوت درباره پارامتر جمعیت آماری بپردازیم.

نکته حائز اهمیت به لحاظ نظری آن است که برای هرکدام از انواع پارامترها، روش محاسبه حجم بهینه نمونه برای یک سطح اطمینان و مقدار خطای مشخص، متفاوت است. این موضوعی است که در اغلب متون کلاسیک نمونه‌گیری می‌توان با آن برخورد کرد (به‌عنوان نمونه رجوع کنید به: کوکران، ۱۹۷۷؛ کانوی، ۱۹۶۷؛ دمینگ، ۱۹۵۰). به‌عنوان مثال وقتی قرار است تنها نسبت مقوله‌های یک متغیر کیفی برآورد شود و یا هنگامی که قرار است میانگین یک متغیر کمی اندازه‌گیری شود و در موقعیت دیگر زمانی که قرار است تفاوت دو میانگین مورد آزمون قرار گیرد از فرمول‌های متفاوتی برای برآورد حجم بهینه نمونه استفاده خواهد شد. پیچیدگی این برآوردها برای تحلیل داده‌های چندمتغیره تا حدی است که اغلب از نرم‌افزارهای رایانه‌ای برای انجام محاسبات استفاده می‌شود.^۹

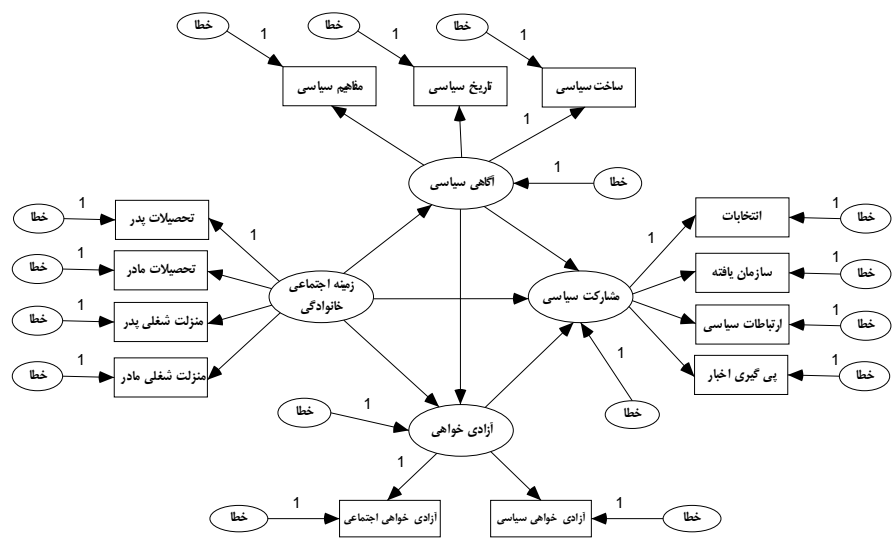
برآورد حجم نمونه در تحلیل‌های چندمتغیره ماهیتاً پیچیده‌تر از تحلیل تک‌متغیره یا دومتغیره است. چنین وضعیتی به دلیل تعدد پارامترهایی است که پژوهشگر به دنبال برآورد آن‌هاست. به عبارت دیگر، وجود انواع متغیرهای کمی و کیفی در یک تحلیل چندمتغیره و شکل‌های توزیع متفاوت برای آن‌ها در جمعیت آماری شرایط استفاده از توزیع نرمال برای برآورد پارامترها را پیچیده‌تر می‌کند. به‌طور معمول، چنین وضعیتی نیاز بیشتر تحلیل‌های چندمتغیره به حجم نمونه را طلب می‌کند (هر و دیگران، ۲۰۰۹: ۷۵۴).

برقراری شرط نرمال بودن چندمتغیره از پیش‌نیازهای اصلی در استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی یا ML در مدل‌سازی معادله ساختاری است. روش حداکثر درست‌نمایی که عمومی‌ترین روش برآورد پارامترها در مدل‌سازی معادله ساختاری است به این دلیل عمومیت یافته است که با استفاده از این روش می‌توان فواصل اطمینان پارامترها برآوردشده را با استفاده از قواعد حاکم بر توزیع نرمال تشکیل داد و آزمون‌های آماری را با سطوح اطمینان مشخص به انجام رساند. این شرط به‌ویژه در پژوهش‌های اجتماعی به احتمال زیاد می‌تواند نقض شود. با این حال، روش حداکثر درست‌نمایی نسبت به نقض نرمال بودن چندمتغیره تا اندازه‌ای مقاوم است و البته این در حالی است که هرچه نقض این شرط آشکارتر یا شدیدتر شود به منظور به‌دست آوردن برآوردهای قابل اعتماد پارامترهای آزاد در یک مدل به حجم نمونه بیشتری نیاز است (برای توضیح بیشتر رجوع کنید به: کلاین، ۲۰۱۰).

در نهایت این‌که هرچند برآورد حجم حداکثر نمونه به لحاظ کاربردی ساده‌تر است اما موضوع بسیار اساسی به لحاظ روش‌شناسی این است که چنان‌چه بتوان برآورد پارامترهای مورد نظر در یک پژوهش را با حجم نمونه کمتری که از هر واحد نمونه اخذ شده داده‌های دقیق‌تری گردآوری شده است پژوهشگر را به نتایج واقعی‌تر خواهد رساند در مقایسه با موقعیتی که به دلیل بالا بودن حجم نمونه و اندک بودن نیروی انسانی با تجربه و قابل اعتماد نمی‌توان به داده‌ها و بنابراین برآوردهای انجام‌شده اطمینان زیادی داشت. اگر بتوان در یک موقعیتی پژوهشی با ۲۵۰ واحد نمونه تصادفی به سؤالات تحقیق پاسخ داد و یا فرضیه‌های تحقیق را

^۹ . به‌عنوان نمونه، در نرم‌افزار Power Sample امکان برآورد حجم نمونه در ۱۲۰ موقعیت پژوهشی تک‌متغیره، دومتغیره و چندمتغیره^۹

تعریف شده است.



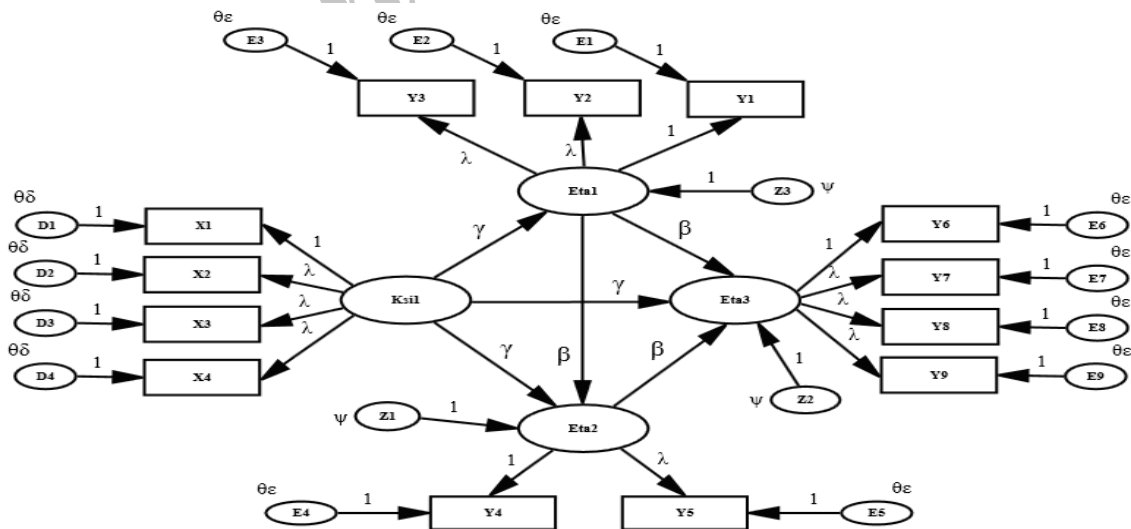
شکل (۱) مدل معادله ساختاری برای تبیین مشارکت سیاسی

آزمود گردآوری داده‌ها از ۵۰۰ واحد نمونه تصادفی نه تنها لزوماً به دقت بیشتر در نتایج نخواهد انجامید که در صورت بی‌دقتی (چه از طرف پژوهشگر یا پاسخ‌گو) می‌تواند به آریبی بیشتر در برآورد پارامترها بینجامد.

