



شهر شهید  
بهشتی

مجموعه مقالات

# چهارمین کنفرانس بین المللی آمار ایران

جلد دوم

آمار زیستی

۱ تا ۳ شهریور ۱۳۷۷

دانشگاه شهید بهشتی

تهران - ایران

100

100

100

100

100

100

100

100

100



بسمه تهرانی

## پیشگفتار

چهارمین کنفرانس بین‌المللی آمار ایران در ادامه سنت برگزاری کنفرانسهای انجمن آمار ایران به همت دانشگاه شهید بهشتی از اول تا سوم شهریورماه ۱۳۷۷ برگزار گردیده است. مجموعه حاضر در بردارنده متن کامل بخشی از مقالات ارائه شده در این کنفرانس است.

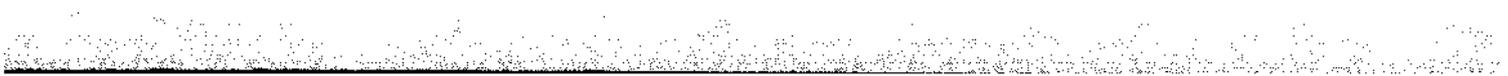
برگزارکنندگان این کنفرانس با عنایت به کاربرد وسیع علم آمار کوشیده‌اند تا با ارائه یک برنامه مدون، مخاطبان بیشتری از تخصصهای گوناگون آماری را جلب کنند. به این منظور کمیته برگزاری کنفرانس تصمیم به ایجاد بخش‌های تخصصی - کاربردی زیر به عنوان اجزای اصلی تشکیل دهنده کنفرانس گرفت. این بخشها عبارت بودند از:

نظریه احتمال، نظریه آمار، آمار در کشاورزی، آمار در اقتصاد، آموزش آمار، آمار در مدیریت، آمار در علوم تربیتی، آمار زیستی، آمار در هواشناسی، آمار بیمه (آکچواری)، آمار مهندسی و آمار رسمی بوده‌اند. کثرت شرکت کنندگان و تنوع مقالات عرضه شده در این بخش‌ها گویای این واقعیت است که خوشبختانه کنفرانس در رسیدن به هدف مذکور موفق بوده‌است.

در مجموعه حاضر مقالات مدعوین و شرکت کنندگان را به ترتیب حروف الفبا در بخشهای مربوطه آورده‌ایم. برخی از مقالات ارائه شده از سوی نویسندگان در زمان تهیه این مجموعه به صورت مناسب برای تدوین، ارسال نشده بود و به همین دلیل، در این مجلد آورده نشده‌اند. این مقالات پس از دریافت در مجلدات آینده به همین ترتیب به چاپ خواهند رسید.

در پایان لازم است از نویسندگان مقالات و مسئولان بخشهای مختلف کنفرانس که با تلاش فراوان به عنای علمی کنفرانس افزودند، به ویژه از آقایان محمد حسن تقی و علی اکبر بروسیده که در تدوین این مجموعه و ارائه انواع خدمات علمی به کنفرانس دریغ ننموده‌اند، سپاسگزاری کنیم. همچنین از آقای پارسا که در طراحی و چاپ به موقع پوستر، برنامه کنفرانس، خلاصه مقالات و مجموعه حاضر همکاری صمیمانه کرده‌اند تشکر و قدر دانی می‌کنیم.

کمیته علمی چهارمین کنفرانس بین‌المللی آمار ایران



### هیأت امنای کنفرانس

ریاست دانشگاه	دکتر هادی ندیمی
قائم مقام رئیس دانشگاه	دکتر احمد شاهورانی
معاونت پژوهشی دانشگاه	دکتر زهرا صباغان
معاونت دانشجویی دانشگاه	دکتر محمد صادق مهدوی
معاونت مالی و اداری دانشگاه	مهندس فرشید جاهدی
معاونت آموزشی دانشگاه	دکتر بهمن هنری
معاونت تحصیلات تکمیلی دانشگاه	دکتر احمد شمیرانی
دبیر کنفرانس و رئیس دانشکده علوم ریاضی	دکتر سیامک نوریلوچی
مدیر کل روابط بین الملل دانشگاه	دکتر حمید رضائیکبخت

### کمیته هماهنگی

عضو هیأت علمی دانشکده علوم ریاضی	آقای مسعود البرز
رئیس روابط عمومی دانشگاه	آقای سید مهدی اعرابی
معاونت مالی و اداری دانشگاه	آقای فرشید جاهدی
معاونت دانشجویی و فرهنگی دانشگاه	دکتر محمد صادق مهدوی
رئیس دانشکده علوم ریاضی و دبیر کنفرانس	دکتر سیامک نوریلوچی
مدیر دفتر فنی دانشگاه	مهندس عباس یزدی صمدی

استاد گروه آمار	دکتر سیامک نوریلوچی	دبیر کنفرانس
استاد گروه آمار	دکتر محمد رضا مشکانی	دبیر کمیته علمی
استادیار گروه آمار	دکتر محمد ذکائی	دبیر کمیته اجرایی

### کمیته اجرایی (اعضای هیأت علمی دانشکده علوم ریاضی)

دکتر عبدالرحیم شهلانی	آقای علی آقا آزاده
دکتر زهرا گویا	دکتر محمد مهدی ابراهیمی
دکتر محمد رضا مشکانی	آقای مسعود البرز
دکتر سیامک نوریلوچی	دکتر سید علیرضا حسینیون
دکتر محمد قاسم وحیدی اصل	دکتر سید جلال داودزاده
	دکتر محمد ذکائی

## کمیته علمی

- ۱- دکتر محمد رضا مشکاتی دبیر کمیته دانشگاه شهید بهشتی
- ۲- دکتر ناصر رضا ارقامی دانشگاه فردوسی مشهد
- ۳- دکتر محمد قاسم وحیدی اصل دانشگاه شهید بهشتی
- ۴- دکتر سیامک نوریلوچی دانشگاه شهید بهشتی
- ۵- دکتر محمد ذکایی دانشگاه شهید بهشتی
- ۶- دکتر احمد پاریسیان دانشگاه صنعتی اصفهان
- ۷- دکتر احمد رضا سلطانی دانشگاه شیراز

بنابر ساختار کنفرانس که متشکل از بخشهای متعدد است، کمیته علمی بخشهایی را به شرح زیر و با مسئولیت یکی از اعضای کمیته علمی و با عضویت همکاران دیگر که نام آنها در مقابل هر بخش آمده است، تشکیل داد.

- ۱- بخش آمار نظری: مسئول آقای دکتر احمد پاریسیان  
 اعضا: دکتر ناصر رضا ارقامی  
 دکتر سیامک نوریلوچی  
 دکتر محمد رضا مشکاتی
- ۷- مدیریت: مسئول آقای دکتر محمد رضا حمیدی زاده  
 اعضا: دکتر محمد ذکایی  
 دکتر دری  
 دکتر لاجوردی

- ۲- بخش احتمال: مسئول آقای دکتر محمد قاسم وحیدی اصل  
 اعضا: دکتر احمد رضا سلطانی  
 دکتر بیژن ظهوری زنگنه  
 دکتر علی اکبر رحیم زاده ثانی
- ۳- بخش آمار زیستی: مسئول آقای دکتر انوشیروان کاظم نژاد  
 اعضا: دکتر محمود محمودی  
 دکتر سقراط فقیه زاده  
 دکتر محمد رضا اشراقیان  
 دکتر بدالله محرابی  
 دکتر ابراهیم حاجی زاده  
 دکتر سید محمد کاظم نائینی

- ۹- آمار بیمه: مسئول آقای دکتر محمد رضا مشکاتی  
 اعضا: دکتر محمد قاسم وحیدی اصل  
 آقای ضمیری  
 آقای شاگرین  
 آقای نکویی
- ۱۰- آمار در هواشناسی: مسئول آقای دکتر محمد رضا مشکاتی  
 اعضا: خانم فاطمه رحیم زاده  
 دکتر غلامعلی کمالی

- ۴- بخش کشاورزی: مسئول آقای مهندس علیرضا دهقان  
 اعضا: دکتر بهمن بزدی صمدی  
 دکتر پرویز وجدانی  
 دکتر عباس گرامی  
 دکتر محمد رضا فتاده  
 مهندس فرزاد نصیری آذر  
 مهندس علی یوسفیان دارائی

- ۱۱- آمار رسمی: مسئول آقای دکتر حمید رضا نواب پور  
 اعضا: دکتر محمد رضا فقیهی  
 دکتر محمد رضا مشکاتی  
 آقای صادقی ناسور
- ۵- بخش اقتصاد: مسئول آقای دکتر محمد ذکایی  
 اعضا: دکتر اسدالله منجمن  
 دکتر محمد طیبیان  
 دکتر محمد رضا مشکاتی  
 دکتر محمد رضا فتاده

۹۴ - آمار مهندسی : مسئول آقای دکتر عشقی  
اعضا : دکتر سایمی  
دکتر عاشقی پرست

آموزش آمار : مسئول دکتر علی زینلی  
اعضا : دکتر علی زینلی همدانی  
دکتر احمد پارسیان  
دکتر جواد بهبودیان

روابط عمومی  
رئیس روابط عمومی دانشگاه  
آقای سید مهدی اعرابی  
آقای مصعب باقری  
آقای داریوش رباطی  
آقای غنچهفر حسرتی  
آقای محمدرضا بهمن نژاد

#### همکاران اداری دانشگاه :

سید غلامرضا ساکانی رئیس دبیرخانه کمیته هماهنگی  
آقای نعمت الله رخشنده  
خانم مریم فضلعلی پور  
خانم مریم قادری  
خانم نسرین ستاری  
خانم مریم بهمنش

خانم مهین صادقی  
خانم حمیرا خوشدل  
آقای حجت الله پورشاد  
آقای سیداسماعیل خیرآبادی  
آقای سید فاضل بهبودی

مسئول دبیرخانه کمیته برگزاری : آقای محمد صدوری  
مسئول اداره انتظامات : آقای عزیزالله رضاییان  
مسئول خرید کتاب : آقای علی اکبر ترابی  
مدیر کمیته فرهنگی بودجه : آقای ناخدا  
مدیر کمیته فرهنگی روابط بین الملل : خانم ژیلان نجفی

#### کمیته انتشارات :

آقای شمسالرحمنی مدیر کمیته انتشارات  
آقای سماک امینی  
آقای محمد حسین یوهانی  
آقای امان الله سنجری

آقای سید قاسم سید  
آقای مجتبی شیرافکن  
آقای ذبیح الله گنجی  
آقای حسین میرزایی

کارگاههای آموزشی و ارائه نرم افزارها  
آقای دکتر محمدرضا فقیهی  
آقای مهندس داوود بیات  
آقای شجاع الدین چنوری  
آقای محمدحسن تقی

نیایشگاه کامپیوتر و انفورماتیک کنفرانس :  
آقای مهندس جواد فخاری  
آقای مهندس داوود بیات  
آقای شجاع الدین چنوری

امور عمومی :

- آقای نازد پرجمی مدیر کمیته امور عمومی
- آقای محمد رضا اقدامی
- آقای احمد بهمنی
- آقای عقاب بهنژاد
- آقای رسول پناهی
- خانم جزایری
- آقای صدرالله صداقت
- آقای محمد فضلعلی
- آقای حسین قاسم کاشانی
- آقای یحیی محمودی
- آقای اسماعیل نورافشان
- آقای غلامرضا یکنادوست حسینی

امور اسکان :

- مدیر امور خوابگاهها
- حسنعلی کمالی
- آقای محمد پاکدل
- خانم اعظم دنیایی
- خانم طاهره صمنانی
- آقای رضا کرم پوریان
- آقای مرتضی مصنف
- آقای علیرضا مولایی
- آقای حمید ناطقی
- آقای لطیف یگانه

امور تغذیه :

- مدیر امور تغذیه
- آقای محمد روشن
- خانم شاعیندخت جمالی
- آقای بیژن زحمتکش
- آقای میرهادی طاهری
- خانم مریم علیرشتی
- آقای مهدی حسین کاظمی

امور انتظامات :

- سرپرست انتظامات
- هوشیار کولیوند
- علیرضا حسین زاده
- بدالله فلاسی
- صیاد خدایاری
- هوشنگ سلطانی
- سپاسک نصیحی
- عزیزالله رضائیان

عقربندی :

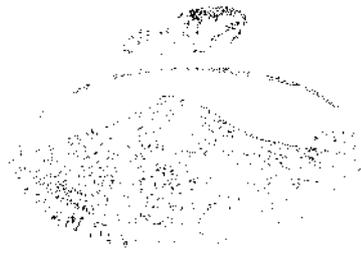
- آقای عباس یزدی صمدی
- آقای کلامی
- آقای امینهای
- آقای کبران
- آقای رحیمی
- آقای قربانخانی
- آقای علی پاشا
- آقای آرخ

امور مالی :

- دبیر حسابها مدیر کل امور مالی
- آقای امامی
- آقای یاقر جلیلی
- آقای سعید سفیدی
- آقای داود علی پناه
- خانم حسینی مقدمی
- آقای هوشنگ منعمی

تدوین و انتشارات :

علی اکبر پروین



## فهرست مطالب

صفحه	عنوان مقاله	ارائه دهنده
۱	بررسی شیوع و تعیین عوامل مؤثر و مداخله‌گر در آلودگی انگلی در روستاهای شهرستان کرج	۱- ابدی، علیرضا
۱۴	Cumulative Logistic Regression کاربرد مدل در تحلیل عوامل مؤثر بر وضعیت پریدنتال افراد ۲۰ تا ۳۰ ساله کشور	۲- باغبان، علیرضا محمد، کاظم علوی مجد، حمید
۲۶	ارزیابی گزارش سن و جنس در سرشماری عمومی نفوس و مسکن ۱۳۷۵ با استفاده از روش بازماندگی و روش Logit System	۳- بامداد، شیداد
۴۲	برآورد پارامترهای جامعه نرمال با توجه به داده‌های بریده شده	۴- تذهیبی، مهدی
۴۸	برآورد تابع چگالی احتمال نسبت خطر در مطالعات اپیدمیولوژیک با روش گیبس سمپلر (Gibbs Sampler)	۵- حاجیان، کریم‌الله
۶۳	برازش الگوی لجیت در جداول دو طرفه	۶- خردمندنیا، منوچهر
۷۳	مدلهای پاسخ چند جمله‌ای به منظور مدل بندی و تعیین عوامل مؤثر در انواع روشهای استفاده شده برای جلوگیری از بارداری در زنان	۷- خلخالی، حمیدرضا حاجی‌زاده، ابراهیم محمد، کاظم
۸۷	استفاده از روش Spline در محاسبه جداول عمر پیوسته	۸- رجائی‌فرد، عبدالرضا اکبری، حسین
۹۹	کاربرد مدل متا آنالیز در قد و وزن اطفال	۹- رفیعی، محمد فقیه‌زاده، سقراط

صفحه	عنوان مقاله	ارائه دهنده
۱۱۳	بررسی برخی عوامل مؤثر بر ایجاد عوارض حین عمل لوله بستن در ۱۷۸۵ مورد در بیمارستان دانشگاهی شهر تهران در سالهای ۱۳۷۲-۱۳۷۴	۱۰- رمضان زاده، فاطمه مخلج آبادی فراهانی، فریده سادات هاشمی، سید مهدی
۱۲۸	تحلیل رگرسیون پواسن	۱۱- زارع، نجف
۱۳۸	روشهای آماری در اپیدمیولوژی	۱۲- زمان پرور، علیرضا
۱۴۶	بررسی روند فوتهای ثبت شده در گورستان بهشت زهراي شهر تهران از سال ۱۳۷۱ لغایت ۱۳۷۶ و میزان دقت در ثبت آنها	۱۳- سیاسخواه، محمد علی محمد، کاظم ابدی، علیرضا
۱۵۸	ارزیابی طرحهای تحقیقاتی مصوب یکی از دانشگاههای کشور از نظر رعایت اصول آماری	۱۴- صدري، غلامحسین محبوب، حسین
۱۷۲	بررسی مقایسه‌ای باروری شیعه و سنی در استان همدان سال ۱۳۷۵	۱۵- عالی نژاد، زهرا محمودی، محمود
۱۸۵	درجه آزادی	۱۶- کاظم نژاد، انوشیروان رکابدار، مرجان گوهری، محمودرضا اسکوئی، بابک میرعماد، سید پحیی آل معزز، مجید بیگلریان، اکبر
۲۰۱	بر آورد تعداد مناسب تختهای بیمارستانی برای بخشهای مختلف از طریق مدلی بر اساس بستری شدگان روزانه	۱۷- کریملو، مسعود محمد، کاظم سیادتی، سعید

# بررسی شیوع و تعیین عوامل مؤثر و مداخله‌گر در آلودگی انگلی در روستاهای کرج

علیرضا ابدی

عضو هیأت علمی دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی و  
مدیر کل آمار و خدمات ماشینی وزارت بهداشت

## چکیده

باتوجه به ضرورت دستیابی به اطلاعات دقیق از وضع بیماریها و عوامل بیماریزا و اقدام جهت رفع این معضلات تحقیقی پیرامون بررسی آلودگی انگلی مناطق روستایی شهرستان کرج صورت پذیرفت.

از ۸۷ روستای شهرستان کرج به روش خوشه‌ای دو مرحله‌ای ۳۴ روستا و از هر روستا ۵۰ خانوار به صورت تصادفی انتخاب و تمام افراد خانوار بر اساس روشهای پارانیتولوژی (مستقیم-فرمالین اتر و فرمالین دترجنت) مورد آزمایش قرار گرفتند. در ۱۸/۲ درصد از نمونه‌ها E.coli و در ۷/۶ درصد از نمونه‌ها Giardia و در ۳/۱ درصد از نمونه‌ها Butchli دیده شد.

برای بررسی ارتباط میان متغیرهای مختلف با آلودگی به انگل و ترکیب میان آنها از مدل‌های Log Linear استفاده شده است. بر اساس مدل‌های بدست آمده اثر متقابل بین نوع منبع آب آشامیدنی و نوع توالت و محل توالت منزل با آلودگی به انگل دیده شد که نشان می‌دهد برای کاهش آلودگیهای انگلی ضرورتاً باید در جهت اصلاح منابع آب آشامیدنی و وضعیت توالت منازل اقدام کرد.

در آستانه سال ۲۰۰۰ بیماریهای انگلی هنوز از معضلات زندگی بشر محسوب میشود و می تواند به اشکال مختلف موجب بروز ضایعات جسمی، روانی و اقتصادی در جوامع انسانی گردد. بیماریهای انگلی در نقاط مختلف کشور با نسبتهای مختلف بر اساس الگوی مصرف مواد غذایی، نوع ارتباط با حیوانات اهلی و چگونگی مصرف گوشت و سبزیجات، نوع توالی، منابع آب آشامیدنی و ... پراکنده می باشند.

### دلایل ضرورت و اهمیت موضوع

با توجه به موارد زیر پیرامون نقش وجود انگلها در جامعه انجام این تحقیق ضروری می باشد:

- انگلها می توانند باعث کاهش نیروی فعال جامعه و تضعیف نیروها گردند.
- برای مبارزه با آنها باید سرمایه های زیادی هزینه گردد که از آن جمله هزینه های مربوط به تشخیص بیماری، تهیه دارو، اشغال تحت بیمارستانها و ... می باشد.
- منابع قابل توجهی از مواد غذایی مصرفی مردم برای تغذیه انگلها بکار می رود و عمدتاً از رشد طبیعی فرد کاسته می شود.

انجام این تحقیق، می تواند با ترسیم وضع موجود اطلاعات صحیحی در اختیار شبکه های بهداشت و درمان قرار دهد تا با شناخت معضلات سیستم نسبت به رفع آنها اقدام نمایند. ضمناً با مشخص شدن ریسک فاکتورهای مورد بررسی می توان برنامه های آموزشی در سطح شهرستان مربوطه را در جهت آگاهی بیشتر مردم با عوامل موثر و مداخله گر در ابتلا به آلودگیها و بیماریها برنامه ریزی نمود.

## روش اجزای

در این بررسی ۳۴ روستا از ۸۷ روستای کرج به روش خوشه‌ای انتخاب و از هر روستا ۵۰ خانوار بصورت تصادفی انتخاب و جمعاً ۲۸۱۴ نفر در این تحقیق مورد آزمایش و پرسشگری قرار گرفتند. نمونه‌ها در آزمایشگاه انگل‌شناسی دانشکده پزشکی دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی مورد بررسی قرار گرفته است. در تشخیص انگل‌های روده‌ای بر اساس روش‌های معمول پارازیتولوژی (مستقیم و فرمالین‌اتر و فرمالین دترجنت) اقدام صورت پذیرفته است. همچنین از ۱۱۵۴ نفر نمونه‌گیری خون برای بررسی کیست هیداتیک و بررسی آنتی‌بادی توتال و *IgM* با استفاده از روش ایمونوفلورسانس غیر مستقیم بر روی ۵۵۶ نفر برای بررسی توکسو پلاسموز به عمل آمده است. برای تشخیص بیماری‌های انگلی روده‌ای روش‌های مختلفی مورد استفاده قرار می‌گیرند که از انواع این روش‌ها می‌توان به روش مستقیم *direct smear* و از روش‌های شناورسازی در محلول آب و نمک یا محلول سولفات روی اشباع شده و یا شربت قند اشباع شده نام برد که هر کدام ویژگی خاصی دارند.

## پرسی جدول اول

شرح انواع آلودگیهای انگلی مشاهده شده در این بررسی در جدول ۱ آمده است بیشترین شیوع

بسته *E. coli* با ۱۸/۲ و *Giardia* با ۷/۶ و *I. Butchli* با ۳/۱ می باشد.

جدول ۱: توزیع نوع انگلهای البراد تحت مطالعه

ردیف	نام انگلهای	تعداد	درصد
-	انگل ندارند	۳۳۳۴	۶۹/۳
۱	Ascaris	۱۹	۰/۴
۲	Oxyure	۳۱	۰/۶
۳	Trichocephal	۲۳	۰/۵
۴	Trichostrongylos	۱	۰/۰
۵	Strongyloids	۲	۰/۰
۶	Myanolepis-nana	۵۸	۱/۲
۷	Hook worm	۱	۰/۰
۸	Tenia	۱	۰/۰
۹	Fasioal	۰	۰/۰
۱۰	Dicrocoelium	۲	۰/۱
۱۱	Blastocystis	۸۰	۱/۷
۱۲	Giardia	۳۶۵	۷/۶
۱۳	<i>E. histolytica</i>	۱۰۲	۲/۱
۱۴	<i>E. hartmani</i>	۹۵	۲/۰
۱۵	<i>E. coli</i>	۸۷۷	۱۸/۲
۱۶	<i>I. Butchli</i>	۱۵۰	۳/۱
۱۷	<i>E. nana</i>	۵۹	۱/۲
۱۸	chitomastix	۳۲	۰/۷
۱۹	<i>D. fragilis</i>	۵	۰/۱
۲۰	Tri chomonas	۵	۰/۱
-	جمع	۴۸۱۲	-

توزیع فراوانی تعداد انگل‌های مشاهده شده در افراد در جدول ۲ آمده است. ملاحظه می‌شود که در ۶۹/۳٪ از افراد هیچ نوعی از انگلها مشاهده نشده است و در ۲۳/۷٪ یک انگل و در ۵/۴٪ دو انگل و در ۱/۲٪ سه انگل و در ۰/۴٪ چهار انگل مشاهده شده است.

جدول ۲: توزیع تعداد انگل‌های افراد تحت مطالعه

وجود انگل	تعداد	درصد
انگل ندارد	۳۳۳۴	۶۹/۳٪
۱ انگل دارد	۱۱۴۳	۲۳/۷٪
۲ انگل دارد	۲۵۹	۵/۴٪
۳ انگل دارد	۵۸	۱/۲٪
۴ انگل دارد	۱۸	۰/۴٪
۵ انگل دارد	۱	۰/۰۰۰۱٪
جمع	۴۸۱۴	۱۰۰٪

در بررسی ابتلا به آلودگی انگلی با سایر متغیرها افراد مورد مطالعه صرفاً از نظر آلودگی به انگل و عدم آلودگی تفکیک شده‌اند. در بررسی متغیرهای سن، جنس، میزان سراده، شستشوی دستها با صابون قبل از غذا، شستشوی دستها بعد از قضای حاجت، داشتن سرخه و خلط، داشتن تب در روز گذشته، وضعیت اشتها، محل توالت، وجود چاه توالت، نزدیکی آخل به منزل، دسترسی به مراکز بهداشتی درمانی و طریقه مصرف سبزی خوردن ارتباط معنی داری با آلودگی انگلی مشاهده نشد.

متغیرهایی که با آلودگی انگلی ارتباط معنی داری نشان داده‌اند به شرح زیر می‌باشند.

- ۱ - نوع مرکز: بیشترین نسبت آلودگی در قسمتهای مورد بررسی توسط تیم سیار (۳۶/۵٪) و مرکز روستایی اکیرآباد (۳۵/۱۲٪) و مرکز روستایی نساء (۳۵٪) مشاهده شده است.
- ۲ - منبع آب آشامیدنی: بیشترین نسبت آلودگی در منابع رودخانه (۳۸٪) و چاه (۳۵٪) و سایر منابع (به غیر از آب لوله کشی و چشمه و رودخانه و چاه ۵۳/۳٪) دیده شده است.
- ۳ - نوع توالت: افرادی که از توالت سرباز استفاده می‌کردند. بیشترین نسبت آلودگی (۴۸٪) و در افرادی که از توالت سرپوشیده و غیر بهداشتی استفاده می‌کردند نسبت (۳۶/۱٪) آلودگی مشاهده شده است.
- ۴ - داشتن حساسیت: در افرادی که حساسیت داشتند ۳۸/۴٪ و در افرادی که هیچ نوع حساسیتی نداشتند (۳۰/۲٪) آلودگی مشاهده شده است.
- ۵ - داشتن کهیر: در ۳۷/۹٪ از افرادی که کهیر داشتند و در ۳۰/۵٪ از افرادی که کهیر نداشتند آلودگی انگلی مشاهده شده است.
- ۶ - خارش در نشیمن: در افرادی که خارش در نشیمن داشتند ۴۳/۶٪ آلودگی انگلی مشاهده شده است.
- ۷ - نگهداری حیوانات در منزل: در افرادی که حیوان در منزل نگهداری می‌کردند ۳۷/۲٪ آلودگی انگلی مشاهده شده و افرادی که حیوان در منزل نگهداری نمی‌کردند ۲۷/۶٪ آلودگی انگلی مشاهده شده است.
- ۸ - ذبح حیوانات در منزل: در افرادی که حیوان در منزل ذبح می‌کردند ۳۸/۵٪ و آنها که حیوان در منزل ذبح نمی‌کردند ۲۹/۲٪ آلودگی مشاهده شده است.
- ۹ - رنگ پریدگی: در ۳۸/۵٪ از افرادی که رنگ پریدگی داشتند و در ۳۰/۴٪ از افرادی که رنگ پریدگی نداشتند آلودگی انگلی مشاهده شده است.

برای آنالیز اطلاعات از توانمندیهایی مختلف نرم افزارهای *JMP* و *SPSS* و *Stata* استفاده شده است. در مورد برخی از متغیرهایی که ارتباط معنی دار با آلودگی به انگل داشته‌اند نتایج آنالیز پیوست می‌باشد. هماهنگی‌ها که در نمودارها مشاهده می‌شود میانگین آلودگی (با توجه به اینکه متغیر آلودگی بصورت صفر و یک می‌باشد همان نسبت آلودگی است) در قطر لوزیها و فاصله اطمینان ۹۵٪ در فاصله دو خط فوقانی و تحتانی لوزیها مشخص شده است.

برای بررسی ارتباطات پیچیده‌تر بین متغیرها از مدل‌های *Loglinear* استفاده می‌نمائیم. در مدلها نامگذاری متغیرها بصورت زیر می‌باشد:

*Par*: (دارد ۱ - ندارد ۰) آلودگی به انگل

*AA*: (سخت ۲ - ساده ۱) دسترسی به مراکز بهداشتی

چشمه یا قنات غیر بهداشتی ۳ - چشمه یا قنات بهداشتی ۲ - آب لوله کشی ۱) منبع آب آشامیدنی *A9*:  
(سایر ۷ - چاه ۶ - آب انبار ۵ - رودخانه ۴)

(سریاز ۳ - سرپوشیده و غیر بهداشتی ۲ - سرپوشیده و بهداشتی ۱) نوع توالی *A14*:

(داخل حیاط ۲ - داخل منزل مسکونی ۱) محل توالی *A15*:

(ندارد ۲ - دارد ۱) چاه توالی *A16*:

*Y*: نام مرکز روستایی

با توجه به مدل شماره ۱ در بررسی همبستگی بین آلودگی به انگل و منبع آب آشامیدنی و نوع توالی ملاحظه می‌شود که در مدل نهایی اثر متقابل دو به دو بین همه متغیرها وجود دارد و با توجه به سلسله مراتبی بودن مشخص می‌شود که اثرات تک بعدی نیز در مدل وجود دارند.

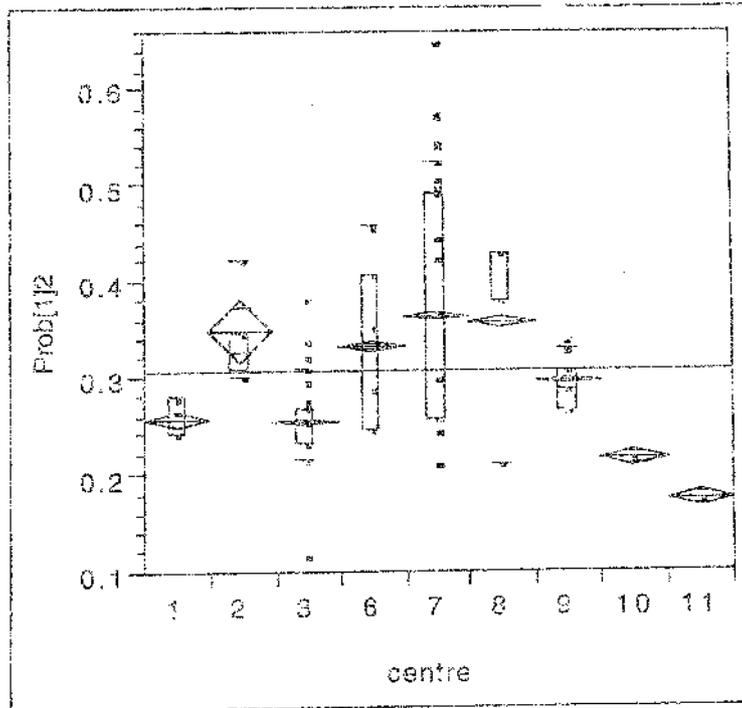
با توجه به مدل شماره ۲ در بررسی همبستگی بین آلودگی به انگل و دسترسی به مراکز بهداشتی و نام مرکز روستایی اثر متقابل بین آلودگی و نام مرکز روستایی و اثر متقابل بین آلودگی و دسترسی به مرکز بهداشتی درماتی دیده می‌شود. اما اثر متقابل بین نام مرکز و دسترسی به مراکز بهداشتی ملاحظه نمی‌شود.

با توجه به مدل شماره ۳ در بررسی همبستگی بین آلودگی انگلی و منبع آب آشامیدنی و محل توالی اثر متقابل سه طرفه در مدل وجود دارد در نتیجه با توجه به اینکه مدل *Hierarchical* می باشد تمام اثرات دو بعدی و تک بعدی نیز در مدل وجود خواهند داشت. توجه به وجود همبستگی معنی دار بین آلودگی به انگل و منبع آب آشامیدنی و محل توالی برای برنامه ریزی در جهت کاهش آلودگیهای انگلی دارای اهمیت می باشد.

با توجه به مدل شماره ۴ در بررسی همبستگی بین آلودگی انگلی و منبع آب آشامیدنی و وجود یا عدم وجود چاه توالی اثر متقابل بین آلودگی و منبع آب آشامیدنی و وجود چاه توالی با منبع آب آشامیدنی دیده میشود.

با توجه به نتایج بدست آمده از این تحقیق روشن میشود که در جهت کاهش آلودگیهای انگلی ضرورتاً باید در جهت تغییر در وضعیت متغیرهای نوع منبع آب آشامیدنی، نوع توالی، محل توالی، وجود چاه توالی، نگهداری حیوانات در منزل و ذبح حیوانات در منزل برنامه ریزی نمود.

Prob112 By centre



**Oneway Anova  
Summary of Fit**

RSquare	0.322286
RSquare Adj	0.321156
Root Mean Square Error	0.079376
Mean of Response	0.307757
Observations (or Sum Wgts)	4809

**Analysis of Variance**

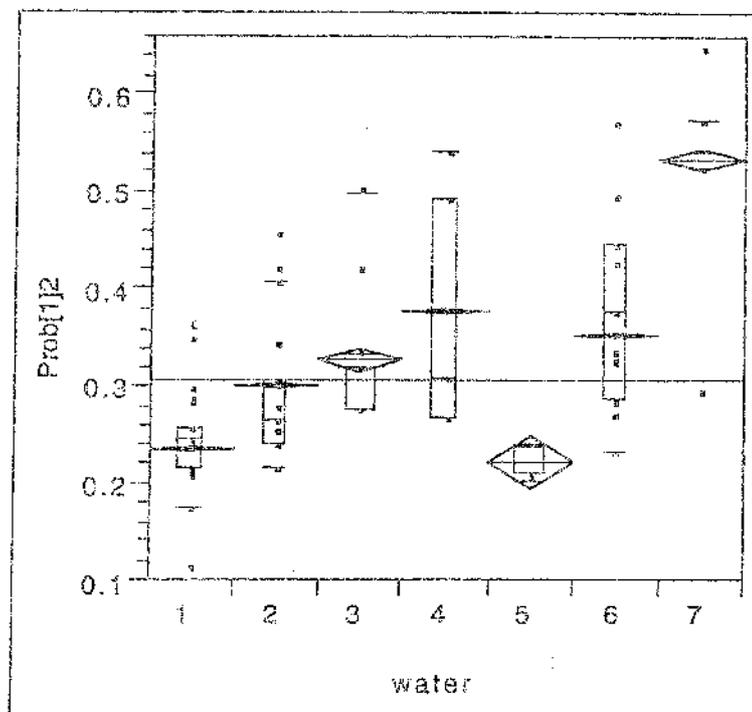
Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Ratio	Prob>F
Model	8	14.381848	1.79773	285.3287	
Error	4800	30.242696	0.00630		
C Total	4808	44.624544	0.00928		0.0000

**Means for Oneway Anova**

Level	Number	Mean	Std Error
1	280	0.267143	0.00474
2	20	0.350000	0.01775
3	937	0.255070	0.00259
6	630	0.331746	0.00316
7	1460	0.365069	0.00208
8	331	0.356496	0.00436
9	760	0.294872	0.00284
10	176	0.215911	0.00598
11	195	0.174374	0.00568

Std Error uses a pooled estimate of error variance

**Prob112 By water**



**Oneway Anova  
Summary of Fit**

RSquare	0.419982
RSquare Adj	0.419257
Root Mean Square Error	0.073417
Mean of Response	0.307757
Observations (or Sum Wgts)	4809

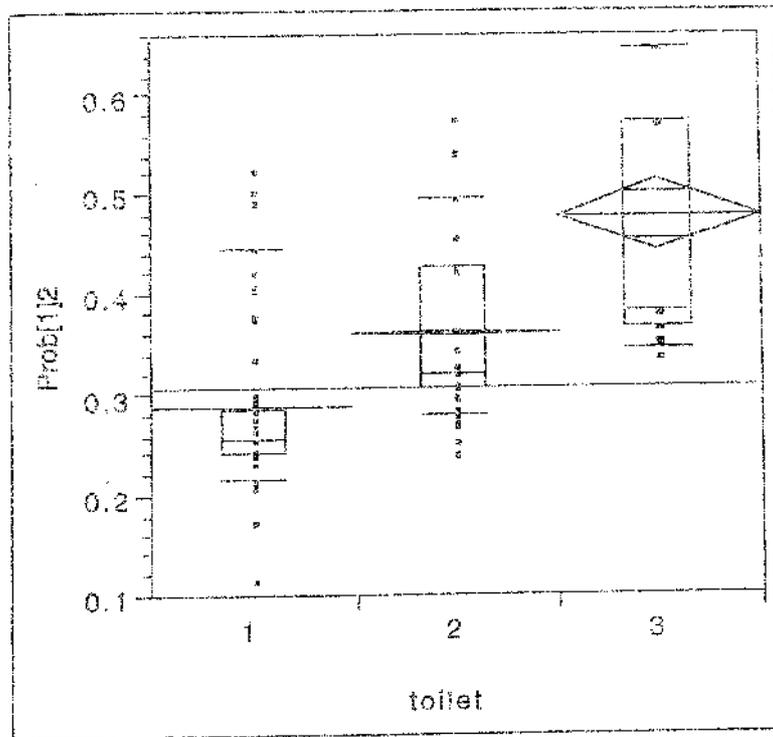
**Analysis of Variance**

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Ratio
Model	6	18.741506	3.12358	579.5089
Error	4802	25.883038	0.00539	<b>Prob&gt;F</b>
C Total	4808	44.624544	0.00928	0.0000

**Means for Oneway Anova**

Level	Number	Mean	Std Error
1	1577	0.237796	0.00185
2	1302	0.302612	0.00203
3	140	0.328571	0.00620
4	606	0.379538	0.00298
5	27	0.222224	0.01413
6	1054	0.354839	0.00226
7	103	0.533981	0.00723

Prob[1]2 By toilet



**Oneway Anova  
Summary of Fit**

RSquare	0.112503
RSquare Adj	0.112134
Root Mean Square Error	0.090778
Mean of Response	0.307757
Observations (or Sum Wgts)	4809

**Analysis of Variance**

Source	DF	Sum of Squares	Mean Squares	F Ratio
Model	2	5.020395	2.51020	304.6148
Error	4806	39.604149	0.00824	<b>Prob&gt;F</b>
C Total	4808	44.624544	0.00928	<.0001

**Means for Oneway Anova**

Level	Number	Mean	Std Error
1	3677	0.290455	0.00150
2	1107	0.361337	0.00273
3	25	0.480000	0.01816

Std Error uses a pooled estimate of error variance

MODEL NO 1 - HILOGLINEAR par (0,1) a9 (1,7) a11 (1,8)

Tests that K-way effects are zero.

K	DF	L.R. Chisq	Prob	Pearson Chisq	Prob	Iteration
1	9	9832.015	.0000	18115.897	.0000	0
2	20	889.407	.0000	804.120	.0000	0
3	12	16.738	.1597	17.458	.1332	0

Backward Elimination for DESIGN 1 with generating class

PAR\*A9\*A11

Likelihood ratio chi square = .00000 DF = 0 P = 1.000

If Deleted Simple Effect is DF L.R. Chisq Change Prob Iter

PAR\*A9\*A11 12 16.738 .1597 4

The final model has generating class

PAR\*A9  
PAR\*A11  
A9\*A11

Goodness-of-fit test statistics

Likelihood ratio chi square = 16.73812 DF = 12 P = .160  
Pearson chi square = 17.45802 DF = 12 P = .133

MODEL NO 2 - HILOGLINEAR par (0,1) a8 (1,2) y1 (1,11)

Tests that K-way effects are zero.

K	DF	L.R. Chisq	Prob	Pearson Chisq	Prob	Iteration
1	12	8230.185	.0000	8831.022	.0000	0
2	21	2256.664	.0000	2078.871	.0000	0
3	10	13.859	.1795	12.723	.2396	0

Backward Elimination for DESIGN 1 with generating class

PAR\*A8\*Y1

Likelihood ratio chi square = .00000 DF = 0 P = 1.000

If Deleted Simple Effect is DF L.R. Chisq Change Prob Iter

PAR\*A8\*Y1 10 13.859 .1795 6

The final model has generating class

PAR\*Y1  
A8\*Y1

Goodness-of-fit test statistics

Likelihood ratio chi square = 15.65989 DF = 11 P = .158  
Pearson chi square = 14.63582 DF = 11 P = .205

-----  
 MODEL NO 3 - HILOGLINEAR par (0,1) a9 (1,7) a15 (1,2)  
 -----

Tests that K-way effects are zero.

K	DF	L.R. Chisq	Prob	Pearson Chisq	Prob	Iteration
1	8	5857.875	.0000	7329.391	.0000	0
2	13	641.289	.0000	680.450	.0000	0
3	6	20.885	.0019	21.284	.0015	0

Backward Elimination for DESIGN 1 with generating class

PAR\*A9\*A15

Likelihood ratio chi square = .00000 DF = 0 P = 1.000

If Deleted Simple Effect is	DF	L.R. Chisq Change	Prob	Iter
PAR*A9*A15	6	20.885	.0019	5

The final model has generating class

PAR\*A9\*A15

Goodness-of-fit test statistics

Likelihood ratio chi square = .00000 DF = 0 P = 1.000  
 Pearson chi square = .00000 DF = 0 P = 1.000

-----  
 MODEL NO 4 - HILOGLINEAR par (0,1) a9 (1,7) a16 (1,2)  
 -----

Tests that K-way effects are zero.

K	DF	L.R. Chisq	Prob	Pearson Chisq	Prob	Iteration
1	8	10783.414	.0000	14264.898	.0000	0
2	13	115.434	.0000	141.632	.0000	0
3	6	6.253	.3955	6.298	.3907	0

Backward Elimination for DESIGN 1 with generating class

PAR\*A9\*A16

Likelihood ratio chi square = .00000 DF = 0 P = 1.000

If Deleted Simple Effect is	DF	L.R. Chisq Change	Prob	Iter
PAR*A9*A16	6	6.253	.3955	2

The final model has generating class

PAR\*A9  
 A9\*A16

Goodness-of-fit test statistics

Likelihood ratio chi square = 6.70468 DF = 7 P = .460  
 Pearson chi square = 6.30018 DF = 7 P = .505

کاربرد مدل Cumulative Logistic  
Regression در تحلیل عوامل مؤثر بر  
وضعیت پریدنتال افراد ۲۰ تا ۳۰ ساله  
کشور

باغبان، علیرضا  
محمد، کاظم  
علوی مجد، حمید



جدول شماره 7 - توصیفی، شعریه، مورد بررسی

اسم متغیر	سازج متغیر	تعداد	درصد	درصد تجمعی
	شواحي شمالي	1056	21.9	21.9
شاحیه جغرافیایی (NEWOSTAN)	شواحي مرکزی	3559	73.7	95.6
	شواحي جنوبي	0213	04.4	100
محل سکونت (STATE)	شهر	2919	60.5	60.5
	روستا	1909	39.5	100
جنسیت (SEX)	مذکر	1877	38.9	38.9
	مؤنث	2951	61.1	100
سطح تحصیلات (NEWSTUDY)	زیر دیپلم	3784	78.4	78.4
	دیپلم و بالاتر	1041	21.6	100
تعداد ادسیکار مصرفی در روز (NEWSMOK)	کمتر از ده نخ	4572	94.7	94.7
	بیشتر از ده نخ	0256	05.3	100
سن (AGE)	20 تا 25 سال	2543	52.7	52.7
	25 تا 30 سال	2285	47.3	100
وضعیت مسواک زدن (NEWBROSH)	اصلا	0892	20.5	20.5
	گاهی	1357	28.1	48.7
وضعیت پیرو دوتال (P)	اقلیکار در روز	2479	51.3	100
	پاکت 4.5MM و بیشتر	0531	11.0	11.0
وضعیت پیرو دوتال (P)	جرم سخت	2306	47.8	58.8
	خوشتریزی	0627	13.0	71.7
	سالم	1364	28.3	100

در این مرحله قصد داریم مدل آماری Cumulative Logistic Regression که

حالت خاصی از مدل‌های شش‌سهمی بیابند خطی است رایج داده‌های ارزش دهیم . اما بدلیل تعداد متغیرهای مستقل مورد مطالعه لازم است ابتدا در مورد معنی دار بودن اثر تک متغیرهای مستقل روی متغیر وابسته تصمیم بگیریم تا بعد از مشاهده معنی داری اثر هر متغیر در آن متغیر را وارد مدل نهایی نکنیم و از ورود متغیرهای مستقلی که اثر معنی داری روی متغیر وابسته ندارند جلوگیری کنیم . ما این کار را می‌توانیم با کمک مدل آماری Cumulative Logistic Regression انجام می‌دهیم . به این ترتیب با کمک هر کدام از روش‌های مستقل و وابسته جغرافیایی، محل سکونت، جنسیت، میزان تحصیلات، و وضعیت مسواک زدن، سن، و وضعیت پیرو دوتال، تعداد ادسیکار مصرفی در روز، و استفاده از پاکت‌های فیلتر شده را می‌توانیم پیش‌بینی کنیم.

این مطالعه با حمایت مالی از سازمان بهداشت جهانی و وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی ایران انجام شده است. نویسندگان بابت هرگونه اشتباهی در این مقاله مسئولیت ندارند.

از وضعیت پیریودونتانال ارتباط مستقیم نسبی دارد. اگر ارتباط معنی دارند از مستقیم در مدل آماری و از آنجا که در غیر این صورت از آن مستقیم صرفاً مستقیم نیستیم. (2) لازم است که در استخراج نتایج و انتخاب متغیرها از نرم افزار SAS استفاده شده است. برای تعیین گیری از مورد معنی داری ارتباط مستقیم های مستقل با استفاده از تست و تست آماری برای مدل بسازید جدول آمارها و آریانه نگه کنیم. اگر مقدار احتمال ( p-value ) باقیمانده ( residual ) مدل زیاد و به علاوه مقدار احتمال مربوط به مستقیم مستقل کم باشد، اثر مستقیم مستقل را معنی دار در نظر گرفت و مدل را برای بررسی تشخیصی می دهیم. (4)

در نهایت برای برآورد پارامترهای مدل و آزمون فرضیه بودن آن پارامترها جدول تحلیل برآوردهای WLS یعنی ( ANALYSIS OF WEIGHTED-LEAST-SQUARES ESTIMATES ) را در نظر میگیریم.

جدول شماره 2 : توزیع وضعیت پیریودونتانال بر حسب نواحی جغرافیایی

P (پیریودونتانال)	نواحی جغرافیایی (NEWOSTAN)			Total
	شمالی	مرکزی	جنوبی	
تعداد در صد مستونی				
پاکت 1.5mm یا بیشتر	110 10.42	375 10.54	46 21.60	531
جرم سخت	507 48.01	1718 48.27	81 38.03	2306
خونریزی	143 13.54	441 12.39	43 20.19	627
سالم	296 28.03	1025 28.80	43 20.19	1364

جدول فوق که معرف رابطه بین نواحی جغرافیایی و وضعیت پیریودونتانال میباشد حاکیست که افراد ساکن در نواحی شمالی و مرکزی دارای وضعیت پیریودونتانال مشابهی بوده و علاوه نسبت به افراد ساکن در نواحی جنوبی از پیریودونتانال سالمتری برخوردار هستند. اما همانطور که از جدول آمارها و آریانه پایین برداشت میشود این تفاوت از نظر آماری معنی دار نیست.

ANALYSIS OF VARIANCE TABLE

Source	DF	Chi-Square	Prob
INTERCEPT	1	10.83	0.0011
RESPONSE	2	3642.96	0.0000
NEWOSTAN	2	9.35	0.0093
RESIDUAL	4	29.92	0.0000

جدول شماره 3 : توزیع وضعیت پریودوننتال بر حسب محل سکونت

P (پریودوننتال) تعداد	STATE (محل)		Total
	شهر	روستا	
بیشتر 5mm	288 9.80	245 12.83	531
جرم سخت	1827 45.46	979 51.28	2306
خونریزی	391 13.39	236 12.36	627
سالم	915 31.35	449 23.52	1364

جدول فوقی که همبستگی رابطه بین محل سکونت و وضعیت پریودوننتال میباید حاکیست که افراد ساکن در شهر نسبت به افراد ساکن در روستا از پریودوننتال سالمتری برخوردار هستند ، علاوه همانطور که از جدول آنالیز واریانس زیر برداشت میشود این تفاوت از نظر آماری نیز معنی دار است .

ANALYSIS OF VARIANCE TABLE

Source	DF	Chi-Square	Prob
INTERCEPT	1	67.79	0.0000
RESPONSE	2	3693.17	0.0000
STATE	1	42.96	0.0000
RESIDUAL	2	0.86	0.6514

جدول شماره 4 : جدول توزیع وضعیت پریودوننتال بر حسب جنس

P (پریودوننتال) تعداد	SEX (جنس)		Total
	مرد	زن	
بیشتر 5mm	238 12.68	293 9.93	531
جرم سخت	941 50.13	1365 46.26	2306
خونریزی	269 11.13	418 14.16	627
سالم	489 26.95	875 29.65	1364

جدول فوقی که همبستگی رابطه بین جنسیت و وضعیت پریودوننتال میباید نشان میدهد که افراد مسوول نسبت به افراد مذکور از پریودوننتال سالمتری برخوردار هستند و این همبستگی که از جدول آنالیز واریانس زیر برداشت میشود این تفاوت از نظر آماری معنی دار نیست .

ANALYSIS OF VARIANCE TABLE			
Source	DF	Chi-Square	Prob
INTERCEPT	1	72.86	0.0000
_RESPONSE_	2	3687.32	0.0000
SEX	1	20.28	0.0000
RESIDUAL	2	4.73	0.0941

جدول شماره 5 : جدول توزیع وضعیت پر یود و نشتال بر حسب میزان تحصیلات

P (پر یود و نشتال)	NEWSTUDY (تحصیلات)		Total
	از پر دیپلم	دیپلم و بالاتر	
تعداد در دسترس			
پایه کمتر از 5mm	463	78	531
	11.97	7.47	
چرم سخت	1927	379	2306
	60.92	36.30	
خونریزی	491	136	627
	12.98	13.03	
سالم	913	451	1364
	24.13	43.20	

جدول فوق که معرف رابطه بین میزان تحصیلات و وضعیت پر یود و نشتال می باشد نشان میدهد که افراد با سطح تحصیلات دیپلم و بالاتر نسبت به افراد با سطح تحصیلات زیر دیپلم از پر یود و نشتال سالمتری برخوردار هستند اما همانطور که از جدول آشنایی و آریایش زیر برداشت میشود این تفاوت از نظر آماری معنی دار نیست .

ANALYSIS OF VARIANCE TABLE			
Source	DF	Chi-Square	Prob
INTERCEPT	1	221.15	0.0000
_RESPONSE_	2	3701.47	0.0000
NEWSTUDY	1	143.01	0.0000
RESIDUAL	2	8.34	0.0154

جدول شماره 6 : جدول توزیع وضعیت پر یود و نشتال بر حسب وضعیت سبواک زدن

P (پر یود و نشتال)	NEWBROSH (وضعیت سبواک زدن)			Total
	اصلا	کمی	بسیار در روز	
تعداد در دسترس				
پایه کمتر از 5mm	166	162	215	531
	15.73	11.94	8.59	
چرم سخت	640	697	1069	2306
	54.44	51.38	43.12	
خونریزی	121	179	327	627
	12.20	13.19	13.19	
سالم	175	319	870	1364
	17.04	23.54	25.09	

جدول فوق که معرفت رابطه بین وضعیت پیروی دوشنالی و وضعیت پیروی دوشنالی می باشد به وضوح نشان میدهد که افرادی که اقلانیکبار در روز عددی اکسپوزیشن نسبت به افرادی که گاهی عددی اکسپوزیشن و یا اصلاً عددی اکسپوزیشن از پیروی دوشنالی سالمتری بهره مند میباشند ، به علاوه همانطور که از جدول آنتالیز و آریانس زیر برداشت میشود این تفاوت از نظر آماری نیز معنی دار میباشد .

ANALYSIS OF VARIANCE TABLE

Source	DF	Chi-Square	Prob
INTERCEPT	1	24.96	0.0000
_RESPONSE_	2	3677.28	0.0000
NEWBROSH	2	141.68	0.0000
RESIDUAL	4	7.61	0.1071

جدول شماره 7 : جدول توزیع وضعیت پیروی دوشنالی بر حسب تعداد سیگار مصرفی در روز

P (پیروی دوشنالی) تعداد	NEWSMOK (تعداد سیگار مصرفی در روز)		Total
	بیشتر از 10 سیگار	کمتر از 10 سیگار	
درصد سگونی			
بها کنت 5mm 10 بیشتر	480	51	531
	10.50	19.92	
جرم سخت	2168	138	2306
	47.42	53.91	
خوشریزی	608	19	627
	13.30	7.42	
سالم	1316	48	1364
	28.78	18.75	

جدول فوق که معرفت رابطه بین تعداد سیگار مصرفی در روز و وضعیت پیروی دوشنالی است به وضوح نشان میدهد که افرادی که کمترین اکسپوزیشن در روز سیگار میکشند نسبت به افرادی که اکثراً در روز سیگار میکشند از پیروی دوشنالی سالمتری بهره مند میباشند . به علاوه همانطور که از جدول آنتالیز و آریانس زیر برداشت میشود این تفاوت از نظر آماری نیز معنی دار میباشد .

ANALYSIS OF VARIANCE TABLE

Source	DF	Chi-Square	Prob
INTERCEPT	1	0.62	0.4321
_RESPONSE_	2	3678.92	0.0000
NEWSMOK	1	33.31	0.0000
RESIDUAL	2	2.66	0.2643

جدول شماره 8 : جدول توزیع وضعیت پیروی دوشنالی بر حسب سن

P (پیروی دوشنالی) تعداد	AGE (سن)		Total
	20-25 سال	25-30 سال	
درصد سگونی			
بها کنت 5mm 10 بیشتر	221	310	531
	8.69	12.67	

جرم سخت	1115	1191	2306
	43.85	52.12	
خوشبختی	368	281	627
	14.59	11.42	
سالن	841	523	1364
	33.07	22.89	

جدول فوق بیانگر رابطه بین سن و وضعیت پریدونستال است. بر اساس این جدول افرادی که در بازه سنی 20 تا 25 سال قرار دارند حساسیت به اغراضی که در بازه سنی 25 تا 30 سال قرار دارند از پریدونستال سالمتری بهر دست میباشند. بعلاوه همانطور که از جدول آنالیز واریانس زیر برداشت میشود این تفاوت از نظر آماری نیز معنی دار میباشد.

#### ANALYSIS OF VARIANCE TABLE

Source	DF	Chi-Square	Prob
INTERCEPT	1	115.51	0.0000
_RESPONSE_	2	3687.42	0.0000
AGE	1	94.29	0.0000
RESIDUAL	2	0.93	0.6295

بررسیهای انجام شده نشان داد که از بین هفت مستغیر مستقیم تحت مطالعه فقط چهار متغیر محل سکونت، سن، وضعیت مسواک زدن و تعداد ادسیکار مصرفی در روز با متغیر وابسته وضعیت پریدونستال دارای ارتباط معنی دار آماری میباشند. لذا مدل نهایی باید شامل چهار متغیر فوق باشد. برای بررسی اثر تمام متغیرهای فوق روی متغیر وابسته مدل را برآزش دادیم که جدول آنالیز واریانس آنرا زیر مشاهده مینمایید. همانطور که از این جدول استنباط میشود وقتی هر چهار متغیر را در یک مدل با متغیر وابسته ارتباط میدهیم، مستغیر مستقل محل سکونت اثر خود را از دست داده و لذا تصمیم نهایی مبنی بر اخراج این متغیر از مدل و ادامه انجام آنالیز به سه مستغیر دیگر خواهد بود.

#### ANALYSIS OF VARIANCE TABLE

Source	DF	Chi-Square	Prob
INTERCEPT	1	42.20	0.0000
_RESPONSE_	2	3634.00	0.0000
NEWSMCK	1	16.95	0.0000
NEWBROSH	2	123.06	0.0000
AGE	1	50.13	0.0000
STATE	1	0.49	0.4819
RESIDUAL	28	28.47	0.4395

اکنون به جزئیات مربوط به برآزش مدل نهایی و تجزیه و تحلیل نتایج و خروجیهای نرم افزار SAS در ارتباط با این مدل میپردازیم.

ANALYSIS OF VARIANCE TABLE

Source	DF	Chi-Square	Prob
INTERCEPT	3	5637.22	0.0000
NEWSMOK	1	18.73	0.0000
NEWBROSH	2	126.51	0.0000
AGE	1	79.04	0.0000
RESIDUAL	26	28.97	0.4667

از جدول آنالیز واریانس فوق مشخص است که مدل Cumulative Logistic Regression با متغیر وابسته وضعیت پیری و دو متغیر مستقل و متغیرهای مستقل سن، وضعیت مسواک زدن و تعداد سیگار مصرفی در روز به طور قابل قبولی به داده‌ها برازش دارد. جدول زیر مقادیر عددی برای آوردن W.L.S پارامترها، انحراف معیار برای آوردن مقادیر شماره آزموون کی - دو (chi - square) و مقادیر احتمال (p - value) را ارائه می نماید.

ANALYSIS OF WEIGHTED-LEAST-SQUARES ESTIMATES

Effect	Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Prob
INTERCEPT	1	0.8559	0.2557	11.20	0.0008
	2	1.4475	0.2563	31.91	0.0000
	3	3.9756	0.2626	229.42	0.0000
NEWSMOK	4	0.2683	0.0620	18.73	0.0000
NEWBROSH	5	-0.3517	0.0459	58.70	0.0000
	6	-0.0528	0.0416	1.61	0.2046
AGE	7	-0.0974	0.0110	79.04	0.0000

به کمک جدول فوق سه تابع پاسخ بصورت زیر خواهند بود:

$$L1 = (0.8559) + (0.2683)NEWSMOK + (-0.3517)NEWBROSH(1/3) + (-0.0528)NEWBROSH(2/3) + (-0.0974)AGE$$

$$L2 = (1.4475) + (0.2683)NEWSMOK + (-0.3517)NEWBROSH(1/3) + (-0.0528)NEWBROSH(2/3) + (-0.0974)AGE$$

$$L3 = (3.9756) + (0.2683)NEWSMOK + (-0.3517)NEWBROSH(1/3) + (-0.0528)NEWBROSH(2/3) + (-0.0974)AGE$$

لازم به ذکر است که در این مدلها به عنوان مثال منسظموز از عبارت NEWBROSH(1/3) تفسیر سطح متغیر مسواک زدن از سطح اول به سطح سوم میباشد یعنی آنهایی که اطلاعاتی تعیین شده در مقایسه با آنهایی که در شبانه روز اقدام به مسواک میزنند. به همین ترتیب در مورد سایر عبارات، توجه داریم که برای متغیرهای کیفی دو حالت در نظر گرفتن چنین عبارتی ضرورتی ندارد. زیرا برای این متغیرها همواره سطح اول یا سطح دوم انتخاب میشود. همچنین است در مورد متغیرهای پیوسته نیز با وجود مقادیر عددی متغیرهای پیوسته در این مدلها لحاظ میگردد و لذا آنچه در محاسبه Odds Ratio این متغیرها با متغیرهای کیفی متفاوت است.

جدول اول زیر جزئیات سنجش اثری را از نظر کیفیت، معنادار یا سطوح پیری و متغیرهای مستقل مدل ارائه می

جدول شماره 9 : سرآورد احتمال Odds Ratio (O.R) و Relative Risk (R.R) در سطح مشخص شده شامل سن ، وضعیت و تعداد آسیبکاران مصروفی در روز و تعداد آسیبکاران مصروفی برای شاخص پیامخ دو هفته

سن (به سال) / وضعیت / تعداد آسیبکاران مصروفی در روز	تعداد آسیبکاران مصروفی در روز	$\ln(Odds(1))$	Odds(1)	R.R	$1/[Odds(1)]$	1-P	P	Odds(1)	$\ln(Odds(1))$
افلاکیان / روز	کمتر از ده تن	-0.4191	0.6576	0.40	0.80	0.40	1.8206		
	بیشتر از ده تن	-0.3666	0.3848	0.28	0.72	0.28	2.6001		
کسائی / 20-25	کمتر از ده تن	-0.2784	0.4153	0.29	0.71	0.29	2.4022		
	بیشتر از ده تن	-1.4123	0.2454	0.20	0.80	0.20	4.1073		
اصفهان	کمتر از ده تن	-1.1752	0.3068	0.24	0.76	0.24	3.2388		
	بیشتر از ده تن	-1.7119	0.1808	0.15	0.85	0.15	5.5393		
افلاکیان / روز	کمتر از ده تن	-0.3066	0.4041	0.29	0.71	0.29	2.4744		
	بیشتر از ده تن	-1.4426	0.2383	0.19	0.81	0.19	4.2317		
کسائی / 25-30	کمتر از ده تن	-1.3633	0.2559	0.20	0.80	0.20	3.9091		
	بیشتر از ده تن	-1.8996	0.1496	0.13	0.87	0.13	6.6862		
اصفهان	کمتر از ده تن	-1.5821	0.1997	0.16	0.84	0.16	5.2704		
	بیشتر از ده تن	-2.1987	0.1109	0.10	0.90	0.10	9.0132		

نمونه (1) در جدول فوق C.R و R.R نسبت به گروه مبدا (آوردی که کمتر از ده تن در روز آسیبکار میکنند، افلاکیان در روز) همواره کمترین میزان را در 20 تا 25 سال قرار دارند (بدست آمده است).

نمونه (2) به کمک رابطه  $R.R = O.R = \frac{p1(1-p2)}{p2(1-p1)} = (P.R) \times \frac{(1-p2)}{(1-p1)}$  را از روی O.R محاسبه کرده ایم.

نمونه (3) در جدول فوق، P احتمال سالم بودن برپرونده احتمال و (1-P) احتمال سالم نبودن برپرونده احتمال دریا شد.

جدول شماره 10 : سرآورد احتمال Odds Ratio (O.R) و Relative Risk (R.R) در سطح مشخص شده شامل سن ، وضعیت و تعداد آسیبکاران مصروفی در روز و تعداد آسیبکاران مصروفی برای شاخص پیامخ دو هفته

سن (به سال) / وضعیت / تعداد آسیبکاران مصروفی در روز	تعداد آسیبکاران مصروفی در روز	$\ln(Odds(2))$	Odds(2)	R.R	$1/[Odds(2)]$	1-P	P	Odds(2)	$\ln(Odds(2))$
افلاکیان / روز	کمتر از ده تن	0.1725	1.1883	0.54	0.46	0.46	0.8416		
	بیشتر از ده تن	-0.3641	0.6949	0.41	0.59	0.41	1.4392		
کسائی / 20-25	کمتر از ده تن	-0.3848	0.7622	0.43	0.57	0.43	1.3296		
	بیشتر از ده تن	-0.9214	0.4398	0.30	0.70	0.30	2.2731		
اصفهان	کمتر از ده تن	-0.5857	0.5573	0.35	0.64	0.35	1.7927		
	بیشتر از ده تن	-1.1203	0.3262	0.26	0.74	0.26	3.0655		
افلاکیان / روز	کمتر از ده تن	-0.3145	0.7301	0.42	0.58	0.42	1.3296		
	بیشتر از ده تن	-0.9510	0.4270	0.30	0.70	0.30	2.3420		
کسائی / 25-30	کمتر از ده تن	-0.7717	0.4622	0.32	0.68	0.32	2.1634		
	بیشتر از ده تن	-1.3058	0.2793	0.21	0.79	0.21	3.4990		
اصفهان	کمتر از ده تن	-1.0703	0.5425	0.25	0.75	0.25	2.9171		
	بیشتر از ده تن	-1.5376	0.2064	0.17	0.83	0.17	4.9968		

شماره : ۱۱ جدول فوق، در احتمال سالم بودن و خوش بینی و چرم سخت (جد اکثر جرم سخت) بریودنتال (P=1) احتمال  
 جرم سخت و دقیق پاکت بریودنتال می باشد.

جدول شماره ۱۱ : بر آورد احتمال Odds Ratio (O.R) و Relative Risk (R.R) در توضیح مستقیم شده  
 احتمال سطح - و کیفیت معوانگ (در و شده استیکار متراکی در روز برای شاخص پاسخ سوم مثل

بازه آسیب پذیری	R.R	O.R	$1/[Odds(S)]$	1-P	P	$Odds(S) \ln[Odds(S)]$	تعداد استیکار مصرفی در روز	وضعیت معمولاً در زمان	سین آب و سار
---	--	--	0.9672	0.98	0.94	14.8872	2.7653	کمتر از ده نخ	افزایش
(0.653 , 4.115)	1.54	1.7098	0.1149	0.10	0.90	8.7659	2.1640	بیشتر از ده نخ	در روز
(1.164 , 1.958)	1.51	1.5799	0.1661	0.10	0.80	9.4234	2.2432	کمتر از ده نخ	کساحی
(1.116 , 5.323)	2.44	2.7009	0.1316	0.16	0.85	5.5107	1.7667	بیشتر از ده نخ	20-25
(1.504 , 2.581)	1.97	2.1295	0.1431	0.13	0.87	8.9934	1.9444	کمتر از ده نخ	احتمال
(1.736 , 5.537)	3.10	3.8414	0.2447	0.20	0.80	4.0870	1.4078	بیشتر از ده نخ	
(1.231 , 1.951)	1.55	1.8265	0.1029	0.10	0.90	9.1486	2.2136	کمتر از ده نخ	افزایش
(1.489 , 4.130)	2.49	2.7812	0.1889	0.16	0.84	5.3459	1.9770	بیشتر از ده نخ	در روز
(1.325 , 2.948)	2.32	2.5699	0.1727	0.15	0.85	5.7910	1.7553	کمتر از ده نخ	کساحی
(2.319 , 5.590)	3.60	4.3943	0.2953	0.23	0.77	3.3862	1.2197	بیشتر از ده نخ	25-30
(2.344 , 3.759)	2.98	3.4643	0.2229	0.19	0.81	4.2952	1.4575	کمتر از ده نخ	احتمال
(2.973 , 6.750)	4.48	5.9256	0.3982	0.29	0.71	2.5115	0.9239	بیشتر از ده نخ	

شماره : ۱۲ جدول فوق، در احتمال سالم بودن و خوش بینی و چرم سخت (جد اکثر جرم سخت) بریودنتال (P=1) احتمال

عمل پاکت بریودنتال می باشد.

## نتیجه گیری :

نتیجه به تنظیم جهت تغییر در آماری ده جهت کنترل متغیرهای مداخله‌گر و سر آوردن میزان تاثیر متغیرهای مستقل معنی دار انجام گرفت بدین قرار بود که پیروی و دستاورد افراد 20 تا 25 ساله بطور معنی داری از پیروی و دستاورد افراد 25 تا 30 ساله سالمتر بود (p-value=0.00). پیروی و دستاورد افرادی که اقلانیکبار در روز مساوی کم میزدند، بطور معنی داری از پیروی و دستاورد افرادی که اسلامسو اک نمیزدند، سالمتر بود (p-value=0.00). پیروی و دستاورد افرادی که اسلامسو یکبار تنی کشیدند یا کمتر از ده نخ در روز سیگار میکشیدند، بطور معنی داری از پیروی و دستاورد افرادی که حداقل ده نخ در روز سیگار میکشیدند، سالمتر بود (p-value=0.00).

در نهایت متادین R.R را در اثر کمیهای مختلف سطوح سه متغیر مستقل محاسبه کرده و با قراردادن یک گروه به عنوان گروه سبنا خطر نسبی مواجهه با هر یک از این گروه‌ها را محاسبه نمودیم که نتیجه این کار را بطور کامل در قالب سه جدول 9 و 10 و 11 ارائه کرده ایم، در اینجا فقط به عنوان مثال بیاد آور می‌شویم که طبق جدول 11 احتمال ابتلا به سطح پیشرفت بیماری پیروی و دستاورد در بین افرادی که در بازه سنی 25 تا 30 سال قرار دارند و اسلامسو اک نمی‌زنند و بیش از ده نخ در روز سیگار میکشند 4.48 برابر همین احتمال در بین افرادی است که در بازه سنی 20 تا 25 سال قرار دارند و اقلانیکبار در روز مساوی می‌زنند و کمتر از ده نخ در روز سیگار میکشند.

منابع و مراجع :

- 1- خلیف (ماهنامه ویژه یاز آسوزی جامعه پزشکیان) - سال ششم - شماره 67 - فروردین 1376.
- 2- بررسی سلامت و بیماری در ایران - معاونت پژوهشی وزارت بهداشت - مرداد 1369.
- 3 - Agresti, A. ' Analysis of Ordinal Categorical Data " , John Wiley & Sons , New York 1990.
- 4 - SAS/STAT Users Guide , Release 6.03 Edition , Cary , North Carolina: SAS Institute , INC.

ارزیابی گزارش سن و جنس در  
سرشماری عمومی نفوس و مسکن  
۱۳۷۵ با استفاده از روش بازماندگی و  
روش Logit System

بامداد، شیداد

مرکز آمار ایران

## ارزیابی گزارش سن و جنس در سرشماری عمومی نفوس و مسکن ۱۳۷۵

### بـا استفاده از روش‌های ماندگی و روش Logit system

شیدا بیامداد

**مقدمه:** سرشماری جمعیت‌شناسی از منابع اصلی آمارهای جمعیتی در اکثر کشورهای جهان است. در ایران به سبب ضعف سیستم و قایم حیاتی در تولید آمارهای جمعیتی در گذشته، شاید بتوان گفت سرشماری اصلی‌ترین منبع اطلاعاتی مورد جمعیت‌شناسی باشد. در نتیجه جایگاه سرشماری در ایران پس و الاثر از بسیاری کشورهای جهان است. پس چه دارد ضمن عنایت خاص به داده‌های حاصل از سرشماری‌ها به ویژه سرشماری عمومی اخیر این داده‌ها با دقت‌پورسی شوند. برای ارزیابی داده‌های سرشماری‌ها و آشنایی بیشتر با این ابداع شده است که می‌توان از آنها برای پی‌بردن به میزان آن‌ها و محاسبه داده‌ها در زمینه پوشش کامل (coverage) و محتوای گزارشات (contents) استفاده نمود. غالباً در این روش‌ها داده‌ها و شاخصهای مشتق از سرشماری‌ها (الگوهای مشاهده شده) با شاخصها و الگوهای ساخته شده بر پایه جمعیت‌شناسی نظری (جهت‌دهنده مورد انتظار) (الگوهای مورد انتظار) مورد مقایسه قرار می‌گیرند.

**هدف:** در این گزارش سعی بر آن است تا کیفیت محتوای گزارش سن و جنس جمعیت‌شناسی کشور در سرشماری عمومی نفوس و مسکن سال ۱۳۷۵ با استفاده از روش‌های ماندگی و ماندگی‌ها را چون دوسرشماری مورد ارزیابی قرار گیرد. در این روش سعی شده است تا ماندگی‌ها را در سرشماری ۱۳۶۵ و ۱۳۷۵ به تفکیک جنس بر سه عضو این الگو مشاهده شده است. دست‌نویس ماندگی‌ها را بر اساس جمعیت‌شناسی نظری ساخته شده است. زمان و سرآورد کشور در سال ۱۳۷۵ یک میلیارد و سیصد و پنجاه و یک نفر (Coale) و هم‌سالی (Domery) و نیاز دیگر با استفاده از سیستم Logit از سوی دو الگوی مورد انتظار مورد مقایسه قرار گرفته‌اند. نتایج آنکه عضو اصلی که مورد مقایسه شده است که "الگوهای مشاهده شده از الگوهای مورد انتظار" ساخته شده است که در این مقاله مورد مقایسه قرار گرفته است.





در این دو جدول ستون ۲، نسبت میانگین دو سر عماری ۱۳۶۵ و ۱۳۷۵ است. ستون ۳، سنوچ نیز آورد. عمده جدول عمیر مربوط به هر گروه سنی بر اساس نسبت میانگین عمیر همان گروه سنی است. ستون ۴، میانگین جدول عمیر از سنوچ تعیین شده جمعیت شاخص ستون ۵، نسبت میانگین عمیر حاصل از جمعیت شاخصی باشد. نسبتها چنانچه قبلاً نیز گفته شد سطح تعیین شده جدول عمیر بر مبنای مرگ و میر نیز گسالان ( جمعیتها ) سالها و پیرایش ) است. اینها را این با تسمیه اطلاعات نشانای تقدیماتی طرح مرگ و میر و باروری ۱۳۷۵ مرکز آمار ایران، و روش کسلا میکس طرح مرگ و میر کودکان تعیین و جدول عمیر نوعی نشان مشخص گردیده و احتمال بقا تا سن ۵ و ۱۰ سالگی نیز در ستون ۶ جدول ۴ و ۵ تکمیل می شود. جدول عمیر مربوط به سطح مرگ و میر کودکان بر آیز نشان سطح ۱۹/۸ و برای مردان سطح ۳۰ تعیین گردیده است. ستون ۶ در هر دو جدول نسبت میانگین عمیر آورد شده بر اساس جدول عمیر کول و دینر ( نسبت میانگین مورد انتظار ) می باشد.

جدول ۴ - محاسبه نسبت میانسالان به نوجوانان در کشورها استفاده از جدول عمر  
 ( Coale-Demery ) سرشماری ۷۵-۱۳۶۵

سن	نسبت میانسالان به نوجوانان بین دو سرشماری	سطح سرگرمی تعمیر شده	بازماندهگان سطح ۱۸ $L(x)$	نسبت میانسالان به نوجوانان نسبتی سطح ۱۸ $L(x+5) / Lx$	سرآورد نسبی احتمال بقا تا سن X
۱	۲	۳	۴	۵	۶
۰	۱/۰۰۳	-	-	-	(۰/۹۵۷)
۵	۰/۹۶۰	۱۳/۶	۰/۹۱۵	۰/۹۹۱	(۰/۹۴۴)
۱۰	۰/۹۳۴	۹	۰/۹۰۷	۰/۹۹۳	۰/۹۴۵
۱۵	۰/۹۳۴	۱۰	۰/۹۰۰	۰/۹۹۰	۰/۹۴۹
۲۰	۰/۹۳۱	۱۳	۰/۸۹۱	۰/۹۸۶	۰/۹۱۹
۲۵	۰/۹۶۸	۱۸/۷	۰/۷۸۶	۰/۹۸۴	۰/۹۰۷
۳۰	۰/۹۵۵	۱۷/۷	۰/۸۶۵	۰/۹۸۱	۰/۸۹۴
۳۵	۰/۹۵۴	۱۸/۷	۰/۸۴۹	۰/۹۷۶	۰/۸۷۵
۴۰	۰/۹۳۴	۱۷	۰/۸۳۰	۰/۹۷۳	۰/۸۵۶
۴۵	۰/۸۴۸	۱۱/۸	۰/۸۰۸	۰/۹۶۶	۰/۸۳۳
۵۰	۰/۸۴۸	۱۶/۵	۰/۷۸۰	۰/۹۵۴	۰/۸۰۵
۵۵	۰/۸۰۳	۱۸/۳	۰/۷۴۳	۰/۹۴۳	۰/۷۶۶
۶۰	۰/۷۲۰	۱۹/۱	۰/۷۴۳	۰/۸۹۸	۰/۷۱۵
۶۵	۰/۶۴۸	۲۳	۰/۹۶۳	۰/۸۴۵	۰/۶۶۲
۷۰	۰/۴۴۳	۲۳/۸	۰/۶۴۳	۰/۷۵۹	۰/۵۴۲

جدول ۵ - محاسبه نسبت میانسالان به نوجوانان در کشورها استفاده از جدول عمر  
 ( Coale-Demery ) سرشماری ۷۵-۱۳۶۵

سن	نسبت میانسالان به نوجوانان بین دو سرشماری	سطح سرگرمی تعمیر شده	بازماندهگان سطح ۱۸/۸ $L(x)$	نسبت میانسالان به نوجوانان نسبتی سطح ۱۸/۸ $L(x+5) / Lx$	سرآورد نسبی احتمال بقا تا سن X
۱	۲	۳	۴	۵	۶
۰	۱/۰۰۵	-	-	-	(۰/۹۵۹)
۵	۰/۹۳۱	۶/۵	۰/۹۱۳	۰/۹۹۱	(۰/۹۴۷)
۱۰	۰/۸۴۰	-	۰/۹۰۵	۰/۹۹۳	۰/۹۴۹
۱۵	۰/۸۸۹	۶	۰/۹۰۰	۰/۹۸۹	۰/۹۴۳
۲۰	۰/۹۵۷	۱۶/۷	۰/۸۹۱	۰/۹۸۵	۰/۹۳۳
۲۵	۰/۹۸۸	۲۳	۰/۸۷۷	۰/۹۸۴	۰/۹۰۹
۳۰	۰/۹۶۶	۲۰/۱	۰/۸۶۳	۰/۹۸۲	۰/۸۹۵
۳۵	۰/۹۴۹	۱۹/۷	۰/۸۴۸	۰/۹۷۸	۰/۸۷۹
۴۰	۰/۹۳۳	۱۹/۳	۰/۸۴۸	۰/۹۷۱	۰/۸۵۹
۴۵	۰/۸۷۶	۱۸/۴	۰/۸۰۴	۰/۹۵۶	۰/۸۳۳
۵۰	۰/۸۷۹	۲۲/۶	۰/۷۷۱	۰/۹۴۰	۰/۸۰۰
۵۵	۰/۸۰۷	۲۳/۴	۰/۷۲۵	۰/۹۱۲	۰/۷۵۴
۶۰	۰/۷۱۰	۲۳/۳	۰/۶۶۱	۰/۸۷۰	۰/۶۸۵
۶۵	۰/۶۴۳	۲۴/۸	۰/۵۷۵	۰/۸۰۹	۰/۵۹۶
۷۰	۰/۴۴۴	-	۰/۲۶۵	۰/۷۳۰	۰/۴۸۳

### ۳ - برآورد نسبت‌های سازمان‌ها در سیستم *Logit*

مدل *Logit* برای مدل‌های چنداولی نوعی مرگ و میر به کار می‌رود و اولین بار توسط براس<sup>۱</sup> به کار گرفته شده است.

در این روش از روی داده‌ها یک جدول استاندارد استاندارد بنا داده‌ها بر شستاری می‌توان جدولی مؤلفی دیگر را ساخت و آنگاه اطلاعات را به‌کار می‌تواند تصحیح نمود. بر اساس تعریف *Logit* عددی که بین دو مقدار  $\alpha$  و  $\beta$  واقع شود عبارتست از:

$$\text{Logit}(\pi) = \frac{1}{\pi} \log \frac{\pi}{1-\pi}$$

اساس این روش وجود شش مرحله خطی بین  $\alpha$  و  $\beta$  است. اطلاعات از جدولها هر یک مشخصی در دو جدول مرگ و میر است (یکی اول مرگ و میر و دیگری شش مرحله). متنها بنا جمعیت نمود بر روی دیگر جدول استاندارد است. شش مرحله مرگ و میر جمعیت نمود بررسی).

تکنیک مهم در اینها به مدل جمعیت است. داده‌ها به یک توکم به معنی همگنی است و سطح مرگ و میر آن‌ها در دست داشته باشد.

### اطلاعات مورد نیاز روش *Logit*

۱- تعداد جمعیت بر حسب گروه‌های سنی پنجساله به تفکیک جنس از اطلاعات دو سرشماری دو ساله زمانی (سال)

۲- برآورد نسبت مرگ و میر کودکان که همواره استناد از اطلاعات سرشماری به کودکان داده به دنیا آمده و کودکان در حال حاضر زنده بود تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد.

۱. Brass

۲. برای کسب اطلاعات در این مورد رجوع شود به Manual X-۱۸ صفحات ۱۸-۱۷



۴) ستون ۵ در جدول مذکور توضیح میدهد مفاد هر ستون ۴ می باشد و ستون ۶ توضیح میدهد مفاد هر ستون ۴ یعنی احتمال بقا بنا بر سن (۱۲/۵) و (۱۲) در یک جدول عمر استفاده دارد است که در مورد جمعیت مورد مطالعه شرح جدول است که در ۱۹/۸ برای زنان و ۳ برای مردان از شاخص wost جدول عمر کولو کمپنی انتخاب شده است.

