



## آزمون همبستگی های چند عاملی در تحقیقات جامعه شناسی

پدیدآورنده (ها) : امینی، سیاوش

علوم اجتماعی :: نشریه مطالعات جامعه شناختی :: دوره قدیم، بهار ۱۳۵۵ - شماره ۵ (ISC)

صفحات : از ۱۷۰ تا ۱۸۷

آدرس ثابت : <https://www.noormags.ir/view/fa/articlepage/94221>

تاریخ داندود : ۱۳/۰۶/۱۴۰۲

مرکز تحقیقات کامپیوتری علوم اسلامی (نور) جهت ارائه مجلات عرضه شده در پایگاه، مجوز لازم را از صاحبان مجلات، دریافت نموده است، بر این اساس همه حقوق مادی برآمده از ورود اطلاعات مقالات، مجلات و تألیفات موجود در پایگاه، متعلق به "مرکز نور" می باشد. بنابر این، هرگونه نشر و عرضه مقالات در قالب نوشتار و تصویر به صورت کاغذی و مانند آن، یا به صورت دیجیتالی که حاصل و بر گرفته از این پایگاه باشد، نیازمند کسب مجوز لازم، از صاحبان مجلات و مرکز تحقیقات کامپیوتری علوم اسلامی (نور) می باشد و تخلف از آن موجب پیگرد قانونی است. به منظور کسب اطلاعات بیشتر به صفحه **قوانین و مقررات** استفاده از پایگاه مجلات تخصصی نور مراجعه فرمائید.



- ابن خلدون در نگاهی دیگر : آزمون بالقوگی های مفاهیم اجتماعی ابن خلدون با توجه به سیاق مفهوم سازی در فضای فکری جامعه شناسی
- همبستگی سه دستگاه قدیمی آزمایشگاه روان شناسی با آزمون های مشابه در سیستم جدید وپه نا
- بررسی گرایش های پژوهشی در تحقیقات جامعه شناسی زنان و خانواده در ایران
- تبیین نقش پارادیم های حسابداری در ارتقاء خصوصیات کیفی جامعه: جامعه شناسی گزارشگری مالی
- تبیین ناهنجاری اقلام تعهدی و محدودیت مالی از طریق عوامل ارزش و مومنتوم و بررسی تطبیقی عملکرد مدل با مدل های عاملی رقیب از طریق آزمون GRS در شرکت های بورس اوراق بهادار تهران
- نقش هنر در تبیین جامعه شناسی مشارکت زنان اقوام لر بختیاری و عرب در کسب منزلت های اجتماعی و سیاسی
- بازخوانی فتح یمن توسط وهرز در پرتو نظریه های جامعه شناسی جنگ
- نقش وسایل ارتباط جمعی در مشارکت اجتماعی دانشجویان (رشته های جامعه شناسی و علوم ارتباطات اجتماعی دانشگاه های شهر تهران)
- خلاصه کتاب «زنده باد فساد» جامعه شناسی سیاسی فساد در دولت های جهان سوم
- نقش سرمایه فرهنگی و تمایز طبقاتی در شکل گیری و تکوین جامعه شناسی موسیقی (با تاکید بر دیدگاه های آدرنو، پیترسون و پیربورديو)

## آزمون همبستگی‌های چند عاملی در تحقیقات

### جامعه‌شناسی

گاهی اوقات هنگام تجزیه و تحلیل ارقام، محقق جامعه‌شناس مجبور است که بیش از سه متغیر را همزمان مورد بررسی قرار دهد. اجبار محقق از آن جهت است که در برخی از موارد در بررسی همبستگی متغیرها، درصد قابل توجهی اختلاف غیر قابل توجیه ظاهر میگردد. تا جائیکه این واریانس غیر قابل توجیه مربوط به اشتباهات سنجش نباشد، می‌توان نتیجه گرفت: متغیرهای غیر وابسته‌ای که تا بحال مورد توجه قرار گرفته‌اند کاملاً از متغیرهای وابسته تفکیک نشده‌اند و یا بعبارت ساده‌تر متغیرهای دیگری وجود دارند که بطور منظم بر متغیرهای وابسته تأثیر می‌گذارند. بنابراین تأثیر متغیرهایی که محقق از آنها غافل مانده موجب یک اختلاف توجیه ناشدنی می‌گردند. بدیهی است تجسم رابطه واقعی بین بیش از سه متغیر با استفاده از روش همبستگی و یا همبستگی شرطی کار بی اندازه مشکلی است. تجزیه و تحلیل همبستگی‌های سه عاملی با روش‌های قیاسی امکان پذیر است. اما زمانیکه تعداد متغیرها از سه تجاوز کند باید روش دیگری را بکار برد که بلا لوک<sup>(۲)</sup>، Blalock آنرا تکمیل کرده است. این روش را می‌توان در واقع روش گسترده تجزیه و تحلیل جداول نامید. اختلاف این روش با روش تجزیه و تحلیل جداول آنست که الگوی همبستگی بطور

۱) ر.ک. به  
Mayntz, R., Holm, K., Huebener, P.,  
Einfuehrung in die Methoden der Empirischen  
Soziologie, 3. Aufl. Westdeutscher Verlag/  
opladen 1972

2-Blalock, H.M.: Casual Interferences in Non-  
experimental Research, Chapel Hill, 1961.

قیاسی از ارقام گرفته نشده، بلکه الگوهای همبستگی بین متغیرها بر اساس نظریه‌هایست که بعداً با توجه به محاسبات همبستگی از مواد جمع آوری شده با همبستگی های جزئی آزمایش میشوند. سپس از میان الگوها یکی از آنها که با مواد جمع آوری شده از همه بیشتر متناسب است انتخاب میشود. برای استفاده از این روش پیچیده باید قبلاً یک سلسله فرضیات راجع به صفات الگوهای نظری ارائه دهیم:

۱- اولین اصل آنست که با این روش فقط الگوهای علی "قابل آزمون هستند، بعبارت دیگر رابطه بین متغیرها نباید رجعتی (رورسیبل) باشد.

