

مقایسه مرگ و میر نوزادان در ازدواجهای خویشاوندی و غیر آن در چند استان ایران

دکتر محمدرضا مشکانی^۱ و دکتر زهرا سادات مشکانی^۲

۱. مقدمه

همسرگزینی در جوامع مختلف، شکلهای گوناگون دارد. یکی از شکلهای همسرگزینی ازدواج خویشاوندی است. در این نوع ازدواج، شوهر و زن دارای جدی مشترک هستند. ازدواج خویشاوندی پدیده‌ای فرهنگی و اجتماعی است. مذهب، ملاحظات اقتصادی، آداب و رسوم قومی و نژادی و محیط جغرافیایی از عوامل مؤثر در ازدواج خویشاوندی در نظر گرفته می‌شوند. در ایران باستان، ازدواجهای خویشاوندی برای حفظ اصالت خون نجیب‌زادگان و ایرانیان توصیه می‌شد [۱]. در عصر حاضر نیز ازدواجهای خویشاوندی در جامعه ایرانی نسبت به سایر جوامع خاورمیانه شایعتر و حدود ۳۰ درصد بیشتر است [۲]. در ازدواجهای خویشاوندی ممکن است فرزندان دو برادر، فرزندان دو خواهر، فرزندان یک برادر و یک خواهر، یا نوه‌های آنها با هم ازدواج کنند. در صورتی که زن و شوهر نوه‌های یک جد مشترک باشند، ازدواجهای خویشاوندی را درجه اول، در غیر این صورت درجه دوم گویند. در ایران ازدواجهای خویشاوندی درجه اول شایعتر از ازدواجهای خویشاوندی درجه دوم است.

ازدواجهای خویشاوندی انگیزه‌های متفاوت دارند. در عصر حاضر کم هزینه بودن این ازدواجها و حفظ میراث مشترک در خانواده از انگیزه‌های مهم شمرده شده‌اند [۱]. در مذبهای مختلف با این پدیده اجتماعی به صورتهای مختلف برخورد شده است. در دین اسلام ازدواج خویشاوندی آشکارا تشویق یا منع نشده است. اما پیروی از پیشوایان مذهبی مانند ازدواج امام علی «ع» و حضرت فاطمه «ع» که ازدواج خویشاوندی درجه دوم داشته‌اند، یا سایر مواردی که ازدواج خویشاوندی درجه اول داشته‌اند، این نوع ازدواج را برای مسلمانان مطلوب جلوه‌گر می‌سازد. مثلاً در یک بررسی که در سال ۱۹۸۸ در شهر بیروت انجام شده، ازدواجهای خویشاوندی در بین مسلمانان حدود ۳۰ درصد و در بین

مسیحیان حدود ۱۷ درصد بوده است [۴]. امروزه ازدواج خویشاوندی در بین مسیحیان کشورهای غربی بسیار نادر است. ازدواج برخی خویشاوندان نزدیک مانند عمو و برادرزاده، دایی و خواهرزاده، ... تنها در بین یهودیان گزارش شده است. این نوع ازدواجها در اسلام و مسیحیت منع شده‌اند [۲].

ازدواجهای خویشاوندی به چند دلیل می‌توانند جذابیت داشته و از ثبات بیشتری نیز برخوردار باشند. با این همه، از نظر سلامت فرزندان حاصل از این ازدواجها، چنین ازدواجهایی امروزه چندان مورد تأیید علم ژنتیک پزشکی نیستند [۶]. با پیشرفت چشمگیر علم ژنتیک در سالهای اخیر، پزشکان دریافته‌اند که ریشه بسیاری از بیماریهایی که علت نامعلوم دارند در ساختار ژنتیکی بیماران نهفته است. البته، نمی‌توان گفت که هر بیماری ژنتیکی نمره ازدواج خویشاوندی است. اما معلوم شده است که بسیاری از بیماریهای ژنتیکی، در فرزندان حاصل از ازدواجهای خویشاوندی با کثرت و شدت بیشتری نسبت به فرزندان حاصل از ازدواجهای غیرخویشاوندی ظاهر می‌شوند.