به عقیده برای توضیح رابطه خطی بین logit احتمال بقا از تولید بنا بر سن و جدول عمر که سمپری که یکی با  $l(x)$  (بر آورد شده بر اساس جدول عمر کولو) و دیگری با  $lB(x)$  (استخراج شده از جدول عمر کولو) نشان داده می شود وجود دارد که می توان آنرا بدین صورت نشان داد.

$$\text{logit } l(x) = \alpha + \beta \text{Logit } lB(x)$$

$$\lambda(x) = \alpha + \beta \lambda_B(x)$$

با معادله  $\alpha$  و  $\beta$  از روش میانگین موزون حداقل مربعات می توان به رابطه  $l(x)$  بر آورد شده از طریق این سیستم دست پیدا افت. اگر  $\lambda(x)$  توضیح میدهد میانگین بر آورد شده باشد:

$$\lambda(x) = \alpha + \beta \lambda_B(x)$$

$$l(x) = \frac{1}{1 + \exp(-\lambda(x))}$$

ستون ۷ در جدول مذکور بر آورد شده است پس از وارد کردن سیستم logit را برای جمعیت زنان و مردان کشور نشان می دهد.

جدول ۶ - بر آورد نسبت به باز ماندگان در زمان کشور بین دو سر شمار ۱۳۶۵ و ۱۳۷۵

با استفاده از سیستم Logit

سن	نسبت میانگین باز ماندگان بین سر شمار ۱۳۶۵ و ۱۳۷۵	جمعیت مهاجرین		سیستم Logit		بر آورد نسبت به باز ماندگان بین سر شمار logit system
		کل مهاجرین در دهه بین دو سر شمار	نسبت میانگین باز ماندگان	دو چیه سال احتمال بقا بر آورد شده	دو چیه سال احتمال بقا جمعیت استاندارد	
۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۵	۱/۰۰۲	(۲/۷۶۰)*	-/۹۵۴	-۱/۵۱۶	-۱/۳۸۷	./۹۶۶
۱۰	./۹۶۰	(۲/۷۰۵)*	-/۹۰۴	-۱/۱۱۸	-۱/۳۴۷	./۹۶۰
۱۵	./۹۳۳	۲/۵۱۹	./۸۲۲	-./۸۴۷	-۱/۳۰۵	./۹۵۵
۲۰	./۹۳۶	۲/۳۸۰	./۸۲۹	-./۷۹۰	-۱/۲۵۰	./۹۴۸
۲۵	./۹۲۱	۲/۳۳۶	./۸۳۲	-./۸۰۲	-۱/۱۸۷	./۹۲۰
۳۰	./۹۶۸	۲/۳۶۰	./۸۴۴	-./۸۴۴	-۱/۱۴۱	./۹۳۱
۳۵	./۹۵۵	۲/۳۸۵	./۸۱۸	-./۷۵۴	-۱/۱۰۱	./۹۱۹
۴۰	./۹۵۳	۲/۱۹۸	./۸۰۰	-./۶۹۲	-./۹۷۲	./۹۰۴
۴۵	./۹۲۶	۲/۰۹۷	./۷۵۸	-./۵۷۴	-./۸۸۵	./۸۷۸
۵۰	./۸۲۸	۲/۹۷۳	./۶۷۲	-./۳۴۴	-./۷۷۸	./۸۴۴
۵۵	./۸۲۸	۲/۸۱۴	./۶۴۶	-./۳۰۳	-./۶۵۱	./۷۹۱
۶۰	./۸۰۲	۲/۵۹۵	./۵۷۷	-./۱۵۵	-./۴۹۵	./۷۱۰
۶۵	./۷۳۰	۲/۳۹۵	./۴۷۴	./۰۵۱	-./۳۰۴	./۵۸۷
۷۰	./۶۳۸	۲/۸۸۰	./۳۷۲	./۲۶۰	-./۰۶۶	./۴۱۹
۷۵	./۴۳۳	۲/۳۳۶	./۳۰۱	./۶۸۹	-./۳۳۰	./۳۳۷

$$R = ۰/۹۷۳۴۲۵$$

$$\alpha = ۰/۹۹۵۴$$

$$\beta = ۱/۱۴۳۶۹۵$$

\* از جدول عمر سطح ۱۹/۸، فریبکه بر اساس اطلاعات سال ۱۳۷۵ و ۱۳۶۵ برآورد شده است.

۱۳۷۵ سال گذشته، نسبت آمده و بیشتره بدون از جدول سطح ۱۹/۸ فریبکه استفاده شده است.

استاد

جدول ۷ - برآورد نسبت میان ماندگان مردان کشور بین دو سرشماری ۱۳۶۵ و ۱۳۷۵

بنا استفاده از سیستم Logit

سن	نسبت میان ماندگان بین سرشماری ۱۳۶۵ و ۱۳۷۵	جهت‌های مختلف		سیستم Logit		برآورد نسبت میان ماندگان Logit system
		کل میان ماندگان شده بین دو سر شماری	نسبت میان ماندگان	نسبت میان ماندگان بر حسب سال بقیة برآورد شده	نسبت میان ماندگان بقیة برآورد شده	
۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۰	۱/۰۰۶	(۴/۷۱۳) <sup>۱</sup>	۰/۹۴۸	-۱/۲۵۸	-۱/۲۵۳	۰/۹۴۸
۵	۰/۹۴۱	(۴/۶۵۱) <sup>۱</sup>	۰/۸۶۶	-۱/۲۱۵	-۱/۲۰۷	۰/۹۴۳
۱۰	۰/۸۴۰	۴/۳۵۵	۰/۷۴۹	-۰/۱۵۴	-۱/۳۴۳	۰/۹۳۶
۱۵	۰/۸۸۹	۴/۳۱۳	۰/۷۸۵	-۰/۰۹۰	-۱/۲۷۵	۰/۹۳۸
۲۰	۰/۹۵۷	۴/۳۵۱	۰/۸۳۳	-۰/۰۲۸	-۱/۲۰۹	۰/۹۱۸
۲۵	۰/۹۸۸	۴/۳۷۸	۰/۸۳۵	-۰/۹۶۲	-۱/۱۳۹	۰/۹۰۷
۳۰	۰/۹۶۶	۴/۱۹۸	۰/۸۱۱	-۰/۸۸۵	-۱/۰۵۷	۰/۸۹۴
۳۵	۰/۹۴۹	۴/۱۰۶	۰/۷۷۹	-۰/۷۹۰	-۰/۹۵۶	۰/۸۷۱
۴۰	۰/۹۲۲	۴/۹۹۱	۰/۷۳۶	-۰/۶۶۹	-۰/۸۳۰	۰/۸۴۰
۴۵	۰/۸۷۵	۴/۸۴۰	۰/۶۷۳	-۰/۵۴۲	-۰/۶۷۲	۰/۷۹۴
۵۰	۰/۸۷۹	۴/۶۴۵	۰/۶۳۹	-۰/۳۴۲	-۰/۴۱۶	۰/۷۳۵
۵۵	۰/۸۰۷	۴/۳۵۶	۰/۵۳۱	-۰/۱۳۲	-۰/۲۶۲	۰/۶۳۹
۶۰	۰/۷۱۰	۴/۹۸۱	۰/۴۳۳	۰/۱۱۶	-۰/۰۰۲	۰/۴۹۹
۶۵	۰/۶۴۲	۴/۴۹۸	۰/۳۱۱	۰/۴۳۲	-۰/۳۲۵	۰/۳۳۲
۷۰	۰/۴۳۴	۱/۹۱۳	۰/۱۶۲	۰/۸۰۶	-۰/۷۳۳	-۰/۱۸۸

$R = ۰/۹۶۹۳۳۵$   
 $\alpha = -۰/۱۳۱۳۴$   
 $\beta = ۱/۰۵۸۱۶۶$

۸ از جدول عمر سطح ۳ که بر اساس اطلاعات سال ۱۳۷۵ طرح‌های ریزه سرگرمی - ۱۳۷۵

ساخته شده : برآورد شده است که نسبت بین دو سرشماری ۱۳۶۵ و ۱۳۷۵ برابر است با

## ارزیابی محتوای گزارش‌ساز سرشماری ۱۳۷۵ با استفاده از نسبت‌ساز ماندگان:

جدول شماره ۸ و ۹، نسبت‌ساز ماندگان زن و مردان در سرشماری ۷۵ و ۱۳۶۵ را در ستون ۱ و ۲ نسبت‌ساز ساده‌گی برآورده شده بر اساس " جدول سرگسولو دمینی " و " سیستم logit " در ستون‌های ۳ و ۴ نشان می‌دهد. جزئیات ملاحظه می‌گردد:

اولاً: از تمام نسبت‌ساز ماندگان برآورده شده هرگز رویش نزدیک‌تر از او انقباض یکدیگر ندارند. پس این تفاوت‌ها را می‌توان نسبت‌های ماندگان را برآورده شده به سیستم لاجیتا به‌ویژه در مورد زنان، نزدیک‌تر و مساوی‌تر بر روی نسبت‌سازهای مشاهده شده در آن‌ها، و دلیل آن در انقباض سیستم‌های سیستم logit در رابطه با احتمال سرگسولو بر و واقعی جامعه سرگسولو بر روی ماندگان است. نکته دیگر این است که نظام در ساختن جدول نو می‌گسولو بر نسبت‌سازهای جدول سرگسولو در آن‌ها است.

ثانیاً: نسبت‌ساز ماندگان مشاهده شده در بسیاری از کشورهای آسیای جنوبی و خاور میانه (برآورد شده) بر اساس روش‌های مذکور، نزدیک‌تر به برآورد شده است. ضمن آنکه در بسیاری از مقاطع سرگسولو بر از کشورهای خاور میانه و خاور کمالاً مشاهده است که خود هاکی از وجود اشکالاتی در گزارش‌ساز به‌خصوص جابجای گزارش‌ساز می‌تواند.

سایر نکات مهم دیگر در این زمینه نسبت‌ساز ماندگان در سرگسولو بر و خاور میانه است. اشکالات مربوط به سرگسولو بر در سرشماری ۱۳۶۵ و ۱۳۷۵ می‌تواند در این زمینه باشد. به‌طور مثال نسبت‌ساز ماندگان بر برای ۳ ساله در سال ۱۳۶۵ که در سال ۱۳۷۵ به ۱۶-۱۷ سالگی برسد از قسمت‌های سیستمی از ۱-۱۰ ساله سرگسولو بر است. این عدم توازن عمده‌تر است. به نسبت‌ساز ماندگان در کشور و صدای ۳-۱۰ ساله از برآورد سرگسولو بر ۱۳۶۵ رخ داده است.

ملاحظه شد نسبت‌ساز ماندگان مشاهده شده در بسیاری از کشورهای آسیای جنوبی و خاور میانه سرگسولو بر در تمام مناطق می‌تواند آن‌ها به‌دستی‌تر از آن‌ها در یک کشور است. گزارش‌ساز در سال ۱۳۷۵، جابجایی‌ها را در

مقایسه نسبتی نیاز ماندگان مشاهده شده و الکتروهای مورد انتظار در مورد گسزارش سنرتان در جدول ۸ و نمودار ۱۱ نشان می‌دهد گمسه گزارش سن در گروه‌های سنی ۹-۱۰ ساله تا ۲۰-۲۴ ساله از دهشت کافسین بر خوردار انتظار گسروه سنی ۲۵-۲۹ ساله تا گروه سنی ۳۰-۳۴ ساله به دستدرج انحراف از الگوهای مورد انتظار مشاهده می‌شود چنانکه نسبت سالی نیاز ساله گسان برای این سنین ارقامی بیش از الگوی مورد انتظار بدست می‌دهد. این امر با مشاهده و بقایبه ارقام جدول و محضی مربوطه عمدتا "سوییده چسان چرا" گزارش سنرتان جدولی بوسیله عدم گزارش سنرتان از کم شماری نشان قابل توجه است.

در مورد نسبت نیاز ماندگان مشاهده شده در مورد مردان در گروه سنی ۱۰-۱۴ ساله، انحراف از الگوهای مورد انتظار کسانا "در سنین است بطوریکه مشاهده مشاهده شده کمتر از نسبت مورد انتظار است.

با توجه به اینکه نسبت نیاز ماندگان در این گروه سنی از حساب تقسیم جسمیت ۳-۳۴ ساله بر شماری ۱۳۷۵ به ۱۰-۱۴ ساله های بر شماری ۱۳۶۵ نسبتی جسته شده است. این امر می‌تواند از سویی ناشی از عدم گزارش ر بیا جای چسان شدن گسزارش سنرتان در ۳۰-۳۴ ساله در بر شماری ۱۳۷۵ بیه عمسانت در یک سنی بر از آن بیه سنین بر نیازی نباشد و هم می‌تواند ناشی از جای چسانی گزارش سنرتان در سنین بر نیازی بر شماری ۱۳۶۵ و انتقال به گروه های سنی پایین تر از سنین بر نیازی و گسانس گروه سنی ۱۰-۱۴ سال نباشد و بیا اینکه مجموع دو دهشت چنان انحرافی را در نسبت نیاز ماندگان گروه سنرتان بیاچاد نموده باشد.

از مقایسه جدول ۸ بیا ۹ و نمودارها مربوط به مشاهده نیاز ماندگان مشاهده شده و بر آورده شده زن و مردان اصلاحه سنی گسرد که عدم انطباق در الگوهای مشاهده شده و مورد انتظار در مورد گزارش سنرتان برایش از زمان است. این امر تا حدی به نسبتی بتامیر است مربوط به عدم گزارش تعدادی از در مردان ۱۰-۱۴ ساله و بیا جای چسان گزارش کردن سنین این گروه در گروه های سنی پایین تر و امالاتر به نسبت تقارن این سنین بیا سنین بر نیازی و بیزه در بر شماری ۱۳۶۵ (در گسین سنرتان و نسبت این در هنگام محاسبه) است. نسبت تقارن و شمساده سالی بر گزارش سنرتان در رابطه بیا

بیماروزی انحصاری و جمعیت‌شناسی نیز تنها یکی از این جنبه‌هاست؛ توجهی نمی‌کنند.  
نه تنها آشنایی عمیق‌تر با آن‌ها، بلکه هر یک از این جنبه‌ها در بین دانشمندان به‌کار از عوالم  
را به‌ویژه در سنین کار و تحصیل‌کنندگان است.

بسیار قبول این‌هاست که در میان هر یک از این جنبه‌ها و مسائل گساری به‌دانش کشور در  
طایفه سینه‌ها و سرشماری اخیر وجود نداشته است و هم‌اینکه برخی هم‌اینها چنانچه از  
جمعیت‌شناسی مخصوص در سنین قبل از میان‌سنین به‌کار از عوالم در مسائل اخیر  
انسانی و متعین‌تر می‌شود. هم‌اینها به‌کار از برخی در سنین آن‌ها به‌کار از  
سنین به‌ویژه در مورد زنان در سرشماری ۱۳۷۵، کم‌تر می‌گردد.

در مجموع از سرنوشت‌های بسیار مانند زنان است. آشنایی با سرنوشت‌ها در این  
چنین می‌توان گفت که گزارش‌ها در سرشماری ۱۳۷۵، سرنوشت‌ها را دقیق‌تر کرده است.

جدول ۸ - مقایسه نسبت‌های زمان‌گذران مشاغل داده شده و نسبت‌های زمان‌گذران سایر آورده شده

زنان کشور ۷۵-۱۳۶۵

نسبت‌های زمان‌گذران سایر آورده شده سایر Logit	نسبت‌های زمان‌گذران سایر آورده شده سایر مدل جدول همسور	نسبت‌های زمان‌گذران بین دو سر شصت‌ساری	گروه‌های سنی
۱	۲	۳	۴
۰/۹۶۶	۰/۹۵۷	۱/۰۰۲	۰-۴
۰/۹۶۰	۰/۹۴۴	۰/۹۶۰	۵-۹
۰/۹۵۵	۰/۹۳۵	۰/۹۳۲	۱۰-۱۴
۰/۹۴۸	۰/۹۳۹	۰/۹۳۶	۱۵-۱۹
۰/۹۴۰	۰/۹۱۹	۰/۹۴۱	۲۰-۲۴
۰/۹۳۱	۰/۹۰۷	۰/۹۶۸	۲۵-۲۹
۰/۹۱۹	۰/۸۹۲	۰/۹۵۵	۳۰-۳۴
۰/۹۰۲	۰/۸۷۵	۰/۹۵۳	۳۵-۳۹
۰/۸۷۸	۰/۸۵۶	۰/۹۳۶	۴۰-۴۴
۰/۸۴۴	۰/۸۳۲	۰/۸۳۸	۴۵-۴۹
۰/۷۹۱	۰/۸۰۵	۰/۸۲۸	۵۰-۵۴
۰/۷۱۰	۰/۷۶۶	۰/۸۰۲	۵۵-۵۹
۰/۵۸۷	۰/۷۱۵	۰/۷۲۰	۶۰-۶۴
۰/۴۱۹	۰/۶۴۲	۰/۶۴۸	۶۵-۶۹
۰/۲۲۷	۰/۵۴۲	۰/۴۳۲	۷۰-۷۴

جدول ۹ - مقایسه نسبت‌های زمان‌گذران مشاغل داده شده و نسبت‌های زمان‌گذران سایر آورده شده

زنان کشور ۷۵-۱۳۶۵

نسبت‌های زمان‌گذران سایر آورده شده سایر Logit	نسبت‌های زمان‌گذران سایر آورده شده سایر مدل جدول همسور	نسبت‌های زمان‌گذران بین دو سر شصت‌ساری	گروه‌های سنی
۱	۲	۳	۴
۰/۹۲۸	۰/۹۵۹	۱/۰۰۵	۰-۴
۰/۹۳۴	۰/۹۴۷	۰/۹۳۱	۵-۹
۰/۹۳۶	۰/۹۳۹	۰/۸۳۰	۱۰-۱۴
۰/۹۲۸	۰/۹۳۴	۰/۸۸۹	۱۵-۱۹
۰/۹۱۸	۰/۹۲۴	۰/۹۵۷	۲۰-۲۴
۰/۹۰۷	۰/۹۰۹	۰/۹۸۸	۲۵-۲۹
۰/۸۹۲	۰/۸۹۵	۰/۹۶۶	۳۰-۳۴
۰/۸۷۱	۰/۸۷۹	۰/۹۳۹	۳۵-۳۹
۰/۸۴۰	۰/۸۵۹	۰/۹۲۴	۴۰-۴۴
۰/۷۹۴	۰/۸۳۴	۰/۸۷۶	۴۵-۴۹
۰/۷۳۵	۰/۸۰۰	۰/۸۷۹	۵۰-۵۴
۰/۶۳۹	۰/۷۵۲	۰/۸۰۷	۵۵-۵۹
۰/۴۹۹	۰/۶۸۵	۰/۷۱۰	۶۰-۶۴
۰/۳۴۳	۰/۵۹۶	۰/۶۲۴	۶۵-۶۹
۰/۱۸۸	۰/۴۸۲	۰/۴۳۴	۷۰-۷۴

منابع آماری:

- ۱ - نشریه نتایج تفصیلی سرشماری عمومی نفوس و مسکن کل کشور ۱۳۶۵ - مرکز آمار ایران
- ۲ - نشریه نتایج تفصیلی سرشماری عمومی نفوس و مسکن ۱۳۷۵ - مرکز آمار ایران
- ۳ - میرزایی، سعید - ارزیابی سرشماری ۱۳۶۵ بر اساس شاخص های نسبی و جنسی - نامه علوم اجتماعی شماره ۴
- ۴ - زنجانی، حریب اله، تحلیل جمعیت شناختی، تهران - اسفند ۱۳۷۶

منابع انگلیسی:

1. Linger, Joan W.;  
Handbook of population analysis, part A: basic methods and measures, 1974
2. United nation department of economic and social affairs-1955  
manual II.
3. .... manual X
4. Jacobs and associates, The methods and materials of demography  
1971.
5. Appiage, Advarde E.; population analysis with microcomputers  
Volume 1, 1994.
6. Coale, A.J., P.Demeny and Barbara Vaughan; Regional Model life  
tables and stable populations; second edition, 1983.

# برآورد پارامترهای جامعه نرمال با توجه به داده‌های بریده شده

۱- مهدی تذهیبی و 2-Mr B.J.R Bailey

## چکیده

سیرفرانسیس گالتون (۱۸۹۷) اولین محققی بود که توزیع نرمال بریده شده را بررسی نمود. او در هنگامی که اطلاعات مربوط به سرعت‌های ثبت شده اسبهای آمریکایی شرکت کننده در مسابقات اسب دوانی را تجزیه و تحلیل می‌کرد به داده‌های بریده شده (truncated) پی برد و علت اصلی آن این بود که اطلاعات مربوط به اسبهای ناموفق آهسته‌رو ثبت نمی‌گردید.

بعدها پیرسون در سال ۱۹۰۲ مقادیر  $\mu$  و  $\sigma^2$  را برای توزیع نرمال بریده شده به روش گشتاورها برای داده‌های گالتون برآورد نموده و نتایجی مشابه آن به دست آورد. اهمیت و کاربرد این توزیع در علوم مختلف از قبیل بیولوژی، روانشناسی، پزشکی، اقتصاد و مهندسی مشاهده گردیده است. اهمیت این موضوع وقتی بیشتر روشن می‌گردد که فی‌المثل در یک مطالعه رشد کودکان تنها قد مربوط به کودکان واقع شده در صدک سوم و پایین‌تر موجود باشد که با توجه به این که قد از جمله متغیرهایی است که از توزیع نرمال پیروی می‌کند، می‌توان با مشاهده اندازه قد کودکان واقع در زیر منحنی رشد، میانگین و واریانس قد کودکان جامعه نرمالی که این کودکان از آن می‌باشند را برآورد نمود.

در این بررسی ۱۲۸۷ پسر و دختر مدرسه‌ای بین ۴/۵ تا ۵/۵ ساله انتخاب شدند که شامل ۶۳۴ پسر و ۶۵۳ دختر بود. ابتدا قد آنان اندازه‌گیری شده و سپس به روش استاندارد کردن قد برای سن  $\frac{X-\bar{x}}{s}$  (standard deviation score (SDS)) (۱۹۶۶)، کلیه قد‌ها استاندارد گردید. سپس آن تعداد از کودکانی که SDS آنها از  $1/88$ -- (صدک سوم) تجاوز نمی‌کرد انتخاب گردیده ۱۲ پسر و ۹ دختر انتخاب شدند. با توجه به داده‌ها و با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی (MLE)  $\mu$  به فرض ثابت بودن  $\sigma$  و  $\sigma^2$  به فرض ثابت بودن  $\mu$  و در حالت دو متغیره  $(\mu, \sigma^2)$  برآورد گردیده است.

## ۱ مقدمه

در بسیاری از زمینه های علمی از قبیل بیولوژی، روانشناسی پزشکی، اقتصاد و مهندسی اغلب با داده های بریده شده مواجه خواهیم بود. در هنگام جمع آوری داده ها، اندازه گیری بعضی از متغیرها در بعضی از جوامع مشکلاتی ایجاد میکند. پیرسن (۱۹۰۲) مثالی داشته که نمرات داوطلبان کنکوری برای ورود به یک دوره ای پس از یک امتحان مقدماتی چنانچه کمتر از یک مقدار خاصی باشند رد بشوند. در این بررسی ۱۲۸۷ پسر و دختر مدرسه ای بین ۵/۵ تا ۴/۵ ساله انتخاب شدند که شامل ۶۲۴ پسر و ۶۵۳ دختر بود.

ابتداءً آنان اندازه گیری شده و سپس بر روش استاندارد کردن قدر برای سن  $\frac{x-\mu}{\sigma}$  (Standard deviation score) SDS (۱۹۶۶)، کلیه قدها استاندارد گردید. سپس آن تعداد از کودکانی که SDS آنها از  $1/88-$  (صدک سوم) تجاوز نمی کرد انتخاب گردیده ۱۲ پسر و ۹ دختر انتخاب شدند. با توجه به این داده ها و با استفاده از روش حداکثر درست نمایی (MLE)  $\mu$  بفرض ثابت بودن  $\sigma^2$  بفرض ثابت بودن  $\mu$  و در حالت دو متغیره  $(\mu, \sigma^2)$  بر آورد گردیده است. در مطالعه رشد کودکان در حالتی که تنها کودکانی که کمتر از سومین صدک اند در دست باشد میتوان با مشخص کردن توزیع نرمال بریده شده میانگین و واریانس جامعه ای که این کودکان متعلق به آن هستند را بر آورد نمود.

## ۲ روش کار

در این بررسی ابتدا با توجه به تابع چگالی توزیع نرمال، تابع چگالی متغیر تصادفی  $X$  بریده شده از راست در نقطه  $c$  بدست آمده که بصورت  $f(x) = \frac{\phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)}{\sigma\Phi\left(\frac{c-\mu}{\sigma}\right)}$   $-\infty < X < c$  میباشد که در آن  $\phi$  و  $\Phi$  به ترتیب میانگین واریانس توزیع نرمال و  $\Phi$  تابع چگالی و تابع توزیع نرمال استاندارد میباشد.

در این تحقیق برآوردهای حد اکثر درست نمایی پارامترهای جامعه نرمال در سه حالت مختلف بدست آمده است.

۱.۲ برآورد حداکثر درست‌نمایی  $\sigma^2$  وقتی  $\mu$  معلوم است

در حالت اول، فرض ثابت و معلوم بودن واریانس توزیع تابع چگالی متغیر تصادفی  $X$  بصورت زیر بدست آمده است  $f(x, \mu) = \frac{\phi(\frac{x-\mu}{\sigma})}{\sigma \Phi(\frac{x-\mu}{\sigma})}$  با انتخاب یک نمونه تصادفی و تعیین تابع حداکثر درست‌نمایی  $L(x, \mu)$  و

لگاریتم آن تابع  $l(x, \mu)$  که نهایتاً منجر به حل

$$\frac{\partial l(x, \mu)}{\partial \mu} \Big|_{\mu=\hat{\mu}} = 0 \quad (1)$$

خواهند شد. که در اینجا مفروضات  $c' = \frac{x-\mu}{\sigma}$  و  $c' = \frac{x-\hat{\mu}}{\sigma}$  و  $\psi(c') = \frac{\sigma \phi(c')}{\Phi(c')}$  برقرار بوده و نتیجه‌نامه معادله

$$\hat{\mu} = \bar{x} + \psi(c') \quad (2)$$

بدست خواهد آمد که این معادله بروشهای معمولی قابل حل نمی‌باشد و بایستی با توجه به روشهای تکراری حل نمود.

۲.۲ برآورد حداکثر درست‌نمایی  $\sigma^2$  وقتی  $\mu$  معلوم باشد

در این حالت فرض ثابت و معلوم بودن میانگین، تابع چگالی متغیر تصادفی بدست آمده است که پس از مشخص شدن تابع حداکثر درست‌نمایی  $L(x, \sigma^2)$  و لگاریتم آن  $l(x, \sigma^2)$  بدست آمده که بجهت برآورد واریانس بایستی معادله

$$\frac{\partial l(x, \sigma^2)}{\partial \sigma^2} \Big|_{\sigma^2=\hat{\sigma}^2} = 0 \quad (3)$$

که پس از انجام عملیات ریاضی معادله

$$-\hat{\sigma}^2 + s^2 + (\bar{x} - \mu)^2 + c' \hat{\sigma}^2 \tau(c') = 0 \quad (4)$$

بدست آمده است که در آن  $\tau(c') = \frac{\phi(c')}{\Phi(c')}$  و  $c' = \frac{x-\hat{\mu}}{\hat{\sigma}}$  تعریف شده است.

۳.۲ برآورد حداکثر درست‌نمایی  $(\mu, \sigma^2)$  وقتی هر دو نامعلوم باشند.

در این حالت با استفاده از تابع چگالی، توزیع نرمال برینده شده که در آن  $L(x, \mu, \sigma^2)$  تابع حداکثر درست‌نمایی و  $l(x, \mu, \sigma^2)$

لگاریتم آن میباشد که پس از گرفتن مشتق جزئی از  $(\bar{x}, \hat{\mu}, \hat{\sigma}^2)$  نسبت به  $\theta$  و برابر صفر قرار دادن آن و انجام عملیات ریاضی منجر به حل معادلات زیر خواهد شد.

$$\begin{cases} \hat{\mu} = \bar{x} + \psi(\hat{\theta}) \\ \hat{\sigma}^2 = S^2 + (x - \hat{\mu})^2 + \hat{\theta} \hat{\sigma} \psi'(\hat{\theta}) \end{cases} \quad (5)$$

که  $\bar{x}$  و  $S^2$  به ترتیب میانگین و واریانس نمونه از داده های بریده شده می باشند.

#### ۴.۲ روشهای حل معادلات

در تمام حالات ۱-۲ و ۲-۳ و ۳-۳ چون معادلات بدست آمده بطریق معمولی قابل حل نمی باشد لذا با استفاده از داده های اشاره شده در بند ۲ و با روشهای تکراری معادلات حل گردیده است

#### ۴ نتایج عددی

در این قسمت با استفاده از داده های اشاره شده در بند ۲ برآورد حداکثر درستنمایی را در هر یک از حالات ۱-۲ و ۲-۳ و ۳-۳ بدست می آوریم

#### ۱.۳ برآورد حداکثر درستنمایی میانگین هنگامیکه واریانس معلوم باشد

##### ۱.۱.۳ داده های پسران

با استفاده از میانگین داده های بریده شده ۱۲ پسری که SDS آنها از  $1/88$  - تجاوز نمیکند معادله (۲) را حل کرده و برآورد حداکثر درستنمایی توزیع نرمال بفرض معین بودن واریانس برابر است با  $\hat{\mu} = -0.1266$

### ۲.۱.۳ داده‌های دختران

با استفاده از نتایج داده‌های بریده شده ۹ دختری که SDS آنها از  $1/88$  - تجاوز نمی‌کرد معادله (۴) حل گردیده و برآورد حداکثر درست‌نمایی توزیع نرمال بدست آمده که برابر است با  $\hat{\sigma} = 0/0615$

۲.۲ برآورد حداکثر درست‌نمایی انحراف معیار هنگامیکه میانگین معلوم باشد.

### ۱.۲.۳ داده‌های پسران

با استفاده از میانگین و واریانس ۱۲ پسری که SDS آنها از  $1/88$  - تجاوز نمی‌کند معادله (۴) حل شد و برآورد حداکثر درست‌نمایی انحراف معیار بفرض ثابت بودن میانگین برابر است با  $\hat{\sigma} = 1/125$

### ۲.۲.۳ داده‌های دختران

با استفاده از میانگین و واریانس ۹ دختری که SDS آنها از  $1/88$  - تجاوز نمی‌کند معادله (۴) حل شده و برآورد حداکثر درست‌نمایی بفرض ثابت بودن میانگین برابر است با  $\hat{\sigma} = 1/0009$

۳.۳ برآورد حداکثر درست‌نمایی میانگین و انحراف معیار بطریقه توأم

### ۱.۲.۳ داده‌های پسران

با استفاده از داده‌های بریده شده ۱۲ پسری که SDS آنها از  $1/88$  - تجاوز نمی‌کند مقادیر  $\hat{\sigma}$  و  $\hat{\mu}$  را محاسبه کرد و سپس معادلات (۵) را توأماً حل نموده مقادیر  $(1/2871)$  و  $(1/2277) = (\hat{\mu}, \hat{\sigma})$  بدست آمده است

## ۲.۳.۳ داده های دختران

با استفاده از داده های بریده شده ۹ دختری که SDS آنها از  $1/88$  - تجاوز نمیکنند مقادیر  $\sigma^2$  و  $\delta$  محاسبه گردیده و سپس معادلات (۵) را نواماً حل نموده که مقادیر  $(\mu, \delta) = (-2/1932)$  بدست آمده است.

## ۴ نتایج کاربردی

با علم به اینکه قد کودکان از توزیع نرمال پیروی میکند و با شناخت این توزیع (نرمال بریده شده) و ویژگیهایش چنانچه به منحنی های رشد کودکان مراجعه کرده و تعداد نوزادان کمتر از صدک سوم  $(-1/88)$  را مشخص کرده و با توجه به میانگین و واریانس قد آنان می توانیم میانگین و واریانس قد کودکان طبیعی را برآورد کنیم.

## ۵ مراجع

- 1-Galton,F(1897).An examination into registered speeds of American trotting horses,with remarks on their value on heredity data,Proc,Royal Soc.of London 62.310-314
- 2-Pearson,K(1902) on the systematic fitting of frequency Curves *Biomertika*,2/2-7
- 3-Tanner,J.M,Whitehouse,R.H and Takaishi/M(1966)Standards from Birth to Maturity for Height, Weight, Height velocity and weight velocity:British children,1965, part 1 *Arch Dis. childh.*41,454-471
- 4-conte,S.D(1965),Elementary numerical analysis,Newyork:Mc.Graw Hill.
- 5-Tazhibi, M and Bailey,B.J.R(1996) Estimation of the parameters in the Truncated Normal Distribution when the Truncation Point is known, Faculty of Mathematical studies, University of Southampton, Highfield,SO17 1BJ,UK.

# برآورد تابع چگالی احتمال نسبت خطر در مطالعات اپیدمیولوژیک با روش گیبس سمپلر (Gibbs Sampler)

کریم اله حاجیان

PHD آمار حیاتی و استادیار گروه پزشکی اجتماعی دانشگاه علوم پزشکی بابل

## چکیده

در مطالعات اپیدمیولوژیک برآورد تغییرات نمونه‌ای نسبت خطر (RR) یکی از مسائل اصلی مورد نظر است. روش سنتی بر اساس روش تیلور و نیز بر اساس روش تست استفاده می‌کند. هر دو این روش از پذیره (پیش فرض) برابری واریانس در طول مقیاس RR استفاده می‌کند. در این مقاله ما روش گیبس سمپلر را به عنوان روش جایگزینی برای برآورد تابع چگالی احتمال نسبت خطر اجرا کردیم. با مثالهای متعدد از دامنه وسیع از تغییرات نسبت خطر، حدود اعتبار ۹۵ درصد نسبت خطر را که روش گیبس سمپلر بدست آمده است با حدود اطمینان ۹۵ درصد حاصل از روش تیلور و روش تست مقایسه کرده‌ایم. به ویژه مناسب بودن روش گیبس سمپلر در تعیین تابع چگالی احتمال پسین توزیع نسبت خطر بحث شده است. واژه‌های کلیدی: تابع چگالی احتمال، نسبت خطر، گیبس سمپلر، مطالعات اپیدمیولوژیک

نسبت خطر (RR) Risk Ratio که رابطه علیتی بین عامل مواجهه و بروز بیماری را به طور کمی مشخص می‌کند، در مطالعات اپیدمیولوژیک به عنوان یک شاخص ارتباط همواره مورد توجه است. از آنجا که RR یک برآورد کننده نسبی است، تغییرات نمونه‌ای RR به طور مستقیم و آسان قابل برآورد نیست. معمولاً از روش تقریبی بر اساس مند تیلر که به نام متد دلتا معروف است، استفاده می‌شود تا واریانس RR را برآورد کنند. (۲ و ۱). توزیع نمونه‌ای RR نامتوازن است زیرا مینیمم مقدار RR برابر صفر و ماکزیمم آن برابری نهایت است. مقدار RR تحت فرض صفر برابر یک است. لذا منجر می‌شود خطای تصادفی پراکندگی بیشتری در دنباله سمت راست توزیع در مقایسه یا دنباله سمت چپ داشته باشد. (۱).

روش کلاسیک نامتوازن بودن توزیع RR را با استفاده از ترانسفورمسیون لگاریتم (Log RR) کاهش می‌دهد و از فرض نرمال بودن آن را در مقیاس لگاریتم استفاده می‌کند و پیش فرض ساده‌ای پذیرفته می‌شود که تغییرات نمونه‌ای Log RR در طول مقیاس آن ثابت است (۲ و ۱). طسرفداران نظریه فراوانی (Frequentist Approach) از این پیش فرضها استفاده می‌کنند و یک حدود اطمینان تقریبی برای Log RR بدست می‌آورند. سپس با داشتن حدود اطمینان در مقیاس لگاریتم ضروری است ترانسفورمسیون معکوس آن انجام گیرد تا حدود اطمینان RR در مقیاس اصلی بدست آید.

روش دوم کلاسیک که بر اساس متد تست (test-based) است. از پیش فرض دیگری استفاده می‌کند. (۳). مبنی بر اینکه انحراف استاندارد (SE) توزیع نمونه‌ای RR بدست آمده تحت فرض  $H_0: RR = 1$  یک برآورد خوبی از برآورد انحراف استاندارد (SE) RR در طول مقیاس آن است. اگر چه مطالعات شبیه سازی (Simulation) نشان داده است که این پیش فرض تخطی می‌شود وقتی RR انحراف زیادی با مقدار آن تحت فرض  $H_0$  داشته باشد (۴ و ۵).

بنابراین کاربرد هر دو روش کلاسیک محدود می‌شود به شرایطی که یک تعدادی از پیش فرضها برقرار باشد. در این مقاله ما روش گیبس سمپلر (Gibbs Sampler) به عنوان شیوه متقابل برای بررسی توزیع نمونه‌ای RR بیان کرده‌ایم.

## روش (Method)

### گیبیس سمپلر:

فرض کنیم یک تابع چگالی نرمال  $f(x, y_1, \dots, y_p)$  داریم و می‌خواهیم تابع چگالی حاشیه‌ای  $X$  یعنی  $f(x) = \int \dots \int f(x, y_1, \dots, y_p) dy_1 \dots dy_p$  را بدست آوریم. محاسبه این انتگرال چندگانه در بعضی شرایط کار مشکلی است. روش گیبس سمپلر به عنوان روش جایگزینی می‌تواند استفاده کرد تا نمونه‌های  $X_1, X_2, \dots, X_n$  از توزیع  $E(X)$  تولید کرد بدون اینکه نیازی به توزیع  $f(x)$  داشته باشیم (۶ و ۷).

اکنون فرض کنیم دو متغیر  $X$  و  $Y$  داریم و تابع چگالی توأم  $X$  و  $Y$  معمولاً معلوم است. روش گیبس معمولاً یک نمونه تصادفی از توزیع حاشیه‌های  $X$  از طریق توزیع شرطی  $f(x|y)$  و  $f(y|x)$  بطور متناوب تولید می‌کند. برای مقدار اولیه داده شده  $Y = y_0$  نمونه‌های مداوم  $X$  ها و  $Y$  ها بطور مکرر از توزیع  $f(x | Y_j = y_j)$  و  $f(y | X_j = x_j)$  تولید می‌شود. سپس تحت شرایط عادی تابع چگالی احتمال نمونه‌های تولید شده  $X$  ها به سمت توزیع  $f(x)$  با چگالی حاشیه‌ای  $X$  میل می‌کند. وقتی که  $k \rightarrow \infty$  (۶ و ۷).

### بر آورد تابع چگالی احتمال پسین نسبت خطر :

فرض کنیم  $\theta_1 = \frac{x_1}{n_1}$  و  $\theta_2 = \frac{x_2}{n_2}$  خطر بروز بیماری به ترتیب در دو گروه مواجهه یافته و مواجهه نیافته با علت باشند. نسبت خطر به صورت  $RR = \frac{\theta_2}{\theta_1}$  تعریف می‌کنیم. فرض کنیم توزیع پیشین  $\theta_1$  و  $\theta_2$  از توزیع بتا باشد و به ترتیب:  $\theta_1 \sim \text{beta}(a_1, b_1)$  و  $\theta_2 \sim \text{beta}(a_2, b_2)$ . در رابطه با توزیع پیشین می‌توان بر اساس تجربیات یک توزیع پیشین بدون اطلاع (Non-informative) یا هر دو نوع توزیع پیشین حاوی اطلاعات را در نظر گرفت.

سپس نتایج چگالی پسین  $\theta_1$  و  $\theta_2$  به ترتیب  $\theta_1 \sim \text{beta}(a_1 + x_1, b_1 + n_1 - x_1)$  و  $\theta_2 \sim \text{beta}(a_2 + x_2, b_2 + n_2 - x_2)$  خواهد بود. بنابراین تابع چگالی احتمال توأم  $\theta_1$  و  $\theta_2$ :

$$f(\theta_1, \theta_2 | \text{data}) \sim \theta_1^{a_1+x_1-1} (1-\theta_1)^{b_1+n_1-x_1-1} \theta_2^{a_2+x_2-1} (1-\theta_2)^{b_2+n_2-x_2-1}$$

چونکه  $\theta_2 = RR \cdot \theta_1$  پس داریم:

$$f(\theta_1, RR | \text{data}) \sim \theta_1^{a_1+x_1-1} (1-\theta_1)^{b_1+n_1-x_1-1} (\theta_1 \cdot RR)^{a_2+x_2-1} (1-\theta_1 \cdot RR)^{b_2+n_2-x_2-1}$$

سپس برای یک  $RR$  داده شده داریم:

$$f(\theta_1 | RR, \text{data}) = f(\theta_1, RR | \text{data}) \quad 0 < RR < \frac{1}{\theta_1}$$

و برای یک  $\theta_1$  داده شده داریم:

$$f(RR | \theta_1, \text{data}) = f(\theta_1, RR | \text{data}) \quad 0 < \theta_1 < \min(1, \frac{1}{RR})$$

بنابراین برای یک  $\theta_1$  یک نمونه  $RR^{(i)}$  از توزیع  $f(RR^{(i)} | \theta_1^{(i)})$  تولید می‌شود و برای یک

$RR^{(i+1)}$  تولید شده یک نمونه  $\theta_1^{(i+1)}$  از توزیع  $f(\theta_1^{(i+1)} | RR^{(i+1)})$  تکراراً تولید می‌شود. در نتیجه

سرانجام نمونه‌های مدارم  $RR^{(1)}$  و  $RR^{(2)}$  ...  $RR^{(k)}$  ایجاد می‌شود. تابع چگالی احتمال چنین نمونه‌ها تحت شرایط عادی به توزیع  $f(RR)$  میل می‌کند وقتی که  $k \rightarrow \infty$  با داشتن نمونه‌ها از تابع چگالی احتمال حاشیه‌ای  $RR$ ، بطور مستقیم می‌توان حدود اعتبار (Credibility Interval) ۹۵٪ توزیع  $RR$  را بدست آورد.

### برآورد تابع چگالی احتمال نسبت خطر

با روش گیس سمپلر بجای استفاده تابع احتمال پسین توأم، تابع چگالی احتمال توأم  $\theta_1$  و  $\theta_2$  اجرا کرده‌ایم. تابع چگالی احتمال توأم  $\theta_1$  و  $\theta_2$

$$f(\theta_1, \theta_2 | \text{data}) \sim \theta_1^{x_1} (1 - \theta_1)^{n_1 - x_1} \theta_2^{x_2} (1 - \theta_2)^{n_2 - x_2}$$

چونکه  $RR = \theta_2 / \theta_1$  داریم:

$$f(\theta_1, RR | \text{data}) \sim \theta_1^{x_1} (1 - \theta_1)^{n_1 - x_1} (\theta_1 RR)^{x_2} (1 - \theta_1 RR)^{n_2 - x_2}$$

در حقیقت بدون اطلاع در وضعیت پیشین، تابع چگالی احتمال پسین توأم به تابع چگالی احتمال توأم تبدیل می‌شود.

با استفاده از روش تکراری تولید نمونه گیس سمپلر 10000 نمونه از توزیع چگالی احتمال حاشیه‌ای  $RR$  بدون اطلاع از وضعیت توزیع پیشین  $\theta_1$  و  $\theta_2$  شبیه سازی کردیم. این عمل توسط یک برنامه کامپیوتری از پکیج S-plus انجام گرفته است.

سهس حدود Credibility ۹۵٪ و چارکهای چگالی احتمال  $RR$  بر اساس نمونه‌های تجربی تولید شده به ازای مقادیر مختلف برآورد  $RR$  محاسبه شده است و نتایج با روشی سنتی تقریبی تیئر و روش تست مقایسه گردیده است.

### شرح مثال:

ما مثالهای متعددی را استفاده کردیم تا نتایج تابع چگالی احتمال  $RR$  با روش گیس سمپلر را شرح دهیم. برای اینکه یک دامنه وسیع از  $RR$  استفاده کنیم مثالهایی از داده‌های واقعی و همچنین مثالهای فرضی استفاده شده است. جدول شماره ۱ مثالها را خلاصه کرده است که مشتمل بر مثالهای از داده‌های واقعی و داده‌های فرضی با حدود دامنه  $RR$  از 0.55 تا 10 بوده است.

با روش گیس سمپلر از هر یک از ترکیبات  $RR$  در مثالهای مختلف 10000 نمونه تصادفی بدون اطلاع از وضعیت توزیع پیشین از توزیع حاشیه  $RR$  تولید کرده‌ایم. سپس نمودار تابع چگالی احتمال تجربی  $RR$  با

جدول شماره (1) : مثالهایی از داده‌های واقعی و فرضی از مطالعات کهنورت در جدول 2x2

eg	نوع مثال	Disease	Exposed	Non-Exposed	all
a	فرضی	Yes	44	78	122
		No	78	40	218
		all	122	118	240
b	واقعی	Abnormal Baby	Oral Contraceptive Yes	No	all
		Yes	113	89	202
		No	345	369	714
		all	458	458	916
c	واقعی	MI	Serum Cholesterol >250	<=250	all
		Yes	10	21	31
		No	125	449	574
		all	135	470	605
d	واقعی	CHD	High Cat	Low Cat	all
		Yes	27	44	71
		No	95	443	538
		all	122	487	609
e	فرضی	Disease	Exposed	Non-Exposed	all
		Yes	125	50	175
		No	125	450	575
		all	250	500	750
f	فرضی	Disease	Exposed	Non-Exposed	all
		Yes	120	30	150
		No	130	470	600
		all	250	500	750
g	فرضی	Disease	Exposed	Non-Exposed	all
		Yes	125	25	150
		No	125	475	600
		all	250	500	750

MI: myocardial infarction; Cat: catecholamine  
 CHD: coronary heart disease

جدول شماره (۲): مقایسه نتایج حدود اطمینان با روش تغییر ورزش تست با روش گیس سمپلر

eg	RR	Taylor-based	Test-based	Gibbs-Sampler			
		95% CI <sup>†</sup>	95% CI <sup>†</sup>	95% CI <sup>‡</sup>	Q1	Med	Q3
a	0.55	0.42 to 0.71	0.43 to 0.70	0.42 to 0.72	0.50	0.55	0.60
b	1.27	0.99 to 1.62	1.01 to 1.62	1.00 to 1.64	1.17	1.28	1.39
c	1.66	0.80 to 3.44	0.80 to 3.44	0.84 to 3.56	1.39	1.79	2.29
d	2.45	1.58 to 3.78	1.58 to 3.79	1.64 to 3.89	2.18	2.52	2.92
e	5.00	3.74 to 6.68	3.86 to 6.47	3.76 to 6.78	4.53	5.01	5.53
f	8.00	5.52 to 11.58	5.92 to 10.81	5.67 to 12.18	7.13	8.09	9.21
g	10.0	6.69 to 14.93	7.33 to 13.65	6.87 to 16.04	8.91	10.22	11.77

CI<sup>†</sup>: Confidence Interval

CI<sup>‡</sup>: Credibility Interval

Q<sub>1</sub>: First Quartile

Q<sub>3</sub>: Third Quartile

Med: Median



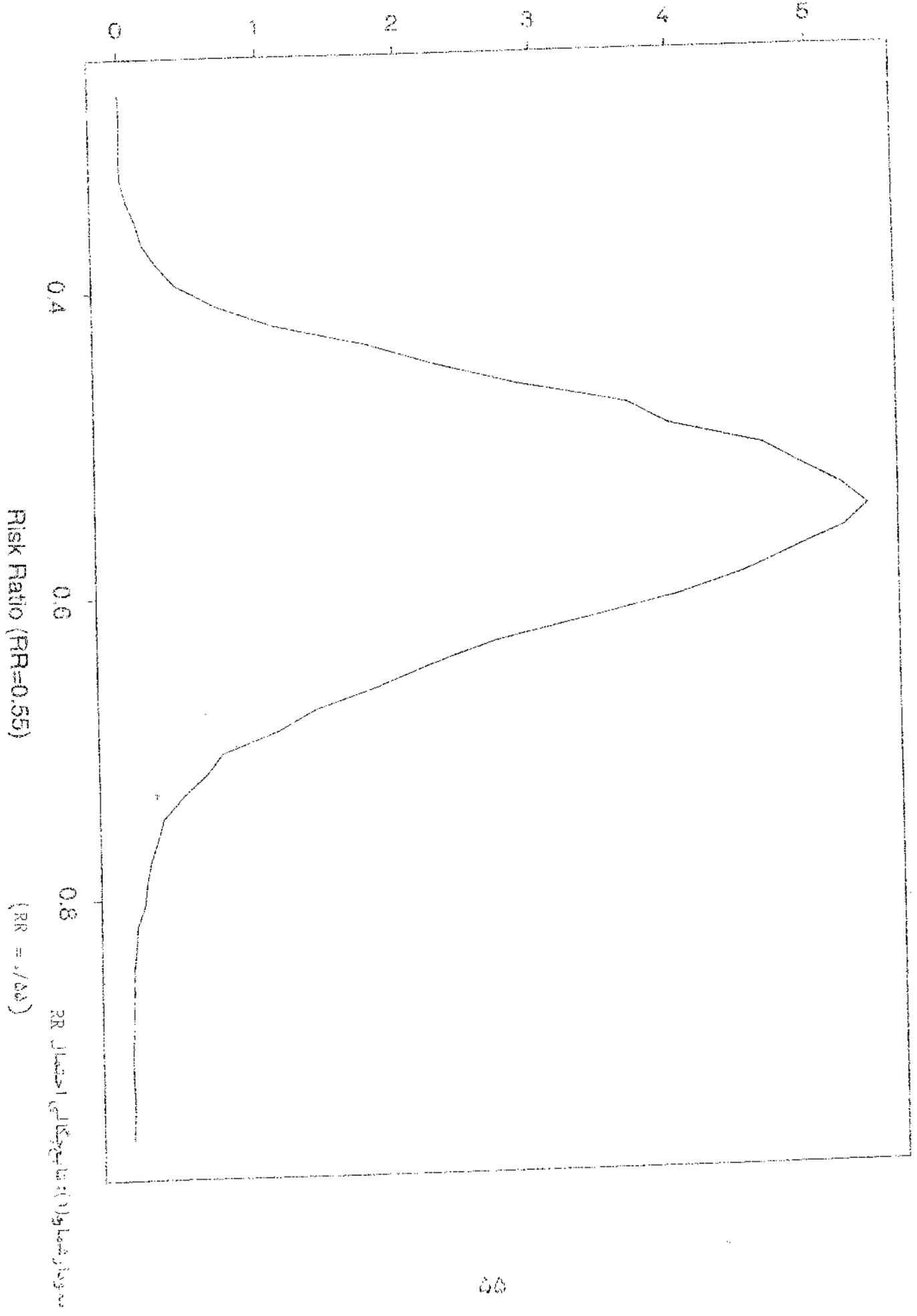
استفاده از نمونه‌های شبیه‌سازی شده بدست آوریم. همچنانکه نمودارهای شماره ۱ تا شماره ۶ نشان می‌دهند توزیع RR به سمت راست چولگی (Skew) دارد. در هر یک از ترکیبات نمونه‌های تولید شده حدود ۹۵٪ Credibility و چارک اول ( $Q_1$ ) و میانه (Med) و چارک سوم ( $Q_3$ ) محاسبه شده است و همچنین ما روش تجربی تیتر و روش تست استفاده کردیم و حدود اطمینان ۹۵٪ برای RR بدست آوردیم. جدول شماره ۲ نتایج حدود ۹۵٪ Credibility با روش گیبس سمپلر را با روش سنتی تیتر و روش تست مقایسه می‌کند. در شرایطی که RR اختلاف چندان تحت فرض  $H_0$  ( $RR = 1$ ) ندارد (مثالهای a, b, c) نتایج سه روش خیلی شبیه بهم است. وقتی  $RR = 2.45$  (مثال d) نتایج CI از روش تیتر و تست خیلی به هم نزدیک است، اما حد پایین و حد بالا ۹۵٪ CI تمایل به کمتر از حد واقعی حدود Credibility حاصل از گیبس سمپلر دارد (  $1.58$  vs  $1.64$  ,  $3.78$  vs  $3.89$  ). همچنانکه نمودار شماره ۴ نشان می‌دهد در این شرایط توزیع RR به سمت راست چولگی دارد.

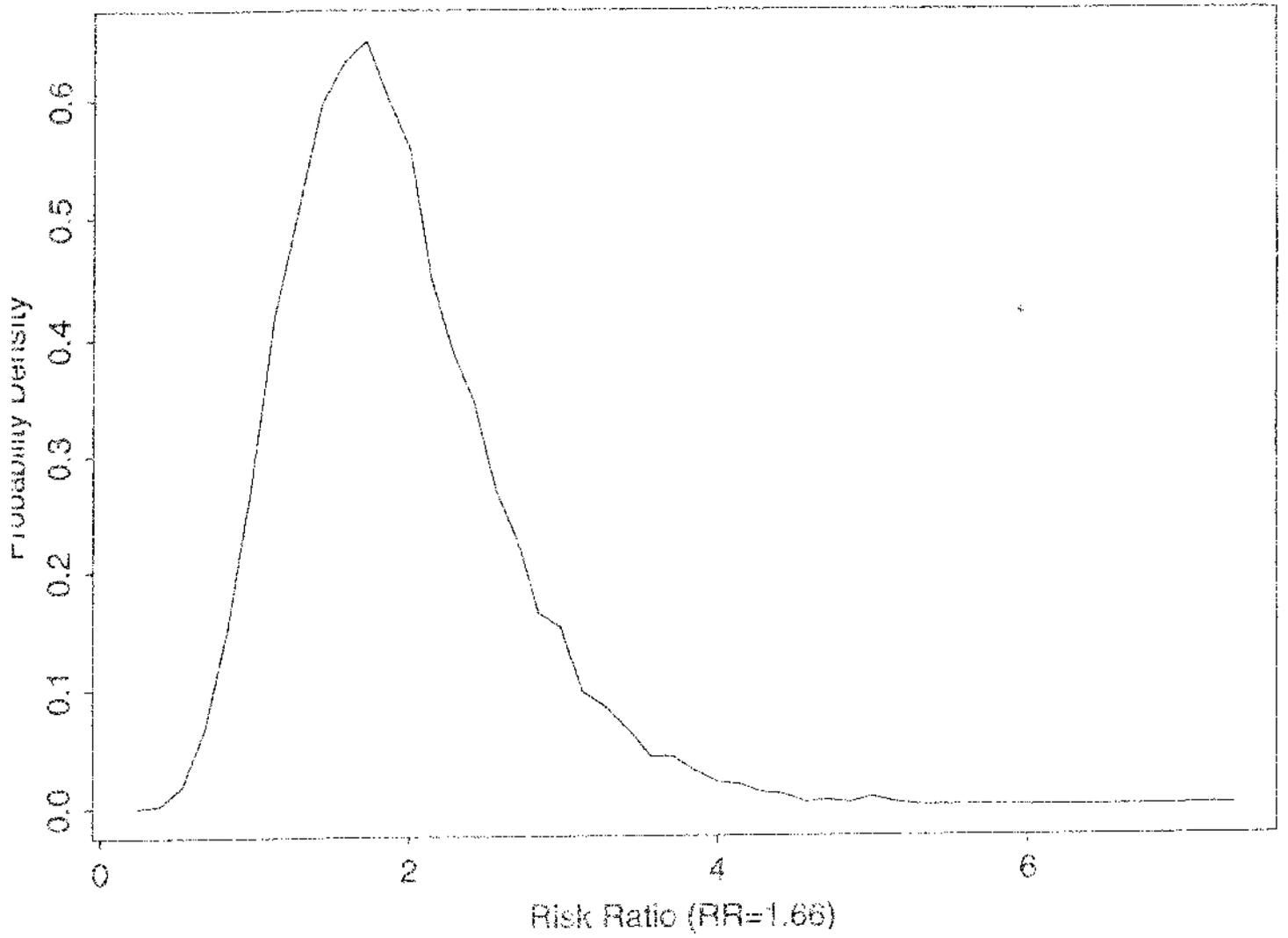
وقتی RR برابر یا بیشتر از ۵ است (مثال e, f) نتایج CI از روش تیتر و روش تست با روش گیبس سمپلر برای  $RR = 10$  خیلی اختلاف دارد. حد پایین و حد بالا CI از روش تیتر و روش تست کمتر از مقدار واقعی از روش گیبس سمپلر است: (  $6.69$  vs  $6.87$  ) و (  $14.93$  vs  $16.04$  ). این بدین معنی است که درجه چولگی توزیع RR نمی‌تواند با ترانسفورماسیون لگاریتم و یا پذیره برابری واریانس در طول مقیاس RR تسکین و کاهش یابد. همچنین وقتی  $RR = 5$  است دامنه CI روش تست باریکتر از روش تیتر است. لذا وقتی RR اختلاف زیاد تحت فرض  $H_0$  ( $RR = 1$ ) دارد واریانس RR تحت  $H_0$  کمتر از واریانس RR در پرساتایل پایین و بالای توزیع RR است. لذا ۹۵٪ CI در روش تست دقیق نیست و خیلی خوشبینانه است.

## بحث:

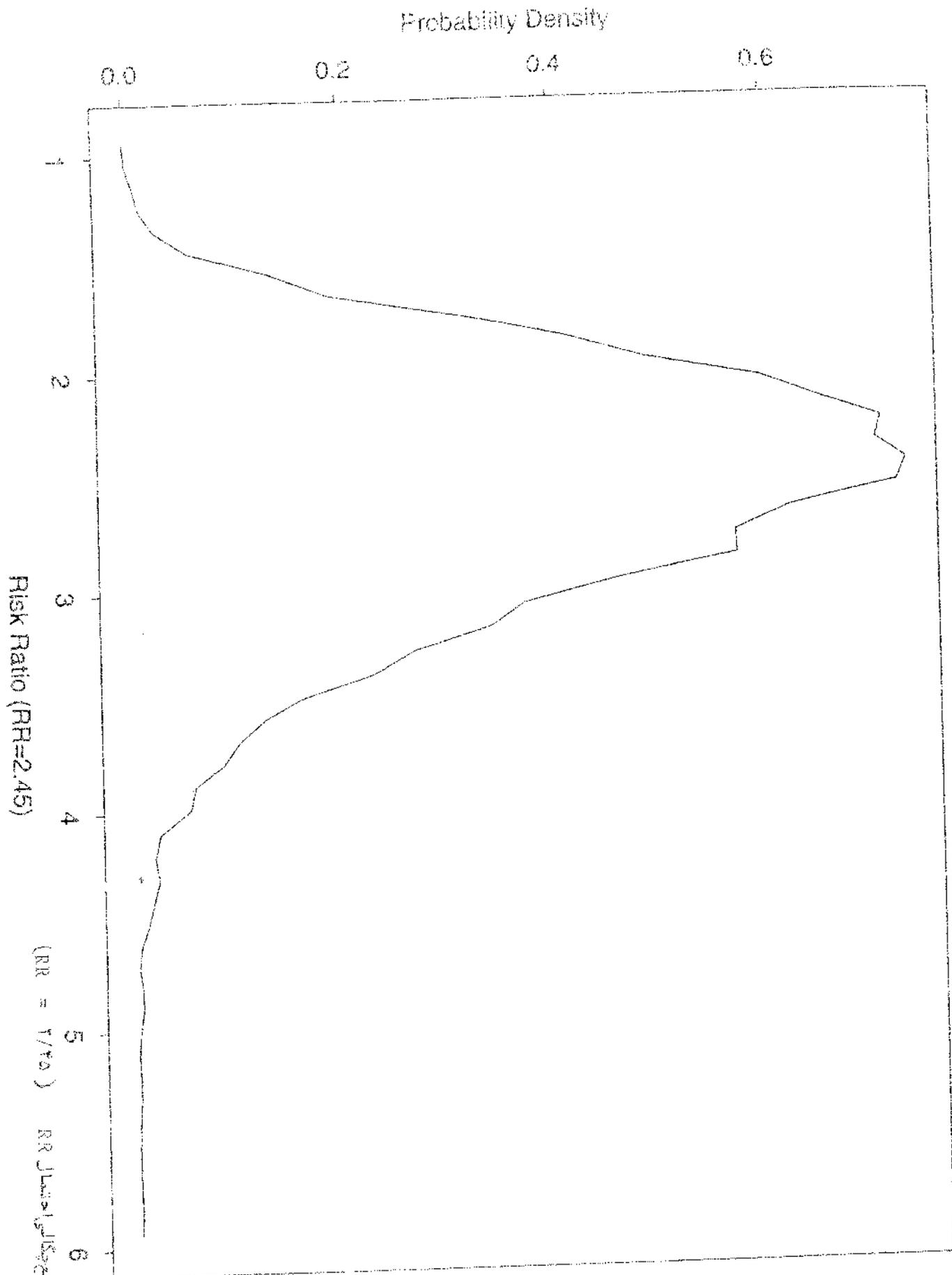
نتایج روش شبیه‌سازی بوسیله تکنیک گیبس سمپلر در یک دامنه از تغییرات RR کمک می‌کند تا عواقب روش سنتی را در تعیین حدود اطمینان RR بهتر درک کنیم. در این روش بدون اطلاع از توزیع پیشین RR که حدود اعتبار ۹۵٪ بدست آمده از توزیع RR با حدود اطمینان ۹۵٪ از روش‌های سنتی قابل مقایسه است. توزیع احتمال RR بدست آمده از روش گیبس سمپلر مزیت‌های متعدد دارد. اولاً: حدود اعتبار (Credibility Interval) ۹۵٪ بدست آمده از تابع چگالی احتمال تحریبی RR تفسیر احتمالی یا مفهوم مستقیم حدود اعتماد دارد. در حالیکه حدود اطمینان که از روش سنتی (طرفداران نظریه فروانسی) Frequentist Approach بدست می‌آید تفسیر غیرمستقیم دارد که در اثر تکرارهای نمونه‌ای از جامعه پارامتر واقعی مورد نظر در ۹۵٪ موارد در فاصله‌های نظیر فاصله بدست آمده قرار دارد. دوم: با داشتن تابع

probability Density





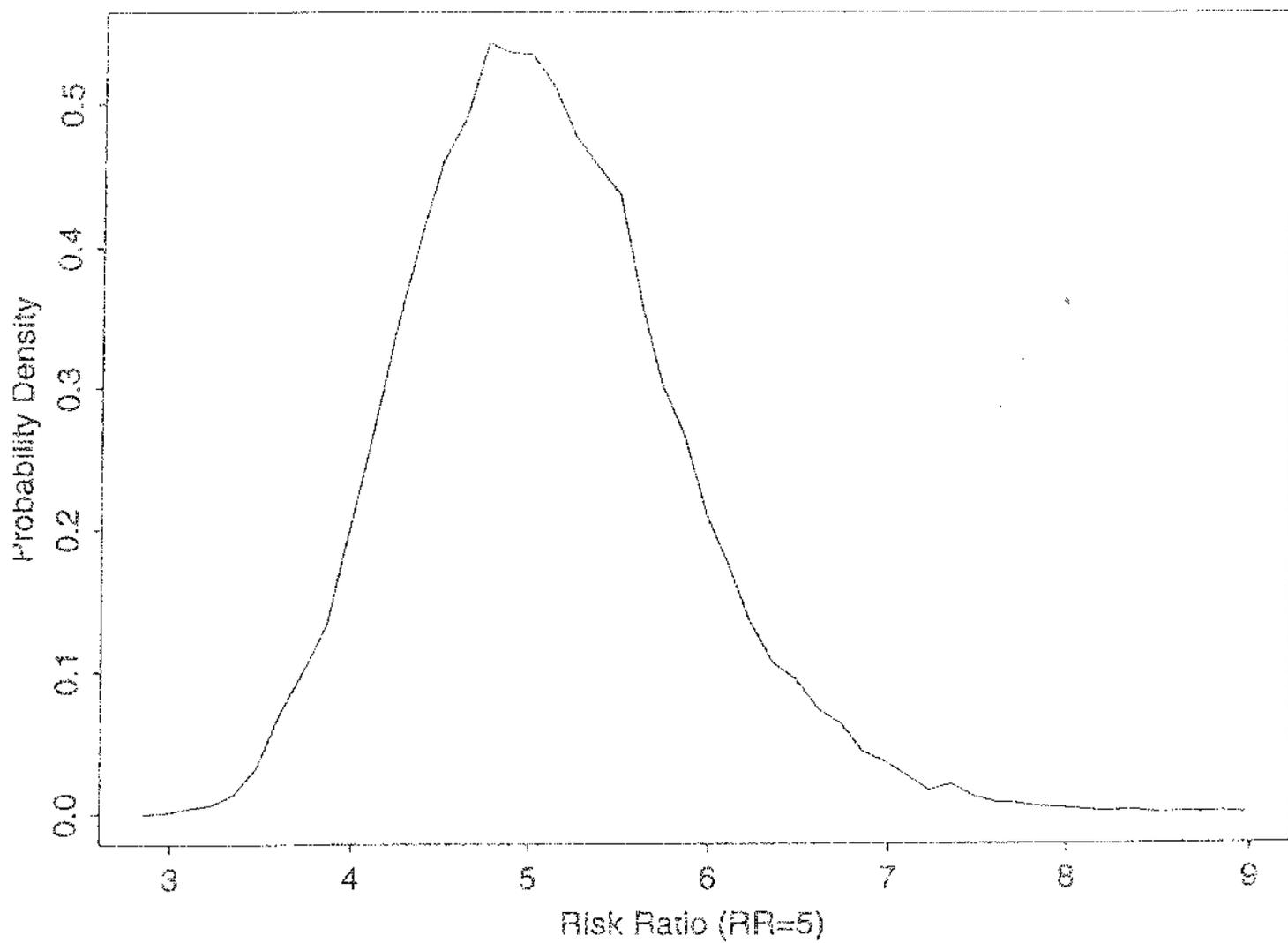
نمودار شماره (۲): تابع گالی احتمال RR (RR = 1/66)



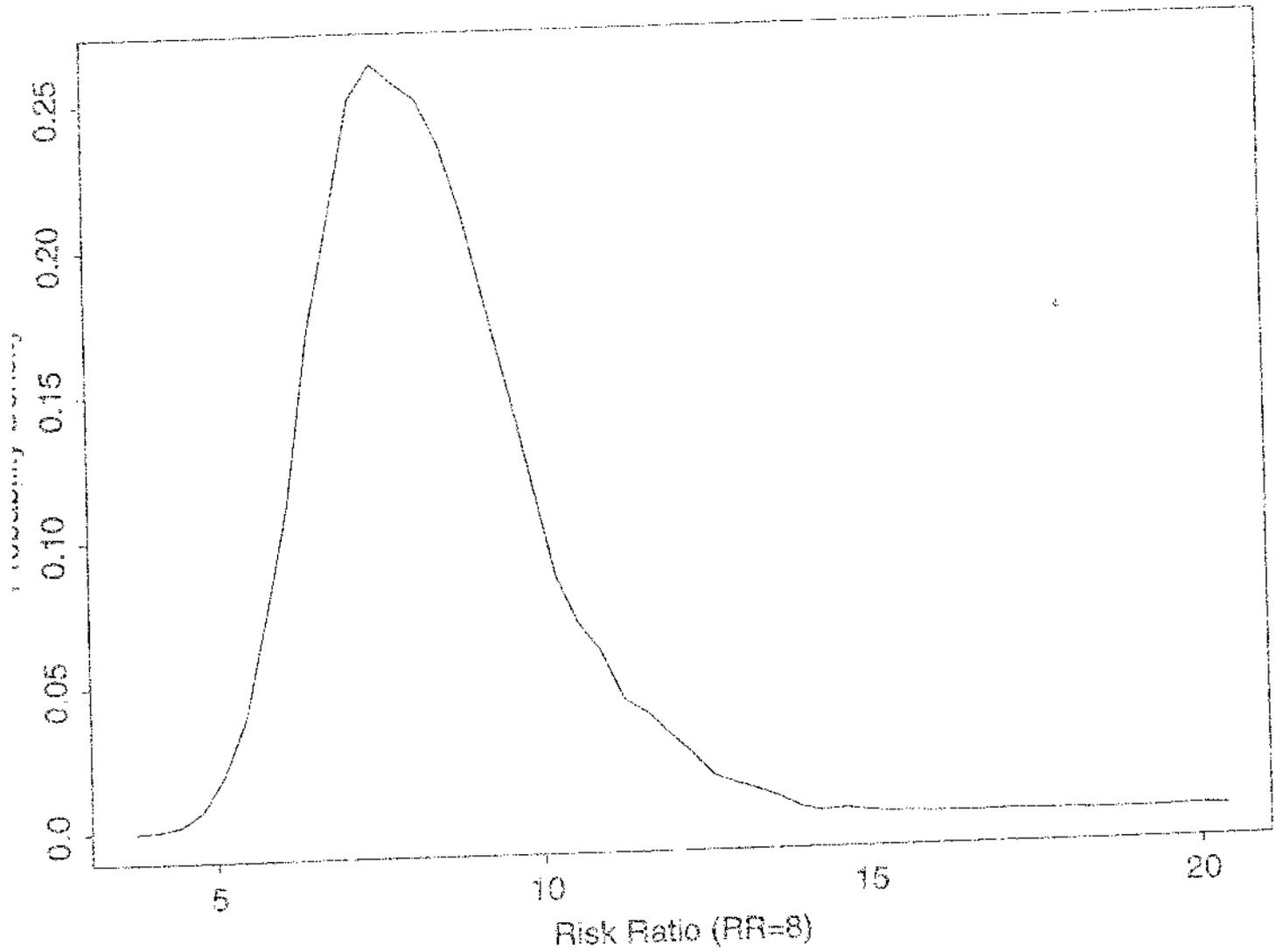
Risk Ratio (RR=2.45)

(RR = 1/40)

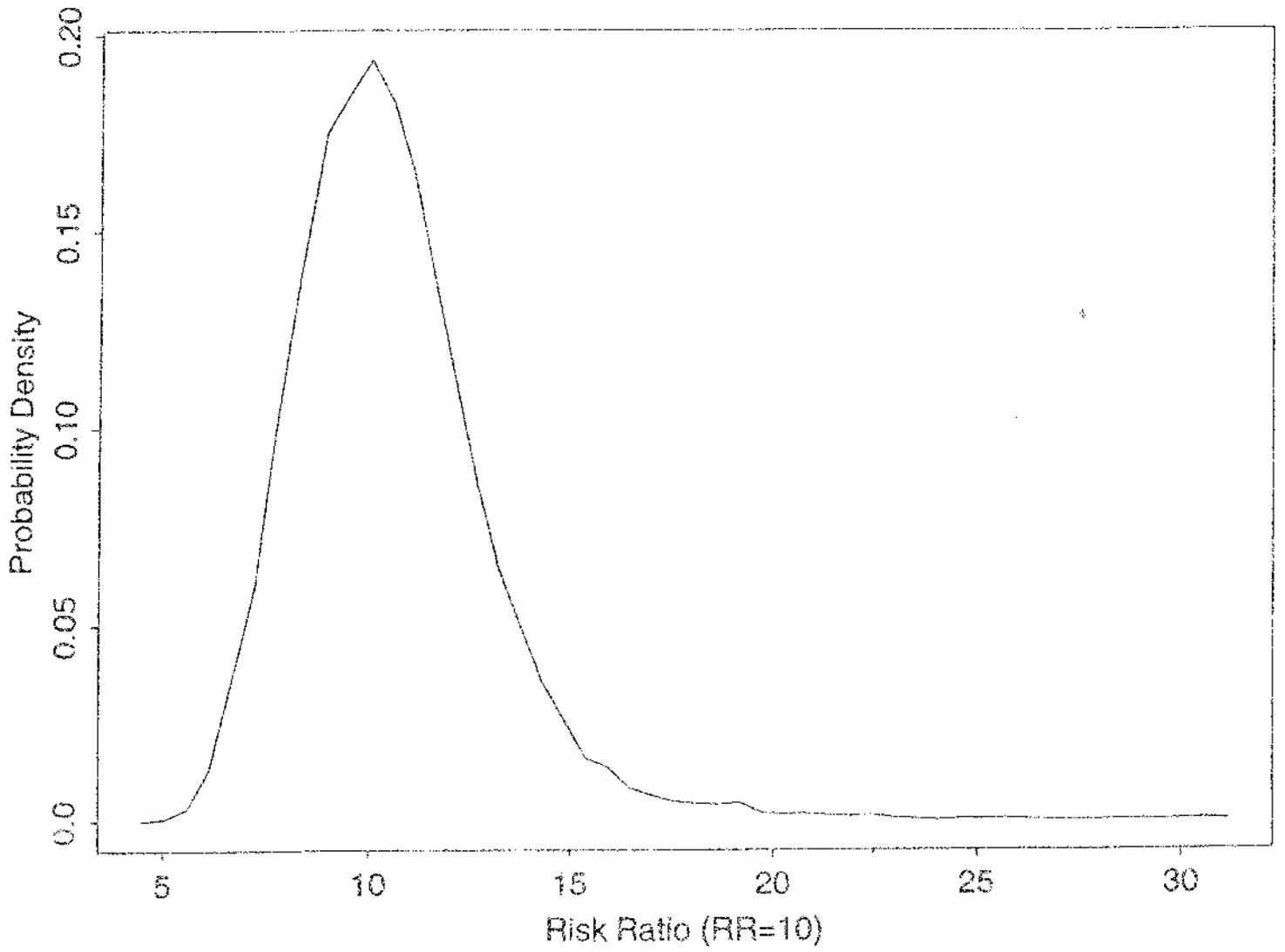
RR Journal of Statistical Theory and Applications



نمودار شماره (۴): تابع چگالی احتمال RR (RR = ۵)



نمودار شماره (۵): تابع چگالی احتمال RR (RR = ۸)



نمودار شماره (۶): تابع چگالی احتمال RR (RR = 10)

چنگالی احتمال تجربی RR با روش گیبس سمپلر صدک‌ها و چارک‌های توزیع RR به آسانی قابل وصول است.
 معروف: می‌چگونه پذیره و پیش فرضی در بدست آوردن حدود اعتبار ۹۵٪ مفروض نمی‌شود. به علاوه گرچه
 این تحقیق محدود به اطلاعی از توزیع پیشین RR نبوده است؛ در این روش بر اساس آگاهی از وضعیت توزیع
 پیشین RR را می‌توان در مدل گیبس سمپلر دخالت داد. در نتیجه توزیع پسین RR را به دست آورد. به عنوان
 مثال Josephi و همکاران (۸) از این روش در برآورد میزان شیوع بیماری و تعیین حساسیت و ویژگی آزمونهای
 تشخیصی در حالت عدم وجود تست استاندارد واقعی استفاده نموده‌اند. اما از معایب شیوه گیبس سمپلر آن
 است که محاسبات عددی در سطح بالایی درگیر است و کامپیوتر شخصی با سرعت پایین وقت‌گیر است. تنها
 در کامپیوتر با سرعت خیلی بالا و سیستم‌های Unix قابل انجام است.

نتایج ما نشان می‌دهد وقتی RR انحراف زیادی با مقادیر تحت فرض صفر ( $RR = 1$ ) دارد ( $RR \geq 5$ )، دامنه
 حدود اطمینان ۹۵٪ بدست آمده از روش تست باریکتر از روش تیلور و روش گیبس سمپلر است. این دامنه
 باریک حدود اطمینان خیلی خوشبینانه است. زیرا واریانس تحت فرض صفر در طول مقیاس RR کمتر از
 مقدار واقعی آن را برآورد می‌کند. لذا حدود اطمینان واقعی کمتر از ۹۵٪ است. وقتی RR انحراف زیادی از
 فرض صفر نداشته باشد نتایج سه روش تقریباً مشابه است و توزیع RR در این حالت تقارن دارد و نیز واریانس
 تحت فرض  $H_0$  بیانگر واریانس RR در طول مقیاس RR است و با استفاده از توزیع پیشین یکنواخت (Non -
 informative Prior) در روش گیبس سمپلر نتایج مشابه ایجاد می‌شود.

## REFERENCES

1. Rothman KJ. Modern Epidemiology. Boston, Little, Brown and Company 1986.
2. Kleinbaum DG, Kupper LL, Morgenstern H. Epidemiologic Research: principles and quantitative methods. London, Life Learning publications 1982.
3. Miettinen OS. Estimability and estimation in case referent studies. Am J Epidemiol 1976; 103: 226-235.
4. Brown CC. The validity of approximate methods for interval estimation of the odds ratio. Am J Epidemiol 1981; 113: 474-480.
5. Gart JJ. Statistical analysis of the relative risk. Environ Health Perspect 1979; 32: 157-167.
6. Gelfand AE, Smith AFM. Sampling-based approaches to calculating marginal densities. JASA 1990; 85: 398-409.
7. Casella G, George EI. Explaining the Gibbs sampler. The American Statistician. 1992; 46: 167-173.
8. Joseph L, Gyorkos TW, Coupal L. Bayesian estimation of disease prevalence and the parameters of diagnostic tests in the absence of a gold standard. Am J Epidemiol 1995; 141: 263-272.
9. Thomas DJ. Exact confidence limits for an odds ratio in a two by two table. Appl stat 1971; 20: 105-110.
10. Efron B, Tibshirani RJ. An introduction to the bootstrap. New York, Chapman & Hall 1993.

برازش الگوی لجیت  
در جداول دو طرفه

منوچهر خردمند نیا

گروه آمار دانشگاه اصفهان

الگوی نجیت یک الگوی خطی تممیم یافته با پاسخ دو جمله‌ای و تابع پیوند لجیت است. در این مقاله با فرض اینکه فقط دو متغیر توضیحی و هر دو از نوع رسته‌ای وجود دارند. چگونگی تعیین الگوی مناسب لجیت را توضیح می‌دهیم. ایده‌های ارائه شده به سهولت برای جداول چند طرفه قابل تممیم می‌باشند. الگوهای ارائه شده در این مقاله کاربرد وسیعی در مطالعات پزشکی و همه گیر شناسی دارند.

۱ - آزمونهای تمبیت در ستمانی برای مقایسه نسبتهای مشاهده شده و مورد انتظار ایده‌های اساسی را با مراجعه به جدول  $2 \times 3$  زیر توضیح می‌دهیم. اطلاعات این جدول بر اساس طرحی نمونه گیری که در سال ۱۳۵۳ توسط دانشکده بهداشت دانشگاه تهران، به منظور مطالعه میزان شیوع بیماریهای گوش در استان اصفهان، انجام گرفته می‌باشد. در این جدول به تفکیک جنس و سه گروه سنی، اندازه نمونه  $(n_{jk})$  و تعداد بیمار در نمونه  $(y_{jk})$  ملاحظه می‌گردد. این جدول در مرجع [۲] موجود است.