مثلاً "چنانچه  $B \rightarrow A$  تأثیر بگذارد در اینصورت تأثیر  $A \rightarrow B$  مجاز نیست، همبستگی های کارکردی (فونکسیونل) که در آنها همچنان که متغیر  $A$  بر متغیر  $B$  اثر میگذارد، متغیر  $B$  نیز بر متغیر  $A$  تأثیر میگذارد در روش بلا لوک قابلیت آزمون ندارند.

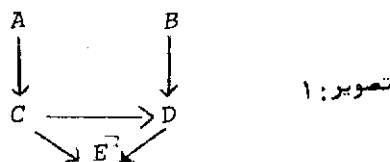
۲- همبستگی بین متغیرها باید خطی بوده و ارزش متغیرها قابل جمع باشد (همگی بر روی یک بعد) در غیراین صورت نمی توان از ضریب همبستگی استفاده کرد. بنابراین هر جا رابطه بین متغیرها غیرخطی (مثلاً "درجه ۲) باشد، در اینصورت باید با استفاده از لگاریتم آنها را بصورت خطی در بیاوریم.

۳- کلیه متغیرها باید دقیقاً "اندازه گیری و در الگو مطرح شوند.

۴- اثر کلیه متغیرهای خارج از حوزه الگو نباید منظم بلکه باید تصادفی باشد، بعبارت دیگر همبستگی های علی الگو نباید بوسیله این نوع متغیرها متأثر شود، در غیر این صورت باید متغیر خارج از الگو را بداخل الگو منتقل نمود.

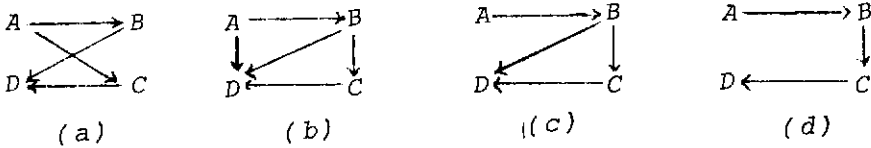
۵- متغیرهای خارج از الگو نباید دارای همبستگی باشند.

ع- اختلاف متأثر از اشتباهات سنجش در کار تحقیق باید تا حد امکان اندک باشد. برای آزمایش الگوی نظری با مواد جمع آوری شدهی تجربی، باید نه تنها تعداد متغیرها معین باشد، بلکه کلیه این متغیرها با توجه به جامعه آماری محاسبه شده و فرضیه هائی نیز در زمینه همبستگی های علی بین متغیرها در دست باشد. یک همبستگی علی بین ۵ متغیر را می توان از طریق نمودار زیر نشان داد:



با استفاده از این الگو می توان فرضیه هائی در باره ضریب همبستگی متغیرها

ارائه داد تا بتوان با توجه به ضریب همبستگی جزئی آنها را بطور تجربی آزمایش کرد. برای آنکه اساس این روش را بهتر توجیه کنیم از یک الگوی چهار عاملی استفاده می‌کنیم.



تصویر ۲:

ابتدا تصویر a را بررسی می‌کنیم. در این تصویر میتوان همبستگی بین متغیرهای A و B و C و D را که البته شدت آنها نا معلوم است بسادگی دید. ولی نمی‌توان راجع به همبستگی‌های علی بطور دقیق نظر داد و نمی‌توان گفت که همبستگی جزئی خاصی بین هر یک از متغیرها موجود است. ولی با حذف همبستگی بین متغیر A و C (عدم توجه به همبستگی در تصویر b می‌توان راجع به الگوها نظر دقیق‌تری کرد. در تصویر b چنانچه اثر از محاسبه حذف شود، همبستگی بین A و C نیز حذف می‌شود، زیرا A فقط از طریق B بر روی C اثر می‌گذارد. یعنی  $r_{AC.B} = 0$  بمثابة یک نوع آزمایش تجربی است که در آن متغیر B ثابت فرض شده و بشرط وجود همبستگی بین متغیرها تغییرات متغیر A هیچگونه تغییری در میانگین متغیر وابسته C ایجاد نمی‌کند. چنانچه علاوه بر این، همبستگی بین متغیر A و D نیز حذف شود (تصویر c) و بدین ترتیب متغیر A فقط یک همبستگی غیر مستقیم با C (از طریق متغیر B به D) داشته باشد، می‌توان گفت که:

$$r_{AC.B} = 0$$

بعبارت ساده تر با ثابت نگهداشتن متغیر B و C همبستگی بین A و D از بین می‌رود. چنانچه این الگو معادل با ارقام جمع آوری شده باشد باید همبستگی‌های جزئی

$$r_{AD.BC} \quad \text{و} \quad r_{AC.B} \quad (\text{Partial Correlation})$$

هر دو مساوی صفر باشند. حال چنانچه همبستگی بین متغیرهای B و D نیز حذف شود (تصویر d)، در اینصورت یک زنجیر علی ساده بدست می‌آید که در آن فرمول‌های زیر معتبر میشوند:

$$r_{AC.B} = 0$$

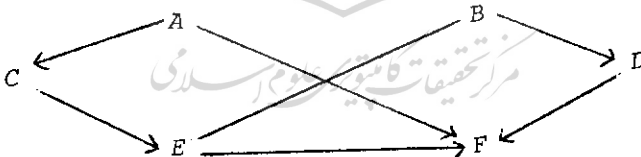
$$r_{AD.BC} = 0$$

$$r_{BD.C} = 0$$

با توجه باین موضوع همزمان همبستگی های جزئی اساسی  $r_{AD.C}$  و  $r_{AD.B}$  معادل صفر میگردند. در باره این زنجیر علی ساده میتوان گفت: وقتی همبستگی یک متغیر تأثیر گذار محاسبه میشود، همبستگی بین دیگر متغیرها (حق بطور غیر مستقیم) از بین میرود. از طرف دیگر این اصل معتبر است که همبستگی بین متغیر اول و متغیر آخر معادل حاصل ضرب همبستگی بین متغیرهای تأثیر گذارنده<sup>(۱)</sup> دیگر است یعنی:

$$r_{AD} = r_{AB} \cdot r_{BC} \cdot r_{CD}$$

در عین حال این همبستگی همیشه کوچکتر از همبستگی مستقیم بین هر جفت متغیرهای مربوط است. عبارت ساده تر طرف چپ تساوی کوچکتر از هر یک از عناصر طرف راست تساوی است یک الگوی معین علی نه تنها بر اساس نبودن همبستگی یا همبستگی جزئی استوار است، بلکه تحت شرایطی معین بر اساس این ادعا است که یک همبستگی معین حاصل دویا چند همبستگی دیگر است برای آن که نشان دهیم چگونه از این روش در الگوهای پیچیده تر استفاده میشود، از یک مثال همبستگی شش عاملی استفاده می کنیم که نمودار آن بشکل زیر است (تصویر ۳)



از میان ۱۵ همبستگی دو بعدی ممکن بین شش متغیر<sup>(۲)</sup>، در الگوی بالا بنا بر آن چه که گذشت فقط ۷ همبستگی مورد توجه است. بنا بر این الگوی فوق از طریق ۸ فرضیه همبستگی جزئی که باید معادل صفر باشند مشخص میشود. برای آنکه الگوی فوق را با ارقام بدست آمده تجربی قیاس کرد، باید تساویهای زیر برقرار باشند<sup>(۳)</sup>:

۱) Koenig, R: *Handbuch der Empirischen Sozialforschung* 1973, 3. Band

۲ تعداد همبستگی های ممکن از فرمول  $\frac{n(n-1)}{2}$  بدست می آید که در آن  $n$  تعداد متغیرهای الگوست:  $15 = \frac{6(6-1)}{2}$

۳ این اصول را در کتب بی شماری که در زمینه آمار موجود است می توان یافت.

$$r_{AB} = 0 \qquad r_{AD} = 0$$

$$r_{CB} = 0 \qquad r_{CD} = 0$$

$$r_{AE.BCD} = 0 \qquad r_{BF.ACDE} = 0$$

$$r_{DE.ABC} = 0 \qquad r_{CF.ABDE} = 0$$

علاوه بر این در این الگو باید  $r_{AE.B} = r_{AC} . r_{CE}$  باشد.

با استفاده از یک مثال عددی ( همبستگی ۴ عاملی ) موضوع را روشن میکنیم :  
فرض کنیم که برای توجیه علی سطح عملکرد دانش آموز در مدرسه ( Z ) متغیرهای زیر معتبر باشند :

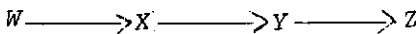
۱- موقعیت اقتصادی - اجتماعی پدر ( W )

نحوه تربیت پدر ( X )

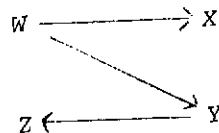
۳- حیثیت گروهی دانش آموز در کلاس مدرسه ( Y )

حال بر اساس فرضیه های ممکن می توان دو الگو برای این مطلب ارائه داد .

الگوی اول



الگوی دوم



برای الگوی اول می توان تساویهای زیر را برقرار کرد :

$$r_{XZ} + r_{XY} . r_{YZ}$$

$$r_{WY} = r_{WX} . r_{XY}$$

$$r_{WZ} = r_{WX} . r_{XY} . r_{YZ}$$

برای الگوی دوم فقط میتوان دو تساوی ارائه داد که یکی از آنها رانمی توان درالگوی اول یافت :

$$r_{XZ} + r_{XY} \cdot r_{YZ}$$

$$r_{WZ} = r_{WY} \cdot r_{YZ} ;$$

حال فرض میکنیم که از ارقام جمع آوری شده بطریق تجربی (empirie) همبستگی های زیر محاسبه شده اند (جدول ۱)

	W	X	Y	Z
W	—	۰/۴۹	۰/۵۳	۰/۳۹
X	۰/۴۹	—	۰/۶۱	۰/۵۱
Y	۰/۵۳	۰/۶۱	—	۰/۸۰
Z	۰/۳۹	۰/۵۱	۰/۸۰	—

جدول ۱ - ماتریس همبستگی

حال میتوان ارزش های موجود ماتریس را با همبستگی هائی که از فرضیه الگوها بدست آمده اند مقایسه کرد . نتیجه این مقایسه در جدول ۲ نشان داده شده است . درست است که نمی توان اختلاف معنی دار بین همبستگی ها را در این حالت محاسبه کرد ، اما این مقایسه نشان میدهد که الگوی دوم با ارقام جمع آوری شده هماهنگی بیشتری دارد .