طرح یک مثال

در مثال طرح‌شده، چهار عامل شامل زمینه اجتماعی - اقتصادی خانواده، آگاهی سیاسی، آزادی‌خواهی و مشارکت سیاسی با سیزده معرف تعریف شده‌اند. تحصیلات پدر و مادر و همچنین منزلت شغلی پدر و مادر به عنوان معرف‌های زمینه اجتماعی - اقتصادی خانواده، آگاهی از تاریخ سیاسی، مفاهیم سیاسی و ساخت سیاسی به عنوان معرف‌های آگاهی سیاسی، آزادی‌خواهی اجتماعی و سیاسی به عنوان معرف‌های آزادی‌خواهی و مشارکت در انتخابات، مشارکت سازمان‌یافته، داشتن ارتباطات سیاسی و پی‌گیری اخبار به عنوان معرف‌های مشارکت سیاسی تعریف شده‌اند. نمره هریک از واحدهای نمونه برای هریک از معرف‌ها با بهره‌گیری از یک مقیاس اندازه‌گیری با حداقل نمره ۱ و حداکثر نمره ۱۰ اندازه‌گیری شده است. مدل تدوین‌شده در شکل‌های (۱) و (۲) به تصویر درآمده است. در هر مدل عاملی، بار عاملی یک معرف، به عنوان متغیر مرجع^{۱۰} یا معرف نشان‌گذار^{۱۱} به مقدار ۱ ثابت شده است. مدل تدوین‌شده در مجموع شامل ۳۱ پارامتر آزاد و درجه آزادی ۶۰ است.

مدل تدوین‌شده با استفاده از نمادگذاری عمومیت یافته در مدل‌سازی معادله ساختاری به شکل شماره (۲) درآمده است :



¹⁰ ecnerefer .

¹¹ rekraM .

شکل (۲) مدل تدوین شده با جایگذاری نمادهای عمومیت یافته در مدل سازی معادله ساختاری

با فرض این که پژوهشگر مایل به برآورد پارامترهای آزاد برای یک جمعیت آماری یا ۲۰۰۰۰ عضو است چند واحد نمونه می تواند وی را مطمئن سازد که اولاً با دقت بالایی این پارامترها برآورد شوند و ثانیاً به هنگام آزمون فرضیه های صفر مبتنی بر برابر بودن هریک از پارامترها با مقدار صفر، از توان آماری حداقل برخوردار است.

از آنجا که حجم نمونه بر توان آماری آزمون و دقت برآورد پارامترهای آزاد در مدل تدوین شده اثر می گذارد برآورد حجم بهینه نمونه نیز بر همین دو مفهوم استوار است. توان آماری، به عنوان احتمال رد فرضیه صفر هنگامی که آن فرضیه واقعاً اشتباه است تعریف می شود. عمومی ترین ملاک برای ارزیابی توان آزمون آماری از اثر کوهن (۱۹۸۸) -تحلیلی بر توان آماری برای علوم رفتاری - اخذ شده است. کوهن مقدار ۰/۸۰ را به عنوان نقطه برش برای تصمیم گیری درباره توان یک آزمون خاص در نظر گرفته است (کوهن، ۱۹۸۸: ۱۰-۴). براین اساس، مخاطره مواجهه با خطای نوع دوم تا حداکثر ۲۰٪ پذیرفته شده است. دقت برآورد پارامتر نیز به معنای توانایی برآوردهای انجام شده براساس مدل تدوین شده در انعکاس مقادیر واقعی این پارامترها در جمعیت آماری است. دقت را می توان بر مبنای آریبی مقادیر برآورد شده برای پارامترها و خطای معیار آنها اندازه گرفت.

روش های بیشتر شناخته شده برای برآورد حجم بهینه نمونه شامل روش ساتورا- ساریس و روش مونت کارلو^{۱۲} می شوند که اولی بر توان آزمون آماری و دومی بر دقت برآورد پارامترها متمرکز هستند هرچند این دو مفهوم در ارتباط با یکدیگرند. اما قبل از طرح آنها مناسب است که اندکی درباره قواعد کلی یا معیارهای سرانگشتی^{۱۳} برای حجم نمونه اشاره کنیم.

قواعد کلی با معیارهای سرانگشتی

تعدد متغیرها و پارامترها در اغلب مدل های معادله ساختاری امکان برآورد حجم بهینه را در مقایسه با موقعیتی که پژوهشگر با تعداد محدودی از متغیرها و پارامترها در پژوهش خود مواجه است موضوعی دشوار و پیچیده می کند. چنین دشواری و پیچیدگی در برآورد حجم نمونه برای یک مدل در جمعیت آماری خاص منجر به توافق ضمنی بر استفاده از معیارهای کلی یا قواعد سرانگشتی شده است. معیارها یا قواعدی که به صرف نامشان نباید آنها را غیردقیق یا غیرعلمی ارزیابی کرد. این قواعد ریشه در مطالعات شبیه سازی مونت کارلو دارد. روش هایی که مبتنی بر نمونه های تصادفی مکرر از جمعیت آماری مفروض با پارامترهای شناخته شده است. این مطالعات عمدتاً توسط بومسما (۱۹۸۲)، اندرسون و گرینگ (۱۹۸۴) و هوگلد و بومسما (۱۹۹۸) قرار دارد که مورد اخیر خود به فراتحلیل سی و چهار شبیه سازی مونت کارلو پرداخته و نشان داده است که چگونه حجم نمونه در موقعیت های مختلف بر اعتبار نتایج اثر می گذارد.

به طور کلی از آنجا که هرچه حجم نمونه بزرگتر باشد هزینه های مادی و زمانی گردآوری داده ها افزایش می یابد پرسش بسیار کلیدی آن است که حجم نمونه تا چه اندازه بزرگ باشد تا بتوان به نتایج حاصله اعتماد کرد؟ مک کالوم و همکاران (۲۰۰۱) با بررسی نقطه نظرات مختلف در این باره به این نتیجه رسیده اند که دیدگاهها درباره این که حداقل حجم نمونه تا چه اندازه است متفاوت است. این موضوعی است که در ادامه به آن پرداخته شده است.

هر و همکاران (۲۰۰۹) نشان داده اند که پنج متغیر بر حجم نمونه در مدل سازی معادله ساختاری تأثیرگذارند: (۱) پیچیدگی مدل (۲) روش برآورد پارامترهای آزاد (۳) برقراری یا عدم برقراری نرمال بودن چندمتغیر (۴) حجم داده های مفقود (۵) متوسط واریانس خطا در میان معرفها، واضح است که این متغیرها علاوه بر عوامل تأثیرگذار بر حجم نمونه نظیر بزرگی یا کوچکی جمعیت آماری است.

¹² olraC etnoM .

¹³ .

ادبیات مدل‌سازی معادله ساختاری نشان می‌دهد که بیشترین توجه در مباحث مرتبط با حجم نمونه به پیچیدگی مدل اختصاص یافته است. در مباحث مرتبط با پیچیدگی مدل توجه اصلی عمدتاً

مربوط به تعداد متغیرهای مشاهده‌شده یا معرف‌ها، تعداد سازه‌ها یا عامل‌ها و تعداد پارامترهای آزاد برای برآورد است. مولر (۱۹۹۶) برای تعیین حجم نمونه از نسبت حجم نمونه به پارامتر آزاد برای برآورد استفاده می‌کند. وی حداقل این نسبت را ۵ به ۱، حد متوسط آن را نسبت ۱۰ به ۱ و حد بالای آن را نسبت ۲۰ به ۱ عنوان می‌کند. براین اساس می‌توان برای مدل تدوین‌شده (شکل‌های ۱ و ۲) با توجه به وجود ۳۲ پارامتر آزاد برای برآورد حداقل حجم نمونه را ۱۶۰، حد متوسط آن را ۳۲۰ و حد بالای آن را ۶۴۰ واحد برآورد کرد.^{۱۴}

نسبت‌های متفاوتی که ذکر می‌شود به بحث نرمال بودن چندمتغیره^{۱۵} ارتباط دارد. برآورد پارامترهای جمعیت آماری بر مبنای قواعد حاکم بر توزیع نرمال انجام می‌شود. همین قواعد امکان می‌دهد احتمال آن را مشخص کنیم که هر فاصله اطمینانی که برای یک پارامتر به دست می‌آید صحیح باشد و تا چه اندازه احتمال دارد که پارامتر واقعی جمعیت آماری از دامنه برآورد شده خارج شود. با توجه به این که هرچه حجم نمونه بالاتر باشد توزیع میانگین‌های نمونه‌ای برای پارامترها بیشتر به سمت یک توزیع نرمال میل خواهد کرد نسبت‌های ۲۰ به ۱ این امکان را فراهم می‌آورد که حتی اگر توزیع متغیر مورد مطالعه در جمعیت آماری به شدت از توزیع نرمال فاصله داشته باشند بتوان به فواصل اطمینان به دست‌آمده برای پارامترهای مختلف اتکا کرد. این در حالی است که نسبت‌های ۵ به ۱ برای زمانی مفید هستند که نرمال بودن چندمتغیره برای متغیرهای مورد مطالعه در جمعیت آماری برقرار باشد یا از آن انحراف کمی داشته باشد.