جدول (۱) داده‌های طرح همه گیر شناسی بیماریهای گوش

A	B		
	سن	[0-20)	[20-40)
1 زن	$y_{11} = 46$ $n_{11} = 2008$	$y_{12} = 6$ $n_{12} = 663$	$y_{13} = 14$ $n_{13} = 478$
2 مرد	$y_{21} = 29$ $n_{21} = 1874$	$y_{22} = 3$ $n_{22} = 885$	$y_{23} = 9$ $n_{23} = 461$

فرض کنید  $y_{jk}$  یافته‌هایی از  $Y_{jk} \sim \text{Bin}(n_{jk}, \pi_{jk})$  است و  $Y_{jk}$  ها مستقلند. نسبت مشاهده شده و نسبت مورد انتظار در حجره  $(j,k)$  به ترتیب  $y_{jk}/n_{jk}$  و

$\pi_{jk}$  هستند. فراوان مشاهده شده و فراوانی مورد انتظار در حجره  $(j,k)$  به ترتیب  $y_{jk}$  و  $n_{jk}\pi_{jk}$  می‌باشند. تحت فرضیات فوق تابع درستمانی عبارتست از:

$$L(\mu_{11}, \mu_{12}, \dots, \mu_{23}) = \prod_{j=1}^2 \prod_{k=1}^3 \binom{n_{jk}}{y_{jk}} \left( \frac{\mu_{jk}}{n_{jk}} \right)^{y_{jk}} \left( 1 - \frac{\mu_{jk}}{n_{jk}} \right)^{n_{jk}-y_{jk}} \quad (1)$$

فرض کنید که  $\mu_{jk}$  برآورد ML پارامتر  $\mu_{jk}$  تحت فرض صفر است. در این صورت مقدار مشاهده شده آماره نسبت درستمانی  $\hat{\lambda}$  برای آزمون فرض صفر بفرم زیر است.

$$\hat{\lambda} = \frac{L(\hat{\mu}_{11}, \hat{\mu}_{12}, \dots, \hat{\mu}_{23})}{L(y_{11}, y_{12}, \dots, y_{23})} = \prod_{j=1}^2 \prod_{k=1}^3 \left( \frac{\hat{\mu}_{jk}}{y_{jk}} \right)^{y_{jk}} \left( \frac{n_{jk} - \hat{\mu}_{jk}}{n_{jk} - y_{jk}} \right)^{n_{jk}-y_{jk}} \quad (2)$$

بنابراین مقدار مشاهده شده آماره  $-2\text{Ln}\hat{\lambda}$  عبارتست از:

$$-2\text{Ln}\hat{\lambda} = 2 \sum_{j=1}^2 \sum_{k=1}^3 \left\{ y_{jk} \text{Ln} \frac{y_{jk}}{\hat{\mu}_{jk}} + (n_{jk} - y_{jk}) \text{Ln} \frac{n_{jk} - y_{jk}}{n_{jk} - \hat{\mu}_{jk}} \right\} \quad (3)$$

آماره  $-2\text{Ln}\hat{\lambda}$  بطور مجانبی دارای توزیع خبی دو با  $d = p_f - p_0$  درجه آزادی است که در آن  $p_f$  تعداد پارامترهای مجهول در حالت کلی است و  $p_0$  تعداد پارامترهای مجهول تحت فرض صفر می‌باشد. فرض صفر در سطح  $\alpha$  رد میشود هرگاه  $p\text{-Value} \leq \alpha$  که در آن  $p\text{-Value} = P[\chi^2 > -2\text{Ln}\hat{\lambda}]$  که در آن  $\chi^2$  یک متغیر تصادفی خبی دو با  $d$  درجه آزادی است. برای پرهیز از مشکل محاسباتی، در مواردی که  $y_{jk}$  برابر صفر است بجای آن عدد  $0.5$  و در مواردی که  $y_{jk}$  برابر  $n_{jk}$  است بجای  $n_{jk}$  عدد  $n_{jk} + 1$  را میتوان قرار داد.

در یک جدول دو طرفه  $2 \times 3$  از نسبتهای مشاهده شده هر یک از چهار فرض استاندارد زیر را می‌توان مورد آزمون قرار داد:

#### الف) فرض حجره‌های متساوی الاحتمال

$$H_0: \pi_{11} = \pi_{12} = \pi_{13} = \pi_{21} = \pi_{22} = \pi_{23}$$

$$\hat{\pi}_{jk} = \frac{\sum_j \sum_k y_{jk}}{\sum_j \sum_k n_{jk}} \quad , \quad df = ab - 1 \quad (4)$$

کند. در آن  $a$  و  $b$  به ترتیب تعداد سطرها و تعداد ستونها است. در

$$\text{اینجا } a=2 \text{ و } b=3$$

ب) فرض عدم وجود اثر B

$$H_0: \pi_{11} = \pi_{12} = \pi_{13} \text{ و } \pi_{21} = \pi_{22} = \pi_{23}$$

$$\hat{\pi}_{jk} = \sum_k y_{jk} / \sum_k n_{jk}, \quad df = ab - [1 + (a-1)] = a(b-1) \quad (5)$$

ج) فرض عدم وجود اثر A

$$H_0: \pi_{11} = \pi_{21} \text{ و } \pi_{12} = \pi_{22} \text{ و } \pi_{13} = \pi_{23}$$

$$\hat{\pi}_{jk} = \sum_j y_{jk} / \sum_j n_{jk}, \quad df = ab - [1 + (b-1)] = b(a-1) \quad (6)$$

د) فرض عدم وجود اثر متقابل:

در صورتی که اثر هر یک از عوامل به سطوح عامل دیگر بستگی داشته باشد، اصطلاحاً گفته میشود که اثر متقابل وجود دارد. بعنوان مثال اگر اثر سن بر احتمال بیماری، بستگی به جنس داشته باشد، آنگاه میگوییم که بین سن و جنس اثر متقابل وجود دارد. تحت این فرض صفر، برای یک جدول  $a \times b$  تعداد درجات آزادی از رابطه زیر بدست می‌آید.

$$df = ab - [1 + (a-1) + (b-1)] = (a-1)(b-1) \quad (7)$$

ولی تحت این فرض صفر نمیتوان برآورد ML یا رانجر  $\pi_{jk}$  را مستقیماً محاسبه

نمود. در این حالت  $\hat{\pi}_{jk}$  را باید با روش عددی محاسبه کرد. روش عددی رافسن - نیوتن برای این منظور در بخش ۴ معرفی شده است. محاسبات مربوط به آزمون فرضهای فوق را با استفاده از نرم افزارهای مختلف آماری میتوان انجام داد.

در جدول (۲) مقادیر  $-2 \ln \lambda$ ،  $df$  و  $p$ -value مربوط به هر یک از فرضهای صفر

فوق، بر اساس داده‌های جدول (۱)، ملاحظه میشود. بر اساس مقادیر احتمال، در سطح

۰/۰۵، هر یک از فرضها صفر (الف) و (ب) رد و هر یک از فرضهای صفر (ج) و (د)

پذیرفته میشود.

۴ - الگوی لجیت و روش رافسن - نیوتن برای برآورد ML پارامترها

فرض کنید که  $\underline{y} = (y_1, y_2, \dots, y_N)^T$  نتایجی از  $\underline{Y} = (Y_1, Y_2, \dots, Y_N)^T$  است که در آن  $Y_i \sim \text{Bin}(n_i, \pi_i)$  و  $Y_i$  ها مستقلند. الگوی لجیت مدل مناسبی برای چنین داده‌هایی محسوب می‌گردد. الگوی لجیت یک انگوی خطی تعمیم یافته با پاسخ دو جمله‌ای و تابع پیوند لجیت است. (به [۱] نگاه کنید) که تحت فرضیات فوق به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$Y_i = \frac{n_i \exp\left\{\frac{x_i^T \beta}{i}\right\}}{1 + \exp\left\{\frac{x_i^T \beta}{i}\right\}} + \epsilon_i \quad ; \quad E(\epsilon_i) = 0 \quad (8)$$

که در آن بردار پارامترهای مجهول و

$x_i^T = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ip})$  برداری از متغیرهای توضیحی رشته‌ای یا غیر رشته‌ای معلوم می‌باشد. الگوی فوق را معمولاً به صورت زیر می‌نویسند.

$$\eta_i = x_{i1}\beta_1 + x_{i2}\beta_2 + \dots + x_{ip}\beta_p \quad (9)$$

$$\eta_i = \text{Logit}\pi_i = \text{Ln} \frac{\pi_i}{1 - \pi_i} = \text{Ln} \frac{\mu_i}{n_i - \mu_i} \quad \text{که در آن}$$

$$\mu_i = E(Y_i) = n_i \pi_i = n_i \exp\left\{\frac{x_i^T \beta}{i}\right\} / \left\{1 + \exp\left\{\frac{x_i^T \beta}{i}\right\}\right\} \quad \text{و}$$

الگوی لجیت (۸) را به فرم ماتریسی  $\underline{\eta} = \underline{X} \underline{\beta}$  نیز میتوان نوشت که در آن

$$\underline{\eta} = (\eta_1, \eta_2, \dots, \eta_N)^T \quad \text{و} \quad \underline{X} = \begin{pmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1p} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{N1} & x_{N2} & \dots & x_{Np} \end{pmatrix}^T$$

ماتریس  $\underline{X}$  است. ماتریس  $\underline{X}$  یک ماتریس  $N \times P$  است که ماتریس مدل و یا ماتریس طرح نامیده می‌شود. یک روش عددی ساده ولی موثر برای برآورد ML پارامترهای مدل فوق روش رافسن - نیوتن است. در این روش برآورد ML بردار  $\underline{\beta}$  در تکرار  $t$ ام از تساوی زیر بدست می‌آید.

$$\underline{b}^{(t)} = \underline{b}^{(t-1)} + v^{(t-1)} \underline{U}^{(t-1)} \quad (10)$$

$$\underline{U}^{(t-1)} = \underline{X}^T \left( \underline{y} - \underline{\mu}^{(t-1)} \right) \quad \text{که در آن}$$

$\underline{\mu}^{(t-1)}$  برآورد ML بردار  $\underline{\mu} = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_n)^T$  در تکرار  $t-1$  ام است و

$$\underline{v} = \left\{ \underline{X}^T \text{Diag} \left[ n_i \pi_i^{(t-1)} (1 - \pi_i^{(t-1)}) \right] \underline{X} \right\}^{-1}$$

برآورد ماتریس کوواریانس  $\underline{b}^{(t-1)}$  می باشد. در عبارت اخیر  $\pi_i^{(t-1)}$  برآورد ML

پارامتر  $\pi_i$  در تکرار  $(t-1)$  ام است. برای توضیحات نظری بیشتر مرجع [۳] را ملاحظه کنید.

### ۳ - الگوی لجیت در جداول دو طرفه

ایده‌های اساسی را با مراجعه به جدول (۱) توضیح می‌دهیم. تحت فرضیات بخش ۱، الگوی اشباع شده لجیت برای جدول دو طرفه (۱) به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$\eta_{jk} = \alpha + \beta_j^A + \beta_k^B + \beta_{jk}^{AB} \quad (11)$$

برای اینکه تعداد پارامترهای مدل برابر تعداد حجه‌های جدول شود می‌توان قیود

زیر را که قیود گوشه‌های صفر نامیده می‌شوند بکار برد

$$\beta_1^A = \beta_1^B = \beta_{11}^{AB} = \beta_{12}^{AB} = \beta_{13}^{AB} = \beta_{21}^{AB} = \beta_{22}^{AB} = 0 \quad (12)$$

تحت قیود گوشه‌های صفر، هر پارامتری که حداقل یکی از اندیسهای آن عدد ۱

باشد برابر صفر قرار داده می‌شود. تحت مدل اشباع شده برآورد ML پارامتر  $\mu_{jk}$

عبارتست از  $\hat{\mu}_{jk} = y_{jk}$ . بنابراین تحت این مدل برآورد ML پارامتر  $\eta_{jk}$  عبارتست از

$$\hat{\eta}_{jk} = \text{Ln} \left( y_{jk} / (n_{jk} - y_{jk}) \right)$$

در صورتیکه در طرف (۱۱) را یکبار روی  $k$  و یکبار روی  $j$  و

$k$  جمع بزنیم برآورد ML پارامترهای الگوی اشباع شده به صورت زیر بدست می‌آید.

$$\hat{\alpha} = \hat{\eta}_{11}, \quad \hat{\beta}_j^A = \hat{\eta}_{1j} - \hat{\eta}_{11}, \quad \hat{\beta}_k^B = \hat{\eta}_{1k} - \hat{\eta}_{11}, \quad \hat{\beta}_{jk}^{AB} = \hat{\eta}_{jk} - \hat{\eta}_{1j} - \hat{\eta}_{1k} + \hat{\eta}_{11} \quad (13)$$

میتوان نشان داد که اگر  $Y \sim \text{Bin}(n, \pi)$  آنگاه برآورد ML واریانس  $\text{Ln}\left(\frac{Y}{n-Y}\right)$

بطور مجانبی برابر  $\frac{n}{y(n-y)}$  می باشد. با استفاده از این رابطه می توان برای پارامترهای الگوی اشباع شده لجیت فواصل اطمینان تعیین نموده آزمونهای فرض انجام داد.

برای یک جدول دو طرفه از نسبتهای مشاهده شده، نظیر جدول (۱)، هر یک از چهار الگوی اشباع نشده زیر را می توان کاندید نمود.

$\eta_{jk} = \alpha$	(الف) الگوی حجره های متساوی الاحتمال
$\eta_{jk} = \alpha + \beta_j^A$	(ب) الگوی عدم وجود اثر B
$\eta_{jk} = \alpha + \beta_k^B$	(ج) الگوی عدم وجود اثر A
$\eta_{jk} = \alpha + \beta_j^A + \beta_k^B$	(د) الگوی اثرات اصلی

چهار الگوی فوق به ترتیب معادل با چهار فرض صفر (الف)، (ب)،

(ج) و (د) از بخش ۱ می باشند. به عبارت دیگر، به عنوان مثال فرض نیکوئی

برازش الگوی  $\mu_{jk} = \alpha + \beta_k^B$  در سطح  $\alpha$  رد می شود اگر و فقط اگر فرض

$$H_0: \pi_{11} = \pi_{21} \text{ و } \pi_{12} = \pi_{22} \text{ و } \pi_{13} = \pi_{23}$$

در سطح  $\alpha$  رد شود. مقدار  $-2 \ln \lambda$  برای آزمون فرض نیکوئی برازش هر یک

از الگوهای فوق با استفاده از رابطه (۳) محاسبه می شود. نسبتهای مورد انتظار، فراوانیهای مورد انتظار و تعداد درجات آزادی نیز بر اساس روابطی که در بخش ۱ ارائه شده است محاسبه می شوند.

برآورد ML پارامترهای انگوهای اشباع نشده فوق با استفاده از روابط (۱۲)

بدست می آید. توجه کنید که برآورد ML پارامتر  $\eta_{jk}$  بستگی به مدل کاندید شده دارد. به عنوان مثال، برآورد ML پارامتر  $\eta_{23}$  تحت الگوی عدم وجود اثر A، در جدول (۱)، عبارتست از

$$\hat{\eta}_{23} = \text{Ln}\left(\frac{\hat{\mu}_{23}}{(n_{23} - \hat{\mu}_{23})}\right)$$

$$\hat{\mu}_{23} = n_{23} \hat{\pi}_{23} = n_{25} (y_{13} + y_{23}) / (n_{13} + n_{23}) \quad \text{که در آن}$$

محاسبات مربوط به برآورد ML پارامترهای الگوی اشیاع شده و هر یک از الگوهای (الف)، (ب) و (ج) را مستقیماً با استفاده از روابطی که در بخش (ا) داده شده می‌توان انجام داد. ولی برای برآورد ML پارامترهای الگویی (د) می‌بایست روشی عددی به کار برده شود. چگونگی برآورد ML پارامترهای الگو (د) با روش رافسن - نیوتن در بخش بعدی توضیح داده شده است. توجه کنید که روش رافسن - نیوتن نه تنها برای الگوی (د) بلکه برای هر الگوی لجیت دیگری می‌تواند به کار برده شود.

#### ۴ - الگو سازی لجیت در جداول دو طرفه

مقصود از الگو سازی تعیین برارنده‌ترین الگو است. برای سهولت مباحث این بخش الگوهای (الف)، (ب)، (ج) و (د) را به ترتیب با علائم اختصاری  $\alpha$ ،  $A$ ،  $B$  و  $(A, B)$  نشان می‌دهیم. الگوی اشیاع شده را نیز به اختصار با  $AB$  نشان می‌دهیم. این علائم اختصاری بر اساس اصل سلسله مراتبی انتخاب شده‌اند. بر اساس این اصل یک اثر در مدل حضور ندارد مگر اینکه همه اثرات پایین‌تر از آن در مدل حضور داشته باشند. بنابراین اگر اثر  $AB$  در مدل وجود داشته باشد آنگاه هر دو اثر  $A$  و  $B$  نیز وجود دارند. بعکس اگر  $A$  در مدل حضور نداشته باشد آنگاه  $AB$  نیز حضور نخواهد داشت.

برای تعیین برارنده‌ترین الگوی لجیت در جداول دو طرفه، ابتدا مقدار  $2LnL$  متناظر با هر یک از پنج مدل  $\alpha$ ،  $A$ ،  $B$ ،  $(A, B)$  و  $AB$  را محاسبه می‌کنیم. سپس مدلهایی که فرض نیکویی برایشان پذیرفته شده است را مورد مقایسه قرار می‌دهیم: فرض کنید که  $M1$  و  $M2$  دو مدل لجیت هستند بطوریکه اولاً فرض نیکویی برایشان هر دو پذیرفته شده و ثانیاً  $M1$  زیر مدلی از  $M2$  است. مقصود از زیر مدل بودن  $M1$  این است که  $M2$  حداقل شامل همه اثراتی که در  $M1$  است می‌باشد. اگر  $Y_1^2, Y_2^2$  به ترتیب مقدار  $2LnL$  متناظر با این دو مدل باشد و اگر  $d_1$  و  $d_2$  به ترتیب درجات آزادی متناظر با این دو مدل باشند آنگاه  $Y_1^2 \leq Y_2^2$  و  $d_2 \leq d_1$ . تحت این فرضیات  $Y_1^2 - Y_2^2$  بطور مجانبی دارای توزیع خسی دو با  $d = d_1 - d_2$  درجه آزادی می‌باشد. لذا فرض معنی‌دار نبودن اثرات اضافی  $M2$  در سطح  $\alpha$  در می‌شود هرگاه  $Y_1^2 - Y_2^2$  بزرگتر از  $\chi_{\alpha, d}^2$  باشد که در آن  $\chi_{\alpha, d}^2$  صدک  $(1-\alpha)100$  درصد توزیع

خشی دو یا d درجه آزادی می باشد. مثال زیر روشنگر بسیاری از ایده ها است: در جدول زیر، براساس داده های جدول (۱) پنج مدل مختلف مورد مقایسه قرار گرفته اند. جدول (۲) مقایسه الگوهای مختلف برای داده های جدول (۱)

انگور	$-2Ln\lambda$	df	p-value	فرض صفر
$\alpha$	25.365	5	0.0001	حجره های متساوی احتمال
A	18.789	4	0.0009	عدم وجود اثر B
B	5.8871	3	0.1172	عدم وجود اثر A
(A,B)	0.6535	2	0.7213	عدم وجود اثر متقابل
AB	0	0	1	وجود همه اثرات

با توجه به مقادیر احتمال، هر یک از سه انگوری B، (A,B) و AB در سطح ۰/۰۵ پذیرفته می شوند. براساس اصل آمساک از کوچکترین مدل شروع می کنیم. با توجه به اینکه  $\chi_{0.05,1}^2 = 3.841 > 0.6335 = \chi_{0.05,1}^2 - 0.8871$  لذا فرض معنی دار نبودن افزودن اثر B به مدل A در سطح ۰/۰۵ رد می شود. بنابراین مدل (A,B) به طور معنی دار بهتر از B است. اکنون انگوری (A,B) را با انگوری اشباع شده مقایسه می کنیم: با توجه به اینکه  $\chi_{0.05,1}^2 = 3.841 > 0.6335 = \chi_{0.05,1}^2 - 0$  لذا فرض معنی دار نبودن افزودن اثر AB به مدل (A,B) در سطح ۰/۰۵ پذیرفته می شود. به عبارت دیگر مدل AB به طور معنی داری بهتر از مدل (A,B) نیست. بنابراین مدل (A,B) را به عنوان مدل نهائی انتخاب می کنیم.

انگوری لجیت (A,B) را با نمادهای بخش ۲ به صورت ماتریسی  $\underline{\eta} = X\underline{\beta}$

می توان نوشت

که در آن

$$\underline{\eta} = \begin{bmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \\ \eta_3 \\ \eta_4 \\ \eta_5 \\ \eta_6 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \eta_{11} \\ \eta_{12} \\ \eta_{13} \\ \eta_{21} \\ \eta_{22} \\ \eta_{23} \end{bmatrix}, X = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 1 \end{bmatrix}, \underline{\beta} = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \\ \beta_4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha \\ \beta_2^A \\ \beta_2^B \\ \beta_3^B \end{bmatrix}$$

در روش رافسن - نیوتن، با مقدار شروع  $\underline{b}^{(0)} = (0,0,0,0)^T$  همگرایی در تکرار هفتم حاصل می‌شود. برآورد ML بردار  $\underline{\beta}$  در تکرار هفتم عبارت است از:

$$\underline{b}^{(7)} = \left( -3.7325, -0.4536, -1.175, 0.2465 \right)^T$$

(0.139) (0.2009) (0.3545) (0.2413)

اعدادی که در زیر برآورد پارامترها نوشته شده‌اند انحراف معیارهای متناظر آنها هستند. مقادیر انحراف معیار در واقع جذر درایه‌های قطری ماتریس  $V^{(7)}$  می‌باشند. توجه کنید که داریم  $\underline{b}^{(8)} = \underline{b}^{(7)}$  و  $V^{(8)} = V^{(7)}$  به عبارت دیگر تکرارهای بعدی برآورد ML را بهتر نمی‌کند. در صورتیکه مقادیر شروع خیلی دور از واقعیت باشند همگرایی حاصل نخواهد شد. بکار بردن برآورد حداقل مربعات وزنی موجب همگرایی سریع خواهد گردید. برای الگوی لجیت  $\eta = X\beta$  برآورد حداقل مربعات وزنی  $\underline{\beta}$  عبارتست از

$$\hat{\underline{\beta}}_{-wLS} = (X^T D X)^{-1} (X^T D f) \quad (17)$$

که در آن  $\underline{f} = (f_1, f_2, \dots, f_N)^T$ ،  $D = \text{Diag}(v_1, v_2, \dots, v_N)$

$$f_i = \ln(y_i / (n_i - y_i)) \quad , \quad v_i = n_i / y_i (n_i - y_i)$$

برآورد حداقل مربعات وزنی الگوی (A, B) براساس داده‌های جدول (1) برابر

$$\hat{\underline{\beta}}_{-wLS} = (-3.514, -0.7906, -1.3129, 0.2406)^T \quad \text{است با}$$

در صورتیکه  $\hat{\underline{\beta}}_{-wLS}$  را به عنوان مقدار شروع به کار بریم همگرایی در تکرار سوم حاصل می‌شود.

## ۵ - مراجع

[1] دابسن، آنت، جی. - مقدمه‌ای بر الگوهای خطی تعمیم یافته - ترجمه دکتر حسینعلی نیرومند (۱۳۷۳) دانشگاه فردوسی مشهد

[2] محمد، ک.، منک، افضل، ح. و نهایتیان، و. - روشهای آماری و شاخصهای

بهداشتی - جلد اول - چاپ پرچم

[3] Agresti, A. (1990) Categorical Data Analysis, John Wiley & Sons.

# مدلهای پاسخ چند جمله‌ای به منظور مدل‌بندی و تعیین عوامل مؤثر در انواع روشهای استفاده شده برای جلوگیری از بارداری در زنان

حمید رضا خلخالی ، ابراهیم حاجی زاده و کاظم محمد

## چکیده

مسائل مربوط به مدل‌بندی و طبقه‌بندی چندگانه در آمار به خوبی مطالعه شده است؛ که در این نوع مسائل  $Y$  متغیر تصادفی کیفی با  $T$  حالت ممکن که به عنوان طبقات در نظر گرفته می‌شود. هدف پیشگویی  $Y$  بر اساس بردار تصادفی می‌باشد. روشهای زیادی برای بررسی این نوع مسائل در نظر گرفته شده‌است. یکی از روشهای عمومی و پیشرفته تکنیکهای طبقه‌بندی چندگانه، طبقه‌بندی و درختهای رگرسیونی Classification and Regression Trees (CART) می‌باشد. روش دیگر تکنیکهای تقسیم‌بندی بازگشتی Recursive Partitioning Techniques که با رگرسیون ناپارامتری پیوند قوی دارد. روشهای آنالیز تشخیص کلاسیک Classical Discriminant Analysis یک روش استاندارد برای آنالیز این نوع اطلاعات می‌باشد. روش آنالیز تشخیص تغییرپذیری Flexible Discriminant Analysis، که ترکیبی از تکنیکهای رگرسیون ناپارامتری با آنالیز تشخیصی است و طبقه‌بندی با استفاده از Splines که شامل رگرسیون حداقل مربعات Least Squares Regression و Additive Cubic Splines است و روش شبکه‌های عصبی Neural Networks از روشهای بسیار پیشرفته برای آنالیز این نوع داده‌ها است. در این مقاله ویژگیهای مدل رگرسیون لجستیک چند حالتی بررسی شده و از این روش برای مدل‌بندی عوامل مؤثر در انتخاب روشهای پیشگیری از بارداری برای زنان ۴۹-۶۵ ساله همسران استان قم استفاده شده است. متغیر پاسخ دارای توزیع چهار جمله‌ای می‌باشد. سطوح این متغیر عبارت است از هیچ روشی - روشهای قرص - روشهای سنتی و مجموعه سایر روشهایی که زنان برای جلوگیری از بارداری استفاده نموده‌اند. مجموعه‌ای از متغیرهای مستقل که بر این انتخاب مؤثر است، در نظر گرفته شده است و از بین آنها عواملی چون منطقه سکونت - سن فعلی زن - سواد زن - داشتن یا نداشتن سابقه حاملگی و بعد خانوار بر روی انتخابها مؤثر بوده‌اند و متغیرهایی مانند سن شروع قاعدگی و سن اولین ازدواج از نظر آماری معنی‌دار نبوده‌اند.

از دیدار روز افزون جمعیت در حقیقت انفجار جمعیت از مسائل مهم بشر است. عواملی چون کمبود غذا، فضای مناسب در کره زمین... اهمیت این موضوع را دو چندان می‌کند با توجه به وضعیت فیزیولوژیکی انسان و امکان باروری مجدد در مدت زمان نسبتاً کوتاه، استفاده از روشهای غیرطبیعی برای مداخله در روند باروری را ضروری کرده است. روشهای پیشگیری گوناگونی موجود است و انتخاب و استفاده از هر روشی تأثیر خاصی بر روند باروری خواهد داشت. عواملی چون منطقه سکونت، سواد زن، سن در اولین ازدواج و... از فاکتورهای قابل کنترل می‌باشند و با تغییر این فاکتورها می‌توان انتخاب روش پیشگیری را عوض نمود و بعضی از عوامل غیر قابل کنترل در این انتخاب مؤثرند. در این مقاله هدف مدل بندی این عوامل و تأثیر آنها در احتمال انتخاب روش پیشگیری می‌باشد. برای این منظور از مدل رگرسیون لجستیک چندجمله‌ای (چند حالت) *Multinomial (polytomous) logistic regression* استفاده می‌کنیم.

### روش تحقیق و معرفی متغیرها:

در این تحقیق جامعه آماری زنان همسر دار ۴۹-۱۵ ساله استان قم که مشکوک به حاملگی اند و یا حامله نیستند، می‌باشد. اطلاعات مربوط به ۱۲۸۷ زن همسر دار ۴۹-۱۵ ساله به‌عنوان نمونه از جامعه مذکور را که قسمتی از پرسشنامه طرح تحقیقاتی "بررسی شاخصهای بهداشت باروری و تنظیم خانواده در جمهوری اسلامی ایران" می‌باشد، برای تجزیه و تحلیل در نظر گرفته‌ایم. لازم به توضیح است که این طرح توسط معاونت بهداشت، وزارت بهداشت در اردیبهشت ماه ۱۳۷۶ انجام شده است. متغیرهای تحقیق به قرار زیر است:

متغیر وابسته "روش پیشگیری استفاده شده" (Y): روش پیشگیری است که زن برای جلوگیری از بارداری استفاده می‌کند این متغیر در چهار سطح طبقه بندی شده است. این چهار سطح به صورت زیر که گذاری شده‌اند:

- شیخ روش
- ۵ - ...
- ۱ - قرصها ( ترکیبی - پروژسترونی )
- ۲ - روشهای سنتی
- ۳ - مجموعه این روشها (گاندوم - آمپول - IUD - نوردپلانت - وارکتومی و ...)

متغیرهای مستقل :

- ۱ - منطقه سکونت ( $X_1$ ) : ۱ - شهری ۲ - روستایی
- ۲ - تعداد افراد خانوار ( $X_2$ ) :
- ۳ - تابعه حال حامله شدن ( $X_3$ ) : ۱ - بلی ۲ - خیبر
- ۴ - سن شروع قاعدگی ( $X_4$ ) :
- ۵ - سن اولین ازدواج ( $X_5$ ) :
- ۶ - سواد زن ( $X_6$ ) : ۱ - بیسواد یا در حد خواندن ۲ - ابتدایی و راهنمایی
- ۳ - دبیرستان و دیپلم ۴ - دانشگاهی
- ۷ - سن زن ( $X_7$ ) :

با برازش مدل رگرسیون لجستیک چند حالتی به داده‌ها می‌توانیم احتمال انتخاب هر یک از روشها را در جامعه برآورد کنیم. علاوه بر آن نسبت بختها (odds ratio) که برآوردی از خطر نسبی (relative risk) است، را می‌توان محاسبه نمود برای مدل بنندی از نرم افزار Stata استفاده کرده‌ایم.

متدولوژی تحقیق :

آنالیز داده‌های گسسته یکی از مهمترین مباحث آماری می‌باشد که مسائل مربوط به مدل بنندی و طبقه بندی چندگانه مربوط به این قسمت از مباحث آماری می‌باشد در این نوع مسائل  $Y$  متغیر تصادفی کیفی یا  $T$  حالت ممکن به عنوان طبقات در نظر گرفته می‌شود و هدف

پیش‌گوئی  $Y$  براساس بردار تصادفی  $X \in R^m$  می‌باشد. در این تحقیق از مدل رگرسیون لجستیک چندحالتی برای مدل بندی عوامل مؤثر در انتخاب روشهای پیشگیری از باروری برای زنان همسر دار ۴۹-۱۵ ساله استان قم استفاده نموده‌ایم که در این قسمت به معرفی اجمالی مدل و پارامترهای آن و روشهای برآورد آن می‌پردازیم.

فرض کنید متغیر تصادفی  $Y$  دارای  $T+1$  حالت ممکن باشد که برای سادگی با  $0, 1, \dots, T$  شماره گذاری شود بنابراین  $Y \in \{0, 1, \dots, T\}$  که بر خلاف ظاهرش، یک متغیر پاسخ چندمتغیره می‌باشد. برای مشخص شدن این موضوع یک برداری از متغیره‌های ظاهر  $Y \in \{y_0, \dots, y_T\}$  با مؤلفه‌های زیر را در نظر می‌گیریم.

$$y_T = \begin{cases} 1 & y = r \\ 0 & r = 0, \dots, T \end{cases}$$

بنابراین  $y = (0, \dots, 1, \dots, 0)$  است  $y = r \Leftrightarrow$

اگر  $n$  تکرار مستقل داشته باشیم، تعداد دفعات تکرار هر یک از طبقات در  $n$  آزمایش مستقل،

بردار مجموعه بسا مؤلفه عمومی  $y = \sum_{i=1}^n Y_i$  می‌باشد. بنابراین

بردار  $Y = (\sum_{i=1}^n y_{0i}, \dots, \sum_{i=1}^n y_{Ti})$  است. که این بردار دارای توزیع

چندجمله‌ای با تابع چگالی

$$P[Y=(n_0, \dots, n_T)] = \frac{n!}{n_0! n_1! \dots n_T!} \pi_0^{n_0} \pi_1^{n_1} \dots \pi_T^{n_T}$$

می‌باشد که در آن  $\sum_{r=0}^T \pi_r(x) = 1$  و  $\sum_{i=1}^n n_i = n$  و  $\pi_r = Pr(Y_i=r)$

و  $r = 0, \dots, T$  است زمانی که متغیر پاسخ دارای  $T+1$  حالت است به

تعداد  $(T+1)$  جمله از پاسخها برای ساختن مدل لجیت‌ها خواهیم داشت. اگر  $T$  تابع

لجیت طبقه - مرجع (Baseline-category logit) را مشخص بکنیم، سایر لجیت‌ها

قابل استنباط هستند. اگر  $X$  یک بردار  $P+1$  بعدی از متغیره‌های مستقل با  $X_0 = 1$  برای برآورد

مقدار ثابت باشند و اگر طبقه مرجع را به  $Y = 0$  نمایش دهیم. فرم کلی  $T$  تابع لجیت بد قرار زیر است:

$$g(r) = \ln \left[ \frac{p(Y=r/x)}{p(Y=0/x)} \right] = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_p x_p = (r, x')\beta, \quad r = 0, \dots, T$$

و فرم کلی احتمال شرطی در مدل با پاسخ چند جمله‌ای عبارت است از:

$$\pi_r(x) = P[Y=r|x] = \frac{e^{g(r)}}{\sum_{k=0}^T e^{g(k)}} \quad r = 0, \dots, T$$

که هر تابع احتمال دارای بردار پارامتری  $(P+1) \times T$  بعدی و  $\beta_0 = 0$  و  $\beta_1 = 0$  و  $\beta_2 = 0$  و ... و  $\beta_T = 0$  می‌باشد.

برای برآورد پارامترها از روش حداکثر درستنمایی استفاده می‌کنیم. تابع درست‌نمایی برای یک نمونه تصادفی  $n$  تایی عبارت است از:

$$l(\beta) = \prod_{i=1}^n \left[ \pi_0(x_i)^{y_{i1}} \pi_1(x_i)^{y_{i2}} \dots \pi_T(x_i)^{y_{iT}} \right]$$

که در آن نشان دهنده مقدار  $y_{ij}$  برای مشاهده  $i$ ام و  $\pi_j(x_i)$  نشان دهنده مقدار احتمال برای مشاهده  $i$ ام که  $j = 1, \dots, T$  می‌باشد و همچنین به ازاء هر  $i$  می‌باشد.

برای بدست آوردن برآوردهای حداکثر درست‌نمایی پارامترها از لگاریتم تابع درست‌نمایی نسبت به پارامترها مشتق مرتبه اول می‌گیریم که  $(P+1) \times T$  معادله درست‌نمایی خواهیم داشت. فرم کلی این معادلات عبارت است از:

$$\frac{\partial L(\beta)}{\partial \beta_{jk}} = \sum_{i=1}^n x_{ij} (y_{ij} - \pi_{ij}) \quad k=0,1,\dots,p \quad j=1,\dots,T$$

که در آن  $L(\beta) = \ln [l(\beta)]$  و  $\pi_{ji} = \pi_{ji}(x_{ji})$  می باشد و در هر جهت  $x_{ji} = 1$  است. برای حیل معادلات همزمان از روشهای معادله‌بندی تکرار، مثلاً نیوتن - رافسون استفاده می‌شود.

فرم کلی مؤلفه‌های ماتریس حاصل از مشتقات جزئی مرتبه دوم به صورت زیر است:

$$\frac{\partial^2 L(\beta)}{\partial \beta_{jk} \partial \beta_{ik}} = \sum_{i=1}^n x_{ki} x_{ji} \pi_{ji} (1 - \pi_{ji})$$

$$\frac{\partial^2 L(\beta)}{\partial \beta_{jk} \partial \beta_{jl}} = \sum_{i=1}^n x_{ki} x_{li} \pi_{ji} \pi_{jl}$$

که در آن  $j, l = 1, \dots, T$  و  $k, l = 0, 1, \dots, P$  می باشد.

ماتریس اطلاع  $I(\hat{\beta})$ ، ماتریس  $T(p+1) \times T(p+1)$  بعدی است که مؤلفه‌های آن منفی مفادیر برآورد شده حاصل از ماتریس مشتقات جزئی است و ماتریس کوواریانس مجانبی مدلهای لجیت تعمیم یافته از وارون ماتریس اطلاع حاصل از برآوردهای حداکثر درست‌نمایی بدست می‌آید.

$$\Sigma(\beta) = I^{-1}(\beta)$$

اساس کار برای انتخاب متغیر استفاده از آماره انحراف (Deviance) می باشد.

$$D = -2 \ln [ \text{درست‌نمایی مدل اشباع شده} / \text{درست‌نمایی مدل مورد بررسی} ]$$

برای تعیین معنی داری متغیر مستقل، مقدار  $D$  را در مدلی که شامل متغیر است و مدلی که شامل متغیر مذکور نیست با یکدیگر مقایسه می‌کنیم.

$$G = D - D_0 \quad (\text{مدل شامل متغیر مستقل}) - (\text{مدل بدون متغیر مستقل})$$

$$= -2 \ln [ \text{درست‌نمایی مدل شامل متغیر} / \text{درست‌نمایی مدل بدون متغیر} ]$$

آماره  $G$  داری توزیع خبی دو با  $m$  درجه آزادی است.

$$m = (\text{درجه آزادی مدل شامل متغیر}) - (\text{درجه آزادی مدل بدون متغیر})$$

یافته‌های تحقیق:

ابتدا مدل لجستیک چهار حالته برازش شده را معرفی می‌کنیم و سپس به بررسی اثرات متغیرهای مستقل بر روی انتخاب زنان می‌پردازیم. انتخاب مدل نهایی براساس روش گام به گام با  $P_E = 0.15$  و  $P_R = 0.1$  می‌باشد که برای متغیرهای پیوسته خطی بودن آنها در لجیت‌ها بررسی شده است. برآورد پارامترهای مدل و خطر نسبی و خطای استاندارد آن و آماره والد به‌قرار زیر است.

Multinomial regression number of obs = 1287

1.x1 Ix1\_1-2 (naturally coded; Ix1\_1 omitted)  
 1.x6 Ix6\_1-4 (naturally coded; Ix6\_1 omitted)  
 1.x8 Ix8\_1-2 (naturally coded; Ix8\_1 omitted)  
 1.x2\*x7 Ixx7\_# (coded as above)

---

	y	Coef.	Std. Err.	RRR	Std. Err.	z	P> z
1							
	Ix1_2	-.1294581	.0020296	.8812111	.1786123	-2.624	0.533
	Ix6_2	.6782886	.2434472	1.870503	.4836544	2.763	0.006
	Ix6_3	.6013354	.3598212	1.824066	.6546746	1.875	0.094
	Ix6_4	1.945553	.7814540	6.999598	4.35179	2.494	0.019
	x2	.3752077	.0852646	1.455294	.0949792	5.749	0.000
	Ix3_2	-6.486546	2.039587	.0015238	.0031994	-5.099	0.002
	x7	-.1178914	.0150684	.8857926	.0134105	-7.813	0.000
	Ixx7_2	.1501434	.0566852	1.162001	.0777324	2.244	0.025
	_cons	1.524717	.5967093			2.555	0.011
2							
	Ix1_2	-.705811	.182584	.4938068	.0931241	-3.742	0.000
	Ix6_2	.9965259	.2282361	2.706855	.6184208	4.365	0.000
	Ix6_3	1.43866	.3161895	4.094563	1.302848	4.430	0.000
	Ix6_4	2.09021	.7848134	7.789535	6.095336	2.613	0.009
	x2	.1721262	.0590985	1.187828	.0701525	2.914	0.004
	Ix3_2	3.863855	3.158786	59.00357	123.0082	1.182	0.245
	x7	-.0482411	.012284	.852904	.0117055	-3.927	0.000
	Ixx7_2	-.0367965	.1608038	.7432024	.1135098	-1.846	0.065
	_cons	.7090969	.1545427			1.277	0.202
3							
	Ix1_2	-.3783273	.1816085	.6843777	.1246521	-2.072	0.038
	Ix6_2	.8300459	.2144278	2.293424	.4917734	3.671	0.000
	Ix6_3	1.282083	.3165563	3.552866	1.125353	3.162	0.000
	Ix6_4	1.927798	.7121867	6.874358	5.315023	2.495	0.013
	x2	.506259	.0869314	1.655073	.0938225	8.952	0.000
	Ix3_2	-5.040265	1.775785	.0084203	.0113985	-2.943	0.004
	x7	-.0563252	.0124049	.8453317	.0117256	-4.541	0.000
	Ixx7_2	.1127029	.0592071	1.119239	.0619051	2.038	0.042
	_cons	-.6851857	.5305813			-1.274	0.203

(reference category is the comparison group)

در این مدل زمانی که هیچ روش پیشگیری را استفاده نمی کنند (سطح صفر) به عنوان طبقه مرجع در نظر گرفته شده است و سه تابع لجیت به ازاء سه سطح دیگر متغیر پاسخ خواهیم داشت. با توجه به فرآیند مدلسازی گام به گام، به ترتیب اثرات اصلی متغیرهای منطقه سکونت، تعداد افراد خانوار، سواد زن، وارد مدل شده است و متغیرهای سن زن و داشتن سابقه حاملگی با اثر متقابل مرتبه دوم وارد مدل شده است. متغیرهای سن اولین ازدواج و سن اولین قاعدگی ارتباط خطی با لجیت ها نداشته است.

حال به بررسی اثرات هر یک از متغیرهای مستقل و نسبت های بخت آنها می پردازیم.

#### - منطقه سکونت : ( $X_1$ )

نتایج نشان می دهد که شانس استفاده از روشهای قرصی به هیچ روش در زنان روستایی نسبت به همین شانس در زنان شهری همسر داری ۴۹-۱۵ ساله که مشکوک به حاملگی اند یا حامله نیستند در استان قم ۸۸٪ می باشد که یا اطمینان ۹۵٪ این تفاوت معنی داری در این بخت ها دیده نمی شود. شانس استفاده از روشهای سنتی به هیچ روشی برای زنان روستایی نسبت به زنان شهری فوق ۴۹٪ است و شانس استفاده از مجموعه سایر روشها به هیچ روش برای زنان روستایی نسبت به زنان شهری مذکور ۶۸۴٪ است که در دو مورد اخیر تفاوت معنی داری در بختهای آنها دیده می شود. بد عبارت کلی شانس استفاده از هر یک از روشهای پیشگیری زنان روستایی نسبت به زنان شهری در جامعه مذکور کمتر است.

#### - سواد زن : ( $X_2$ )

طبق تعریف قبلی سواد زن به چهار گروه تقسیم شده است. بنابراین سه ضریب برای مقایسه هر سطح از سواد با سطح مرجع خود به ازاء هر لجیت خواهیم داشت. در حقیقت ۹ نسبت

بین زنان همسر دار ۴۹-۱۵ ساله مشکوک به حاملگی اند یا حامله نیستند و سواد ابتدایی یا راهنمایی دارند. در استان قم نسبت به زنان بی سواد یا در حد خواندن جامعه مذکور ۱/۹۷ می باشد و این نسبت شانس برای زنان با سطح سواد دبیرستان و دیپلم ۱/۸۲ و زنان دانشگاهی ۶/۹۹ می باشد. این شانس برای استفاده از روشهای سنتی به هیچ روش در جامعه فوق برای زنان دارای سواد ابتدایی یا راهنمایی نسبت به زنان بی سواد یا در حد خواندن ۲/۷۱ می باشد. برای زنان با سطح سواد دبیرستان و دیپلم و زنان دانشگاهی به ترتیب مقدار این نسبت برابر ۴/۰۹ و ۷/۷۷ است.

همچنین نسبت شانس استفاده از مجموعه سایر روشها به هیچ روش در جامعه فوق برای زنان دارای سواد ابتدایی یا راهنمایی نسبت به زنان بی سواد یا در حد خواندن ۲/۲۹ برای زنان دبیرستانی و دیپلم ۲/۵۳ و زنان دانشگاهی ۶/۸۷ می باشد.

-- تعداد افراد خانوار: ( $X_7$ )

تعداد افراد خانوار به عنوان متغیر پیوسته در نظر گرفته شده است. نتایج نشان می دهد که با افزایش C واحد به تعداد افراد خانوار نسبت بخت استفاده از قرصها برای زنان همسر دار ۴۹-۱۵ ساله استان قم که مشکوک به حاملگی اند و یا حامله نیستند به زنانی که هیچ روش را استفاده نمی کنند به اندازه  $\text{Exp}[0.375 \times C]$  افزایش پیدا می کند این نسبت برای زنانی که از روشهای سنتی استفاده می کنند  $\text{Exp}[0.172 \times C]$  و زنانی که از مجموعه سایر روشها استفاده کرده اند  $\text{Exp}[0.506 \times C]$  افزایش دارد. بنابراین با افزایش فاصله تعداد افراد خانوارها نسبت شانس استفاده از روشها افزایش پیدا می کند این شانس برای استفاده از روشهای قرص و مجموعه سایر روشها نسبت به روشهای نسبی بیشتر می باشد.

-- سن مادر ( $X_8$ ) و داشتن سابقه حاملگی ( $X_9$ ):

بین سن مادر و داشتن سابقه حاملگی اثر متقابل مشاهده شد. سن به عنوان متغیر پیوسته

در نظر گرفته شده است و ارتباط خطی آن در حضور داشتن سابقه حاملگی بر روی لجبیت ها بررسی می شود. در جدول زیر مقادیر نسبت بختهای انتخاب هر روش پیشگیری برای زنانی که تا بحال حامله نشده اند به زنانی که سابقه حاملگی داشتند به ازاء سنین مستخلف مادر، و فاصله اطمینان آنها آمده است.

لجبیت	سن مادر	نسبت بختهای برآورده شده	خطای استاندارد شده برای تفاضل لجبیت ها	فاصله اطمینان
۱	۱۵	۰/۰۱۴	۱/۱۷	(۰/۰۰۱ و ۰/۱۴)
	۲۰	۰/۰۳۱	۰/۹۰	(۰/۰۰۵ و ۰/۱۸)
	۳۰	۰/۱۴	۰/۵۹	(۰/۰۴ و ۰/۲۵)
	۳۵	۰/۲۹	۰/۶۷	(۰/۰۸ و ۱/۰۸)
	۴۰	۰/۶۱	۰/۸۸	(۰/۱۱ و ۳/۴۲)
	۴۵	۱/۳	۱/۱۶	(۰/۱۳ و ۱۲/۶)
۲	۱۵	۰/۲۳	۱/۸۸	(۰/۰۸ و ۲/۴)
	۲۰	۰/۰۹۶	۰/۵۶	(۰/۰۳ و ۰/۲۹)
	۳۰	۰/۰۰۵	۱/۸۱	(۰/۰۰ و ۰/۱۷)
	۳۵	۰/۰۰۱	۲/۵۹	(۰/۰۰ و ۰/۱۶)
	۴۰	۰/۰۰۱	۳/۳۸	(۰/۰۰ و ۰/۷۵)
	۴۵	۰/۰۰۱	۴/۱۸	(۰/۰۰ و ۳/۶۱)
۳	۱۵	۰/۰۳۵	۰/۹۹	(۰/۰۰۵ و ۰/۲۴)
	۲۰	۰/۰۶۱	۰/۷۵	(۰/۰۱۴ و ۰/۲۶۵)
	۳۰	۰/۱۹	۰/۴۲	(۰/۰۸ و ۰/۴۳)
	۳۵	۰/۳۳۵	۰/۴۵	(۰/۱۴ و ۰/۸۱)
	۴۰	۰/۵۹	۰/۶۳	(۰/۱۷ و ۲/۰۳)
	۴۵	۱/۰۴	۰/۸۵	(۰/۲۰ و ۵/۵)

نتایج نشان می‌دهد که در بین زنان ۱۵ ساله همسر دار استان قم نسبت شانس استفاده از روشهای سنتی به هیچ روش تفاوت معنی داری در بین زنانی که حاملگی نداشته‌اند نسبت به زنانی که حاملگی داشته‌اند وجود ندارد.

برای زنان ۲۵ ساله و بیشتر شانس استفاده از روشهای قرص نسبت به هیچ روشی در بین زنانی که سابقه حاملگی نداشته‌اند نسبت به زنانی که حامله شده‌اند تفاوت معنی داری وجود ندارد.

برای زنان ۴۰ ساله و بیشتر شانس استفاده از روشهای سنتی و مجموعه سایر روشها نسبت به هیچ روش تفاوت معنی داری در بین زنانی که سابقه حاملگی نداشته‌اند نسبت به زنانی که تاکنون حامله شده‌اند، وجود ندارد.

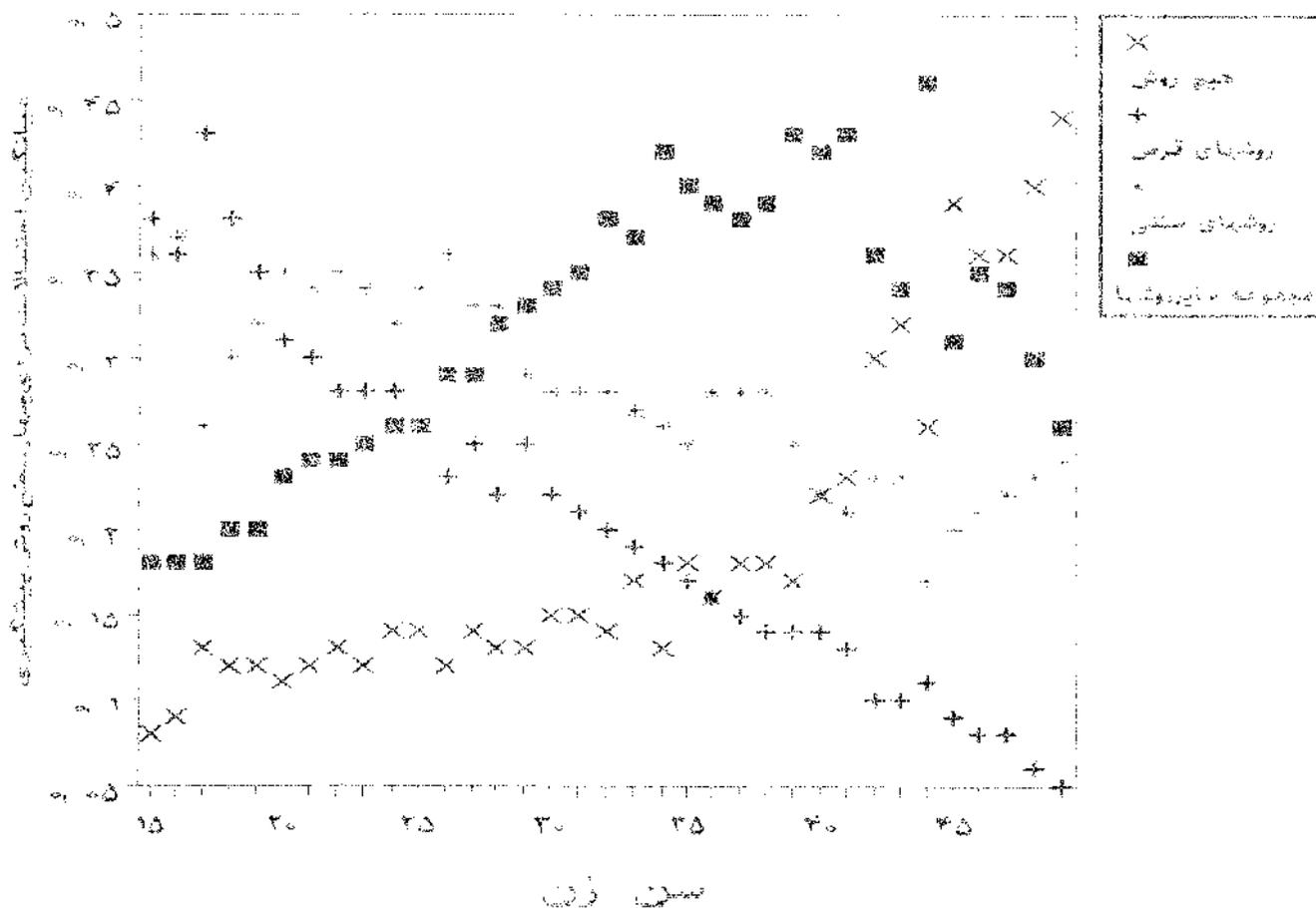
برای سایر گروههای سنی (حدوداً گروههای سنی ۱۶ تا ۴۰ ساله) تفاوت معنی داری در شانس استفاده از هر یک از روشهای پیشگیری به عدم استفاده آن در بین زنانی که سابقه حاملگی نداشته‌اند به زنانی که تاکنون حامله شده‌اند، وجود دارد.

در تمام موارد زنانی که حامله نشده‌اند شانس کمتری برای استفاده از روشهای پیشگیری نسبت به عدم استفاده از آن به زنانی که حامله شده‌اند دارند. به عبارت دیگر زنانی که حامله شده‌اند تمایل بیشتری به استفاده از روشهای پیشگیری نسبت به زنانی که حامله نشده‌اند دارند.

تفسیر ضرایب و نتایج مدل لجستیک چند جمله‌ای به علت وجود معادلات چندگانه تا حدودی مشکل می‌باشد. برای اینکه نتایج فوری‌تر شود، میانگین احتمالات پیش‌گویی برآورد شده برای چهار سطح روشهای پیشگیری استفاده شده برای زنان به تفکیک داشتن یا نداشتن سابقه حاملگی و برحسب سنین مختلف زنان ۱۵-۴۹ ساله همسر دار استان قم را محاسبه کرده و در نمودارهای ۱-۱ و ۱-۲ نمایش داده‌ایم.

نمودار ۱ - میانگین احتمالات پیش‌گویی برآورد شده برای چهار سطح روش پیشگیری

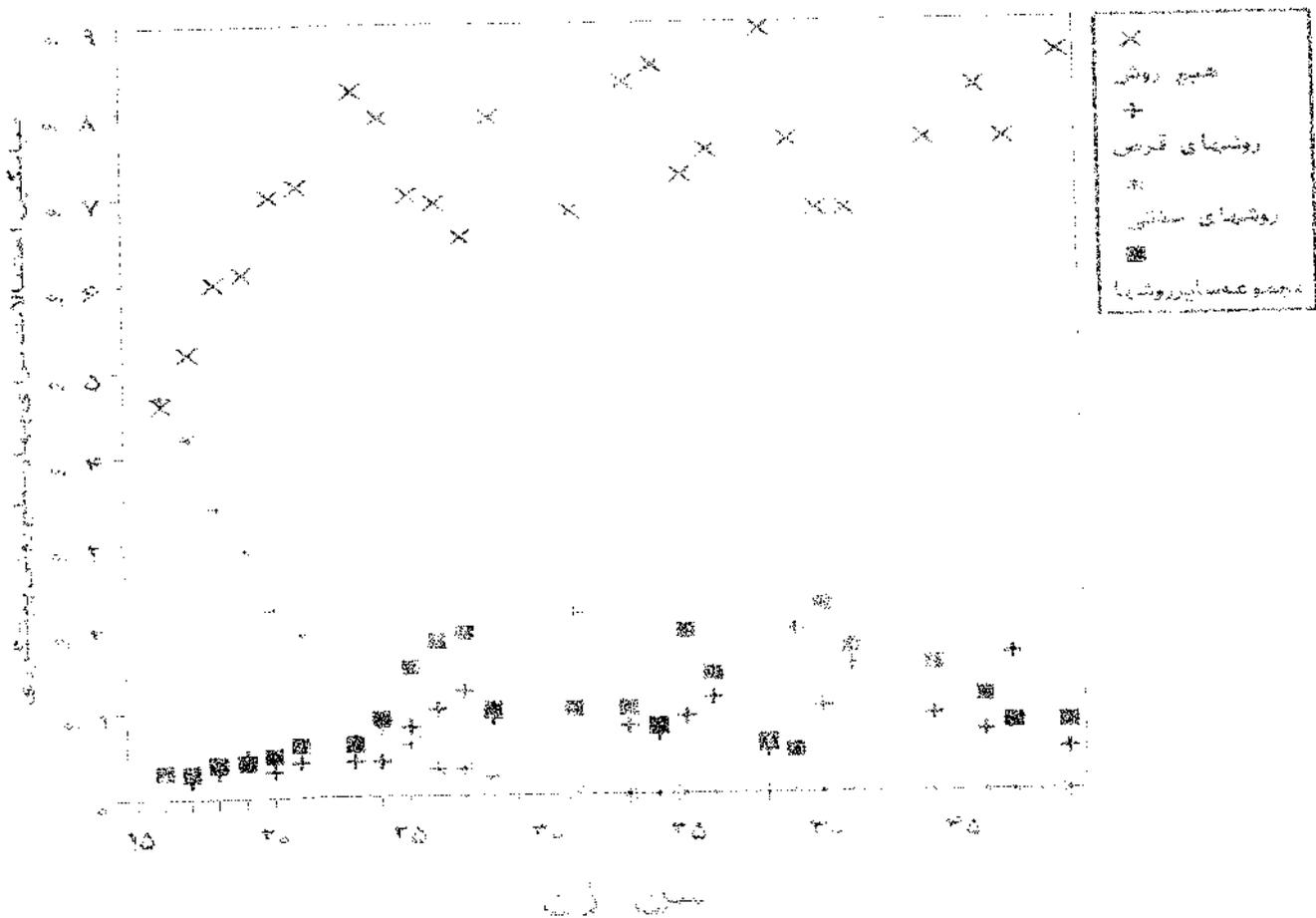
برای زنانی که سابقه حاملگی داشته‌اند برحسب سن زن



در اینجا میانگین احتمال استفاده از هر یک از روشهای پیشگیری را برای زنانی که سابقه حاملگی داشته‌اند در نظر گرفته‌ایم که در کل احتمال هیچ روش برای این زنان خیلی کم است. با دقت در نمودار خواهید دید که در سنین پایین تا حدود ۳۰ سالگی اکثرآ از روشهای قرص و سستی به منظور پیشگیری استفاده می‌کنند و از این به بعد استفاده از سایر روشها زیاد می‌باشد. یکی از دلایل این تغییرات می‌تواند پایین بودن ضریب شکست مجموعه سایر روشها است و با افزایش سن زن تصمیم برای حامله نشدن افزایش پیدا می‌کند.

نمودار ۱-۲ - میانگین احتمالان، پیش گویی برآورد شده برای چهار سطح روش پیشگیری استفاده شده

برای زنانی که سابقه حاملگی ندارند، بر حسب سن زن



نمودار نشان می دهد که برای زنانی که سابقه حاملگی نداشته اند احتمال استفاده از روشهای قرض و مجموعه سایر روشها خیلی کم می باشد.

در مورد روش سنتی تا حدود ۲۳ سالگی احتمال تشابه این روش تقریباً وجود دارد ولی بعد از این سن این روش بی تاثیر می شود و روند کاهش شدیدی را نشان می دهد.

بنابراین می توان گفت که در کل زنانی که تا به حال حامله نشده اند با احتمال خیلی زیادی از هیچ روشی را برای جلوگیری از بارداری استفاده نمی کنند و این احتمال یک روند افزایشی را با بالا رفتن سن زن دارد.

- Agresti , Alan , ( 1990 ) , Categorical data analysis , John Willey & Sons, USA .
- Becher, Heiko , ( 1991 ) . Alternative parameterization of polychotomous models : theory and application to matched case - control studies , statistics in medicine , Vol.10 , PP 375-385 .
- Begg . Cline , Gray . Robert , ( 1984 ) , Calculation of polychotomous logistic regression parameters using individualized regression , biometrika , 71 , 1 , PP 11-18 .
- David , W. Hosmer , Jr, Stanley , Lemshow , ( 1989 ) , Applied logistic regression , John Willey & Sons .
- Glonek . G . F. V, McCullagh . P, ( 1995) , Multivariate logistic models , J.R.Statist . Soc , B, no. 3 , PP 533 - 546 .
- Jobson , J.D, ( 1992 ) , Applied Multivariate data analysis , Springer , volume II .
- Kooperberg . Charles , Bose . Smarajit and J. Stone Charles (1997 ) , polychotomous regression . JASA , Vol. 92 , No . 437 , PP 117-127 .
- Liang . Kung-ye , Zeger . Scott . L. Qaqish . Bahjat , ( 1992 ) , Multivariate regression analysis for categorical data , J.R. Statist , Soc, B, 54 , no.1 , PP 3-40 .
- McCullagh . P, and Nelder , J.A, ( 1989 ) , Generalized Linear models , 2nd edn , London , Chapman and Hall .
- Reference Manual Release 4 Stata , volume three .

# استفاده از روش Spline در محاسبه جداول عمر پیوسته

عبدالرضا رجایی فرد ، حسین اکبری

دانشگاه علوم پزشکی شیراز، گروه آمار زیستی

## چکیده

مقاله حاضر با تعمیم جداول عمر معمولی، جداول عمری محاسبه می‌کند که علاوه بر اینکه می‌تواند توابع جدول عمر را در هر نقطه سنی و با فاصله سنی محاسبه کند، قادر است دو تابع مهم، تابع چگالی مرگ (death density function) و تابع مرگ و میر لحظه‌ای (force of mortality) را نیز محاسبه کند.

بطور کلی، این روش سن را به عنوان یک متغیر پیوسته در نظر می‌گیرد. در هر نقطه سنی جمعیت بازمانده ( $l_x$ ) از تابع پیوسته‌ای تبعیت می‌کند که دارای خواص زیر می‌باشد.

الف) در فاصله  $[x_i, x_{i+1}]$  یک جمله‌ای حداکثر درجه ۳ می‌باشد.  $S(x) = \text{cubic spline}$   
ب) مشتقات اول و دوم این تابع پیوسته است.

ج) مقدار تابع در نقاط  $x_0, x_1, x_2, \dots$  برای جمعیت بازمانده ( $l_x$ ) می‌باشد.  $S(x) = l(x_i) = l_i$   
شرط اساسی برای هموار سازی (smoothing) این منحنی‌ها به صورت:

$$S'_{i-1}(x_i) = S'_i(x_i)$$

$$S''_{i-1}(x_i) = S''_i(x_i)$$

با داشتن منحنی  $S(x) = a.x^3 + b.x^2 + c.x + d$  و شروط فوق منحنی بازماندگی ( $l_x$ ) را برای کل فضای سنی می‌توان بدست آورد. و برای بستن جداول عمر از قانون مرگ گامپرت (Gompert's mortality law) استفاده شده است.

## جدول عمر و امید زندگی:

امید زندگی برای سن و جنس معین برابر میانگین سالهایی است که انتظار می رود یک نفر از گروه سنی و جنس مورد نظر طی سالهای آینده زنده بماند البته به فرض اینکه احتمال مرگ در سالهای آتی همانند سال مورد مطالعه باشد. نقش اصلی و اساسی جدول عمر نشان دادن چگونگی تغییرات جمعیت تحت تاثیر سطح مرگ و میر موجود می باشد. بنابراین مناسب تر خواهد بود که این تغییرات جمعیت بجای آنکه برای کلیه افراد جامعه اعمال گردد، با همان قانون مرگ و میر در جزء درجاءند: برای عمده «شخصی مثلاً» ۱۰۰/۱۰۰۰ نفر عرضه شود.

با این تمهید (مفروض داشتن عمده ای مشخص) می توان جدول عمر را مستقل از تغییر تعداد افراد جامعه، تهیه نمود.

روشهای مختلفی در ساختن جدول عمر خلاصه شده و کامل در تهیه جدول عمر بساری (Current life table) استفاده شده است که نقص اساسی آنها فقدان روش دقیقی برای برآورد توابع جدول عمر می باشد. در این بحث مفهوم یک نوع جدول عمر پیوسته را به عنوان تعمیم جدول عمر گسسته (خلاصه شده) معرفی می کنیم. جدول عمری که با این شیوه محاسبه می شود دو مزیت عمده خواهد داشت. الف- این نوع جدول عمریما اجازه می دهد توابع مفید دیگری مانند تابع چگالی مرگ، تابع خطر یا تابع مرگ و میر لحظه ای را که در یک جدول عمر معدولی قابل محاسبه نمی باشد، محاسبه کنیم. ب- با داشتن این نوع جدول عمر قادریم توابع جدول عمر را در هر نقطه سنی و با فاصله سنی محاسبه کنیم.

## ۲- روش کار

- محاسبه توابع جدول عمر:

اگر متغیر تصادفی پیوسته سن ( $X$ ) در فاصله  $(0, \omega)$  تعریف شود برای آن یک تابع چگالی وجود دارد که می تواند موجب تولید و یا پیدایش مجموعه ای از توابع در فاصله  $(0, \omega)$  باشد. قبل از محاسبه توابع جدول عمر به بیان بعضی توابع می پردازیم.

الف-  $f(x)$  یک مقدار احتمالی مثبت است که معمولاً ۱۰۰/۱۰۰۰ در نظر می گیرند.

ب- احتمال اینکه شخصی پس از سن  $x$  زنده بماند،  $(P_x)$ :

$$S_x(x) = 1 - F_x(x) = P(X > x) \quad (1)$$

ج- احتمال اینکه شخصی در گروه سنی  $[x_i, x_{i+1})$  بسیرد  $(q_i)$  :

$$q_i = P(X < x_{i+1} | X > x_i) \quad (2)$$

تابع مرگ و میر لحظه ای به صورت

$$h(x) = \frac{f(x)}{S(x)} \quad (3)$$

همین طور با توجه به رابطه (3) خواهیم داشت

$$h(x) = \frac{\frac{d}{dx} F_v(x)}{1 - F_v(x)} \quad (4)$$

با گرفتن انتگرال از طرفین رابطه (4) خواهیم داشت:

$$S_x(x) = e^{-\int_0^x h(x) dx} \quad (5)$$

توابع جدول عمر:

۱- تابع بازماندگی (Survivorship function) : تعداد بازمانده ها در سن  $X$  در یک همگروه فرضی

(hypothetical cohort) به اندازه  $l(0)$  :

$$l(x) = l(0)P(X > x) = l(0)S_x(x) \quad (6)$$

۲- احتمال مرگ در گروه سنی  $i$  :

$$\ln(1 - q_i) = -\lambda_i \left( M_i + \frac{A_i B_i}{P_{12}} \right) \quad (7)$$

که در آن  $\lambda_i = x_{i+1} - x_i$  جمعیت در گروههای سنی سال سرشماری است.  $A_i$  و  $B_i$  نیز در مبحث بعدی توضیح داده خواهد شد.

۳- تعداد مرگ در جدول عمر (life table death) : تعداد مرگهای جدول عمر در فاصله سنی  $[x_i, x_{i+1})$  در یک همگروه فرضی به اندازه  $l(0)$ .

$$d[x_i, x_{i+1}] = l(0)P(x_i < X < x_{i+1}) = l(x_i) - l(x_{i+1}) \quad (8)$$

۴- تابع چگالی مرگ (death density function) : احتمال مرگ در سن  $x$  در واحد زمان:

$$f(x) = \lim_{\Delta x \rightarrow 0} \left[ \frac{P(x < X < x + \Delta x)}{\Delta x} \right] = \frac{l'(x)}{l_0} \quad (9)$$

این تابع مختص جدول عمر پیوسته است و هیچگونه تغییری در جدول عمر معمولی ندارد.  
 ۵- تابع میزان خطر (hazard rate function): احتمال لحظه ای مرگ در سن  $x$

$$h(x) = \lim_{\Delta x \rightarrow 0} \left[ \frac{P(X \leq x + \Delta x | X > x)}{\Delta x} \right] = \frac{l'(x)}{l(x)} \quad (10)$$

۶- جمعیت ایست (Stationary Population): تعداد شخص سالهایی که در فاصله سنی  $(x, y]$  زندگی می کنند.

$$L[x, y] = l(0) \int_x^y p(x > u) du = \int_x^y l(v) dv \quad (11)$$

۷- کل شخص سالهایی که بعد از سن  $x$  عمر کرده اند (Persons years above age  $x$ )

$$T(x) = l(x) \int_x^{\infty} p(X > u) du = \int_x^{\infty} l(u) du \quad (12)$$

۸- امید زندگی (life expectancy): میانگین سن باقیمانده زندگی برای کسانی که در سن  $x$  زنده بوده اند.

$$e(x) = E(X - x | X > x) = \frac{\int_x^{\infty} p(X > u) du}{p(X > x)} = \frac{T(x)}{l(x)} \quad (13)$$

با داشتن احتمال مرگ  $q_i$  و محاسبه  $l(x_i)$  برای گروههای سنی  $i = 1, 2, \dots, k$  با استفاده از درون یابی (Spline interpolation) می توانیم تابع پیوسته ای برای  $l(x)$  بدست بیاوریم، و با استفاده از مشتق گیری و یا انتگرال، توابع  $T(x)$ ،  $h(x)$ ،  $f(x)$ ،  $L[x, y]$  را بدست آوریم.

روش spline برای گروه سنی صفر سالگی به علت تغییرات شدید مرگ و اختلاف آن با گروه های سنی دیگر و گروه سنی آخر  $l_k = [x_k, w]$  که ناحیه مشخصی را شامل نمی شود، قابل استفاده نمی باشد. گروه سنی صفر سالگی را بر اساس مقدار تجربی محاسبه کرده و گروه سنی آخر را با استفاده از قانون مرگ گامپرت (Gompertz Mortality law) بدست می آوریم.

تبدیل  $M_i$  به  $q_i$

یکی از مهمترین مشکلات ساختن جدول عمر تبدیل میزانهای مرگ و میر ویژه گروههای سنی ( $M_i$ ) به احتمالات مرگ متناظر ( $q_i$ ) آن می باشد. روشهای مختلفی برای تبدیل  $M_i$  به  $q_i$  توسط جمعیت شناسان پیشنهاد شده است.

روش مرسوم در جدول عمر معمولی بصورت

$$q_i = \frac{M_i \lambda_i}{1 + M_i \lambda_i (1 - a_i)} \quad (14)$$

که در آن  $x_{i-1} - x_i = \lambda_i$  و  $a_i$  نسبت سالهای زندگی برای افرادی که در گروه سنی  $x_i$  تا  $x_{i+1}$  فوت کرده اند می باشد و به توزیع مرگ در آن گروه سنی بستگی دارد. معمولاً بجز دو گروه سنی اول برای بقیه گروههای سنی توزیع مرگ و میر را در طول یک سال بکنواخت فرض کرده و  $a_i = 0.5$  را در نظر می گیرند. روشهای دیگری براساس توزیع پیوسته تابع چگالی مرگ ارائه شده است. تمام این روش ها براساس محاسبه انتگرال های زیر انجام شده است.

$$M_i = \frac{\int_{x_i}^{\infty} n(x) h(x) dx}{p_i} \quad (15)$$

$$\ln(1 - q_i) = - \int_{x_i}^{\infty} h(x) dx \quad (16)$$

در معادله (15)  $n(x)$  چگالی جمعیت بوده و صورت معادله یک میانگین وزنی از تعداد مرگها می باشد و معادله (16) با استفاده از رابطه (5) بدست می آید. معادلات (15) و (16) ارتباط بین احتمال مرگ در هر گروه سنی و میزانهای ویژه سنی مرگ را نمایش می دهد. حل دو معادله فوق به صورت دقیق امکان پذیر نمی باشد. روشهای مختلف تقریب این دو معادله نتایج متفاوتی را برای جدول عمر بدست می دهد. روش نمایی ساده: به فرض ثابت بودن  $n(x)$  در هر فاصله سنی روش ساده ای بدست می آید.

$$\ln(1 - q_i) = - \lambda_i M_i \quad (17)$$

روشهای دیگری توسط جمعیت شناسان منجمه Greville, Reed-Merrell, Keyfitz-Frauenthal و ... پیشنهاد شده که در همگی آنها به مقدار  $\lambda_i M_i$  - مقادیری برای بهبود تقریب اضافه شده است.

اینگونه روش‌های معمولاً برای گروه‌های سنی ابتدایی و انتهایی قابل کاربرد نمی باشد. روشی را که در زیر عنوان می شود علاوه بر اینکه تقریب دقیق تری برای سادلات (۱۵) و (۱۶) می باشد، بهتر می تواند نقاط ابتدایی و انتهایی را پوشش دهد. (Hsieh, J. J. 1991)

از رابطه (۱۶) و تکرار انتگرال گیری به روش جزء به جزء معادله زیر حاصل می شود:

$$\ln(1 - q_i) = -\lambda_i \left( M_i + \frac{A_i B_i}{P_i} \right) \quad i = 1, 2, 3, \dots, k-1 \quad (17)$$

$$\begin{cases} A_1 = (752P_1 - 418P_2 - 162P_3) / 12825 \\ B_1 = (-1120M_1 + 1444M_2 - 324M_3) / 855 \end{cases} \quad i=1 \quad \text{برای} \quad (18)$$

$$\begin{cases} A_i = (9P_{i-1} - 3P_i - 5P_{i+1} - P_{i+2}) / 192 \\ B_i = (-3M_{i-1} - 3M_i + 7M_{i+1} - M_{i+2}) / 8 \end{cases} \quad i=2, \dots, k-3 \quad \text{برای} \quad (19)$$

$$\begin{cases} A_i = (P_{i-2} + 2P_{i-1} - 3P_i) / 48 \\ B_i = (M_{i-2} - 4M_{i-1} + 3M_i) / 2 \end{cases} \quad i=k-2, k-1 \quad \text{برای} \quad (20)$$

در روابط فوق  $P_i$  جمعیت سال سرشماری و میزان مرگ و میر ویژه سنی آن سال در گروه سنی می باشد. برای گروه سنی آخر احتمال مرگ برابر یک می باشد ( $q_k = 1$ ) و برای گروه سنی صفر سالگی از تقریب  $q_0 = \frac{D_{0+}}{B}$  که تقریب نسبتاً خوبی می باشد استفاده شده است.

در تهیه جدول عمر از اطلاعات سه سال استفاده کرده و میزانهای ویژه سنی مرگ و میر را بصورت:

$$M_i = \frac{\sum D_i}{\sum P_i} \quad (21)$$

استفاده از Spline در ساختن تابع  $l(x)$

فرض می کنیم کل فضای سنی در فاصله  $[0, 17]$  که بیشترین مقدار ممکن طول زندگی است به

$k+1$  گروه تقسیم بندی شده است که طبق تعریف  $I_1 = [x_0, x_1]$  ،  $I_2 = [x_1, x_2]$  ،  $I_k = [x_{k-1}, x_k]$  باشد

برای:

$i=2, \dots, k-1$  مقدار  $\lambda_i = 5$  است و دو گروه دیگر  $\lambda_1 = 4$  ،  $\lambda_0 = 1$  خواهد بود.

جمعیت بازماندگان در هر نقطه را بصورت  $S(x) = l(x) \cdot l(0)$  برای نقاط  $x_i$  که در آن  $i = 0, \dots, k$  می

باشد و شرط  $x_0 < x_1 < \dots < x_k$  برقرار است در نظر می گیریم.

### خواص تابع Cubic Spline

الف- در هر فاصله سنی خاص  $(x_{i-1}, x_i]$  یک چند جمله ای حداکثر از درجه ۳ خواهیم داشت.

$$S(x) = \text{Cubic Polynomial}$$

ب- مشتقات اول و دوم آنها پیوسته می باشد.

$$S'(x), S''(x) \in C^2[x_0, x_n]$$

که  $C^2$  فضایی است که مشتقات اول و دوم در آن پیوسته است.

ج- مقدار تابع  $S(x)$  در نقاط  $x_0, x_1, \dots, x_n$  برابر با جمعیت بازماندگان در آن نقطه است.

$$S(x_i) = f(x_i) = f_i$$

ملاحظه می شود در هر کدام از فاصله های سنی، تابع  $f(x)$  دارای یک فرم درجه ۳ می باشد. حال اگر نمودارمان را هموار کنیم عملاً یک نمودار برای  $S(x)$  در کل فضای سنی خواهیم داشت.

### شروطهای هموار سازی Cubic Spline

$$S_{i+1}(x_i) = S_i(x_i) = f_i$$

۱- شرط پیوستگی در نقاط حدی

$$S'_{i+1}(x_i) = S'_i(x_i)$$

۲- شرط از بین رفتن تیزی در محل تقاطع Spline ها

$$S''_{i+1}(x_i) = S''_i(x_i)$$

۳- شرط تساوی تقعر هر کدام از منحنی ها در محل تقاطع

حال تابع را طبق فرض، حداکثر از درجه ۳ در نظر می گیریم. هدف بر آورد پارامترهای معادله درجه ۳ زیر

می باشد.

$$S(x) = ax^3 + bx^2 + cx + d$$

(۲۲)

باتوجه به فرم ماتریس آنها:

$$\begin{pmatrix} 1 & x & x^2 & x^3 & -S(x) \\ 1 & x_i & x_i^2 & x_i^3 & -S(x_i) = f_i \\ 1 & x_{i+1} & x_{i+1}^2 & x_{i+1}^3 & -f_{i+1} \\ 0 & 1 & 2x_i & 3x_i^2 & -s_i \\ 0 & 1 & 2x_{i+1} & 3x_{i+1}^2 & -s_{i+1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} d \\ c \\ b \\ a \\ l \end{pmatrix} = 0$$

شرط وجود جواب در معادله فوق این است که دترمینان ماتریس برابر صفر باشد. باحل معادله:  $|A| = 0$  به

نتیجه زیر می رسیم:

$$S(x) = I(x) = s_i \frac{(x_{i+1} - x)^2 (x - x_i)}{\lambda_i^2} - s_{i+1} \frac{(x - x_i)^2 (x_{i+1} - x)}{\lambda_i^2} \quad (23)$$

$$+ l_i \frac{(x_{i+1} - x)^2 [2(x - x_i) + \lambda_i]}{\lambda_i^3} + l_{i+1} \frac{(x - x_i)^2 [2(x_{i+1} - x) + \lambda_i]}{\lambda_i^3}$$

در معادله (۲۳) همه مقادیر بجز شیبهای  $s_i, s_{i+1}$  معلوم می باشد. برای بدست آوردن  $s_i, s_{i+1}$  از رابطه (۲۳) دوبار مشتق می گیریم.

$$S'_i(x_i) = \frac{-4s_i}{\lambda_i} - \frac{2s_{i+1}}{\lambda_i} + \frac{6(l_{i+1} - l_i)}{\lambda_i^2} \quad (24)$$

$$S'_{i+1}(x_i) = \frac{2s_{i+1}}{\lambda_{i+1}} + \frac{4s_i}{\lambda_{i+1}} - \frac{6(l_i - l_{i+1})}{\lambda_{i+1}^2} \quad (25)$$

از تساوی روابط (۲۴) و (۲۵) طبق شرط هموار سازی خواهیم داشت:

$$\lambda_i s_{i+1} + 2(\lambda_i + \lambda_{i+1})s_i + \lambda_{i+1} s_{i+1} = \lambda_i \left[ \frac{\lambda_{i+1}}{\lambda_i} (l_{i+1} - l_i) + \frac{\lambda_i}{\lambda_{i+1}} (l_i - l_{i+1}) \right] \quad (26)$$

با داشتن معادله (۲۶) ملاحظه می شود که  $k-1$  معادله با  $k+1$  مجهول در اختیار داریم که احتیاج به برآورد دو تا از شیبهای انتهایی  $s_0, s_k$  داریم.

برای محاسبه شیب  $s_0$  از تقریب  $s_0 = 34s_1$  که بصورت تجربی محاسبه شده، استفاده می کنیم (Hsieh, J. J. 1985) و برای محاسبه  $s_k$  از قانون مرگ گاهپرت استفاده می کنیم:

$$h(t) = ae^{-bt} \quad (27)$$

طبق رابطه (۵) داریم:

$$S(x) = e^{-bx} \int_0^{x+\Delta x} e^{bt} dt = e^{-bx} \left( e^{b(x+\Delta x)} - 1 \right) \quad (28)$$

که اگر  $e^{-bx} = R$  ,  $e^{b\Delta x} = C$  در نظر بگیریم، خواهیم داشت:

$$S(x) = R^{-1} R^{e^{bx}} \quad (29)$$

یا استفاده از رابطه (۲۷) و (۵) برای گروه سنی آخر خواهیم داشت:

$$z = x - x_k > 0 \implies x = z + x_k$$

طبق رابطه (۲۸) داریم:

$$S_{x_k}(x) = e^{-\int_{x_k}^x \lambda(t) dt} \quad (20)$$

$$\Rightarrow S_{x_k}(x) = R^{(e^x - 1)e^{x_k}} \quad (21) \quad \text{و چون } x = x + 85 \text{ است، داریم:}$$

$$l(x) = l_k R^{(e^x - 1)e^{x_k}} = l_k R^{e^{x_k}(e^x - 1)} = l_k R^{e^{x_k}} \cdot R^{-e^{x_k} x} \quad (22)$$

معادله (22) را در سه گروه سنی  $k-6, k-3, k$  قرار می دهیم. و بر اساس رابطه (6) پارامترهای معادله (22) را محاسبه می کنیم. که

$$c = \left[ \frac{\ln(l_k / l_{k-6})}{\ln(l_{k-3} / l_{k-6})} \right]^{\frac{1}{15}} \quad (23)$$

$$\ln R = \frac{\ln(l_{k-3})}{e^{30} - e^{25}} \quad (24)$$

می دانیم شیب  $k$  ام بصورت  $S_k = l'(x_k)$  است. پس طبق رابطه (22) برای  $x_k = 85$  داریم.

$$l'(x) = l_k \cdot e^{85} \ln c \ln R \quad (25)$$

که شیب نقاط انتهایی را برای تابع Cubic Spline فراهم می سازد. همینطور خواهیم داشت:

$$T(x_k) = \int_{x_1}^{\infty} l(t) dt = l_k R^{-e^{x_k}} E_1\{-e^{85} \ln R\} / \ln c \quad (26)$$

که با استفاده از جدول ریاضی موجود مقادیر  $E_1(x)$  را بدست آورده و مقدار  $l_k = T(x_k)$  را بدست می آوریم.