مرگ و میر در بین نوزادان زیر یک ماه علتهای گوناگونی دارد. برخی از این علتهای شناخته شده‌اند و برخی مرگها بدون شناخته شدن علت آنها رخ می‌دهند. در بررسیهایی که در کشورهای مختلف به عمل آمده‌اند، معلوم شده است که مرگ و میر نوزادان دارای والدین خویشاوند، به مراتب بیشتر است تا دارندگان والدین غیرخویشاوند. دلیل ژنتیکی این پدیده آن است که اکثر ژنهای کشنده صورت مغلوب دارند و تا زمانی که به حالت هموزیگوت در نیابند اثرشان ظاهر نمی‌شود. در مورد والدین خویشاوند شانس هموزیگوت شدن آنها بیشتر از مواردی است که والدین خویشاوند نیستند. مثلاً، در بیماری موسوم به Systic Fibrosis زن مسئول بیماری از نوع مغلوب اتوزومال است. یعنی، روی کروموزمهای غیرجنسی قرار دارند. در صورتی که دو زن مغلوب از پدر و مادر به ارث برده شوند و حالت هموزیگوتی در فرزند ظاهر شود، اثر آن آشکار می‌گردد. ابتدا روی لوزالمعده، سپس روی دستگاه تنفسی اثر می‌کند و در نهایت فرد را در دوران کودکی از بین می‌برد. نرخ شیوع این بیماری در بین افراد عادی به میزان یک نفر مبتلا در بین ۲۰۰۰ تولد است. در حالی که اگر والدین نسبت خویشاوندی درجه اول داشته باشند، این میزان تا ۸ برابر بیشتر می‌شود. مانند این بیماری فراوان است. برخی از آنها در روزهای اول پس از تولد، برخی قبل از تولد، و بعضی سالها بعد، اثر خود را نشان می‌دهند. برخی از این اثرها مرگبار و برخی موجب بیماری مادام‌العمر می‌شوند.

چنانکه پیداست، بر اثر ازدواجهای خویشاوندی، شانس بروز بیماریهای ژنتیکی مرگبار افزایش می‌یابد. این مسئله بویژه در مورد نوزادان و در ماه اول زندگی آنها حائز اهمیت است. بنابراین ضرورت

دارد که انواع بررسیها در خصوص پیامدهای ازدواجهای خویشاوندی و مقایسه آنها با ازدواجهای غیرخویشاوندی به عمل آید. در این مقاله قصد داریم که یکی از این گونه مقایسه‌ها را با استفاده از آمار موجود به عمل آوریم.

مشخصاً قصد داریم که میزان مرگ و میر نوزادان زیر یک ماه را در ازدواج خویشاوندی و غیرخویشاوندی پس از حذف اثر سایر عوامل مؤثر بر آن، از قبیل: مکان زندگی (شهر یا روستا)، نوع تولد (یک قلو یا چندقلو)، محل تولد (زایشگاه یا غیرزایشگاه)، سن مادر، تعداد زایمانها، تعداد فرزندان مرده قبلی، و برخی عوامل اجتماعی و فرهنگی دیگر، مقایسه کنیم.

۲. معرفی داده‌ها و متغیرها

سازمان ثبت احوال کشور در سال ۱۳۷۰ طرح نمونه‌گیری زاد و ولد و مرگ و میر را انجام داد. داده‌هایی که در این بررسی به کار رفته‌اند از نتایج این طرح به دست آمده‌اند. در این طرح جامعه آماری متولدین ایرانی هستند که از اول سال ۱۳۷۰ به دنیا آمده‌اند و طی دوره آماری (۱۵ مرداد تا آخر مرداد ۱۳۷۰) یا در گذشته‌اند، یا زنده مانده و شناسنامه دریافت کرده‌اند. ایرانیان مقیم خارج از کشور و خارجیان مقیم ایران اعم از معاود و پناهنده جزو جامعه آماری منظور نشده‌اند. واحد آماری در این طرح، خانوار است که تولد یا مرگ را گزارش کرده است.

تعداد نمونه در این طرح کلاً ۵۴۴۶۷ خانوار بوده است که از بین آنها ۵۲۳۴۸ خانوار مولید زنده و ۲۱۱۹ خانوار مولید مرده داشته‌اند.

از دیدگاه این بررسی که نیاز به اطلاعات تفصیلی در خصوص نسبت خویشاوندی ازدواجها و نیز علت مرگ نوزاد داریم، پرسشنامه‌ها دارای نواقصی هستند. اما برای استفاده هر چه بیشتر از اطلاعات فراهم شده، از مجموع پرسشنامه‌های مربوط به زاد و ولد، ۱۰٪ آنها و از پرسشنامه‌های مرگ و میر کلیه آنها مورد استفاده قرار گرفتند.

مواردی از مرگ و میر که علت آنها معلوم بودند مانند ابتلا به یرقان، اسهال، سرماخوردگی و... کنار گذاشته شدند. تنها پرسشنامه‌هایی مورد استفاده قرار گرفتند که در زمان آماری، عمر نوزاد در گذشته کمتر از یک ماه ذکر شده بود. به دلیل آنکه تحلیل کل داده‌ها با امکانات موجود به صورت یکجا میسر نبود، کشور را به طور نظری به چند منطقه به اصطلاح همگن تقسیم کردیم. بدین ترتیب تعداد نمونه‌ها در مناطق همگن به ترتیب زیر حاصل شدند:

استانهای تهران و مرکزی: تعداد کل نمونه ۷۱۵ نوزاد شامل ۹۶ نوزاد مرده و ۶۱۹ نوزاد زنده، استانهای اصفهان، چهارمحال و بختیاری، فارس، کهگیلویه و بویراحمد و لرستان: تعداد کل نمونه ۴۱۱ نوزاد شامل ۵۱ نوزاد مرده و ۳۶۰ نوزاد زنده. استانهای بوشهر، هرمزگان، و خوزستان: تعداد کل نمونه ۸۴۰ نوزاد شامل ۱۴۸ نوزاد مرده و ۶۹۲ نوزاد زنده.