لوهلین (۲۰۰۴) در بحث خود برای حجم نمونه در مدل‌های عاملی به پیچیدگی مدل با تأکید بر سه متغیر مشاهده‌شده تعداد سازه‌ها، تعداد معرف‌ها و میزان‌های اشتراک^{۱۶} پرداخته است. وی به این نتیجه رسیده که در مدل‌های عاملی با میزان‌های اشتراک بالا، تعداد کم عامل‌ها و تعداد نسبتاً بزرگ معرف‌ها برای هر عامل، حجم نمونه ۱۰۰ نیز نتایج پایا و قابل اعتمادی را به بار می‌آورد این در حالی است که در صورت وجود میزان‌های اشتراک پایین، تعداد زیاد عامل‌ها و تعداد کم معرف‌ها برای هر عامل، این حجم بین ۲۰۰ تا ۵۰۰ واحد افزایش می‌یابد.

نکته حائز اهمیت در این باره آن است که تعداد عامل‌ها و تعداد معرف‌ها در مدل تدوین‌شده کاملاً مشخص است. این در حالی است که میزان‌های اشتراک هر یک از معرف‌ها در مدل‌های عاملی را قبل از انجام مطالعه نهایی مشخص نبوده و تنها می‌توان براساس مطالعات پیشین بر مبنای مدل‌های عاملی یکسان و یا داده‌های حاصل از مطالعات مقدماتی این میزان‌های اشتراک را برآورد کرد. برآوردی که لزوماً با نتایج نهایی تحقق یکسان نخواهد بود. به این ترتیب چنانچه محقق بخواهد اطمینان بالاتری نسبت به حجم نمونه خود برای آزمون مدل با توان کافی داشته باشد مناسب است که میزان‌های اشتراک را حداکثر در سطح متوسطی برآورد کند. به این ترتیب و براساس معیار لوهلین و با توجه به تعداد سازه‌ها و معرف‌ها در حد متوسط در مدل مفروض (شکل‌های ۱ و ۲) حجم نمونه را بین ۳۰۰ تا ۴۰۰ واحد برآورد کرد.

اصل کلی حاکم بر رابطه نرمال بودن چندمتغیره و حجم نمونه آن است که هرچه انحراف از نرمال بودن چندمتغیره بیشتر شود نسبت پاسخ‌گویانی که برای برآورد هر پارامتر مورد نیاز است افزایش می‌یابد نسبت مورد پذیرش برای به حداقل رساندن خطاهای برآورد پارامترها آن است که در صورت نقض نرمال بودن چندمتغیره برای برآورد هر پارامتر آزاد در مدل، به حداقل ۱۵ نمونه نیاز داریم. اهمیت بالا رفتن حجم نمونه در هنگامی که پیش‌فرض نرمال بودن چندمتغیره نقض می‌شود در کاهش خطای نمونه‌گیری به اندازه‌ای است که بتوان به نتایج حاصل از برآورد پارامترها اطمینان کرد.

¹⁴ fo seluR .

¹⁵ etairavitluM .

¹⁶ .

تعیین حجم‌های نمونه ۱۶۰ تا ۶۴۰ برای مدل تدوین‌شده و مفروض با توجه به عدم تغییر تعداد معرف‌ها، عامل‌ها و پارامترهای آزاد به عوامل مختلفی مرتبط است که مهم‌ترین آن برقرار بودن یا برقرار نبودن نرمال بودن چندمتغیره است. حجم نمونه ۱۶۰ در وضعیتی است که نرمال بودن چندمتغیره برقرار است در حالی که حجم نمونه ۶۴۰ برای موقعیتی است که داده‌ها از نرمال بودن چندمتغیره فاصله زیادی گرفته‌اند هرچند ممکن است نرمال بودن تک‌متغیره یا دو متغیره برای برخی از معرف‌ها برقرار باشد.

حجم نمونه همچنین تابع روش برآورد است. مطالعات شبیه‌سازی نشان داده است که تحت شرایط آرمانی به لحاظ برقراری نرمال بودن چندمتغیره، مدل اندازه‌گیری قوی به لحاظ کوچک بودن خطاهای اندازه‌گیری و روبه‌رو نبودن با داده‌های مفقود حتی با حجم نمونه‌ای به اندازه ۵۰ واحد نیز می‌توان به نتایج باثبات و معتبر دست یافت (هر و همکاران، ۲۰۰۹). مک کالوم (۲۰۰۳) نشان داده است که هرچه از این شرایط ایده‌آل فاصله گرفته شود و خطاهای نمونه‌گیری بالاتر رود حداقل حجم نمونه برای برآوردهای پایا و معتبر از پارامترها افزایش می‌یابد. از طرف دیگر باید توجه داشت که حجم‌های نمونه بالاتر از ۴۰۰ منجر به حساسیت بیشتر در بررسی تفاوت پارامترهای برآوردشده با مقدار صفر شده و در حالی که پارامترها به لحاظ آماری تفاوت معناداری با صفر پیدا می‌کنند از طرف دیگر شاخص‌های نیکویی برازش مدل ضعیفی را نشان می‌دهند.

کلویی (۱۹۹۸) تأکید کرده است که مدل‌سازی معادله ساختاری تکنیکی است که بر پایه نمونه بزرگ قرار دارد^{۱۷}. وی اشاره می‌کند که هم روش عمومی برآورد پارامترها (حداکثر درست‌نمایی) و هم آزمون‌های برازش مدل (از جمله کای اسکوئر) بر مبنای مفروضه نمونه‌های بزرگ قرار دارند. اصطلاح حجم نمونه بزرگ توسط نویسندگان مختلف تفسیر شده است. لوهلین (۲۰۰۴) نیز بر این موضوع که روش برآورد حداکثر درست‌نمایی بر حجم نمونه بزرگ مبتنی است تفسیر اصطلاح «بزرگ» را مشکل دانسته و ضمن تأکید بر این که نمی‌توان عدد دقیقی را عنوان کرد که کمتر از آن را یک وضعیت بسیار بد بدانیم می‌پذیرد که حجم نمونه کمتر از ۱۰۰ نامناسب و حجم‌های بالاتر از ۲۰۰ مطلوب است. بالا بودن حجم نمونه از نظر وی بیش از همه به علت رسیدن به توان بالا به هنگام آزمون مدل است. لازم است محقق با اطمینان بتواند مدلی را که نادرست است رد کند. حجم نمونه بالا با تأثیری که بر توان آزمون می‌گذارد این مکان را برای محقق فراهم می‌کند.

هر و همکاران (۲۰۰۹) با تحلیل بحث‌های طرح‌شده پیرامون حجم نمونه در مدل‌های معادله ساختاری پیشنهادها را زیر را برای حداقل حجم نمونه در شرایط مختلف طرح کرده‌اند:

حداقل حجم نمونه ۱۰۰ واحد برای مدل‌هایی که شامل ۵ یا تعداد کمتری سازه هستند و هر سازه با تعداد بیشتر از ۳ معرف اندازه‌گیری شده و میزان اشتراک برای هر معرف نیز ۰/۶ و بالاتر است.

حداقل حجم نمونه ۱۵۰ برای مدل‌هایی که با ۷ سازه یا کمتر و میزان اشتراک در حد متوسط (حدود ۰/۵) بدون سازه‌های فروشخص^{۱۸} (سازه‌هایی که دارای ۱ یا ۲ معرف هستند).

حداقل حجم نمونه ۳۰۰ برای مدل‌هایی که با ۷ سازه یا کمتر، میزان اشتراک پایین در مدل‌های عاملی (کمتر از ۰/۴۵) و سازه‌های فروشخص)

حداقل حجم نمونه ۵۰۰ برای مدل‌هایی با تعداد سازه‌های زیاد که برخی از آن‌ها میزان اشتراک پایین دارند و دارای سازه‌هایی با کمتر از سه سنج هستند.

علاوه بر موارد فوق لازم است که در موقعیت‌های زیر حجم نمونه باز هم افزایش یابد:

۱. نقض شدن پیش‌فرض نرمال بودن چندمتغیره

۲. هنگامی که داده‌های مفقود بیش از ۱۰٪ کل داده‌ها باشد.