با در اختیار داشتن مقادیر  $S_k, S_0$  تمام شیبهای معادله  $l(x)$  موجود بوده و معادله (23) قابل استفاده می باشد.

حال به محاسبه توابع دیگر جدول عمر می پردازیم.

- تابع چگالی مرگ (death density function):

$$f(x_i) = -S_i'(x_i) / l_0 = -s_i / l_0 \quad (27)$$

- تابع خطر (hazard function):  $h(x)$

$$h(x_i) = -S_i'(x_i) / l(x_i) = -s_i / l_i \quad (28)$$

- تابع شخص سالهای زندگی در فاصله  $h$ :

$$L_i = T(x_i) - T(x_{i+1}) = \int_{x_i}^{x_{i+1}} S_i(t) dt \quad (39)$$

$$= \lambda_i(l_i + l_{i+1})/2 + \lambda_i^2(s_i - s_{i+1})/12$$

- تابع کل شخص سالهایی که بیشتر از  $x_i$  عمر کرده اند.

$$T(x) = \int_x^{\infty} l(t) dt = \int_x^{x_1} s_1(t) dt + \int_{x_1}^{\infty} l(t) dt = \sum_{j=1}^{i-1} L_j + T(x_i) \quad (40)$$

که در آن  $T(x_i)$  براساس رابطه (39) محاسبه می شود.

- امید زندگی در سن  $x_i$ :

$$e(x_i) = \frac{T(x_i)}{l_i} \quad (41)$$

لذا تمام متونهای جدول عمر و همچنین روشهای محاسبه آن عنوان شده است حال به ارائه نتایج حاصل از محاسبه جدول عمر می پردازیم.

نتایج:

جدول عمر حاصل برای زنان و مردان شهر شیراز با استفاده از اطلاعات جمعیت حاصل از سرشماری نفوس و مسکن سال ۱۳۷۵ و برآورد جمعیت در سالهای ۱۳۷۴ و ۱۳۷۶ همچنین اطلاعات مرگ و میر شهر شیراز سالهای ۱۳۷۴ تا ۱۳۷۶ ضمیمه شده است.

منابع و مآخذ:

۱- نتایج تفصیلی استان فارس ( ۱۳۷۵ ): سرشماری عمومی نفوس و مسکن، ج ۱. سازمان برنامه و بودجه کل کشور.

2. Hsieh, J.J ( 1991 ): A General Theory of life Table Construction and a Precise Abridge Life Table Method, Canada, University of Toronte. Biom.J. 33( 1991 0 2, 143- 162.

3. Hsieh, J.J ( 1990 ): Construction of Expanded Continuous Life Tables- A Generalization of Abridged and Complete Life table Canada, University of Toronto, Math. Biosci Vol. 103, No.2., 287- 302.

4. Hsieh, J.J ( 1985 ): Construction of Expanded Infant Life Tables, A Method Based on a New Mortality Law. Math. Biosci. 76, 221- 242.

جدول شمار پیوسته مردان شهر شیراز

age	li	qi	di	si	fi	hi	Li	Ti	ei
0	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000
1-4	98500	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000
5-9	97000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000
10-14	95500	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000
15-19	94000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000
20-24	92500	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000
25-29	91000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000
30-34	89500	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000
35-39	88000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000
40-44	86500	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000
45-49	85000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000
50-54	83500	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000
55-59	82000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000
60-64	80500	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000
65-69	79000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000
70-74	77500	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000
75-79	76000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000
80-84	74500	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000
85-89	73000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000
90-94	71500	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000
95-99	70000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000
100+	68500	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000

جدول عمر پوسنه زنان شهر شیراز

age	i	qi	di	si	fi	mi	li	Ti	ei
.	10000	27703	377701	-10217/9	10218	10218	98992	7059028	7059
1-4	95299	20011	492	-306/9	306	318	38591	880095	72/27
5-9	90807	20296	782	-44/9	44	47	17818	5675513	88/82
10-14	95523	20296	202	-18/1	18	20	39793	809199	82/82
15-19	95320	20296	231	-25/2	25	38	47540	8820104	88/85
20-24	92889	20296	587	-111/2	111	117	17280	8144999	81/85
25-29	92302	20296	69	-11/0	11	117	17037	8144999	81/85
30-34	92812	20296	832	-92/9	92	101	82722	8201602	82/88
35-39	92378	20296	782	-125/8	125	135	82722	8201602	82/88
40-44	92293	20296	110	-192/1	192	209	81959	8199952	81/81
45-49	92389	20296	155	-235/2	235	258	82858	8280833	82/81
50-54	89831	20296	290	-42/1	42	51	81813	8180727	81/81
55-59	89922	20296	222	-52/2	52	52	82449	82449	82/82
60-64	87290	20296	715	-101/9	101	111	82722	82722	82/82
65-69	85125	20296	822	-151/1	151	199	82017	82017	82/82
70-74	83781	20296	1175	-222/9	222	321	82017	82017	82/82
75-79	82482	20296	1700	-222/9	222	321	82017	82017	82/82
80-84	80988	20296	2102	-222/9	222	321	82017	82017	82/82
85+	78442	20296	2844	-222/9	222	321	82017	82017	82/82

# کاربرد مدل متا آنالیز در قد و وزن اطفال

۱- محمد رفیعی

۲- سقراط فقیه زاده

۱- دانشکده پزشکی اراک

۲- دانشکده پزشکی دانشگاه تربیت مدرس

## چکیده

این تحقیق به منظور بیان و بکارگیری عملی مدل متاآنالیز انجام گرفته است، داده‌های مورد استفاده در این تحقیق اندازه‌های قد و وزن اطفال در سنهای ۱، ۳، ۶، ۹، ۱۲ و ۱۸ ماهگی می‌باشد که در دو گروه تغذیه شده با شیر مادر و تغذیه با غیر شیر مادر قرار داشته‌اند. از آنجائیکه متاآنالیز در خصوص ترکیب نتایج مطالعات بکار می‌رود، ۴ مطالعه که در خصوص این موضوع در شهر تهران صورت گرفته است، مورد نظر می‌باشد. در این تحقیق با استفاده از مدل متاآنالیز قصد داریم تعیین کنیم که آیا تفاوت معناداری در جمع چهار مطالعه صورت گرفته، بین نسبت کودکانی که قد و وزن آنها زیر منحنی استاندارد رشد می‌باشد و در سنهای بیان شده قرار دارند، در دو گروه تغذیه شده با شیر مادر و غیر شیر مادر، وجود دارد یا خیر. مطالعات مورد استفاده در این تحقیق در سالهای ۱۳۶۱ تا ۱۳۷۵ صورت گرفته است. نمونه مورد بررسی شامل ۹۱۷۸ کودک در چهار مطالعه در سنهای مختلف بیان شده بالا در گروه تغذیه با شیر مادر و تعداد ۹۲۰۸ در گروه تغذیه شده با غیر شیر مادر بوده‌اند. نسبت کودکان پسری که در سنهای ۱، ۹ ماهگی قرار دارند و قد آنها زیر منحنی استاندارد رشد می‌باشد و در دو گروه تغذیه شده قرار دارند، در سطح خطای ۰/۰۵ آماری با همدیگر متفاوتند، همین نسبت در کودکان دختر تنها در سن ۶ ماهگی متفاوت می‌باشد. نسبت کودکان پسری که در سنهای ۶ و ۱۲ ماهگی قرار دارند و وزن آنها زیر منحنی استاندارد رشد قرار دارد و در دو گروه تغذیه شده قرار دارند، در سطح خطای ۰/۰۵ آماری تفاوت معنادار دارند، همین نسبت در دختران در سنهای ۶ و ۱۲ ماهگی باز هم تفاوت معنادار دارند. نسبت کودکان دختر و پسر (بصورت کلی) که در سنهای ۱، ۳، ۶ و ۹ ماهگی قرار دارند و قد آنها زیر منحنی استاندارد رشد می‌باشد و در دو گروه تغذیه شده با شیر مادر و غیر شیر مادر قرار دارند، در سطح خطای ۰/۰۵ تفاوت معنادار دارند. نسبت کودکان دختر و پسر که سنهای ۱، ۶ و ۱۲ ماهگی قرار دارند و وزن آنها زیر منحنی استاندارد رشد می‌باشد و در دو گروه تغذیه شده با شیر مادر و غیر شیر مادر قرار دارند، در سطح خطای فوق تفاوت معنادار دارند.

## مقدمه

از آنجائیکه تحقیقات و پژوهشهای پزشکی روز به روز افزون می‌گردد، این افزایش شامل تحقیقات واحد نیز می‌باشد که در خصوص یک موضوع مشترک صورت گرفته است، و همچنین از آنجائیکه کودکان یکی از اساسی‌ترین اقشار یک کشور می‌باشند که بیشتر شاخصهای اساسی بهداشت را توسط این طبقه از اجتماع می‌سازند، لذا بکارگیری روشهای ترکیب مطالعات در خصوص شاخص قد و وزن این قشر از جامعه بکار گرفته شده است.

## مدلهای متاآنالیز

روشهای بکار رفته در مدل متاآنالیز در واقع کاربرد روشهای آماری را در نتایج گزارشهای حاصل از تحقیقات بخصوص نشان می‌دهد. در متاآنالیز یک مطالعه به عنوان یک مشاهده خاص در نظر گرفته می‌شود، به همین دلیل می‌توان نتایج مطالعات چندگانه را در خصوص یک موضوع مورد مطالعه ترکیب کرد تا یک مجموعه‌ای از مشاهدات حاصل شود و سپس به تجزیه و تحلیل مشاهدات پرداخت. متاآنالیز عبارت است از تحلیل آماری مجموعه‌ای از نتایج تحلیلیها به منظور اخذ نتایج یکسان از آنها.

در خصوص تحلیلهای مدل متاآنالیز، سه روش بکار برده می‌شود:

۱- روش عوامل بحرانی

۲- روش ترکیب نتایج

۳- روش بیزی

در روش عوامل بحرانی از آماره  $\chi^2$  جهت ترکیب مطالعات استفاده می‌شود، در روش ترکیب نتایج از آماره‌های ترکیب شده  $t$ ،  $F$  و  $\chi^2$  و نسبتهای شانس استفاده می‌شود، در روش بیزی از ترکیب تابع توزیع پیشین و یک نمونه تصادفی از مشاهدات به تحلیل متاآنالیز می‌پردازیم و یک تابع توزیع پسین در خصوص جامعه بدست می‌آوریم.

## روشهای تجزیه و تحلیل در مدل متا آنالیز

دو نوع چارچوب کلی در خصوص ترکیب نتایج برای یک گروه از مطالعات وجود دارد. یکی روش اثرات ثابت و دیگری روش اثرات تصادفی، انتخاب هر یک از دو چارچوب فوق بر پایه نوع نتایج و توضیح و تشریح آنها می باشد که اغلب بر پایه سئوالات پژوهش مورد مطالعه می باشد. در چارچوب اثرات ثابت کل مطالعات بررسی شده در خصوص یک موضوع مورد نظر، در نظر گرفته می شود و اثر هر مطالعه برابر اثر جامعه کلی مورد بررسی بوده است که مورد مطالعه واقع شده است.

در چارچوب اثرات تصادفی، اثر هر مطالعه بصورت یک متغیر تصادفی در نظر گرفته می شود که از یک جامعه بزرگتری از اثرات بدست آمده است، در چارچوب اثرات ثابت تنها خطای نمونه گیری وجود دارد، در صورتی که در روش اثرات تصادفی علاوه بر خطای نمونه گیری، خطای تغییر پذیری پارامترها از یک مطالعه، به مطالعه دیگر نیز وجود خواهد داشت.

## مدلهای با اثرات ثابت

در این مدل مدل  $\theta$  را به عنوان پارامتر اصلی مورد نظر، نامگذاری می شود، این پارامتر مربوط به  $K$  مطالعه می باشد که این مطالعات بصورت دو به دو مستقل از هم می باشند. جهت  $K$  مطالعه

خلاصه ای از آماره های کافی باید وجود داشته باشد که در هر یک از مطالعات  $\theta = E(y_i)$

واریانس هر مطالعه بصورت  $V_i$  تعریف می شود که همان واریانس مطالعه نام می باشد:

$$V_i = E(y_i - \theta)^2$$

جهت انجام محاسبات در مدل متا آنالیز هر  $V_i$  باید:

$$y_i \sim N(\theta, V_i)$$

$V_i$  مطالعه نام می باشد

برآوردکننده خطی که بصورت وزنی می باشد، بصورت رابطه زیر جهت برآورد  $\theta$  تعریف می کنیم:

$$\bar{y}_w = \frac{\sum_{i=1}^K w_i y_i}{\sum_{i=1}^K w_i} \quad ; \quad w_i = \frac{1}{V_i}$$

و در آنصورت در خصوص توزیع  $\bar{y}_w$  آمارها خواهیم داشت:

$$\bar{y}_w \sim N\left(\theta, \frac{1}{\sum_{i=1}^K w_i}\right)$$

مدل (۱) که بصورت  $y_i \sim N(\theta, V_i)$  تعریف شده است را در نظر می گیریم؛ جهت بررسی همگنی آماره های موجود در این مدل از آماره  $Q_w = \sum_{i=1}^K w_i (y_i - \bar{y}_w)^2$  استفاده می شود، این آماره دارای توزیع  $\chi^2$  با  $K-1$  درجه آزادی می باشد و بیانگر این مطلب است که آیا هر مطالعه بصورت متوسط سهم مشترکی در میانگین کل مطالعات دارا می باشد یا خیر، در صورتی مقدار آماره  $Q_w$  بزرگتر از مقدار  $\chi^2$  متناظر با  $K-1$  درجه آزادی باشد همگنی مطالعات رد می شود و محقق باید به دنبال متغیرهای تعدیل کننده ای که منجر به این مطلب در مطالعات شده است، باشد.

### متاآنالیز با اثرات تصادفی

در این مدل  $y_i$  آماره خلاصه شده کافی در آسین مطالعه در نظر گرفته می شود و  $V_i$  به عنوان واریانس آماره کافی نام می باشد در آن صورت داریم:

$$y_i | \theta_i, V_i \sim N(\theta_i, V_i) \quad (2)$$

$$\theta_i | \theta, \tau^2 \sim N(\theta, \tau^2) \quad (3)$$

که در آن  $\theta_i$  اثر تصادفی مطالعه نام و  $\tau^2$  بیانگر تغییرپذیری میان دو مطالعه می باشد،  $\theta$  بیانگر میانگین اثر کل مطالعات می باشد.

برآوردکننده های این مدل بصورت زیر تعریف می شوند:

$$\hat{\theta}(t) = \frac{\sum_{i=1}^K w_i(t) y_i}{\sum_{i=1}^K w_i(t)} \quad ; \quad w_i(t) = \frac{1}{\tau^2 + V_i} \quad (4)$$

## اندازه تأثیر جامعه در مدل متاآنالیز

کلیه تحلیلها در خصوص اثر مطالعات در متاآنالیز بر روی اندازه تأثیر مطالعات صورت می‌گیرد، اثر تأثیر جامعه همان  $\theta$  می‌باشد، این اثر در طرحهای دو حالتی بوسیله اختلاف واقعی بین تیمار و کنترل و در طرحهای مورد، شاهدهی بوسیله نسبت شانس بیان می‌شود.

دو روش کلی جهت بدست آوردن اندازه تأثیر بکار می‌رود:

۱- روش اختلاف میانگینهای استاندارد شده

۲- روش ضریب همبستگی

همچنین جهت بدست آوردن اندازه تأثیر از روشی منسوب به روش ککران نیز استفاده می‌شود.

## روش اختلاف میانگینهای استاندارد شده

وقتی که  $K$  مجموعه مربوط به هم داشته باشیم در این صورت اثر یک مطالعه بخصوص بصورت تفاضل میانگینهای استاندارد شده بیان می‌شود، بنابراین برای هر مطالعه داریم:

$$X_j^T \sim N(\mu^T, \delta^2), \quad j = 1, 2, \dots, n^T$$

$$X_{j'}^C \sim N(\mu^C, \delta^2), \quad j' = 1, 2, \dots, n^C$$

اندازه تأثیر جامعه بصورت زیر بیان می‌شود:

$$\varepsilon = \frac{\mu^T - \mu^C}{\delta_C} \quad (5)$$

سه برآوردکننده جهت بیان اندازه تأثیر بصورت زیر بکار برده می‌شود:

$$\text{Hedges' } g = \frac{\bar{X}^T - \bar{X}^C}{SP}$$

$$\text{Hedges' } d = J(n) \frac{\bar{X}^T - \bar{X}^C}{SP}$$

$$\text{Glass' } \Delta = \frac{\bar{X}^T - \bar{X}^C}{S_C}$$

$J(n)$  در صورتی که حجم جامعه زیاد باشد بصورت  $J(n) = 1 - \frac{1}{4n-9}$  خواهد بود.

### روش ضریب همبستگی

یک روش دیگر جهت بیان اندازه تأثیر جامعه ضریب همبستگی می باشد که بصورت زیر بیان می شود.

$$\rho^2 \approx \frac{\varepsilon^2}{\varepsilon^2 + (\mathbf{n}^T + \mathbf{n}^C - 2)/\bar{n}} \quad \bar{n} = \left( \frac{1}{\mathbf{n}^T} + \frac{1}{\mathbf{n}^C} \right)^{-1}$$

در این روش پس از محاسبه ضریب همبستگی از Z فیشر جهت استنباطها استفاده می شود. در روش تفاوت میانگین های استاندارد شده داریم:

$$y_i \sim N(\delta, V_i) \quad (6)$$

$$y_i = \left(1 - \frac{3}{4N_i - 9}\right) \left(\frac{\bar{X}_i^T - \bar{X}_i^C}{SP_i}\right) \quad (7) \quad \text{که در آن}$$

واریانس مجانبی  $y_i$  بصورت زیر می باشد:

$$V_i = V(\delta_i) = \mathbf{n}^{-1} + \frac{\delta^2}{2N_i} = \left(\frac{1}{\mathbf{n}^T} + \frac{1}{\mathbf{n}^C}\right) + \frac{\delta^2}{2N_i} \quad (8)$$

در این روش  $y_i$ ها به عنوان اندازه تأثیر بکار می رود، با توجه به نرمال بودن  $y_i$ ها و مقادیر میانگین و واریانس آن می توان به استنباط در خصوص معنادار بودن این اندازه پرداخت.

همچنین در روش ضریب همبستگی برآوردی که جهت ضریب همبستگی بین متغیرها بکار می رود بصورت زیر نوشته می شود:

$$r_i = \rho_i = \frac{y_i}{\sqrt{y_i^2 + 4}} \quad (9)$$

در این روش  $Z_{ri} = \frac{1}{2} \ln \frac{1+r_i}{1-r_i}$  به عنوان اندازه تأثیر بکار می رود و در آن صورت خواهیم

داشت:

$$Z_{ri} \sim N\left(\varepsilon = \frac{1}{2} \ln \frac{1+\rho}{1-\rho}, V_i\right)$$

$$V_i = \frac{1}{N_i - 3}$$

با توجه به نرمال بودن  $Z_{ri}$ ها و میانگین و واریانس این متغیر می توان به استنباط در خصوص

تأثیر تیمار در جامعه پرداخت.

## روشی من قبال هانزل - پتو - در مداخلاتی متاآنالیز

این روش در مدل متاآنالیز در خصوص ترکیب نتایج مطالعاتی بکار می‌رود که بتوان آنها را بصورت، جداول دو در دو در آورد.

جهت بکار بردن روش به شکل زیر عمل می‌کنیم:

ابتدا فرض می‌کنیم که هر مطالعه مورد نظر را بتوان بصورت جدول زیر خلاصه کرد:

	گروه تیمار	گروه کنترل	
تعداد افراد مواجه با حادثه مورد نظر	a	b	a + b
تعداد افرادی که با حادثه مورد نظر مواجه نشده‌اند	c	d	c + d
جمع افراد مورد مطالعه	a + c	b + d	N

در این روش تعداد افراد مشاهده شده در گروه تیمار را که با عامل مورد نظر مواجه شده‌اند با O

نشان می‌دهیم.

تعداد افراد مورد انتظار بصورت  $E = ((a + c) \times (a + b))/N$  محاسبه می‌شود.

اختلاف  $O - E$  را به عنوان اندازه تأثیر تیمار بکار می‌بریم.

واریانس  $(O - E)$  را با V نشان می‌دهیم که بصورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$V = ((a + b) (c + d) (a + c) (b + d))/N \times N \times (N - 1)$$

اندازه تأثیر تیمار معنادار است اگر  $\frac{(O - E)^2}{V}$  بزرگتر از  $3/84$  (سطح ۰.۹۵ / توزیع  $\chi^2$  با ۱ درجه

آزادی)

## روش ککوران - درسی مواین - لایرد - در مدل متاآنالیز

روش ککوران درسی مون - این - لایرد یک روش در خصوص مدل با اثرات تصادفی در مدل متاآنالیز می باشد، این روش براساس اختلاف خطر ها می باشد.  
اختلاف خطر ها بصورت زیر برآورد می گردد:

$$\frac{a}{a+c} - \frac{b}{b+d}$$

واریانس اختلاف نسبت خطر ها بوسیله عبارت زیر برآورد می گردد:

$$\frac{ac}{(a+c)^3} + \frac{bd}{(b+d)^3}$$

و سپس آماره ککوران بصورت:

$$CO = \frac{(a/(a+c) - b/(b+d))^2}{(ac/(a+c)^3 + bd/(b+d)^3)}$$

این آماره دارای توزیع  $X^2$  با یک درجه آزادی می باشد.

## روش بروس

### فرضیات

- ۱- با استفاده از تحلیل های مدل متاآنالیز، بین نسبت قد دختران و پسران در سن های ۱، ۳، ۶، ۹، ۱۲ و ۱۸ ماهگی که زیر منحنی استاندارد رشد قرار دارند و در دو گروه تغذیه شده با شیر مادر و غیر شیرمادر قرار دارند، تفاوت وجود دارد.
- ۲- با استفاده از تحلیل های مدل متاآنالیز، بین نسبت وزن دختران و پسران در سن های ۱، ۳، ۶، ۹، ۱۲ و ۱۸ ماهگی که زیر منحنی استاندارد رشد قرار دارند و در دو گروه تغذیه شده با شیر مادر و غیر شیرمادر قرار دارند، تفاوت وجود دارد.

## اهداف پژوهشی

نشان دادن کاربرد مدل متاآنالیز در قد و وزن اطفال که در دو گروه گروهي که با شیرمادر تغذیه شده‌اند و گروهي که با غیر شیرمادر تغذیه شده‌اند.

تشریح روشهای بکار رفته در مدل‌های متاآنالیز، مقایسه نسبت کودکان زیر منحنی رشد در دو گروه تهیه نرم افزار مربوط به مدل، بیان موارد استفاده از تحلیل‌های متاآنالیز، بیان طریقه بکارگیری تحلیل‌های متاآنالیز.

مشغله‌های مورد بررسی در این تحقیق قد و وزن اطفال در سنهای بیان شده در چهار مطالعه انجام گرفته در سالهای ۱۳۶۱ تا ۱۳۷۵ می‌باشد.

در هر کدام از این مطالعات تعداد کودکانی که در سنهای فوق زیر صدک پنجم استاندارد شده بوده‌اند به عنوان کودکانی که قد یا وزن آنها زیر منحنی استاندارد رشد می‌باشند در نظر گرفته شده و تحلیل‌های متاآنالیز بر روی آنها صورت گرفته است

قسمتی از تحلیل‌ها با استفاده از نرم‌افزار FAST \* PRO صورت گرفته است و قسمت عمده دیگر توسط نرم‌افزاری که جهت همین امر در این تحقیق نوشته شده است، مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است.

نمونه‌های خروجی این نرم‌افزارها در خصوص قد کودکان پسر ۱ ماهه در جدولهای (۱) (۲) (۳) (۴) آورده شده است.

جدول (۱)

شماره مطالعه	مقادیر میانگین مایلر			مقادیر میانگین شیر مایلر			خطای	S.E خطای	Z(t)
	تعداد از کودکان	تعداد از شیر مستحضر شد	نسبت از شیر مستحضر شد	تعداد از کودکان	تعداد از شیر مستحضر شد	نسبت از شیر مستحضر شد			
1	423	31	0.0733	470	25	0.0532	0.020	0.016	1.23
2	783	15	0.0217	196	10	0.0510	0.030	0.025	1.78
3	342	50	0.0923	330	38	0.0717	0.021	0.017	1.23
4	307	27	0.0880	360	12	0.0333	0.033	0.016	2.20
جمع :	1847	123	0.0795	1556	85	0.0548	0.026	0.009	2.77

جدول (۲)

تحلیل مدل است انالیز  
با استفاده از نرم افزار اسپس

مطالعه	حجم نمونه	جهت‌مند از مقادیر	Z(t)	اندازه شاخیر	حد پایین	حد بالا
1	393	+	1.2284	0.0412	-0.0146	0.1069
2	381	+	1.1803	0.0605	-0.0402	0.1613
3	1072	+	1.2307	0.0376	-0.0214	0.0379
4	157	+	2.1988	0.0799	0.0082	0.1512
جمع :	3103		2.3021	0.0513	0.0223	0.0800

مقدار اندازه ترکیب شده کسری : 2.7754

مقدار اندازه کسری برای همبستگی : 7.8544

جدول (۳)

تحلیل مدل است انالیز  
با استفاده از مقادیر میانگین‌ها

مطالعه	اندازه شاخیر (g)	حد پایین	حد بالا	Z
1	0.0923	-0.0491	0.2138	0.3411
2	0.1210	-0.0800	0.3221	0.0604
3	0.0732	-0.0446	0.1980	0.0273
4	0.1600	0.0173	0.3028	0.0793
جمع :	0.0996	0.0291	0.1700	0.0497

میانگین اندازه شاخیر : 0.109  
مقدار کسری برای از میان همبستگی : 17.414

جدول (۴)

تحلیل مدل است انالیز  
با استفاده از روش تکوان و درایمون

مطالعه	نسبت شمار	نسبت شماره	تعداد از شیر مستحضر شماره	مورد اشتراک شماره	Z	و از میانگین y	نسبت شاخیر	کسری 2	کسری کنترل
1	0.073	0.063	31.00	20.528	4.474	13.100	1.407	1.328	1.508
2	0.091	0.081	15.00	12.139	3.861	5.850	1.631	1.399	1.391
3	0.092	0.072	50.00	44.403	5.307	20.210	1.313	1.501	1.503
4	0.088	0.033	27.00	20.453	6.547	9.238	2.031	1.840	1.326
جمع :	0.080	0.055	123.00	105.608	19.302	48.520	1.488	7.577	7.691

## تجزیه و تحلیل اطلاعات و نتیجه گیری

### ۱- پسران

نسبت کودکانی که در سنهای ۱ و ۹ ماهگی قرار دارند و قد آنها زیر منحنی استاندارد رشد می باشند و در دو گروه تغذیه شده قرار دارند، در سطح خطای ۰/۰۵ آماری با همدیگر متفاوت می باشند و با توجه به تحلیل‌های متاآنالیز می بینیم که این نسبت در سنهای فوق در گروه تغذیه شده با شیر مادر بیشتر از همین نسبت در گروه تغذیه شده با غیر شیر مادر می باشد.

این نسبت در سنهای ۳، ۶، ۱۲ و ۱۸ ماهگی در کودکان پسر در سطح ۰/۰۵ خطای آماری تفاوت معنادار را شامل نمی باشد.

نسبت کودکانی که در سنهای ۶ و ۱۲ ماهگی قرار داشته و وزن آنها زیر منحنی استاندارد رشد قرار دارد و در دو گروه تغذیه شده قرار دارند، با همدیگر در سطح خطای ۰/۰۵ آماری تفاوت معناداری دارند، این نسبت در گروه تغذیه شده با شیر مادر بیشتر از همین نسبت در گروه تغذیه شده با غیر شیر مادر می باشد.

این نسبت در سنهای ۱، ۳، ۹ و ۱۸ ماهگی در دو گروه پسران تفاوت معناداری با همدیگر ندارند.

### ۲- دختران

نسبت کودکانی که در سن ۶ ماهگی قرار دارند و قد آنها زیر منحنی استاندارد رشد می باشند و در دو گروه تغذیه شده با شیر مادر و غیر شیر مادر قرار دارند، با همدیگر در سطح خطای ۰/۰۵ آماری تفاوت دارند.

این نسبت در کودکانی سنهای ۱، ۳، ۹، ۱۲ و ۱۸ ماهگی در دختران تفاوت معناداری در دو گروه تغذیه شده ندارد.

نسبت کودکانی که در سنهای ۶ و ۱۲ ماهگی قرار دارند و وزن آنها زیر منحنی استاندارد رشد می‌باشند و در دو گروه تغذیه شده با شیرمادر و غیر شیرمادر قرار دارند، با همدیگر در سطح خطای ۰/۰۵ آماری تفاوت دارند، در این کودکان در سنهای ۱، ۳، ۹ و ۱۸ ماهگی این نسبت در دو گروه تفاوت آماری ندارند.

### ۳- دختران و پسران

نسبت کودکانی که در سنهای ۱، ۳، ۶ و ۹ ماهگی قرار دارند و قد آنها زیر منحنی استاندارد رشد می‌باشد و در دو گروه تغذیه شده با شیرمادر و غیر شیرمادر قرار دارند، در سطح خطای ۰/۰۵ تفاوت معنادار دارند. در این کودکان در سنهای ۱۲ و ۱۸ ماهگی این نسبت در دو گروه تفاوت آماری ندارند.

نسبت کودکانی که در سنهای ۱، ۶ و ۱۲ ماهگی قرار دارند و وزن آنها زیر منحنی استاندارد رشد می‌باشند و در دو گروه تغذیه شده با شیرمادر و غیر شیرمادر قرار دارند، در سطح خطای ۰/۰۵ تفاوت معنادار دارند. در این کودکان در سنهای ۳، ۹ و ۱۸ ماهگی این نسبت در دو گروه تفاوت آماری ندارند. همچنین با توجه به محاسبات مدل می‌بینیم که در تمام مواردی که این تفاوت معنادار بوده است، نسبت کودکانی که قد و وزن آنها زیر منحنی استاندارد رشد می‌باشد در گروه تغذیه با شیرمادر بیشتر از همین نسبت در گروه تغذیه شده با غیر شیرمادر بوده است.

1. Walls - JC; Davis - PS; less - PC. infant weight gain in developing countries. J - Trop - Pediatr. 1993, Aug; 39(4): 214-218.
2. Dumouchel, W.H., and Harris. J.E., "Bayes methods for combining the results of cancer studies in humans and other species", Journal of the American statistical Association, 78, 293-315.
3. Eddy, D.M., Hasselblad, V., and shachter, R., Meta - Analysis by the confidence profile method: The statistical synthesis of evidence, New Yourk: Academic press, 1992.
4. Glass, G.V., "Primary, Secondary, and Meta - Analysis of research", Educational research, 5, 3-8.
5. Drayton, M.A., Abayesian meta-analysis demonstration: mathematics achievement in seventh and eight grade, New Yourk: Northern illinois university, 1978.
6. Thomas, and chalmers, M.d., Data analysis for clinical medicine: The quantitative approach to patient in gastroenterology, New Yourk: International university press, 1988.
7. Bullock, R.J., and syvantek, D.J., "Analyzing meta - Analysis, potential peevhema, an unsuccessful replication evaluation criteria", Journal of Applied psychology, 70, 108-115.

بررسی برخی عوامل مؤثر بر ایجاد  
عوارض حین عمل لوله بستن در ۱۷۸۰  
مورد در بیمارستان دانشگاهی شهر تهران  
در سالهای ۱۳۷۲-۱۳۷۴

۱- فاطمه رمضانزاده

۲- فریده خلیج آبادی فراهانی

۳- سید مهدی سادات هاشمی

۱- دانشگاه علوم پزشکی و خدمات درمانی بهداشتی درمانی تهران

۲- مرکز ملی تحقیقات بهداشت باروری

۳- مرکز ملی تحقیقات بهداشت باروری

چکیده (Abstract):

این مطالعه توصیفی تحلیلی بر روی ۱۷۸۰ مورد عمل لوله بستن زنان در ۱۳ بیمارستان دانشگاهی شهر تهران بین سالهای ۱۳۷۴ و ۱۳۷۶ انجام گردید. هدف از این مطالعه بررسی برخی عوامل مؤثر بر عوارض حین عمل لوله بستن میباشد که طبق تعریف مانفورد از عوارض حین عمل لوله بستن عبارت است از عوارض بیهوشی و عفونت و همگام جدا رو خونریزی و صدمه به اعضا و...

داده های مطالعه فوق از طریق پرسشنامه جمع آوری گردید و بر اساس مدل لجستیکی مورد آنالیز آماری قرار گرفت و نتایج نشان داد که سن سابقه درد لگن، نوع بیهوشی، اندازه برش جراحی و مدت زمان عمل لوله بستن با عوارض حین عمل لوله بستن ارتباط معنی دار ندارد.

- خطر ابتلا به عوارض فوق در لوله بستن همین میزان ۹٪ برابر بیشتر از لوله بستن پس از زایمان میباشد.

- خطر ابتلا به عوارض فوق در لوله بستن اینتروال فاز نرتال ۱.۷ برابر بیشتر از لوله بستن پس از زایمان میباشد.

- خطر ابتلا به عوارض فوق در لوله بستن اینتروال فاز فوایکولار دو برابر بیشتر از لوله بستن پس از زایمان میباشد.

\* خطر عوارض حین عمل لوله بستن بر حسب زمان لوله بستن بصورت رتبه بندی به شرح زیر افزایش مییابد:

- پس از زایمان ✓
  - اینتروال فاز نرتال ✓
  - همین میزان ✓
  - اینتروال فاز فوایکولار ✓
- خطر نسبی افزایش مییابد.

\* خطر نسبی ایجاد عوارض حین عمل لوله بستن به ترتیب زیر بر حسب روش لوله بستن افزایش مییابد:

- پومروی مدیفیه ✓
  - پومروی ✓
  - پارکلند ✓
- خطر نسبی افزایش مییابد.

\* همراه بودن اقدامات دیگر مثل خروج آی یو دی، کورتاژ، اوارکتومی (برداشتن تخمدان) و یا سپسکتومی حین عمل لوله بستن خطر ابتلا به عوارض حین عمل لوله بستن را ۲،۳ برابر بیشتر میکند.

کلمات کلیدی: لوله بستن زنان، عوارض زودرس لوله بستن پس از زایمان، Tubal sterilization and complication, Puerperal tubal sterilization

## مقدمه / Introduction

لوله بستن یکی از روشهای شایع پیشگیری از بارداری در سراسر دنیا است. اخیراً حدود ۱۲۸ میلیون زن در سنین باروری از روش شوقی استفاده میکنند (۱)، در ایران یکی از مهمترین برنامه های موفق ارائه خدمات تنظیم خانواده رایگان و همچنین یکی از روشهای موثر و مطمئن روش لوله بستن میباشد. همگامی با هم اکنون در تمام مراکز دولتی بطور رایگان انجام میشود. برنامه های ارائه خدمات تنظیم خانواده در سطح کشور، لزوم انجام تحقیقات در جهت شناخت عوامل موثر در ایجاد عوارض مربوط به هر روش پیشگیری و موفقیت هر روش پیش از پیش احساس میشود.

بستن لوله های رحمی عمل بهیچ سالیه ای نیست که بلافاصله پس از عمل بسیار مدثر میباشد. تکنیکهای مختلفی برای آن وجود دارد که راههای مطمئن و موثر و غیرقابل برگشت هستند.

- در ۲۴ تا ۷۲ ساعت پس از زایمان در صورت عدم وجود کنتراکندیکاسیون یا برش جراحی کوچک (۱.۵-۳ سانتیمتر) میتوان تحت بیهوشی موضعی و یک light sedation یا بیهوشی عمومی یا در حین سزارین اقدام به بستن لوله های رحمی کرد. در این زمان لوله های رحمی کاملاً در دسترس است (۲) و صدمه به احشاء کمتر است و بی در افراد چاق یا سابقه عفونت لگنی یا جراحی قبلی این عمل مشکل است از طرفی به علت پر خون بودن لوله های رحمی شانس صدمه به مزو سلپنکس و خونریزی بیشتر خواهد بود. مدت بستری در این روش بیشتر نمیشود. این موارد لوله بستن در ایران در حال افزایش میباشد یعنی وقتی هنوز زن در بیمارستان میباشد.

- در بستن لوله های رحمی در زمان اینتروال برش جراحی وسیع تر است. مدت بستری حداقل ۴۸ ساعت پس از عمل خواهد بود. بیهوشی جنرال است و بیماران ترجیحاً در زمان فاز پرولیفراتیو عمل خواهند شد.

با توجه به موارد بالا سوالات زیر مطرح میگردد:

آیا فرایند لوله بستن در حین سزارین یا پس از زایمان مطمئن است؟ آیا عوارض حین عمل در این زمان با زمان اینتروال متفاوت است؟ آیا سن و نوع بیهوشی، مدت زمان عمل، پروسه های ضمن عمل، تکنیک عمل لوله بستن و انجام سایر اقدامات در زمان عمل (مثل خروج آی بودی، کورتاژ، اوارکتومی و سیستکتومی...) بر عوارض حین عمل لوله بستن تاثیر میگذارد؟ البته مطالعات قبلی نشان میدهند که عوارض حین عمل جراحی مثل خونریزی به علت صدمه به رحم و مثانه در لوله بستن اینتروال در مقایسه با پس از زایمان بیشتر مشاهده میشود.

با انجام این مطالعه بر آنیم پاسخ سوالات بالا را بیابیم و تاثیر عوامل مختلف را در ایجاد عوارض حین عمل لوله بستن تشخیص داده و خطر نسبی هر عارضه را مشخص کنیم تا در نهایت در جهت کاهش عوارض شوقی و ارتقا کیفیت عمل لوله بستن استفاده شود.

## تعاریف :

\* لوله بستن : در این مطالعه منظور از لوله بستن بعلت پیشگیری از بارداری است و شامل هیومنترکتومی ، اوآرکتومی و ... نمی شود.

\* لوله بستن در زمان پس از زایمان postpartum :

مواردی از لوله بستن که در فاصله ۴۲ روز پس از زایمان انجام میشوند که در این مطالعه منظور از لوله بستن پس از زایمان مواردی است که در حین ۲۴-۷۲ ساعت پس از زایمان انجام شود که به عنوان Puerperal tubal sterilization اطلاق میشود این گروه شامل مواردی از لوله بستن که همراه سزارین انجام میشوند نیز میشوند که به عنوان Cesarean section tubal sterilization اطلاق میشود. (۳)

\* لوله بستن اینتروال بستن لوله های رحمی بعد از ۴۲ روز پس از زایمان را اینتروال مینامیم

\* لوله بستن فاز نوتال : مواردی از لوله بستن که در فاصله زمانی روز چهاردهم از Imp تا روز

پهشت و هشتم انجام بگیرد

\* لوله بستن فاز فولیکولار : مواردی از لوله بستن که در فاصله زمانی روز اول Imp تا روز چهاردهم انجام گیرد.

\* عوارض حین عمل لوله بستن : خونریزی غیر عادی ، هماتوم جدار بچسبندگی لوله ها و سخت پیدا شدن لوله ها ، عوارض بیهوشی و صدمه به احشاء

\* صدمه به احشاء : سوراخ شدن مثانه ، روده و رحم

\* عوارض بیهوشی : عوارض قلبی و عروقی ، ریوی که شامل توقف قلبی ( کاردیاک ارست ) ،

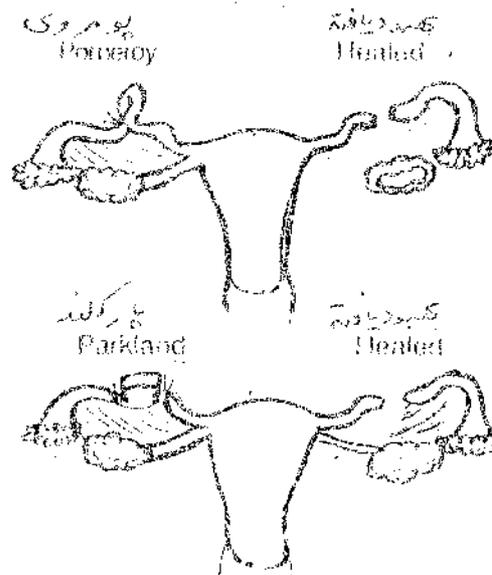
آریتمی ، انفارکتوس قلبی ، آمبولی ریوی ، انفارکتوس ریوی ، شوک ، برونکوپنومونی و پرونشیت ناشی از بیهوشی میباشد.

\* تکنیک پومروی (۴) ساده ترین تکنیک میباشد همچنین یکی از شایع ترین روشهای لوله بستن

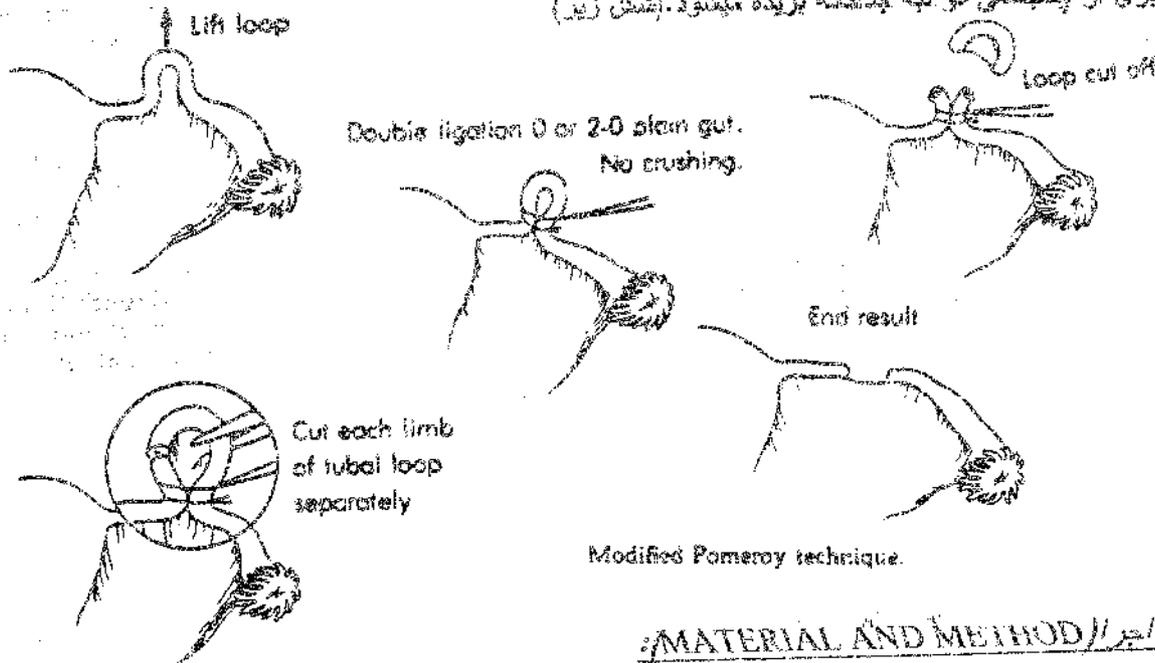
میباشد در این روش یک لوب لوله اگر فته میشود و قسمت وسط آن بوسیله نخ کات کوت ۱-۰

بسته میشود و قسمت بالای آن نوب یا شیچی بریده میشود. (شکل زیر)

\* تکنیک پارکلند : در دو نقطه با نخ بسته میشود و تکه وسط دو تیره بریده میشود (شکل زیر)



تکنیک بستن لوله پومروی مدیفیه (MODIFIED POMEROY) (۵) شبیه پومروی میباشند فقط ۲ لیگاتور دیگر نیز اضافه میشود اما در اینجا با نخ نازک تر مثلاً ۰-۰-۱ و ۰-۰-۲ هر یک از تپه های لوله برای جلوگیری از پسینگی دو تپه جداگانه بریده میشود. (شکل زیر)



### روش اجراء / MATERIAL AND METHOD

در این مطالعه توصیفی تحلیلی، جامعه آماری عبارت است از خانمهایی که به منظور بستن لوله های رحمی به ۱۳ بیمارستان دانشگاهی شهر تهران در سالهای ۱۳۷۴-۱۳۷۲ مراجعه کرده بودند و واحد آماری عبارت بود از هر یک از این خانمها، بنابراین چهارچوب نمونه گیری ۱۳ بیمارستان شهر تهران بودو با توجه به حجم مراجعات به بیمارستانها ی فوق جهت لوله بستن، حجم نمونه ای که لازم بود تا در هر یک از این بیمارستانها گرفته شود مشخص گردید در مطالعات قبلی شیوع عوارض حین لوله بستن در خانمها حدود ۴٪ مشخص گردید، است لذا حجم نمونه با اطمینان ۹۵٪ و خطای ۱٪ حداقل ۱۴۷۶ نفر برآورد گردید که متناسب با جمعیت تحت پوشش هر بیمارستان برای رسیدن به حجم فوق از آنها نمونه گیری شد وکلا ۱۲۸۰ نفر در نمونه قرار گرفتند. روش گردآوری اطلاعات بطریق مساحبه و پرسشنامه صورت گرفت.

این بررسی از فروردین سال ۱۳۷۲ آغاز گردیدو پرسشنامه های استاندارد شده بلافاصله پس از عمل لوله بستن توسط پرستگران تکمیل شده و داده ها با بهره گیری از برنامه ورود اطلاعات وارد کامپیوتر شده و با برنامه spss-pc مورد تجزیه و تحلیل آماری قرار گرفت.

### آنالیز آماری (Data Analysis):

متغیرهایی که در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفت عبارت بودند از: الف) متغیر های مستقل (احتمالاً تاثیر گذار): که به منظور بررسی اثرشان در ایجاد عوارض حین عمل لوله بستن به عنوان تاثیر گذار در نظر گرفته شده اند و عبارتند از: سن، سابقه درد لگنی، بیهوشی، اندازه برش جراحی، مدت زمان عمل لوله بستن، فرآیندهای ضمن عمل و تکنیک عمل لوله بستن.

جدول ۱: لیست متغیر های مستقل

X	متغیر تاثیرگذار
x1	سن
x2 (1)	سابقه درد نگلی دارد
x2 (2)	سابقه درد نگلی ندارد
x3 (1)	لوله بستن پهن از زاپاس
x3 (2)	لوله بستن عین سزارین
x3 (3)	لوله بستن اینتروال فاز نونال
x3 (4)	لوله بستن فار فولیکولار
x4 (1)	بیپوشی رژیونال، با آنالژی و سداتیو
x4 (2)	بیپوشی عمومی بدون آنتوبایوتیک
x4 (3)	بیپوشی عمومی با آنتوبایوتیک
x5	اندازه برش جراحی
x6	مدت زمان عمل لوله بستن
x7 (1)	اقدامات دیگر ضمن عمل لوله بستن ندارد
x7 (2)	اقدامات دیگر ضمن عمل دارد (خروج آی یو دی ، سپستکتومی ، اوارکتومی)
x8 (1)	تکنیک پومروی مدیفیه
x8 (2)	تکنیک پومروی
x8 (3)	تکنیک پارکلند
x8 (4)	سایر تکنیک ها ی لوله بستن

ب) متغیر وابسته یا تاثیر پذیر (y): عوارض حین عمل لوله بستن

جدول ۲: متغیر وابسته

Y	متغیر وابسته
y(1)	ایجاد حداقل یک عارضه حین عمل لوله بستن
y(2)	عدم ایجاد عارضه در حین عمل

با توجه به ماهیت متغیر وابسته (دوگانه و کیفی بودن آن) میتوان به منظور نشان دادن اثر هر یک از متغیرهای مستقل بر ایجاد عوارض حین عمل لوله بستن و نیز مشخص کردن ارتباط معنی دار بین این متغیرهای احتمالا "تأثیر گذار"، و نیز برآورد خطرات تسبی آنها از روشن رگرسیونی لجستیک استفاده کرد. (۶)

شکل تابع لجستیک مورد استفاده به صورت زیر میباشد:

$$\ln(P/(1-P)) = B + B_1X_1 + \dots + B_pX_p$$

P: احتمال وقوع حداقل یک عارضه حین عمل لوله بستن میباشد

1-P: احتمال عدم وقوع حداقل یک عارضه حین عمل لوله بستن میباشد

با استفاده از نرم افزارهای آماری مناسب اثرات متغیرهای تأثیرگذار بر روی عوارض حین عمل لوله بستن برآورد شد (روش گام یکم پسرو) و سطح معنی داری مناسبی برای خروج از مدل  $\alpha = 0.05$  و برای ورود به آن  $\alpha = 0.1$  در نظر گرفته ایم بنابراین مدل بدست آمده عبارت است از:

$$\ln(P/(1-P)) = 3.97 + 0.66X_3(2) + 0.58X_3(3) + 0.75X_3(4)$$

همانطور که از این مدل مشاهده میشود کلیه متغیرها در مدل باقی نمانده اند و تنها ۳ متغیر

$X_3, X_7, X_8$  (به ترتیب زمان لوله بستن، پروسه های ضمن عمل، تکنیک لوله بستن) در آن باقی مانده اند که نشان دهنده معنی دار نبودن آنها در مدل می باشد.

پس از تعیین اثرات اصلی متغیرهای مستقل که در مدل معنای لجستیک ارتباط معنی دار با عوارض حین عمل دارند به منظور بررسی اینکه آیا اثرات آنها "واقعا" نیز معنی دار است یا خیر، اثرات متقابل متغیرهای باقیمانده در مدل را دید و مورد آزمون قرار دادیم که مشخص گردید هیچکدام آنها معنی دار نمیباشند لذا در مدل نهایی منظور نکردیم بنابراین مدل بصورت ساده تر یعنی فقط شامل اثرات اصلی میباشد.

\* جدولیات همسوزی و همبستگی و آزمونهای نشان داده شده که در طرح تعویض باعث میشوند تا پسوری از متغیرهای عدم وارد مدل شود.

جدول ۳: ضرابوب رنگرزییابی مدل لاجستیک و خطر ابتلا به مکتسب به آنها

متغیر	ضرایب	پراورد	تعداد امتنان	خطر نسبی	P-Value
ثابت	B <sub>0</sub>	۶,۹۷	۰,۳۲	--	۰,۰۰۲
X <sub>۲</sub> (۲)	B <sub>۱</sub>	۰,۶۶	۰,۳۲	۱,۹۳	۰,۰۴۰
X <sub>۲</sub> (۳)	B <sub>۲</sub>	۰,۵۸	۰,۴	۱,۷۸	۰,۰۵۱
X <sub>۲</sub> (۴)	B <sub>۳</sub>	۰,۷۵	۰,۳۴	۲,۱۱	۰,۰۲۷
X <sub>۸</sub> (۲)	B <sub>۴</sub>	۰,۴۱	۰,۳۰	۱,۵۱	۰,۰۳۶
X <sub>۸</sub> (۳)	B <sub>۵</sub>	۰,۹۷	۰,۲۸	۲,۶۴	۰,۰۰۰
X <sub>۸</sub> (۴)	B <sub>۶</sub>	۱,۴۶	۰,۵۲	۴,۲۹	۰,۰۰۵
X <sub>۷</sub> (۲)	B <sub>۸</sub>	۰,۸۴	۰,۳۹	۲,۳۲	۰,۰۳۳

### نتایج (Results):

این بررسی از فروردین ماه سال ۱۳۷۲ در ۱۳ بیمارستان آموزشی شهر تهران آغاز شد تعداد ۱۷۸۰ مورد عمل نوله بستن در مدت منگور وارد مطالعه شدند که ۵۸,۸٪ در زمان پس از زایمان و ۴۱,۲٪ در زمان Interval صورت گرفته است.

\* یافته های این بررسی نشان میدهد:

- بطور متوسط زمانی که اقدام به بستن نوله های رحمی کردند ۳۲ ساله و حداقل ۲۲ ساله و حداکثر ۵۵ ساله میباشد.
- بیشترین زمانی که اقدام به بستن نوله های رحمی کرده اند بین ۲۰-۴۰ ساله بوده اند.
- متوسط تعداد فرزندان پسر ۲ و دختر نیز ۲ میباشد.
- مهمترین دلیل بستن نوله های رحمی به گفته خود زنان ، کاهش بودن تعداد فرزندان میباشد (۸۷,۵٪).
- تکنیک نوله بستن با ۴۵,۹٪ در بیشتر موارد بومروی مدقیقه میباشد.
- بیشترین نوع بیهوشی با درصد ۴۳,۶٪ بیهوشی عمومی با اتئوپلاسیون گزارش شده است.
- در کل ۵,۲٪ موارد نوله بستن با عوارض حین عمل بوده است که بیشترین عارضه سخت پیداشدن نوله ها و طولانی شدن مدت عمل نوله بستن بوده است (۱,۵٪) که بین دو زمان اینتروال و پس از زایمان اختلاف معنی دار وجود ندارد.
- از بین عوارض حین عمل نوله بستن ۲٪ آن در زمان سزارین، ۱٪ در زمان اینتروال فاز نوشتال، ۱,۵٪ در زمان اینتروال فاز فوئیکولار و ۰,۸٪ آن در زمان بلافاصله پس از زایمان گزارش شده است (نمودار شماره ۱).



بتأثیر این رتبه بندی اثر لوله بستن بر ایجاد عوارض آن به صورت عمده به میباشند:

۱- پومروی مدیفیه

خطرات نسبی افزایش میباشد.

۲- پومروی

۳- پارگاند

۴- دیگر روشها

۸) خاتمههایی که یکی از اقدامات دیگر را ضمن عمل داشته اند (X7) ( خروج آی یو دی نکورنگاز، اوارکتوسی یا سیستمکوسی ) تقریباً ۲۰۳ برابر بیشتر نسبت به خاتمههایی که این پروسه ها را نداشته اند در خطر ابتلا به عوارض حین عمل لوله بستن میباشد.

۹) با توجه به اینکه اثرات متقابل متغیرهای موثر بر ایجاد عوارض مغزی دار نیستند نتیجه میشود که هر یک از آنها مستقل از یکدیگر و به تنهایی در ایجاد عوارض نقش دارند و اثر یکدیگر را تضعیف یا تقویت نمیکند.

جدول ۴: رابطه بین زمان لوله بستن و عوارض حین عمل لوله بستن

نوع عوارض	پس از زمان		ابتدای لوله بستن		حین بستن لوله		کل	
	تعداد	%	تعداد	%	تعداد	%	تعداد	%
خیر	۴۸۷	۲۷,۵	۲۴۸	۲۴,۷	۲۵۲	۱۴,۲	۱۶۷۱	۹۴,۷
بله	۱۵	۰,۸	۲۷	۱,۵	۱۳	۱	۹۱	۵,۳

جدول ۵) رابطه بین روش لوله بستن و عوارض حین عمل

نوع عوارض	روشهای دیگر		پارگاند		پومروی		پومروی مدیفیه		کل	
	تعداد	%	تعداد	%	تعداد	%	تعداد	%	تعداد	%
خیر	۳۶	۲	۴۳۵	۲۴,۶	۴۲۰	۲۳,۷	۷۸۴	۴۴,۳	۱۶۷۵	۹۴,۳
بله	۵	۰,۳	۲۹	۱,۶	۲۱	۱,۱	۲۷	۱,۵	۹۲	۵,۴

جدول ۶) رابطه بین اقدامات دیگر ضمن عمل یا عوارض حین عمل لوله بستن

اقدامات اضافی	بله		خیر		کل	
	تعداد	%	تعداد	%	تعداد	%
عوارض	۷۵	۴,۲	۱۵۸۹	۹۰,۵	۱۶۶۴	۹۴,۷

## بحث :

بر طبق نتایج این مطالعه بدلول کم خطر بودن روش پومروی مدیفیه نسبت به سایر روشها ترجیحا این روش پیشنهاد میشود.

همچنین در یک مطالعه بازنگری بر سایر مطالعات آلمانی که بوسیله Chi. C. مقدار آتش در سال ۱۹۹۵ انجام شده روش پومروی بخصوص نوع مدیفیه آن توصیه شده است که نتیجه مطالعه ما این مسئله را تأیید میکند.

با استفاده از نتایج این مطالعه نوله بستن پس از زایمان (۷۵-۷۷ ساعت پس از زایمان) توصیه میشود که در این صورت عوارض به حداقل خواهد رسید در مطالعه Chi (سال ۱۹۹۵) نشان داده شد که نوله بستن پس از زایمان یا در طی Early Postpartum عمل آسان و از نظر پزشکی مطمئن است و اثرات مضر بر شیردهی نخواهد داشت. گرچه میزان حاملگی گزارشی شده عموماً در نوله بستن Purperal بیشتر از Interval گزارش شده است بخصوص وقتی از روشهای بستن نوله به طریق مکانیکی استفاده شده است نقطه پایستی در نظر داشت با یک مشاوره صحیح و اصولی از میزان پشیمانی پس از عمل میتوان کسبت بخصوص در زمانی که احتمال پشیمانی برای آنها خیلی زیاد است.

در نوله بستن در زمان Puerperium هر چند مزایایی وجود دارد ولی نادرستترین برای نوله بستن در زمان پس از زایمان نیاز به بیماری و مشاوره دقیق دارند تا از پشیمانی و تمایل به باز کردن مجدد نوله هایشان جلوگیری گردد. (۹)

با توجه به این نکته که در ایران نوله بستن یکی از دلایل بسیاری از موارد سزارین میباشد باید متذکر گردید که عوارض نوله بستن در حین عمل سزارین بالاتر از عوارض فوق در زمان پس از زایمان میباشد و باید توصیه کرد که به علت بستن نوله های رحمی اقدام به انجام عمل سزارین نکنند بلکه در زمان پس از زایمان نوله بستن بسیار مطمئن تر و راحت تر میباشد.

در این مطالعه در مواردی از نوله بستن که به همراه خروج آی یو دی، کورتاژ، اوارکتومی و سیسنتکومی میباشد عوارضی بطور معنی داری در حین عمل نوله بستن بیشتر مشاهده شده است که البته میتواند مربوط به اقدامات دیگر ضمن عمل باشد. تفکیک این عوارضی که مربوط به نوله بستن است یا اقدامات دیگر حین عمل نوله بستن کاری مشکل است.

## پیشنهادهای :

با توجه نتایج بدست آمده پیشنهاد میشود که :

۱) بدلول کم خطر بودن روش پومروی مدیفیه نسبت به سایر روشهای نوله بستن ترجیحا از این روش در اعمال نوله بستن استفاده شود.

۲) خانمهایی که قصد بستن نوله هایشان دارند ترجیحا این کار را درست پس از زایمان انجام دهند تا احتمال بروز عوارضی آن به حداقل ممکن کاهش پیدا کند.

۳) پیش از اینکه عمل نوله بستن برای خانمها انجام شود آنها را به لحاظ همراه بودن یا سایر اقدامات مورد آزمایش قرار دهند تا در صورت مثبت بودن آن مراقبتهای لازم برای جلوگیری از عوارض حین عمل نوله بستن انجام شوند.

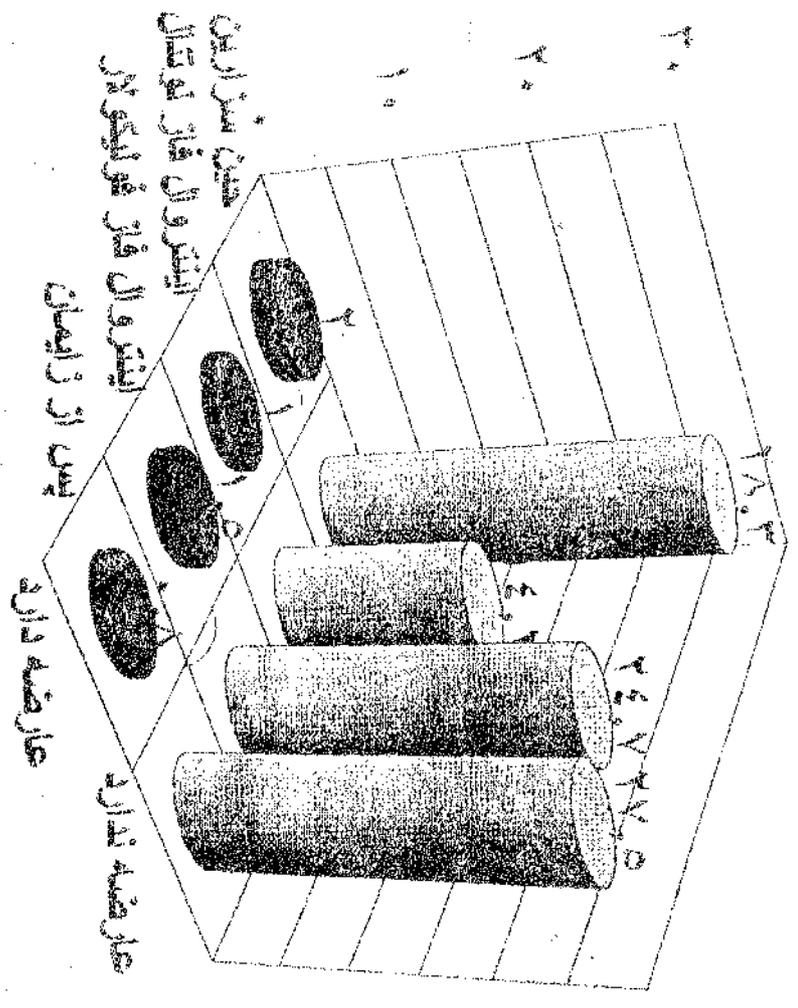
تشکر و سپاسگزاری :

در اینجا لازم است از زحمات سرکار خاتم دکتر محبومه فلاحتیان ،دکتر صفیه شاهریزوی  
الشمس، دکتر عبدالرسول اکبریان ، دکتر مهدی زاده ، دکتر فریده دادخواه ، دکتر منیحه  
مروجی ، دکتر رضی دادگر، دکتر لیلی صفدریان ، دکتر زهره شاهوردی ، دکتر سیمین  
موسوی ، خاتمهها سوسن افلاکی ، جنیدی ، صهرایی برستمی ، آل ابراهیم ، مجیدی ، مهر  
محمدی ، کریمی ، ندیمی ، یوزپور، هجاری ، توسلی ، آقاي محمود همتی تشکر و  
قدردانی کنیم .

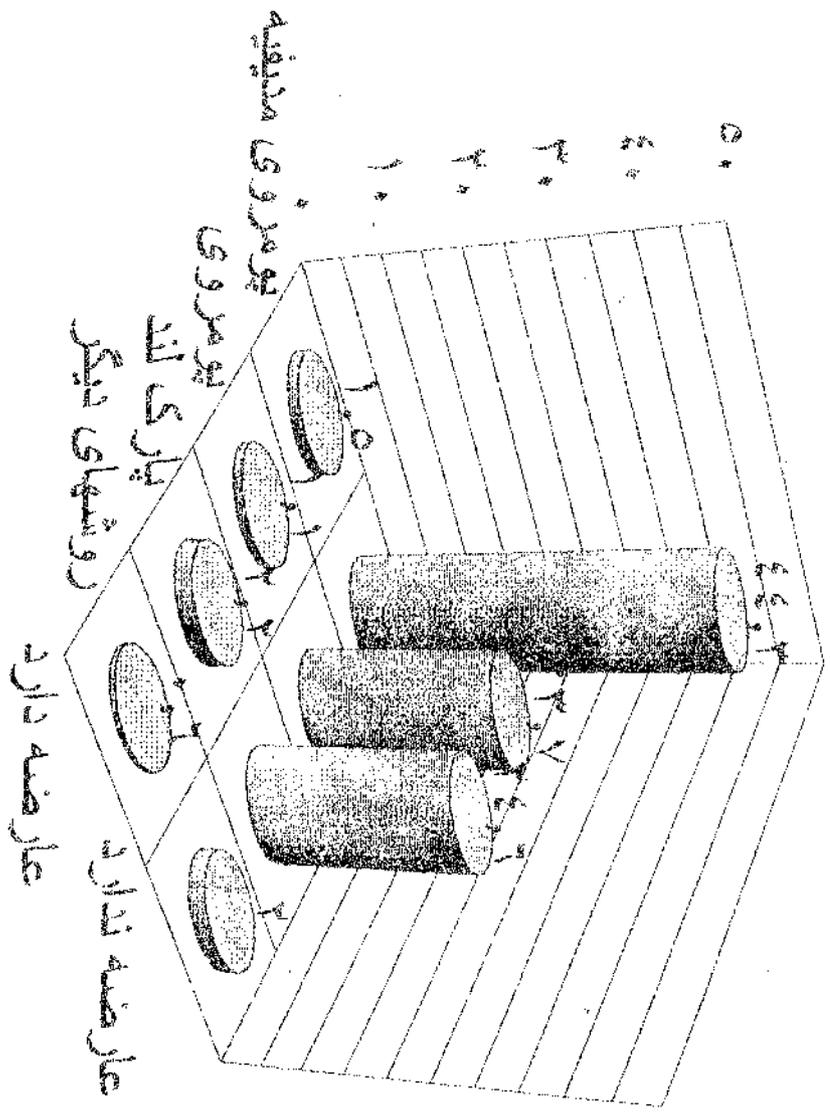
## REFERENCES:

- 1- ADVANCE IN FEMALE STERILIZATION RESEARCH. PROGRESS IN HUMAN REPRODUCTION RESEARCH, NO.36, 1995.
- 2- INTERNATIONAL PLANNED PARENTHOOD FEDERATION, FAMILY PLANNING HANDBOOK FOR DOCTORS, 1988, 173-191
- 3- CHENG CHI, C.A. PETTA AND MACPHEETER. A REVIEW OF SAFETY, EFFICACY, PROS AND CONS AND ISSUES OF PUERPERA TUBAL STERILIZATION AND UPDATE, ADVANCES IN CONTRACEPTION, 1995,11,187-206.
- 4- PRICHARDM MACDONALD, GANT, WILLIAMS, OBSTETRICS, 1985.
- 5-LAVRIE R. GREEN, POSTPARTUM STERILIZATION, CLINICAL OBSTETRIC AND GYNECOLOGY VOL.23, NO.2, JUNE 1980.
- 6- DAVID W. HOSMER, STANLEY LEMSHOW, APPLIED LOGESTIC REGRESSION, 1989.
- 7- S.H.C. DU TOIT, A.G.W. STEYN R.H. STUMPF, GRAPHICAL DATA ANALYSIS, 1986
- 8- WILSON E.A. DILTS P.V. SIMPSON J.J., COMPARATIVE MORBIDITY OF POSTPARTUM STERILIZATION PROCEDURE. AM J OBSTET. GYN. 1973. 115:884-9.
- 9- C. CHILLER. WILKEN, TUBAL LIGATION AT CESARIAN DELIVERY IN FIVE CENTERS:  
A COMPARISON WITH TUBAL LIGATION AFTER VAGINAL DELIVERY,  
INTERNATIONAL JOURNAL OBSTETRIC AND GYNECOLOGY, 1989. 257-265.
- 10- STEVEN SELVIN, PHD, STATISTICAL ANALYSIS OF EPIDEMIOLOGIC DATA,  
VOL.25. SECOND EDITION ,1995

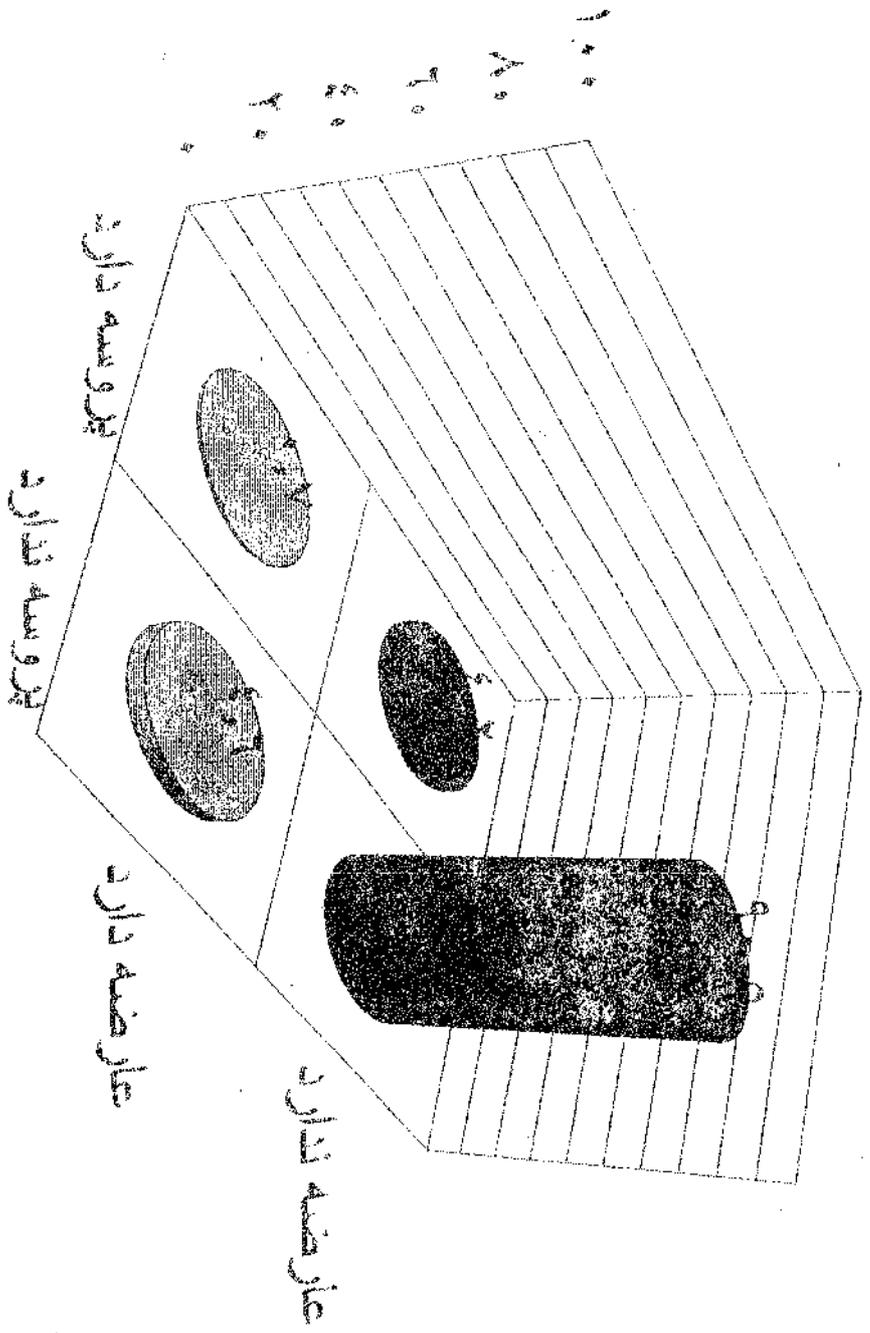
۱ نمودار درصد عوارض حین عمل لوله بستنی  
 بر حسب زمان لوله بستنی



۲ نمودار درصد عوارض حین عمل اولیه بستن  
 بر حسب تکثیر اولیه بستن



۳ نمودار درصد عوارض حین عمل پیر حسیبیا  
 پروسه های ضمن عمل اولیه بستن



# تحلیل رگرسیون پواسن

## نجف زارع

دانشگاه علوم پزشکی شیراز - گروه آمار زیستی و اپیدمیولوژی

### چکیده

رگرسیون پواسن یک روش آماری است که در تحقیقات پزشکی کاربرد زیاد پیدا کرده است. در رگرسیون پواسن، متغیر وابسته شمارشی است که دارای توزیع پواسن می‌باشد. این مدل برای وضعیتهایی مناسب است که متغیر وابسته به صورت تعداد (مثلاً تعداد موارد بیماری یا مرگ که اغلب به صورت میزان بیان می‌شود) در داخل یک سری زیر گروهها نمونه برداری شده باشد. این تحلیل برآوردهایی از پارامترهای مدل، خطای معیار و آزمون برازش را به دست می‌دهد و یک نسبت میزان مشترک را به دست می‌آورد که در اکثر مواقع تقریبی از SMR می‌باشد.

فرض کنید دو بردار  $y = (y_1, y_2, \dots, y_N)$  و  $\mu = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_N)$  به ترتیب تعداد و فراوانیهای منتظره در هر سلول (حجره) یک جدول توافقی با حجم نمونه  $\sum_{i=1}^N \mu_i = n$  و  $y_i \sim p(\mu_i)$  با  $i = 1, 2, \dots, N$ ؛ مدل لگ-خطی  $\log \mu = X\beta$  باشد.  $X$  ماتریس مدل و  $\beta$  یک بردار ستونی با  $t$  پارامتر است. از معادلات راستنمایی برآورد مقادیر منتظره به دست می‌آید. وقتی  $n \rightarrow \infty$  برآوردهای  $ML$  برای  $\beta$  دارای توزیع مجانبی نرمال با میانگین  $\beta$  و ماتریس کواریانس برابر با عکس ماتریس اطلاع می‌باشد.

$$\text{cov}(\hat{\beta}) = [X' \text{Diag}(\hat{\mu}) X]^{-1}$$

برای نمونه گیری پواسن:  $(X' \text{Diag}(\hat{\mu}) X)^{-1}$  با معرفی مدل ضربی تحلیل رگرسیون را برای مقایسه میزانهای مرگ و میر در زن و مرد از یک نوع سرطان در ۱۲ گروه سنی با استفاده از برنامه  $GLIM$  به کار برده و برآورد و استنباط انجام شده است.

مقدمه:

رگرسیون پوآسن یک روش آماری است که در مسائلی و تحقیقات پزشکی کاربرد زیادی پیدا کرده است. در جستجویی که در مجلات پزشکی از طریق مدلاین به عمل آمد، در طول سال های ۹۶-۱۹۹۴ تعداد ۱۴ مقاله پزشکی در تحلیل داده ها از رگرسیون پوآسن استفاده کرده اند. رگرسیون پوآسن در تحلیل میزان های مرگ و میر در گروه های سنی همگروه ها بیشتر به کار رفته است، اما برای ارزشیابی برنامه های مداخله ای بهداشتی نیز قابل کاربرد است (۱). همچنین در مطالعه همگروه ها که در معرض مواجهه با عوامل مخاطره آمیز قرار دارند استفاده می شود. همگروه در طول زمان مورد مشاهده قرار گرفته و حوادثی مثل بیماری یا مرگ برای آنها ثبت و همیشه هائی مثل سن، عادات به سیگار... که مرتبط با موضوع هستند در تحلیل وارد می شود. جدول تشکیل و میزانهای ویژه از هر جدول محاسبه می گردد. این جدول ها خلاصه هستند، اما روابط بین متغیرها معمولاً پیچیده می باشد و نیاز به تحلیل بیشتر دارد. برای تحلیل میزانها رگرسیون پوآسن مورد استفاده قرار می گیرد (۲). این تحلیل برآوردهایی از پارامترهای مدل، خطای معیار و آزمون های برازش را بدست می دهد و یک نسبت میزان مشترک (Common Rate Ratio) را بدست می آورد که در اکثر مواقع تقریبی از نسبت میراثی استاندارد شده (SMR) می باشد، این نسبت عبارت است از نسبت تعداد مرگ (یا حادثه) مشاهده شده در جمعیت تحت مطالعه به مرگ های مورد انتظار، که از تعمیم میزانهای جمعیت معیار به جمعیت تحت مطالعه بدست می آید (۳). هدف مقاله، معرفی مدل رگرسیون پوآسن و قابلیت کاربرد آن در مسائل پزشکی و بهداشتی است.

### روش کار:

در مدل رگرسیون پوآسن لگاریتم میزان به عنوان مجموع وزنی از متغیرهای مستقل مدل سازی می شود (۴). در مجموع این مدل را به عنوان زیر کلاسی از مدل های تعمیم یافته خطی می توان در نظر گرفت که اثرهای سیستماتیک (Systematic Effects) ضربی، توزیع خطاها پوآسن و تابع پیوند لگاریتم طبیعی است (۵).

فرض کنید دو بردار  $(y_1, y_2, \dots, y_n)$  و  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  به ترتیب فراوانی مشاهده شده و فراوانی منتظره در هر جدول یکجا جدول توافقی با حجم نمونه  $(n = \sum_{i=1}^n y_i)$  باشد (برای سادگی یک اندیس به کار می بریم). اگر  $\pi_i$  دارای توزیع پوآسن با میانگین  $\mu_i$  باشد آنگاه:

$$f(y_i; \mu_i) = \frac{e^{-\mu_i} \mu_i^{y_i}}{y_i!} = \text{Exp}[y_i, \log \mu_i - \mu_i - \log(y_i!)]$$

$$i = 1, 2, \dots, N$$

از خانواده نمایی با پارامتر طبیعی  $\log \mu_i$  و میانگین و واریانس برابر  $\mu_i$  با تابع پیوند  $\eta_i = \log \mu_i$  است. در این صورت مدل تک-خطی می شود:

$$\log \mu_i = \sum_{j=1}^t x_{ij} \beta_j, \quad i=1,2,\dots,N, \quad j=1,2,\dots,t$$

یا

$$\log \underline{\mu} = \underline{X} \underline{\beta}, \quad \underline{X} = (X_{ij})$$

که  $\underline{X}$  ماتریس مدل شامل ثابت های معلوم و  $\underline{\beta}$  یک بردار ستونی با  $t$  پارامتر است. برای نمونه گیری پواسن مستقل داریم:

$$\log\text{-likelihood} = l(\underline{\mu}) = \sum y_i \ln \mu_i - \sum \mu_i$$

$$l(\underline{\mu}) \propto \sum_i y_i \log \mu_i - \sum_i \mu_i$$

$$\propto \sum_i y_i (\sum_j x_{ij} \beta_j) - \sum_i \text{Exp}(\sum_j x_{ij} \beta_j)$$

$$\frac{\partial l(\underline{\mu})}{\partial \beta_j} = \sum_i y_i x_{ij} - \sum_i \mu_i x_{ij}$$

$$\Rightarrow \sum_i y_i x_{ij} = \sum_i \mu_i x_{ij} \quad j=1,2,\dots,t$$

$$\Rightarrow \underline{x}' \underline{y} = \underline{x}' \underline{\mu}$$

از حل این دستگاه آماره های بسنده برای مقادیر منتظره بدست می آید.

$$\frac{\partial^2 l(\underline{\mu})}{\partial \beta_j \partial \beta_k} = - \sum_i x_{ij} x_{ik} \mu_i$$

$$i=1,2,\dots,N, \quad j, k=1,2,\dots,t$$

$$\text{Information Matrix} = \underline{x}' \text{Diag}(\underline{\mu}) \underline{x}$$

اگر تعداد سلول ها ثابت و  $\sum_i y_i = n$  بزرگ شود ( $n \rightarrow \infty$ ) آنگاه:

$$\hat{\underline{\beta}} \text{ asy } N(\underline{\beta}, \text{Cov}(\hat{\underline{\beta}}))$$

$$\text{Cov}(\hat{\underline{\beta}}) = [\underline{x}' \text{Diag}(\hat{\underline{\mu}}) \underline{x}]^{-1}$$

مدل ضربی و رگرسیون پواسن:

فرض کنید میزان های مربوط به یک جدول توافق با دو عامل B (مثلاً سن) و C (مثلاً

مواجهه با عامل خطرناک) به صورت یک مدل ضربی به فرم زیر قابل بیان باشد.