جدول ۲ - مقایسه ارزش های انتظاری و ارزش های واقعی

فرضیه های الگو	ارزش های واقعی	ارزش های انتظاری
$r_{XZ} = r_{XY} \cdot r_{YZ}$ $r_{WY} = r_{WZ} \cdot r_{XY}$ $r_{WZ} = r_{WX} \cdot r_{XY}$ $r_{YZ}$	الگوی اول	$(0/61) \times (0/80) = 0/49$ $(0/49) \times (0/61) = 0/30$ $(0/49) \times (0/61) \times (0/80) = 0/24$
	۰/۵۱	
	۰/۵۳	
	۰/۳۹	
$r_{XZ} = r_{XY} \cdot r_{YZ}$ $r_{WZ} = r_{WY} \cdot r_{YZ}$	الگوی دوم	$(0/61) \times (0/80) = 0/49$ $(0/53) \times (0/80) = 0/42$
	۰/۵۱	
	۰/۳۹	



در الگوی اول همانطوریکه از جدول پیداست همبستگی بین موقعیت اقتصادی - اجتماعی پدر و موقعیت گروهی پسر در کلاس درس ( $XWZ$ ) و همبستگی بین موقعیت اقتصادی - اجتماعی پدر و سطح عملکرد دانش آموز در مدرسه ( $XWZ$ ) بزرگتر از ارزش‌های انتظاری است که در جدول نشان داده شده است. در الگوی دوم که موقعیت اقتصادی اجتماعی پدر مستقیماً با حیثیت گروهی دانش آموز در رابطه است همبستگی علی بین موقعیت اقتصادی - اجتماعی و عملکرد دانش آموز کمتر از طریق همبستگی بین موقعیت اقتصادی - اجتماعی و عملکرد او افزایش می‌یابد. این امر با آزمون تجربی نیز هماهنگی دارد. البته باید یادآور شویم که در این مثال نباید تصور کرد که با ایجاد الگوی دوم فرضیه تأیید شده است. ولی می‌دانیم که الگوی دوم بهتر از الگوی اول با واقعیت تجربی سازگار است. بدیهی است که امکان وجود یک الگوی دیگر نیز که نتایج مشابهی را ارائه دهد موجود است ولی در اینجا بمنظور رعایت اختصار از ذکر آن صرف نظر شده است چنانچه دو الگو به نتیجه مساوی برسند، یا باید انتخاب یکی از این الگوها بر اساس تعمق نظری باشد یا متغیرهای جدیدی را بهر دو الگو اضافه کرده و روش را دوباره تکرار کنیم. یکی از موارد استفاده و طرز آزمون همبستگی‌های چند عاملی تجزیه و تحلیل گروه‌های ناهمگن است که سان کوئیست و مورگان *Sonquist & morgan* آنرا تکمیل کرده‌اند. در این روش سعی بر آنست که با استفاده از ترکیبی از صفات (ضرایب ویژگی) متغیرهای غیر وابسته را بر حسب (سن، جنس، وابستگی به حزب معین . . . . .) برای نمونه‌های مورد مطالعه ارائه دهیم برای این منظور پدیدار یا جامعه اصلی را ابتدا بطور کامل بدو گروه تقسیم میکنیم بطوری که هر گروه از طریق صفت (ضریب ویژگی) یک متغیر وابسته مشخص شود. سپس هر یک از گروه‌ها باز هم بر اساس یک متغیر وابسته دیگر، گروه بندی میشوند، تا آخر . . . . .) این کار تا جایی ادامه می‌یابد که دیگر تقسیم گروه‌ها بنا بقاعده ای معین امکان پذیر نیست. لازمه این گروه بندی آنستکه اولاً هر گروهی با توجه به متغیر وابسته بطور درونی از جامعه اصلی همگن تر باشد و ثانياً "آنکه گروه‌ها تا حد ممکن بطور برونی ناهمگن (Heterogen) باشند. با توجه به تلفیق صفات (ضرایب ویژگی) در گروه‌های نهائی می‌توان تحت شرایط معینی ضریب متغیر وابسته را توجیه نمود. برای مثال میتوان در تجزیه و تحلیل در آمد متوسط، خرده گروه‌های زیر را تشکیل داد:

یک خرده گروه بسیار همگن (تعیین این گروه از طریق انحراف بسیار اندک در آمد فردی از میانگین حسابی در آمد امکان پذیر است) با درآمد زیاد که از طریق صفات انتخابی فی المثل تحصیل دانشگاهی، جنس مرد و سن بین ۳۵ تا ۵۵ سال مشخص میشود (مانند

استادان مرد دانشگاه)

خرده گروه همگن دوم متوسط در آمد اندک از طریق صفات انتخابی دیگر ، مانند تحصیل دوره ابتدائی ، جنس زن و سن کمتر از ۳۵ سال مشخص میشود . در این میان ممکن است گروهی نیز وجود داشته باشد که در آمد متوسط آن بین بسیار کم و بسیار زیاد قرار گرفته باشد و زیاد هم همگن نباشد و مثلا " از طریق صفات زیر ، داشتن دبیرم متوسطه جنس مرد و کمتر از ۳۵ سال مشخص شود ، باید دانسته که در گروههای همگن صفت مشخصه متغیر غیر وابسته داری یک ارزش توجیهی دقیق برای مقدار در آمد متوسط گروه است توزیع گروه اصلی به خرده گروهها بر اساس اصل پراکندگی آماری است . همانطور که می دانیم پراکندگی معیاری برای همگن بودن یا ناهمگن بودن هر گروه است و آنرا مربع انحراف هر نمونه مورد مطالعه از میانگین گروه مربوط گویند. بنابراین هر چه ارزش های افرادی از حد متوسط بیشتر منحرف شده باشند بهمان اندازه نیز گروه ناهمگن تر بوده و پراکندگی بیشتر است. ولی باید توجه داشت که در روش گروههای ناهمگن فرمول پراکندگی تغییر داده شده و بجای :

$$s^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

با ضرب کردن دوطرف تساوی در  $n$  ،

$$n \cdot s^2 = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

از فرمول

استفاده میشود . این اصطلاح را مجموع مربعات  $QS$  (Total sum of squares) مینامند . اصل قاعده پراکندگی یا در این مورد بخصوص مجموع مربعات است که کل مجموع مربعات  $QS(n \cdot s^2)$  همه واحدها  $(n)$  در گروه اصلی را می توان به مجموع مربعات درونی و برونی قسمت کرد. مجموع مربعات درونی  $intern QS$  مجموع مربعات گروه پائین ( در اینجا ۲ یعنی :  $n_1 s_1^2 + n_2 s_2^2$  ) است و مجموع مربعات برونی ( با تعداد واحدهای هر گروه جزئی یا خرده گروه  $n_1, n_2$  ) مربع انحراف میانگین توازی خرده گروه  $(x_1, x_2)$  از میانگین گروه اصلی است یعنی :

$$ns^2 = n_1 s_1^2 + n_2 s_2^2 + n_1 (\bar{x}_1 - \bar{x})^2 + n_2 (\bar{x}_2 - \bar{x})^2$$

$$ns^2 = \underbrace{\sum_{i=1}^2 n_i s_i^2}_{\text{مجموع مربعات درونی}} + \underbrace{n_i \sum_{i=1}^2 (\bar{x}_i - \bar{x})^2}_{\text{مجموع مربعات برونی}}$$