۳. لازم است توجه شود که در صورت تحلیل چندگروهی هر یک از گروه‌ها باید شرایط ذکر شده را دارا باشد.

در رابطه با موضوع سادگی یا پیچیدگی مدل و حجم نمونه نیز اصل کلی عنوان می‌کند که هرچه مدل ساده‌تر باشد برای آزمون آن

¹⁷ elpmaS egral .

¹⁸ deifitnedirednU .

به حجم کوچکتری از نمونه نیاز است. می‌توان گفت هرچه تعداد معرف‌ها یا متغیرهای مشاهده‌شده (کادرها) در یک مدل بیشتر شود به حجم بیشتری از نمونه نیاز است. علاوه بر تعداد متغیرهای آشکار می‌توان سه متغیر دیگر را در پیچیدگی مدل‌ها دخیل دانست. هرچه تعداد سازه‌های یک مدل بیشتر شود مدل پیچیده‌تر تلقی می‌شود. چنانچه سازه‌ای کمتر از سه معرف داشته باشد نیز نشانه‌ای از پیچیدگی مدل تفسیر می‌شود. هرچه تعداد گروه‌هایی که به‌طور جداگانه و در مقایسه با سایر گروه‌ها تحلیل می‌شوند بیشتر شود مدل پیچیده‌تر شده و لازم است به حجم نمونه کافی برای برآورد پارامترها در هر گروه توجه شود. به‌طور کلی می‌توان گفت هرچه حجم نمونه از حجم حداقل نمونه مطلق¹⁹ (۱ واحد نمونه بیشتر از تعداد عناصر غیر تکراری در ماتریس واریانس - کوواریانس) بیشتر شود پارامترهای برآوردشده از ثبات بیشتری برخوردار خواهند شد به نحوی که گردآوری داده‌های جدید و برآورد مجدد پارامترها تفاوت معناداری را در مقادیر اولیه برآوردشده نشان ندهد.

داده‌های مفقود و حجم آن‌ها و همچنین نحوه برخورد با این نوع از داده‌ها توسط پژوهشگر از دیگر متغیرهایی است که حجم نمونه را تحت تأثیر قرار می‌دهد. به‌طور کلی هرچه داده‌های از دست‌رفته بیشتر باشند و پژوهشگر نیز از روش‌های حذفی برای داده‌های از دست‌رفته بهره بگیرد نیازمند حجم بزرگتری از نمونه هستیم. متوسط واریانس خطای معرف‌ها در مدل‌های اندازه‌گیری از عوامل مهم و مؤثر بر حجم نمونه است. این مفهوم مرتبط با میزان اشتراک است مقداری که از مربع بارهای عاملی استاندارد در یک مدل عاملی حاصل می‌شود و بیان‌کننده نسبتی از واریانس معرف است که توسط مدل تبیین می‌شود. هرچه میزان اشتراک کوچکتر (به‌ویژه کوچکتر از ۰/۵) و بنابراین واریانس خطا بزرگتر شود برای رسیدن به ثبات در برآورد پارامترها و همگرایی مدل نیازمند حجم نمونه بالاتری هستیم. این مسئله به‌ویژه هنگامی تشدید می‌شود که میزان‌های اشتراک کوچک با تعداد یک یا دو معرف برای یک سازه همراه شود.

با این حال، در نظر گرفتن این قواعد کلی که عمدتاً براساس مطالعات مونت کارلو قرار دارد به تجربه ثابت کرده است که تا حد زیادی با معیارهای دقیق‌تر برآورد حجم نمونه نظیر روش ساتورا- ساریس (که در قسمت بعدی به آن پرداخته شده است) نتایج قابل قبولی به‌بار می‌آورد. به این معنا که حجم نمونه محاسبه‌شده از طریق قواعد کلی با حجم نمونه برآوردشده بر مبنای روش ساتورا- ساریس نزدیک به یکدیگر هستند. با این حال، روش‌هایی نظیر روش اخیر می‌توانند با استفاده از معیارهای دقیق‌تری برای تک‌تک پارامترها مشخص کنند که آیا واقعاً حجم نمونه مورد مطالعه قرارگرفته باعث برآورد قابل اعتمادی از پارامترها می‌شود یا خیر.

با وجود این‌که بهره‌گیری از معیارهای سرانگشتی دارای امتیازهایی نظیر سهولت و قابل قبول بودن حجم نمونه در اغلب موارد برای برآورد پارامترهاست اما استفاده از این معیارها به‌تنهایی دارای ایرادهایی نیز هست که استفاده از روش‌های دقیق‌تر برای ارزیابی کفایت حجم نمونه را ضروری می‌سازد. این ایرادها عبارتند از:

۱. محقق اغلب (همواره در این تردید به‌سر خواهد برد که آیا حجم نمونه وی به اندازه کافی برای برآورد قابل اعتمادی از پارامترها بزرگ بوده است یا خیر.

۲. حجم نمونه در مطالعاتی که تحلیل داده‌های آن بر مبنای مدل‌سازی معادله ساختاری قرار دارد (همچون سایر مطالعات) را نمی‌توان به‌طور کلی و بر مبنای یک مقدار مشخص تعیین کرد. به عبارت دیگر نمی‌توان اظهار کرد که حجم بهینه نمونه برای این مدل ۱۲۰ است. چرا که هر یک از پارامترها برای برآورد قابل اعتماد نیازمند حجم متفاوتی از نمونه هستند.

۳. به منظور تهیه مقاله‌ای پژوهشی برای نشریه‌ای معتبر نمی‌توان صرفاً به ذکر قواعد کلی و سرانگشتی برای تبیین حجم نمونه مورد مطالعه اکتفا کرد. در رابطه با خطوط راهنمای تهیه مقاله‌های مبتنی بر مدل‌سازی معادله ساختاری و توجهات ضروری برای حجم نمونه تحلیل‌شده می‌توان به مکسول و کول (۱۹۹۵) و همچنین هوپل و پانتر (۱۹۹۵) مراجعه کرد.

۴. برآورد حجم نمونه، وابسته به موقعیت‌های ویژه برای هر پژوهش و خصایص مدل تدوین شده است. استفاده از قواعد کلی به نوعی نادیده انگاشتن چنین موقعیت‌های خاص است.

روش ساتورا- ساریس

¹⁹ elpmaS muminiM etulosbA .

این روش که بر مبنای توان آزمون تفاوت مربع کای (یا χ^2) در تعیین وجود/عدم وجود خطای تدوین²⁰ مرتبط با یک پارامتر منفرد قرار دارد اولین بار توسط ساتورا- ساریس (۱۹۸۵) مورد استفاده قرار گرفت و امروزه از شناخته‌شده‌ترین روش‌ها در برآورد حجم نمونه و ارزیابی کیفیت آن در مدل‌سازی معادله ساختاری به‌شمار می‌رود. در هر حال، این روش به تعداد پارامترهای آزاد در مدل تدوین‌شده، نیازمند تکرار برای تعیین توان آزمون آماری در آزمون فرضیه صفری است که عنوان می‌کند مقدار یک پارامتر خاص برابر با مقدار صفر است.

یکی از مهم‌ترین کاربردهای آزمون تفاوت مربع کای مقایسه دو پارامتر یکسان (مثلاً کوواریانس بین Ksi_1 و Ksi_2) در دو مدل یکسان (با متغیرها، پارامترها و داده‌های مشابه) است که در یکی از آنها تنها پارامتر مورد نظر به مقدار معینی (اغلب صفر) ثابت می‌شود و با بررسی معنادار بودن تفاوت کای اسکوتر در دو مدل (با درجه آزادی ۱) می‌توان مشخص کرد که آیا مقدار پارامتر منفرد در حالت آزاد با مقدار ثابت‌شده دارای تفاوت معنادار هست یا خیر.

ساتورا و ساریس (۱۹۸۵: ۸۳-۹۰) نشان داده‌اند که چگونه می‌توان، توان این آزمون را برای تک‌تک پارامترها در مدل تدوین‌شده برآورد کرد و در صورتی که توان آزمون برای کلیه یا برخی از پارامترها به نقطه مطلوب (۰/۸۰) نمی‌رسد افزایش حجم نمونه به تعداد واحد مشخصی تا چه اندازه می‌تواند به بهبود توان آزمون برای آزمون فرضیه صفری که مقدار پارامتر را صفر فرض می‌کند یاری دهد. در واقع پایین‌تر بودن توان آزمون از مرز قراردادی نشانه‌ای از ناکافی بودن حجم نمونه تفسیر می‌شود.