مدل ضربی این مثال عبارت است از:

$$\text{Rate} = AB_j C_i \quad \text{یا} \quad \log(\text{Rate}) = a + b_i + c_j$$

$$j = 1, 2, \dots, K \quad i = 1, 2, \dots, n$$

$B_j =$  اثر سن که برای مواجهه کنترل شده ،  $A = \text{ثابت} = \text{Corner}$   
 $C_i =$  اثر مواجهه که برای سن کنترل شده ،  
 $b_i = \log(B_j)$  ،  $a = \log(A)$   
 $c_j = \log(C_i)$

مثال ۱:

یک میزان را در نظر بگیرید که مقادیر مختلف را در سه طبقه سنی و در دو سطح مواجهه اختیار می کند (F<sub>ij</sub>)، اما نسبت میزانها در هر طبقه سنی ثابت است.

سن	مواجهه		نسبت میزان = $\frac{r_{2j}}{r_{1j}}$
	۱	۲	
0	5	15	3
1	12	36	3
2	30	90	3

سن	مواجهه	
	۱	۲
0	AB <sub>1</sub> C <sub>1</sub> = 5 · 1 · 1	AB <sub>1</sub> C <sub>2</sub> = 5 · 1 · 3
1	AB <sub>2</sub> C <sub>1</sub> = 5 · 2.4 · 1	AB <sub>2</sub> C <sub>2</sub> = 5 · 2.4 · 3
2	AB <sub>3</sub> C <sub>1</sub> = 5 · 6 · 1	AB <sub>3</sub> C <sub>2</sub> = 5 · 6 · 3

بنابراین مدل ضربی را می توان به صورت زیر نوشت

$$\text{Rate} = \text{Corner} \cdot \text{Age}(i) \cdot \text{Exposure}(j)$$

ضرایب	مقدار
a	$\log A = \log 5 = 1.0609 = \text{Corner}$
b <sub>1</sub>	$\log B_1 = \log 1 = 0.0$
b <sub>2</sub>	$\log B_2 = \log 2.4 = .875$
b <sub>3</sub>	$\log B_3 = \log 6 = 1.792$
c <sub>1</sub>	$\log C_1 = \log 1 = 0$
c <sub>2</sub>	$\log C_2 = \log 3 = 1.099$

برای مثال:

$$r_{21} = e^{a+b_2 \cdot c_1} = e^{1.609+1.875(0.1)} = 12$$

$$r_{22} = e^{a+b_2 \cdot c_2} = e^{1.609+1.875(1.099)} = 36$$

$$SMR = \frac{D_2}{e_2} = \frac{15+36+90}{5+12+30} = 3 = \text{Rate Ratio}$$

تحت این شرایط SMR با Rate Ratio مساوی شد.

\* رگرسیون پواسن:

مدل پواسن برای وضعیت‌هایی مناسب است که متغیر وابسته به صورت تعداد (مثلاً تعداد موارد بیماری یا مرگ) در داخل یک سری زیر گروه‌ها، نمونه برداری شده باشد. جدول زیر میزان مرگ و میر در k طبقه (مثلاً گروه‌های سنی) و همچنین بر حسب m سطح مواجهه (مثلاً مواجهه با تشعشع) طبقه بندی شده است:

Risk	Strata			
	C <sub>1</sub>	C <sub>2</sub>	.....	C <sub>k</sub>
B <sub>1</sub> (Events)	Y <sub>11</sub>	Y <sub>12</sub>	.....	Y <sub>1k</sub>
Person-years	P <sub>11</sub>	P <sub>12</sub>	.....	P <sub>1k</sub>
B <sub>2</sub> (Events)	Y <sub>21</sub>	Y <sub>22</sub>	.....	Y <sub>2k</sub>
Person-years	P <sub>21</sub>	P <sub>22</sub>	.....	P <sub>2k</sub>
B <sub>m</sub> (Events)	Y <sub>m1</sub>	Y <sub>m2</sub>	.....	Y <sub>mk</sub>
Person-years	P <sub>m1</sub>	P <sub>m2</sub>	.....	P <sub>mk</sub>

هر حجره از جدول شامل تعداد حادثه (y<sub>ij</sub>) و شخص-زمان تجمعی (P<sub>ij</sub>) برای افرادی که حادثه را تجربه کرده‌اند و آنها که در معرض این حادثه قرار داشته‌اند، این دو مقدار یک برآورد میزان ویژه - حجره ای برای متغیر مواجهه (B<sub>j</sub>) و متغیر طبقه ای (C<sub>j</sub>) با رابطه  $r_{ij} = \frac{y_{ij}}{P_{ij}}$  بدست می‌دهد.

مدل پواسن جمعی برای داده‌های مذکور در جدول قبلی سه مؤلفه اصلی دارد:

۱- متغیر شمارشی وابسته دارای توزیع پواسن است و  $P(y_{ij}) = \frac{e^{-\mu_{ij}} \mu_{ij}^{y_{ij}}}{y_{ij}!}$  (وقوع y<sub>ij</sub> پیشامد)

۲- تعداد حادثه‌های مورد انتظار در هر حجره جدول که با پارامتر  $\mu_{ij}$  مشخص شده است، تابعی

است از رده‌های طبقات / مواجهه: یا:  $\mu_{ij} = P_{ij} e^{a+b_1 \cdot c_j}$

$b_j$  و  $c_j$  پارامترهای دخیل در مدل هستند که متاثر از متغیرهای مستقل طبقه ای می باشند. پارامتر  $a$  مقدار ثابتی است که به فراوانی کل پشه‌ها بستگی دارد.

$$\log - Rate = \log\left(\frac{\mu_{ij}}{P_{ij}}\right) = a + b_i + C_j \quad \text{مدل ضربی:}$$

دو مؤلفه اصلی مدل رگرسیون پواسن، توزیع احتمال (پواسن) و رابطه بین پارامترها (خطی) می باشد. این دو مؤلفه "رودی" لازم برای برآورد پارامترهای مدل  $(a, b_i, c_j)$  از مجموعه داده ها می باشد. روند برآورد تقریباً همیشه نیاز به برنامه کامپیوتری آماری دارد.

مثال ۲: (m سطر و در ستون)

مدل پواسن که برای مقایسه میزان مرگ و میر در مردان ( $j=1$ ) و زنان ( $j=2$ ) از یک نوع سرطان در بین ۱۲ طبقه سنی ( $i=1, 2, \dots, 12$ ) با استفاده از مجموعه داده ها به کار رفته است، به صورت:

$$\log - Rate = a + b_i + c_j \quad \text{صورت:}$$

می باشد که  $b_i$ ، سطوح مختلف  $\log - Rate$  را برای هر طبقه سنی و  $c_j$  یک متغیر دوتایی است که گروه مرد و زن را تمایز می سازد. توجه داشته باشید که لازمه مدل این است که اختلاف  $\log - Rate$  در هر طبقه سنی یکسان باشد

$$\text{(یعنی: } C_2 - C_1 = \log - \text{rate (female rate)} - \log - \text{rate (male rate))}$$

البته نسبت میزانهای ویژه مشاهده شده یکسان نخواهد بود (جدول زیر، ستون آخر)

Age	Males			Females			$r_{12} / r_{11}$
	Person-Years	Deaths	Rates( $r_{11}$ )	Person-Years	Deaths	Rates( $r_{12}$ )	
30-34	1,299,868	55	4.23	1,300,402	37	2.85	0.67
35-39	1,240,595	49	3.95	1,217,896	29	2.38	0.60
40-44	1,045,453	38	3.63	1,045,801	23	2.20	0.61
45-49	795,776	26	3.26	810,260	12	1.48	0.45
50-54	645,991	19	2.94	665,612	7	1.05	0.36
55-59	599,729	17	2.83	633,616	12	1.89	0.67
60-64	538,109	22	3.87	650,686	9	1.38	0.36
65-69	506,475	21	4.15	600,455	19	3.16	0.76
70-74	368,751	18	4.88	474,609	13	2.74	0.56
75-79	252,581	11	4.36	376,781	14	3.72	0.85
80-84	140,053	10	7.14	255,412	5	1.96	0.27
85+	81,850	4	4.87	313,603	3	1.40	0.29
Total	7,545,231	290	3.84	8,345,163	183	2.19	0.58

مقایسه رسمی مدل با داده‌ها بیانگر این است که احتمالاً تغییرات بین نسبت‌های مشاهده شده ثابت است. نگارشم یک میزان شامل دو مولفه است: تعداد حادثه و شخص سال مواجهه:

$$\log - \text{Rate} = \log (\text{Count}) - \log (\text{Person-years}) = a + b_i + c_j$$

بنابراین مدل رگرسیون را می‌توان به صورت زیر در نظر گرفت:

$$\log (\text{count}) = a + b_i + c_j + \log (\text{person-years}).$$

ضریب وابسته به جمله  $\log (\text{person-years})$  همیشه 1 می‌باشد، این نوع جمله Offset نامیده می‌شود و قسمتی از اجزاء برنامه کامپیوتری می‌باشد. اگر مدل پواسن را برای داده‌های فوق به کار بریم. برآوردی از پارامترهای مدل را بدست می‌دهد. در یک جدول با  $m$  سطر و  $k$  ستون تعداد

$$1 + (m-1) + (k-1) = m+k-1$$

پارامترهای برآورد شده عبارت است از:

یک پارامتر که متغیر ستونی را توصیف می‌کند و یک پارامتر که متغیر سطری را تشریح می‌کند برابر صفر می‌باشد ( $b_1 = c_1 = 0$ ) و  $m+k-1$  پارامتر از داده‌ها برآورد می‌شود. برای داده‌های

فوق  $13 = 12 + 2 - 1$  پارامتر برآورد می‌شود و  $b_1 = c_1 = 0$ .

با استفاده از برنامه GLIM پارامترها برآورد شده است (A).

? \$ unit 24

? \$ Data sex py D Age

? \$ Data ? Din 76

Filename ? A: poisson. Dat

\$ Din ? \$ YVar D \$ Error P

\$ cal Zero = %log ( prY ) \$ offset Zero

? \$ Factor Age 12: sex 2 \$

? \$ Fit :+age :+sex

\$ Fit ? \$ Display D E L M R \$

نتایج کامپیوتری به شرح زیر است:

	Estimate	S . E	Parameter
1)	-10.008	.110	1= a
2)	-.112	.154	Age( 2 )= b <sub>2</sub>
3)	-.193	.165	Age( 3 )= b <sub>3</sub>
4)	-.400	.193	Age( 4 )= b <sub>4</sub>
5)	-.575	.222	Age( 5 )= b <sub>5</sub>
6)	-.401	.213	Age ( 6 )= b <sub>6</sub>
7)	-.311	.208	Age ( 7 )= b <sub>7</sub>
8)	.045	.189	Age ( 8 )= b <sub>8</sub>
9)	.073	.208	Age ( 9 )= b <sub>9</sub>
10)	.071	.226	Age ( 10 )= b <sub>10</sub>
11)	.152	.279	Age ( 11 )= b <sub>11</sub>
12)	-.271	.392	Age ( 12 )= b <sub>12</sub>
13)	-.561	.095	Sex ( 2 )= c <sub>2</sub>

ضرایب برآوردی، مقدار برآورد شده را تولید می کنند که در نتایج کاهپوئری وجود دارد. برای مثال میزان میراثی برآورد شده برای گروه سنی ۶۵-۶۹ سال در زنان عبارت است از:

$$\log(\hat{\tau}_{62}) = a + b_6 + c_2 = -10.0081 + 0.045 + (-.561) = -10.524$$

$$\hat{\tau}_{62} = \text{Exp}(-10.524) = 0.0000269$$

با ۶۹،۲ مرگ در ۱۰،۰۰۰ شخص - سال. بنابراین تعداد مرگ منتظره بر اساس مدل برابر است با:

$$\hat{\tau}_{62} \times P_{62} = 0.0000269 \times 600455 = 16.145 \quad (\text{زن})$$

در زمانی که تعداد مشاهده شده برابر ۱۹ است (جدول داده ها)، به طور مشابه، میزان برآورد شده بر اساس مدل برای مردان:

$$\hat{\tau}_{61} = 0.0000471$$

ونسبت میزان برآورد شده در این گروه سنی برابر است با  $0.0000269 / 0.0000471 = .571$ .

(مرد/زن)، که مستقیماً از پارامترهای مدل نیز قابل محاسبه است. مدل یک نسبت میزان ثابت مشترک را برای تمام طبقات سنی دیکته میکند و برآورد این نسبت ثابت برابر است با:

$$\text{Exp}(c_2 - c_1) = \text{Exp}(-.561 - 0) = .571$$

برای محاسبه SMR همان فرض صریح در مدل رگرسیون پوآسن جمعی نسبت های میراثی ثابت بین تمام طبقات سنی را لازم دارد. SMR از داده های فوق (با یکارگیری نمونه مردان به عنوان استاندارد) عبارتست از:  $566$ .

$$\text{SMR} = \frac{D_{\text{female}}}{e_{\text{female}}} = \frac{183}{323.497} = .566$$

که بیانگر اختلاف در میزان میراثی ویژه سنی از بیماری سرطان در بین زنان و مردان است. نسبت های میزان از مدل پوآسن و SMR که مستقیماً از داده ها محاسبه می شود در کل برابر نیستند اما وقتی نسبت های میزان مشاهده شده در بین تمام طبقات سنی مشابه باشند دورویکرد برآورد های مشابه را به دست می دهند.

هر ضریب برآورد شده از مدل پوآسن یک خطای معیار مربوط به خود دارد که از پیوسته برآورد مشتق می شود. این اندازه را برای محاسبه فاصله اطمینان می توان یکار بود. برای مثال یک فاصله از اطمینان ۹۵ درصد برای لگاریتم نسبت میزان برابر است:

$$\hat{c}_2 \pm 1096 \sqrt{\text{Var}(\hat{c}_2)} = -561 \pm 1096(0.0948) = (-.747, -.375)$$

و فاصله اطمینان تقریبی برای خود نسبت میزان که با  $e^{\hat{c}_2} = e^{-561} = .571$  تخمین زده شده است،

$(.475, .687) = (e^{-.747}, e^{-.375})$  برآورد می شود. کاربرد دیگر خطای معیار در محاسبه آماره Z

است. آماره  $Z = \frac{\text{estimated Parameter}}{\text{Se}(\text{est. par.})}$  تقریباً دارای توزیع نرمال استاندارد است. وقتی که اختلاف

ضریب برآورد شده با صفر تنها به خاطر شانس باشد و این روشی برای ارزیابی اندازه آن می باشد.

برای مثال در آزمون نسبت میزان میراثی،  $Z = \frac{-561}{0948} = -5.975$  می باشد. Z دارای توزیع تقریبی

نرمال است. وقتی نسبت میزان های زن به مرد ۱ باشد (یعنی  $C_2 = 0$ )، مقدار 5.975 تغییر محتمل است که صرفاً از تغییرات تصادفی ناشی شده باشد، و ما را به استنباط اینکه میزان زن به مرد ۱ نیست رهنمون می سازد.

فرض کنید نسبت میزان در بین مرد و زن ثابت است، آنگاه ضمیمی است که رابطه سن را ارزیابی کنیم. اگر ضریب برآورد شده  $C_2$ ، وقتی سن از مدل حذف می شود به طور اساسی تغییر کند آنگاه به وضوح سن بر روی نسبت تاثیر می گذارد و بایستی در معادله رگرسیون باقی بماند تا یک برآورد ناریب از  $C_2$  بدست آید.

تغییر در برآورد که به واسطه خارج کردن یک متغیر از مدل تحلیلی حاصل می شود اریب مداخله گر (Confounder bias) می باشد. مدل پوآسن به کار رفته با پارامترهای سنی حذف شده  $\text{Log-Rate} = a + c_j$  به داده های میراثی بیماری منجر به برآورد نسبت میزان به صورت  $e^{-549} = 577$  (چون  $\hat{C}_2 = -549$ ) می شود که تفاوت زیادی با حالتی که سن در مدل بوده، ندارد (در مقایسه با 571). تاثیر مداخله هر متغیر را با مقایسه پارامترهای محاسبه شده از دو مدل، یکی با حضور متغیر در مدل و دیگری بدون حضور متغیر در مدل، می توان ارزیابی نمود. اختلاف های مشاهده شده در ضریب های برآورد شده (مثلاً  $\hat{C}_2$  در برابر  $\hat{C}_2^*$ ) درجه اریب مداخله گر را اندازه گیری می کند.

### بحث:

مدل رگرسیون پوآسن که برای داده های شمارشی بکار می رود نزدیک به مدل Cox برای داده های پیوسته است، حال آنکه در مدل Cox برای داده های زیاد نیاز به محاسبات وقت گیری می باشد اما در مدل رگرسیون پوآسن با گروه بندی داده ها، محاسبات سریع تر انجام می گیرد (۴). ویژگی جذاب رگرسیون پوآسن در این است که می توان برآورد معقولی از شاخص هایی مثل خطر نسبی را بدست آورد. در مقایسه، تکنیک ساده استاندارد سازی میزانها که برای اپیدمیولوژیست ها آشنا است تحت فرض عدم اثر متقابل با همبسته ها برقرار است. فرم های پیچیده اثر متقابل، مثل رابطه های غیر خطی بار رگرسیون پوآسن بهتر تطبیق می کند و همساز تر است. قابلیت انعطاف مدل سازی که در رگرسیون پوآسن قابل دسترسی است، مقایسه نتایج از مطالعات مختلف را میسر می سازد. مدل رگرسیون پوآسن مخصوصاً در مطالعات پگیری که برای بدست آوردن میزان بیماریها، مخارج کسر بر پایه زمان (شخص - سال) استوار است مفید می باشد (۵). مدل سازی رگرسیون پوآسن برای بیماریها به طور وسیع در اپیدمیولوژی توصیفی بکار می رود. (۹) با وجودی که مدل رگرسیون برای داده های شمارشی مناسب است، اما اگر مفروضات

آن برقرار نباشد. گسراه کننده است، زیرا در بعضی موارد متن کاربرد در روان شناسی، متغیر شمارشی مربوط به افراد معمولاً متغیر ترا از آن چیزی است که مدل نیاز دارد. البته مشکل قابل تعدیل هست (۱۰).

امروزه به علت استفاده وسیع از داده‌ها و مسئله تداخل و مزاحمت متغیرها، یک تحلیل خاص آماری کارگشا نیست و بایستی نتایج باروش‌های دیگر آماری مورد تأیید قرار گیرد (۱۱).

#### References :

1. Kuhn, L., Davidson, I. L., Durloh, M. S., Use of Poisson regression and time series analysis for detection changes over time in rates of child injury following a prevention program, *Am J Epidemiol.*, 1994, 140: 943- 955.
2. Selvin, S., practical biostatistical methods, Duxbury press, 1995
- ۳- لست، جان م، مترجم ناصری، کیومرث، فرهنگ اپیدمیولوژی، ۱۳۶۷، انتشارات دانشگاه تهران
4. Selmer, R., A comparison of poisson regression models fitted to multiway summary tables and cox's survival model using data from a BP screening in the city of Bergen, Norway, *Stat in medicine*, 9: 1157- 1165 ( 1990 )
6. Agresti, Alan, categorical data analysis, John wiley & sons, 1990
7. Clayton, D., Hills, M., Statistical models in epidemiology, oxford scientific publication, 1993.
8. Royal statistical society, Generalised Linear Interactive Modelling system release 3.77, Numerical Algorithms Group ltd, 1986.
9. Rewerse, M., Stone, R. A., LaPorte, R. E., etal, Poisson regression modelling of temporal variation in incidence of childhood insulin dependent diabetes mellitus in Allegheng county, Pensilvania, and wielkopolska, Poland, 1970- 1985, *Am J Epidemiol.* 129 ( 3 ): 569- 581, 1989
10. Gardener, w., Mulveg, E. P., Shaw, E. C, Regression analysis of counts & rates overdispersed poisson and negative binomial models, *Psychol- Bull.* 1995 Nov. 118( 3 ): 392- 404
11. Kianfard, F., Gallo, PP., Poisson regression analysis in clinical research, *J- Biopharm- stat.* 1995, mar 5 ( 1 ): 115- 29.

# روشهای آماری در اپیدمیوموژی

علیرضا زمان پرور

دانشگاه علوم پزشکی همدان، گروه آمار زیستی

## چکیده

در تحقیقات علوم پزشکی و بهداشتی رابطه بین عامل ایجاد کننده و وضعیت ابتلا به بیماری مورد بررسی قرار می‌گیرد و مناسبترین مطالعه مشاهده‌ای برای تعیین وجود یا عدم وجود چنین رابطه‌ای مطالعه همگروهی می‌باشد که برای تجزیه و تحلیل اطلاعات در مطالعات همگروهی از اندازه‌های خطر اضافی ابتلا به بیماری مبتنی بر اختلاف خطر و خطر نسبی استفاده می‌شود. در این مقاله برای در نظر گرفتن نوسانات تصادفی ناشی از نمونه‌گیری به ساختن فاصله‌های اطمینان برای این دو اندازه پرداخته و آنها را با روشهایی که در سال ۱۹۷۶ به همین منظور پیشنهاد شده بود، مقایسه می‌کنیم.

در بین انواع مطالعات مشاهده‌ای برای بررسی رابطه بین علت احتمالی و وضعیت ابتلا به بیماری، مطالعه همگروهی مناسبترین می‌باشد زیرا در برابر مطالعه مورد - شاهدی از امتیاز و صحت بیشتری برخوردار است. در این مطالعه، افراد در ابتدا در مورد بروز و عدم بروز بیماری مورد بررسی، مورد - شاهدی یا کنترل‌شده و بیشتر گروه مورد نسبت به گروه شاهد در مورد مواجهه با عامل مورد بررسی، انتخاب گروه شاهد و همچنین سیر غیرطبیعی حرکت از معلول به علت بعنوان مانعی در مناسبت داشتن مطالعه مورد - شاهدی عمل می‌کند. هر چند هنگامیکه وقوع بیماری در جامعه مادر و گروه شاهد نماینده کل جامعه باشد از مطالعه مورد - شاهدی بمانند مطالعه همگروهی بهره می‌جوئیم.

در مطالعه همگروهی که از علت به سمت معلول حرکت می‌کنیم در ابتدا نمونه‌ای از کل جامعه انتخاب می‌کنیم و سپس افراد بیمار را جدا کرده و از سایر افراد بدون بیماری دو گروه مواجهه یافته و نیافتة با عامل را مشخص می‌کنیم و در طول زمان مورد بررسی مورد پیگیری قرار می‌دهیم تا در هر دو گروه عده‌ای به بیماری مبتلا شوند و عده‌ای دیگر هم مبتلا نشوند. اگر چنانچه در طی زمان مورد بررسی، افراد غیر بیماری هم بتوانند وارد مطالعه شوند در اینصورت مدت در معرض خطر ابتلا به بیماری بودن افراد مورد بررسی یکسان نمی‌باشد. در اینگونه موارد برای تجزیه و تحلیل اطلاعات در این دسته از مطالعات همگروهی از دو اندازه خطر اضافی ابتلاء به بیماری یعنی اختلاف خطر و خطر نسبی استفاده می‌شود.

اختلاف خطر (Risk different) عبارتست از اختلاف در میزانهای بروز بیماری بین گروههای مواجهه یافته و نیافتة. اگر اختلاف در میزانها را بتوان به مواجهه نسبت داد اندازه مفیدی برای نشان دادن وسعت

مشکلات بهداشت عمومی است که بعلت مواجهه ایجاد شده است. یعنی :

مواجهه

	مبتلا	ندارد	شماره	جمع
بیماری	مبتلا	$A_1$	$A_0$	$A$
	شخص - زمان	$R_1$	$R_0$	$R$

$$I_1 = \frac{A_1}{R_1} \quad , \quad I_0 = \frac{A_0}{R_0}$$

$$\text{risk different} = I_1 - I_0$$

که میزان بروز بیماری در گروه مواجهه یافته =  $I_1$

میزان بروز بیماری در گروه مواجهه نیافته =  $I_0$

و خطر نسبی (Relative risk) عبارتست از نسبت میزانهای بروز بیماری در دو گروه مواجهه یافته و

نیافته. خطر نسبی اندازه قدرت یک ارتباط است که در بررسی احتمالی ارتباط علیتی استفاده می‌شود. مثلاً

خطر نسبی سرطان ریه در سیگاریهای افراطی که بمدت طولانی سیگار می‌کشند در مقایسه با غیرسیگاریها

تقریباً ۲۰ است که برای تعیین اینکه خطر نسبی فوق بزرگ می‌باشد و نشان دهنده رابطه شانسی نیست باید

فاصله اطمینان برای آن بدست داد. یعنی:

مواجهه

ابتلا به بیماری	مبتلا	دارد	ندارد	جمع
		$A_1$	$A_0$	$A$
	شخص - زمان	$R_1$	$R_0$	$R$

$$RR = \frac{I_1}{I_0}, \quad I_1 = \frac{A_1}{R_1}, \quad I_0 = \frac{A_0}{R_0}$$

برای تعیین رجحان و برتری اختلاف خطر و خطر نسبی در برابر هم لازم است متذکر شویم که میزان

بروز بیماری دارای واحدی بنام زمان است چون در مخرج کسر آن از شخص - زمان استفاده می‌شود، لذا

می‌توان نتیجه گرفت که اختلاف خطر به واحد زمان بستگی دارد در حالیکه خطر نسبی از این واحد مستقل

است و از اینرو به نظر می‌رسد خطر نسبی بر اختلاف خطر رجحان داشته باشد.

برای اقدام به ساختن فاصله اطمینان برای دو اندازه اختلاف خطر و خطر نسبی لازم است که مقدماتی

تهیه شود از جمله باید رابطه بین میزانهای شیوع و بروز تبیین شود و همچنین توزیع نمونه‌ای اختلاف خطر

و خطر نسبی بدست آورده شود.

### الف - رابطه بین میزانهای شیوع و بروز

میزان شیوع بدینگونه تعریف شده است: نسبت جمعیت مبتلا به بیماری به جمعیت در معرض خطر در یک لحظه زمانی خاص. مفهوم آن احتمال ابتلا به بیماری برای افراد اعم از بیمار یا غیربیمار در زمان خاصی می باشد. میزان شیوع همیشه یک نسبت است یعنی مقادیرش مابین ۰ و ۱ قرار دارد ولی بطور قراردادی به آن میزان شیوع می گویند.

وقتی میزان بروز محاسبه می شود صورت کسر تعداد حوادث جدیدی است که در دوره مشخصی از زمان رخ داده اند و مخرج کسر جمعیت در خطری است که در همان مدت موارد جدید در آن دیده شده است و بصورت شخص - زمان بیان می شود. مفهوم آن احتمالاً ابتلا به بیماری برای فرد غیربیمار در دوره معینی از زمان است. واحدهای میزانهای بروز باید همیشه دارای بعد زمانی مثل سال، ماه یا روز باشد مقدار میزان بروز از صفر کمتر نمی باشد اما دارای حد بالایی نیست از اینرو با نسبت متفاوت می باشد. یعنی شیوع بالا الزاماً بمعنی بروز بالا نمی باشد بلکه ممکن است بروز پائین و متوسط طول دوره بیماری طولانی باشد همچنین شیوع پائین لزوماً بمعنی بروز پائین نیست بلکه ممکن است بروز بالا و طول دوره بیماری بدلیل کشندگی زیاد یا بهبودی سریع کوتاه باشد. رابطه بین میزان شیوع که نسبت است و میزان بروز که دارای واحد زمانی است بدین صورت است که:

$$\frac{P}{1-P} = I \times D, \quad P = \text{شیوع}, \quad I = \text{بروز}, \quad D = \text{متوسط طول دوره بیماری}$$

در صورتیکه شیوع کوچک باشد می توان نوشت:

$$P = I \times D$$

### ب - توزیع نمونه ای اختلاف خطر

برای بدست آوردن توزیع نمونه ای اختلاف خطر همچنانکه در روشهای آماری برای توزیع نمونه ای

نسبت در حجم نمونه بزرگ دیده می شود می توان گفت :

$\hat{P}_0 =$  میزان شیوع نمونه در گروه مواجهه نیافته و  $\hat{P}_1 =$  میزان شیوع نمونه در گروه مواجهه یافته

$n_0 =$  تعداد نمونه در گروه مواجهه نیافته و  $n_1 =$  تعداد نمونه در گروه مواجهه یافته

$$\hat{P}_1 - \hat{P}_0 \sim N(P_1 - P_0, \sqrt{\frac{P_1(1-P_1)}{n_1} + \frac{P_0(1-P_0)}{n_0}})$$

بعبارتی دیگر

$$\frac{\hat{P}_1 - \hat{P}_0 - (P_1 - P_0)}{\sqrt{\frac{\hat{P}_1(1-\hat{P}_1)}{n_1} + \frac{\hat{P}_0(1-\hat{P}_0)}{n_0}}} \sim N(0, 1)$$

با توجه به رابطه  $P = I \times D$  در حالی که  $P$  خیلی کوچک است می توان نوشت :

$$\frac{\hat{I}_1 * D - \hat{I}_0 * D - (I_1 * D - I_0 * D)}{D * \sqrt{\frac{\hat{I}_1}{n_1} + \frac{\hat{I}_0}{n_0}}} \sim N(0, 1)$$

یا بعبارتی

$$\frac{\hat{I}_1 - \hat{I}_0 - (I_1 - I_0)}{\sqrt{\frac{\hat{I}_1}{n_1} + \frac{\hat{I}_0}{n_0}}} \sim N(0, 1)$$

و از آنجا فاصله اطمینان  $(1 - \alpha)\%$  برای اختلاف خطر یعنی  $I_1 - I_0$  بصورت زیر بدست می آید :

$$I_1 - I_0 \pm Z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{I}_1}{n_1} + \frac{\hat{I}_0}{n_0}}$$

آندره آهلبروم (Anders Ahelbom) و استفان نورل (Staffan Norell) در مقدمه‌ای بر اپیدمیولوژی

نوین روشی را بر اساس آزمون فرضیه در مطالعات میکروبی برای ساختن فاصله اطمینان اختلاف خطر

بصورت زیر مطرح می‌سازند:

$$(\hat{I}_1 - \hat{I}_0) \left(1 \pm 1/96 \frac{1}{K}\right) \quad (2)$$

که

مواجهه

وضعیت	میثلا	دارد	ندارد	جمع
		$A_1$	$A_0$	$A$
بیماری	شخص - زمان	$R_1$	$R_0$	$R$

$$K = \frac{O - E}{\sqrt{V}}, \quad O = A_1, \quad E = A \frac{R_1}{R}, \quad V = \frac{AR_1R_0}{R^2}$$

که هر دو دستور (1) و (2) برای فاصله اطمینان اختلاف خطر به نتیجه یکسانی منتهی می‌شود.

ج - توزیع نمونه‌ای خطر نسبی

از آنجائیکه تحت فرض صفر - عدم وجود رابطه بین میزانهای وفور بیماری در دو گروه مواجهه یافته و

نیافته - می‌توان گفت توزیع  $\hat{P}_1$  و  $\hat{P}_0$  از هم مستقل هستند، لذا داریم:

$$\frac{\hat{P}_1}{\hat{P}_0} = \frac{\hat{I}_1 \cdot D}{\hat{I}_0 \cdot D} = \frac{\hat{I}_1}{\hat{I}_0} \sim \frac{N\left(I_1, \frac{I_1}{n_1}\right)}{N\left(I_0, \frac{I_0}{n_0}\right)}$$

یا به عبارتی دیگر

$$\frac{I_1 / \frac{I_1}{n_1}}{I_0 / \frac{I_0}{n_0}} \sim \frac{\chi^2 (r=1, \Theta_1=I_1)}{\chi^2 (r=1, \Theta_0=I_0)}$$

$$\frac{\hat{I}_1^* / \frac{I_1}{n_1}}{\hat{I}_0^* / \frac{I_0}{n_0}} \sim F (r_1=1, r_0=1)$$

و پارامترهای نامرکزیت ( $\theta_1 = I_1$  و  $\theta_0 = I_0$ ) می‌باشد.

و از آنجا می‌توانیم فاصله اطمینان برای  $\frac{I_1}{I_0}$  را به صورت زیر بدست آوریم:

$$\frac{\frac{n \hat{I}_1^*}{n \hat{I}_0^*}}{F_{\frac{\alpha}{2}}(1,1)} < \frac{I_1}{I_0} < \frac{\frac{n \hat{I}_1^*}{n \hat{I}_0^*}}{F_{1-\frac{\alpha}{2}}(1,1)} \quad (2)$$

یا پارامترهای نامرکزیت ( $\theta_1 = I_1$  و  $\theta_0 = I_0$ )

در حائیکه فاصله اطمینان بدست داده در 'مقدمه‌ای بر اپیدمیولوژی نوین' آندره آهلجوم

(Anders Ahelbom) که بر اساس فرض نرمال بودن توزیع LnRR استوار است بصورت زیر است:

$$RR (1 \pm 1/96 \frac{1}{K}) \quad (3)$$

۱- آلفومونستره بنورل استنان : مقدمه‌های بر اپیدمیولوژی نوین ترجمه دکتر قیروز آزادگان و دکتر کیومرث ناصری - تهران : دانشگاه علوم پزشکی ۱۳۶۸

۲- بیگل هول آر، یونینا آر و کچلستر و مینی : مبانی اپیدمیولوژی ترجمه دکتر محسن جانقربانسی و دکتر مطهره زیانیور - تهران : معاونت پژوهشی وزارت بهداشت درمان و آموزش پزشکی ۱۳۷۱

۳- دهاگ، رایرت، وی و کریک، آلن تی : مقدمه‌های بر آمار ریاضی ترجمه دکتر نوروز ایزددوستدار و تهران : دانشگاه تهران ۱۳۵۹

۴- مازنر: چودیت سن ویان، استاک، : اصول اپیدمیولوژی - ترجمه دکتر حسین ملک افشلی و دکتر کیومرث ناصری - تهران : مرکز نشر دانشگاهی ۱۳۶۹

بررسی روند فوتهای ثبت شده در گورستان بهشت  
زهرای شهر تهران از سال ۱۳۷۱ لغایت ۱۳۷۶ و  
میزان دقت در ثبت آنها

محمد علی سپاسخواه ، کاظم محمد و علیرضا ابدی

اداره کل آمار و خدمات ماشینی وزارت بهداشت،  
درمان و آموزش پزشکی

## چکیده

در این پژوهش باروش مطالعه داده‌های موجود (Data existing) روند مرگ در گروه‌های سن، جنس و علت اصلی منجر به فوت از سال ۱۳۷۱ لغایت ۱۳۷۶ بررسی شده و نسبت‌های جنسی مرگ و میر به تفکیک سن و گروه‌های اصلی علت مرگ استخراج گردید. همچنین کیفیت اطلاعات ثبت شده در گواهیهای فوت و گورستان بهشت زهراي شهر تهران بررسی شد. بدین منظور بطور نمونه‌ای به مدت یک هفته در تیرماه سال ۱۳۷۶ کلیه موارد مرگ در گورستان بهشت زهرا بررسی شده و از این تعداد، آن دسته از فوت‌شدگانی که در بیمارستان فوت نموده‌اند از نظر سن، جنس و علت اصلی منجر به مرگ، پیگیری شدند و اطلاعات کاملی از طریق پرسشنامه‌های تنظیم شده، توسط دانشجویان پزشکی جمع‌آوری گردید. در کنار این اطلاعات، از بستگان یا والدین متوفی (با مراجعه دانشجویان به منزل بستگان یا والدین متوفی) اطلاعات مورد نظر جمع‌آوری شده و با استفاده از این اطلاعات علت اصلی منجر به مرگ توسط پزشکان متخصص تعیین گردید. علت فوت تشخیص داده شده با علت فوت ثبت شده در گواهیهای فوت مقایسه شدند. این مقایسه در دو گروه سنی زیر یکسال و بالای یکسال انجام شد و به ترتیب ۴۰ درصد و ۲۲ درصد از علت‌های فوت پیگیری شده در گروه‌های سنی مذکور با علت فوت ثبت شده در گواهی فوتشان مطابقت نداشتند. همچنین عملکرد گورستان بهشت زهرا از لحاظ میزان صحت در انتقال اطلاعات (سن، جنس و علت مرگ) از گواهی فوت به شبکه رایانه‌ای آن سازمان بررسی شد. ۶۰ درصد از فوت‌شدگان در گورستان بهشت زهرا که سن آنها صفر ثبت شده بود مرده متولد شده (Still Birth) بودند. ۶۳ درصد از گواهیهای فوت دارای اطلاعات مربوط به جنس (پسر یا دختر) در گورستان به عنوان جنس «نوزاد» ثبت شدند و همچنین تعداد بسیار زیادی از علت‌های ثبت شده در گواهیهای فوت تنها علت مستقیم ایست قلبی و ایست قلبی تنفسی ذکر گردیده است به طوری که اینها علائم منجر به مرگ می‌باشند و ثبت بیش از حد این علائم عامل اصلی بالا بودن میزان کشندگی بیمارهای دستگاه گردش خون می‌باشد.



## ۱ مقدمه

مرگ و میر شاخصهای مربوطه پایه و اساس فعالیتهای بهداشتی و پژوهشی می باشد. متأسفانه در کشور ما چنین آماری در دسترس نمی باشد و اگر هم باشد ناقص، همراه با اشتباهات فاحش است. در اکثر گواهیهای فوت تنها علت مستقیم منجر به فوت، موارد ایست قلبی، ایست قلبی تنفسی ذکر گردیده است، که اینها علائم مرگ بوده و علت اصلی فوت نمی باشد و فقط در حد جواز دفن می باشند. همچنین بعضی از علتهای فوت، شایعتر از سایر علل فوت می باشند که در صورت اطمینان از کیفیت اطلاعات ثبت شده در گواهیهای فوت، لزوم انجام برنامه ریزیهای بهداشتی، درمانی جهت کاهش میزان کشندگی این علل ضروری می باشد [۱]. جدولهای مربوطه به پیوست ضمیمه می باشد.

## ۲ روش پژوهش

در این پژوهش با استفاده از اطلاعات موجود (Data Existing) روند مرگ و میر منطقه شهری تهران به تفکیک سن، جنس و علت منجر به مرگ بررسی گردید. همچنین در بخش دیگری از این پژوهش کیفیت اطلاعات ثبت شده در گواهی فوت و گورستان بهشت زهرای تهران بررسی شد و مدت یک هفته در نیمه ماه ۱۳۷۶ اطلاعات ثبت شده در گواهی فوت و گورستان بهشت زهرا به طور جداگانه جمع آوری شدند. از این تعداد ۳۶۱ متوفی که محل فوت آنها بیمارستان بود، از نظر سن، جنس و علت اصلی منجر به مرگ پیگیری شدند و اطلاعات مربوط به سیر بیماری آنها از طریق پرسشنامه های تنظیم شده، توسط دانشجویان پزشکی از بیمارستانها جمع آوری گردید. در این قسمت اطلاعات جمع آوری شده از پرونده بیمارستانی و بستگان متوفی پس از پیگیری، در اختیار پزشک مشاور قرار گرفته و با روش (Verbal Autopsy) علت اصلی منجر به مرگ تعیین گردید و با علت مرگ ثبت شده در گواهی فوت مقایسه شد. در این مطالعه جمع آوری اطلاعات توسط دانشجویان

پزشکی و تشخیص علت اصلی مرگ توسط پزشک مشاور به صورت دوسوکور (Double Blind) صورت گرفته است.

### ۳ یافته‌های تحقیق (Finding)

در این تحقیق روند مرگ و میر از سال ۱۳۷۱ لغایت ۱۳۷۶ در گروه‌های سن، جنس و علت اصلی منجر به مرگ بررسی شدند. در جدول (۱) تعداد مرگ در سالهای مختلف در گروه‌های مختلف سنی دیده می‌شود. به طوری که ملاحظه می‌شود بیشترین تلفات در گروه‌های سنی زیر یکسال و ۷۴-۶۵ سال می‌باشد. البته بعداً خواهیم دید که قسمت عمده‌ای از مرگ‌های زیر یکسال را مرگ جنینی تشکیل می‌دهد. گروه سنی ۱۴-۱۰ سال کمترین تلفات را داشته و هر چه به گروه‌های سنی بالاتر می‌رویم، تعداد مرگ‌ها افزایش می‌یابد.

همچنین مرگ‌های منطقه شهری تهران بر حسب جنس بررسی گردید. آن دسته از متوفیان که زیر یکسال بودند، کثراً با جنس نوزاد مشخص شدند و در اکثر موارد، در گواهیهای فوت مربوط به این گروه سنی، جنس مرد یا زن ثبت شده است در جدول (۲) توزیع جنس متوفیان در سالهای مختلف دیده می‌شود. برای متوفیان زیر یکسال به جای این که جنس متوفی، مرد یا زن باشد، در بهشت (مرا نوزاد ثبت شده است، اما در سنین بالاتر جنس به تفکیک مرد یا زن مشخص می‌باشد. تعداد متوفیان مرد در همه سالها بیشتر از متوفیان زن بوده و احتمالاً به علت نقص ثبت اطلاعات زنان فوت شده در سیستم می‌باشد. افزایش نسبت جنسی متوفیان به این معنی می‌باشد که با گذشت زمان، اختلاف تعداد متوفیان مرد از زن بیشتر می‌گردد. این روند صعودی در جدول (۳) کاملاً مشهود می‌باشد.

همچنین تعداد فوتها در هر از دو جنس در جدول (۴) دیده می‌شود. علاوه بر این نسبت جنسی مرد به زن در هر یک از گروه‌های سنی، در سالهای مختلف به دست آمده است. به طوری که ملاحظه می‌شود در گروه سنی ۲۴-۲۰ سال این نسبت در همه سالها، به بیشترین مقدار خود می‌رسد و حتی در بعضی از سالها مقدار این نسبت بیشتر از سه می‌باشد. یعنی این

که به ازای هر یک مورد مرگ برای زنان در این گروه خاص، بیش از سه مورد مرگ برای مردان اتفاق می‌افتد. این نسبت در گروه‌های سنی ۲۴-۲۵ و ۴۴-۴۵ نیز بالا می‌باشد. در صورتی که اختلاف بین جمعیت زنان و مردان در این دو گروه چشمگیر نمی‌باشد و نسبت‌های بالا نشان‌دهنده مرگ و میر بالای مردان نسبت به زنان در گروه‌های سنی مذکور احتمالاً به دلیل فوت ناشی از حوادث می‌باشد. در گروه‌های سنی زیر ۲۰ سال و بالای ۴۵ سال این نسبت روند نزولی داشته و حتی در گروه‌های سنی ۸۴-۷۵ و ۸۵ سال به بالا نسبت جنسی متوفیان زیر یک می‌باشد و این می‌تواند به دلیل کمتر بودن جمعیت مردان نسبت به زنان در گروه‌های سنی بالاتر از ۷۵ سال باشد (با اقتباس از سرشماری مسکن و نفوس سال ۱۳۷۵).

در جدول (۱) تعداد موارد مرگ در گروه‌های علت اصلی مرگ و میر مورد بررسی قرار گرفت. این بررسی توصیفی بر اساس علت فوتی که توسط کاربران رایانه در سازمان بهشت زهرا از روی گواهیهای فوت وارد شده صورت گرفته است و فرض بر این می‌باشد که علت ثبت شده توسط کاربر رایانه، درست می‌باشد. با در نظر گرفتن این فرض که اطلاعات علت فوت درست وارد شده است، بیشترین تلفات در گروه مربوط به بیماریهای دستگاه گردش خون می‌باشد. این گروه بیش از نیمی از کل مرگ‌های اتفاق افتاده در طول سال را به خود اختصاص می‌دهد. عمده علت‌های ثبت شده در این گروه شامل ایست قلبی، آنفارکتوس میوکارد، نارماین قلبی، گرفتگی عروق مغزی و سکته مغزی می‌باشد. پس از این گروه بیماری، گروه بیماریهای نوزادان، سرطانها، علائم و حالات بد تعریف شده، بیماریهای دستگاه تنفسی و گروه تصادفات به ترتیب بیشترین تلفات را به خود اختصاص داده‌اند.

با توجه به روند موجود در بعضی از گروه‌های اصلی علل مرگ ملاحظه می‌شود که با گذشت زمان تعداد تلفات در گروه بیماریهای دستگاه گردش خون و گروه نوزادان کاسته شده و همچنین تعداد تلفات در گروه‌های سرطان، علائم و حالات بد تعریف شده و بیماریهای دستگاه تنفسی روند افزایشی داشته است. همچنین درصد بالایی از علت‌های ثبت شده در بهشت زهرا، عبارت «بعدها تعیین می‌شود» می‌باشد به طوری که با گذشت زمان تعداد این موارد افزایش می‌یابد و دلیل اصلی ثبت این عبارت، این می‌باشد که (Autopsy) بر روی متوفی انجام شده و علت اصلی مرگ بعداً از طریق سازمان پزشکی قانونی تعیین می‌گردد.

در بخش دیگری از این تحقیق کیفیت اطلاعات ثبت شده، در گواهی فوت و گورستان بهشت زهرا بررسی شد. در مطالعه‌ای دیگر تعیین میزان صحت تکمیل گواهی فوت در سطوح

مختلف تحصیل می در بین پزشکان مورد بررسی قرار گرفت. نتیجه‌ای که از این مطالعه به دست آمد این است که دسته‌بندیهای نادرست به شدت بر روی مرگ و میر ناشی از بیماریهای دستگاه گردش خون و دیابت تأثیر می‌گذارد و ضرورت آموزش در زمینه تکمیل گواهی فوت برای پزشکان صادرکننده گواهیهای فوت و دانشجویان پزشکی در زمان تحصیل احساس می‌شود. [۲]. از مطالعات انجام شده در خارج از کشور نتیجه گرفته شده است که پزشک و پزشک قانونی به عنوان بیشترین منبع خطا می‌باشند و نیاز جهت بالا بردن سطح آگاهی پزشکان و پزشکان قانونی وجود دارد تا این که توجه بیشتری به ثبت علت اصلی مرگ داشته باشند. [۳].

در مطالعه دیگری کالبدشکافی را به عنوان روشی جهت تعیین صحت گواهی مرگ معرفی نمودند. در این مطالعه که به جهت بررسی گواهیهای مرگ از طریق روش کالبدشکافی انجام گرفته، به طور تصادفی ۲۷۲ گزارش کالبدشکافی و گواهیهای مرگ آنها مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفتند. در این میان از ۲۹ درصد مرگها، علت مرگ مشخص شده از کالبدشکافی و گواهی فوت با همدیگر مطابقت نداشتند و مرگهای نای از سرطانها بیشترین صحت تشخیص را دارا بودند (با حساسیت ۸۷ درصد و ارزش اخباری ۸۵ درصد) و مرگهای ناشی از بیماریهای دستگاه تنفسی یا جهاز هاضمه بیشترین میزان عدم تطابق در آنها دیده می‌شد. [۴].

در مطالعه دیگری رکوردهای مرگ و خلاصه نهایی بیمارستان، علت اصلی و تشخیص نهایی بیمارستانی ۹۷۲۴ مورد مرگ که از سال ۱۹۶۹ لغایت ۱۹۷۵ در بیمارستان اتفاق افتاده، مورد مقایسه قرار گرفت. بر اساس کدبندی سه رقمی بین‌المللی بیماریها توافق بین علت مرگ و نزدیکترین تشخیص پزشکی ثبت شده، ۷۲ درصد بود. این تطابق با افزایش سن بیمار طول مدت بستری در بیمارستان کاهش می‌یابد و یکی از منابع خطا را بیمارستان واقعه مرگ اعلام کرد، است. در این تحقیق با استفاده از روش (Verbal Autopsy) علت اصلی منجر به مرگ تشخیص داده شد و کلیه اطلاعات مربوط به مرگ اعم از اطلاعات مندرج در پرونده بیمارستانی و اطلاعات اخذ شده از بستگان متوفی در اختیار پزشک گذاشته می‌شود و بدون اطلاع پزشک از علت ثبت شده در گواهی فوت تشخیص در مورد علت منجر به مرگ صورت می‌گیرد. از آنجایی که بسیاری از علت‌های ثبت شده در گواهی فوت، تابلوی مرگ می‌باشند، لذا با این روش، علت اصلی مرگ توسط پزشک تشخیص داده می‌شود. همچنین

جنس	فراوانی	درصد
پسر	۴۹	۴۹
دختر	۵۱	۵۱
جمع	۱۰۰	۱۰۰

جدول (۶)

علاوه بر علت اصلی منجر به مرگ سایر اطلاعات مندرج در گواهیهای فوت نظیر سن و جنس مورد بررسی واقع شدند. ابزار جمع آوری اطلاعات در مورد متوفیان، پرسشنامه‌هایی بوده است که پس از تکمیل شدن در مرحله پیش آزمون (Pilot) اطلاعات آن توسط دانشجویان پزشکی از بستگان متوفی و پرونده‌های بیمارستانی جمع آوری گردید. این پرسشنامه‌ها برای دو گروه سنی جمع آوری گردید: ۱- گروه متوفیان نوزاد ۲- گروه متوفیان غیر نوزاد

در بررسی اطلاعات جمع آوری شده مشخص گردید که ۱۱۲ مورد از فوتها مربوط به متوفیان نوزاد شهر نهران می باشد.

اطلاعات ثبت شده در گواهیهای فوت نوزادان با اطلاعاتی که از همان گواهی فوت توسط کاربر رایانه گورستان بهشت زهرا ثبت گردید، مورد مقایسه قرار گرفتند. همچنین مقایسه بین اطلاعات ثبت شده در گواهیهای فوت نوزادان با اطلاعات موجود در پرونده‌های بیمارستانی و اطلاعات اخذ شده از والدین، صورت گرفت. نحوه مقایسه اطلاعات مندرج در گواهی فوت با اطلاعات ثبت شده در گورستان به این صورت بود که گواهی فوت نوزادان قبل از این که توسط کاربر رایانه در گورستان بهشت زهرا ثبت شود، جمع آوری شده، سپس جهت ثبت، در اختیار کاربر رایانه قرار گرفت. به این ترتیب اطلاعات مندرج در گواهی فوت و اطلاعات منتقل شده از همان گواهیهای فوت به رایانه گورستان با یکدیگر مقایسه شدند.

در این مرحله با مقایسه‌ای که بر روی جنس نوزادان متوفی به عمل آمد، مشخص شد از ۱۱۲ مورد گواهی فوت صادر شده، ۱۱ مورد فاقد اطلاعات مربوط به جنس و دو مورد به دلیل پایین بودن سن جنین، از نظر جنسی غیر قابل تشخیص بود. در ۱۰۰ مورد باقیمانده وضعیت جنس ثبت شده در گواهیهای فوت در جدول (۶) دیده می شود:

علیرغم این که در ۱۰۰ مورد از این گواهیها، جنس دقیق نوزاد درج شده بود اما پس

از ورود این اطلاعات گواهی فوت به شبکه رایانه‌ای گورستان ملاحظه گردید که تنها ۲۷ مورد (۲۷ درصد) آنها دارای یک جنس خاص، ۶۳ مورد (۶۳ درصد) به عنوان جنس «نوزاد» و ۱۰ مورد (۱۰ درصد) فاقد اطلاعات مربوط به جنس بوده‌اند.

همچنین جنسهای ثبت شده در گواهی فوت پس از پیگیری از بیمارستان و والدین آنها مورد مقایسه وقع شدند. از ۱۱۳ نوزاد پیگیری شده ۹۳ مورد دارای پرونده بیمارستانی بودند. ۵ مورد از ۹۳ مورد به دلیل پایین بودن سن جنینی فاقد اطلاعات مربوط به جنس بوده؛ ۴۴ مورد پسر و ۴۴ مورد دیگر دختر بودند. مقایسه ۴۴ مورد پسر با گواهیهای فوتشان نشان می‌دهد که ۳۷ مورد آنها در گواهی فوت نیز همان جنس پسر ثبت شدند؛ ۳ مورد اشتبهاً دختر و ۴ مورد اطلاعات مربوط به جنس در گواهی فوتشان ذکر نگردید. در مورد ۴۴ دختر نیز این مقایسه با گواهیهای فوتشان انجام شد؛ به طوری که ۴۱ مورد آنها در گواهی فوتشان نیز همان جنس دختر ثبت شده و در ۳ مورد اطلاعات مربوط به جنس در گواهی فوتشان ذکر نگردید.

سن نوزادان متوفی به طور دقیق در گواهیهای فوت مشخص نشده است و قسمت عمده‌ای از گواهیهای فوت نوزادان متعلق به مرگهای جنینی می‌باشد، به طوری که همه این گونه موارد توسط کاربر رایانه در سازمان بهشت زهرا؛ به عنوان سن صفر وارد می‌گردد. با پیگیری بعمل آمده بر روی پرونده‌های مربوط به ۹۳ مورد از نوزادان ثبت شده و مراجعه به بیمارستانهای سطح شهر تهران وضعیت سنی و تولد آنان به شرح زیر می‌باشد:

۵۶ مورد (۶۰ درصد) مرده متولد شده (Still Birth) و ۳۷ مورد (۴۰ درصد) زنده متولد شده (Live Birth) بودند. از بین ۳۷ مورد زنده متولد شده؛ ۲۵ مورد (۶۷ درصد) زیر یکماه؛ ۹ مورد (۲۵ درصد) بزرگتر از یک ماه و ۳ مورد (۸ درصد) سن نامشخص داشته‌اند. با توجه به ارقام فوق ملاحظه می‌شود که بر اساس تعریف دقیق نوزاد فقط ۲۵ مورد از ۹۳ مورد ثبت شده به معنی واقعی نوزاد می‌باشند؛ اکثر موارد شامل مرگهای جنینی و تعدادی نیز مربوط به مرگهای بالای یک ماه می‌باشد و در موارد بسیار کم سن نوزاد ثبت نمی‌گردد.

همچنین بررسی به عمل آمده بر روی سن (به روز) متوفیان نوزاد زیر یکماه نشان می‌دهد که متوسط سن (به روز) نوزادان  $4/2$  روز می‌باشد به طوری که ۴۸ درصد از آنها کمتر از ده روز عمر کرده‌اند. همچنین متوسط سن جنینی (LMP) در بین مرده متولد شدگان ۲۵ هفته با انحراف معیار  $7/8$  هفته می‌باشد.

از نظر تطابق علت‌های مندرج در گواهی فوت نوزادان زنده متولد شده با علت‌های ثبت شده توسط کارر رایانه در گورستان بهشت زهرا مشخص گردید، ۲۱ مورد (۵۸ درصد) دقیقاً با یکدیگر همخوانی داشته، ۴ مورد (۱۰ درصد) دقیقاً با یکدیگر همخوانی نداشته ولی در یک گروه بیماری قرار دارند، ۸ مورد (۲۲ درصد) به هیچ عنوان با یکدیگر همخوانی نداشته و از دو گروه مختلف بیماری منجر به مرگ بوده‌اند و در ۴ مورد (۱۰ درصد) به دلیل عدم ثبت علت مرگ در گواهی فوت یا بهشت زهرا مقایسه‌ای صورت نگرفت.

از نظر تطابق علت‌های مندرج در گواهی فوت نوزادان زنده متولد شده، با علت‌های تشخیص داد، شده از طریق پیگیری از پرونده‌های بیمارستانی و والدین مشخص گردید، ۱۵ مورد (۴۱ درصد) دقیقاً با یکدیگر همخوانی داشته، ۲ مورد (۸ درصد) دقیقاً با یکدیگر همخوانی نداشته ولی در یک گروه بیماری قرار دارند، ۱۱ مورد (۳۰ درصد) به هیچ عنوان با یکدیگر همخوانی نداشته و از دو گروه مختلف بیماری منجر به مرگ بوده‌اند و در ۸ مورد (۲۱ درصد) به دلیل عدم ثبت علت مرگ در گواهی فوت یا بهشت زهرا مقایسه‌ای صورت نگرفت.

همچنین در بررسی اطلاعات ثبت شده متوفیان مشخص گردید که ۱۹ مورد مربوط به متوفیان بزرگسال می‌باشد. این تحقیق به دلیل پیگیری پرونده‌های بیمارستانی متوفیان و مقایسه علت‌های مندرج در پرونده‌ها با گواهی فوت، تنها بر روی ۲۴۸ مورد از فوت‌شدگانی که در بیمارستان‌های شهر تهران فوت شده‌صورت گرفته است.

۱۴۰ مورد (۵۶ درصد) از این موارد از جنس مذکر و ۱۰۸ مورد (۴۴ درصد) از جنس مؤنث بودند.

۷۸ مورد (۳۶ درصد) از متوفیان ۲۰ سال به بالا سیگاری و ۱۴۶ مورد (۶۵ درصد) غیر سیگاری بوده و ۶۱ مورد (۷۸ درصد) از افراد سیگاری از جنس مذکر و ۱۷ مورد (۲۲ درصد) از جنس مؤنث بودند.

جهت بررسی علت‌های مندرج در پرونده‌های بیمارستانی، مشخص گردید پرونده بیمارستانی ۴۲ متوفی (۱۷ درصد) موجود نمی‌باشد.

پس از آنکه اطلاعات مربوط به علت مراجعه، سیر بیماری متوفی، اقدامات آزمایشگاهی، پاراکلینیکی و درمانی انجام شده برای متوفی، توسط دانشجویان سال آخر پزشکی از پرونده

بیمارستانی متوفی جمع آوری گردید، تشخیص نهایی حاصل از این اطلاعات توسط پزشکان متخصص داده شد. ۷۶ پرونده (۳۷ درصد) از ۲۰۶ پرونده موجود در بیمارستانها به دلیل کم و ناقص بودن شرح حال موجود در پرونده‌ها، ارزش تشخیصی نداشتند و تنها ۱۴۰ مورد از پرونده‌ها توسط پزشک متخصص بررسی شدند. از مقایسه علت‌های مندرج در گواهی فوت با علت‌های تشخیص داده شده نتایج حاصل شده است.

۷۳ مورد (۵۶ درصد) از علت‌ها دقیقاً با همدیگر همخوانی داشته‌اند.

۱۸ مورد (۱۴ درصد) از علت‌ها دقیقاً با همدیگر همخوانی نداشته ولی در یک گروه بیماری واقعند.

۲۳ مورد (۲۵ درصد) از علت‌ها با یکدیگر همخوانی نداشته و در دو گروه مختلف بیماری واقعند.

۶ مورد (۵ درصد) از علت‌های مندرج در گواهی فوت پس از انجام (Autopsy) در گواهی فوت ثبت نگردید، و به این دلیل مقایسه‌ای صورت نگرفت.

همچنین علت‌های ثبت شده در گواهی فوت با علت‌هایی که توسط کاربر رایانه گورستان بهشت زهرا از همان گواهی‌های فوت وارد رایانه گردید با یکدیگر مقایسه شدند. در این مقایسه:

۷۷ درصد از علت‌ها دقیقاً با یکدیگر همخوانی داشته.

۱۱ درصد از علت‌ها دقیقاً با یکدیگر همخوانی نداشته ولی در یک گروه بیماری قرار داشتند.

۶ درصد از علت‌ها با یکدیگر همخوانی نداشته و در دو گروه مختلف بیماری قرار دارند.

۶ درصد از علت‌های مندرج در گواهی فوت پس از انجام (Autopsy) در گواهی فوت ثبت نگردید و به این دلیل مقایسه‌ای صورت نگرفت.

از بین ۲۴۸ گواهی فوت، مربوط به فوت شدگان در بیمارستان، ۸۳ مورد (۳۳ درصد) به دلیل ایست قلبی فوت شدند. پس از ورود اطلاعات ۲۴۸ گواهی فوت به رایانه، تعداد موارد ایست قلبی به ۸۹ مورد (۳۶ درصد) می‌رسد.

در ۵۰ درصد از مواردی که علت‌های ثبت شده در گواهی فوت و گورستان بهشت زهرا

با یکدیگر همخوانی نداشته و از دو گروه مختلف بوده‌اند، علت ثبت شده در گورستان بهشت زهرا، ایست قلبی بوده است. همچنین در ۵۲ درصد از مواردی که علت‌های ثبت شده در گواهی فوت و علت‌های تشخیص داده شده از طریق پیگیری با یکدیگر همخوانی نداشته و از دو گروه مختلف بوده‌اند، علت ثبت شده در گواهی فوت ایست قلبی بوده است.

#### ۴ نتیجه‌ها و راهکارها

از این تحقیق نتیجه گرفته می‌شود سن متوفیان زیر یک سال به طور دقیق ثبت نمی‌گردد. مرگ‌های جنینی، مرگ‌های زیر یک ماه و مرگ‌های زیر یک سال، با سن صفر و جنس نوزاد مشخص شده‌اند. نتیجه‌های حاصل از نمونه‌گیری نشان می‌دهد ۶۰ درصد از متوفیانی که در گورستان بهشت زهرا سن آنها صفر زده شده است، مرده متولد شده‌اند. ۶۷ درصد از نوزادان زنده متولد شده، زیر یک ماه، ۲۵ درصد بالای یک ماه و ۸ درصد آنها فاقد اطلاعات سن بوده‌اند. مقدار نسبت جنسی بیشتر از یک می‌باشد و روند این نسبت افزایشی بوده و در سال ۱۳۷۶ به ۱/۳۸ رسیده است. همچنین بسیاری از اطلاعات مربوط به علت فوت، پس از مقایسه گواهی فوت متوفیان با اطلاعات بیمارستانی و با اطلاعات ثبت شده در گورستان بهشت زهرا همخوانی نداشته و در اکثر این موارد، علت ثبت شده در گواهی فوت و رایانه گورستان بهشت زهرا، ایست قلبی و ایست قلبی-تنفسی بوده است. با توجه به نتایج فوق پیشنهاد می‌شود فرم گواهی فوت مربوط به مرگ‌های جنینی، متوفیان زیر یک سال و بالای یک سال از همدیگر جدا شده و در اختیار همه پزشکان قرار گیرد. فرمت فرم‌های جدید این است که سن در هر یک از گواهی‌های مذکور ب‌ر حسب سن جنینی، سن به روز، سن به ماه و سن به سال، به طور دقیق ثبت می‌گردد و در نتیجه شاخص‌های اختصاصی سن مرگ و میر، شاخص‌های مرگ و میر نوزادان و مرگ‌های جنینی از دقت بالایی برخوردار می‌باشند.

به دلیل این که بسیاری از پزشکان در پرکردن گواهی فوت از دقت بالایی برخوردار نمی‌باشند پیشنهاد می‌گردد که نحوه پر کردن گواهی‌های فوت (خصوصاً ثبت علت‌های زمینه‌ای و مستقیم) به دانشجویان پزشکی آموزش داده شود. همچنین توصیه می‌شود در مواردی که علت منجر به مرگ بر پزشک کاملاً واضح نمی‌باشد و متوفی به طور ناگهانی فوت کرده

است، (ایست قلابی-تنفسی و... که نابلوری فوت می باشد) در قسمت مربوط به علت مستقیم و زمینه‌ای مرگ، علتی ثبت نشود و حتماً این موارد جهت تشخیص دقیق به پزشکی قانونی ارسال گردد. به نظر می‌رسد جهت بالا بردن دقت گواهیهای فوت صادره، سازمان نظام پزشکی نظارت مستقیمی بر کار پزشکان صادر کننده گواهی فوت داشته باشد.

## ۵ مراجع

- [1] اصول اپیدمیولوژی. جودیت س-مازور، آیتاک-پان. ترجمه ملک افضلی، دکتر حسین ناصری و دکتر کیومرث. مرکز نشر دانشگاهی. چاپ پنجم. ۱۳۷۳.
- [2] Jacqueline Messite and Steven D. Stellman. (1996). Accuracy of Death Certificate completion. JAMA, March 13, vol 275, NO 10, 794-796.
- [3] Jay H. Glasser. (1981). The Quality and utility of Death certificate Data. AJPH, Vol 71, No 3, 231-233
- [4] Tobias Kiracher, Judith Nelson and Harold Burdo. The Autopsy as a Measure of Accuracy of the Death Certificate. The New England Journal of Medicine, Vol 313, No 20, 1263-1269.
- [5] Alan Gittelsohn and John senning. (1979). Comparison of cause of Death and Hospital Record Diagnoses. AJPH. vol 69, No 7, 680-689.

# ارزیابی طرحهای تحقیقاتی مصوب یکی از دانشگاههای کشور از نظر رعایت اصول علم آمار

غلامحسین صدری و حسین محبوب

دانشگاه علوم پزشکی همدان

## چکیده

به منظور ارزیابی کیفی طرحهای تحقیقاتی مصوب یکی از دانشگاههای علوم پزشکی کشور، از نظر میزان بهره‌مندی از اصول علم آمار، کلیه پرسشنامه‌های طرحهای تحقیقاتی مصوب آن دانشگاه در سالهای ۷۵-۱۳۷۰ که مجری آنها عضو هیأت علمی بوده است، مورد بررسی قرار گرفته است. هدف از این بررسی آن است که مشخص گردد در چه نسبتی از طرحهای پیشنهادی مصوب، اصول علمی توصیه شده در طرحهای تحقیقاتی رعایت گردیده است. در این مطالعه، اصول نمونه‌گیری، روش مطالعه، متناسب بودن نمونه‌گیری با فرضیات، سوالات پژوهشی، روش مطالعه مورد ارزیابی قرار گرفته است. نتایج نشان داد که در سالهای مورد بررسی ۹/۷۶ درصد از روش نمونه‌گیری جهت جمع‌آوری اطلاعات استفاده کرده بودند. به طور کلی ۲/۴۵ درصد از طرحها به نوعی نمونه‌گیری آنها دارای اشکال بوده است. خطای نمونه‌گیری در سالهای مورد مطالعه به ترتیب ۲/۳۳ درصد، ۷/۶۶ درصد، ۵۰ درصد، ۲۵ درصد، ۸/۴۲ درصد و ۲/۵۴ درصد بوده است. در ۲۰ درصد از طرحها یک ارتباط منطقی بین نحوه نمونه‌گیری و متدلوژی تحقیق مشاهده نشد. بیشترین اشکال در رابطه بین نمونه‌گیری و متدلوژی مربوط به سال ۱۳۷۳ و برابر ۵/۳۷ درصد می‌باشد. جهت کاهش خطا پیشنهاد می‌شود که از متخصصین علم آمار به نحو مطلوب تری در مراحل مختلف طراحی و اجرای طرحهای تحقیقاتی، به عنوان مشاور آماری و یا ناظر آماری استفاده شود. همچنین پیشنهاد می‌شود که جهت رفع این نقیصه کارگاههای آموزشی آمار جهت کلیه اعضای هیأت علمی طراحی و اجرا شود.

کلید واژه: پرسشنامه طرحهای تحقیقاتی، ارزیابی، نمونه‌گیری، روش مطالعه.

یکی از ابزار ساسی جهت توسعه علم و برنامه ریزی توسعه، تحقیقات علمی می باشد. با توجه به جهت گیری نظام جمهوری اسلامی ایران بسمت توسعه، ضرورت انجام تحقیقات در زمینه های مختلف از سوی برنامه ریزان نظام بیش از پیش تأکید می گردد. در راستای اهداف فوق وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی نیز در سالهای اخیر تأکید زیادی بر امر تحقیقات توسط اعضای هیأت علمی دانشگاههای علوم پزشکی نموده است و در این جهت با برگزاری کارگاههای مختلف روش تحقیق توسط وزارت متبوع و دانشگاههای علوم پزشکی، اقدامات مؤثری جهت آشنایی اعضای هیأت علمی با اصول علمی روش تحقیق صورت گرفته است. در دانشگاه مورد مطالعه نیز چندین کارگاه مختلف روش تحقیق جهت اعضای هیأت علمی برگزار گردیده است بطوریکه اکثریت قریب به اتفاق اعضای هیأت علمی این دانشگاه در کارگاههای مذکور شرکت نموده اند. حال بنظر میرسد که ارزیابی کمی و کیفی از طرحهای تحقیقاتی مصوب آن دانشگاه ضروری می باشد. شناسایی نقاط ضعف احتمالی در طرحهای مصوب کمک می نماید که احیاناً آموزش اعضاء هیأت علمی را در مواردی که ضعف وجود دارد مد نظر داشته تا بتوان طرحهای تحقیقاتی را با کیفیت بالاتری پیشنهاد و اجرا نمود.

در این بررسی پژوهشگران در پی یافتن این سؤال هستند که پرستارنامه های تحقیقاتی مصوب که مجری آنها اعضای هیأت علمی بوده اند تا چه اندازه با اصول توصیه شده در طرحهای تحقیقاتی انطباق دارد.

بطور کلی در طراحی یک پرستارنامه تحقیقاتی به دو جنبه کلی آناتومی تحقیق و فیزیولوژی تحقیق بایستی توجه شود. در آناتومی تحقیق مواردی چون موضوع پژوهش، جامعه مورد مطالعه، اندازه نمونه، روش مطالعه، بودجه و امکانات مورد نیاز مورد توجه قرار می گیرد. انجام صحیح این بخش از کار منجر به آسانی، تسریع و پرهیز از هدر رفتن وقت و امکانات می شود (سازمان جهانی بهداشت، ۱۳۷۱).

جنبه دیگر یک پروژه تحقیقاتی، فیزیولوژی تحقیق می باشد که این جنبه به این مطلب می پردازد که پژوهش طراحی شده چگونه عمل کرده و آیا مطالعه به استاندارد ای مفید می باشد که حوادثی که در نمونه تحت بررسی رخ می دهد از اغماز درونی و برونی بالایی برخوردار باشد یا خیر. هدف از این جنبه از تحقیق، کنترل نمودن و به

حداقل رساندن خطاها و قابلیت تعمیم پذیری نمونه به جامعه هدف می باشد (سازمان جهانی بهداشت، ۱۳۷۱).

تحقیق در سیستم‌های بهداشتی و پزشکی نیز مانند تحقیق در سایر علوم تجربی لازمست به مواردی چون، بیان مسئله، بررسی متون، تنظیم اهداف، روش بررسی، انتشار نتایج، و طرح بهره برداری از آن مورد توجه قرار گیرد (سازمان جهانی بهداشت، ۱۳۷۱).

در این مقاله بخشهایی از پرستنامه های مصوب، تحلیلیاتی مورد بررسی قرار گرفته است که در حیطه تخصص نویسندگان بوده است.

اولین بررسی در مورد کیفیت آماری مقالات پزشکی توسط (Dunn) در سال ۱۹۲۹ صورت گرفته است که مشخص گردیده ۵۰ درصد مقالات منتشره پزشکی از لحاظ آماری قابل قبول نیستند (Altman, 1996).

در سال ۱۹۶۶ (Schor and Karten) ۲۹۵ مقاله منتشره از طریق ۱۰ مجله پزشکی را مورد ارزیابی قرار داده و نتیجه گیری میکند که ۲۸٪ مقالات قابل قبول هستند، ۶۸٪ نارسایی آماری دارند و ۵٪ آنها کاملاً مردود میباشد (Altman, 1996).

در یک مطالعه که (Tyson) و همکاران در سال ۱۹۸۲ انجام دادند، مقالات منتشره در ۴ مجله علمی را مورد بررسی قرار داده و جنبه های مختلف اشتباهات آماری در آن مقالات را گزارش نمودند (Tyson, 1983).

(Johnson and Altman) در سال ۱۹۹۰ تعداد ۱۵۰ مورد مقاله منتشره در مجلات پزشکی را مورد نقد و بررسی قرار داده و اشتباهات طراحی، آنالیز و تفسیر اطلاعات را مشخص نمودند. آنها نتیجه گرفته اند که علیرغم آموزش بیشتر آمار به محققان باز هم در تعداد زیادی از مقالات منتشره اشتباهات آماری وجود دارد (Altman, 1996).

در بررسی دیگری که توسط (Syich) انجام گرفت روشهای آماری بکار گرفته شده در شش مجله پزشکی در حال انتشار مورد ارزیابی قرار گرفت. در این بررسی نشان داده شد که در سالهای ۱۹۸۸ تا ۱۹۹۲ بیشترین استفاده از آمار مربوط به بیان شاخصهای مرکزی بوده و مقادیر استفاده از آن بین ۴۴٪ تا ۵۶٪ بوده است. در آن مجلات فراوانی استفاده از تست های آماری بین ۲۶٪ تا ۳۳٪ بوده است (Syich, 1996).

(Harrison) و همکاران در سال ۱۹۹۶ در بررسی که بر روی مقالات منتشره مجلات اورتودنسی بریتانیا و اروپا بین سالهای ۱۹۸۹ تا ۱۹۹۳ انجام دادند مشخص نمودند که فقط در ۲٪ مقالات منتشره از روش کارآزمایی تصادفی ساده بلینی استفاده گردیده است (Harrison, 1996).

غفرانی در سال ۱۳۷۱ از جنبه توصیفی طرح‌های تحقیقاتی معاونت پژوهشی و برنامه‌ریزی دانشگاه تهران را مورد بررسی قرار داده است ( غفرانی، ۱۳۷۱).

### روش کار

نوع مطالعه مقطعی توصیفی می‌باشد. در این بررسی کنیه طرح‌های تحقیقاتی مصوب دانشگاه مورد مطالعه در طی سالهای ۱۳۷۰ الی ۱۳۷۵ که مجری آن عضو هیئت علمی بوده است مورد بررسی قرار گرفته است.

بدین منظور کلیه پرسشنامه‌های مصوب سالهای مذکور که در حوزه مدیریت پژوهشی دانشگاه بایگاتی شده بود مورد مطالعه محققین قرار گرفت و با توجه به چک لیست آماده شده در مورد صحت و یا عدم صحت هریک از موارد مندرج در چک لیست تصمیم‌گیری گردید.

جهت بالا بردن پایایی، نحوه بررسی هر پرسشنامه بدینصورت انجام پذیرفت:

۱- هر پرسشنامه مصوب بطور جداگانه توسط هر کدام از محققین مورد بررسی قرار گرفت و چنانچه بین چک لیست هر دو محقق توافق کامل وجود داشت، اطلاعات بدست آمده، بعنوان نتیجه ارزیابی طرح ثبت گردید. چنانچه در بین حداقل یکی از موارد چک لیست دو محقق توافق وجود نداشت، مورد اختلاف مورد نقد و بررسی قرار گرفت و براساس توافق حاصله در مورد اختلاف به نتیجه واحدی رسیده و در مورد چک لیست قضاوت گردید. سپس اطلاعات حاصله توسط کامپیوتر و با استفاده از نرم افزار آماری آنالیز شده و در مورد اهداف طرح تفسیر و نتیجه‌گیری گردید.

در این بررسی از واژه‌هایی استفاده گردیده است که به آنها بطور اجمالی اشاره ای می‌شود.

استنباط‌های آماری نظیر آزمون فرضیه در زمانی میتوان انجام داد که نمونه‌گیری بر اساس قوانین احتمال بوده و حجم نمونه بر اساس اسلوب صحیح علمی تعیین گردیده باشد. چنانچه روش نمونه‌گیری در طرح‌های مورد بررسی براساس اصول ذکر شده باشد، نمونه‌گیری بدون اشکال است در غیر آنصورت نمونه‌گیری دارای اشکال است. روش کار در تحقیق بایستی طوری باشد که بتوان به اهداف مورد نظر در تحقیق دسترسی نمود در آنصورت مندولوزی بدون اشکال است. چنانچه روش مطالعه طوری تنظیم شده باشد که دسترسی به برخی از اهداف مطالعه امکان نداشته باشد در آنصورت مندولوزی تحقیق دارای ایراد است.

اگر در مطالعه یکسندهای روش نمونه گیری تطوری باشد که نتوان به برخی از فرضیات، سوالات پژوهشی و یا اهداف مطالعه دسترسی پیدا نمود در رابطه بین متدولوژی و نمونه گیری اشکال وجود دارد در غیر آنصورت رابطه بین متدولوژی و نمونه گیری بدون اشکال است.

اگر عنوان دوری باشد که در عبارتی روشن و گویا بیان نشده باشد، عنوان غیر گویا بوده در غیر آنصورت عنوان گویا می باشد.

اگر چنانچه در طرح پیشنهادی حداقل یکی از موارد عنوان، متدولوژی و یا نمونه گیری دارای ایراد باشد طرح دارای اشکال می باشد در غیر آنصورت بدون ایراد می باشد.

## نتایج

جدول شماره ۱ توزیع فراوانی مطلق و نسبی طرحهای مصوب تحقیقاتی که از روش نمونه گیری و یا سرشماری استفاده شده است را به تفکیک در سالیهای مختلف نشان می دهد.

جدول شماره ۱: توزیع فراوانی مطلق و نسبی نمونه گیری و یا سرشماری در طرحهای تحقیقاتی مصوب دانشگاه مورد مطالعه در سالیهای ۷۵-۱۳۷۰

سال	نمونه گیری		سرشماری		جمع	
	تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد	درصد
۷۰	۹	۸۱/۸	۲	۱۸/۲	۱۱	۱۰۰
۷۱	۳	۶۰	۲	۴۰	۵	۱۰۰
۷۲	۶	۱۰۰	۰	۰	۶	۱۰۰
۷۳	۴	۵۰	۴	۵۰	۸	۱۰۰
۷۴	۱۴	۸۲/۴	۳	۱۷/۶	۱۷	۱۰۰
۷۵	۲۴	۷۷/۴	۷	۲۲/۶	۳۱	۱۰۰
جمع	۶۰	۷۶/۹	۱۸	۲۳/۱	۷۸	۱۰۰

اطلاعات فوق نشان می دهد جهت انجام کلیه طرحهای تحقیقاتی سال ۱۳۷۲، روش نمونه گیری برای جمع آوری اطلاعات پیشنهاد گردیده است. در سال ۱۳۷۳، در ۵۰٪ از طرحها از روش نمونه گیری استفاده شده است و در ۵۰٪ مابقی نیز در آن روش سرشماری پیشنهاد شده است.

جدول شماره ۲ توزیع فراوانی مطلق و نسبی نحوه نمونه گیری را در طرحهای مختلف دانشگاه نشان می دهد. لازمست متذکر گردد این جدول مربوط به طرحهایی است که از روش نمونه گیری در جمع آوری اطلاعات استفاده شده است.

جدول شماره ۲: توزیع فراوانی مطلق و نسبی چگونگی نمونه گیری  
 طرح های تحقیقاتی مصوب دانشگاه مورد مطالعه  
 در سالهای ۷۵-۱۳۷۰

سال	اشکال در نمونه گیری		بدون اشکال در نمونه گیری		جمع	
	تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد	درصد
۷۰	۳	۳۳/۳	۶	۶۶/۷	۹	۱۰۰
۷۱	۲	۶۶/۷	۱	۳۳/۳	۳	۱۰۰
۷۲	۳	۵۰/۰	۳	۵۰/۰	۶	۱۰۰
۷۳	۱	۲۵/۰	۳	۷۵/۰	۴	۱۰۰
۷۴	۶	۴۲/۸	۸	۵۷/۲	۱۴	۱۰۰
۷۵	۱۳	۵۴/۲	۱۱	۴۵/۸	۲۴	۱۰۰
جمع	۲۸	۴۵/۲	۲۲	۵۴/۸	۶۰	۱۰۰

جدول فوق نشان می دهد نسبت قابل ملاحظه ای از طرحها از لحاظ انطباق با اصول نمونه گیری دارای مشکل بوده اند. در طی سالهای بررسی بیشترین ایراد مربوط به سال ۱۳۷۱ و کمترین موارد اشکال مربوط به سال ۱۳۷۳ بوده است، گرچه تعداد طرحهای مورد بررسی در سالهای مذکور به اندازه ای نبوده است که بتوان اظهار نظر قطعی نمود. در سالهای ۱۳۷۴ و ۱۳۷۵ که تعداد طرحها نسبتاً قابل ملاحظه بوده است وضعیت نمونه گیری در سال ۱۳۷۴ بهتر از سال ۱۳۷۵ بوده است که شاید دلیل آن تغییر در سیاست گذاری چگونگی تصویب طرحهای تحقیقاتی و یا اظهار نظر افراد کم اطلاع تر در مورد نمونه گیری در سال ۱۳۷۵ بوده است.