عبارت اول این تساوی در قسمت راست معیاری  $\sum_{i=1}^2 n_i s_i^2$

برای همگن بودن درون هر خرده گروه و عبارت دوم  $n_i \sum_{i=1}^2 (\bar{x}_i - \bar{x})^2$  معیاری برای ناهمگن بودن خرده گروهها با هم است. حال میتوان این روش را دقیق تر تفسیر کرد:

هدف ما اینست که از میان کلیه متغیرهای غیر وابسته، متغیری را بیابیم که گروه‌بندی‌ها را بطوری مجاز میدارد که مجموع مربعات درونی *within sum of squares* حداقل رسیده و مجموع مربعات برونی *between sum of squares* حداکثر برسد. مجموع مربعات برونی معیاری برای توجیه و اریانس متأثر از گروه‌بندی با عبارت دیگر کاهش ناهمگنی گروه اصلی است بعکس مجموع مربعات درونی معیاری برای واریانس غیر قابل توجیه و یا بسخن دیگر ناهمگنی موجود در گروههای زیرین است به حداکثر رساندن مجموع مربعات درونی در هر مرحله تجزیه انجام شده و خود معیاری برای انتخاب متغیر غیر وابسته در مرحله بعدی گروه‌بندی است. در اینکه کدامیک از متغیرها به نتیجه مطلوب میرسد از طریق آزمایش امکان پذیر میشود. چنانچه یک متغیر غیر وابسته بیش از دو ضریب داشته باشد، در اینصورت برای دوگانگی این متغیر نیز ترکیب مطلوبی از ضرایب بطریق آزمایش محاسبه میشود.

روشی را که شرح دادیم اکنون مختصراً "با یک مثال روشن می‌کنیم:

می‌خواهیم بررسی کنیم که در آمد متوسط شاغلین در صنعت بچه‌چیز وابستگی دارد، (متغیر وابسته در آمد معمولاً "یک درجه دوره ایست"، \* متغیرهای غیر وابسته در آمد فرضاً "موقعیت شغلی (کارمند - کارگر\*\*)"، جنس (زن - مرد)\* و گروههای متفاوت از نظر کار کرد عملی (گروه شغلی) باشند (گروه شغلی ۱ - گروه شغلی ۲ - گروه شغلی ۳) \*\*\* ن. ک. به تصویر ۵

\* درجه دوره ای Interval scale \*\* درجه اسمی nominal scale

\*\*\* درجه نظمی ordinal scale

نمونه‌های مورد مطالعه  $n=400$  است که بصورت جدول زیر توزیع شده است (۱).

شغل	کارمند						کارگر					
	زن			مرد			زن			مرد		
جنس												
گروه	۱	۲	۳	۱	۲	۳	۱	۲	۳	۱	۲	۳
$\bar{x}$	۱۴	۹	۷	۱۰	۸	۶	۹	۸	۶	۷	۷	۵
$n$	۱۰	۱۰	۲۰	۱۰	۱۰	۴۰	۴۰	۴۰	۱۰	۱۰	۵۰	۸۰
$n \cdot \bar{x}$	۱۴۰	۹۰	۱۴۰	۱۰۰	۸۰	۲۴۰	۳۶۰	۳۲۰	۲۴۰	۷۰	۳۰۰	۴۰۰

جدول شماره ۳ - درآمد متوسط شاغلین در صنعت  $\bar{x}$  درآمد متوسط  $\times 100$  واحد پولی  $n$  فراوانی

در مرحله اول میانگین کلیه ارقام محاسبه میشود. این میانگین معادل میانگین توازن کلیه

$$\text{میانگین های انفرادی است: } \frac{1}{n} \sum \bar{x}n = \frac{1}{400} \times 2800 = 7$$

مجموع مربعات  $QS$  (یعنی مجموع مربع انحراف های درآمد ۴۰۰ نفر مزبور از میانگین

توازن درآمد  $(7 \times 100 = 700)$  معادل ۲۷۴۰ است. اکنون باید بیآزمائیم که کدامیک از

سه متغیر غیر وابسته یعنی موقعیت شغلی، جنس و گروه شغلی بهترین عامل گروه‌بندی است

یا عبارت دیگر دو گروه زیرین را با کوچکترین مجموع مربعات درونی و بزرگترین مجموع

مربعات برونی ارائه میدهد. معیار آزمون، مجموع مربعات برونی است زیرا ساده تر قابل

محاسبه است. اولین متغیر جنس است بدین ترتیب که گروه اصلی بدو گروه زیرین تقسیم

میشود که عبارتند از شاغلین زن و شاغلین مرد. حال برای هرگروهی میانگین درآمد محاسبه