بر مبنای این روش ضرورت دارد تا محقق توان آزمون تفاوت مربع کای اسکوتر را برای تک‌تک پارامترهای آزاد و اصلی در مدل تدوین‌شده برآورد کند. چه‌بسا این آزمون در رابطه با یک پارامتر خاص از حداقل توان (۰/۸۰) برخوردار باشد در حالی که برای پارامتری دیگر به مرز حداقل توان نرسد.

همچنین پژوهشگر نیازمند است تا دارای مفروضه‌ای برای ماتریس واریانس/ کوواریانس یا همبستگی در جمعیت آماری باشد. این مفروضه اغلب براساس داده‌های یک مطالعه مقدماتی شکل می‌گیرد. این مفروضه بیان می‌کند که ماتریس واریانس/ کوواریانس یا همبستگی بازتولیدشده²¹

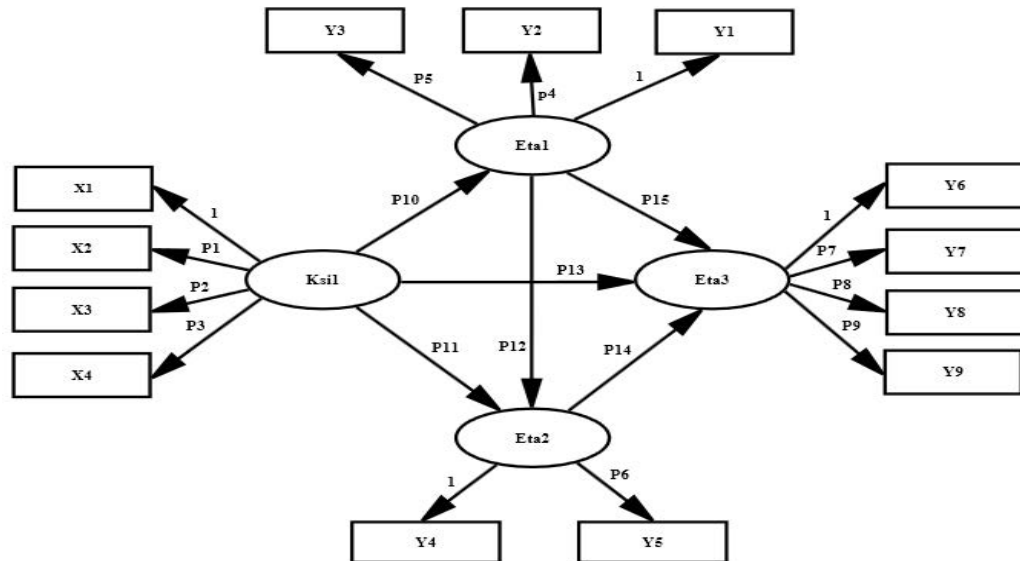
بوسیله پارامترهای برآوردشده بر مبنای داده‌های گردآوری‌شده در یک مطالعه مقدماتی، می‌تواند به‌عنوان معرفی از ماتریس واقعی جمعیت آماری فرض شود (پراون، ۲۰۰۶: ۴۱۴).

در روش ساتورا- ساریس این ماتریس بازتولیدشده برای برآورد مجدد پارامترها به‌عنوان ماتریس ورودی مورد استفاده قرار می‌گیرد. مشخص است که در این حالت پارامترهای برآوردشده مشابه با پارامترهای برآوردشده براساس ماتریس حاصل از داده‌های مطالعه مقدماتی است به‌جز آن‌که به دلیل معادل شدن ماتریس ورودی و ماتریس بازتولیدشده در این مرحله، مقدار مربع کای مدل برابر با صفر خواهد بود. این مدل به‌عنوان مدل واقعی به‌عنوان فرضیه یک (H_1) در نظر گرفته می‌شود. مدل مفروضه در فرضیه صفر نیز کاملاً شبیه به همین مدل است به‌جز آن‌که یک پارامتر (پارامتری که محقق مایل است توان آزمون آماری در بررسی تفاوت آن با مقدار مشخص را ارزیابی کند) برابر با مقدار صفر ثابت می‌شود. به این ترتیب با مقایسه مقدار کای اسکوتر برای مدل (H_0)، با مقدار کای اسکوتر برای مدل (H_1) (مقدار صفر) می‌توان آزمون آماری را مورد ارزیابی قرار داد. چنانچه نگاهی علم‌یاتی‌تر به موضوع و ترسیم خطوط راهنمایی برای پژوهشگران مورد نظر باشد می‌توان مراحل پنج‌گانه زیر را برای بهره‌گیری از روش ساتورا- ساریس (برآورد توان آزمون تفاوت کای اسکوتر برای یک پارامتر خاص به منظور تبیین قابل قبول بودن حجم نمونه) تعریف کرد:

۱. مرحله اول: برآورد پارامترهای آزاد مدل تدوین‌شده و تدارک ماتریس واریانس/ کوواریانس یا همبستگی بازتولیدشده.
۲. مرحله دوم: استفاده از ماتریس کوواریانس بازتولیدشده به‌عنوان ماتریس ورودی و برآورد مجدد پارامترهای آزاد مدل و در نظر گرفتن آن به عنوان مدل واقعی یا مدل بر مبنای فرضیه یک (H_1).
۳. مرحله سوم: ثابت کردن پارامتر منفرد مورد نظر برابر با مقدار صفر و در نظر گرفتن مدل جدید به عنوان فرضیه صفر (H_0). در

²⁰ noitacificepS .

²¹ ecnairavoC deilpml/decudorpeR .



شکل (۳) برچسب‌های یکتا برای پارامترهای اصلی در مدل تدوین شده

این حالت می‌توان گفت مدلی که در آن کلیه پارامترهای اصلی که محقق مایل به برآورد آنهاست آزاد هستند، مدل مادر^{۲۲} و مدلی که در آن یک پارامتر که محقق خواهان برآورد توان آزمون تفاوت معناداری آن با مقدار صفر است (و به مقدار صفر نیز ثابت شده است) مدل آشیان‌شده^{۲۳} است. Amos این امکان را فراهم می‌آورد که برای هر یک از پارامترهای اصلی یک برچسب یکتا تعریف کرد و سپس با استفاده از مدیریت مدل‌ها در یک تحلیل با مدل‌های چندگانه (به تعداد مدل مادر و مدل‌های آشیان‌شده که در این جا برابر با ۱۶ مدل شامل ۱۵ مدل آشیان‌شده و ۱ مدل مادر می‌شود) پارامترهای اصلی در مدل‌های آشیان‌شده (در هر مدل یک پارامتر اصلی) برابر با مقدار صفر ثابت شوند. در شکل (۳) پارامترهای اصلی شامل کلیه وزن‌های رگرسیونی (بارهای عاملی و ضرایب گاما و بتا) با برچسب‌های P۱ تا P۱۵ نمایش داده شده است. به منظور سادگی بیشتر متغیرهای خطا از مدل حذف شده‌اند.

۴. برآورد مجدد پارامترها در مدل مفروش و به دست آوردن مقدار تفاوت کای اسکوتر مدل (H_1) و مدل (H_0) و در نظر گرفتن آن به‌عنوان مقدار پارامتر غیرمرکزی یا NCP. پارامترهای غیرمرکزی با بهره‌گیری از توزیع‌های غیرمرکزی، امکان محاسبه توان آزمون‌های فرضیه را فراهم می‌آورند چرا که در واقع «آنها توزیع‌های احتمالی هستند که هر کدام سازگار با یکی از توزیع‌های نمونه‌ای استاندارد نظیر X_2 ، F و یا t استیودنت هستند که تحت صحت فرضیه مقابل یا یک قرار دارند» (اوریت، ۲۰۰۲: ۲۶۵).

Amos کلیه مقادیر پارامترهای غیرمرکزی را محاسبه و در ستون CMIN گزارش می‌کند.

۵. محاسبه توان آزمون برای مقدار پارامتر غیرمرکزی به‌دست‌آمده با مقایسه مقادیر بحرانی توزیع کای اسکوتر غیرمرکزی. می‌توان این مقادیر را از جدول مربوطه به‌دست آورد (رجوع کنید به: ساریس و استرونکورس، ۱۹۸۴) و یا آنها را با استفاده از یک نرم‌افزار آماری نظیر SPSS محاسبه کرد که در این متن از روش دوم بهره گرفته شده است.