جدول شماره ۲ توزیع فراوانی مطلق و نسبی چگونگی متدووزی طرح های تحقیقاتی مصوب را نشان می دهد.

جدول شماره ۳: توزیع فراوانی مطلق و نسبی چگونگی متدولوژی طرح های تحقیقاتی مصوب دانشگاه مورد مطالعه در سالهای ۷۵-۱۳۷۰

سال	اشکال در متدولوژی		بدون اشکال در متدولوژی		جمع	
	تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد	درصد
۷۰	۰	۰	۱۱	۱۰۰	۱۱	۱۰۰
۷۱	۰	۰	۵	۱۰۰	۵	۱۰۰
۷۲	۰	۰	۶	۱۰۰	۶	۱۰۰
۷۳	۱	۱۲/۵	۷	۸۷/۵	۸	۱۰۰
۷۴	۱	۵/۹	۱۶	۹۴/۱	۱۷	۱۰۰
۷۵	۶	۱۹/۴	۲۵	۸۰/۶	۳۱	۱۰۰
جمع	۸	۱۰/۳	۷۰	۸۹/۷	۷۸	۱۰۰

جدول مذکور نشان می دهد در سالهای ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۲ کلیه طرحهای مصوب از متدولوژی صحیح برخوردار بوده اند. در سال ۱۳۷۳، ۱۲/۵٪ از طرحها دارای متدولوژی نادرست بود، اند. در سال ۱۳۷۴ این نسبت کاهش یافته و به ۵/۹٪ رسیده است. بیشترین میزان خطا در متدولوژی مربوط به سال ۱۳۷۵ می باشد که ۱۹/۴٪ از طرحها را شامل می شود.

جدول شماره ۴ توزیع فراوانی مطلق و نسبی چگونگی اشکال در رابطه بین متدولوژی ونمونه گیری در طرح های تحقیقاتی مصوب دانشگاه مورد مطالعه را نشان می دهد. اطلاعات مندرج در این جدول بیانگر آنست که آیا ارتباط منطقی بین متدولوژی تحقیق و نحوه نمونه گیری وجود دارد یا خیر.

جدول شماره ۴: توزیع فراوانی مطلق و نسبی چگونگی اشکال  
در رابطه بین متدولوژی و نمونه گیری طرح های تحقیقاتی  
مصوب دانشگاه مورد مطالعه در سالهای ۷۵-۱۳۷۰

سال	اشکال در رابطه بین متدولوژی و نمونه گیری		بدون اشکال در رابطه بین متدولوژی و نمونه گیری		جمع
	تعداد	درصد	تعداد	درصد	
۷۰	۰	۰	۱۱	۱۰۰	۱۱
۷۱	۱	۲۰	۴	۸۰	۵
۷۲	۰	۰	۶	۱۰۰	۶
۷۳	۳	۳۷/۵	۵	۶۲/۵	۸
۷۴	۳	۱۷/۷	۱۴	۸۲/۳	۱۷
۷۵	۹	۲۹/۰	۲۲	۷۱/۰	۳۱
جمع	۱۶	۲۰/۵	۶۲	۷۹/۵	۷۸

جدول مذکور نشان می دهد که در سال ۱۳۷۱، ۲۰٪ از طرحهای مصوب دارای اشکال ناشی از عدم ارتباط منطقی بین نحوه نمونه گیری و متدولوژی می باشد. در سالهای ۱۳۷۰ و ۱۳۷۲ کلیه طرحهای مصوب از این بابت بدون اشکال بوده اند. بیشترین ایراد مربوط به سال ۱۳۷۳ بوده است که ۳۷/۵٪ از طرحها را شامل می شده است. جدول شماره ۵ توزیع فراوانی مطلق و نسبی چگونگی داشتن اشکال در طرح های تحقیقاتی مصوب دانشگاه مورد مطالعه را نشان می دهد.

جدول شماره ۵ : توزیع فراوانی مطلق و نسبی چگونگی داشتن اشکال

در طرح های تحقیقاتی مصوب دانشگاه مورد مطالعه

در سالهای ۷۵-۱۳۷۰

جمع	بدون اشکال		با اشکال		سال
	تعداد	درصد	تعداد	درصد	
۱۰۰	۱۱	۷۲/۷	۸	۲۷/۳	۷۰
۱۰۰	۵	۴۰	۲	۶۰	۷۱
۱۰۰	۶	۵۰	۳	۵۰	۷۲
۱۰۰	۸	۵۰	۴	۵۰	۷۳
۱۰۰	۱۷	۴۱/۳	۷	۵۸/۸	۷۴
۱۰۰	۳۱	۳۸/۷	۱۳	۶۱/۳	۷۵
۱۰۰	۷۸	۴۶/۳	۲۶	۵۳/۸	جمع

جدول فوق بیانگر آنست که کمترین درصد ایراد مربوط به سال ۱۳۷۰ می باشد که ۲۷/۳٪ از طرحها را شامل می شده است و بیشترین مورد مربوط به سال ۱۳۷۵ می باشد که ۶۱/۳٪ از طرحها را شامل شده است.

در مورد اینکه طرح های تصویب شده از نظر کیفی چگونه بوده است اهداف ویژه ای مد نظر قرار گرفت.

یکی از اهداف این مطالعه بررسی نسبت طرحهایی که در تعیین حجم نمونه از یک روش علمی استفاده شده است. در این مطالعه، محققین جزئیات نمونه گیری را مد نظر نداشته و در تکمیل چک نیست خود فقط این نکته را منظور داشته که آیا اصولاً نمونه تعیین شده برای مطالعه، یک مبنای علمی داشته است یا خیر. یکی از موارد مهم در نمونه گیری از نظر علم آمار، برآورد صحیح حجم نمونه با توجه به نوع مطالعه میباشد. در تحقیقات مختلف با توجه به نوع مطالعه، روش های خاصی برای تعیین حجم نمونه بکار برده میشود. در زمینه تعیین حجم نمونه در علوم بهداشتی سازمان جهانی بهداشت نیز انتشاراتی داشته است (سازمان جهانی بهداشت، ۱۳۷۱). امروزه نرم افزارهای کامپیوتری تعیین حجم نمونه را آسان نموده است.

در ارتباط با فایده استفاده از ابزار نمونه گیری در تحقیق به همین نکته کفایت می شود که نمونه گیری در تحقیق کار محققین را تسهیل نموده و منجر به این می شود که با صرف امکانات کمتر به نتایج مورد نظر با سهولت بیشتری دست یافت (سهرابی، ۱۳۷۲). بدست آوردن اطلاعات از کل جامعه هزینه زیادی را در بر می گیرد، مزید بر اینکه وقت زیادی هم صرف می شود و حتی ممکن است غیر عملی نیز باشد (رزماری، ۱۳۷۳).

بلحاظ محدودیتهای روش سرشماری و امتیازاتی که روش نمونه گیری دارد در ۷۶/۹٪ از طرحهای تحقیقاتی مصوب در سالهای مورد بررسی از روش نمونه گیری استفاده شده است. از کل طرحها ۴۵/۲٪ از آنها بنحوی دارای ایراد نمونه گیری بوده است.

یافته های این بررسی نشان داد که برخی از پژوهشگران در تعیین حجم نمونه از معیاری علمی استفاده ننموده و فقط بر اساس سلیقه شخصی حجم نمونه را تعیین نموده اند. در سالهای ۱۳۷۱ تا ۱۳۷۳ تعداد طرحهای تحقیقاتی به اندازه ای نبودند است که بتوان قضاوت آماری نمود ولی ارقام مربوط به سالهای ۱۳۷۰، ۱۳۷۴ و ۱۳۷۵ مؤید آنست که در سال ۱۳۷۰، ۲۳/۳٪ از طرحها دارای ایراد نمونه گیری بوده است، این رقم در سال ۱۳۷۴ به ۴۲/۸٪ رسیده است و در سال ۱۳۷۵ اشتباه در روش نمونه گیری به ۵۴/۲٪ بالغ گردیده است. شاید دلایل توجیهی جهت این امر آنست که با تغییر روند تصویب طرحها در سال ۱۳۷۵ و کنترل نشدن دقیق طرحهای پیشنهادی،

رقم مربوط به آن سال بالاتر از سایر سالهای مورد بررسی می باشد. همچنین نبود یا کمبود صاحب نظران در امر نمونه گیری در مراحل تصمیم گیری طرحها از عوامل عمده بروز چنین اتفاقی بوده است. در هر حال بنظر می رسد ضرورت آموزش اختصاصی روشهای نمونه گیری توسط متخصصین به اعضای هیأت علمی بیش از پیش احساس می شود.

یکی دیگر از اهداف این بررسی پاسخگویی به این سؤال بوده است که در چند درصد از پرسشنامه های طرحهای تحقیقاتی، در تدوین فرضیه و سؤالات تحقیق به روش مطالعه توجه شده است. البته در تدوین فرضیه و سؤال تحقیق دو نکته مطرح است یکی اینکه آیا فرضیات و سؤالات تحقیق درست بیان شده است و نکته دیگر آنست که با توجه به اهداف، نوع مطالعه، سؤال تحقیق و یا فرضیه تحقیق، ارتباط منطقی بین نحوه نمونه گیری و متدولوژی می باشد یا خیر. در این مطالعه پژوهشگران در صدد یافتن پاسخ برای مورد آخر بوده اند و اینکه فرضیات و یا سؤالات تحقیق آیا درست بیان شده اند یا خیر، پژوهش دیگری را می طلبد که در آن حالت لازم است که مواردی مثل منابع یا دلایل علمی فرضیه تحقیق، نوع فرضیه، معیارها و ملاکهای مهم برای تدوین یک فرضیه، فرضیه های جهت دار و غیر جهت دار و غیره مورد ارزشیابی قرار گیرند (رزماری، ۱۳۷۳)، که از حوصله این بررسی خارج است.

اشکال در رابطه بین نمونه گیری و متدولوژی در سالهای ۱۳۷۳ تا ۱۳۷۵ وجود داشته است که بیشترین رقم مربوط به سال ۱۳۷۳ با  $27/5\%$  و پس از آن در سال ۱۳۷۵ با  $29\%$  و در سال ۱۳۷۴ با  $17/7\%$  بوده است. جهت کاهش مقدار خطا در این مورد نیز نظارت متخصصین نمونه گیری و متدولوژی در مراحل تصویب طرح پیشنهاد می شود و همچنین بر آموزش نمونه گیری متناسب با متدولوژی تأکید می شود.

بیشترین خطا در متدولوژی طرحهای ارائه شده مربوط به سال ۱۳۷۵ می باشد و در سالهای دیگر یا خطایی وجود نداشته است و یا در حد بسیار محدودی بوده است که شاید دلیل بروز چنین وضعیتی، روند تصویب طرحها در سال ۱۳۷۵ طوری بوده است که صاحب نظران خبره در مورد برخی از طرحها نظر نداده اند.

در سال ۱۳۷۵، ۲ طرح تحقیقاتی وجود داشته است که از کلیه جنبه های مورد بررسی: عنوان، متدولوژی و نمونه گیری ایراد داشته است که چنین شرایطی در سالهای دیگر مورد بررسی وجود نداشته است. این امر نشان دهنده آنست که در سال ۱۳۷۵ کنترل کافی بر جنبه های مورد نظر بخوبی اعمال نشده است.

در جمع بندی نهایی نیز لازمست متذکر گردد در کلیه سالهای مورد بررسی ایرادات بر طرحهای تصویب نسبتاً زیاد بوده است. بیشترین مورد ایراد مربوط به سال ۱۳۷۵ بوده که شامل ۶۱٪ از طرحهای تصویبی آن سال می باشد. جهت رفع این نقیصه آموزش اعمای هیأت علمی و کنترل طرحها توسط صاحبان نظران ضروری بنظر می رسد.

## منابع :

- ۱- آبرامسون، جان، ج. روشهای تحقیق در پزشکی اجتماعی. ترجمه علی صادقی حس آبادی. شیراز: انتشارات دانشگاه شیراز، ۱۳۶۶
- ۲- رزماری، ن. پایه های تحقیق در پرستاری. ترجمه محسن توکلی و سیمینا تریابی. تهران: نشر و تبلیغ بشری، ۱۳۷۳
- ۳- سازمان جهانی بهداشت، تعیین حجم نمونه در مطالعات بهداشتی، ترجمه کاظم محمد و سید حسن صانعی. تهران: انتشارات معاونت پژوهشی وزارت بهداشت و درمان و آموزش پزشکی، ۱۳۷۱
- ۴- سازمان جهانی بهداشت، تحقیق در سیستمهای بهداشتی، ترجمه: گروه مترجمین. تهران: انتشارات معاونت پژوهشی وزارت بهداشت و درمان و آموزش پزشکی، ۱۳۷۲
- ۵- سهرابی، حسن. مقدمه ای بر نمونه گیری در تحقیق. تهران: سمت، ۱۳۷۲
- ۶- غفرانی، شهلا. بررسی و تجزیه تحیل طرحهای تحقیقاتی معاونت پژوهشی و برنامه ریزی دانشگاه تهران. پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه تهران، ۱۳۷۱
- ۷- لاست، جان، م. فرهنگ اپیدمیولوژی. ترجمه: کیومرث ناصری. تهران: انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۶۷
- ۸- هولی، استفن، بی. کومینگز، استیوت، ر. طراحی پژوهش بالینی. ترجمه محسن جانقربانی و علی صادقی حس آبادی. تهران: انتشارات جهاد دانشگاهی، ۱۳۷۳

9 - Altman, D.G. Practical Statistics for Medical Research. London: Chapman & Hall, 1996.

10- Harrison, J.E.; Ashby, D.; Lennon, M.A., "An Analysis of Paper Published in the British and European Journals of Orthodontics". Br-J-Ortod. 23,2 (1996) .203-9

11- Sych, Z. "Evaluation of Using Statistical Methods in Selected National Medical Journals". Ann. - Acad-Med-Stein. 42,2 (1996). 67-84.

12- Tyson, J. A. [et al]. "An Evaluation of the Quality of Therapeutic Studies in Perinatal Medicine". J. Pediatr. 102,1 (1983) , 10-13.

# بررسی مقایسه‌ای باروری شیعه و سنی در استان هرمزگان سال ۱۳۷۵

زهرا عالی نژاد ، محمود محمودی

دانشکده بهداشت و انستیتو تحقیقات بهداشتی ،  
دانشگاه علوم پزشکی و خدمات بهداشتی درمانی تهران

## چکیده

جمعیت استان هرمزگان براساس سرشماریهای سال ۱۳۶۵ برابر ۷۶۰۰۱۴ نفر و سال ۱۳۷۵ برابر ۱۰۴۵۰۸۵ نفر بوده است که نشان می‌دهد در فاصله این سالها رشدی برابر با ۳/۲ درصد داشته است ، که یکی از بالاترین رشدها در میان استانهای کشور است .  
با هدف تعیین کردن باروری استان هرمزگان و مقایسه باروری میان شیعه و سنی مذاهبان استان نامبرده بالا در سال ۱۳۷۵ نمونه‌ای به حجم ۲۰۰۰ خانوار شهری و روستایی به صورت نمونه‌گیری تصادفی دو مرحله‌ای انتخاب گردید و زنان سنین ۱۵-۴۹ ساله این خانوارها از نظر باروری در ۱۲ ماه گذشته زیر بررسی قرار گرفتند. یافته‌های بررسی نشان دهنده آن است که میزان کل باروری زنان شیعه شهری برابر ۲/۶ در برابر ۲/۱۲ زنان سنی شهرنشین و ۶/۳ زنان شیعه روستایی در برابر ۵/۶ زنان سنی مقیم روستاها است. یافته‌های این بررسی همچنین نشان داد که میزان خالص تجدید نسل برای شیعیان شهری و روستایی به ترتیب ۱/۶۷ و ۲/۹۲ و برای زنان اهل نسلن شهری و روستایی به ترتیب ۱/۲۲ و ۲/۵۹ می‌باشد که براین پایه می‌توان راند ذاتی جمعیت را برای شهر و روستا در دو جامعه شیعه و سنی استان محاسبه کرد.

بررسی میزانهای باروری برای بیش بینی جمعیت از دیدگاه برنامه ریزیهای گوناگون اهمیت بسیار زیادی دارد. کشورهای که دارای رشد جمعیت بالا هستند، پس از بررسی میزان های رشد می توانند برای کاهش رشد جمعیت برنامه ریزی کنند. کشور ویتنام با بررسی میزان های باروری و برنامه ریزی در زمینه آموزش و عملکرد تنظیم خانواده توانست میزان باروری زنان را در فاصله ۱۹۸۰ تا ۱۹۹۴ تا ۲/۲ فرزند پایین بیاورد. (۲۱)

الگوی میزان های باروری در رابطه با سن زنان، زیر تاثیر عوامل متعدد بیولوژیکی و اجتماعی، اقتصادی که در میان جوامع گوناگون تغییر می کند. قرار می گیرد و از این رو است که میزان باروری زنان در دنیا بسیار متغیر است. بالاترین میزان باروری را به کشور کنیا با ۸ فرزند در سنین باروری زنان نسبت داده اند. (۷) در صورتی که در کشور اردن به علت رقابت های قومی و عشائری در نقاط روستایی باروری کلی ۹/۱ و در نقاط شهری ۶/۵ فرزند برای هر زن ۱۵ تا ۴۱ ساله است (۸). میزان باروری زنان در آفریقا ۶/۵، آسیا ۴/۱ و آمریکای لاتین ۴/۳ فرزند است (۷) و در کشورهای توسعه یافته تنها ۱/۹ فرزند می باشد.

در ایران نیز بررسی هایی چند در باره باروری انجام گرفته است (۳، ۲، ۱ و ۱۳). در یک بررسی باروری کل جامعه روستایی ایران ۷/۷۸۲ و شهری ۴/۴۲۲ دانسته شده است. (۱۳) هرچند بررسی شاخص های باروری از جمعیت شهری باروری را بطور متوسط ۵/۴ نفر (۱۶) نشان داده است و در بررسی دیگری، متوسط باروری کل نقاط شهری ایران ۶/۴۴ فرزند بوده است. (۱۸)

گفتنی است که در هیچ یک از بررسی ها، تفاوت میان باروری جمعیت زنان شیعه و سنی انجام نگرفته است. در بررسی کنونی که در استان هرمزگان روی باروری زنان ۱۵ تا ۴۹ ساله استان انجام گرفت، این تفاوت عقیدتی نیز در نظر گرفته شده است.

استان هرمزگان با مساحتی در حدود ۶۸،۳۷۹ کیلومترمربع در جنوب ایران قرار گرفته است و دارای رشد جمعیت به نسبت بالایی است. جمعیت استان نامبرده در سال ۱۳۶۵ برابر ۷۶۰،۰۱۴ نفر بوده است که در سال ۱۳۷۵ به ۱،۰۴۵،۰۸۵ نفر افزایش یافته یعنی در این فاصله میزان افزایش جمعیت استان ۳/۲ درصد بوده است. که در مقایسه با میزان افزایش جمعیت کل کشور در همین فاصله نشان دهنده آن است که میزان افزایش جمعیت این استان از کل کشور بالاتر بوده، و در شمار یکی از استانهای با نرخ افزایش جمعیت بالا می باشد. در سال ۱۳۷۵ با توجه به این روند بالا، بر آن شدیم که وضعیت باروری استان هرمزگان را هدف بررسی قرار دهیم و چون جمعیت استان از یک سو ترکیبی از جمعیت شیعی و سنی مذهب می باشد و از سوی دیگر درصد جمعیت شهری استان در مقایسه با دیگر استان ها به نسبت پایین است، بررسی باروری در این استان از اهمیت ویژه ای برخوردار می باشد.

در این پژوهش جامعه زیر بررسی کلیه خانوارهای شهری و روستایی استان هرمزگان بوده اند، که در میان آنها ۲۰۰۰ خانوار نمونه به صورت تصادفی گزینش گردیده و از نظر باروری زیر بررسی قرار گرفتند. در این راستا کوشش گردید و فایده حیاتی یک سال گذشته زنان ۱۵ تا ۴۹ ساله با دقت گردآوری و تجزیه تحلیل شود. هدف های مورد بررسی، به ویژه اختلاف میان باروری جامعه شیعی، مذهب و سنی مذهب ها از یک سو و مناطق شهری و روستایی از سوی دیگر، برای مقایسه مورد توجه قرار گرفت تا بتوان اختلاف ها را تا جایی که لازم است بیان کرد.

این پژوهش از نوع توصیفی - تحلیلی بوده به صورت مقطعی انجام گرفته است. برای بررسی ۲۰۰۰ خانوار نمونه از میان کل خانوارهای شهری و روستایی استان هرمزگان به صورت تصادفی، با روش نمونه گیری دو مرحله ای گزینش شدند. به این ترتیب که نخست استان به بلوک های ۱۰۰ خانواری بخش گردید و سپس ۵۰ بلوک به صورت تصادفی از میان آنها برگزیده (مرحله نخست نمونه گیری) و آنگاه از هر بلوک گزینش شده ۲۰ خانوار به صورت تصادفی گزینش گردید. بلوک های برگزیده ۲۱ بلوک شهری و ۲۹ بلوک روستایی را دربر می گرفتند.

از آنجایی که هدف پژوهش بررسی باروری استان هرمزگان بود، با زنان ۱۵ تا ۴۹ ساله خانوار، مصاحبه حضوری انجام گرفت و پرسشنامه فراهم شد. وضعیت باروری، برنامه تنظیم خانواده، سن، سن نخستین ازدواج و نخستین آبستنی، تعداد زایمان های زنده و دیگر ویژگی های جمعیت شناختی آنها گردآوری و مورد تجزیه و تحلیل و بررسی های آماری قرار گرفت.

#### یافته ها و بهره گیری پایانی :

پس از گردآوری داده های ۲۰۰۰ خانوار شهری و روستایی، داده های مربوط به ۱۹۳۷ خانوار مورد تجزیه و تحلیل آماری قرار گرفت و باقیمانده به دلیل ناقص بودن داده ها یا همکاری نکردن در پاسخگویی از بررسی خارج شدند.

از کل افراد زیر بررسی که ۱۰۸۴۱ نفر را دربرمی گرفت؛ ۴۲۹۵ نفر شهری و ۶۵۴۲ نفر روستایی بودند. از نظر گروه قومی مذهبی، ۱۳۰۵ خانوار شیعی مذهب و ۶۳۲ خانوار سنی مذهب بودند. میانگین بعد خانوار در کل عبارت بود از ۵/۶ نفر.

زنان گروه سنی ۱۵ تا ۴۹ سال شهری ۱۰۰۵ نفر و زنان روستایی ۱۳۹۷ نفر بودند. ۶۷/۴ درصد زنان شهری و ۶۱/۳ زنان روستایی ازدواج کرده بودند. از کل زنان ۱۵ تا ۴۹ ساله ازدواج کرده شهری ۶۷/۷ درصد شیعی مذهب و ۶۵/۴ درصدشان سنی مذهب بودند. در صورتی که ۱۹/۲ درصد زنان ازدواج کرده روستایی شیعی مذهب و ۶۳/۹ درصد سنی مذهب بودند که نشان دهنده یک اختلاف معنی دار میان روستاییان شیعی و سنی مذهب از نظر میزان ازدواج است. ( $P < 0/05$ )

جدول شماره ۱، توزیع فراوانی مطلق و نسبی گروههای سنی نخستین ازدواج زنان را در شهر و روستا برحسب مذهب نشان می دهد. همچنانکه دیده می شود، میانگین سن نخستین ازدواج، اختلاف زیادی میان گروههای سنی ندارد. هرچند در کلیه گروهها بیشترین درصد ازدواج مربوط به گروه سنی ۱۵ تا ۱۹ سال بوده است. اما درصد ازدواج های زیر ۱۵ سال نیز درخور توجه است که رقم به نسبت بالایی را نشان می دهد و می توان نتیجه گیری کرد یکی از دلایل باروری بالا در منطقه، ازدواج های زودرس می باشد.

جدول شماره ۲، سن نخستین آبستنی زنان را نشان می دهد. بر مبنای داده های این جدول بین میانگین سن نخستین آبستنی و سن نخستین ازدواج اختلاف اندکی وجود دارد که نشان دهنده سرعت بارداری بی فاصله پس از ازدواج می باشد.

با مقایسه جدول های شماره ۱ و ۲ دیده می شود که ۹۵/۴ درصد کل زنان ازدواج کرده شیعی مذهب و ۹۳/۸ درصد زنان ازدواج کرده سنی مذهب آستان شده اند، و از سویی چون حدود ۱۰ درصد نازایی اولیه وجود دارد می توان گفت همه ساکنین منطقه بی فاصله پس از ازدواج تمایل به داشتن فرزند دارند.

جدول شماره ۳، تعداد زایمان های زنده را برحسب مذهب در شهر و روستا نشان می دهد. به طوری که در این جدول دیده می شود درصد زنایی که دارای ۵ و بیشتر زایمان زنده بوده اند، در شیعی مذهب ها ۴۳ درصد و در سنی مذهب ها ۴۶/۴ درصد است که از نظر برنامه ریزیهای تنظیم خانواده اهمیت زیادی دارد. در همین جدول می توان متوسط تعداد زایمان های زنده را نیز ملاحظه نمود.

چون هدف اصلی این بررسی تعیین باروری استان هرمزگان است، در جدول شماره ۴ توزیع فراوانی زنان ازدواج کرده و تعداد فرزندان آنها در ۱۲ ماه گذشته، همچنین میزان های باروری اختصاصی سنی و نکاحی درخور توجه می باشد. در این جدول دیده می شود میزان باروری نکاحی در کل گروه شیعی مذهب ها چه در شهر و چه در روستا به مراتب از گروه سنی مذهب شهری و روستایی بیشتر است.

از آنجایی که برای اندازه گیری باروری، بیشتر از میزان باروری عمومی، میزان های باروری اختصاصی و میزان کل باروری استفاده می شود، با توجه به جدول شماره ۵ میزان باروری عمومی در شهر ۱۱۶/۴ در هزار، در روستا برابر ۱۶۲/۵ در هزار و در کل استان هرمزگان برابر ۱۴۳/۲ در هزار است. که رقم به نسبت بالایی را نشان می دهد. از نظر میزان های باروری اختصاصی سنی نیز در همین جدول دیده می شود که بیشترین میزان باروری در شهر از آن گروه سنی زنان ۲۰ تا ۲۴ سال است، در صورتی که در روستا زنان گروه سنی ۳۰ تا ۳۴ سال دارای بیشترین میزان باروری هستند. این یافته ها از ویژگی های باروری در روستا است که در سنین بالا نیز باروری به همان شدت سنین پایین ادامه دارد و باید از نظر آگاهی و عملکرد برنامه تنظیم خانواده در این زمینه چاره اندیشی و برنامه ریزی شود.

میزان کل باروری در شهر برابر ۳/۴۸ نفر و در روستا ۵/۸۹ نفر است. یعنی هر زن روستایی بطور متوسط در طول دوران باروری حدود ۶ فرزند خواهد آورد وگفتنی است که میزان کل باروری در استان هرمزگان برابر ۴/۸۷۵ نفر می باشد.

نظریاتی که ممکن است رقابت های قومی مذهبی در میزان کل باروری، میزان های باروری اختصاصی و میزان های باروری عمومی تاثیر گذاشته باشد، جدول شماره ۶ برای بررسی این میزان ها تهیه شد. به طوری که در این جدول دیده می شود، بیشترین میزان باروری عمومی از آن زنان شیعی روستایی با ۱۶۳/۱ در هزار و کمترین میزان مربوط به زنان سنی مذهب شهر نشین با میزان ۸۸ در هزار می باشد. میزان های باروری اختصاصی زنان شیعی مذهب روستایی در گروه سنی ۲۰ - ۴۰ سال رقم به نسبت بالایی را در مقایسه با دیگر گروههای سنی نشان می دهد. که این یافته تاییدی است بر یافته های پیشین که باید برنامه تنظیم خانواده و برنامه ریزیهای جمعیتی در این استان مورد توجه قرار بگیرد. باید افزود که بطور کلی میزان کل باروری شیعیان چه در شهر و چه در روستا از سنی مذهبیهای استان بیشتر است.

یکی دیگر از نشانههایی که در رشد جمعیت دخالت دارد میزان خالص تجدید نسل است. (میزان خالص تجدید نسل یعنی متوسط تعداد دخترانی که یک زن در طول دوران باروری با در نظر

گرکن هریگ و میر می زاید) در این بررسی میزان حال حاضر تجدیدنسل برای زنان شیعه مذهب شهری برابر ۱/۶۷ نفر و برای همتهای روستایی آنها ۲/۹۲ نفر می باشد. در صورتی که برای زنان سنی مذهب شهری ۱/۲۲ نفر و زنان سنی روستائین ۲/۵۹ نفر است. برپایه این داده ها رشد ذاتی جمعیت برای زنان شیعه مذهب شهری برابر ۱/۸۳ درصد و برای زنان روستایی ۳/۸۳ درصد و برای زنان سنی مذهب شهری ۰/۷ درصد و برای زنان روستایی ۳/۴ درصد است. این داده ها نشان می دهند رشد ذاتی جمعیت در هر دو گروه زنان شیعی و سنی مذهب در شهر و روستا به نسبت بالا است. باید افزود با چنین رشد ذاتی جمعیت؛ در مدت زمانی کمتر از ۲۰ سال جمعیت در این منطقه دو برابر خواهد شد.

جدول شماره ۱- توزیع فراوانی، مطلق و نسبی گروههای سنی نخستین ازدواج زنان در شهر و روستا بر حسب ماهیت، استان هرمزگان ۱۳۷۵

جمع کل	سنی						لیسه						مطلب	
	جمع		روستا		شهر		جمع		روستا		شهر			
	درصد	تعداد												
۰/۷	۱۱	۰/۷	۱	۰/۲	۱	۰	۰	۰/۹	۱۰	۰/۸	۴	۱/۰	۶	گروه سنی نخستین ازدواج کمتر از ۱۰ سال ۱۰ - ۱۴
۲۴/۶	۲۹۲	۲۳/۶	۱۲۷	۲۳/۵	۱۰۴	۲۳/۷	۲۳	۲۳/۱	۲۶۵	۲۸/۵	۱۳۶	۲۰/۷	۱۲۹	
۵۸/۶	۴۲۸	۵۵/۷	۲۸۸	۵۶/۳	۲۳۹	۵۳/۷	۴۹	۶۰/۰	۶۶۰	۶۰/۸	۲۹۰	۵۹/۳	۳۷۰	۱۵ - ۱۹ ۲۰ - ۲۴ ۲۵ و بیشتر
۱۳/۰	۲۱۶	۱۷/۶	۹۱	۱۷/۴	۷۳	۱۹/۴	۱۸	۱۲/۳	۱۳۵	۸/۶	۴۱	۱۵/۱	۹۴	
۷/۵	۶۰	۷/۹	۳۰	۱/۷	۷	۳/۲	۳	۲/۷	۳۰	۱/۳	۶	۲/۸	۲۶	
۱۰۰	۱۶۱۷	۱۰۰	۵۱۷	۱۰۰	۲۲۶	۱۰۰	۹۳	۱۰۰	۱۱۰۰	۱۰۰	۷۷	۱۰۰	۶۳۳	جمع
	۱۶/۵۰		۱۶/۷۹		۱۶/۷۳		۱۷/۰۸		۱۶/۵۱		۱۶/۷۳		۱۶/۹۳	میانگین
	۳/۰۹		۳/۰۸		۳/۹۹		۳/۲۹		۳/۰۹		۳/۲۶		۳/۳۶	انحراف معیار

جدول شماره ۲- توزیع فراوانی مطلق و نسبی گروههای سنی نخستین آبستنی زنان در شهر و روستا برحسب مذهب، استان هرمزگان ۱۳۷۵

توزیع کل	سنی						شیعه						مذهب					
	جمع			روستا			شهر			جمع			روستا			شهر		مطل مکتوب
	تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد	درصد		
۱۰۰٪	۱۶۵	۱۰۰٪	۶۲	۳۷٪	۲۸	۱۸٪	۱۶	۹٪	۱۰۱	۶۱٪	۴۹	۸٪	۵۲	۳۱٪	۶۷۸	۹۶٪	۱۵-۱۹	
۲۲٪	۹۴	۵۷٪	۱۶۹	۱۰۳٪	۲۲۴	۵۰٪	۲۵	۱۵٪	۶۹۵	۴۳٪	۲۲۷	۳۶٪	۲۹۸	۱۸٪	۲۲۸	۳۳٪	۲۰-۲۴	
۲۱٪	۱۲۵	۷۶٪	۱۲۶	۷۶٪	۱۰۲	۶۵٪	۱۳	۸٪	۲۰۹	۱۲٪	۶۹	۱۰٪	۱۴۰	۸٪	۲۲۸	۳۳٪	۲۵-۲۹	
۲٪	۵۹	۳٪	۶۱	۳٪	۱۷	۱٪	۲	۰٪	۲۸	۱٪	۱۵	۰٪	۲۳	۱٪	۲۴۹	۳۶٪	۳۰ و بیشتر	
۱۰۰٪	۱۵۳۳	۱۰۰٪	۴۸۵	۳۱٪	۳۹۶	۸۱٪	۸۹	۱۸٪	۱۰۲۸	۶۷٪	۲۶۰	۱۰٪	۵۸۸	۳۸٪	۱۸۱۱	۹۶٪	جمع	
۱۷٪	۲۶۴	۱۷٪	۱۸۳۸	۳۷٪	۱۸۳۳	۳۷٪	۱۸۱۲	۳۷٪	۱۷۸۷	۳۷٪	۱۷۲۵	۳۷٪	۱۸۱۱	۳۷٪	۱۸۱۱	۹۶٪	میانگین	
۳٪	۲۳۰	۱۵٪	۲۵۸	۱۶٪	۲۵۶	۱۶٪	۲۶۹	۱۶٪	۲۶۹	۱۶٪	۲۸۵	۱۶٪	۲۶۹	۱۶٪	۲۶۹	۱۶٪	انحراف معیار	



جدول شماره ۴- توزیع فراوانی مطابقت و نسیب گروههای سنی زنان ۱۵-۲۹ ساله ازدواج کرده در شهر و روستا برحسب مذهب و میزان باروری اختصاصی سنی و نکاهی، استان هرمزگان ۱۳۷۵

مذهب	شیبه												
	سنی						روستا						
	روستا			شهر			روستا			شهر			
تعداد فرزند	میزان تولد	تعداد زنان	تعداد فرزند	میزان تولد	تعداد زنان	تعداد فرزند	میزان تولد	تعداد زنان	تعداد فرزند	میزان تولد	تعداد زنان		
کثرتراز ۲۰	۸	۴۴۴/۴	۱۸	۱	۲۰۰/۱	۵	۳۳۷/۸	۲۳	۱۳	۲۴۸/۳	۲۹		
۲۰-۲۳	۲۲	۲۰۷/۲	۵۴	۲	۱۲۵/۱	۲۴	۲۲۲/۷	۸۸	۴۶	۳۲۸/۵	۱۲۲		
۲۵-۲۹	۲۱	۲۵۴/۲	۸۱	۲	۱۱۷/۶	۱۷	۳۰۲/۳	۹۲	۲۲	۱۹۵/۱	۱۱۳		
۳۰-۳۴	۲۰	۲۵۷/۹	۸۵	۵	۲۲۷/۲	۲۲	۲۲۵/۲	۸۵	۱۰	۸۰/۷	۱۲۲		
۳۵-۳۹	۱۱	۱۴۲/۹	۷۷	۱	۱۰۰/۱	۱۰	۲۲۰/۸	۷۸	۸	۸۱/۶	۹۸		
۴۰-۴۲	۶	۱۰۹/۱	۵۵	۰	۰	۸	۱۷۱/۴	۶۴	۳	۵۶/۶	۵۴		
۴۵ و بیشتر	۲	۷۶/۸	۲۶	۰	۰	۲	۱۰۰/۰	۳۰	۱	۳۴/۵	۲۹		
جمع	۱۰۰	۲۵۷/۵	۴۶۶	۱۲	۱۳۳/۸	۸۹	۲۷۶/۱	۴۶۰	۱۰۵	۱۷۸/۶	۵۸۸		
MIFR = 10.72						MIFR = 12.07						MIFR = 6.87	

جدول شماره ۵- توزیع فراوانی زنان ۱۵- ۲۹ ساله و تولدهای زنده ۱۲ ماه گذشته و میزان باروری اختصاصی سنی در کل زنان شیبه و سنی بر حسب محل سکونت. استان هرمزگان ۱۳۷۵

نام	شیبه و سنی		روستا		شهر		محل سکونت
	تولد در ۱۲ ماه گذشته	میزانهای باروری اختصاصی شیبه و سنی	تولد در ۱۲ ماه گذشته	میزانهای باروری اختصاصی شیبه و سنی	تولد در ۱۲ ماه گذشته	میزانهای باروری اختصاصی شیبه و سنی	
۱۵- ۱۹	۲۰	۲۱	۱۶	۲۱	۱۴	۲۵۹	۱۵- ۱۹
۲۰- ۲۴	۲۵	۲۱۸	۲۹	۲۱۸	۲۹	۲۱۷	۲۰- ۲۴
۲۵- ۲۹	۲۸	۲۳۶	۵۰	۲۷۶	۱۵	۱۶۹	۲۵- ۲۹
۳۰- ۳۴	۲۸	۱۸۰	۱۷	۱۸۰	۳	۱۱۱	۳۰- ۳۴
۳۵- ۳۹	۲۸	۱۳۳	۵	۹۳	۱	۳۳	۳۵- ۳۹
جمع	۲۲۴	۱۶۳	۲۲۷	۱۳۹۷	۱۱۶	۱۱۰۵	
میزان باروری عمومی در کل		میزان باروری عمومی در روستا		میزان باروری عمومی در شهر			
$\frac{224}{1000} \times 1000 = 224$		$\frac{163}{1000} \times 1000 = 163$		$\frac{116}{1000} \times 1000 = 116$			
میزانهای باروری اختصاصی شیبه و سنی		میزانهای باروری اختصاصی شیبه و سنی		میزانهای باروری اختصاصی شیبه و سنی			
۲۷	۳۰	۲۱	۲۸۶	۲۰	۲۰	۲۵۹	۱۵- ۱۹
۲۱۱	۱۱۰	۲۱۸	۲۸۰	۲۲۶	۲۹	۲۱۷	۲۰- ۲۴
۱۹۹	۷۵	۲۳۶	۱۰۸	۱۵۲	۲۶	۱۶۹	۲۵- ۲۹
۱۹۲	۶۵	۲۷۶	۱۸۱	۹۷	۱۵	۱۵۲	۳۰- ۳۴
۱۴۰	۲۸	۱۸۰	۱۹۱	۸۱	۹	۱۱۱	۳۵- ۳۹
۱۰۶	۲۰	۱۳۳	۱۲۷	۴۹	۳	۶۱	۴۰- ۴۴
۶۸	۶	۹۳	۵۴	۲۹	۱	۳۳	۴۵- ۴۹
۱۳۳	۲۲۴	۲۲۰۲	۱۳۹۷	۱۳۹۷	۱۱۶	۱۱۰۵	جمع

جدول شماره ۶- توزیع فراوانی زنان ۱۵-۴۹ ساله و تولدهای زنده ۱۲ ماه گذشته و میزان باروری اختصاصی سنن بر حسب محل سکونت و مذهب استان هرمزگان ۱۳۷۵

مذهب	مذهب										
	سنن					شیعه					
	روستا		شهر			روستا		شهر			
میزانهای باروری اختصاصی سنن	تولد در ۱۲ ماه گذشته	تعداد زنان	میزان های باروری اختصاصی سنن	تولد در ۱۲ ماه گذشته	تعداد زنان	میزانهای باروری اختصاصی شیعه	تولد در ۱۲ ماه گذشته	تعداد زنان	میزانهای باروری اختصاصی شیعه	تولد در ۱۲ ماه گذشته	تعداد زنان
۵۳	۸	۱۵۱	۳۲	۱	۳۱	۳۲	۸	۳۱۵	۵۷	۱۳	۲۲۸
۱۸۳	۳۳	۱۱۰	۸۸	۲	۳۲	۲۶۲	۳۹	۱۶۰	۲۵۱	۴۴	۱۸۳
۲۱۴	۴۱	۹۸	۷۷	۲	۱۶	۲۵۵	۲۸	۱۱۰	۱۶۸	۲۴	۱۴۳
۲۵۳	۳۰	۸۵	۱۳۸	۵	۲۱	۲۰۸	۲۰	۹۶	۷۵	۱۰	۱۳۲
۱۴۱	۱۱	۷۸	۹۱	۱	۱۱	۲۱۷	۱۸	۸۳	۸۰	۸	۱۰۰
۹۵	۶	۹۲	.	.	۸	۱۷۲	۱۱	۹۲	۵۷	۳	۵۲
۸۰	۲	۲۵	.	.	۵	۱۰۲	۲	۲۹	۳۴	۱	۲۹
۱۶۱	۱۰۰	۶۲۰	۸۸	۱۲	۱۳۶	۱۶۳	۱۲۷	۷۷۷	۱۱۱	۱۰۵	۸۶۹
TFR= 5.6		TFR= 2.63			TFR= 6.3		TFR= 3.6			TFR= 3.6	
تجمع											

## کتابنامه :

- ۱- امانی ، مهدی . « نظری به جغرافیای جمعیت » : انتشارات مؤسسه مطالعات و تحقیقات اجتماعی دانشکده ادبیات ، دانشگاه تهران ، ۱۳۲۷ .
- ۲- امانی ، مهدی . « موالید و باروری در ایران » ، مؤسسه مطالعات و تحقیقات اجتماعی ، بخش جمعیت شناسی ، دانشگاه تهران ، ۱۳۴۹ .
- ۳- امانی ، مهدی . « گفتاری چند پیرامون باروری شهر تهران » . دانشکده علوم اجتماعی و تعاون ، بخش جمعیت شناسی ، ۱۳۵۲ .
- ۴- بخش جمعیت شناسی دانشگاه شیراز . « میزان باروری کلی در مناطق شهری و روستایی سال ۱۳۵۵ » نیراز سرشماری سال ۱۳۵۵ .
- ۵- بخشی جهرمی ، عنایت الله . « تعیین میزان های باروری به روش های غیرمستقیم در استانهای ایران در سال ۱۳۶۷ » ، پایان نامه کارشناسی ارشد ، دانشکده بهداشت ، دانشگاه علوم پزشکی تهران ، ۱۳۶۹ .
- ۶- خوشه مهری ، گیتی . « مقایسه آگاهی و رفتار باروری مادران با نتیجه حاملگی آنها ، در بیمارستان ولی عصر تهران » ، پایان نامه کارشناسی ارشد ، دانشکده بهداشت ، دانشگاه علوم پزشکی تهران ، ۱۳۶۹ .
- ۷- شریفیان ، رویا . « تعیین ارتباط بین سن ازدواج و سن اولین تولد در زنان زیر ۲۰ سال در سال ۱۳۷۲ » پایان نامه کارشناسی ارشد ، دانشکده بهداشت ، دانشگاه علوم پزشکی تهران ، ۱۳۷۴ .
- ۸- شیخی ، محمدتقی . « مسئله باروری در سه قاره جهان » ، سجله دارو و درمان ، سال دوم ، شماره ۲۲ ، ۱۳۶۴ .
- ۹- شهرآنی پور ، مهناز . « بررسی وضعیت باروری در استان سیستان و بلوچستان » ، پایان نامه کارشناسی ارشد ، دانشکده بهداشت دانشگاه علوم پزشکی تهران ، ۱۳۷۴ .
- ۱۰- ضبئیان غفاری ، گیتی . « بررسی سن شروع ازدواج و سن شروع باروری با برخی از متغیرهای اقتصادی ، اجتماعی در شهر تهران » ، پایان نامه کارشناسی ارشد ، دانشکده بهداشت ، دانشگاه علوم پزشکی تهران ، ۱۳۶۶ .
- ۱۱- عالی نژاد ، زهرا . « بررسی مطالعات انجام شده در باره باروری شهر تهران » ، انتشارات دانشکده خدمات اجتماعی ، تهران ، ۱۳۵۴ .
- ۱۲- قایم رحمت ، اکرم . « تعیین مدل باروری در ایران » ، پایان نامه کارشناسی ارشد ، دانشکده بهداشت ، دانشگاه علوم پزشکی تهران ، ۱۳۶۹ .
- ۱۳- محمودی مجدآبادی فراهانی ، محمود . « تحول جمعیت در ایران » ، مجله بهداشت محیط ، مرکز هماهنگی مطالعات محیط زیست ، دانشگاه تهران ، شماره ۱۳ ، ۱۳۶۳ .
- ۱۴- مرکز آمار ایران . « نتایج سرشماری سال ۱۳۶۵ » ، نشریه شماره ۱۴ مرکز آمار ایران .
- ۱۵- مصطفایی ، لطف الله . « وضعیت باروری در استان خوزستان و مقایسه آن با استان بوشهر » ، پایان نامه کارشناسی ارشد ، دانشکده بهداشت ، دانشگاه علوم پزشکی تهران ، ۱۳۶۹ .
- ۱۶- ملک افصلی ، حسین . « بررسی شاخص های مرگ و باروری در جمعیت شهری ۶۴ - ۱۳۶۳ » ، دارو و درمان سال چهارم ، شماره ۳۸ ، ۱۳۶۴ .
- ۱۷- نهایتیان ، وارثکس - خزانه ، حبیب . « میزان های حیاتی در ایران » ، انتشارات دانشکده بهداشت و انستیتو تحقیقات بهداشتی ، دانشگاه علوم پزشکی تهران ، ۱۳۵۶ .

۱۸- یادگارفر، قاسم . « بررسی دانش ، عقاید و عملکرد زنان همسر دار ۱۵ - ۴۹ ساله شهری ایران نسبت به برنامه تنظیم خانواده آبان ۱۳۶۸ » ، پایان نامه کارشناسی ارشد ، دانشکده بهداشت، دانشگاه علوم پزشکی و خدمات بهداشتی درمانی تهران ، ۱۳۷۰ .

19- Bongaarts , John and Robert Potter. (1983). *Biology and Fertility Behavior: An Analysis of Proximate Determinants*. New York: Academic Press.

20- Greenhalgh , Susan . (1990). *Socialism and fertility in China*. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science* 510 : 73 - 86.

21- Ngvyen , Vanphai et al. (1996). *Fertility and Family planning in Vietnam*. *Studies in Family planning* ; (27) 1: 1 - 17.

# درجه آزادی

کاظم نژاد، انوشیروان<sup>۱</sup> و  
رکابدار، مرجان گوهری، محمود رضا  
بیگلریان، اکبر اسکویی، بابک  
آل معزز، مجید میر عماد، سید یحیی

- ۱- استادیار گروه آمار حیاتی، دانشگاه تربیت مدرس
- ۲- دانشجویان کارشناسی ارشد آمار حیاتی، دانشگاه تربیت مدرس

## چکیده

درجه آزادی یکی از مفاهیم پایه‌ای در آمار است که علی‌رغم اهمیت و کاربرد زیاد آن کمتر به تشریح مفهوم آن پرداخته می‌شود و فشرده تعریف‌هایی مانند تعداد پارامترهای مستقل یا تعداد کل مشاهدات منهای تعداد محدودیتها بسنده می‌شود. تعریف‌هایی گریه درست ولی ناکافی که خواننده بخصوص افرادی که با فضای  $n$  بعدی آشنایی کمتری دارند را به عمق مفهوم درجه آزادی راهنمایی نمی‌کند. در این مقاله دیدگاه‌های مختلف این موضوع بررسی و کاربرد آن در بخش‌هایی از آمار ارائه می‌گردد. این بررسیها شامل ارتباط این مفهوم با توزیعهای آماری بعد فضای متغیرهای مستقل، تعداد محدودیت‌های اعمال شده روی فضا و تعداد پارامترهای برآورد شده می‌باشند.

کلید واژه‌ها: آزمون نیکوئی برازش، جداول توافقی، توزیعهای  $\chi^2$ ،  $t$ ،  $F$ ، معادله‌های خط و صفحه در فضا.

یکی از مفاهیم اساسی علم آمار که علیرغم اهمیت آن، بندرت به آن پرداخته شده و مورد بحث قرار گرفته، درجه آزادی است.

تپت (Fippett)<sup>۱</sup>، یکی از افرادی که در توصیف کلی این مفهوم تلاش نموده، چنین بیان کرده است:

"بظور کلی مفهوم درجه آزادی را نمی توان به آسانی درک و توجیه کاملی از آن ارائه نمود." اولین مقاله ای که در آن به مفهوم درجه آزادی اشاره شد، مقاله ای تحت عنوان "خطای محتمل میانگین" (The Probable Error Of a Mean) بود. ویلیام سیلی گاست (استیودنت Student) مطالعه توزیعهای دقیق آماره ها را در سال ۱۹۰۸ با مقاله فوق شروع کرد. در این مقاله معروف که نتیجه کار او در آزمایشگاه بیرومتری بود مطالبی از جمله صورت تجربی توزیع  $t$  را که به نام او توزیع  $t$  استیودنت خوانده می شود را مطرح کرد. البته قبل از وی نیز، گوس (Gauss)<sup>۲</sup>، پیرسن (Pearson)<sup>۳</sup> و Edgeworth<sup>۴</sup> نیز با این مفهوم آشنا بودند.

گوس در تئوری ترکیب مشاهدات و تعمیم نظریه کمترین مربعات نشان داد که تعداد پارامترهای ناشناخته برآورده شده، تعداد مشاهدات مستقلی را که برای برآورد انحراف معیار نمونه ای بکار می روند، کاهش می دهد.

فیشر (Fisher)<sup>۵</sup> نیز در سال ۱۹۱۵ در مقاله توزیع فراوانی مقادیر ضریب همبستگی در نمونه هایی از یک جامعه بزرگ این مفهوم را بر مبنای آزادی انتقال یک نقطه از یک مکان به مکان دیگر در سیستمهای دینامیکی (حرکتی) توجیه کرد. با این دید، درجه آزادی، تعداد متغیرهای مستقلی است که به دلخواه از مجموعه ای از متغیرها انتخاب می گردند. از دیگر افرادی که راجع به این موضوع در زمینه های مختلف تحقیق و نظریاتی ارائه کرده اند، می توان به والکر (Walker)<sup>۶</sup>، سیروتیک (Sirotnik)<sup>۷</sup> و بالاخره توکی (Tukey)<sup>۸</sup> اشاره کرد.

در این مقاله سعی شده پلی میان تئوری ریاضی و مفهوم درجه آزادی ایجاد کنیم و در این راستا به ساده ترین روش بیان می کنیم که درجه آزادی چه چیزی را نشان می دهد و چگونه می توان درجه آزادی را تعیین نمود. بررسی در این زمینه در سه بخش کلی ارائه شده است.

I - مفهوم درجه آزادی

II - اهمیت درجه آزادی و تاثیر آن در چند توزیع شناخته شده

III - تعیین درجه آزادی در چند مورد خاص.

# برآورد تعداد مناسب تختهای بیمارستانی برای بخشهای مختلف از طریق مدلی بر اساس بستری شدگان روزانه<sup>۱</sup>

مسعود کریملو، کاظم محمد و سعید سیادتی

معاونت پژوهشی وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی

## چکیده

بدلیل پاره‌های اختلاف نظر درباره میزان کارایی استفاده از تختهای بیمارستانی در جمهوری اسلامی ایران، بررسی و تحقیق بر روی این موضوع در دستور کار معاونت پژوهشی وزارت بهداشت درمان و آموزش پزشکی قرار گرفت. گرچه این کار از اواسط سال ۱۳۷۳ شروع شد ولی بخاطر عدم وجود روشی مناسب برای سنجش و اندازه‌گیری کارایی استفاده از تختهای بیمارستانی، این پروژه پژوهشی تا اواخر سال ۱۳۷۵ به طول انجامید. در طی این مدت با انجام بررسی‌های وسیع درباره روشهای بکار رفته در کشورهای دیگر، مطابقت آنها با شرایط ایران، انجام مطالعات آزمایشی (Pilot Study) متعدد، طراحی و ابداع مدلی جدید، متناسب با شرایط ایران، مقدر گردید.

توسط روشی که بر اساس ضریب اشغال تخت (Occupancy Rate) و تعداد بستری شدگان روزانه (Census Daily) می‌باشد، اطلاعات بیمارستانی از کلیه بیمارستانهای دولتی کشور جمع‌آوری و آنالیز شدند. با استفاده از این مدل، برآوردی از تعداد تختهای مناسب برای هر شهر در کشور ارائه شده است. متعاقب آن تعداد تختهایی که مازاد بر نیاز است، به تفکیک شهرهای کشور، و تعداد تختهایی که باید بین مراکز درمانی در یک شهر جابجا شود، برآورد شدند. در نهایت ضریب اشغال تخت بر اساس تصحیحی که این مدل پیشنهاد می‌کند، با ضریب اشغال فعلی این بیمارستان مقایسه شده است.

<sup>۱</sup> بودجه و امکانات این پروژه تحقیقی توسط معاونت پژوهشی وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی تامین شده است.

تحقیق در سیستم‌های بهداشتی و درمانی کشور به منظور برآورد ارزش اقتصادی و میزان بازدهی سرمایه‌گذاری‌های انجام شده در این بخش‌ها امری ضروری و انکارناپذیر است. قدم نخست در تحقق امر فوق ایجاد نظام اطلاعاتی پویا و بهنگام است که بتواند واقعیت‌های موجود را به حد مطلوب منعکس نماید. در بخش درمان که عمدتاً شامل بیمارستان‌های کشور می‌شود این مسئله وضوح بیشتری دارد، بیمارستان‌ها بزرگترین تولیدکنندگان اطلاعات مهم و اساسی کشور می‌باشند، چرا که کمتر کسی از آحاد مردم را می‌توان یافت که در طول دوران زندگی خود با بیمارستان سروکار نداشته باشد. لذا آمار و اطلاعات تولید شده دامنه وسیعی از تولد تا مرگ و در این بین تقریباً کلیه بیماری‌های گوناگون را در بر می‌گیرد. بعلاوه آمار و ارقام میزان خدمات ارائه شده در بیمارستان‌ها توسط نیروی انسانی ماهر شامل پزشکان، داروسازان، پرستاران، تکنسین‌های آزمایشگاهی، پرتونوگرافی، فیزیوتراپی و غیره، تجهیزات مختلف پزشکی و آزمایشگاهی، داروهای مصرفی و نهایتاً تخت بیمارستانی همگی در سنجش میزان بهره‌دهی تخت بیمارستانی و آنچه منجر به رضایت بیمار از ارائه این خدمات گسترده می‌گردد نقش کلیدی دارد.

بارها شنیده‌ایم که بدون آمار و اطلاعات، تصمیم‌گرفتن و اعمال مدیریت مانند قدم زدن در تاریکی بدون هیچ راهنما و روشنایی است. بنابراین مدیران ما برای اتخاذ تدابیر مؤثر برای افزایش بازدهی سرمایه‌گذاری‌ها در بخش درمان، افزایش میزان تخت‌های کارآ و مفید، و افزایش کارایی بیمارستان‌های دولتی و اصلاح روابط کار و جلوگیری از ریخت و پاشها و هزینه‌های نابجا، برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری برای آینده در اولین قدم نیازمند اطلاعات صحیح و بهنگام هستند. متأسفانه در طول حدود یک قرن از تأسیس اولین بیمارستان‌ها در ایران هنوز نظامی که بتواند پاسخگوی نیازهای مذکور باشد وجود ندارد<sup>(۱)</sup> و کماکان تأسیس و راه‌اندازی و صرف هزینه‌های هنگفت برای راه‌اندازی و یا گسترش بیمارستان‌ها بدون اطلاعات کافی و مفید صورت می‌پذیرد.

بعضی‌ها بهانه‌های جعلی برانگیزی که سوزناک داغ روزنامه‌ها در نیمه اول سال ۱۳۷۳ مبنی بر گزارش سازمان برنامه و بودجه به ریاست محترم جمهوری در مورد جلوگیری از ساخت بیمارستان‌های جدید و نیز پاسخ وزیر محترم بهداشت و درمان شد (بخشی از بریده‌های جراید ضمیمه است) و نتایج مهم و نیمه تمام آن، همه ناشی از عدم اطلاع کافی از وضع موجود است.

۱- در تابستان سال ۱۳۷۵ طرح نظام نوین آماری توسط معاونت پژوهشی وزارت بهداشت و درمان و آموزش پزشکی در کل کشور به اجرا درآمد، که بخشی از اطلاعات این طرح مربوط به بیمارستان‌های کشور می‌شود، که به صورت ماهیانه جمع‌آوری و مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. هر چند این اطلاعات به جزئیات پرداخته و شامل همه اطلاعات تولید شده در بیمارستان‌ها نمی‌شود ولی امید است که این اقدام مؤثر بتواند راه‌گشای قدم‌های بعدی در این زمینه باشد.

آیا واقعاً سرمایه‌گذاری در بخش بهداشت و درمان ناکافی است؟ آیا باید از ایجاد بیمارستانهای جدید جلوگیری کرد و ساخت بیمارستانهای در حال احداث را متوقف کرد؟ آیا با افزایش بهره‌وری تختهای موجود می‌توان نیاز همه مردم را به نحو مطلوب پاسخ داد؟ آیا می‌توان با ایجاد ساختار مناسب درون بخشی در اعمال مدیریتی منسجم و هدایت شده از همین وضع موجود در نقاط مختلف کشور نیاز مراجعه‌کنندگان به بیمارستانها را مرتفع نمود؟ (به نحوی که کمتر تخت خالی داشته باشیم و از طرف دیگر درصد اشغال تخت بالا باشد) در چه مناطقی نیاز به احداث بیمارستان است؟ این سوالات و دهها سؤال نظیر آن را می‌توان با طراحی مطالعات اصولی و بررسیهای زیربنایی پاسخی مناسب داد و راه‌حلهای بهینه‌ای برای حل معضلات موجود یافت.

تحقیق حاضر که بدنبال همین بحثها طراحی و به مورد اجرا گذارده شده، بر آن است که راه حل بهینه‌ای برای افزایش بهره‌دهی تختهای بیمارستانی ارائه دهد. با توجه به اینکه موضوع کارآیی تخت بیمارستانی در کشور ما تعریف شده و استاندارد نبوده و اصولاً به دلیل پیچیدگی موضوع و دخالت عوامل متعدد در سنجش کارآیی بیمارستانها، دشواری کار صد چندان است، لذا طراحی ایده و یا مدلی که بتواند با توجه به اطلاعات درون بیمارستانی بدون نیاز به مقایسه با استانداردهای موجود جهانی به نحوی عمل نموده و پاسخ دهد، بسیار دشوار می‌نمورد و همین امر نیز تا حدودی به زمان اجرای طرح افزود ولی به لطف الهی و به همت همکاران علمی طرح بالاخره این امر میسر گردید.

در این تحقیق مدل خاصی ارائه شده که در مقایسه با وضعیت تعداد تخت موجود تعداد تخت پیشنهادی را برای هر شهر به طور جداگانه در قالب سه مدل پیشنهاد می‌دهد که معمولاً بهترین مدل با در نظر گرفتن جمعیت شهر انتخاب شده است.

آنچه که در اینجا قابل بیان می‌باشد اینست که این مطالعه را می‌توان در هر زمان دلخواهی و در بیمارستانهای موجود به مورد اجرا گذارده و مدیران بیمارستانها می‌توانند از نتایج آن در محاسبه میزان کارآیی بخشها، اصلاح سیستم‌های موجود در دراز مدت و افزایش بهره‌وری از تخت بیمارستانی سود جویند.

## روش بررسی

متغیر اصلی مورد بررسی (که در فرمهای جمع‌آوری اطلاعات وجود داشت) شامل "تعداد بیمار بستری" و "تعداد تخت فعال" بر حسب شماره روز و ماه از سال ۱۳۷۳ بوده است. علاوه بر آن، مشخصات محل مورد نظر بصورت "دانشگاه علوم پزشکی"، "شهرستان"، "نام بیمارستان"، "نام (نوع) بخش"، "تعداد تخت ثابت"، و "تاریخ تکمیل فرم" در ابتدای فرم جمع‌آوری اطلاعات ثبت می‌شود. یک نمونه از "فرم اطلاعات بستری‌شدگان" در صفحه بعد نشان داده شده است (شکل شماره ۱).

روش جمع‌آوری اطلاعات به صورت یک سپس پستی (Mail Survey) بود. بعبارت دیگر فرمهای مورد نظر از طریق سیستم اداری موجود مابین وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی با دانشگاههای علوم پزشکی در استانهای مورد نظر، مبادله شدند.

اطلاعات به وسیله نرم افزار EpiInfo و همچنین به وسیله یک ویرایشگر متنی (PEI) کامپیوتری شدند. سپس برای بررسی و تحلیل، از نرم افزار SPSS for Windows v6.0 استفاده شد. در اولین مرحله از فاز آنالیز اطلاعات، بررسی همه جانبه بر روی آنها بعمل آمد تا موارد اشتباه یا مشکوک شناسایی شوند. سپس به وسیله نماس مجدد با مراکز مورد نظر و همچنین بر اساس روشهای مشخص، اطلاعات تصحیح گشته و صحت آنها کنترل شد. لازم به تذکر است که کلیه آنالیزها، گزارشات، نمودارها و نتیجه گیریها در این نوشتار با فرض حسن نیت و عمل افراد دست‌اندرکار جمع‌آوری و ارسال اطلاعات، صورت گرفته است.

شکل ۱-۴ تک نمونه از فرم اطلاعات بستری شدگان

فرم اطلاعات بستری شدگان

نام بیمارستان: \_\_\_\_\_ نام بخش: \_\_\_\_\_ دانشگاه علوم پزشکی: \_\_\_\_\_ شهرستان: \_\_\_\_\_  
 تعداد تخت ثابت: [ ] سال ۱۳۷۲ - تاریخ تکمیل فرم: \_\_\_\_\_

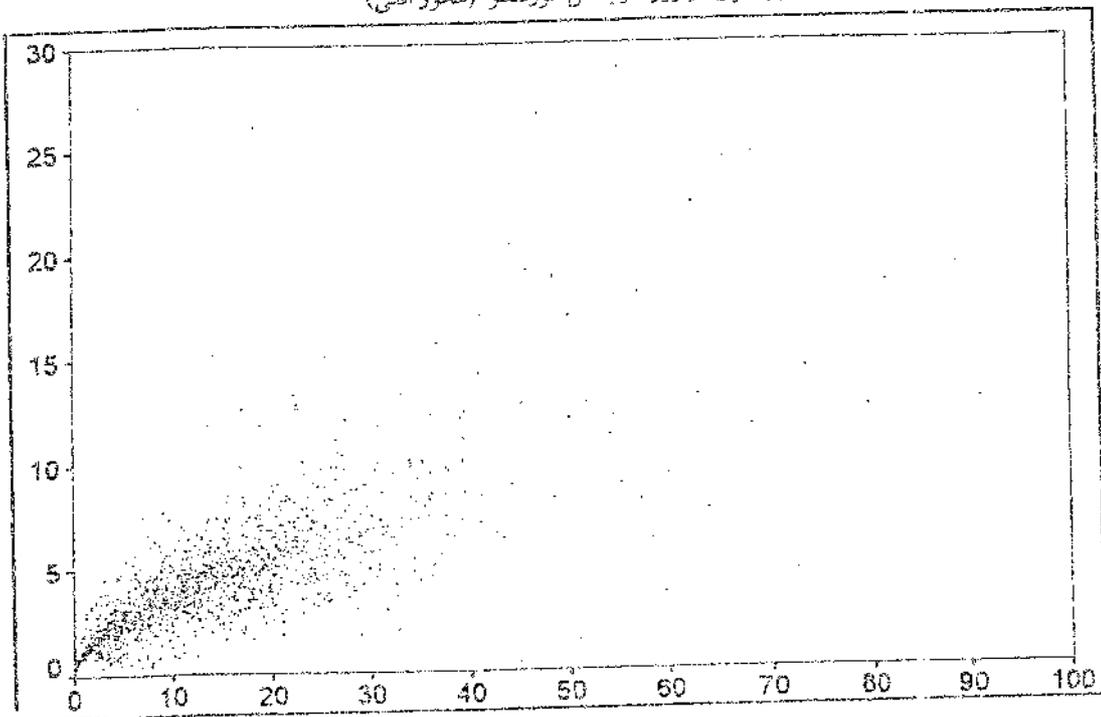
ردیف	ماه اردیبهشت		ماه خرداد		ماه تیر		ماه مرداد		ماه شهریور	
	تعداد بستری	تعداد فوت	تعداد بستری	تعداد فوت	تعداد بستری	تعداد فوت	تعداد بستری	تعداد فوت	تعداد بستری	تعداد فوت
۱										
۲										
۳										
۴										
۵										
۶										
۷										
۸										
۹										
۱۰										
۱۱										
۱۲										
۱۳										
۱۴										
۱۵										
۱۶										
۱۷										
۱۸										
۱۹										
۲۰										
۲۱										
۲۲										
۲۳										
۲۴										
۲۵										
۲۶										
۲۷										
۲۸										
۲۹										
۳۰										
۳۱										
۳۲										
۳۳										
۳۴										
۳۵										
۳۶										
۳۷										
۳۸										
۳۹										
۴۰										
۴۱										
۴۲										
۴۳										
۴۴										
۴۵										
۴۶										
۴۷										
۴۸										
۴۹										
۵۰										
۵۱										
۵۲										
۵۳										
۵۴										
۵۵										
۵۶										
۵۷										
۵۸										
۵۹										
۶۰										
۶۱										
۶۲										
۶۳										
۶۴										
۶۵										
۶۶										
۶۷										
۶۸										
۶۹										
۷۰										
۷۱										
۷۲										
۷۳										
۷۴										
۷۵										
۷۶										
۷۷										
۷۸										
۷۹										
۸۰										
۸۱										
۸۲										
۸۳										
۸۴										
۸۵										
۸۶										
۸۷										
۸۸										
۸۹										
۹۰										
۹۱										
۹۲										
۹۳										
۹۴										
۹۵										
۹۶										
۹۷										
۹۸										
۹۹										
۱۰۰										

## روش تجزیه و تحلیل

پس از بررسی صنایع و خصوصیات اطلاعات (به تفکیک بخشها و ماههای سال) و انجام آنالیزهای متعدد و متنوع، چندین مدل برای بررسی و نتیجه‌گیری از اطلاعات، پیشنهاد شد. در نهایت و با مباحثات متعدد در جلسات مشورتی، مدل زیر برگزیده شد:

● **مرحله ۱:** آنالیز رگرسیون بین متغیر "انحراف معیار برای توزیع تعداد بیمار بستری در هر روز از بخش مورد نظر" (بعنوان متغیر وابسته) با متغیر "متوسط تعداد بیمار بستری در روز، در بخش مورد نظر" (بعنوان متغیر مستقل).

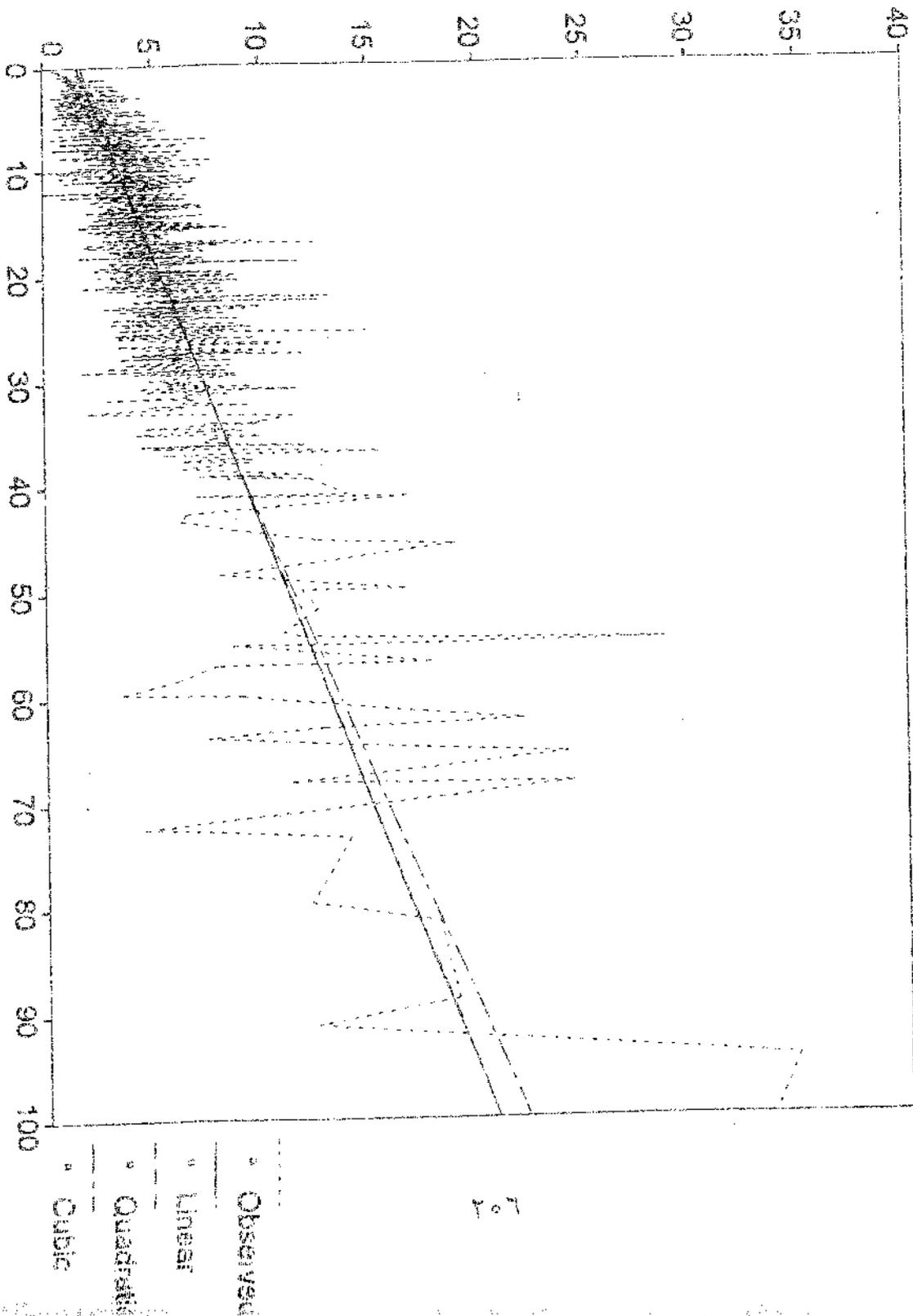
**شکل ۲،** نمودار Scatterplot بین متغیر "انحراف معیار برای توزیع تعداد بیمار بستری در هر روز از بخش مورد نظر" (محور عمودی) با متغیر "متوسط تعداد بیمار بستری در روز، در بخش مورد نظر" (محور افقی).



● **مرحله ۲:** برازش مدل‌های خطی، درجه دوم (Quadratic) و درجه سوم (Cubic) در آنالیز مرحله اول، جهت برآورد اندازه مناسب برای انحراف معیار "تعداد بیمار بستری" در هر بخش (شماره ۳). در عمل انتخاب مدل برای جایگزینی اطلاعات، از میان سه مدل ذکر شده، مدل خطی مناسبترین بود. به این معنای افزودن ضرایب اضافی در معادله، بدون اینکه دقت تخمین ما را بطور معنی‌داری افزایش دهد، باعث پیچیده‌تر شدن مدل می‌گردد. به همین خاطر، انحراف معیار (Standard Deviation یا S.D) بکار رفته در مدل‌های سه‌گانه (مرحله سوم)، بر اساس رگرسیون خطی "انحراف معیار

تعداد بیماران بستری شده در روز برای هر بخش "به ازای" متوسط تعداد بیماران بستری شده در روز در آن بخش بدست آمده است.

**شکل ۳** برازش مدل‌های خطی، درجه دوم (Quadratic) و درجه سوم (Cubic) بر روی نمودار Scatterplot بین متغیر "انحراف معیار برای توزیع تعداد بیمار بستری در هر روز از بخش مورد نظر" (محور عمودی) با متغیر "متوسط تعداد بیمار بستری در روز در بخش مورد نظر" (محور افقی).



معادله رگرسیون بصورت  $patient\_sd = 0.194107 patient\_mean + 1.610503$  می باشد.

● مرحله ۲ تهیه سه مدل جهت برآورد تعداد تختهای مناسب هر بخش با توجه به متوسط تعداد بیمار بستری در آن بخش و انحراف معیار برآورد شده از مرحله دوم، به شرح زیر:

- مدل اول: تعداد تخت پیشنهادی = متوسط تعداد بیمار بستری در روز + دو برابر انحراف معیار برآورد شده
- مدل دوم: تعداد تخت پیشنهادی = متوسط تعداد بیمار بستری در روز + دو و نیم برابر انحراف معیار برآورد شده
- مدل سوم: تعداد تخت پیشنهادی = متوسط تعداد بیمار بستری در روز + سه برابر انحراف معیار برآورد شده

● مرحله ۳ مقایسه تعداد تختهای فعلی موجود در هر شهر با آنچه که از روی مدل‌های مرحله سوم بدست می آید. این مقایسه بصورت ستون "تخت اضافی" در جدول شماره ۲ آورده شده است. چنانچه تعداد "تخت اضافی" یک عدد منفی باشد، این نشان دهنده آن است که اصولاً بر اساس آن مدل، تختهایی باید به کل تختهای بیمارستانی آن شهر اضافه کرد (در شرایط فعلی تخت کم دارد).

با توجه به انجام این آنالیز در سطح کوچکترین واحد ارائه خدمات بیمارستانی (یعنی بخش‌ها)، در بعضی از شهرها، هنگامیکه تمامی بخشهای مختلف بیمارستانهای آن شهر را در نظر می‌گیریم، تعدادی از بخشها تخت اضافه دارند و تعدادی دیگر تخت کم دارند. به این ترتیب در اصل باید این تختها را از بخشی که اضافه است به بخشی که کم دارد منتقل کرد. این تعداد تخت، که بین بخشهای یک شهر، برای افزایش کارایی بیمارستانها، جابجا می‌شوند تحت ستون "تخت جابجایی" درج می‌شوند. لازم به تذکر است که تعداد "تخت اضافی" پس از لحاظ کردن "تخت جابجایی" محاسبه می‌شود.

برای انتخاب مدل مناسب در هر شهر، عواملی را باید در نظر گرفت. از میان این عوامل، قابلیت ریسک‌پذیری در اشباع شدن بخش از بیمار (Overload) یکی از مهمترینها است. بعبارت دیگر، بر حسب امکان ارجاع و انتقال بیمار به بخشها یا بیمارستانهای دیگر (در محدوده جغرافیایی نزدیک) هنگام پر شدن بهش موردنظر، انتخاب شریب اطمینان دو برابر انحراف معیار (در منحنی توزیع بستری شدن بیماران یا Daily Census) با پوشش دادن ۹۵/۴۲٪ از کل مراجعان، دو و نیم برابر انحراف معیار با پوشش دادن ۹۸/۷۶٪ از کل مراجعان، سه برابر انحراف معیار با پوشش دادن ۹۹/۷۴٪ از کل مراجعان مناسب به نظر می‌رسد. یعنی در مدل اول انتظار داریم که برای ۴/۵۶٪ از کل مراجعان به بخش موردنظر، بدلیل اشباع بخش از بیمار (Overload)، امکان بستری شدن وجود نداشته باشد. این مقدار در مدل دوم معادل ۱/۲۴٪ و در مدل سوم برابر ۰/۲۶٪ از کل مراجعان است.

یکی از صنایع کمی که می‌تواند ارتباط خوبی را با "قابلیت ریسک پذیری" ذکر شده در بند بالا داشته باشد، تعداد افراد ساکن هر شهر است. به این صورت که برای شهرهای یک میلیون نفری و بالاتر از مدل اول، شهرهای ۳۰۰ هزار تا یک میلیون نفری از مدل دوم و شهرهای کمتر از ۳۰۰ هزار نفر جمعیت از مدل سوم استفاده شود.

## نتیجه گیری

جدول شماره یک برآورد تعداد تخت بیمارستانی مناسب برای بعضی از شهرها را بطور مثال نشان می‌دهد.

برای مثال بیمارستانهای شهرستان شاهرود (سطر اول از جدول شماره ۲) از استان سمنان فعلاً دارای ۲۲۴ تخت فعال (ستون سوم) است. بر اساس مدل اول (Mean + 2SD) تعداد تخت فعال پیشنهادی برای این شهر تعداد ۱۹۱ تخت (ستون چهارم) است. از مقایسه تعداد تختهای فعلی با تعداد تختهای پیشنهادی بر اساس مدل اول، به این نتیجه می‌رسیم که تعداد ۳۳ تخت اضافه (ستون پنجم) در این شهر وجود دارد (۲۲۴ - ۱۹۱ = ۳۳). علاوه بر آن، تعداد دو تخت (ستون ششم) باید از بعضی از بخشهای بیمارستانهای این شهر به بعضی از بخشهای دیگر منتقل شود (این انتقال با هدف افزایش کارایی استفاده از تختهای بیمارستانی صورت می‌گیرد).

از طرف دیگر شهرستان سمنان از استان سمنان (سطر دوم جدول ۲) فعلاً ۲۴۸ تخت فعال (ستون سوم) دارد که با توجه به مدل اول ۲۵۷ تخت (ستون چهارم) برای این شهر پیشنهاد می‌شود. پس تعداد ۸ تخت باید به تختهای فعلی این شهر اضافه شود (۲۴۸ - ۲۵۷ = -۸). به همین خاطر تعداد "تخت اضافی" بصورت ۸- (ستون پنجم) نشان داده شده است که نشانگر کمبود تخت بیمارستانی (بر اساس برآورد مدل اول) در این شهر است. علاوه بر آن با انتقال ۱۶ تخت (ستون ششم) مابین بخشهای مختلف در این شهرستان، می‌توان کارایی بهتری را از آنها اخذ نمود.

با توجه به برآورد تختهای مناسب برای هر شهر بر اساس سه مدل (بند سوم از روش تجزیه و تحلیل)، این مقیسه برای مدل‌های دوم و سوم در ستونهای ۷ الی ۹ و ۱۰ الی ۱۲ انجام شده است.