استانهای گیلان و مازندران: تعداد کل نمونه ۳۲۸ نوزاد شامل ۲۲ نوزاد مرده و ۳۰۶ نوزاد زنده. استانهای آذربایجان شرقی و غربی، ایلام، باختران، زنجان، کردستان و همدان: تعداد کل نمونه ۱۱۹۳ نوزاد شامل ۲۲۲ نوزاد مرده، و ۹۷۱ نوزاد زنده.

استانهای خراسان، سمنان، سیستان و بلوچستان، کرمان و یزد: تعداد کل نمونه ۷۸۱ نوزاد شامل ۱۱۵ نوزاد مرده و ۶۶۶ نوزاد زنده.

از هر واحد آماری تعدادی متغیر اندازه گیری شده است که می‌خواهیم رابطه‌ای آماری به صورت یک فرمول ریاضی همراه با احتمال مربوطه بین این متغیرها و مرگ و میر نوزادان زیر یک ماه به دست آوریم. در زیر فهرست متغیرهای مورد بررسی را می‌آوریم.

مرگ و میر نوزاد زیر یک ماه را در هر یک از مناطق در زمان آمارگیری سال ۱۳۷۰ با D نشان می‌دهیم که دارای دو حالت $D=1$ یعنی نوزاد مرده و $D=0$ یعنی نوزاد زنده است.

مکان زندگی خانواده را با X_1 نشان می‌دهیم که $X_1 = 1$ نشانگر شهر و $X_1 = 2$ نماینده روستاست. نوع تولد نوزاد، یک قلو $X_2 = 1$ و بیش از یک قلو $X_2 = 2$.

محل تولد نوزاد را با X_3 و به صورت زایشگاه $X_3 = 1$ ، غیرزایشگاه $X_3 = 2$ نشان می‌دهیم.

سن مادر هنگام زایمان نوزاد مورد بحث را با X_4 بیان می‌کنیم. مدت ازدواج پدر و مادر نوزاد تحت بررسی را با X_5 اندازه می‌گیریم. متغیر X_6 تحصیلات مادر نوزاد مورد بحث را در چهار گروه بیسواد $X_6 = 1$ ، راهنمایی $X_6 = 2$ ، تا فوق دیپلم $X_6 = 3$ و بالاتر از فوق دیپلم $X_6 = 4$ نشان می‌دهد.

متغیر X_7 تعداد زایمانهای مادر نوزاد مورد بحث است، متغیر X_8 تعداد فرزندان مرده قبلی خانواده است، متغیر X_9 نوع زبان مادری نوزاد تحت بررسی است که به ۳ گروه فارسی $X_9 = 1$ ، ترکی آذری $X_9 = 2$ و غیر آنها $X_9 = 3$ طبقه‌بندی شده است.

سن پدر در هنگام تکمیل پرسشنامه زاد و ولد یا مرگ و میر را با X_{10} نشان داده‌ایم.

متغیر X_{11} نسبت خویشاوندی پدر و مادر نوزاد تحت بررسی را نشان می‌دهد و به ۳ گروه تقسیم شده است. غیرخویشاوند $X_{11} = 1$ ، خویشاوندان درجه اول $X_{11} = 2$ ، خویشاوندان درجه ۲ و بالاتر $X_{11} = 3$.

تحصیلات پدر را با X_{13} نشان داده‌ایم و همانند تحصیلات مادر طبقه‌بندی کرده‌ایم. اینک سؤال این است که اگر دو خانواده را در نظر بگیریم که در یکی ازدواج از نوع خویشاوندی درجهٔ اول و در دیگری ازدواج از نوع غیر خویشاوندی است، ولی سایر مشخصات آنها عیناً مثل هم هستند یعنی سن مادرهای دو خانواده، سن پدرهای دو خانواده، تحصیلات آنها، مکان زندگی آنها، نوع زایمان، تعداد زایمان و غیره مثل هم هستند، شانس مردن نوزاد آنها طی یک ماه در کدام خانواده بیشتر است؟ روشن است که اگر این شانس در ازدواج خویشاوندی بیشتر باشد، منطقی است که آن را حاصل ازدواج خویشاوندی و پیامدهای ناگوار آن بدانیم. البته چنین حکمی با قطع و یقین میسر نیست، بلکه با احتمال همراه خواهد بود که ویژگی هر استنباط یا نتیجه‌گیری آماری است.

حال قصد داریم که پاسخ سؤال بالا را با استفاده از تحلیلهای آماری ارائه کنیم.

۳. روش آماری مورد استفاده و مبانی نظری آن

به منظور فراهم کردن پایه‌ای برای درک تحلیلهای آماری مورد استفاده در این بررسی، در زیر به طور مختصر روش آماری رگرسیون لجستیک را معرفی می‌کنیم.