تفاوت کای اسکوتر دو مدل منعکس‌کننده پارامتر غیرمرکزی از توزیع غیرمرکزی کای اسکوتر است. توزیع کای اسکوتر غیرمرکزی توزیع کای اسکوتر است برای هنگامی که فرضیه صفر غلط است. با استفاده از مقدار پارامتر غیرمرکزی توان آزمون برآورد می‌شود. این مراحل پنج‌گانه در رابطه با مدل معادله ساختاری مفروض در متن حاضر، به شرح زیر به انجام رسیده است. لازم به تذکر است که داده‌های گردآوری شده برای برآورد پارامترهای آزاد در مدل، با توجه به معیارهای معرفی شده توسط هر و همکاران (۲۰۰۹)، برای ۳۰۰ واحد نمونه در قالب یک ماتریس واریانس/ کوواریانس به‌عنوان داده‌های اولیه برای برآورد پارامترها مورد استفاده قرار گرفته است. این ماتریس در پیوست شماره (۱) گزارش شده است.

²² tneraP .

²³ detseN .

مرحله اول: برآورد پارامترهای آزاد و تدارک ماتریس واریانس - کوواریانس بازتولیدشده (پیوست شماره ۲).
 مرحله دوم: برآورد مجدد پارامترها با استفاده از ماتریس بازتولیدشده به عنوان داده‌های ورودی و در نظر گرفتن آن به عنوان مدل واقعی جامعه یا مدل بر مبنای فرضیه یک (H_1). (پیوست ۳)
 مرحله سوم و چهارم: ثابت کردن پارامتر منفرد با مقدار صفر و در نظر گرفتن مدل به عنوان مدل فرضیه صفر (H_0). برای ۱۵ پارامتر اصلی در مدل این کار با Amos و در یک تحلیل با ۱۶ مدل به طور همزمان به انجام رسید که نتیجه آن در جدول (۱) گزارش شده است. مقادیر گزارش شده در ستون CMIN که تفاوت کای اسکوئر مدل مادر و مدل آشیان شده را نشان می‌دهد منعکس کننده مقادیر پارامتر غیرمرکزی هستند. مقادیر بزرگتر آن‌ها با مقادیر بزرگتر برای شاخص‌های تطبیقی (شامل

جدول (۱) برآورد پارامترهای غیرمرکزی بر مبنای مقایسه مدل‌های آشیان شده و مدل مادر در یک تحلیل با مدل‌های چندگانه

| Model | DF | CMIN | P | NFI Delta-1 | IFI Delta-2 | RFI rho-1 | TLI rho2 |
|------------|----|---------|------|----------------|----------------|--------------|-------------|
| Nested-P1 | 1 | 447.274 | .000 | .239 | .247 | .311 | .324 |
| Nested-P2 | 1 | 140.507 | .000 | .075 | .078 | .098 | .102 |
| Nested-P3 | 1 | 184.427 | .000 | .099 | .102 | .128 | .134 |
| Nested-P4 | 1 | 225.372 | .000 | .120 | .124 | .157 | .163 |
| Nested-P5 | 1 | 64.884 | .000 | .035 | .036 | .045 | .047 |
| Nested-P7 | 1 | 320.858 | .000 | .171 | .177 | .223 | .233 |
| Nested-P8 | 1 | 34.629 | .000 | .018 | .019 | .024 | .025 |
| Nested-P9 | 1 | 39.133 | .000 | .021 | .022 | .027 | .028 |
| Nested-P10 | 1 | 170.904 | .000 | .091 | .094 | .119 | .124 |
| Nested-P11 | 1 | 26.854 | .000 | .014 | .015 | .019 | .019 |
| Nested-P12 | 1 | 18.009 | .000 | .010 | .010 | .013 | .013 |
| Nested-P13 | 1 | 7.617 | .006 | .004 | .004 | .005 | .006 |
| Nested-P14 | 1 | 10.635 | .001 | .006 | .006 | .007 | .008 |
| Nested-P15 | 1 | 1.111 | .292 | .001 | .001 | .001 | .001 |

^{۲۴} NFI، ^{۲۵} JFI، ^{۲۶} RFI و ^{۲۷} TLI) همراه است که در نهایت به توان آماری بالاتر به هنگام آزمون فرضیه‌های صفر خواهد انجامید.

مرحله پنجم: محاسبه توان آزمون برای مقادیر پارامتر غیرمرکزی به دست آمده. انجام این مرحله با استفاده از نرم افزار SPSS قابل انجام است. به این منظور لازم است سه متغیر به نام‌های Chi، DF و NCP تعریف شود. مقدار Chi برابر با ۳/۸۴، مقدار DF برابر با ۱ در نظر گرفته می‌شود^{۲۸}. مقادیر پارامتر غیرمرکزی براساس محاسبات مرحله چهارم از ستون CMIN به دست می‌آید. محاسبه توان آزمون با استفاده از رابطه زیر امکان پذیر است. نتایج به دست آمده در جدول (۲) منعکس شده است.

$$Power = 1 - NCDF. CHISQ (Chi, DF, NCP)$$

جدول (۲) برآورد توان آزمون تفاوت کای اسکوئر برای پارامترهای اصلی در مدل تدوین شده

| پارامتر | nep | chi | df | power |
|-----------|----------|--------|----|--------|
| پارامتر ۱ | ۴۴۷ / ۲۷ | ۳ / ۸۴ | ۱ | ۱ / ۰۰ |
| پارامتر ۲ | ۱۴۰ / ۵۱ | ۳ / ۸۴ | ۱ | ۱ / ۰۰ |
| پارامتر ۳ | ۱۸۴ / ۴۳ | ۳ / ۸۴ | ۱ | ۱ / ۰۰ |
| پارامتر ۴ | ۲۲۵ / ۳۷ | ۳ / ۸۴ | ۱ | ۱ / ۰۰ |
| پارامتر ۵ | ۶۴ / ۸۸ | ۳ / ۸۴ | ۱ | ۱ / ۰۰ |
| پارامتر ۷ | ۳۲۰ / ۸۶ | ۳ / ۸۴ | ۱ | ۱ / ۰۰ |
| پارامتر ۸ | ۳۴ / ۶۳ | ۳ / ۸۴ | ۱ | ۱ / ۰۰ |

²⁴ tiF demroN .

²⁵ tiF latnemercl .

²⁶ tiF evitaler .

²⁷ siweL-rekcuT .

²⁸ هر بار که یک پارامتر در مدل ثابت می‌شود یک واحد به درجه آزادی مدل افزوده می‌شود. مقدار ۳ / ۸۴ برابر با مقدار کای اسکوئر برای درجه آزادی ۱ و احتمال خطای نوع اول برابر ۰ / ۰۵ است. این مقادیر برای محاسبه توان آزمون به طور ثابت در ماتریس داده‌ها برای انجام محاسبات وارد می‌شوند.

| | | | | |
|------------|----------|--------|---|--------|
| پارامتر ۹ | ۳۹ / ۱۳ | ۳ / ۸۴ | ۱ | ۱ / ۰۰ |
| پارامتر ۱۰ | ۱۷۰ / ۹۰ | ۳ / ۸۴ | ۱ | ۱ / ۰۰ |
| پارامتر ۱۱ | ۲۶ / ۸۵ | ۳ / ۸۴ | ۱ | ۱ / ۰۰ |
| پارامتر ۱۲ | ۱۸ / ۰۱ | ۳ / ۸۴ | ۱ | ۰ / ۹۹ |
| پارامتر ۱۳ | ۷ / ۶۲ | ۳ / ۸۴ | ۱ | ۰ / ۹۰ |
| پارامتر ۱۴ | ۱۰ / ۶۴ | ۳ / ۸۴ | ۱ | ۰ / ۹۰ |
| پارامتر ۱۵ | ۱ / ۱۱ | ۳ / ۸۴ | ۱ | ۰ / ۱۸ |

نتایج منعکس شده در متون مربوط به توان آزمون (Power) نشان می‌دهد که حجم نمونه در نظر گرفته شده ($n=300$) در رابطه با چهارده پارامتر از پانزده پارامتر اصلی و آزاد تعریف شده در مدل از توان حداقل برخوردار هستند. تنها در رابطه با آخرین پارامتر ($\bar{E}ta3 \quad \bar{E}ta1 \quad P:15$) توان آزمون به حداقل قابل قبول ($0/8$) نرسیده است و در رابطه با یک پارامتر ($3 \quad Ksi \quad \bar{E}ta13$) نیز نزدیک به مرز قابل قبول است. چنین وضعیتی به معنای آن است که پژوهشگر نیاز دارد تا برای رسیدن به توان لازم برای کلیه پارامترها، حجم نمونه خود را افزایش دهد از طرف دیگر با توجه به این که تنها آزمون تفاوت معناداری دو پارامتر با مقدار صفر از حداقل توان برخوردار نیست ممکن است پژوهشگر ترجیح دهد با ذکر این موضوع در محدودیت‌های پژوهش به همین مقدار از حجم نمونه اکتفا نماید، با توجه به این که در برآورد حجم نمونه علاوه بر توان آزمون، دقت برآورد پارامترها نیز از اهمیت برخوردار است مناسب است تا با بررسی روش **مونت کارلو** که بر مبنای برآورد دقت پارامترها قرار دارد تصمیم نهایی در مورد حجم نمونه اخذ شود.