جدول ۱: برآورد تعداد تخت بیمارستانی مناسب برای شهرهای مختلف

شماره	نام شهر	تعداد تخت	میانگین (Mean) + 2.5SD	میانگین (Mean) + SD	میانگین (Mean) + SD	میانگین (Mean) + 3SD
۱	شاهرود	۲۲۴	۲۰۹	۲۲۳	۱۹۱	۲۲۴
۲	باصفهان	۲۲۸	۲۰۹	۲۲۳	۲۰۷	۲۲۸
۳	باصفهان	۲۲۹	۲۰۹	۲۲۳	۲۲۸	۲۲۹
۴	باصفهان	۲۳۳	۲۰۹	۲۲۳	۲۲۸	۲۳۳
۵	باصفهان	۲۳۷	۲۰۹	۲۲۳	۲۲۸	۲۳۷
۶	باصفهان	۲۴۰	۲۰۹	۲۲۳	۲۲۸	۲۴۰
۷	باصفهان	۲۴۴	۲۰۹	۲۲۳	۲۲۸	۲۴۴
۸	باصفهان	۲۴۸	۲۰۹	۲۲۳	۲۲۸	۲۴۸
۹	باصفهان	۲۵۲	۲۰۹	۲۲۳	۲۲۸	۲۵۲
۱۰	باصفهان	۲۵۶	۲۰۹	۲۲۳	۲۲۸	۲۵۶
۱۱	باصفهان	۲۶۰	۲۰۹	۲۲۳	۲۲۸	۲۶۰
۱۲	باصفهان	۲۶۴	۲۰۹	۲۲۳	۲۲۸	۲۶۴
۱۳	باصفهان	۲۶۸	۲۰۹	۲۲۳	۲۲۸	۲۶۸
۱۴	باصفهان	۲۷۲	۲۰۹	۲۲۳	۲۲۸	۲۷۲
۱۵	باصفهان	۲۷۶	۲۰۹	۲۲۳	۲۲۸	۲۷۶
۱۶	باصفهان	۲۸۰	۲۰۹	۲۲۳	۲۲۸	۲۸۰
۱۷	باصفهان	۲۸۴	۲۰۹	۲۲۳	۲۲۸	۲۸۴
۱۸	باصفهان	۲۸۸	۲۰۹	۲۲۳	۲۲۸	۲۸۸
۱۹	باصفهان	۲۹۲	۲۰۹	۲۲۳	۲۲۸	۲۹۲
۲۰	باصفهان	۲۹۶	۲۰۹	۲۲۳	۲۲۸	۲۹۶
۲۱	باصفهان	۳۰۰	۲۰۹	۲۲۳	۲۲۸	۳۰۰

و خطر نسبی (Relative risk) عبارتست از نسبت میزانهای بروز بیماری در دو گروه مواجهه یافته و نیافتنه. خطر نسبی انداز قدرت یک ارتباط است که در بررسی احتمالی ارتباط علیتی استفاده می‌شود. مثلاً خطر نسبی سرطان ریه در سیگاریهای افراطی که بمدت طولانی سیگار می‌کشند در مقایسه با غیرسیگاریها تقریباً ۲۰ است که برای تعیین اینکه خطر نسبی فوق بزرگ می‌باشد و نشان دهنده رابطه شانسیمی نیست باید فاصله اطمینان برای آن بدست داد. یعنی:

## مواجهه

		ندارد	دارد	جمع
ابتلا	میتلا	$A_0$	$A_1$	$A$
به				
بیماری	شخص - زمان	$R_0$	$R_1$	$R$

$$R.R = \frac{I_1}{I_0} \quad , \quad I_1 = \frac{A_1}{R_1} \quad , \quad I_0 = \frac{A_0}{R_0}$$

برای تعیین رجحان و برتری اختلاف خطر و خطر نسبی در برابر هم لازم است، متذکر شویم که میزان بروز بیماری دارای واحدی بنام زمان است چون در منفرج کسر آن از شخص - زمان استفاده می‌شود، لذا می‌توان نتیجه گرفت که اختلاف خطر به واحد زمان بستگی ندارد در حالیکه خطر نسبی از این واحد مستقل است و از اینرو به نظر می‌رسد خطر نسبی بر اختلاف خطر رجحان داشته باشد.

برای اقدام به ساختن فاصله اطمینان برای دو اندازه اختلاف خطر و خطر نسبی لازم است که مقدماتی تهیه شود از جمله باید رابطه بین میزانهای شمول و بروز تبیین شود و همچنین توزیع نمونه‌ای اختلاف خطر و خطر نسبی بدست آورده شود.



*Psychometrika*, 24, 95-112 (1959).

4. Revill, S. I., Robinson, J. O., Rosen, M. and Hogg, M. I. J. 'The reliability of a linear analogue for evaluating pain', *Anaesthesia*, **31**, 1191-1198 (1976).
5. Gracely, R. H. 'Studies of pain in normal man', in Wail, P. D. and Melzack, R. (eds), *Textbook of Pain*, Livingstone, Edinburgh, pp. 315-336, 1994.
6. Max, M. B. and Laska, E. M. 'Single-dose analgesic comparisons', in Max, M. B., Portenoy, R. K. and Laska, E. M. (eds), *Advances in pain research and therapy*, Raven Press, New York, pp. 55-95, 1991.
7. Kenward, M. G. 'A method for comparing profiles of repeated measurements', *Appl. Statist.*, **36**, 296-308 (1987).
8. Matthews, J. N. S., Altman, D. G., Campbell, M. J. and Royston, P. 'Analysis of serial measurement in medical research', *Br Med J*, **300**, 230-235 (1990).
9. Diggle, P. J., Liang, K. and Zeger, S. L. *Analysis of Longitudinal Data*, Oxford University Press, Oxford, 1994.
10. Finney, D. J. 'Repeated measurements: what is measured and what repeats?', *Statistics in Medicine*, **9**, 639-644 (1990).
11. Chapman, C. R. and Cox, G. B. 'Anxiety, pain, and depression surrounding elective surgery: a multivariate comparison of abdominal surgery patients with kidney donors and recipients', *Journal of Psychosomatic Research*, **21**, 7-15 (1977).
12. Haynes, T. K., Appadurai, I. R., Power, I., Rosen, M. and Grant, A. 'Intra-articular morphine and bupivacaine analgesia after arthroscopic knee surgery', *Anaesthesia*, **49**, 54-56 (1994).
13. Verborgh, C., Claeys, M., Vanlersberghe, C. and Camu, F. 'Postoperative pain treatment after cholecystectomy with epidural sufentanil at lumbar or thoracic level', *Acta Anaesthesiol Scand*, **38**, 218-222 (1994).
14. Baraka, A., Jabbour, S., Ghabash, M., Nader, A., Khoury, G. and Sibai, A. 'A comparison of epidural tramadol and epidural morphine for postoperative analgesia', *Can J Anaesth*, **40**, 308-313 (1993).
15. Moiniche, S., Hjortso, N.-C., Hansen, B. L., Dahl, J. B., Rosenberg, J., Gebuhr, P. and Kehlet, H. 'The effect of balanced analgesia on early convalescence after major orthopaedic surgery', *Acta Anaesthesiol Scand*, **38**, 328-335 (1994).
16. Akhtar-Danesh, N. 'Statistical aspects of studies measuring postoperative pain', Ph.D thesis, University of Newcastle upon Tyne, 1997.
17. Gabriel, K. R. 'The model of ante-dependence for data of biological growth', *Bulletin of the International Statistical Institute, 33rd Session*, **39**, 253-264 (1961).
18. Gabriel, K. R. 'Ante-dependence analysis of an ordered set of variables', *Ann. Math. Statist.*, **33**, 201-212 (1962).
19. Byrne, P. J. and Arnold, S. F. 'Inference about multivariate means for a nonstationary autoregressive model', *J. Amer. Statist. Assn.*, **78**, 850-855 (1983).
20. Armitage, P. and Berry, G. *Statistical Methods in Medical Research*, 2nd edn, Blackwell Scientific Publications, Oxford, 1994.
21. Greenhouse, S. W. and Geisser, S. 'On methods in the analysis of profile data',

## 4. DISCUSSION

In this article we reviewed the most popular methods for analysing postoperative pain measurements and discussed their drawbacks. We suggest that the antedependence test, which is theoretically more appropriate and simpler to understand than repeated measures analysis of variance, may be appropriate. In a simulation study the power of these methods, and that of a summary-method approach, have been compared. The antedependence test has a lower but not much lower power than repeated measures analysis of variance. In contrast the power of using the area under the curve as a summary measure is very low. We did not compare the antedependence test with the time-by-time method because the latter cannot measure the overall difference between profiles.

Since reported pain is a subjective measurement a factor of subjectivity,  $\alpha$ , has been introduced which determines the contribution to the pain score at a given time made by that from the previous time. Investigation shows that  $0 < \alpha \leq 0.50$  is likely to be a range which reasonably models the situation in real data.<sup>15</sup> In this work we considered fixed values for  $\alpha$ , though it is most likely to be a random variable which could change among subjects.

In summary, we suggest that the antedependence model is satisfactory for analysing data on repeatedly measured pain scores. It takes into account the serial correlation between observations better than repeated measures analysis of variance, gives more understandable output, and may be used to look in detail at differences between profiles. It is, at least in the cases we have studied, a more powerful method than looking at the area under the curve.

## REFERENCES

1. McGrath, p. J. and Unruh, A. M. 'Measurement and assessment of paediatric pain', in Wall, P. D. and Melzack, R. (eds), *Textbook of Pain*, Livingstone, Edinburgh, pp. 303-313, 1994.
2. Huskisson, E. C. 'Measurement of pain', *Lancet*, **2**, 1127-1131 (1974).
3. Chapman, C. R., Donaldson, G. W. and Jacobson, R. C. 'Measurement of acute pain states', in Turk, D. C. and Melzack, R. (eds), *Handbook of Pain Assessment*, Guilford, New York, pp. 332-343, 1992.

Table 2. Power of antedependence test, repeated measures analysis of variance and AUC based on sample size and  $\alpha$  for profile-pair 1 and 2

Sample size	Profile-pair 1												Profile-pair 2											
	$\alpha=0.10$				$\alpha=0.20$				$\alpha=0.30$				$\alpha=0.10$				$\alpha=0.20$				$\alpha=0.30$			
	AD <sup>1</sup>	RA <sup>2</sup>	AUC <sup>3</sup>	AD	RA	AUC	AD	RA	AUC	AD	RA	AUC	AD	RA	AUC	AD	RA	AUC	AD	RA	AUC			
15	0.82	0.86	0.14	0.75	0.80	0.10	0.65	0.71	0.07	0.71	0.86	0.44	0.61	0.76	0.33	0.52	0.65	0.26						
20	0.99	1.00	0.18	0.96	0.98	0.12	0.91	0.96	0.08	0.77	0.89	0.53	0.68	0.80	0.44	0.55	0.67	0.34						
25	1.00	1.00	0.19	0.99	1.00	0.13	0.98	0.98	0.08	0.79	0.90	0.55	0.68	0.82	0.46	0.60	0.72	0.36						

1- Antedependence test 2- Repeated measures analysis of variance 3- Area under curve

of variance were used to test the differences between profiles. The method which is proposed by Armitage and Berry<sup>20</sup> for *split-plot design* is used as a suitable method of repeated measures analysis of variance. In this method subjects are considered as main plots and time points as sub-plots. This test has been considered as significant if either the difference between grand means or the interaction between time point and groups was significant. In this test, because of different correlation coefficients between different time points, Greenhouse and Geisser's method<sup>21</sup> was used to correct the degrees of freedom of the test. To use the antedependence test, first its order was decided and then a test with that order was carried out to test the differences between profiles. The significance level was set to be 0.05. Table 2 shows the power of the repeated measures analysis of variance and antedependence test for the two profile-pairs.

As can be seen from Table 2, there is not much difference between the powers of the antedependence test and repeated measures analysis of variance for profile-pair 1. Although the difference for profile-pair 2 is bigger, it is not excessively so. At the same time, we must note that using repeated measures analysis of variance is more clearly a wrong method because of lack of randomisation of time points.

Finally, to compare the powers of the antedependence test and repeated measures analysis of variance with the power of summary measures the *area under curve* (AUC) was calculated, a common choice of summary measure. As Table 2 shows, compared to the antedependence test and repeated measures analysis of variance the AUC is very poor at detecting the differences between the profiles, even for the second profile-pair where it might have been expected to perform quite well.

As would be expected each test is more powerful the larger the sample size and the smaller the value of  $\alpha$ ; the larger  $\alpha$  is the less extra information each new time point provides.

Figure 2. Two different pairs of profiles

Table 1. Percentages of data sets with different order of antedependence structure in 2500 data sets for profile-pairs 1 and 2

Sample size	Order	Profile-pair 1			Profile-pair 2		
		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.20$	$\alpha=0.30$	$\alpha=0.10$	$\alpha=0.20$	$\alpha=0.30$
15	1	92.6	93.4	94.0	94.3	94.6	95.0
	2	6.8	6.4	5.6	5.4	5.2	4.6
	$\geq 3$	0.6	0.2	0.4	0.3	0.2	0.4
20	1	91.9	93.2	93.7	93.8	94.0	93.0
	2	7.6	6.4	6.0	5.8	5.8	6.9
	$\geq 3$	0.5	0.4	0.3	0.4	0.2	0.1
25	1	92.3	93.5	92.8	93.5	94.4	94.2
	2	7.4	6.0	6.9	6.1	5.2	5.6
	$\geq 3$	0.3	0.5	0.3	0.4	0.4	0.2

Table 1 shows the percentages of data sets with different order of antedependence structure for the two profile-pairs. For each combination of sample size and  $\alpha$  2500 data sets were generated, each with 8 equally spaced observations on a subject. As can be seen, more than 99.5 percent of data sets have an antedependence structure of order one or two.

In the next section a comparison between powers of repeated measures of analysis of variance and the antedependence test will be made.

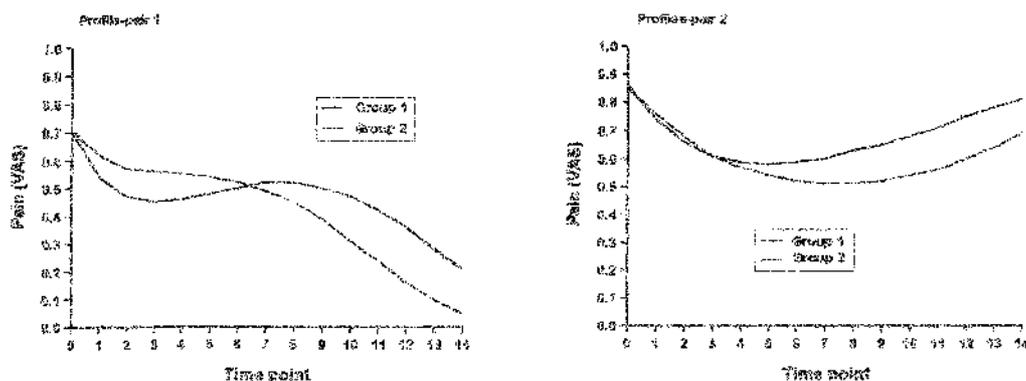
### 3. COMPARISON BETWEEN REPEATED MEASURES ANALYSIS OF VARIANCE AND ANTEDEPENDENCE TEST

For each data set in Table 1 both the antedependence test and repeated measures analysis

The order of an antedependence structure can vary from zero, complete independence, to general dependence with order  $r = T - 1$ . Obviously, for the data sets which are generated by model (3) complete independence is not the case because even when  $\alpha = 0$  there is positive correlation between successive time points due to the underlying pain process. On the other hand, fitting a model with order  $r = T - 1$  is perfect but uninformative.<sup>7</sup> Figure 2 shows two different pairs of profiles based on equation (1). We try to find the lowest order of antedependence structure which adequately fits the data generated for these profiles based on equation (3). The significance level is set to be 0.05.

Each profile-pair in Figure 2 could be considered as typical of those found in real studies. In each pair the means of the two profiles commence from the same point because it is supposed that two groups are random samples from the same population, having had no medication or only general medication before time zero when the treatment-specific medications start. We assume that the two profiles in each pair would have the same shape if there was no treatment effect. Consequently, any difference between profiles is due to the difference between treatments

Alternatively, it could be assumed that medication in both groups is the same but the surgical procedures are different. In the first profile-pair the second treatment is less effective at the early time points, but its effect lasts longer. The second profile-pair represents a study in which two treatments have approximately the same effect until time point 3. After that, effects of drugs start to wear off in both groups but faster in the first than the second.



$$\Lambda = \left\{ -\nu \sum_{i=r+2}^p \ln(e_i / d_i) \right\} / \left\{ \sum_{i=r+2}^p \Phi(s_i - r_i, n_i - a - s_i) \right\}$$

has a  $\chi^2$  distribution with  $\nu = \sum_{i=r+2}^p (s_i - r_i)$  degrees of freedom. In this equation  $p$  is the number of time points,  $a$  is the rank of design matrix, and for given  $q_i = s_i - r_i$  and  $m = n_i - a - s_i$ ,

$$\Phi(q, m) = \begin{cases} 0 & q = 0 \\ \frac{2m-1}{2m(m-1)} & q = 1 (m > 1) \\ 2 \sum_{j=1}^{q/2} (m+2j-2)^{-1} & q > 0, \text{ even} \\ \Phi(1, m) + \Phi(q-1, m+1) & q > 1, \text{ odd.} \end{cases}$$

It should be noticed that  $m = n_i - a - s_i$  is equal to the degrees of freedom of the residuals from an analysis of covariance.

After finding the antedependence order it should be investigated whether there is any difference between treatment groups. This can be done by the asymptotic statistic<sup>7</sup>

$$\chi_p^2 = \frac{-p \sum_{i=1}^p \{ \ln(d_i) - \ln(d_i + h_i) \}}{\sum_{i=1}^p \Phi(1, n_i - a - r_i)}$$

in which  $h_i$  is the between-groups sum of squares in an analysis of covariance of  $Y_i$  with  $Y_{i-r}, \dots, Y_{i-1}$  as covariates. If the profiles differ, it may be of interest to know in which time points the differences happen. This can be tested using the statistic  $\{h_i(n_i - a - r_i) / d_i\}^{1/2}$  which has a  $t$ -distribution with  $n_i - a - r_i$  degrees of freedom.

#### Order of antedependence structure

In equation (3)  $\alpha$  could be regarded as a subjective factor which imposes the effects of the previous reported pain on the present time point. This may well vary depending whether the patient sees his previous measurements when marking his present one; this is sometimes the case and sometimes not. The  $\varepsilon_i$ 's are independent random errors and  $\sigma^2$  a constant which depends on the type of operation, surgical method or population of patients. In equation (4) we assume that the variance of  $\varepsilon_i$  depends on the position of the underlying pain process on the VAS line and when the underlying pain tends to the endpoints 0 and 1 the variance tends to zero.

## 2. ANTEDEPENDENCE MODEL

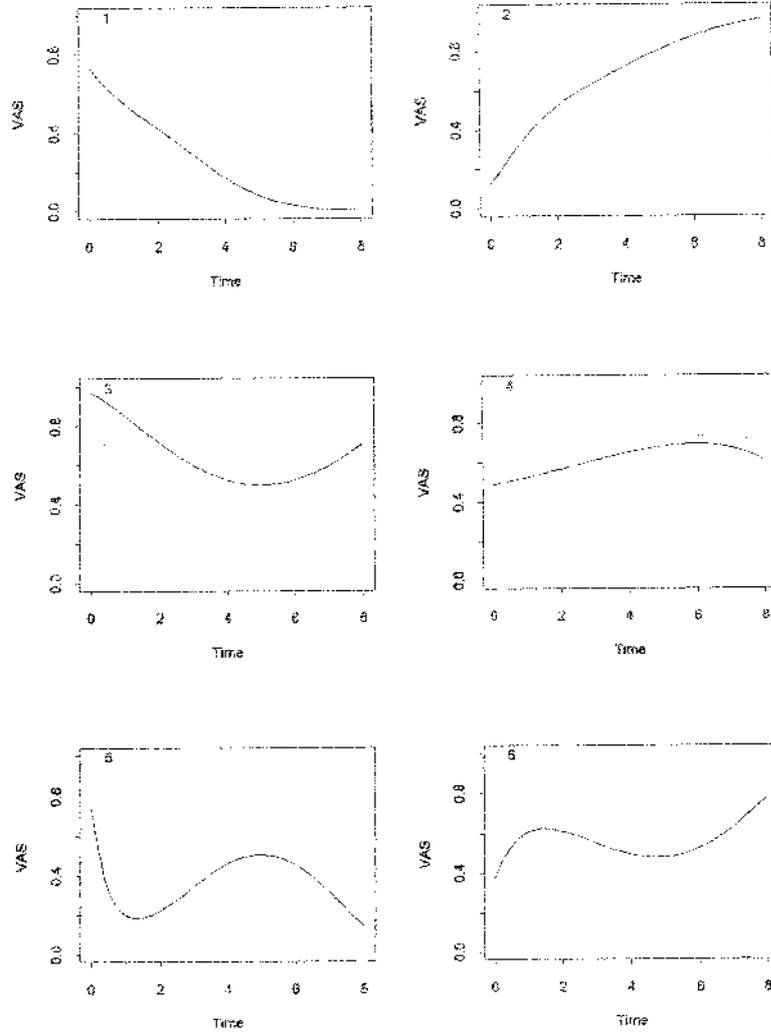
This model is based on the fact that usually in longitudinal data on each subject each observation is positively correlated with previous observations. This method was first proposed by Gabriel.<sup>17-18</sup> In an antedependence structure of order  $r$ , the observation of occasion  $i$  ( $i > r$ ), given the previous  $r$  observations, is independent of further earlier observations.

Gabriel<sup>17</sup> also argued that using a test based on an antedependence structure of order one is preferable even if it does not hold exactly, but is a good approximation. Byrne and Arnold<sup>19</sup> showed that a first order antedependence test is more powerful than Hotelling's  $T^2$  test. Kenward<sup>7</sup> introduced a new test to find the order of antedependence structure.

### Finding the order of antedependence structure

To find the order of an antedependence model, an antedependence structure of order  $r$  is considered as null hypothesis against an antedependence structure of order  $s$  ( $r < s$ ) as alternative hypothesis. If  $d_i$  and  $e_i$  are the residual sum of squares from the analysis of covariance of measurements of the  $i$ th occasion with  $r_i = \min(i-1, r)$  and  $s_i = \min(i-1, s)$  previous occasions as covariates, respectively, then under the null hypothesis the asymptotic statistic

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2 f_t(1-f_t)), \quad t = 1, \dots, T \quad (4)$$



1.  $(a, b, c, d) = (1.0 \ 1.2 \ -0.10 \ 0)$     2.  $(a, b, c, d) = (-2.0 \ 1.0 \ 0.04 \ 1)$   
 3.  $(a, b, c, d) = (1.0 \ 2.0 \ 0.10 \ 5)$     4.  $(a, b, c, d) = (-0.4 \ -0.3 \ 0.04 \ -3)$   
 5.  $(a, b, c, d) = (6.0 \ 1.2 \ -0.20 \ 5)$     6.  $(a, b, c, d) = (-4.0 \ 0.8 \ 0.14 \ 5)$

**Figure 1.** Six different profiles of equation (1)

Haynes<sup>12</sup> and Verborgh<sup>13</sup>). Nevertheless, some completely different shapes of mean profiles have been reported. For instance, after waking up the pain might go up, then come down and rise up again (see for example Baraka<sup>14</sup> and Moiniche<sup>15</sup>). Often, if a study lasts for a long period, the postoperative pain tends to zero.

Considering the above points the following model has been suggested which could suit most possible shapes.<sup>16</sup> For the case of simplicity the VAS line has been considered to have unit length.

$$f_t = \frac{1}{1 + \exp\left\{-\left(ae^{-bt} + c(t-d)^2\right)\right\}} \quad (1)$$

Equation (1) describes the average of underlying pain at time  $t$  based on the mean vector of parameters  $\theta = (\theta_1, \theta_2, \theta_3, \theta_4) = (a, b, c, d)$ , where

$$\theta_i = (\theta_{i1}, \theta_{i2}, \theta_{i3}, \theta_{i4}) = (a_i, b_i, c_i, d_i) \sim MVN(\theta, \Sigma). \quad (2)$$

For each patient  $\theta_i$  can be considered as a random vector which depends on the patient's characteristics such as age, sex, personality, previous pain experience and so on. Figure 1 shows six different profiles which were produced using equation (1).

In reality, it seems naive to expect patients to report their pain exactly based on such an equation. Reported pain at time  $t$  is a subjective measurement which could depend on the reported pain on previous occasions as well as the underlying pain at time  $t$  and it could also include measurement error. Hence, in the simplest situation the variable  $y_t$ , the reported pain at time point  $t$ , could be defined as a weighted mean of the immediately previous reported pain and the present underlying pain as

$$\begin{cases} y_1 = f_1 + \varepsilon_1 \\ y_t = \alpha y_{t-1} + (1-\alpha)f_t + \varepsilon_t \end{cases} \quad t = 2, \dots, T; \quad 0 \leq \alpha \leq 1 \quad (3)$$

where

interactions are modelled as a split-plot experiment, with individuals as main plots and time points as sub-plots. Apart from time-by-time methods and despite strong criticisms against it,<sup>10</sup> repeated measures analysis of variance is used more than other methods to analyse pain data. However, there are some considerations that restrict its application. Among them missing data seems to be a most important reason. The technical drawback of this method is that the sub-units, time points, cannot be randomised within main units. In using this method it is supposed that the correlation coefficients are equal between all time points, but clearly, in many situations the correlations between nearby time points are greater than that for more widely separated time points.

*Summary measures*, which are derived from all measurements that belong to each subject and used instead. Many types of summary measures can be made, for example, mean, median, area under curve (AUC), maximum value, and minimum value. With pain scores, time to maximum relief is sometimes appropriate. However a suitable summary measure may not exist, or it may be impossible to decide on one in advance of data-collection.

### **Postoperative pain syndrome**

Postoperative pain has been reported from hundreds of studies in the literature. Although there are some studies about unmedicated pain,<sup>11</sup> in nearly all of them patients have received medication or other treatments to relieve their pain. Our main concern is to suggest a statistical method for the following cases whether or not the postoperative pain has been treated.

1. Comparing potency and efficacy of two or more analgesics in relieving postoperative pain.
2. Comparing painfulness of two or more surgical procedures for the same operation.

The shape of the postoperative pain profile might depend on the type of operation, surgical technique, and analgesic drug. As can be seen in most reports, patients usually wake up from the anaesthetic with severe pain which might reduce gradually, and when the effects of the anaesthetic disappear the pain level might rise again (see for example

## 1. INTRODUCTION

Providing relief for patients suffering acute pain is of great importance in medicine. Studies aimed at reducing the pain experienced by patients in the immediate postoperative stages, that is in the hours after they regain consciousness, can be found across a broad range of clinical medicine and dentistry. The aim of such trials is to determine which of two or more treatments gives the best pain relief.

Pain is a subjective and private event<sup>1</sup> and unlike many other variables, such as heart rate or blood pressure, cannot be directly measured. There are several techniques used to measure it. Perhaps, using a Visual Analogue Scale (VAS) is the most sensitive and most familiar method.<sup>2-3</sup> Usually it involves the use of a 10 cm straight line on a piece of white paper and is labelled at the left end as *no pain* and at the right as *worst imaginable pain* or similar descriptions<sup>4-6</sup>. To use the VAS the patient is simply asked to mark on the line the amount of pain that he or she is feeling. Usually, in clinical trials pain is measured at different time points for each subject in each treatment group: a prime example of a set of repeated-measures data.

### **Usual methods of analysis**

The methods which are repeatedly found in the literature are:

*Time-by-time* method in which the differences among treatment groups are examined at each time point. The most frequently used tests are the t-test and the Mann-Whitney test for two treatment groups, and one-way analysis of variance and the Kruskal-Wallis test for more than two treatment groups. The advantage of this method is that it is easy to use and does not need much statistical background. It suffers from three substantial defects. First, successive tests are not independent, particularly when the successive data are highly correlated. Second, successive tests cannot measure the treatment effects over time.<sup>7-9</sup> Thirdly, missing data resulting in reduced sample sizes at later times may lead to a discrepancy between increasing treatment effect and decreasing power to detect it.

*Repeated measures analysis of variance* where time, treatment, and time by treatment

# USING AN ANTEDEPENDENCE TEST TO ANALYSE POSTOPERATIVE-PAIN MEASUREMENTS

NOORIAKHTAR-DANESH<sup>1</sup> AND DAVID APPLETON<sup>2</sup>

1- Shiraz University of Medical Sciences,  
Shiraz, Iran

2- University of Newcastle upon Tyne,  
Newcastle upon Tyne, UK

## SUMMARY

Postoperative pain is frequently measured by a Visual Analogue Scale (VAS). The most common methods for analysing such data are the so-called *time-by-time* method and *repeated measures analysis of variance*. In the first, due to correlation between time points, successive tests are not independent and cannot measure the treatment effects over time. In the second, a rather unlikely covariance structure has to be assumed. In a simulation study we have shown that the power of the *antedependence test* is nearly the same as that of repeated measures of analysis of variance and it does not suffer from some of the latter's shortcomings.

- Hashimoto, F. and Bell, S. (1996) Improving outpatient-ethnic staffing and scheduling with computer-simulation. *Journal of General Internal Medicine*, **11**, 182-4.
- Mounsey, J. P., Griffith, M. J., Heavyside, D. W., Brown, A. H. and Reid, D. S. (1995) Determinants of the length of stay in intensive care and in hospital after coronary artery surgery. *British Heart Journal*, **73**, 92-8.
- O'Keefe, M. (1985) Investigating outpatient departments: Implementable policies and qualitative approaches. *Journal of Operational Research Society*, **36**, 705-12.
- Taylor III, B. W. and Keown, A. J. (1980) A network analysis of an inpatient/outpatient department. *Journal of Operational Research Society*, **31**, 169-79.
- Visser, J. and Wijngaard, J. (1979) The outpatient appointment system: Design of a simulation study. *European Journal of Operational Research*, **3**, 459-63.

These distributions are used to generate random values for the patients in the simulation. priority in the system is for a discharged patient, then a patient who is coming back from the intensive therapy unit into the ward, then a patient who is coming from the ward to the intensive care unit, and finally admission of a new patient. For the time taken in the intensive therapy unit geometric distributions were fitted to the data. For the time spent in the ward after operation a mixture of uniform and geometric distributions were fitted to the data.

## Results

The results contained the mean and standard deviation of time spent in the ward before operation, intensive therapy unit and the ward after operation, as well as postoperative time in the hospital; the mean and standard deviation of queuing time in the ward before operation, intensive care unit, ward after operation and also queuing time in the hospital; the mean and standard deviation of the number of beds in use in the ward and intensive therapy unit; the mean and standard deviation of the number of patients discharged and admitted per week; the mean and standard deviation of required time for throughput of a number of patients into the system.

The results show the mean time spent in the ward before operation for the larger parameter is less. When the number of beds in the ward is large, often there are some patients in the ward waiting for an operation, so the mean time spent in the ward before operation goes up compared to the case of a small number of beds in the ward. The mean postoperative ward time for different parameters shows when the parameter is small, patients spent more time in the ward after operation. However, as expected the mean time does not depend on the number of beds in the ward.

The mean time spent in the intensive therapy unit decreases as the parameter of the geometric distribution for the time spent in the intensive therapy unit increases. When there are more beds in the ward the mean goes down as it also does for increase in the parameter. the mean number of patients admitted per week using different parameters for the time spent in the intensive therapy unit when there are nine beds there increases as the parameter increases and as the number of beds in the ward increases. Note that the mean number of patients admitted does not depend greatly on the parameter of the time spent in the intensive therapy unit.

The mean required time for throughput of five hundred patients for different parameters of the time spent in the intensive therapy unit having nine beds there, indicate that there is not too much difference in the mean for the different parameter values. Also, when patients spend more time in the ward after operation, the throughput of the system is slower.

## References

- Bailey, N. T. J. (1952) A study of queues and appointment systems in hospital outpatient departments. *J. R. Statist. Soc. B*, **14**, 185-99.
- Brahimi, M. and Worthington, D. J. (1991) Queuing models for outpatient appointment systems - a case study. *Journal of Operational Research Society*, **42**, 733-46.
- Cox, T. F., Birchall, J. P. and Wong, H. (1985) Optimising the queuing system for an ear, nose and throat outpatient clinic. *Appl. Statist.*, **12**, 113-26.

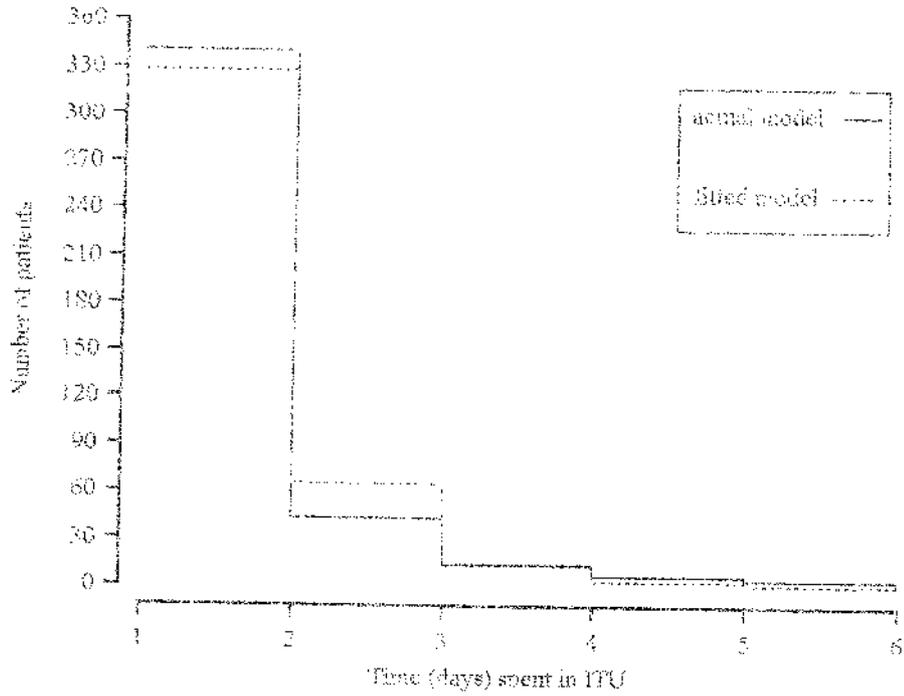


Figure 2 : Time (days) spent in the intensive therapy unit based on actual model and the fitted model

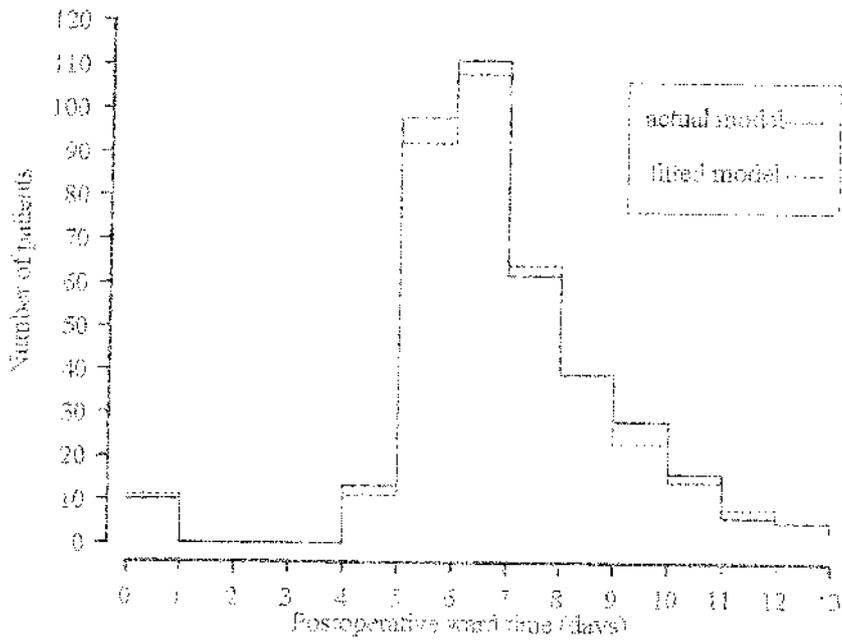


Figure 3 : Time (days) spent in the ward after operation based on actual model and the fitted model

to simulate the time spent in the intensive therapy unit,  $T_1$ , it is essential to know its distribution. The available data were used to choose an appropriate distribution. Table 2 shows the time spent in the intensive therapy unit by patients. As the Table shows, most patients spend a day in the intensive care unit, but others spend from 2 to more than 7. A geometric distribution was fitted to the data using maximum likelihood for parameter estimation. Note also that there are a few patients who spend a very long time in the intensive therapy unit. Since this is rare and in practice special arrangements may be made, these large values are ignored. The patients can be considered as either fast track or slow track, with those requiring only one day in the intensive therapy unit regarded as fast track and the rest slow track. The logistic discrimination procedure can be applied to patients in order to predict which are fast track and which are slow track. This then allows for an optimal scheduling of the patients in order to improve throughput. However the predicted proportion of fast track to slow track patients will not be the same as the actual proportion of fast track to slow track patients. The simulation program initially generates data for 500p<sub>1</sub> fast track patients and 500p<sub>2</sub> slow track patients. In order that the number of patients in the two groups are in the actual proportions seen in practice, each patient becomes a candidate for swapping groups. Each fast track patient is independently changed to a slow track patient with probability  $a_1$  or otherwise stays as fast track and each slow track patient is independently changed to a fast track patient with probability  $a_2$  or otherwise stays as slow track. This ensures the correct proportions of patients in the two groups entering the system.

The  $i$ th patient spends  $T_D$  days in the ward after operation. Table 3 shows the frequency distribution of the time spent in the ward after operation. As the Table shows it is not possible to fit a unique distribution to the data and so a mixture of distributions was fitted. The case  $\lambda_3=0$  corresponds to a patient dying during the operation or in the intensive therapy unit. Note that surviving patients spend at least four days in the ward after their operation.

Figures 2 and 3 show the time spent in the intensive therapy unit and time spent in the ward after operation, based on the actual model and the fitted model. This is close agreement.

### The models for times spent in the ward and ITU

For the simulation of the heart surgery department it is essential to know what are the models for the time spent in the ward before operation, the time spent in the intensive therapy unit and the time spent in the ward after operation.

The  $i$ th patient is allocated a time,  $T_{i1}$  for time to be spent in the ward before going to the theatre for an operation. It is rare that a patient requires more than one day for this. Hence, for every patient the preoperative ward time is given the value unity.

Table 2 : Time (hours) spent in the intensive therapy unit

Time (hours) spent in the ITU	Frequency	Percent
0-24	340	79.2
25-48	43	10.1
49-72	14	3.3
73-96	6	1.4
97-120	4	0.9
121-144	2	0.5
145-168	1	0.2
169-	16	3.8
Missing	5	-
Total	431	100

Table 3 : Time (days) spent in the ward after operation

Time (days) spent in the ward after operation	Frequency	Percent
0	10	2.4
4	13	3.1
5	98	23.2
6	111	26.3
7	62	14.6
8	39	9.2
9	23	5.6
10	16	3.8
11	6	1.4
12	5	1.2
13	3	0.7
14-	30	7.5
Missing	5	-
Total	431	100

3. a patient transfers from the intensive therapy unit back to the ward.
4. a patient exits the ward after completion of treatment.

The death of a patient during operation is allowed for by having the time spent in the ward after operation set to zero, but the time spent in intensive therapy unit has to be allocated for that patient before his operation. Since death is not predictable, it would not be possible to perform another operation in order to utilise the bed in the intensive therapy unit left by the deceased patient.

The simulation program works by discrete time, where for each day, the various events of patients' movements are ascertained and then placed in order of priority. Beds in the ward are allocated with priority to patients in the intensive therapy unit, over patients on the waiting list. At any particular time,  $t$ , let there be  $m_t$  free beds in the ward and  $n_t$  free beds in the intensive therapy unit. Care has to be taken with the admission of patients to the system - for example the beds in the ward cannot all be occupied by new patients waiting for surgery, since then there would not be any free beds for patients returning from the intensive therapy unit, and so the whole system would be blocked.

Results are based on 40 simulation runs for greater accuracy for each situation considered (i.e., choice of  $N, M$ , scheduling of fast track and slow track, etc.). The simulation work was carried out using a FORTRAN-77 program supporting mark 16A NAG library subroutines, on a Sun-Solaris machine.

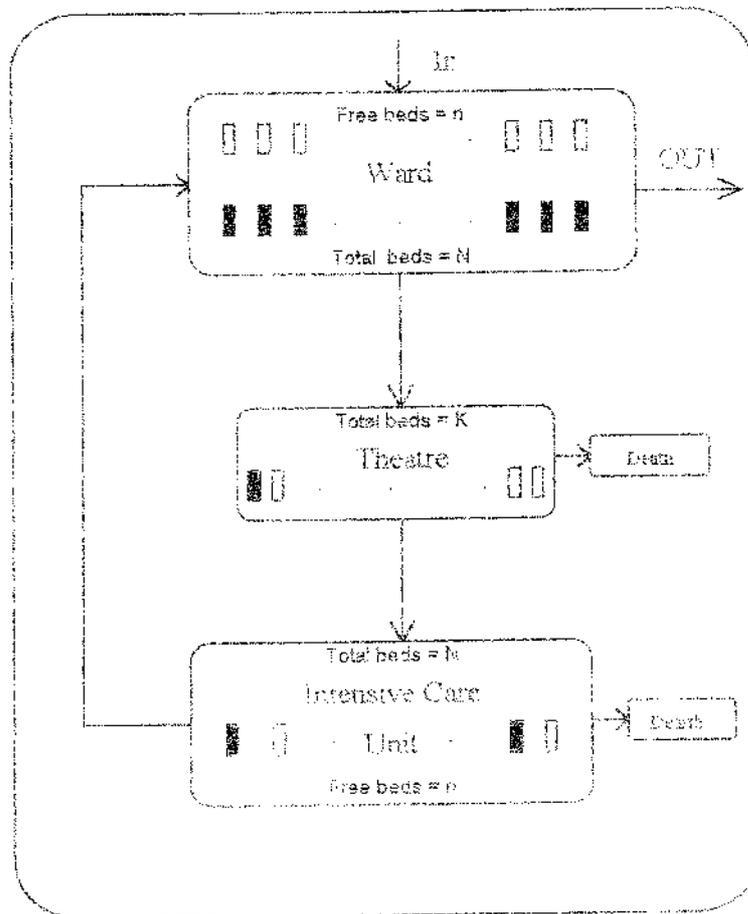


Figure 1: A typical heart surgery department

patients. Only two variables, left ventricular end diastolic pressure, less or equal 13 mmHg, and three vessel coronary disease remained in the final model.

The results of the analysis are as follows :

**Table 1 : Analysis of maximum likelihood estimates for logistic discrimination model**

Variable	df	$\hat{\beta}$	S.E. ( $\hat{\beta}$ )	$\chi^2$	Pr > $\chi^2$
Intercept	1	1.6646	0.3529	22.24	0.0001
Threevcl	1	-1.1351	0.3798	8.93	0.0028
Low I VEDP	1	1.2840	0.3212	15.98	0.0001

The sensitivity and specificity for the classification were 75.6% and 61.0% respectively. The discrimination analysis results showed that the sensitivity and specificity were not very high, but that discrimination of fast track and slow track patients was better achieved than by simply randomly allocating patients.

### The Queueing System

The availability of beds in ward and intensive care beds often determine the patient throughput of cardiac surgery. Consider throughput of patients in a heart surgery department as a queueing system where a patient is admitted to a ward for a cardiac surgery if there is at least a free bed in ward, priority to patients who are in the intensive therapy unit and are coming back to the ward again. Consider a cardiac surgery department where there are some beds in the ward, intensive therapy unit and theatre. Suppose that there are M beds in the ward and N beds in the intensive therapy unit. There are K operating theatre. There is an infinite supply of patients. At any time there are m, m=0,1,2,...,M; free beds in the ward and n, n=0,1,2,...,N; in the ITU. Patients go into the ward, then theatre, then the ITU, then the ward again. Each patient spends one day in the ward, then if there is a bed available in the ITU goes there for at least a day. Suppose the probability of requiring j days in ITU is  $p_{ij}$  for patient i. Consider he then spends  $T_{ij}$  days in the ward, where  $T_{ij}$  is a random variable which may also depends on his/her clinical condition. Beds in the ward allocated with priority to patients in ITU, over patients on the waiting list. But if there are sufficient free beds in the ward, up to k, k=0,1,2,...,M; patients may be waiting in the ward for an operation where K is the number of beds in the theatre. Operation, 1 per theatre, are only performed from Monday to Friday, but patients may be admitted on Sunday. Assume admission and discharges are at 9.00am and the operations require no time and nobody discharges on Sundays.

The aim is to optimise number of patient throughput in the system. To achieve the aim a Monte Carlo simulation work was performed.

The possible events that occur in the system are :

1. a patient enters the ward from the waiting list.
2. a patient transfers from the ward to the operating theatre and then into the intensive therapy unit (assume operating time is negligible)

The application of queuing processes to hospital situations has received attention in recent years. One of the first applications of operational research to the running of a hospital department was done by Bailey (1952), where a quasi-empirical investigation was carried out using random numbers to reorganise a general surgical clinic, including the appointment system. Visser and Wijngaard (1979) proposed a simulation model for determining a suitable appointment system for the clinics in the outpatient department of a hospital. Taylor III and Keown (1980) applied a network model to analyse an outpatient department, since they believed that it provided an interpretation of the system under analysis which was easier to communicate to participants than an algorithm or computer model. O'Keefe (1985) investigated the operation of an outpatient department using a qualitative approach. He took a rather different view of the problem of waiting times in outpatient departments. Cox et al. (1985) used a simulation study in order to optimise the running of an ear, nose and throat outpatient clinic. Brahimi and Worthington (1991) applied models for one-server queues with time-dependent arrival rate and discrete service time distribution to an outpatient clinic problem. Hashimoto and Bell (1996) investigated the behaviour of an outpatient clinic to improve the performance of the clinic. They studied the appointment system of patients by using computer simulation. They showed that patients' time in the clinic is related to the appointment time and number of doctors in the clinic.

The coronary surgery patients normally occupy intensive care beds for 24 hours or less but with some spending longer. Patients who spend a day in the intensive care unit are fast track patients and those who occupy an intensive care bed for more than a day are slow track patients. If a patient stays a day in the intensive therapy unit, for the next routine operating day there is a free bed in the unit allowing a new surgery operation to be performed. Identification of fast track patients would help to optimise throughput of patients at least for a proportion of beds. Also identification of slow track patients would help operation on these patients to be spread over the operating week to minimise the chance of blockage in the intensive care unit. It would be helpful to apply a discrimination method to classify patients prior to surgery as either fast and slow track. It is worth to apply an appropriate screening method to retain fast track patients among all patients. Also it is of interest to observe the behaviour of the system with different number of beds in the ward and in the intensive care unit, and different patterns of appointment systems of fast and slow track patients in order to maximise throughput of patients in the system. The running of the department can be viewed as a complex queuing system. To achieve the mentioned goals for the system, an analytical solution would be very difficult to obtain and possibly not possible. So, using Monte-Carlo simulation is essential to investigate the system.

### Data Analysis

A set of data consisting of the throughput and associated data of 431 patients who have had coronary artery bypass surgery during a nine month period were considered. Data were collected from a review of patients' records (Mounsey, et al.) and included baseline demographic characteristics, details of cardiovascular risk factor, angina grade and treadmill exercise tolerance, and the presence of serious coexistent pathology. Coronary angiographic data were also obtained from patient records. Logistic discrimination for classification of fast track patients. The data were analysed using the statistical computing package SAS (v 6.09), via the Logistic procedure (Proc Logistic) using stepwise selection of variables to the two groups of fast track and slow track

# Queuing Simulation using Logistic Discrimination

Hossein Mahjub \*, Trevor F Cox \*\*

\* Department Of Biostatistics and Epidemiology,  
Hamadan Med. Sci. University, P.O.Box 689,  
Hamadan, IRAN, \*\* Department of Statistics,  
Merz Court, The University, Newcastle upon Tyne,  
NE1 7RU, UK

## Abstract

Consider a Heart Surgery Department as a queuing system where there are some beds in the ward, theatre and intensive therapy unit. For a set of data, logistic discrimination is applied to identify patients who stay less or equal to 24 hours (fast track) in the intensive therapy unit. A FORTRAN-77 program for Monte-Carlo simulation of the department is written in order to observe the behavior of the department as a queuing system. Different number of beds in the ward and in the intensive therapy unit are simulated in order to maximise throughput of patients in the system by using logistic discrimination results.

## Introduction

To study the behaviour of a system it is sometimes possible to experiment with the system itself. This can be very time consuming and expensive. The object of many system studies is to predict how a system will perform before it is built. Obviously, it is not possible to experiment with a system while it is in this hypothetical form, or if it is possible in some cases, it can be very expensive and time consuming. It is sometimes possible to derive information about the system by analytical means which are called analytical models. Whereas in a numerical model, when an analytical solution is not possible, then one approach for studying a system is system simulation. The ideal objective in a system, is to optimise system performance.

In the interest of efficiently using limited resources it is important to optimise throughput of cardiac surgery patients. Most cardiac surgery departments consist of some beds in a ward, some in a theatre, and some in an intensive care unit. Most cardiac surgery patients spend some time in the ward, then go to theatre for operation, then to an intensive care or an equivalent nursing unit, back to the ward again and finally discharge. It is especially important in planning day to day operating schedules because if all the intensive care beds are in use, operating lists may be cancelled and theatre staff under employed. Intensive care beds as described here are not general intensive care beds, and cardiac surgical patients do not compete for beds with critically ill general medical patients.

- Owen, D. B., McIntire, D. and Seymour, E. (1975) Tables using one or two screening variables to increase acceptable product under one-sided specifications. *Journal of Quality Technology*, **7**, 127-38.
- Owen, D. B. and Su, Y. H. (1977) Screening based on normal variables *Technometrics*, **19**, 65-8.
- Tang, J. and Tang, K. (1989) A two-sided screening procedure using several correlated variables. *IIE Transactions*, **21**, 333-6.
- Tang, K. and Tang, J. (1994) Design of screening procedures - a review *Journal of Quality Technology*, **26**, 209-26.
- Thomas, J. G. and Owen, D. B. (1977) Improving the use of educational tests as selection tools. *Journal of Educational Statistics*, **2**, 55-77.
- Titterton, D. M., Smith, A. F. M. and Makov, U. E. (1985) *Statistical analysis of finite mixture distributions*, New York: Wiley.
- Turkman, K. F. and Turkman, M. A. A. (1989) Optimal screening methods. *J. R. Statist. Soc. B*, **51**, 287-95.

## References

- Bai, D. S. and Hong, S. H. (1992) Economic screening procedure using a correlated variable with multidecision alternatives. *Naval Research Logistics*, **39**, 471-85.
- Boys, R. J. and Dunsmore, I. R. (1986) Screening in a normal model. *J. R. Statist. Soc. B*, **48**, 60-9.
- De'Moraes, A. R. and Dunsmore, I. R. (1995) Predictive comparisons in ordinal models. *Commun. Statist. - Theory Meth.*, **24**, 2145-64.
- Dunsmore, I. R. and Boys, R. J. (1987) Predictive screening method in binary response models. In *Probability and Bayesian Statistics* (ed. R. Viert), pp. 151-8. New York: Plenum.
- Dunsmore, I. R. and Boys, R. J. (1988) Global v local screening. In *Bayesian Statistics 3* (eds. J. M. Bernardo, M. H. DeGroot, D. V. Lindley and A. F. M. Smith), pp. 593-9. Oxford: Oxford University Press.
- Haas, R. W., Gunst, R. F. and Owen, D. B. (1985) Screening procedures using quadratic forms. *Commun. Statist. - Theory Meth.*, **14**, 1393-1404.
- Kim, S. B. and Bai, D. S. (1990) Economic screening procedures in logistic and normal models. *Naval Research Logistics*, **37**, 919-28.
- Li, L. and Owen, D. B. (1979) Two-sided screening Procedures in the bivariate case. *Technometrics*, **21**, 79-85.
- Mardia, K. V., Kent, J. T. and Bibby, J. M. (1979) *Multivariate analysis*. London: Academic Press Limited.
- De'Moraes, A. R. and Dunsmore, I. R. (1995) Predictive comparisons in ordinal models. *Commun. Statist. - Theory Meth.*, **24**, 2145-64.
- Owen, D. B. and Boddie, J. W. (1976) A screening method for increasing acceptable product with some parameters unknown. *Technometrics*, **18**, 195-9.

The results show that overall there is no difference between the proposed method and the predictive screening approach of Dunsmore and Boys (1987). However, using predictive probability does make the problem more complicated. Also, it can be seen that by using Fisher's linear discrimination analysis to determine  $\mathbf{a}$  gives a value of  $\hat{\epsilon}$  very close to that obtained by the direct method. Assuming equality of variance in the two populations gives a value of  $\hat{\epsilon}$  much greater than that obtained without the assumption.

Table 2 : Comparison between two different methods  
for optimal specification region of  
Conn's Syndrome Data

Method	Different approaches	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$\omega$	$\hat{\epsilon}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\gamma}$
Proposed method	multivariate	0.91	-0.24	0.34	5.34	0.25	0.56	0.65
	multivariate $\Sigma_1 = \Sigma_0$	0.77	-0.44	0.46	4.90	0.39	0.46	0.65
	linear discriminant	0.76	-0.43	0.48	4.87	0.25	0.56	0.65
	linear discriminant $\Sigma_1 = \Sigma_0$	0.76	-0.43	0.48	4.94	0.39	0.46	0.65
Predictive Screening	multivariate	0.91	-0.24	0.34	5.34	0.25	0.56	0.65
	multivariate $\Sigma_1 = \Sigma_0$	0.77	-0.43	0.47	4.95	0.39	0.46	0.65
	linear discriminant	0.76	-0.43	0.48	4.87	0.26	0.56	0.65
	linear discriminant $\Sigma_1 = \Sigma_0$	0.76	-0.43	0.48	4.94	0.39	0.46	0.65

The abstracted information from the data is

$$\bar{x}_1 = \begin{bmatrix} 4.96 \\ 1.00 \\ 3.38 \end{bmatrix}, \quad \bar{x}_0 = \begin{bmatrix} 4.95 \\ 1.29 \\ 3.24 \end{bmatrix}$$

with the estimated variance-covariance matrices

$$s_1 = \begin{bmatrix} 0.035 & -0.028 & 0.073 \\ -0.028 & 2.974 & -1.026 \\ 0.073 & -1.026 & 0.920 \end{bmatrix} \times 10^{-2},$$

$$s_0 = \begin{bmatrix} +0.006 & 0.000 & 0.003 \\ 0.000 & +1.546 & 0.186 \\ 0.003 & 0.186 & +0.503 \end{bmatrix} \times 10^{-2},$$

$$s_{\text{pooled}} = \begin{bmatrix} 0.025 & -0.018 & 0.046 \\ -0.018 & 2.481 & -0.608 \\ 0.046 & -0.608 & 0.775 \end{bmatrix} \times 10^{-2}.$$

As was mentioned it is possible to solve the screening problem by different methods. Table 3.2 shows the results of screening procedure by different methods, and also compares the obtained results with the results of predictive screening used by Dunsmore and Boys (1987).

Table 1: Conn's Syndrome Data  
 $\log(\text{concentration, meq/l})$  in blood plasma

Type	Patient	Na	K	CO <sub>2</sub>
		x <sub>1</sub>	x <sub>2</sub>	x <sub>3</sub>
A	1	4.9459	0.8329	3.4112
	2	4.9628	1.1314	3.2995
	3	4.9416	1.0986	3.2958
	4	4.9836	1.0296	3.4965
	5	4.9323	1.2809	3.1822
	6	4.9677	1.1314	3.3322
	7	4.9222	0.9163	3.3878
	8	4.9488	0.9163	3.4012
	9	4.9684	0.8755	3.4720
	10	4.9740	1.0647	3.3844
	11	4.9381	0.8329	3.2581
	12	4.9698	0.7885	3.5175
	13	4.9767	0.9933	3.4965
	14	4.9431	1.1314	3.3707
	15	4.9747	1.0647	3.3105
	16	4.9345	1.1314	3.4468
	17	4.9754	0.6419	3.5116
	18	4.9816	1.3083	3.3105
	19	4.9698	0.7885	3.4965
	20	4.9663	0.9933	3.3142
B	21	4.9438	1.4586	3.1527
	22	4.9488	1.1632	3.2189
	23	4.9502	1.2809	3.2504
	24	4.9558	1.0986	3.0910
	25	4.9663	1.4351	3.3250
	26	4.9395	1.2238	3.3322
	27	4.9495	1.2809	3.2189
	28	4.9488	1.3350	3.2581
	29	4.9452	1.1939	3.2958
	30	4.9416	1.2809	3.2581
	31	4.9416	1.4816	3.2426

$$\hat{\beta} = \hat{\gamma} \left[ 1 - F_1 \left( \sqrt{\frac{N_1 + 1}{N_1}} \frac{\omega - \mathbf{a}' \bar{\mathbf{x}}_1}{\sqrt{\mathbf{a}' \mathbf{s}_1 \mathbf{a}}} \right) \right] + (1 - \hat{\gamma}) \left[ 1 - F_0 \left( \sqrt{\frac{N_0 + 1}{N_0}} \frac{\omega - \mathbf{a}' \bar{\mathbf{x}}_0}{\sqrt{\mathbf{a}' \mathbf{s}_0 \mathbf{a}}} \right) \right]$$

Again, using Fisher's linear discrimination, will not minimise  $\hat{\beta}$ , but computation time will be less.

### An Example

The example used by Dunsmore and Boys (1987) for predictive screening is now considered and comparison is made. The data relate to Conn's syndrome which is a rare form of hypertension. Two form of syndrome exist, namely :

A : benign tumour in the adrenal cortex, (adenoma).

B : more diffuse condition of the adrenal glands, (bilateral hyperplasia).

The treatment for A is surgical operation to remove the adrenal glad. For B drug therapy is the recognised treatment, and surgery is inadvisable. (Aitchison and Dunsmore, 1975).

Let  $T = 1$  for A, and  $T = 0$  for B. The aim is to find a region using the feature vector  $\mathbf{x}$  to attempt to screen out the B cases and to retain the A cases, where  $\mathbf{x}$  is the three variables of concentrations (meq/l) in blood plasma: sodium (Na), potassium (K) and carbon dioxide ( $\text{CO}_2$ ).

The data are given in Table 3.1, and log (concentrations) for the basic variables  $\mathbf{x}$  is used to remove much of the skewness apparent in the data.

$S_{pooled}$  is the estimation of the pooled variance-covariance matrix of the two populations. In fact

$$S_{pooled} = \frac{(N_1 - 1)S_1 + (N_0 - 1)S_0}{N_1 + N_0 - 2}$$

Then the only unknown value remaining to be found is  $\omega$ , which can be obtained from

$$\delta = \frac{\hat{\gamma} \left[ 1 - F_1 \left( \frac{\sqrt{N_1 + 1} \omega - a' \bar{x}_1}{N_1 \sqrt{a' s_1 a}} \right) \right]}{\hat{\gamma} \left[ 1 - F_1 \left( \frac{\sqrt{N_1 + 1} \omega - a' \bar{x}_1}{N_1 \sqrt{a' s_1 a}} \right) \right] + (1 - \hat{\gamma}) \left[ 1 - F_0 \left( \frac{\sqrt{N_0 + 1} \omega - a' \bar{x}_0}{N_0 \sqrt{a' s_0 a}} \right) \right]}$$

Note again that the linear discrimination function is obtained by using a pooled variance-covariance matrix, but in the expression for  $\delta$ , unequal variance matrices for the two populations are used. When the two variance-covariance matrices for the two populations are equal,  $\delta$  and  $\hat{\varepsilon}$  are given by

$$\delta = \frac{\hat{\gamma} \left[ 1 - F \left( \frac{\sqrt{N_1 + 1} \omega - a' \bar{x}_1}{N_1 \sqrt{a' s_{pooled} a}} \right) \right]}{\hat{\gamma} \left[ 1 - F \left( \frac{\sqrt{N_1 + 1} \omega - a' \bar{x}_1}{N_1 \sqrt{a' s_{pooled} a}} \right) \right] + (1 - \hat{\gamma}) \left[ 1 - F \left( \frac{\sqrt{N_0 + 1} \omega - a' \bar{x}_0}{N_0 \sqrt{a' s_{pooled} a}} \right) \right]}$$

and

$$\hat{\varepsilon} = \frac{\hat{\gamma} F \left( \frac{\sqrt{N_1 + 1} \omega - a' \bar{x}_1}{N_1 \sqrt{a' s_{pooled} a}} \right)}{\hat{\gamma} F \left( \frac{\sqrt{N_1 + 1} \omega - a' \bar{x}_1}{N_1 \sqrt{a' s_{pooled} a}} \right) + (1 - \hat{\gamma}) F \left( \frac{\sqrt{N_0 + 1} \omega - a' \bar{x}_0}{N_0 \sqrt{a' s_{pooled} a}} \right)}$$

where,  $F = F_{1, N_1 + N_0 - 2}(t)$  is the probability distribution function of the univariate Student's  $t$  distribution with  $(N_1 + N_0 - 2)$  degree of freedom.

In general, the estimation of the probability of retaining a case in the screening process is

and hence

$$\delta = \frac{\hat{\gamma} \left[ 1 - F_1 \left( \sqrt{\frac{N_1 + 1}{N_1}} \frac{\omega - \mathbf{a}' \bar{\mathbf{x}}_1}{\sqrt{\mathbf{a}' \mathbf{s}_1 \mathbf{a}}} \right) \right]}{\hat{\gamma} \left[ 1 - F_1 \left( \sqrt{\frac{N_1 + 1}{N_1}} \frac{\omega - \mathbf{a}' \bar{\mathbf{x}}_1}{\sqrt{\mathbf{a}' \mathbf{s}_1 \mathbf{a}}} \right) \right] + (1 - \hat{\gamma}) \left[ 1 - F_0 \left( \sqrt{\frac{N_0 + 1}{N_0}} \frac{\omega - \mathbf{a}' \bar{\mathbf{x}}_0}{\sqrt{\mathbf{a}' \mathbf{s}_0 \mathbf{a}}} \right) \right]}$$

where  $F_j = F_{t, N_j - 1}(t)$ , ( $j = 0, 1$ ) is the probability distribution function of the univariate Student's  $t$  distribution with  $N_j - 1$ , ( $j = 0, 1$ ) degrees of freedom. Since, the above expression does not have a unique solution for  $C_{\mathbf{x}} = \{\mathbf{x} : \mathbf{a}' \mathbf{x} \geq \omega\}$ , the aim is to find a region  $C_{\mathbf{x}}$  such that  $\hat{\varepsilon}$  is minimised, where,

$$\hat{\varepsilon} = \frac{P(\mathbf{a}' \mathbf{X} < \omega | T = 1) P(T = 1)}{P(\mathbf{a}' \mathbf{X} < \omega | T = 1) P(T = 1) + P(\mathbf{a}' \mathbf{X} < \omega | T = 0) P(T = 0)}$$

i.e.,

$$\hat{\varepsilon} = \frac{\hat{\gamma} F_1 \left( \sqrt{\frac{N_1 + 1}{N_1}} \frac{\omega - \mathbf{a}' \bar{\mathbf{x}}_1}{\sqrt{\mathbf{a}' \mathbf{s}_1 \mathbf{a}}} \right)}{\hat{\gamma} F_1 \left( \sqrt{\frac{N_1 + 1}{N_1}} \frac{\omega - \mathbf{a}' \bar{\mathbf{x}}_1}{\sqrt{\mathbf{a}' \mathbf{s}_1 \mathbf{a}}} \right) + (1 - \hat{\gamma}) F_0 \left( \sqrt{\frac{N_0 + 1}{N_0}} \frac{\omega - \mathbf{a}' \bar{\mathbf{x}}_0}{\sqrt{\mathbf{a}' \mathbf{s}_0 \mathbf{a}}} \right)}$$

Then  $\mathbf{a}$  and  $\omega$  are found numerically to obtain the specified  $\delta$  and where  $\hat{\varepsilon}$  is minimised.

Again, the required computation time is high, especially when the number of screening variables is large. So, to reduce the dimensionality of the problem and therefore the scale of the computation, Fisher's linear discrimination function can be applied to obtain  $\mathbf{a}$ . Fisher's linear discrimination function when the parameters are unknown is

$$\mathbf{L}' \mathbf{x} \quad \text{where} \quad \mathbf{L} = \mathbf{S}_{pooled}^{-1} (\bar{\mathbf{x}}_1 - \bar{\mathbf{x}}_0)$$

So, the specification region becomes  $C_{\mathbf{x}} = \{\mathbf{x} : (\bar{\mathbf{x}}_1 - \bar{\mathbf{x}}_0)' \mathbf{S}_{pooled}^{-1} \mathbf{x} > \omega\}$ , where

normal.

If the parameters are unknown, assume two separate samples from the multivariate normal distributions with sizes  $N_j$ , ( $j = 0, 1$ ) are available. The estimation of the parameters of the normal distributions are

$$\hat{\mu}_1 = \bar{x}_1 \quad , \quad \hat{\Sigma}_1 = s_1 \quad , \quad \hat{\mu}_0 = \bar{x}_0 \quad , \quad \hat{\Sigma}_0 = s_0 .$$

Also, the mixture proportion,  $\gamma$ , is estimated by a sample of size  $N$  from the mixture population of  $\mathbf{X}$ . So,  $\hat{\gamma} = \frac{R}{N}$ , where  $R$  is the number of cases with ( $T = 1$ ). Now

$$(\mathbf{X} - \bar{\mathbf{X}}_j)(\mathbf{X} - \bar{\mathbf{X}}_j)' = (N_j - 1)\mathbf{S}_j \sim W_p(\Sigma_j, N_j - 1)$$

where  $W_p(\Sigma_j, N_j - 1)$  is a Wishart distribution with parameters  $(\Sigma_j, N_j - 1)$ , ( $j = 0, 1$ ), see (Mardia et al., Chap 4, 1979). Also,

$$(N_j - 1) \frac{\mathbf{a}'\mathbf{S}_j\mathbf{a}}{\mathbf{a}'\Sigma_j\mathbf{a}} \sim \chi^2(N_j - 1).$$

With some simplification

$$\sqrt{\frac{N_j}{N_j + 1}} \frac{\mathbf{a}'(\mathbf{X}_j - \bar{\mathbf{X}}_j)}{\sqrt{\mathbf{a}'\mathbf{S}_j\mathbf{a}}} \sim t_{(N_j - 1)} .$$

where,  $t_{(N_j - 1)}$  is a univariate Student's  $t$  distribution with  $N_j - 1$ , ( $j = 0, 1$ ) degrees of freedom.

In the screening procedure when the parameters are unknown,

$$\delta = \frac{\hat{\gamma} \left[ 1 - P \left( \frac{\mathbf{a}'\mathbf{X} - \mathbf{a}'\bar{\mathbf{X}}_1}{\sqrt{\mathbf{a}'\mathbf{S}_1\mathbf{a}}} < \frac{\omega - \mathbf{a}'\bar{\mathbf{x}}_1}{\sqrt{\mathbf{a}'s_{1a}}} \right) \right]}{\hat{\gamma} \left[ 1 - P \left( \frac{\mathbf{a}'\mathbf{X} - \mathbf{a}'\bar{\mathbf{X}}_1}{\sqrt{\mathbf{a}'\mathbf{S}_1\mathbf{a}}} < \frac{\omega - \mathbf{a}'\bar{\mathbf{x}}_1}{\sqrt{\mathbf{a}'s_{1a}}} \right) \right] + (1 - \hat{\gamma}) \left[ 1 - P \left( \frac{\mathbf{a}'\mathbf{X} - \mathbf{a}'\bar{\mathbf{X}}_0}{\sqrt{\mathbf{a}'\mathbf{S}_0\mathbf{a}}} < \frac{\omega - \mathbf{a}'\bar{\mathbf{x}}_0}{\sqrt{\mathbf{a}'s_{0a}}} \right) \right]}$$

Note that the linear discrimination function is obtained by using a pooled variance-covariance matrix for the two populations, but in the expression for  $\delta$ , respective variance-covariance matrices for the two populations are used. Of course, when the two variance-covariance matrices for the two populations are equal ( $\Sigma_1 = \Sigma_0 = \Sigma$ ),  $\delta$  and  $\varepsilon$  are given by

$$\delta = \frac{\gamma \left[ 1 - \Phi \left( \frac{\omega - \mathbf{a}' \boldsymbol{\mu}_1}{\sqrt{\mathbf{a}' \Sigma \mathbf{a}}} \right) \right]}{\gamma \left[ 1 - \Phi \left( \frac{\omega - \mathbf{a}' \boldsymbol{\mu}_1}{\sqrt{\mathbf{a}' \Sigma \mathbf{a}}} \right) \right] + (1 - \gamma) \left[ 1 - \Phi \left( \frac{\omega - \mathbf{a}' \boldsymbol{\mu}_0}{\sqrt{\mathbf{a}' \Sigma \mathbf{a}}} \right) \right]}$$

and

$$\varepsilon = \frac{\gamma \Phi \left( \frac{\omega - \mathbf{a}' \boldsymbol{\mu}_1}{\sqrt{\mathbf{a}' \Sigma \mathbf{a}}} \right)}{\gamma \Phi \left( \frac{\omega - \mathbf{a}' \boldsymbol{\mu}_1}{\sqrt{\mathbf{a}' \Sigma \mathbf{a}}} \right) + (1 - \gamma) \Phi \left( \frac{\omega - \mathbf{a}' \boldsymbol{\mu}_0}{\sqrt{\mathbf{a}' \Sigma \mathbf{a}}} \right)}$$

In general, the proportion of cases retained in the screening process is

$$\beta = \gamma \left[ 1 - \Phi \left( \frac{\omega - \mathbf{a}' \boldsymbol{\mu}_1}{\sqrt{\mathbf{a}' \Sigma_1 \mathbf{a}}} \right) \right] + (1 - \gamma) \left[ 1 - \Phi \left( \frac{\omega - \mathbf{a}' \boldsymbol{\mu}_0}{\sqrt{\mathbf{a}' \Sigma_0 \mathbf{a}}} \right) \right].$$

The advantage of using Fisher's linear discriminant for finding an  $\mathbf{a}$  is that computation time is much reduced, but the disadvantage is that  $\varepsilon$  will not be a minimum.

By using principal component analysis, it might be possible to reduce the dimensionality of the screening variables. Principal components are formed using  $\Sigma$  and then the important ones used in screening. Transforming the data to principal components will still leave the appropriate distribution a mixture multivariate

where  $\Phi(z)$  is the standard normal distribution function. Since, the above expression does not have a unique solution for  $C_x = \{x : a'x \geq \omega\}$ , the aim is to find a region such that  $\varepsilon$  is minimised, where,

$$\varepsilon = \frac{P(a'X < \omega | T = 1)P(T = 1)}{P(a'X < \omega | T = 1)P(T = 1) + P(a'X < \omega | T = 0)P(T = 0)}$$

Therefore,

$$\varepsilon = \frac{\gamma \Phi\left(\frac{\omega - a'\mu_1}{\sqrt{a'\Sigma_1 a}}\right)}{\gamma \Phi\left(\frac{\omega - a'\mu_1}{\sqrt{a'\Sigma_1 a}}\right) + (1 - \gamma) \Phi\left(\frac{\omega - a'\mu_0}{\sqrt{a'\Sigma_0 a}}\right)}$$

Some different methods were applied to solve the problem analytically. Since it was not possible, a FORTRAN-77 program was written to obtain  $a$  and  $\omega$  numerically, so that  $\delta$  is achieved and  $\varepsilon$  minimised.

The required time for computation is high, especially when the number of screening variables is large. So to reduce the dimensionality of the problem and therefore the scale of the computation, Fisher's linear discrimination function can be applied to obtain a particular  $a$ . Fisher's linear discrimination function is

$$L'x \quad \text{where} \quad L = \Sigma^{-1}(\mu_1 - \mu_0),$$

where  $\Sigma$  is variance-covariance matrix pooling  $\Sigma_0$  and  $\Sigma_1$ . So, the specification region becomes  $C_x = \{x : (\mu_1 - \mu_0)' \Sigma^{-1} x > \omega\}$ . The only unknown value to be found is  $\omega$  which can be obtained from

$$\delta = \frac{\gamma \left[ 1 - \Phi\left(\frac{\omega - a'\mu_1}{\sqrt{a'\Sigma_1 a}}\right) \right]}{\gamma \left[ 1 - \Phi\left(\frac{\omega - a'\mu_1}{\sqrt{a'\Sigma_1 a}}\right) \right] + (1 - \gamma) \left[ 1 - \Phi\left(\frac{\omega - a'\mu_0}{\sqrt{a'\Sigma_0 a}}\right) \right]}$$

a specification region,  $C_x$ , such that

$$\delta = P(T = 1 | x \in C_x) ,$$

with  $\delta > \gamma$ . The form of  $C_x$  is restricted to a linear combination of the variables, and so

$$C_x = \{x : a'x \geq \omega\} ,$$

where  $a$  is a constant vector and  $\omega$  is a constant. A standardised linear combination of variables is applied, so that,  $a'a = 1$ . There is not a unique solution for the problem. So, another restriction is made by choosing the values of  $a$  and  $\omega$  which satisfy  $\delta$  and which minimise the error probability

$$\varepsilon = P(T = 1 | x \notin C_x) .$$

Now

$$\delta = \frac{P(a'X \geq \omega | T = 1)P(T = 1)}{P(a'X \geq \omega | T = 1)P(T = 1) + P(a'X \geq \omega | T = 0)P(T = 0)} .$$

When the parameters are known, if  $(X|T = j)$ , ( $j = 0, 1$ ) is a multivariate normal distribution  $N_p(\mu_j, \Sigma_j)$ , ( $j = 0, 1$ ), then  $(a'X|T = j)$ , ( $j = 0, 1$ ) has a univariate normal distribution of  $N_1(a'\mu_j, a'\Sigma_j a)$ , ( $j = 0, 1$ ). So,

$$\delta = \frac{\gamma \left[ 1 - P \left( \frac{a'X - a'\mu_1}{\sqrt{a'\Sigma_1 a}} < \frac{\omega - a'\mu_1}{\sqrt{a'\Sigma_1 a}} \right) \right]}{\gamma \left[ 1 - P \left( \frac{a'X - a'\mu_1}{\sqrt{a'\Sigma_1 a}} < \frac{\omega - a'\mu_1}{\sqrt{a'\Sigma_1 a}} \right) \right] + (1 - \gamma) \left[ 1 - P \left( \frac{a'X - a'\mu_0}{\sqrt{a'\Sigma_0 a}} < \frac{\omega - a'\mu_0}{\sqrt{a'\Sigma_0 a}} \right) \right]} .$$

Therefore,

$$\delta = \frac{\gamma \left[ 1 - \Phi \left( \frac{\omega - a'\mu_1}{\sqrt{a'\Sigma_1 a}} \right) \right]}{\gamma \left[ 1 - \Phi \left( \frac{\omega - a'\mu_1}{\sqrt{a'\Sigma_1 a}} \right) \right] + (1 - \gamma) \left[ 1 - \Phi \left( \frac{\omega - a'\mu_0}{\sqrt{a'\Sigma_0 a}} \right) \right]} .$$

In this section a screening method where the screening variable is mixture of two multivariate normal distributions, and the performance variable is dichotomous is presented.

Consider  $f(\mathbf{x}; \mu_1, \mu_0, \Sigma_1, \Sigma_0, p) = pg_1(\mathbf{x}; \mu_1, \Sigma_1) + qg_0(\mathbf{x}; \mu_0, \Sigma_0)$ , where  $g_i(\mathbf{x}; \mu_i, \Sigma_i)$ , ( $i = 0, 1$ ) are two probability density functions of multivariate normal random variables with parameters  $(\mu_i, \Sigma_i)$ , ( $i = 0, 1$ ) and  $q = 1 - p$ ,  $0 \leq p \leq 1$ .

The function  $f(\mathbf{x})$  is the density function of a mixture of two multivariate normal distributions with mixing proportions  $p$  and  $q$ .

Some authors such as Owen and Su (1977), Haas et al. (1985), Tang and Tang (1989), Turkman and Turkman (1989), have considered screening when the joint distribution of the performance and the screening variables have a joint multivariate normal distribution. Dunsmore and Boys (1987) consider a predictive screening where the performance variable is dichotomous and the screening variables have multivariate normal distributions.

Suppose that the screening variable,  $\mathbf{X}$ , has a multivariate mixture distribution and the performance variable is dichotomous, ( $T = 0$  or  $T = 1$ ) and the screening variable in each category is multivariate normal with parameters  $(\mu_j, \Sigma_j)$ , ( $j = 0, 1$ ). Suppose that  $P(T = 1) = \gamma$  and  $P(T = 0) = 1 - \gamma$ . The aim is to determine

method with several screening variables, where the performance variable and the screening variables all have a joint multivariate normal distribution, and the specification limits on the performance variables are two-sided model which emphasised the dichotomy of a performance variable, within the diagnostic paradigm, that is based on the predictive probability function of the performance variable given the screening variable, and sampling paradigm, which is based on the conditional distribution function of the screening variable on the performance variable.

Dunsmore and Boys (1987) considered the screening procedure when the screening variable has a multivariate normal distribution and the performance variable is dichotomous, by using a predictive distribution. Kim and Bai (1990) presented a decision theoretic approach, when the conditional distribution of the screening variables on the performance variable is a normal distribution and the conditional distribution of the performance variable on the screening variables is logistic. Bai and Hong (1992) extended economic screening procedures with multidecision alternatives. They assumed the performance and the screening variable have a bivariate normal distribution where all parameters are known and some are unknown ..

Tang and Tang (1994) reviewed the literature in the area of screening. They provided a summary for economic screening and also for statistical models in screening. De'Moraes and Dunsmore (1995) developed the "local approach" to the screening problem derived by Dunsmore and Boys (1988) to the polychotomous multivariate case, and derived the approach, where each component of the explanatory variables is discrete or continuous.

## Introduction

Sometimes a variable cannot be measured directly, or measurement of it may be expensive, take a long time, or even be destructive. Instruments of screening are cheap and/or quick to use. However, they are not typically perfect and are usually used as a first stage.

In screening the probability of the correct classification of cases within the certain category can be controlled in advance. Variables which are considered in screening are performance and screening variables. The variable which is not easy to measure, is called the performance variable. The other variable which is correlated with the performance variable and where measurement is simpler, is called the screening variable. The screening problem has been investigated for a long time.

The following paragraphs review recent statistical work. Owen et al. (1975) proposed a jointly normal model where all parameters of the distribution are known.

Owen and Boddie (1976) extended the approach with unknown means and unknown variances. Owen and Su (1977) considered a solution for screening where the performance and screening variable are jointly normally distributed, when all parameters are unknown. Thomas and Owen (1977) used the trivariate normal distribution in order to have two screening variables when all parameters are known. They presented the conditional probability of success on one-sided specification of variables. Also, they proposed a selection criterion based on a minimum cut-off for a linear combination of the two screening variables. Li and Owen (1979) extended the two-sided screening procedure under the assumption of bivariate normality. The procedures are based on known and unknown parameters. Haas et al. (1985) proposed a screening

# Screening Method for a Multivariate Mixture Normal Distribution

Hossein Mahjub <sup>\*</sup>, Trevor F. Cox <sup>\*\*</sup>

<sup>\*</sup> Department Of Biostatistics and Epidemiology, Hamadan Med. Sci. University, P.O.Box 689, Hamadan, IRAN . <sup>\*\*</sup> Department of Statistics Merz Court, The University, Newcastle upon Tyne, NE1 7RU, UK

Sometimes a variable cannot be measured directly, or measurement of it may be expensive, take a long time, or even be destructive. On the other hand a related variable might be measured easily, and this used as screening variable for the first one.

In this paper a screening method where the screening variable is mixture of two multivariate normal distributions and the performance variable is dichotomous is presented. The method is used for the case where the parameters are known or estimated from separate samples.

For the multivariate mixture normal distribution for screening design the required computation time is high, especially when the number of screening variables is large. So, to reduce the dimensionality of the problem and therefore the scale of the computation, a Fisher's linear discrimination function is applied to find coefficients of a standardised linear combination of variables used in the proposed screening method.

For the proposed method a comparison for Corn's syndrome data using predictive screening by Dunsmore and Boys (1987) was made. The results showed that overall there is no difference between the proposed method and the predictive screening approach, although using predictive probability does make the problem more complicated.