برای تعیین رابطهٔ یک متغیر پاسخ پیوسته با متغیرهای مستقل پیوسته یا گسسته، معمولاً از مدل‌های رگرسیونی استفاده می‌شود. در حالتی که متغیر پاسخ گسسته و دارای ۲ یا چند مقدار مشخص باشد، مدل‌های رگرسیون غیرخطی به کار می‌روند. یکی از این مدل‌ها، رگرسیون لجستیک است که برای هدف ما مناسب است. در مسئلهٔ ما نوزاد زیر یک ماه در هنگام تکمیل پرسشنامه یا مرده بوده است یا زنده. چنانکه در بالا قرار گذاشتیم متغیر D این دو حالت را نشان می‌دهد. فرض کنیم احتمال مرده بودن را با μ نشان دهیم. پس

$$P_r(D=1)=\mu \quad \text{و} \quad P_r(D=0)=1-\mu$$

قصد ما آن است که تأثیر متغیرهای دیگر، بویژه، متغیر نسبت خویشاوندی پدر و مادر نوزاد تحت بررسی را بر این احتمالها بسنجیم. یعنی، ببینیم که ازدواج خویشاوندی چه تأثیری بر احتمال مردن نوزاد در طی یک ماه پس از تولد دارد. بنابراین باید μ را به متغیر X_{12} مرتبط کنیم. به طور نمادی خواهیم نوشت $P_r(D | X_{12}) = \mu(X_{12})$ یعنی احتمال مردن نوزاد تابعی از نوع ازدواج در نظر گرفته می‌شود. اما چنانکه در بخش مقدمه توضیح دادیم، تنها نوع ازدواج بر مرگ و میر اثر نمی‌گذارد، بلکه عوامل دیگر نیز مؤثرند که برخی از عوامل مؤثر موجود در پرسشنامه‌ها را با متغیرهای X_{12} تا X_{13}

سنجیده‌ایم. پس باید رابطه بالا را قدری گسترش دهیم و مثلاً بنویسیم

$$P_T(D | X_2, X_3, \dots, X_{13}) = \mu(X_2, X_3, \dots, X_{13})$$

یعنی احتمال مردن نوزاد را تابعی از انواع متغیرهای موجود در پرسشنامه‌های بگیریم. در صورتی که بتوانیم با استفاده از داده‌های موجود رابطه ریاضی یعنی شکل تابعی μ را از متغیرهای X_2 تا X_{13} بیابیم، آنگاه خواهیم توانست درباره تأثیر نوع ازدواج بر مرگ و میر در شرایط یکسان نظر بدهیم. برای نیل به این مقصود، توجه داریم که μ احتمال است و باید بین صفر و یک باشد. پس نوع تابع ریاضی که برای μ مناسب است باید چنان باشد که بُرد آن در فاصله صفر و یک واقع شود. یکی از این تابعها، تابع لوجستیک نام دارد که در ساده‌ترین حالت عبارت است از:

$$g(X) = \frac{\exp(\mu(b_0 + b_1 X))}{1 + \exp(\mu(b_0 + b_1 X))}$$

این تابع تحت تبدیل لوجیت یعنی $g(X) = \ln[\mu(X)/1-\mu(X)]$ به نوعی رابطه خطی از X در می‌آید، که به آن رگرسیون لوجستیک می‌گویند. در مسئله ما، با در نظر گرفتن کلیه متغیرها، خواهیم داشت:

$$g(X) = \ln \frac{\mu(X_1, X_2, \dots, X_{13})}{1 - \mu(X_1, X_2, \dots, X_{13})}$$

$$= b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_{12} X_{12} + b_{13} X_{13}$$

حال مسئله عبارت است از برآورد ضرایب معادله رگرسیون لوجستیک با استفاده از مشاهدات موجود، تعیین معنی‌داری ضریب هر یک از متغیرها که نشانه تأثیر یا عدم تأثیر آن بر مرگ و میر نوزاد است، و بالاخره مقایسه انواع ازدواج‌های خویشاوندی و غیرخویشاوندی از حیث مرگ و میر نوزادان.

برای آشنایی با ساز و کار رگرسیون لوجستیک، فرض کنید که همه متغیرها بجز متغیر X_{12} یعنی نوع ازدواج والدین نوزادی که طی یک ماه مرده است، مساوی باشند. مقدار تابع لوجیت را در دو حالت محاسبه میکنیم: اول برای ازدواج خویشاوندی درجه اول که در آن $X_{12} = 0.2$ ، دوم برای ازدواج غیرخویشاوندی که در آن $X_{12} = 1$.