میشود:

$$\text{درآمد متوسط شاغلین مرد} = \frac{1610}{200} = 8/05$$

$$\text{درآمد متوسط شاغلین زن} = \frac{1190}{200} = 5/95$$

مجموع مربعات برونی (توجیه شده) عبارت است

$$ns_{ext}^2 = (\bar{x}_m - \bar{x})^2 \cdot n_m + (\bar{x}_f - \bar{x})^2 \cdot n_f$$

$$= (8/05 - 7) \times 200 + (5/95 - 7) \times 200 = 441$$

می‌بینیم که توزیع گروه اصلی بر حسب جنس، دو گروه ارائه میدهد که در میانگین با هم اختلاف آشکاری دارند، مجموع مربعات درونی گروه‌های جدید دقیقاً " بمقدار ۴۴۱ (قدر مطلق مجموع مربعات درونی) کوچکتر از مجموع مربعات گروه اصلی یا  $16/1\% = \frac{441}{2740} \times 100$  است. توجه دقیق این مطلب آنست که ناهمگنی گروه اصلی (کل جامعه نمونه) در اثر تقسیم بدو گروه زیرین بر حسب جنس، بمقدار  $16/1\%$  کاهش یافته است. در مرحله دوم موقعیت شغلی بررسی میشود در اینجا گروه اصلی بر حسب موقعیت شغلی بدو گروه زیرین کارمند و کارگر توزیع میشود. ارزش‌های بدست آمده عبارتند از:

$$\bar{x} = 7/9 \quad \bar{x} = 6/7 \quad ns_{ext}^2 = 108$$

کارمند

کارگر

عدد بدست آمده برای مجموع مربعات برونی در اینجا فقط  $3/9$  درصد ناهمگنی گروه اصلی را کاهش میدهد و بنابراین نامناسب بر از توزیع گروه‌ها بر حسب جنس است.

بدیهی است که گروه‌های شغلی نیز باید بهمین ترتیب محاسبه شود ولی در این جا همانطور که اشاره کردیم متغیر دارای سه ضریب یعنی گروه شغلی ۱ و ۲ و ۳ است بنابراین امکانات گروه بندی به بیش از دو گروه افزایش مییابد یعنی:

گروه شغلی ۱ با گروه شغلی ۲ و ۳

گروه شغلی ۲ و ۱ با گروه شغلی ۳

گروه شغلی ۳ و ۱ با گروه شغلی ۲

با توجه به روشی که ارائه میشود لازم نیست که ترکیب‌های مختلف گروهی همگی محاسبه شود؛ کفایت که تعداد ضرایب (در این جا معادل ۳) را طوری تنظیم کنیم که ارزش متغیر بزرگتر در جلو قرار گیرد (در اینجا درآمد متوسط گروه شغلی ۱ بیشتر از درآمد متوسط گروه شغلی ۲ و درآمد متوسط گروه شغلی ۲ بیشتر از درآمد متوسط گروه شغلی ۳ است یعنی:

$$I_1 > I_2 > I_3$$

بنابراین اصل توزیع گروه‌ها بصورت زیر کفایت

$$\begin{array}{l} K_1 \\ K_1 + K_2 \\ \vdots \\ K_1 + K_2 + \dots + K_{n-1} \end{array} \quad \begin{array}{l} \text{با} \\ \text{با} \\ \vdots \\ \text{با} \end{array} \quad \begin{array}{l} k_2 + k_3 + \dots + k_n \\ k_3 + k_4 + \dots + k_n \\ \vdots \\ k_n \end{array}$$

در مثال بالا کافیتست که گروههای زیر را تشکیل دهیم :

گروه شغلی ۱ با گروه شغلی ۳۰۲

گروه شغلی ۲۰۱ با گروه شغلی ۳

اعدادی که پس از محاسبه بدست میآید عبارتند از :

$$\bar{x} = 9/57 \quad (1) \text{ - گروه شغلی}$$

$$\bar{x} = 6/45 \quad ms_{ext}^2 = \%20/5 \quad (2+3) \text{ - گروه شغلی}$$

$$\bar{x} = 8/1 \quad (1+2) \text{ گروه شغلی}$$

$$\bar{x} = 6/1 \quad ns_{ext}^2 = \%14/7 \quad (3)_1 \text{ گروه شغلی}$$

در اینجا معلوم میشود که توزیع گروه اصلی بر حسب متغیر غیر وابسته گروه شغلی زیر یعنی شاغلین گروه شغلی ۱ و شاغلین گروه شغلی ۳۰۲ بهترین نوع توزیع ممکن است زیرا ناهمگنی گروه اصلی را به ۲۰/۵ در صد تقلیل میدهد .

پس از توزیع گروهها به گروه های زیرین مرحله ۱ باید توزیع را ادامه داده و گروه های زیرین مرحله ۲ و غیره بهمین ترتیب تشکیل گردیده و محاسبه شوند . این کار منجر به یک تصویر شاخه مانند میگردد که نام این روش نیز از این تصویر گرفته شده است (Tree Analysis) ادامه گروه بندی تابع قواعدی است که در زیر باتها اشاره می کنیم :

۱- زمانی که تعداد واحدهای مورد مطالعه در یک گروه خیلی کوچک شود ( اشتباه متوسط نمونه خیلی زیاد شود ) باید از ادامه گروه بندی خودداری شود .

۲- زمانی که مجموع مربعات گروه زیرین خیلی کوچک بشود (وقتی مجموع مربعات خیلی کوچک بشود ، در اینصورت ادامه گروه های زیرین تغییر محسوسی در کاهش ناهمگنی گروه های بالاتر نخواهد داشت ) گروه بندی متوقف میگردد .

۳- وقتی که در صد مجموع مربعات برون  $Q_{ext}$  گروه زیرین نسبت به مجموع مربعات گروه اصلی خیلی کوچک بشود یعنی گروه بندی توجیه قانع کننده ای نداشته باشد باز هم گروه بندی متوقف میگردد .

۴- وقتی که تعداد گروه های زیرین خیلی زیاد بشود ، در اینصورت توجیه نظری آنها کار بسیار مشکل و درعین حال بیهوده ای است .