روش مونت کارلو

روش‌شناسی مونت کارلو امکان دقت پارامترهای برآورد شده را برای یک مدل خاص با حجم نمونه مشخص فراهم می‌آورد. مطالعات مونت کارلو در پژوهش مدل‌سازی برای مطالعه رفتار برآوردگرهای آماری و آماره‌های آزمون، تحت شرایط متفاوتی که پژوهشگر دست‌کاری می‌کند، نظیر حجم نمونه، درجه بدتدوینی مدل و درجه غیرنرمال بودن داده‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد. **موتن و موتن (۲۰۰۲)** نشان داده‌اند که **روش مونت کارلو** را می‌توان برای **تعیین حجم نمونه** مورد استفاده قرار داد. روش مونت کارلو بر مبنای نمونه‌گیری‌های متعدد با جایگذاری از نمونه اصلی قرار دارد. آنچه که به نام خودگردان‌سازی^{۲۹} خوانده می‌شود. با هربار انجام نمونه‌گیری کلیه پارامترهای آزاد در مدل محاسبه شده و در نهایت پس از آخرین نمونه‌گیری انجام شده، متوسط پارامترهای برآورد شده به عنوان برآورد آن گزارش می‌شود. تفاوت میان پارامتر برآورد شده در نمونه اصلی با متوسط پارامترهای برآورد شده در نمونه‌های مونت کارلو، معیاری برای اندازه‌گیری دقت برآورد پارامتر است. استفاده از روش مونت کارلو عمدتاً به دلیل نقاط ضعفی است که در روش ساتورا- ساریس وجود دارد. براون (۲۰۰۶:۴۲۰) یکی از این نقاط ضعف را آن می‌داند که در این روش دقت برآورد پارامترها مورد توجه قرار نمی‌گیرد.

جدول (۲) برآورد آریبی پارامترها با استفاده از روش مونت کارلو

| Bias-SE | Bias | Mean | SE-SE | SE | پارامتر |
|---------|--------|--------|-------|-------|-------------------------|
| ۰/۰۰۳ | ۰/۰۰۳ | ۰/۷۴۵ | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۳۶ | ψ Ksi @ ψ Eta |
| ۰/۰۰۷ | -۰/۰۰۹ | ۰/۳۹۰ | ۰/۰۰۵ | ۰/۰۹۸ | ψ Eta @ ψ Eta |
| ۰/۰۰۶ | ۰/۰۰۵ | ۰/۵۱۶ | ۰/۰۰۴ | ۰/۰۹۰ | ψ Ksi @ ψ Eta |
| ۰/۰۱۴ | ۰/۰۵۸ | ۰/۴۳۳ | ۰/۰۱۰ | ۰/۱۹۸ | ψ Ksi @ ψ Eta |
| ۰/۰۱۲ | ۰/۰۳۴ | -۰/۱۲۰ | ۰/۰۰۹ | ۰/۱۷۲ | ψ Eta @ ψ Eta |
| ۰/۰۰۳ | -۰/۰۰۴ | -۰/۴۰۴ | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۱۹ | ψ Eta @ ψ Eta |
| ۰/۰۰۱ | -۰/۰۰۱ | ۰/۹۱۶ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۱۳ | ψ Ksi @ ψ X |
| ۰/۰۰۱ | ۰/۰۰۰ | ۰/۹۱۴ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۱۲ | ψ Ksi @ ψ X |
| ۰/۰۰۲ | ۰/۰۰۲ | ۰/۶۳۱ | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۳۵ | ψ Ksi @ ψ X |
| ۰/۰۰۲ | ۰/۰۰۰ | ۰/۶۹۷ | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۳۳ | ψ Ksi @ ψ X |
| ۰/۰۰۴ | -۰/۰۰۳ | ۰/۴۱۹ | ۰/۰۰۳ | ۰/۰۵۲ | ψ Eta @ ψ Y |
| ۰/۰۰۴ | ۰/۰۰۸ | ۰/۸۲۶ | ۰/۰۰۳ | ۰/۰۶۰ | ψ Eta @ ψ Y |
| ۰/۰۰۳ | ۰/۰۰۲ | ۰/۳۷۱ | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۴۹ | ψ Eta @ ψ Y |
| ۰/۰۰۴ | ۰/۰۰۰ | ۰/۳۴۸ | ۰/۰۰۳ | ۰/۰۵۱ | ψ Eta @ ψ Y |
| ۰/۰۰۲ | ۰/۰۰۲ | ۰/۸۷۷ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۲۱ | ψ Eta @ ψ Y |
| ۰/۰۰۲ | -۰/۰۰۲ | ۰/۶۶۹ | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۳۵ | ψ Eta @ ψ Y |

| | | | | | |
|-------|--------|-------|-------|-------|----------|
| 0/002 | 0/001 | 0/898 | 0/001 | 0/025 | 1Eta @1Y |
| 0/002 | -0/001 | 0/787 | 0/001 | 0/030 | 1Eta @2Y |
| 0/003 | 0/001 | 0/472 | 0/002 | 0/047 | 1Eta @3Y |

شبهات روش مونت کارلو و ساتورا- ساریس در این است که در این جا نیز لازم است مدلی به عنوان مدل ($H1$) فرض شود که به عنوان مدل واقعی جمعیت آماری در نظر گرفته می شود. این مدل بر مبنای داده های مقدماتی برآورد می شود. روش مونت کارلو برحسب گرفتن نمونه های متعددی است که به طور تصادفی و بر مبنای مقادیر جمعیت آماری از مدل تدوین شده تولید می شود. در هر بار تولید اعداد تصادفی، پارامترها، خطاهای معیار و آماره های برازش محاسبه می شود و در نهایت متوسط این مقادیر برای کلیه دفعاتی که اعداد تصادفی تولید شده اند (مثلاً ۱۰۰۰ یا ۱۰۰۰۰ بار) محاسبه می شوند. این مقادیر متوسط، برای تعیین دقت به کار می روند.

موتن و موتن (۲۰۰۲) برای تعیین حجم نمونه پیشنهاد کرده اند که اریبی برآوردهای استاندارد پارامترها از ۰/۱۰ برای هر پارامتر فراتر نرود و البته برای پارامترهایی که تمرکز ویژه ای برای تحلیل توان آزمون وجود دارد این مقدار از ۰/۰۵ فراتر نرود. اریبی پارامترهای برآورد شده بر مبنای بهره گیری از روش مونت کارلو نشان می دهد که حجم نمونه مورد مطالعه تقریباً به برآورد قابل قبول به لحاظ دقت و براساس معیارهای معرفی شده به وسیله موتن و موتن (۲۰۰۲) انجامیده است. به استثنای یکی از پارامترهای گاما ($\text{Ksi } \bar{A} \text{ Eta}$) که اریبی آن اندکی بیش از ۰/۰۵ به دست آمده است و البته یکی از پارامترهای اصلی مدل نیز محسوب می شود نشان می دهد که حجم نمونه ۳۰۰ واحد را در این مطالعه در مجموع می توان قابل قبول تلقی کرد.

بحث و نتیجه گیری

برآورد حجم نمونه به اندازه ای که بتوان به برآورد پارامترهای جمعیت آماری با استفاده از آماره های نمونه ای به اطمینان قابل قبولی رسید همواره یکی از دغدغه های پژوهشگران اجتماعی بوده است. می توان گفت هرچه تحلیل های کمی از حالت تک متغیره به حالت چندمتغیره حرکت کنند برآورد حجم بهینه نمونه پیچیده تر می شود. چنین به نظر می رسد که در اغلب کتاب های روش شناسی به زبان فارسی عمدتاً بر وضعیتی تمرکز شده است که پژوهشگر خواهان برآورد یک نسبت یا یک میانگین است و کمتر به برآورد حجم نمونه در تحلیل های چندمتغیره پرداخته شده است.