پس برای این دو خانواده که از هر حیث شبیه هم هستند، جز از لحاظ نوع ازدواج، خواهیم داشت:

$$g_1(X) = b_0 + b_1 X_1 + \dots + b_{12} (2) + b_{13} X_{13}$$

$$g_2(X) = b_0 + b_1 X_1 + \dots + b_{12} (1) + b_{13} X_{13}$$

حاصل تفریق این دو مقدار، با توجه به مساوی بودن سایر متغیرها، عبارت است از:

$$g_1(X) - g_2(X) = b_{12}(2) - b_{12}(1) = b_{12}$$

پس ضریب b_{12} در معادله نمایانگر آن است که در شرایط یکسان از سایر متغیرها، ازدواج خویشاوندی درجه اول در قیاس با ازدواج غیرخویشاوندی، چه تأثیری بر احتمال مرگ و میر نوزاد زیر یک ماه دارد.

برای تعیین رابطه دقیق مفهوم بالا، به خاطر می‌آوریم که $g(X)$ لگاریتم نسبت احتمالها بود، پس داریم:

$$g_1(X) - g_2(X) = \text{Ln} \left[\frac{\mu_1(X)}{1-\mu_1(X)} \right] - \text{Ln} \left[\frac{\mu_2(X)}{1-\mu_2(X)} \right] = b_{12}$$

که در آن $\mu_1(x)$ مقدار تابع لوجیت برای خانواده اول و $\mu_2(x)$ مقدار آن برای خانواده دوم است.

$$\text{Ln} \left[\left(\frac{\mu_1(x)}{1-\mu_1(x)} \right) / \left(\frac{\mu_2(x)}{1-\mu_2(x)} \right) \right] = b_{12}$$

که پس از آنتی لگاریتم گرفتن از طرفین داریم:

$$F = \left(\frac{\mu_1(x)}{1-\mu_1(x)} \right) / \left(\frac{\mu_2(x)}{1-\mu_2(x)} \right) = e^{b_{12}}$$

$$\text{Ln} F = b_{12}$$

یعنی اگر به عبارت $\mu(x) / (1-\mu(x))$ دقت کنیم، می‌بینیم که بخت مردن به زنده ماندن نوزاد را نشان می‌دهد. پس $F = e^{b_{12}}$ که نسبت دو بخت مربوط به ازدواج غیرخویشاوندی به ازدواج خویشاوندی است، تعیین خواهد کرد که بخت مردن نوزاد به زنده ماندن آن در چه مواردی (خویشاوندی یا غیرخویشاوندی) بیشتر است. منظور ما نیز تعیین همین عدد از روی داده‌های مشاهده شده است. در مرحله بعد آزمون معنی‌داری آن و نیز فاصله اطمینان برای b_{12} است.

فاصله اطمینان b_{12} به ما امکان می‌دهد که حدود تغییرات آن را با اطمینان معینی به دست آوریم. در صورتی که نسبت بختها در دو حالت مختلف از یک متغیر معینی، حدود یک باشد، به معنی آن است که آن متغیر در مرگ و میر نوزاد اثر ندارد.

در توضیح بالا، ساده‌ترین حالت را در نظر گرفتیم. این امکان وجود دارد که متغیرهای مستقل

اثرهای یکدیگر را تشدید یا تخفیف کنند. مثلاً بیسوادی مادر نوزاد، می‌تواند در ترکیب با مکان زندگی روستایی، یا با سابقه مرگ و میر نوزادان در خانواده، مرگ و میر نوزاد را شدت بخشد. برعکس، باسوادی والدین و زندگی در شهر که دسترسی به امکانات بهداشتی و درمانی را میسر می‌سازد، ممکن است مرگ و میر نوزاد را کاهش دهند. در چنین مواردی که اصطلاحاً می‌گوئیم اثر متقابل بین متغیرهای مستقل وجود دارند، باز هم اصول تحلیل به همان نحوی است که در بالا ذکر شد، منتها باید ترکیبهای خاصی از متغیرهایی را که بر یکدیگر اثر می‌کنند، در نظر گرفت.

پس از بنا کردن مدلی برای تبیین مسئله، کار مهم دیگر، برآورد کردن پارامترهای مدل یا ضرایبی است که در معادله مدل موجودند. این کار باید با استفاده از داده‌های گردآوری شده تحقق یابد. این فرایند را برازاندن مدل به داده‌ها می‌نامند. مدل‌های گوناگون به درجات متفاوت به داده‌ها می‌پردازند. برازنده‌ترین مدل آن است که بتواند تغییرات موجود در داده‌ها را بهتر تبیین کند. از طرف دیگر، برازنده‌ترین مدل ممکن است آن قدر پیچیده باشد که تعبیر و تفسیر آن به آسانی میسر نباشد. پس باید مدلی را برگزید که در عین سادگی، بهترین برازش را به داده‌ها داشته باشد. پیدا کردن چنین مدلی با محاسبات تکراری و امتحان مدل‌های مختلف و مقایسه نتایج آنها با یکدیگر به وسیله برنامه‌های کامپیوتری خاص صورت می‌گیرد. از جمله این برنامه‌ها، بسته نرم افزاری GLIM است که در این بررسی از آن کمک گرفته‌ایم. نتایج حاصل را در زیر می‌آوریم.