تعیین ارزشهایی که گروه بندی را متوقف میکنند یک عمل تجربی است . معمولاً " وقتی که گروههای زیرین ۱ تا ۲ درصد  $Q_{ext}$  اصلی را بیان میکنند و تعداد نمونه ها به زیر ۱۰ میرسد ادامه گروه بندی جایز نیست . چنانچه متغیر وابسته دو گونه باشد Dichotomic

محاسبه بسیار ساده میگردد، مثلاً "چنانچه متغیر وابسته بصورت سؤال، آیا بدبیرستان میروید؟ و جواب بلی" و "نه" باشد در اینصورت میتوان دو گونگی متغیر وابسته را با توجه به متغیر غیر وابسته (کارگر بودن یا کارگر نبودن پدر) بصورت جدول زیر نوشت:

جدول ۴ - رفتن به دبیرستان در رابطه با شغل پدر

	متغیر غیر وابسته		شغل پدر کارگر		$\Sigma$
			بلی	خیر	
متغیر وابسته	$x_i$	$n_i$	$n_{11}$	$n_{12}$	
دوره دبیرستان	بلی	۱	۱۰۰	۳۰۰	۴۰۰
	خیر	۰	۵۰۰	۱۰۰	۶۰۰
$\Sigma$			۶۰۰	۴۰۰	۱۰۰۰

چنانچه ضرایب متغیر وابسته را با ارزش های او مشخص کنیم، داریم:

$$\bar{x} = p = \frac{1}{n} (x_1 n_{11} + x_2 n_{12}) = \frac{1}{1000} (1 \times 400 + 0 \times 600) = 0.4$$

در اینجا ( $p$ ) ارزش جزئی آندسته از نمونه‌ها را نشان میدهد که دارای ضریب ۱ بر حسب متغیر وابسته هستند (در اینجا: بدبیرستان میروند). محاسبه پراکندگی در حالت دو گونگی متغیر وابسته با این فرمول محاسبه میشود  $s^2 = p(1-p) = pq$  که  $q$  ارزش جزئی آندسته از نمونه‌ها نیست که دارای ضریب صفر بر حسب متغیر وابسته هستند (در اینجا: بدبیرستان نمیروند). بنابراین برای کلیه ارقام داریم:

$$n = 1000$$

$$\bar{x} = p \frac{400}{1000} = 0/4$$

$$s^2 = pq = 0/4 \times 0/6 = 0/24$$

$$ns^2 = 240$$

پدر کارگر

$$n_1 = 600$$

$$\bar{x}_1 = p = \frac{100}{600} = 0/167$$

$$s_1^2 = 0/139$$

$$n_1 s_1^2 = 83/33$$

پدر غیر کارگر

$$n_2 = 400$$

$$\bar{x}_2 = p = \frac{300}{400} = 0/75$$

$$s_2^2 = 0/188$$

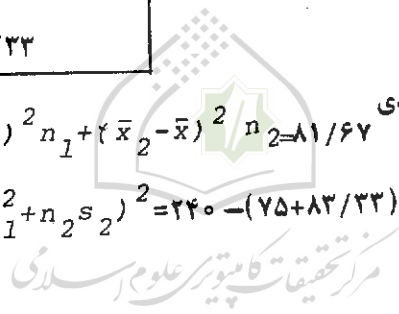
$$n_2 s_2^2 = 75$$

تصویر ۵ بریده‌ای از یک گروه بندی

$$Qs = (\bar{x}_1 - \bar{x})^2 n_1 + (\bar{x}_2 - \bar{x})^2 n_2 = 81/67$$

مجموع مربعات :

$$ns^2 - (n_1 s_1^2 + n_2 s_2^2) = 240 - (75 + 83/33) = 81/67$$



اکنون با استفاده از یک مثال (گروه بندی) در تصویر ۵ - بطور مختصر به نحوه توجیه متغیرهای مربوط می‌پردازیم :

اولین توجیه این مثال آنست که گروههای نهائی بطور درونی همگن هستند (هر گروه فقط جزء کوچکی از مجموع مربعات گروه اصلی است) . در مقابل گروههای نهائی آشکارا با هم اختلاف دارند (ارزش های متوسط هر یک ، اختلاف شدیدی با هم دارند) . از طرف دیگر بطریق گروه بندی بر حسب متغیرهای غیر وابسته ۳۷٪ پراکندگی گروه اصلی قابل توجیه است .

عدم تقارن موجود در گروه بندی ( یک متغیر فقط در یک شاخه مورد توجه قرار گرفته یا در یک شاخه زودتر بررسی شده است ) اجازه توجیهاات عطفی در گروههای بالا ترا می‌دهد . بدین ترتیب که فی المثل متغیر جنس ، اختلاف متوسط درآمد را در گروههای شغلی پائین نشان می‌دهد ولی نه در گروه شغلی یک ، این بدان معنی است که زنهابخصوص در موقعیت های شغلی نامناسب تر بیشتر تحت فشار هستند و در این مشاغل جنسیت بیش