ادبیات نمونه گیری برای مدل سازی معادله ساختاری، چه آن چه در کتابها آورده شده است و هرچه در مقاله های پژوهشی انعکاس یافته است، حاکی از استفاده پژوهشگران از معیارهای کلی است که هر چند در وهله اول ممکن است برای روش های تحلیل چندمتغیره ساده به نظر آیند اما از طرفی این معیارها ریشه در شبیه سازی های مونت کارلو دارد. مجموعه مطالعات انجام شده توسط افرادی نظیر بومسما (۱۹۸۲) اندرسون و گربینگ (۱۹۸۴) و هوگلند و بومسما (۱۹۹۸) که به شکل گیری این معیارهای کلی انجامیده اند.

در متن حاضر ضمن مروری بر معیارهای کلی برای برآورد حجم نمونه، نشان داده شد که چگونه می توان از روش های ساتورا- ساریس با تمرکز بر توان آزمون فرضیه های صفر و مونت کارلو با تمرکز بر دقت برآورد پارامترها به ارزیابی از کفایت حجم نمونه دست زد. با ارائه یک مثال که علاوه بر تعدد پارامترها دارای مدل های عاملی فروم مشخص بود (مدل های عاملی با ۱ یا ۲ معرف) و با توجه به معیارهای معرفی شده توسط هر و همکاران، ۳۰۰ واحد نمونه مورد مطالعه قرار گرفتند و استفاده از دو روش مذکور به نتایج قابل قبولی در رابطه با این حجم نمونه انجامید. یکی از نکات حائز اهمیت آن است که با استفاده از یک نمونه کوچک مقدماتی می توان به برآورد پارامترها دست زد و سپس با استفاده از تغییر حجم نمونه در ماتریس کوواریانس مشاهده شده نتایج

حاصل از روش‌های ساتورا-ساریس و مونت کارلو را تحلیل کرد.

مقاله حاضر بر مطالعات تک‌گروهی تمرکز داشت. مطالعاتی که همراه با بهره‌گیری از متغیرهای تعدیل‌کننده مقوله‌ای باشند و یا مدل‌های میانگین‌های ساختمند که مقایسه‌های چندگروهی را ضروری می‌سازند می‌تواند حجم نمونه را با توجه به تعداد گروه‌های مورد مقایسه به‌طور قابل توجهی افزایش دهد. علاوه بر آن چنان‌چه محقق خواهان آن باشد که از طریق دو نیمه کرده تصادفی نمونه مورد مطالعه به برآوردی از دقت پارامترهای برآوردشده دست زند همچون یک مطالعه دوگروهی نیاز به افزایش حجم نمونه‌ای خواهد شد که بر مبنای تحلیل تک‌گروهی به‌دست آورده است.

در نهایت متن حاضر با ذکر این نکته به پایان می‌رسد که تحلیل مبنی بر مدل‌سازی معادله ساختاری نیازمند تدارک مجموعه از پیش‌نیازهاست تا توان به نتایج حاصل از تحلیل اطمینان داشت. مباحثی همچون نرمال بودن چندمتغیره، واریانس متغیرهای مشاهده‌شده، انتساب داده‌های مفقود با بهره‌گیری از روش‌های مناسب و در نهایت برآورد حجم نمونه برای دستیابی به توان حداقل در آزمون فرضیه‌های صفر و دقت حداقل در برآورد پارامترهای آزاد در مدل از جمله مواردی هستند که هرکدام نیازمند بحث و بررسی در مجموعه‌ای از مقاله‌ها یا کتاب‌ها به‌طور مجزا و یا در ارتباط با یکدیگر است. متن حاضر تلاشی هرچند اندک برای باز کردن و یا ادامه چنین مباحثی است.

منابع

اوجاقلو، سجاد و زاهدی، محمدجواد (۱۳۸۴)، «بررسی اعتماد اجتماعی و عوامل مؤثر بر آن در بین ساکنان شهر زنجان»، *مجله جامعه‌شناسی ایران*، دوره ششم، شماره ۴، صفحات ۱۲۵-۹۲.

چلبی، مسعود و رسول‌زاده اقدم، صمد (۱۳۸۱)، «آثار نظم و تضاد خانواده بر خشونت علیه کودکان»، *مجله جامعه‌شناسی ایران*، دوره چهارم، شماره ۲، ص ۵۴-۲۶.

چلبی، مسعود و امیرکافی، مهدی (۱۳۸۳)، «تحلیل چندسطحی انزوای اجتماعی»، *مجله جامعه‌شناسی ایران*، دوره پنجم، شماره ۲، ص ۳-۳۱.

قاسمی، وحید. (۱۳۸۹)، *مدل‌سازی معادله ساختاری در پژوهش‌های اجتماعی با کاربرد Amos Graphics*، تهران: جامعه‌شناسان.

شوماخر، رندال ای. و لومکس، ریچارد جی. (۱۳۸۸)، *مقدمه‌ای بر مدل‌سازی معادله ساختاری*، ترجمه وحید قاسمی، تهران: جامعه‌شناسان.

کلانتری، خلیل (۱۳۸۸)، *مدل‌سازی معادلات ساختاری در تحقیقات اجتماعی - اقتصادی*، تهران: مهندسین مشاور طرح و منظر.

هومن، حیدرعلی (۱۳۸۴)، *مدل‌یابی معادلات ساختاری با کاربرد نرم‌افزار لیزرل*، تهران: سمت.

Anderson, J. C., & Gerbing, D. W., (1984), The effect of sampling error on convergence, improper solutions, and goodness-of-fit indices for maximum likelihood confirmatory factor analysis, *Psychometrika*, 49, 155-173.

Bentler, P. M., & Chou, C. P., (1987), Practical issues in structural equation modeling, *Sociological Methods & Research*, 16, 78-117.

Boomsma, A., (1982), The robustness of LISREL against small sample sizes in factor analysis models, *In K. G. Jöreskog and H Wold (Eds), Systems under indirect observation*, pp, ۱۷۴- ۱۴۹, Amsterdam: North Holland.

Brown, T. A., (2006), *Confirmatory factor analysis for applied research*, NY: The Guilford Press.

Byrne, B. M., (2010), *Structural equation modeling with Amos*, NY: Routledge.

Cochran, W. G., (1977), *Sampling Techniques*, NY: John Wiley & Sons.

Cohen, J., (1998), *Statistical power analysis for the behavioral sciences*, Hillsdale, NJ: Earlbaum.

Conway, F., (1967), *Sampling: an introduction for social scientists*, London: Allen and Unwin Ltd.

Dattalo, P., (2008), *Determining Sample Size' Balancing Power, Precision, and Practicality*, USA: Oxford University Press.

Deming, W. E., (1950), *Some Theory of Sampling*, NY: John Wiley & Sons.

Everitt, B. S., (2002), *The Cambridge Dictionary of Statistics*, Cambridge: Cambridge University Press.

Hair, J. F., Black, W., Babin, B., & Anderson, R. E., (2009), *Multivariate data analysis*, NJ: Prentice Hall.

Hoogland, J. J., & Boomsma, A., (1998), Robustness studies in covariance structure modeling: An overview and a meta-analysis, *Sociological Methods & Research*, 26, 329-367.

- Hoyle, R. H., & Panter, A. T., (1995), Writing About Structural equation models. In R. H. Hoyle (Ed). *Structural Equation Modeling: Concepts, Issue, and Applications* (pp. 158-176). Thousand Oaks, CA:Sage.
- Kline, R. B., (2010), *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*, NY: Guilford Press.
- Loehlin, J. C., (2004), *Latent Variable Models*, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Mac Callum, R. C., Widaman, K. F., Preacher, K.J., and Hong, S., (2001), Sample Size in Factor Analysis. The role of model error, *Multivariate Behavioral Research*, 36, 611-637.
- Marsh, H. W., Balla, J. R., & MacDonald P., (1988), Goodness-of-fit Indexes in Confirmatory Factor Analysis: The effect of Sample Size, *Psychological Bulletin*, 88, 245-258.
- Maxwell, S. E., & Coel, D. A., (1995), Tips for Writing Methodological Articles, *Psychological Bulletin*, 118, 193-198.
- Mueller, R. O., (1996), *Basic Principles Modeling*, NY: Springer.
- Muth n, L. K., & Muth n, B. (2002), How to Use a Monte Carlo Study to Decide on Sample Size and Determine Power, *Structural Equation Modeling*. Vol. 9, N. 4, pp. 599-620.
- Saris, W. E., & Stronkhorst, H., (1984), *Causal Modeling in Nonexperimental Research*, Amsterdam: Sociometric Research Foundation.
- Satorra, A., & Saris, W. E., (1985), Power of the Likelihood Ratio Test in Covariance Structure Analysis, *Psychometrika*, 50, 83-90.

Archive of SID