۴. نتایج

پس از انجام محاسبات آماری و امتحان مدل‌های گوناگون، برازنده‌ترین مدل به داده‌های هر منطقه را پیدا کرده‌ایم که در زیر به تفسیر آنها می‌پردازیم. قبل از ارائه نتایج، یادآوری می‌کنیم که در مدل‌های به دست آمده انواع متغیرهای گوناگون در مرگ و میر نوزادان زیر یک ماه مؤثر شناخته شدند. اما هدف ما مقایسه انواع ازدواجها از حیث میزان تأثیر بر مرگ و میرهای با علت ناشناخته، پس از حذف اثر سایر متغیرهای دخیل است. از اینرو برای جلوگیری از درازشدن سخن، تنها نتایج مربوط به نوع ازدواجها را عرضه می‌کنیم. نکته دیگر آنکه در بخش ۳ که مبانی نظری روش رگرسیون لجستیک بیان می‌شد، برای سهولت درک مطلب فرض کردیم که متغیر تحت بررسی دو حالت داشته باشد. در آن صورت ضریب متغیر در معادله رگرسیون لجستیک بیانگر لگاریتم نسبت بختهای مردن به زنده ماندن نوزاد بود. اما وقتی متغیر چند حالت داشته باشد، مطلب قدری پیچیده‌تر می‌شود. متغیر نوع ازدواج دارای ۳ حالت

است. در این گونه موارد یکی از حالتها را به عنوان مرجع در نظر گرفته، حالت‌های دیگر را با آن مقایسه می‌کنیم. از مقایسه نتایج بدست آمده، می‌توان حالت‌های گوناگون را با هم سنجید.

چنانکه گفتیم ۳ حالت ازدواج عبارت‌اند از: ازدواج غیرخویشاوندی، ازدواج خویشاوندی درجه اول، و ازدواج خویشاوندی درجه دوم. در هنگام مقایسه نتایج، یکبار اثر ازدواج خویشاوندی درجه اول را با اثر ازدواج غیرخویشاوندی مقایسه خواهیم کرد. بار دوم اثر ازدواج خویشاوندی درجه دوم را با اثر ازدواج غیرخویشاوندی خواهیم سنجید. بالاخره از مقایسه دو نتیجه بالا، اثر ازدواج خویشاوندی درجه اول با اثر ازدواج خویشاوندی درجه دوم مقایسه خواهد شد.

۱-۴. نتایج در استانهای تهران و مرکزی

در این استانها متغیرهای نوع تولد (یک قلو یا چند قلو)، سن مادر، تحصیلات پدر، زبان مادری مادر نوزاد، تعداد فرزندان مرده قبلی مادر و نوع ازدواج، بر مرگ و میر نوزادان زیر یک ماه اثر داشته و دو متغیر آخر با هم اثر متقابل دارند. گوآنکه هدف مقایسه نوع ازدواجهاست، به خاطر اثر متقابل ناچاریم دو متغیر تعداد فرزندان مرده قبلی و نوع ازدواجها را از لحاظ اثر توأم بر مرگ و میر نوزادان زیر یک ماه مقایسه کنیم.

نتایج محاسبات نشان داد که ضرایب این متغیرها در رگرسیون لجستیک و انحراف معیار آنها عبارت‌اند از:

متغیر مستقل	برآورد ضریب متغیر مستقل در معادله	انحراف معیار برآورد
تعداد فرزندان مرده قبلی (X_9)	۱/۸۲	۰/۴۳
تعداد فرزندان مرده قبلی $(X_9)^2$	-۰/۲۱	۰/۱۱
نوع ازدواج ($X_{۱۲}(۲)$)	-۰/۸۲	۰/۴۰
نوع ازدواج ($X_{۱۲}(۳)$)	-۰/۰۶	۰/۵۵
اثر متقابل تعداد فرزندان مرده قبلی و نوع ازدواج ($X_9 \cdot X_{۱۲}(۲)$)	۰/۰۹	۰/۱۲
($X_9 \cdot X_{۱۲}(۳)$)	-۰/۰۲	۰/۱۷

بنابراین مدل رگرسیون لوجستیک عبارت است از:

$$g(x) = 1/82X_{q=0} - 0/21X_{q=0} - 0/82X_{12}(2) - 0/06X_{12}(3) + 0/09X_{q=1} \cdot X_{12}(2) \\ - 0/02X_{q=1} \cdot X_{12}(3) + (\text{اثر سایر متغیرهای مستقل معنی دار})$$

از معادله بالا به تأثیر ازدواج خویشاوندی بر مرگ و میر نوزادان به صورت انفرادی و در صورت ترکیب با تعداد فرزندان مرده قبلی، می‌توان دست یافت. برای آشنایی یک مورد را محاسبه می‌کنیم. خانواده‌ای را در نظر بگیریم که دارای هیچ فرزند مرده قبلی نیست یعنی $X_{q=0}$ و خانواده‌ای را که $X_{q=1}$ نسبت بختهای مردن به زنده ماندن نوزاد را در این خانواده‌ها حساب می‌کنیم. یک بار برای آن خانواده‌های که والدین خویشاوند درجه اول هستند و بار دیگر برای خانواده‌هایی که خویشاوندی ندارند.