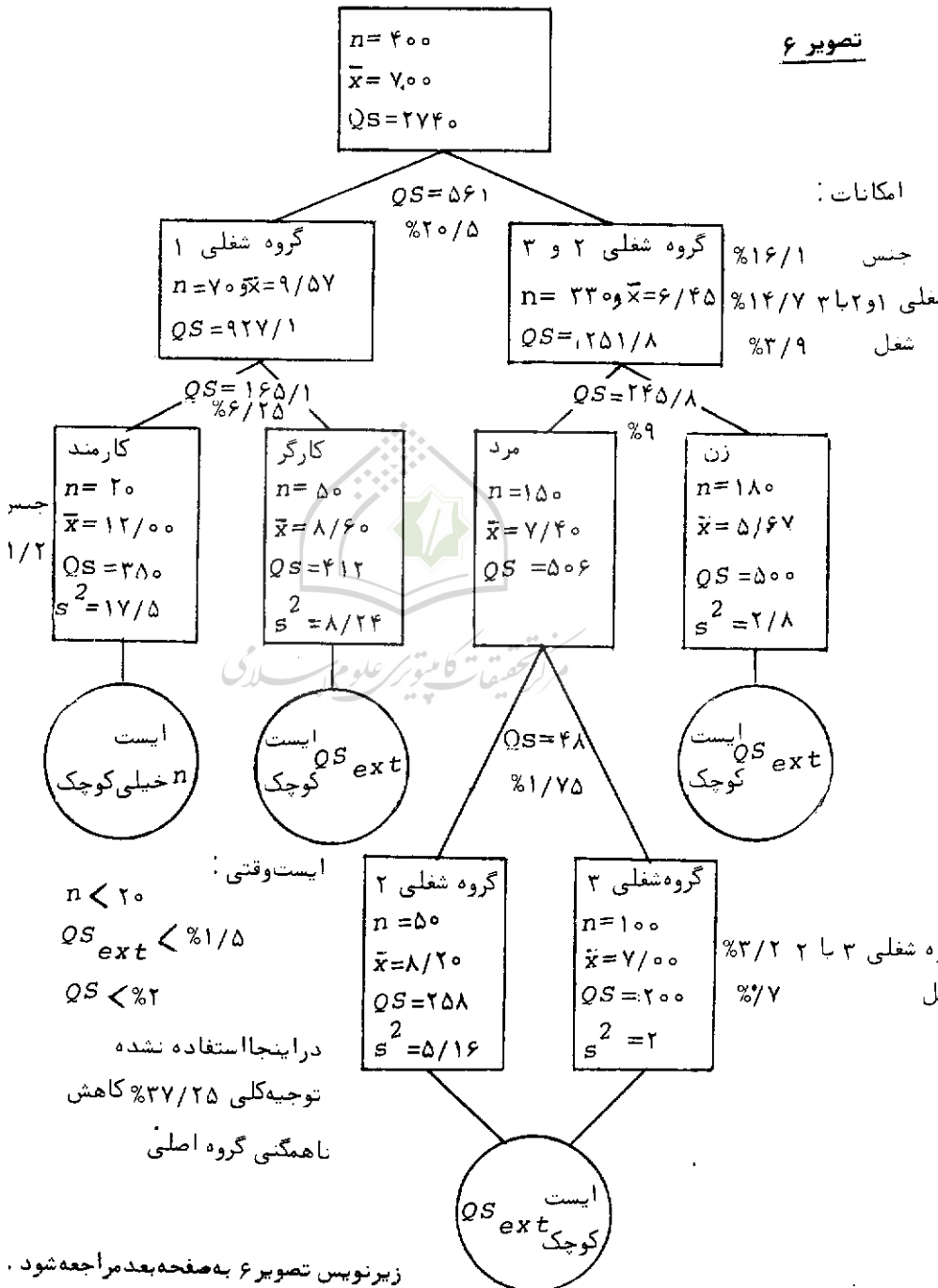
از عملکرد (گروه شغلی) بر درآمد تأثیر می‌گذارد. بعقیده سان کوئیست و مورگان *Sonquist & Morgan* این نوع عدم تقارن‌ها معرفهائی برای کنش‌های متقابل (*interaction*) یا همبستگی‌های متقابل بین چند متغیر هستند. امکان یافتن این همبستگی‌ها ارزش‌عالی این روش را بیان می‌کند ولی ارزش واقعی این روش در کاهش همبستگی‌های بیشمار و پیچیده بصورت ساده و قابل فهم است.

یکی از خواص عمده این روش آنست که از پیش هیچگونه قید و شرط یا فرضیه‌ای مربوط به نوع همبستگی‌ها (مثلاً "همبستگی خطی و شبیه حرف U و غیره موجود نیست")، مثلاً "رابطه متغیر غیر وابسته با مقوله‌های "خیلی زیاد و خیلی کم" با "نسبتاً زیاد" یک رابطه دو گونه بصورت U است. آزمون معنی دار بودن رابطه بین همبستگی‌ها در این روش هنوز تکامل نیافته است و این نیز نقص نیست، زیرا این روش بیشتر برای توجیه نظری همبستگی‌ها معتبر است تا اثبات وجود همبستگی از طریق آماری.



مرکز تحقیقات کامپیوتر علوم اسلامی

تصویر ۶



توضیحات مربوط به تصویر ۶-.

$$Qs = \text{مجموع مربعات}$$

$$Qs_{ext} = \text{مجموع مربعات محاسبه شده برونی در یک ستون}$$

$$\% = \text{درصد توجیهی مجموع مربعات برونی به مجموع مربعات}$$

مثلاً "در ستون ۱ ۵۶۱"

برای آزمون صحت می‌توان از فرمول زیر استفاده کرد:

$$Qs = Qs_{int} + Qs_{ext}$$

$$2740 = (927/1 + 1251/8) + 561$$

$$s^2 = \text{پراکندگی گروه‌های نهایی} \quad \frac{Qs}{n} \text{ معرف همگنی}$$

گروه‌های نهایی است.



مرکز تحقیقات کامپیوتر علوم اسلامی

## منابع و ماخذ:

- Blalock, H.M., Causal Interferences in Nonexperimental Research, Chapel Hill, 1964
- Boudon, R., A New Look at Correlational Analysis, Methodology in Social Research, N.Y. 1968
- Hyman, H.H., Survey Design and Analysis, Glencoe, Ill., 1966
- Koenig, R. Handbuch der Empirischen Sozialforschung, 1974
- Mayntz, R. - Einfuehrung in die Methoden der Empirischen Soziologie, 3. Aufl. Westdeutscher Verlag/Opladen 1972
- Holm, K.
- Huebner, P.,
- Sonquist J.A. Morgan, J.N. The Detection of Interaction Effects, Monog. No. 35, Survey Research Center, Michigan, 1964