$$\ln F_1 = \ln(\text{نسبت بختهای } X_{q=1} \text{ به } X_{q=0} \text{ در ازدواجهای خویشاوندی درجه اول}) \\ = g(X_{q=0}) - g(X_{q=1}) \text{ (خویشاوندی درجه اول)} \\ = (1/82 - 0/21 - 0/82 + 0/09) - (-0/82) = 1/7$$

پس $F_1 = e^{1/7} = 5/47$ (نسبت بختهای $X_{q=1}$ به $X_{q=0}$ در ازدواجهای خویشاوندی درجه اول) به همین ترتیب:

$$F_2 = 4/90 \text{ (نسبت بختهای } X_{q=1} \text{ به } X_{q=0} \text{ در ازدواجهای خویشاوندی درجه دوم)}$$

$$F_3 = 5/00 \text{ (نسبت بختهای } X_{q=1} \text{ به } X_{q=0} \text{ در ازدواجهای غیرخویشاوندی)}$$

پیدا است که مخاطره مردن نوزاد برای والدین خویشاوند درجه اول یا یک فرزند مرده قبلی بیشتر از آن برای والدین غیر خویشاوند یا خویشاوند درجه دوم است. بین غیر خویشاوندان و خویشاوندان درجه دوم تفاوت ناچیز است.

اما اگر تعداد فرزندان مرده قبلی را دو یا بیشتر بگیریم، تفاوتی در بین انواع ازدواجها وجود نخواهد داشت.

راه دیگر ثابت نگهداشتن تعداد فرزندان مرده قبلی و محاسبه نسبت به بختها برای انواع ازدواج است مثلاً:

$$\ln F_4 = (\text{نسبت بختهای خویشاوندی درجه اول به غیرخویشاوندی وقتی } X_{q=1} \text{ ثابت است}) \\ = g(X_{q=0}) - g(X_{q=1}) \text{ (خویشاوندی درجه اول و } C \text{ و } X_{q=1} \text{ ثابت است)}$$

$$= (1/82C - 0/21C^2 - 0/82 + 0/09C^2) - (1/82C - 0/21C^2 - 0/06 - 0/2C^2)$$

$$= -0/76 + 11C^2$$

که اگر مقدار ثابت را به ترتیب صفر، ۱، ۲، ... بگیریم، داریم:

C	۰	۱	۲	۳	۴	۵
F	۰/۴۷	۰/۵۲	۰/۷۳	۱/۲۶	۲/۷۲	۷/۳۱

پس هر قدر تعداد فرزندان مرده قبلی بیشتر باشد، بخت مردن به زنده ماندن در ازدواج خویشاوندی درجه اول بزرگتر از آن در غیر خویشاوندی می شود. به طوری که وقتی ۴ فرزند مرده قبلی داشته باشیم، این بخت نزدیک به ۳ برابر می شود به همین ترتیب:

$LnF_5 =$ (نسبت بختهای خویشاوندی درجه دوم به غیر خویشاوندی وقتی X_q ثابت است)

$= g(X_q = C) - g(X_q = 0)$ (خویشاوندی درجه دوم و $X_q = C$)

$$= (1/82C - 0/21C^2 - 0/06 - 0/02C^2) - (1/82C - 0/21C^2) = 0/06 - 0/02C^2$$

و بالاخره به ازای مقادیر مختلف C داریم

C	۰	۱	۲	۳	۴	۵
F	۰/۹۴	۰/۹۲	۰/۸۷	۰/۷۹	۰/۶۸	۰/۵۷

بنابراین، در این مورد بر عکس حالت پیش، بخت مردن به زنده ماندن در ازدواجهای خویشاوندی درجه دوم کوچکتر از آن در ازدواجهای غیر خویشاوندی است هر قدر تعداد فرزندان مرده قبلی بیشتر باشند، این بخت کوچکتر است.

۲-۴. نتایج در استانهای اصفهان، چهارمحال بختیاری، فارس، کهگیلویه و بویر احمد، و لرستان، در این منطقه از کشور متغیرهای تعداد فرزندان مرده قبلی (X_{12})، محل تولد نوزاد (زایشگاه یا غیر آن X_4)، و نوع ازدواج (X_{12})، بر مرگ و میر نوزادان زیر یک ماه اثر داشته اند و محل تولد و نوع ازدواج

نیز اثر متقابل نشان داده‌اند. مانند حالت قبل برآوردها و مقایسه‌ها به شرح زیر ارائه می‌شوند.

متغیر مستقل	برآورد ضریب متغیر مستقل در معادله	انحراف معیار برآورد
تعداد فرزندان مرده قبلی (X_9)	۰/۶۶	۰/۱۵
محل تولد نوزاد ($X_4(2)$)	-۱/۰۱	۰/۶۵
نوع ازدواج ($X_{12}(2)$)	-۰/۰۵	۰/۳۷
نوع ازدواج ($X_{12}(3)$)	۱/۲۶	۰/۵۹
اثر متقابل محل تولد و نوع ازدواج		
($X_4(2).X_{12}(2)$)	-۵/۵۹	۹/۳۰
($X_4(2).X_{12}(3)$)	۱/۹۵	۱/۶۵

پس مدل لجستیک عبارت است از:

$$g(x) = 0.66X_9 - 1.01X_4(2) - 0.05X_{12}(2) + 1.26X_{12}(3) - 5.59X_4(2).X_{12}(2) + 1.95X_4(2).X_{12}(3)$$

مانند حالت قبل در این مدل نیز توجه خود را به متغیر نوع ازدواج معطوف می‌کنیم. بازهم با استفاده از معادله رگرسیون لجستیک می‌توان استنباطهایی درباره اثر ازدواج خویشاوندی بر مرگ و میر نوزادان، به صورت انفرادی و در ترکیب با محل تولد نوزاد به عمل آورد. برای جلوگیری از تکرار مطالب تنها نتیجه را ذکر می‌کنیم.

نسبت بختهای مردن به زنده ماندن نوزاد حاصل از ازدواج خویشاوندی درجه اول به ازدواج غیر خویشاوندی در مورد نوزادانی که در زایشگاه به دنیا آمده‌اند تقریباً یکی است اما این نسبت در مورد ازدواجهای خویشاوندی درجه دوم به ازدواجهای غیر خویشاوندی برای متولدین در زایشگاه ۳/۵۴ برابر است. این نسبت برای نوزادانی که خارج از زایشگاه متولد می‌شوند ۲۵ برابر است. پس در هر حال ازدواج خویشاوندی در میزان مرگ و میر نوزادان تأثیر زیاد دارد.

شبهه این بررسیها درباره مناطق دیگر کشور نیز انجام شده است که برای رعایت کوتاهی سخن از ذکر مشروح آنها خودداری می‌شود. خلاصه بررسیها چنین است که در اکثر مناطق مختلف کشور، متغیر

مستقل نوع ازدواج چه به تنهایی و چه به صورت ترکیب با برخی متغیرهای دیگر در مرگ و میر نوزادان زیر یک ماه دخالت دارد. تنها در منطقه شمال، شمال شرقی و شرق کشور شامل استانهای گیلان، مازندران، خراسان، سمنان، سیستان و بلوچستان، کرمان و یزد متغیر نوع ازدواج مؤثر دیده نشد.

۵. نتیجه گیری و بحث

چنانکه ملاحظه شد ازدواج خویشاوندی یا غیر خویشاوندی بر مرگ و میر نوزادان زیر یک ماه تأثیر دارد و این تأثیر بخشی به صورت انفرادی و بخشی به صورت ترکیبی با سایر متغیرها بروز می کند. بنابراین برای جلوگیری از هر نوع خطرات احتمالی، بهتر است که زوجهای خویشاوند قبل از اقدام به ازدواج به مشاوره ژنتیکی بپردازند و در صورت اطمینان از بی خطر بودن ازدواجشان به این کار اقدام کنند. ولی در هر حال ایمن تر است که ازدواجهای خویشاوندی تا حد امکان کمتر صورت بگیرند.

در این بررسی بنابر ملاحظات و امکانات وسایل محاسباتی، ناچار به تقسیم بندی کشور به چند منطقه شدیم تا بتوانیم از عهده محاسبات سنگین برآیم. این کار در برخی موارد که استانهای نه چندان مشابه را در یک منطقه قرار داده است، به نظر می رسد که باعث پنهان ماندن اثر ازدواجهای خویشاوندی شده باشد. توصیه می شود که در صورت انجام بررسیهای مشابه از این امر یعنی دسته بندی استانها خودداری شود، و استانها به صورت انفرادی بررسی شوند.

فهرست منابع:

1. نهابتیان، وارتنکس (۱۳۵۶). میزانهای حیاتی ایران، تهران، دانشکده بهداشت و انستیتو تحقیقات بهداشتی.
2. Farhoud, D.D. (1991). Consanguinity in Iran. *Iranian Journal of Public Health*. Vol. 20, 1-4.
3. Hosmer Jr. David W. (1989). *Applied Logistic Regression*. Wiley, New York.
4. Khlal, Maryam (1988). Consanguineous Marriage and Reproduction in Beirut, Lebanon. *American Journal of Human Genetics*, 43, 188-196.
5. Rao, C.R. (1973). *Linear Statistical Inference and its applications*, 2nd ed. Wiley, New York.
6. Sashami (1989). *Consanguinity related prenatal and Postnatal mortality of population of seven Pakistani Panjab Cities*. Wiley, New York.