Fig2: Hazard VS Age for Male in MND subpopulation

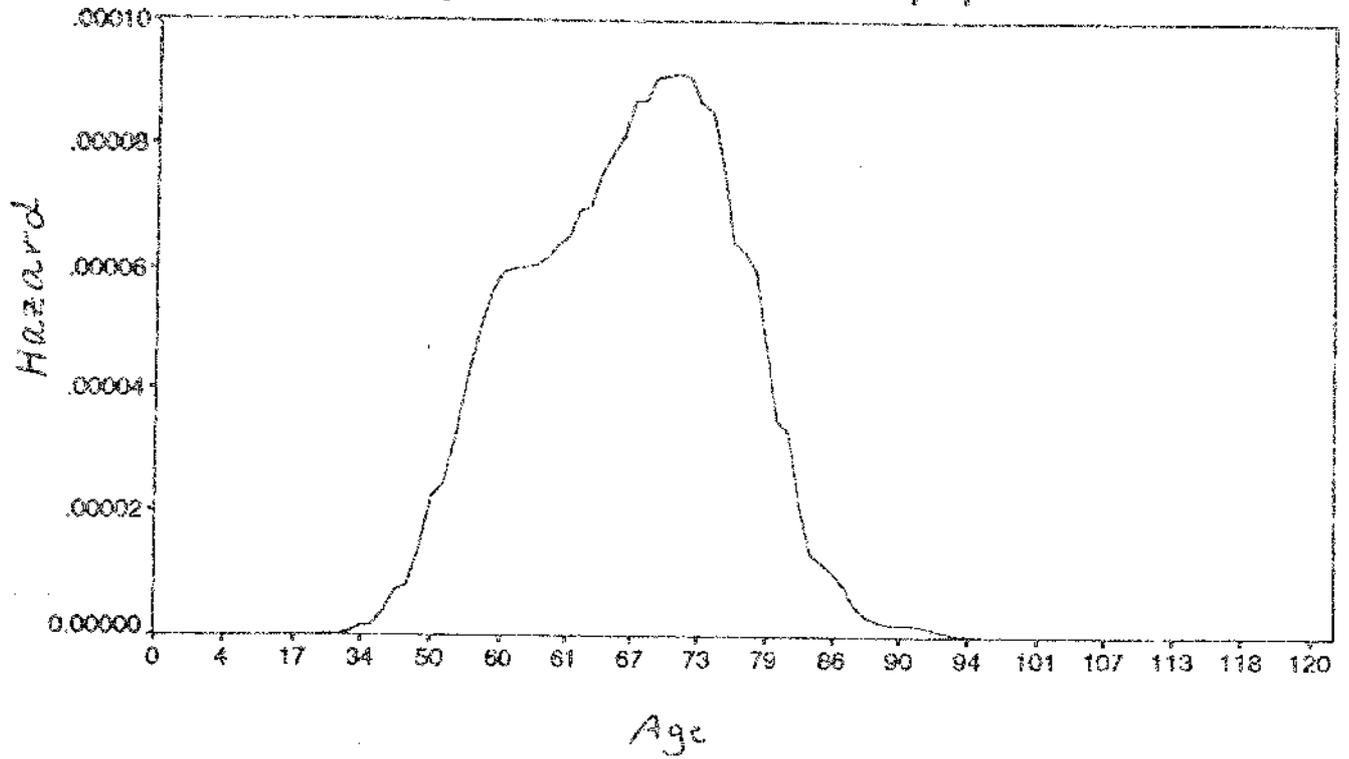
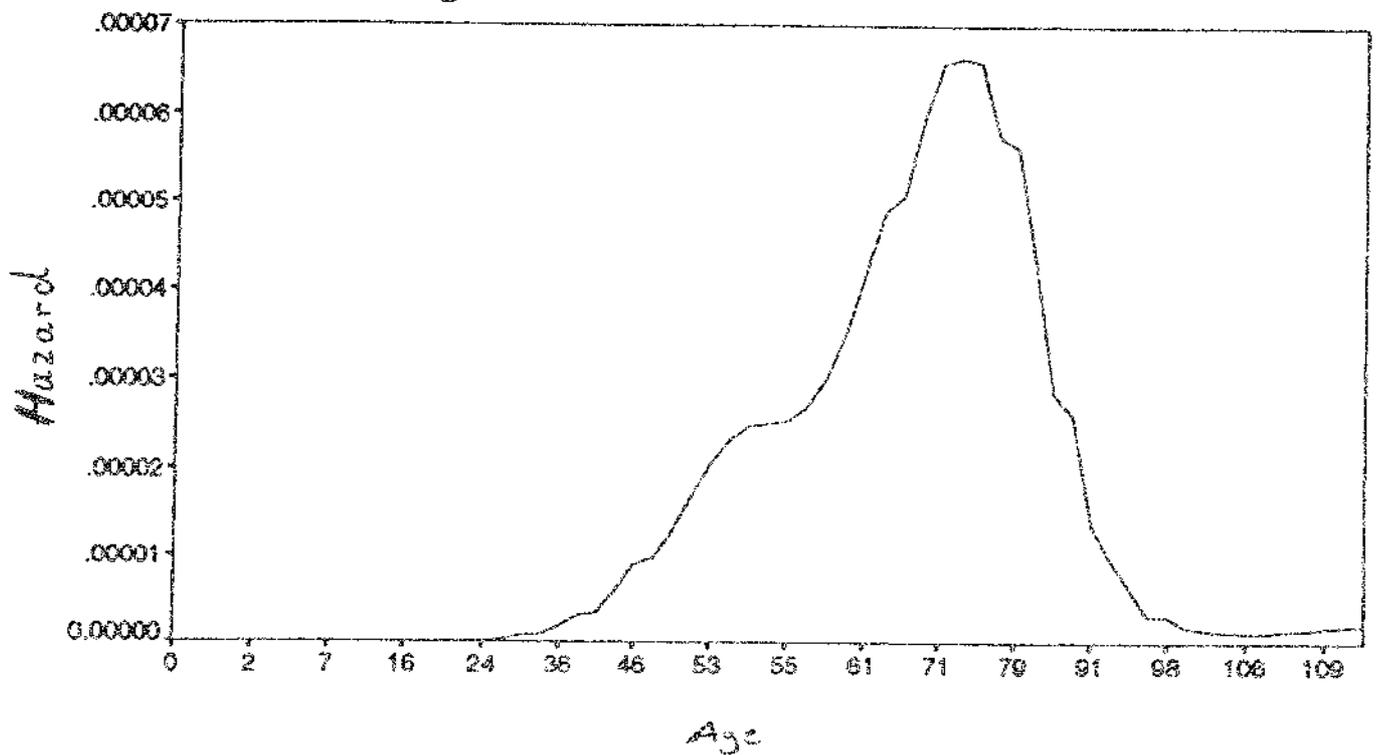


Fig1: Hazard vs age for Female



Where  $m_1$  and  $m_2$  are the number of mass points. And  $v_1$  and  $v_2$  will appear in the linear predictor as follows

$$\eta_i = \dots + q_1 v_1 + q_2 v_2$$

$$\eta_i = \dots + q_3 v_3$$

## References

1. Buckley, J. et al., (1988) . Motor Neuron Disease in England & Wales. (1959-1979). J. Neurol. Neurosurg, Psychiat. 46:197-205.
2. Neilson S. et al. , 1992. Static and dynamic models of inter-disease competition: Past and Projected Mortality from Amyotrophic Lateral Sclerosis and Multiple Sclerosis. 1992 Elsevier Scientific publishers Ireland Ltd.
3. Neilson S. et al. , 1992. Longitudinal Gompertzian Analysis of ALS Mortality in England and Wales, 1963-1989: Estimates of susceptibility in the general population. 1992 Elsevier Scientific Publisher Ireland Ltd.
4. Neilson S. et al. , 1993. Cross-Sectional Gompertzian analysis: The development of a Gompertz mortality ratio (GMR) and its applicability 1993 Elsevier Scientific Publisher Ireland Ltd.
5. Neilson S. et al. , 1993. Reinterpreting mortality statistics: Some uses of Gompertzian analysis in epidemiological research. 1993 J. of the Epidemiologic Vol. 46. No. 9 pp 1063-1069.
6. Neilson S. et al. , 1993. A New analysis of mortality from motor neuron disease in Japan, 1950-1990: A Gompertzian analysis. Journal of the Neurological Sciences, 117 (1993) 46-53 Elsevier Science Publishers.
7. Clayton D. 1978. A model for association in bivariate life tables. Biometrika 65, 141-151.
8. Khoshbin E. Davies R.P. (1996). An Epidemiological study in Motor Neuron Disease . Third Iranian Statistics Conference 1-3 July 1996.

### 0.4.3. Cholesky Method

In two state duration, where  $v_1$  and  $v_2$  indicate random effect for DUR1 and DUR2, we have,

$$\begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} q_1 & q_2 \\ 0 & q_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} q_1 u_1 + q_2 u_2 \\ q_3 u_2 \end{bmatrix}$$

where with this transformation  $u_1$  and  $u_2 \sim \text{BVN} \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix} ; \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \right)$

where

$$\begin{aligned} v_1 &= q_1 u_1 + q_2 u_2 \\ v_2 &= q_3 u_2 \end{aligned}$$

and

$$\begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \end{bmatrix} \sim \text{MVN} \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix} ; \begin{bmatrix} q_1^2 + q_2^2 & q_2 q_3 \\ q_2 q_3 & q_3^2 \end{bmatrix} \right)$$

Now for finding likelihood for Bivariate distribution with two random effect, and having first distribution as Weibull and second duration as Log-normal.

Now assume that the probability or density of the sequence  $Y_i$  (durations) is specified as  $f(Y_i | \beta, x_i, v_{ij})$  for individual  $i$  with  $x_i$  a covariates matrix,  $\beta$  a vector of structural parameters and  $v_{ij}$  as random effect for duration  $j$ . Then the likelihood is

$$L_i(\beta) = f(Y_i | \beta, x_i) = \int \int \prod_{j=1}^2 f(Y_i | \beta, x_i, v_{ij}) g(v_{i1}, v_{i2}) dv_{i1} dv_{i2}$$

where  $g(\cdot)$  is the mixing distribution of the  $v_i$ . The log likelihood for a individual is

$$l(\beta) = \sum_{i=1}^n \log(f(Y_i | \beta, x_i)) = \sum_{i=1}^n \log(L_i(\beta))$$

Since there is no closed form for the integration we have to use mass point method (See Heckman and Singer, 1984b) as follows.

$$\sum_{i=1}^n \sum_{m_1=1}^S \sum_{m_2=1}^S f(t_{i2} | t_{i1}, x_i, v_{i2}) f(t_{i1} | x_i, v_{i1}) p(v_{i1}) p(v_{i2})$$

and

$$S(t) = \exp(-\lambda_2 t^\gamma)$$

if  $\gamma_1 = \gamma_2$

$$f(t)S(t) = \lambda_1 \gamma t^{\gamma-1} \exp(-\lambda_1 t^\gamma) \exp(-\lambda_2 t^\gamma)$$

$$\int f(t)S(t) dt = \lambda_1 / (\lambda_1 + \lambda_2)$$

therefore

$$f(t | \text{death by MNTN}) = (\lambda_1 + \lambda_2) \gamma t^{\gamma-1} \exp(-(\lambda_1 + \lambda_2)t^\gamma) \quad (0.5)$$

which is distributed as Weibull with  $(\lambda_1 + \lambda_2)$  as scale parameter and  $\gamma$  shape parameter.

## Appendix 2

### Gompertz- Gompertz conjugate

Now suppose  $f(t)$  and  $S(t)$ , both are distributed as Gompertz as:

$$f(t) = \lambda_1 \exp\left[-\frac{\lambda_1}{\beta_1} \exp(\beta_1 t) + \beta_1 t + \frac{\lambda_1}{\beta_1}\right]$$

and

$$S(t) = \exp\left[-\frac{\lambda_2}{\beta_2} \exp(\beta_2 t) + \frac{\lambda_2}{\beta_2}\right]$$

If  $\beta_1 = \beta_2$ ,

then, the convolution of  $f \circ S$  is

$$f(t)S(t) = \lambda_1 \exp\left[-\left(\frac{\lambda_1 + \lambda_2}{\beta}\right) \exp(\beta t)\right] \exp\left[\beta t + \left(\frac{\lambda_1 + \lambda_2}{\beta}\right)\right]$$

therefore

$$f(t | \text{death by MND}) = (\lambda_1 + \lambda_2) \exp\left[\beta t - \left(\frac{\lambda_1 + \lambda_2}{\beta}\right)\right] \exp\left[-\left(\frac{\lambda_1 + \lambda_2}{\beta}\right) \exp(\beta t)\right] \quad (0.6)$$

this is also Gompertz distribution with new parameters  $(\lambda_1 + \lambda_2)$  as scale parameter and  $\beta$  as shape parameter.

## Appendix 3

In getting MND sex is not significant (see Khoshbin El. et. al., 1996), male and female are almost have the same chance of getting MND, but female has better variation than male. So the mean life expectancy is more stable for female than for male. In third duration, which is the age at death, the same thing is true. The second duration, which is survival time, from onset to death, male has slightly higher mean life time and more variation than female. From Table 0.4, the mean life expectancy for female in avrage is larger than male, but this is not so after getting MND.

#### 0.4.2. In Bivariate models

Usually correlation between two duration is positive Clayton (1978). But as it can be seen from table 1.6 dependency of duration two upon duration one is negative. Which means as individuals are older in the time of getting MND , the survival time from onset to death is shorter or vice versa. The Bivariate model (see Appendix 1 and Appendix 2) was used for Morkov model with DUR1 as an explanatory variabe then we used random effect model equation (0.3). There are three methods to tackel the problem of random effect when there are not linear.

1. Cholesky
2. Change of variable
3. Eighen value

We choosed the first method. The result of scaler method is almost the same as Cholesky method (see Appendix 3). Which means assuming different frailty for each duration is the same as assuming one frailty for each individual.

### Appendix 1 Weibull-Weibull conjugate

Suppose  $f(t)$  and  $S(t)$  have Weibull distribution , then the convolution of  $f(t) * S(t)$  is also Weibull..

Let,

$$f(t) = \lambda_1 \gamma_1 t^{\gamma_1 - 1} \exp(-\lambda_1 t^{\gamma_1})$$

although some general conclusions are given in the following subsection. The important point is that the modelling method used has been able to distinguish between the different variables of interest and to quantify their effect within the observational data in specific combinations.

#### 0.4.1. In Univariate Models

From Table 0.4, we see that, among all categorical variables that we fit only one variable from category of previous health, namely Glandular fever, infectious mononeuritis is highly significant. It should be noticed that, who ever have had glandular fever in past has less chance of risk of getting this disease as those who have not had. The most leading category in terms of having significant effect on patients is occupational exposures. In this category there is actually 5 variables, where we find several of them to be significant in duration one and some in duration two. In duration one and three, the most significant factor is Fluoresce dust. What this means actually is that who ever works in dusty environment have less chance of getting this disease as Table 0.5 shows as the patient is younger the more chance of survival he/she has.

From Table 0.1 and Table 0.2, it can be seen that, among those distribution that fitted, Weibull gives better fit (smaller deviance). Table 0.3 shows Log-normal fits better duration one. Since Gompertz not working properly in Glim. We used change of variable and let  $y = \exp(t)$ , which is Weibull and because this number is too big for the computer to handle, so change it to  $y = \exp(t/120)$ , which is the duration divided by ten years. NAG subroutine and SAS were used to check these results. NAG subroutine also used for modelling bivariate for  $f(t_1, t_2)$ .

From Table 0.5, we see that, distribution of duration three (Total duration) is almost identical to distribution of duration one, that means duration three strongly go by duration one and not having consequences of duration two. Another words, those covariates that slow down of getting MND, they also slow down the death rate. In duration two, the negative effect of duration one, means that there is a negative correlation between the two duration due to the frailty.

Survival times verses hazards for male and female in MND subpopulation are given in Fig. 1 and Fig. 2. There is a clear peak in the age range for female (68-80), while the highest risk period for males appears to cover a broader age range (62-80). Overall, the mean age of survival for female (74 years) is higher than that for males (71 years). As Table 0.4 indicates the survival time (from birth to death) in the average for female is higher than male.

Table 9.6: Modelling Two Stage duration with and without random effect.

Variable	No		Scaler		Cholesky	
	Random Estimate	effect SE	Random Estimate	effect SE	Random Estimate	effect SE
Scale W	-45.035	0.081	-46.886		-46.895	
Shape W	7.056	.066	7.331		7.334	
Mean LN	5.229	.708	5.795		5.757	
SD LN	.716	1.144	.480		.517	
N56(2) W	-1.846	.222	-1.804		-1.817	
N56(3) W	-2.270	.568	-2.252		-2.268	
N57(2) LN	-.473	.077	-.474		-.474	
N57(3) LN	-.380	2.606	-.415		-.411	
N58(2) W	-.150	.20	-.138		-.137	
N58(3) W	1.506	.722	1.584		1.584	
EHGF(2) W	-.582	.373	-.646		-.645	
EHGF(3) W	-1.298	.191	-1.358		-1.363	
Dur1 LN	-.322	.417	-.003		-.003	
$c_1 u_1$ (RE W)			-.246			
$c_2 u_1$ (RE LN)			.542			
Var( $u_1$ )					.06	
Var( $u_2$ )					.253	
Cov( $u_1, u_2$ )					-.124	
Log-Likelihood	1281.776		1281.042		1281.068	

Where  $\omega_{ij}$  is an indicator (1 when is failure and 0 when is censoring). Nag subroutine was used to find this likelihood with different models. First we assumed that there is an scaler frailty among the individuals , then we assumed in each individual frailty is changed from first duration to second duration, for this model we used Cholesky method .

#### 0.4. Conclusions

The Data analysed was not obtained from randomised trials and the explanation for at least some of the results will lie in clinical practice. Full interpretation of the results therefore requires medical insight and is beyond the scope of this paper,

Table 0.5: Best model for first, second, and total duration with explanatory variables.

Variable	Duration one Weibull		Duration two Log-Normal		Total duration Weibull	
	Estimate	SE	Estimate	SE	Estimate	SE
Shape	7.053		0.72		7.635	
Scale	-48.92	0.569	5.23	0.72	-49.19	0.577
dur1			-0.002	0.0005		
N56(2)	-0.150	0.190			-0.147	.190
N56(3)	1.505	0.601			1.281	0.606
N57(2)			-0.47	0.19		
N57(3)			-0.3795	.39		
N58(2)	-0.582	0.195			0.523	0.196
N58(3)	-1.298	0.716			-1.212	0.716
EHGF(2)	-1.346	0.589			-1.916	0.597
EHGF(3)	-2.45	1.15			-2.393	1.155
Deviance	1592.0		971.58		1582.4	

One of the feature of quantity  $v_i$  is due to correlation between two duration. Suppose duration one and duration two are correlated observation from individual  $i$ , such that each of their conditional distribution, given the specific individual effect is independent from each other, i.e.  $f(t_1|v_i)$  and  $f(t_2|t_1, v_i)$  are independent. More over

$$f(t_1, t_2) = \int f(t_1, t_2 | v_i) g(v_i) dv_i \quad (0.2)$$

The likelihood for two consecutive duration with different base-line hazards and the assumption of non-informative censoring with the presence of frailty for  $i$ th individual is

$$L_i(\beta, v_i) = \prod_{j=1}^2 [f(y_{ij} | v_i)]^{1_{y_{ij}}} [1 - F(y_{ij} | v_i)]^{1 - 1_{y_{ij}}} \quad (0.3)$$

and overall likelihood is

$$L = \prod_{i=1}^{128} L_i(\beta, v_i) \quad (0.4)$$

Table 0.4: Mean and Standard deviation for each duration for Male and Female.

Sex	Duration one Weibull		Duration two Log-Normal		Total duration Weibull	
	Mean	SE	Mean	SE	Mean	SE
Male	760.3	120	43	39.9	793.5	110.9
Female	787.7	177.4	41.68	37.01	827.1	131.4

and

$$\log h_{33}(t_{33}) = \log \gamma_3 + (\gamma_3 - 1) \log(t_{33}) + \beta' X_3$$

The relationship between the various explanatory variables and survival times were investigated with different models as indicated earlier and because of the large number of variables were available, method of "forward substitution" successive calibration procedure was adopted with the "best additional variable add to the model at each stage. The improvement in the model as a result of adding in each variable in turn was assessed by a likelihood ratio test statistic and the process ceased when no additional variable was significant at the 5% level. This approach can be very instructive in an exploratory study.

The best model for first second and third duration with explanatory variables using Glim are given in Table 0.5.

### 0.3. Mixture models

Most mixed models considered in the literature have a proportional hazards specification with a scalar and time invariant variable. Lancaster(1979), was one of the first to generalize the proportional hazards model by introducing a positive multiplicative disturbance to represent unobserved covariates.

$$h_i(t; x_i, v_i) = h_0(t) \exp(\beta' x_i) v_i \quad (0.1)$$

where  $x_i$  is the time - invariant covariate vector. It would be possible to generalize the model by replacing  $v_i$  by  $v_i(t)$  and  $x_i$  by  $x_i(t)$ , as suggested in Lancaster (1979).

Table 0.3: Comparison of different modeling for second duration with no explanatory variables

Variable	Weibull		Logi-logistic		Lognormal		Gompertz	
	Est	SE	Est	SE	Est	SE	Est	SE
Shape	1.412		0.490		0.735		0.029	
Scale	5.368	0.096	7.474	0.155	3.446	0.068	-1.592	0.096
Deviance	1011.9		997.83		996.33		1123.2	

$$\Phi(x) = \int_{-\infty}^x \left[ 1 / \left( (2\pi)^{1/2} \right) \right] \exp(-u^2/2) du$$

$$h(t_{i2}) = f(t_{i2}) / S(t_{i2})$$

Using Glim4, the Log-normal model that fit well the second duration is given in Table 0.3

Expectation and variance are:

$$E(t) = \exp(\sigma^2/2 + \mu)$$

$$Var(t) = \exp(\sigma^2 + 2\mu) (\exp(\sigma^2) - 1)$$

Using Glim4, the Log-Normal distribution mean and variance for duration two and Weibul distribution mean and variance for duration one and three are given in Table 0.4.

### 0.2.3. With Explanatory Variables

If  $\lambda_i$  has a log linear model, i.e.  $\log \lambda_i = \beta' X_i$ , where  $X_i$  is explanatory variables, then the log hazard is log linear in the explanatory variables. e.g.

$$\log h_{i1}(t_{i1}) = \log \gamma_1 + (\gamma_2 - 1) \log(t_{i1}) + \beta' X_i$$

Table 0.1: Comparison of different modeling for first duration with no explanatory variables

Variable	Weibull		Loglogistic		Lognormal		Gompertz	
	Est	SE	Est	SE	Est	SE	Est	SE
Shape	6.379		0.106		0.202		0.008	
Scale	-42.63	0.088	-62.49	0.151	6.594	0.018	-6.574	0.088
Deviance	1616.1		1629.7		1641.6		1623	

Table 0.2: Comparison of different modeling for total duration with no explanatory variables

Variable	Weibull		Loglogistic		Lognormal		Gompertz	
	Est	SE	Est	SE	Est	SE	Est	SE
Shape	7.53		0.09		0.17		1.08	
Scale	50.88	0.09	73.79	0.159	6.681	0.01	-7.818	0.095
Deviance	1366.6		1373.3		1382.9		1766.8	

The maximum likelihood estimates (est) and standard errors (se) for shape and scale parameters are given for Weibull, loglogistic, lognormal and gompertz for duration one and three in Tables 0.1 and 0.2 respectively. Both shape parameters are positive, which indicate hazards for duration one and three are increasing.

### 0.2.2. Log-normal

Suppose  $Y$  has normal distribution, with parameters  $\mu$  and  $\sigma$ , the  $T_{t_2} = \log(y)$  has log-normal distribution, with density, survival and hazard are as follows

$$f(t_{t_2}) = \left[ 1 / \left\{ (2\pi)^{1/2} \sigma t_{t_2} \right\} \right] \exp \left[ -\frac{1}{2} \left( (\log(t_{t_2}) - \mu) / \sigma \right)^2 \right]$$

$$S(t_{t_2}) = \int_{t_{t_2}}^{\infty} f(u) du = 1 - \Phi \left[ (\log(t_{t_2}) - \mu) / \sigma \right]$$

where

### 0.1.3. Substantive context

The initial data analysis and plots of piecewise estimate hazard did not help in identifying appropriate parametric form (E. Khoshbin ; 1996). So , we applied different models with no explanatory variables and looked at likelihood for duration one , duration two , duration three and choosing the largest one as the best model.

After fitting a variety of different survival models such as Weibull, Gompertz, Log-Normal and Log-Logistic, as we can see from Tables 0.1, 0.2, and 0.3 , Weibull distribution fit better for duration one and duration three. But for duration two Log-Normal fits better. Of course Log-Normal parametrizes differently than piecewise exponential (proportional hazard). Beside that in duration two we have duration one as explanatory variable. So is not base line hazard, as it is for duration one and duration three. For more detail see E.Khoshbin (1996).

The univariate result with and without explanatory variables are given in section two. Bivariate distribution with different base line hazards are given in section three. Results and conclusion is given in section four.

## 0.2. Univariate results for DUR1 DUR2, and DUR3

### 0.2.1. Weibull fit

Suppose  $T_{i1}$  and  $T_{i3}$  are duration one (from birth to onset ) and duration three (from birth to death) have Weibull distribution for  $i$ th individual with hazards

$$h_{i1}(t_{i1}) = \lambda_{i1} \gamma_{i1} t_{i1}^{\gamma_{i1}-1}$$

$$h_{i3}(t_{i3}) = \lambda_{i3} \gamma_{i3} t_{i3}^{\gamma_{i3}-1}$$

Where  $\gamma_1$  and  $\gamma_3$  are shape parameters and  $\lambda_1$  and  $\lambda_3$  are scale parameters. In general when  $\gamma > 1$  hazard is monotonic increasing with duration, when  $\gamma = 1$  , hazard is constant and duration has the exponential distribution , and when  $\gamma < 1$ , hazard is monotonic decreasing.

The likelihood for Weibull distribution for duration one and three is as follows

$$L = \prod_{i=1}^{128} h_i(t_i)^{\delta_i} S_i(t_i)$$

### 0.1.1. Data

The data used in this study was from neurology department of the Royal Preston Hospital. They were 128 patient among the population approaching 1.8 million in Lancashire and South Cumbria (UK) , showed to have MND over the 15-year period from Jan. 1980 to Feb. 1995. From Jan. 1980 until he or she got MND will be recorded and the subtraction of this time from the patient's birth date, would be our first duration (DUR1) . The study will go on for each patient until wether patient dies or end of study (1995) . We also record this time and the subtraction of this time from the time patient got MND will be recorded as second duration (DUR2). The summation of these two durations would be our third duration (DUR3). Those who were died from MND during this time were considered as failure and those who were alive at Feb 1995, were considered as censored data as well as those who were died form other causes. We used variables under categories like family background, iramunization history, travel abroad, previous health, spouse, smoking habits, occupational exposure, consumption of alcohol, other personal habits, education and employment, diet, animal contacts, places of residence. Under each of these categories, we have from 5 to 200 questions where had been respondent by patients. A well trained researcher spend some time with patient and helped them to complete correctly the questionnaire. General procedure of responses is as follows:

1. If the answer is a number (n), the respondent enter the number.
2. If the answer is yes, no don't know (y/n), then one for yes, 2 for no and 3 for don't know
3. If there is no respond, -1 for missing value.

### 0.1.2. Response Variable

The response variable for this study is the survival time ( from birth to death) which we call it (duration three) and had been divided into two parts. The first part is duration from birth to onset (duration one) , the second duration is from onset to death (duration two).

# Relationship Between Age of Onset and Speed of Progression of MND

Khoshbin, E.<sup>1</sup> and Davies, R.B.<sup>2</sup>

1-Ph.d student in centre of applied statistics, Lancaster University.

2-Professor of Social Statistics, Lancaster University.

## 0.1. Introduction

Motor neurone disease (MND) is one of the most fatal neurological disease. About one in 50,000 people world wide develop MND each year ( International Alliance of ALS/MND Associations ) and approximately one in a thousand death in England and Wales are caused by this disease (Buckley et. al., 1983).

So far, the majority of analysis have concentrated on the crude rise in reported mortality rates evident in recent decades in a number of countries ( S. Neilson et. al., 1992 and 1993). An explanation for rising mortality from MND may well be because of the increased of life expectancy from other causes of death.

In survival studies, the hazard function for each individual may depend on observed risk variables but usually not all such variables are known or measurable. The typical clinical trial, for instance, only draws conclusions about the average effect of treatment, and does not say much about how the effect varies between patients. The unmeasured differences between individual is called heterogeneity in social sciences, random effect in statistical literature, and frailty in the epidemiological context.

Usually frailty is used to "explain" positive correlation between two durations (Clayton (1978)). This positive correlation is due to dependency of duration two to duration one. Another possibility is the existence of frailty among individual, or it might be both. Much of the literature review are on factors affecting MND (Mitchell J.D et. al., 1996) , but little if anything on relationship between age of onset and speed of progression. Main purposes of this study are finding this relationship by a) dependency of durations b) frailty among individuals.

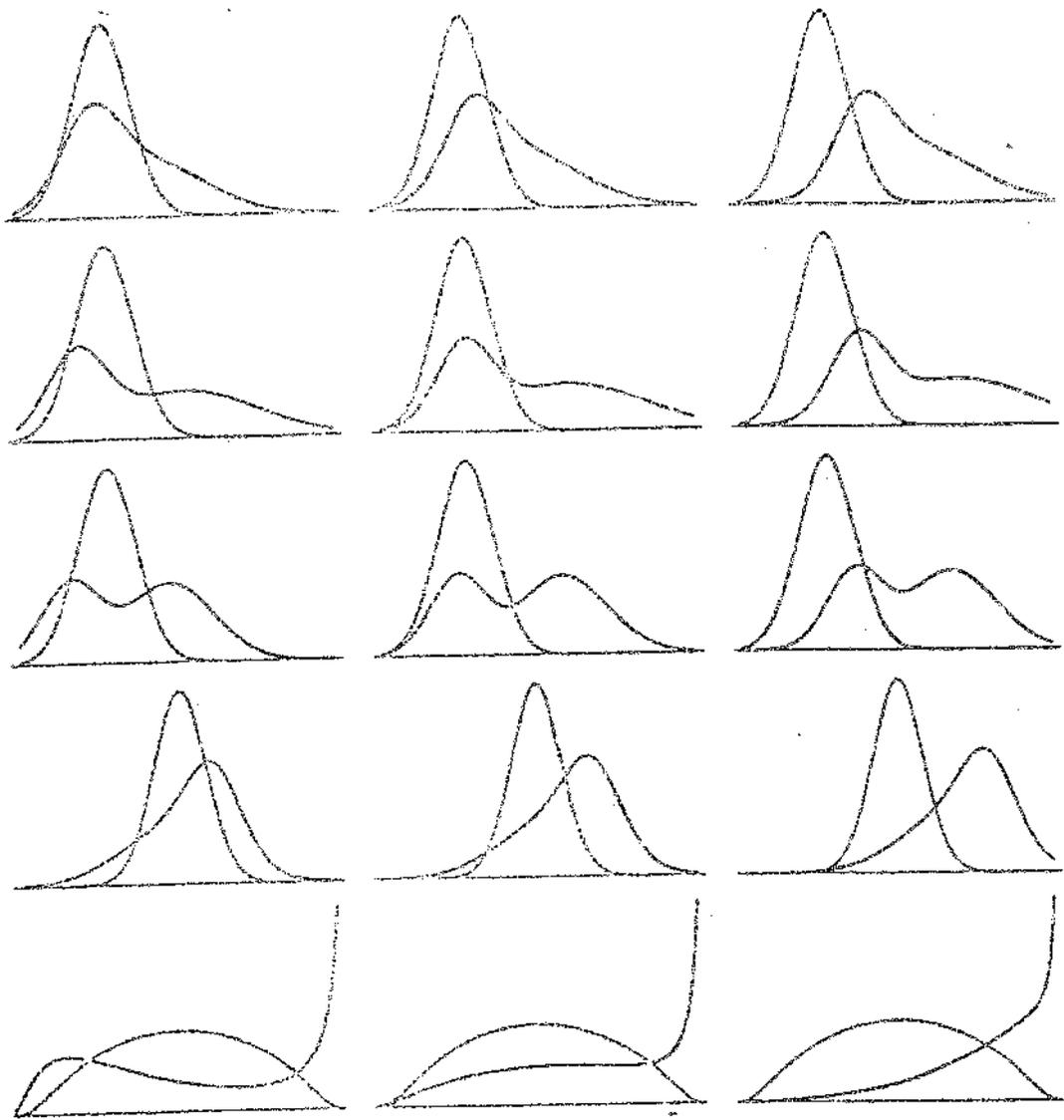


Fig 1

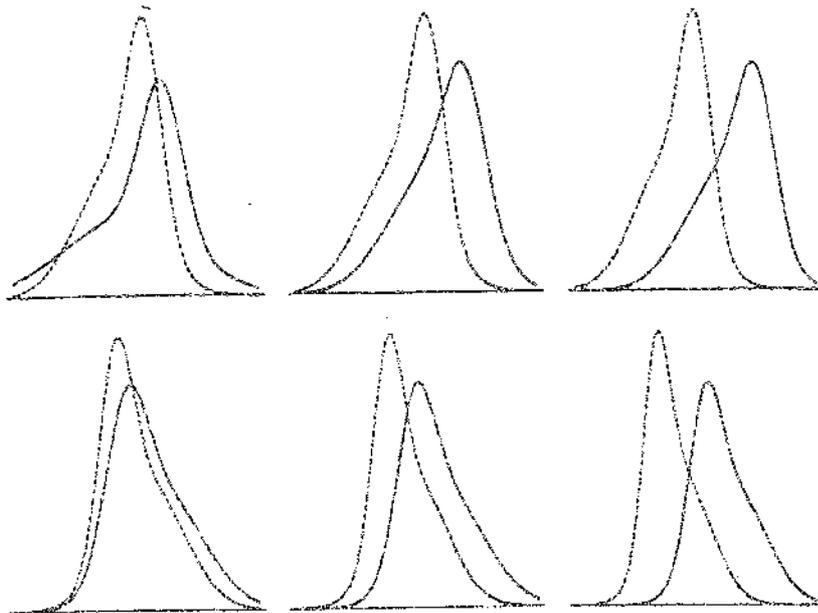


Fig 2

Table 2.b. Comparison of Parametric and Nonparametric Approaches with Theoretically Derived Estimates of AUC and the Corresponding Standard Error in 1000 Data Sets Generated from Various Configurations of Non-Binomial Models  
*N=100,000*

Distributions for ND & D	Degree of Asymmetry (True AUC)	Parametric			Nonparametric			Ratio of SEs			
		100x Error of est AUC (%)	True AUC (SE)	True AUC (SE)	100x Error of est AUC (%)	True AUC (SE)	True AUC (SE)	(C)/(D)	(E)/(E)	(B)/(B)	(F)/(C)
ND:G D:MG & Moderate Skew (right)	Low AUC=0.505	1.2	3.55	2.03	0.2	3.81	3.26	1.12	1.13	1.02	1.03
	Moderate AUC=0.759	0.5	3.14	3.37	0.1	3.17	3.44	1.08	1.08	1.02	1.02
	High AUC=0.907	0.2	1.24	2.07	0.1	1.55	2.05	1.08	1.05	1.03	1.00
ND:G D:MG & Very Skew (right)	Low AUC=0.505	4.3	2.92	4.10	0.1	2.97	4.25	1.40	1.43	1.02	1.04
	Moderate AUC=0.759	1.5	2.51	3.41	0.1	2.77	3.52	1.31	1.27	1.05	1.03
	High AUC=0.895	0.3	1.83	2.18	0.1	1.95	2.17	1.19	1.11	1.07	1.00
ND:G D:MG & Bimodal	Low AUC=0.505	1.2	2.67	4.13	0.0	2.42	4.28	1.55	1.77	0.91	1.04
	Moderate AUC=0.751	2.0	2.18	3.44	0.0	2.27	3.61	1.57	1.59	1.04	1.05
	High AUC=0.890	0.5	1.53	2.15	0.1	1.73	2.15	1.41	1.24	1.13	1.00
ND:G D:MG & Left Skew	Low AUC=0.507	1.2	3.58	4.30	0.0	2.88	4.15	1.19	1.13	0.99	1.02
	Moderate AUC=0.741	0.7	3.26	3.63	-0.1	3.21	3.55	1.11	1.15	0.95	1.02
	High AUC=0.891	0.4	2.15	2.71	0.0	2.15	2.74	1.11	1.13	1.00	1.02
ND:MG D:MG Both Left Skew	Low AUC=0.510	0.4	3.57	3.70	0.0	3.53	4.01	1.10	1.19	0.95	1.03
	Moderate AUC=0.750	0.3	2.29	3.33	0.1	2.57	3.40	1.12	1.17	0.99	1.04
	High AUC=0.855	0.8	1.67	3.01	0.0	2.05	2.95	1.20	1.14	1.05	1.03
ND:MG D:MG Both Right Skew	Low AUC=0.507	0.3	2.24	3.30	0.1	3.46	3.93	1.08	1.15	0.96	1.02
	Moderate AUC=0.745	0.0	3.01	3.30	0.1	3.04	3.38	1.10	1.15	0.99	1.02
	High AUC=0.855	0.4	1.63	3.17	0.1	1.75	2.45	1.11	1.10	1.05	1.04

\* The binomial model was the first of the three, together with the other two, as shown in Table 2.a.

Table 2.2. Comparison of Parametric and Non-Parametric Approaches with Respect to Bias of the Estimate of AUC and the Corresponding Standard Error in 1000 Bootstrap Configurations of Non-Binomial Models

N=40/40

Distributions for ND & D	Degree of Accuracy (True Index)	Parametric (N=10)			Nonparametric (N=10)			Ratio of SE's			
		Bias of Est. AUC (B)	SE (SE <sub>est</sub> ) (C)	SE (SE <sub>boot</sub> ) (D)	Bias of Est. AUC (E)	SE (SE <sub>est</sub> ) (F)	SE (SE <sub>boot</sub> ) (G)	(E)/(B)	(F)/(C)	(G)/(D)	(F)/(G)
ND: G D: MG & Moderate Skew (right)	Low AUC=0.605	1.2	0.22	0.37	0.2	0.17	0.48	1.02	1.10	0.94	1.02
	Moderate AUC=0.753	1.5	0.21	0.29	0.3	0.15	0.45	1.01	1.08	0.93	1.03
	High AUC=0.907	0.8	0.11	0.16	0.2	0.09	0.21	1.02	0.98	1.05	1.02
ND: G D: MG & Very Skew (right)	Low AUC=0.505	2.0	0.32	0.43	0.3	0.27	0.76	1.34	1.42	0.97	1.02
	Moderate AUC=0.752	2.1	0.53	0.38	0.5	0.48	0.53	1.20	1.25	1.00	1.04
	High AUC=0.858	0.9	0.04	0.35	0.2	0.27	0.41	1.10	1.04	1.03	1.02
ND: G D: MG & Bimodal	Low AUC=0.603	1.1	0.03	0.43	0.2	0.05	0.83	1.36	1.73	0.87	1.02
	Moderate AUC=0.751	2.2	0.02	0.49	0.1	0.02	0.74	1.62	1.54	1.10	1.05
	High AUC=0.800	0.8	0.07	0.21	0.1	0.03	0.41	1.09	1.16	1.14	1.00
ND: G D: MG & Left Skew	Low AUC=0.607	-1.3	0.32	0.38	0.0	0.91	0.57	1.08	1.11	0.94	1.01
	Moderate AUC=0.741	0.5	0.55	0.44	-0.2	0.21	0.68	1.04	1.13	0.93	1.01
	High AUC=0.841	0.3	0.71	0.72	0.0	0.85	0.81	1.00	1.04	0.99	1.03
ND: MG D: MG Both Left Skew	Low AUC=0.609	0.4	0.07	0.24	0.0	0.53	0.23	1.03	1.15	0.91	1.02
	Moderate AUC=0.760	1.3	0.22	0.20	0.1	0.02	0.55	1.02	1.14	0.93	1.04
	High AUC=0.855	1.1	0.20	0.04	0.0	0.54	0.72	1.12	1.07	1.10	1.05
ND: MG D: MG Both Right Skew	Low AUC=0.607	0.5	0.10	0.21	0.2	0.51	0.25	1.02	1.13	0.92	1.02
	Moderate AUC=0.755	1.1	0.18	0.22	0.2	0.05	0.24	1.01	1.11	0.94	1.03
	High AUC=0.855	0.9	0.14	0.24	0.1	0.23	0.44	1.05	1.05	1.04	1.03

ND: Non-Diseased; D: Diseased; G: Gaussian; MG: Mixture of Gaussian; SE: Standard Error; Est: Estimated

\* The binomial model was used using 10 data categories

Table 1.5. Comparison of Parametric and Nonparametric Approach with Element in Bias of the Estimates of AUC and in Corresponding Standard Error to 100 Data Sets Generated from Various Configurations of the Binomial Model  
 N=100/100

Degree of Accuracy (True Index)	Ratio of SD's D/D	Parametric			Nonparametric			Ratio of SE's			
		100 x Bias of est.AUC (%)	100 x SE (emp. AUC) (%)	Avg. est. (%)	100 x Bias of est.AUC (%)	100 x SE (emp. AUC) (%)	Avg. est. (%)	(C)/(E)	(F)/(E)	(E)/(E)	(F)/(C)
Low AUC=0.50	1	0.0	3.91	3.91	0.1	3.83	4.00	1.00	1.03	0.99	1.02
	1.4	0.0	3.87	3.87	-0.1	3.91	4.04	1.00	1.00	0.99	1.02
	2	-0.1	3.94	4.07	-0.1	4.05	4.15	1.03	1.02	1.02	1.02
Moderate AUC=0.75	1	0.0	4.64	4.64	0.1	4.73	4.92	1.04	1.02	1.04	1.03
	1.4	0.5	5.19	5.19	0.0	5.21	5.41	1.02	1.03	1.01	1.02
	2	0.8	5.99	6.09	0.1	6.37	6.38	1.00	1.09	0.99	1.02
High AUC=0.90	1	0.0	3.75	3.75	0.0	3.90	3.99	1.01	1.02	1.00	1.02
	1.4	-0.2	3.80	3.94	0.0	3.71	3.75	1.02	1.01	1.03	1.02
	2	0.2	4.03	4.19	0.1	4.07	4.13	1.05	1.03	1.04	1.01
High AUC=0.90	1	0.1	2.93	2.98	-0.1	2.13	2.19	1.05	1.02	1.05	1.01
	1.4	0.0	2.21	2.28	-0.1	2.20	2.31	1.02	1.01	1.02	1.01
	2	-0.1	2.50	2.44	0.0	2.47	2.48	0.98	1.00	0.99	1.02

\* 20 data categories were used in fitting the binomial model  
 ND: Non-Diseased; D: Diseased; est: estimate; Avg.: Average; Emp.: Empirical; SE: Standard Error; SD: Standard Deviation

Table 1.2. Comparison of Parametric and Nonparametric Approaches with Respect to Bias of the Estimates of AUC and the Corresponding Standard Error (SE) of the Data Generated from Various Configurations of the Binomial Model

N=40/40

Degree of Accuracy (True Index)	Ratio of SD's D/D	Parametric (00's)			Nonparametric (00's)			Ratio of SE's			
		Bias of est. AUC (%)	SE (Empir.) (%)	Average (%)	Bias of est. AUC (%)	SE (Empir.) (%)	Average (%)	(C)/(B)	(F)/(E)	(Y)/(B)	(Y)/(C)
Low AUC=0.70	1	0.5	0.79	0.12	-0.1	0.42	0.35	0.95	0.99	0.93	1.02
	1.4	-0.3	0.76	0.01	-0.1	0.47	0.42	0.91	0.99	0.93	1.02
	2	-0.3	0.71	0.01	-0.1	0.56	0.59	0.95	1.00	0.95	1.01
	3	-0.3	0.77	0.77	-0.2	0.69	0.68	1.01	1.00	1.02	1.01
Moderate AUC=0.75	1	0.9	0.69	0.15	0.1	0.56	0.42	0.93	0.93	0.97	1.03
	1.4	0.9	0.69	0.03	-0.0	0.60	0.49	0.90	0.99	0.95	1.03
	2	0.5	0.71	0.03	0.0	0.78	0.67	0.91	0.98	0.95	1.02
	3	-0.1	0.65	0.00	0.1	0.82	0.93	0.96	0.93	0.98	1.01
High AUC=0.90	1	0.7	0.73	0.01	0.0	0.91	0.94	0.97	0.95	1.05	1.03
	1.4	0.4	0.77	0.01	-0.1	0.98	0.92	0.98	0.94	1.05	1.03
	2	0.5	0.77	0.01	0.0	0.94	0.90	0.99	0.94	1.02	1.03
	3	0.4	0.70	0.13	0.1	1.10	0.93	0.97	0.99	0.98	1.02

\* 10 data categories were used in SE of the binomial model

ND: Non-Diseased; D: Diseased; est.: estimate; A.: Average; Empir.: Empirical; SE: Standard Error; SD: Standard Deviation

Figure Legend 1

Figure 1. Non-binomial distributions used to generate data sets with distribution for non-diseased (broken lines) classes and diseased (solid lines) formed from a mixture of two Gaussian distributions to create moderate right skew (top row), very right skew (second row) and a bimodal distribution (third row) and moderate left skew (fourth row). Each pair of the last row was generated by applying the  $(-\infty, +\infty)$  scale used in row 2 into the  $(0, 1)$  scale by applying the transformation  $\exp(X)/(1+\exp(X))$ . The distributions in this last row were not used in the simulations because they would give the same results as the distributions in the second row. The degree of separation was low AUC=0.60 (left most column), moderate AUC=0.75 (middle column) and high AUC=0.90 (right most column).

Figure 2. Additional non-binomial distributions used to generate data sets with both distributions for non-diseased and diseased are non-Gaussian. Each distribution for non-diseased (broken lines) and for diseased (solid lines) are formed from a mixture of two Gaussian distributions to create moderate left skew (top row) and moderate right skew (second row). The degree of separation was low AUC=0.60 (left most column), moderate AUC=0.75 (middle column) and high AUC=0.90 (right most column).

25. Hajian-Tilaki ZO, Maseki H. The applications of the binomial model for parametric ROC analysis of laboratory tests. *Am. J. Submitted for publication.*
26. Conover WJ, Iman RL. Rank transformation as a method of discrimination with some examples. *Communications in Statistics Theory and Methods* 1980; A9(5):465-487.
27. O'Gorman TW, Woolson SF. On the efficacy of the rank transformation in stepwise logistic and discriminant analysis. *Statistics in Medicine* 1993 12:143-151.
28. Conover WJ, Iman RL. Rank transformation as a bridge between parametric and nonparametric statistics. *The American Statistician* 1994; 35: 124-129.

13. Egan JP. Signal detection theory and ROC analysis. New York, Academic Press, 1975.
14. Tosteson ANA, Begg CB. A general regression methodology for ROC Curve estimation. *Med Decis Making*. 1988; 8:207-215.
15. Hanley JA. The robustness of the "binomial" assumptions used in fitting ROC curves. *Med Decis Making*. 1988; 8: 197-203.
16. Metz CE. LABROC and ROCFIT software. Available from Department of Radiology, University of Chicago, Chicago, 1990.
17. Wieand S, Gail MH, James KH, James BR. A family of nonparametric statistics for comparing diagnostic markers with paired or unpaired data. *Biometrika*. 1989; 76: 585-592.
18. DeLong ER, DeLong DM, Clarke-Pearson DL. Comparing the areas under two or more correlated receiver operating characteristic curves: a nonparametric approach. *Biometrics*. 1988; 44: 837-845.
19. Bamber D. The area above the ordinal dominance graph and the area below the receiver operating graph. *J Math psychol*. 1975; 12: 387-415.
20. Centor RM, Schwartz J. An evaluation of methods for estimating the area under the receiver operating characteristic (ROC) curve. *Med Decis Making*, 1985; 5: 149-156.
21. Hanley JA. The flexibility of the binomial model for ROC analysis of quantitative tests. *Statistics in Medicine*. Under revision.
22. Obuchowski NA. Computing sample size for receiver operating characteristic studies. *Invest Radiol*. 1994; 29:238-243.
23. Metz CE. Some practical issues of experimental design and data analysis in radiological ROC studies. *Invest Radiol*. 1989; 24: 234-245.
24. Rockette HE, Obuchowski NA, Gur D. Nonparametric estimation of degenerate ROC curve data sets used for comparison of imaging system. *Invest Radiol*. 1990; 25: 835-837.

## References

1. Metz CE, Shen J-H, Benjamin AH. New methods for estimating a binormal ROC curve from continuously distributed test results. Annual Meeting of the American Statistical Association, Anaheim CA. 1990.
2. Hanley JA. Receiver operating characteristic (ROC) methodology: the state of the art. *Crit Rev Diagn Imaging*. 1989; 29: 307-335 .
3. Begg CB. Advances in statistical methodology for diagnostic medicine in the 1980's. *Statistics in Medicine*. 1991; 10: 1887-1895.
4. Swets JA. ROC analysis applied to the evaluation of diagnostic techniques. *Invest Radiol*. 1979; 14: 109-121.
5. Metz CE. ROC methodology in radiologic imaging. *Invest Radiol*. 1986; 21: 720-733.
6. Swets JA. Form of empirical ROCs in discrimination and diagnostic tasks: implications for theory and measurement of performance. *Psychol Bull*. 1986; 99: 181-198.
7. Hanley JA, McNeil BJ. The meaning and use of the area under a Receiver Operating Characteristic (ROC) curve. *Radiology*. 1982; 143: 29-36.
8. Swets JA. Indices of discrimination or diagnostic accuracy: their ROCs and implied models. *Psychol Bull*. 1986; 99: 100-117.
9. Green DM, Swets JA. Signal detection theory and psychophysics. New York, John Wiley & Sons, 1966.
10. Dorfman DD, Alf E. Maximum likelihood estimation of parameters of signal detection theory and determination of confidence intervals-rating method data. *J Math Psychol*. 1969; 6:487-496.
11. Linnet K. Comparison of quantitative diagnostic tests: type I error, power, and sample size. *Statistics in Medicine*. 1987; 6: 147-158.
12. Goddard MJ, Hinberg I. Receiver operator characteristic (ROC) curves and non-normal data: an empirical study. *Statistics in Medicine*. 1990; 9: 325-377.

reported that the use of rank transformation increases the chance of correctly identifying important non-Gaussian explanatory variables in discriminant analysis. In another paper,<sup>28</sup> Conover and Iman showed the close relation between the nonparametric Wilcoxon-Mann-Whitney two sample test and the corresponding t-test applied to the ranks of the data.

Thus, neither the non-parametric nor the LABROC approach to estimating the AUC depends on knowing what transformation would make the distributions close to those we studied. Both use a ranking procedure, and so neither makes use of the actual scale in which the test results were recorded. This may explain the similarity of the results obtained from the two procedures and the ability of these procedures to adapt to a wide range of distributions.

data where in one investigation<sup>22</sup>, some 16% to 37% data sets containing rating data with a small number of rating categories were degenerate. Moreover, one can obtain a smooth ROC curve by fitting a parametric model.

On the other hand, the nonparametric approach avoids making distributional assumptions which can be perceived as somewhat restrictive. This approach also has the appeal that the AUC is easy to calculate, and is obtainable even for small sample sizes. The disadvantage is that the method does not yield a smooth estimate of the entire ROC curve. While one might consider the ease of use of the exponential approximation of the SE of the nonparametric AUC as an advantage, based on our results, we recommend DeLong et al.'s estimate of the SE for the nonparametric AUC, which is based directly on the Wilcoxon-Mann-Whitney statistic. However, the software is not currently widely available.

Overall, the results of our simulation study suggest that for a broad range of pairs of distributions containing mixtures, parametric and nonparametric approaches yield very close estimates of diagnostic accuracy (AUC) and the corresponding precision. Thus, concern about bias or precision of the estimates of the AUC, should not be a major factor in choosing between the nonparametric and parametric approaches.

What are the possible reasons for the similarity of the results from the two approaches? One reason could be that we did not study a sufficiently wide range of possibilities. However, we believe that the reason has more to do with the fact that both procedures begin by replacing the original data by their ranks. In the purely nonparametric approach, the rank transformation obliterates the original distributions. In the LABROC approach, and to a lesser extent in procedures such as ROCFIT<sup>16</sup> and RSCORE<sup>10</sup>, the categorization procedure used is a coarser version of ranking, and a binormal model is fitted to these categories. Thus, this procedure is essentially "semi-parametric". There have been similar findings concerning the effect of rank transformation in two allied situations.<sup>26,27,28</sup> Conover and Iman<sup>26</sup> showed that the ranking procedure reduces the probability of misclassification in discriminant analysis with non-binormal data. O'Gorman and Woolson<sup>27</sup>

precision of the estimate of diagnostic accuracy (AUC) and on the feasibility of each approach. Generally, if one uses a correct model, one might expect more precision using a model-based estimates of diagnostic accuracy than a nonparametric estimate. This hypothesis is supported by the results of the parametric estimates of the AUC derived from data generated from various configurations of (G, G) pairs with sample sizes of 100/100. The model-based estimates of the AUC tended to have slightly less empirical variation than the nonparametric estimates. However, with sample sizes of 40/40 our investigation showed that with binormal data, that there was no such gain, presumably because of the presence of the considerable noise with these small sample sizes. With non-binormal data, the gain in precision is achieved only when the AUC=0.90 since in this situation there is less room for error in ROC space from fitting an incorrect model. Although we compared the two approaches on the basis of both their empirical and their calculated SE's, we are more interested in the empirical SE's since the calculated SE's might be distorted by fitting an incorrect model. For non-binormal data, our results show that the calculated SE's of both approaches tended to be greater than the corresponding empirical SE.

We have shown elsewhere<sup>25</sup> that, for a given sample size, if one wishes to use the parametric model used in LABROC, some gain in the precision of measures of diagnostic accuracy can be achieved by increasing the number of data categories. The most gain in precision (10%) could be obtained when the number of data categories was increased from 5 to 10. When the number of data categories was further increased, the additional gain in precision was small.<sup>25</sup>

In terms of practicality, the parametric approach has several advantages: The LABROC program is available in the public domain for several computer platforms. The LABROC procedure (which uses 10 or 20 data categories with sample sizes of 40/40 or more) almost always converges, because the categorization algorithm used in this program automatically ensures the largest possible uniformity of the spread of ROC operating points for continuous data. This is in contrast to the poorer performance of ROCFIT<sup>16</sup> with rating

for the nondiseased patients was bimodal. While it is difficult to know what to expect with the parametric SE when the data do not fit the model, we were surprised that overestimation is just as large with the nonparametric.

With both the 40/40 and 100/100 cases, the empirical variation of the AUC's from parametric fits was usually smaller than that from the nonparametric approach when the AUC was 0.90; but the pattern was less clear when the AUC was 0.75 or 0.60. However, the average nonparametric estimated SE of the AUC (DeLong et al.'s method) was equal to or slightly greater than the corresponding value using the binormal model (the ratio ranged from 1 to 1.05). Overall, the parametric and nonparametric approaches yielded very similar estimates of the AUC and of the corresponding sampling variability.

## DISCUSSION

This numerical investigation was conducted with a wide range of parameters of diagnostic accuracy and various degrees of departures from binormality. The results also apply to all pairs of distributions which could be converted, by some monotonic transformation, to those we studied. The findings should help users to understand the consequences of using either a parametric or a nonparametric approach to ROC analysis of the accuracy of diagnostic tests that yield results on a continuous scale.

Investigators may worry that if data are non-Gaussian, estimates of diagnostic accuracy based on a binormal model could be distorted. However, our results show that any biases in the estimates of the AUC derived from both parametric and nonparametric are very small. The results suggest that the AUC is robust to departures from binormality if one uses the binormal model as implemented in the LABROC program. However, other indices, such as true positive fraction at a specific false positive fraction point, might be more sensitive to departures from the binormality.<sup>25</sup>

Since the bias in the nonparametric and model based estimates of the AUC is for all practical purposes negligible, the choice should depend on which approach yields greater

100/100, the empirical variation of the nonparametric AUC, Column (E), tended to be slightly greater than the model-based estimates, Column (B). The corresponding ratios ranged from 0.99 to 1.06; these ratios ranged from 0.93 to 1.05 with sample sizes of 40/40. Also, the estimated SE's of the nonparametric estimates, obtained by DeLong et al.'s method, were slightly greater than those of the parametric model for the 40/40 and the 100/100 cases (the ratio of SE's ranging from 1.01 to 1.03).

#### Performance with Non-binormal Data

Bias in the estimates of the AUC: Columns (A) and (D) in Tables 2.a and 2.b show that the biases in the parametric and nonparametric estimates of the AUC are both very small. Nonparametric estimates of the AUC were virtually unbiased (the largest bias across column (D) and both sample sizes was 0.3% (or 0.003 in absolute value). The bias in the estimates of the AUC from fitting the binormal model to non-binormal data was usually less than 1%. With the parametric approach, the greatest bias 2.3% occurred when the distribution for the diseased was highly skewed and the sample sizes were 100/100 (true AUC= 0.606). The results were similar when the distribution for the non-diseased patients was Gaussian and the distribution for diseased patients was bimodal and there was a moderate degree of separation between them (true AUC=0.75).

We also examined the discrepancy between the parametric and nonparametric estimates of the AUC in each of the 1000 individual data sets. In the case of the most serious departure from normality (bimodal form), the absolute discrepancy between the two estimates of the AUC was always less than 0.05; in 99% of data sets, the discrepancy was less 0.04 and in 52% the discrepancy was less than 0.02.

Sampling variability: The binormal estimates of the calculated SE of the AUC and DeLong et al.'s estimate of the SE of the nonparametric AUC almost always overestimate the true SE's: by -2% to 73% in the 40/40 case and by 5% to 77% in the 100/100 case. The greatest overestimation occurred when distribution for the diseased patients was Gaussian and

approach was compared with the corresponding SD of the 1000 AUC estimates from the other approach. For each approach, this SD (which we call the empirical SE) was also compared with the average of the 1000 calculated SE's. In addition, we compared the average calculated SE of the AUC derived from the binormal model to that calculated for the non-parametric estimate using DeLong's method.

## RESULTS

Table 1 compares the results from the parametric and nonparametric approaches when data are generated from the binormal model, while Table 2 compares the results for non-binormal data. When fitting the binormal model, there were no degenerate<sup>23,24</sup> data sets. In other words, the MLE iteration procedure converged for all data sets.

### Performance with Binormal Data

Columns (A) and (D) in Tables 1.a and 1.b show that when data were generated from a pair of Gaussian distributions both the parametric and nonparametric approaches yielded close to unbiased estimates of the AUC. The biases were  $\leq 0.9\%$  and  $\leq 0.2\%$  respectively, for the sample sizes of 40/40;  $\leq 0.5\%$  and  $\leq 0.1\%$ , respectively, for those of 100/100.

Estimated SE versus empirical SE of estimates of the AUC: For the parametric approach, the average calculated SE from the binormal model (Column (C) in Table 1.b) is close to the actual (empirical) variation (Column (B)). The ratio of SEs: Column (C) to Column (B) ranged from 0.91 to 1.01 over the configurations studied for the 40/40 case and from 0.98 to 1.06, for the 100/100 case.

DeLong et al.'s nonparametric estimate of the SE (Column (F)) is close to the actual (empirical) variation of the Wilcoxon-Mann-Whitney statistic (column (E)) for all configurations studied: the ratio of SEs: Column (F) to Column (E) ranged from 0.93 to 1 for the 40/40 case and from 1 to 1.03 for the 100/100 case.

Sampling variability of parametric and nonparametric estimates: With sample sizes of

1:3. We chose mixtures of Gaussian distributions for diseased patients since the distribution may contain unidentified disease subtypes. Thus, we allow for more variation for the diseased than the non-diseased patients.

### Statistical Analysis

Each generated data set underwent two analyses: (i) nonparametric ROC analysis using the raw data, (ii) parametric ROC analysis of the categorized data via the LABROC approach.

(i) Nonparametric approach: The nonparametric estimate of the AUC was calculated directly from the raw data using the Wilcoxon-Mann-Whitney two sample statistic; the SE of the AUC was calculated by DeLong et al.'s method.<sup>18</sup>

(ii) Parametric ROC analysis: Each data set was analyzed via Metz's LABROC procedure.<sup>16</sup> The program categorizes the data according to a data-dependent rule which tries to ensure the greatest possible uniformity of spread of ROC operating points. We stipulated a maximum of 10 data categories for sample sizes of 40/40 and 20 data categories for 100/100 (these are the default numbers of data categories used in the LABROC software). The program then fits a two-parameter binormal ROC curve by the method of maximum likelihood estimation (MLE) using the categories as ratings. From the two parameters of this binormal model, it calculates an estimates of the AUC and its SE which we call the "calculated" SE.

### Comparison of Statistical Behaviour of Parametric Versus Nonparametric Estimates

The biases in the estimates of the AUC (i.e. the difference between the average of the 1000 estimates of AUC and the true value) from the parametric and nonparametric approaches were calculated and compared. The magnitude of the bias in the estimates of the AUC and the absolute discrepancy between individual estimates of the AUC from the two approaches, were used to judge the impact of model mis-specification.

The standard deviation (SD) of the 1000 estimates of the AUC derived from one

Non-binormal data: Data were also generated from various configurations of non-binormal pairs, where one or both member of pairs were mixtures of Gaussian (MG) distributions: {G, MG--skewed or bimodal} pairs or {MG--skewed, MG--skewed} pairs. In all, as is shown in Figures 1 and 2, eighteen configurations of non-binormal pairs with various degrees of skewness and separation were used to generate data. We calculated how often the hypothesis of normality would be rejected with such distributions. For sample sizes of 40, the hypothesis was rejected by the Wilk's test employed by SAS in 34% of data sets from the moderate skew and 67% for those from high skew distributions. For sample sizes of 100, the corresponding percentages were 59 and 97.

To some, the range of distributions shown in Figures 1 and 2 may seem limited. However one can apply many monotonic transformations to the separator axis, thereby effectively covering a broader range of possibilities of non-binormal data. An example of how both distributions are converted to non-normal pairs is shown in the last row of Figure 1. Each pair was generated by mapping the  $(-\infty, +\infty)$  scale used in row 2 into the  $(0, 1)$  scale by applying the transformation  $\exp[X]/(1+\exp[X])$ . Note, however, that although such monotonic transformations may radically change the shape of the distributions, they do not change the ROC curve when applied to both distributions.<sup>2,5,13</sup>

Few of the articles in the quantitative diagnostic test literature show the distributions of raw data. In those that do, the distribution of biomarkers for diseased patients is often positively skewed. For example, Goddard and Hinberg<sup>12</sup> reported the histograms of different biomarkers for five types of cancer; the distributions for cancer patients were skewed or bimodal. Linnet<sup>11</sup> also showed examples where the distributions of serum bilirubin and fasting serum bile acids for diseased patients were positively skewed while the reference distribution was approximately normal. Empirically, there is considerable evidence that the binormal model used for rating data needs to include more variation for diseased patients<sup>6</sup> i.e. the ratio of standard deviations (SD's) of distribution for diseased to nondiseased patients is higher than 1. Based on this empirical evidence, we included the range of ratios of SD's from 1:1 to

will be distorted. However, nonparametric area estimates will tend to underestimate the AUC for rating data,<sup>7,20</sup> in particular when ROC operating points are not well spread out along the ROC curve. Moreover this method does not yield a smooth estimate of the entire ROC curve<sup>21</sup>. The variance of the nonparametric estimates of the AUC can be estimated entirely nonparametrically<sup>18,19</sup> or using an exponential approximation<sup>7</sup>. Recently, Obuchowski<sup>22</sup> found that the exponential approximation underestimates the empirical standard error of the nonparametric AUC for rating data if the "ratings" begin as continuous data with a binormal distribution and if the ratio of the standard deviations of the two distributions is greater than two. However, in practice the data might arise from a non-binormal model.

In summary, the statistical behaviour of the AUC estimates derived from the parametric and nonparametric approaches have not been investigated for quantitative diagnostic test results, and there are no general guidelines for choosing one approach over the other. Thus we conducted a broad numerical investigation to compare the statistical behaviour of the estimates of the AUC derived from parametric and nonparametric procedures.

## METHODS

### Data Generation

As is shown in the left most column of Tables 1 and 2, we generated continuously distributed data with sample sizes of  $n=40$  for diseased and  $n=40$  for nondiseased from various pairs of overlapping distributions with various degrees of separation; sample sizes of  $n=100/100$  were also investigated. Overall, 1000 data sets were generated for each configuration studied.

Binormal data: First, we generated continuously distributed data from two overlapping Gaussian distributions i.e. {G, G} pairs for the "non-diseased" and "diseased" patients with different degrees of separation (AUC=0.60, AUC=0.75, AUC=0.90) and with various ratios of SDs of distributions for the nondiseased to diseased: 1:1, 1:1.4, 1:2 and 1:3 yielding in all twelve configurations of pairs.

## INTRODUCTION

During the past 10 years Receiver Operator Characteristic (ROC) analysis has become a popular method for evaluating the accuracy/performance of medical diagnostic tests.<sup>1,2,3</sup> The most attractive property of ROC analysis is that the accuracy indices derived from this technique are not distorted by fluctuations caused by the use of an arbitrarily chosen decision "criterion" or "cutoff".<sup>4,5,6</sup> One index available from an ROC analysis, the area under the curve<sup>7,8</sup> (AUC), measures the ability of the diagnostic tests to discriminate between two patient states, often labelled "diseased" and "nondiseased". The AUC has been of considerable interest as a summary measure of accuracy because of its meaningful interpretation.<sup>2,3</sup>

Initially, ROC methods were confined to tests interpreted on a rating scale and analysis was typically carried out using the binormal model.<sup>9,10</sup> However, they are now becoming increasingly popular for evaluating the performance of quantitative diagnostic tests with numerical results recorded directly on a continuous scale.<sup>1,2,3,11</sup> Both parametric and nonparametric procedures can be used to derive an AUC index of accuracy for such diagnostic tests. However Goddard and Hinberg<sup>12</sup> warned that if distribution of raw data from a quantitative test is far from Gaussian, the AUC (and corresponding standard error (SE)) derived from a directly fitted binormal model can be seriously distorted. This occurs because one fits a mean and standard deviation to the raw data for the diseased and nondiseased patients separately. One way to avoid the possible distortion is to use Metz's adaptation of the binormal model, previously used with rating data,<sup>9,13,14,15</sup> for use with laboratory-type data.<sup>4</sup> Metz et al. implemented the binormal model in the LABROC software.<sup>16</sup> The procedure first discretizes the continuous data and then uses the categories as ratings in the ROCFIT procedure<sup>16</sup> to obtain the maximum likelihood estimates (MLE) of the two relevant parameters of the binormal model. From them it calculates the AUC and the corresponding SE.

If the data are continuous and appear to be non-Gaussian, many users will find the nonparametric approach<sup>17-18</sup> to estimating the AUC more appealing than using the binormal model since they may worry that estimates of diagnostic accuracy based on a binormal model

## ABSTRACT

Receiver Operator Characteristic (ROC) analysis, which yields indices of accuracy such as the area under the curve (AUC), is increasingly being used to evaluate the performance of diagnostic tests which produce results on a continuous scale. Both parametric and nonparametric ROC approaches are available to assess the discriminant capacity of such tests, but there are no clear guidelines as to the merits of each, particularly with non-binormal data. Investigators may worry that if data are non-Gaussian, estimates of diagnostic accuracy based on a binormal model may be distorted. We conducted a Monte Carlo simulation study to compare the bias and sampling variability in the estimates of the AUC derived from parametric and nonparametric procedures. Each approach was assessed in data sets generated from various configurations of pairs of overlapping distributions; these included the binormal model and non-binormal pairs of distributions where one or both pair members were mixtures of Gaussian (MG) distributions with different degrees of departures from binormality. We found that the biases in the estimates of the AUC are very small for both parametric and nonparametric procedures. The two approaches yielded very close estimates of the AUC and of the corresponding sampling variability even when data were generated from non-binormal models. Thus, for a wide range of distributions, concern about bias or precision of the estimates of the AUC should not be a major factor in choosing between the nonparametric and parametric approaches.

Key Words: ROC Analysis, Quantitative Diagnostic test, Comparison, Parametric, Binormal Model, LABROC, Non-parametric procedure, Area under the curve (AUC)

# A Comparison of Parametric and Non-Parametric Approaches to ROC Analysis of Quantative Diagnostic Tests

Hajian-Tilaki, K.O.\*, Hanley, J.A.<sup>1,2</sup>  
Lawrence, J.<sup>1,3</sup> Collet, J.P.<sup>1,4</sup>

\*-Department of Health and Comunity Medicine, Babol  
Medical University, Iran.

1- Department of Epidemiology and Biostatistics, McGill  
University.

2- Devision of Clinical Epidemiology, Royal Victoria Hospital.

3- Division of Clinical Epidemiology, Montreal General  
Hospital.

4- Division of Clinical Epidemiology, Jewish General Hospital.

## 5 Concluding Remarks

This paper has illustrated the use of sample enumeration methods just for estimating the substantive significance of a dummy variable. However, other sample enumeration measures, such as elasticities and derivatives, have similar attractive properties. Evaluation of the sampling properties of sample enumeration measures remains a problem and has not been discussed in this paper. Amemiya (1995, p286) suggests an empirical Bayes method for estimating standard errors but this does not take into account that enumeration is performed on the same sample used for model fitting. Currently, the cautious analyst would be advised to fall back on resampling methods.

## 6 Acknowledgements

The data were collected within the ESRC-funded "Social Change and Economic Life" Initiative.

## 7 References

- Amemiya, T. (1985) *Advanced Econometrics* Oxford: Blackwell.
- Barry, J.T., Francis, B.J. and Davies, R.B. (1990) *SABRE : A Guide for Users*, Centre for Applied Statistics, Lancaster University.
- Chamberlain, G. (1985) Heterogeneity, omitted variable bias, and duration dependence. In *Longitudinal Analysis of Labor Market Data* (eds J.J. Heckman and B. Singer) Cambridge: CUP.
- Dhrymes, P.J. (1978) *Introductory Econometrics* New York: Springer-Verlag.
- Heckman, J.J. (1981) "The incidental parameters problem and the problem of initial conditions in estimating a discrete time discrete data stochastic process". In *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications.*, (eds F. Manski and D. McFadden) Cambridge Mass: MIT Press.
- Heusker, D.A. and Johnson, L.W. (1981) *Applied Discrete Choice Modelling*. New York: Wiley.
- Muthen, B. (1979) "A structural Probit model with latent variables", *Journal of the American Statistical Association*, **74**, 807-811.

a process which includes strong inertial elements attenuating response. Thus, for example, a wife in employment is unlikely to respond immediately to her husband's unemployment: quite apart from any commitment to her job, she may anticipate difficulty in returning to the labour market at a later date and she may expect her husband to obtain new employment within a short period. The second model includes a simple Markov effect to provide a parsimonious representation of wives employment status inertia. The specification adopted is given by

$$p_{it} = P[y_{it} = 1 | y_{i,t-1} = 1] = F(x'_{it}\beta + \gamma + \varepsilon_i)$$

$$p_{i0} = P[y_{it} = 1 | y_{i,t-1} = 0] = F(x'_{it}\beta + \varepsilon_i).$$

The same mover-stayer formulation was adopted for  $\varepsilon_i$  and SABRE was again used for the model fitting. The fitting treats the first outcomes as exogenous variables and, with heterogeneity, this can prejudice consistent parameter estimation. This 'initial condition' problem (Heckman, 1981) arises because the first outcomes are likely to be correlated with omitted variables. It can be particularly serious for short series but was ignored in these analyses because most of the sequences are several years in length. The reduction in the log-likelihood exceeds 7,500 and confirm the considerable temporal dependencies to be expected in employment status over time intervals of just one month.

For a Markov model, sample enumeration calculations require successive application of the model from the start of the process, assumed to be the date of marriage in this study. Formally

$$[\rho_{iT} \ 1 - \rho_{iT}] = \int [y_{i0} \ 1 - y_{i0}] \prod_{t=1}^T \begin{bmatrix} p_{i1} & 1 - p_{i1} \\ p_{i0} & 1 - p_{i0} \end{bmatrix}_{x_{i,t-1}=0} dH(\varepsilon_i | s, \sigma)$$

$$\rho_T = \frac{1}{n} \sum_{i \in C} \rho_{it}$$

An important additional insight provided by the Markov effect is that it is now possible for wives of working husbands to be not working as an inertial consequence of their husbands previous unemployment. This could arise for a variety of reasons including difficulty in obtaining a job. The proportion of wives with working husbands who would be in employment if there were no husband unemployment effect is estimated by

$$\tilde{\rho}_T = \frac{1}{N - n} \sum_{i \notin C} \rho_{it}$$

where  $N$  is the full sample size. The resulting employment shortfall proves to be very small (0.8 per cent of wives with working husbands are estimated to be not working as a direct result of their husbands previous unemployment) but, as there are substantially more wives with working husbands, they comprise nearly 1 in 4 of the total number of wives who it is estimated would be working if the husband unemployment effect had not existed.

Table 2  
Summary of model fitting results for longitudinal data

Number of Observations (months of marriage histories)	27,613
Pooled Cross-Sectional Logistic Model: Log-likelihood	-14324.7
Mover-Stayer Logistic Model: Log-likelihood	-9787.8
scale parameter $\sigma$	1.30
end point $s_0$	0.083
probabilities $s_1$	0.114
Mover-Stayer Logistic Model with Markov Effect: Log-likelihood	-1988.4
scale parameter $\sigma$	0.48
end point $s_0$	0.036
probabilities $s_1$	0.013

Using the same integration method to eliminate the nuisance parameters from the sample enumeration proportion gives, for time  $T$

$$\rho_T = \frac{1}{n} \sum_{i \in U} [P(\mathbf{x}_{iT}^T \hat{\mathbf{B}} + \varepsilon_i)]_{x_{i1} = -0} dH(\varepsilon_i | \mathbf{s}, \sigma).$$

The shortfall value based upon this estimate is shown in Table 3 and provides some evidence that the mover-stayer formulation has achieved improved control for variables generating a spurious relationship between husband and wives employment status. The estimated shortfall of 21.5 per cent attributed to a direct husband unemployment effect is lower than the figure of 26.5 per cent achieved from a pooled cross-sectional analysis of the same data (equivalent to putting  $\varepsilon_i = 0$ ) and marginally lower than the 23 per cent achieved from the cross-sectional analysis of the larger dataset.

Table 3  
Employment Shortfall Percentages from Longitudinal Data

Number of Husbands Unemployed	33
Number of Husbands Working	241
Observed Employment Shortfall for wives with Husbands Unemployed	45.8
Pooled Cross-Sectional Logistic Model: Wives with Husbands Unemployed	26.5
Mover-Stayer Logistic Model: Wives with Husbands Unemployed	21.5
Normal-Logistic Markov Model with End Points: Wives with Husbands Unemployed	20.0
Wives with Husbands Working	0.8
All Wives	3.1

A major weakness of this first model is that the dynamics of employment behaviour are not represented. In reality, the unemployment effect of interest operates within

However, with  $\beta = \alpha(1 + \sigma^2)^{-1/2}$  equation (3) applied to equation (5) gives  $E(\rho_w) = \rho_w$  for a probit model. It follows that  $\rho_w$  and  $\rho_w$  are asymptotically equivalent and the  $\rho$  from the working model is a consistent estimator of the true  $\rho$ . The logistic model will closely approximate this result. In contrast to the odds ratios, sample enumeration proportions are not biased by omitted variables which are uncorrelated with the explanatory variables included in the model.

## 4 Longitudinal Data Analysis

With longitudinal data analysis it is possible not only to address the dynamics of change but also to employ improved statistical methods of control for omitted variables. See, for example, Chamberlain (1985). In this section we will show how sample enumeration methods may be operationalised for longitudinal data and how the results clarify these two issues in readily understood terms. The reported results, summarised in Tables 2 and 3, are based upon a subset of the Rochdale partnerships with monthly employment status data since marriage.

The first model to be considered has a mover-stayer formulation to represent the effect of omitted variables. Specifically, it is assumed that the probability of wife  $i$  being employed in month  $t$  is given by

$$p_{it} = P[y_{it} = 1] = F(\mathbf{x}_{it}'\beta + \varepsilon_i)$$

where the individual-specific error  $\varepsilon_i$  has distribution function  $H(\varepsilon_i)$  made up of a normal density  $N(0, \sigma^2)$  augmented by stayer probabilities of  $s_0$  and  $s_1$ , effectively corresponding to  $\varepsilon_i = -\infty$  and  $+\infty$ , respectively. Each  $\varepsilon_i$  is assumed to be time constant. This is a common but rarely tested assumption in the analysis of work and life history data. However, quadratics in calendar time and age were included in  $\mathbf{x}_{it}$  to ensure some flexibility in representing otherwise unmodelled temporal variation in labour market conditions, changes with age, and cohort effects.

Model fitting was by marginal likelihood (i.e. integration of the nuisance parameter out of the sequence probability for each wife) using the software SABRE (Barry et al. 1990) with a logistic distribution  $F(\cdot)$ . Formally, for outcome sequence  $R_i$  from time  $\tau_i$  to  $T$ , the sequence likelihood is given by

$$L_i = \int \prod_{t=\tau_i}^T \{ (p_{it})^{y_{it}} (1 - p_{it})^{1-y_{it}} \} dH(\varepsilon_i).$$

This model resulted in a reduction of more than 4,500 in the loglikelihood compared with a pooled cross-sectional logistic model on the same data. This evidence of appreciable heterogeneity between wives over and above that explained by the explanatory variables is confirmed by the estimated value of 1.3 for the scale parameter  $\sigma$  and the non-zero end point probabilities. It is a salutary reminder of the difficulties of obtaining high levels of explanation in social science research. It also provides some confirmation that the sensitivity of odds ratios to omitted variables is a legitimate concern.

### 3 Sample Enumeration

Sample enumeration methods have been used extensively in transportation planning for aggregate prediction from micro-level models. The typical situation (see, for example, Hensher and Johnson, 1981, and Amemiya, 1985, §9.2.9) is that of a logistic regression model of choice between public and private transport fitted on a sample of commuters and including cost and travel time explanatory variables. Sample enumeration is then used to predict the proportion of the sample that would change their travel-to-work mode of transport if policy variables such as public transport fares were altered; the fitted model with the new settings of the policy variables is applied to each individual and the new mode choice probabilities summed to obtain aggregate predictions.

The merits of sample enumeration methods for model interpretation appear to have been overlooked but sample enumeration does provide a simple procedure for estimating the contribution of the control variables to the observed association in our 2x2 table. Specifically, the proportion  $\rho$  of wives with unemployed husbands who would be working if there were no husband unemployment effect may be estimated by summing the predicted probabilities over the sample. Thus

$$\rho = \frac{1}{n} \sum_{i \in U} [F(x_i' \hat{\beta})]_{x_{i1}=0} \quad (4)$$

where  $U$  is the set of partnerships in the sample with unemployed husbands  $n = n(U)$ , and  $x_{i1}$  is the dummy variable for husband's unemployment.

The resulting 'expected' frequencies, having used the fitted model in this way to eliminate any direct consequence of husband's unemployment, are as follows:

		Expected Frequencies		
		Wife in Employment		TOTAL
		YES	NO	
Husband Unemployed	YES	34.4(49%)	35.6(51%)	70(100%)
	NO	399.0(72%)	152.0(28%)	551(100%)

This table shows that the estimated employment shortfall attributable to the control variables is 23 per cent (72%-49%). Half of the original observed employment shortfall of 46 per cent is therefore explained by the control variables in the model, leaving a net employment shortfall of 23 per cent due to husbands' unemployment.

It is evident from equation (4) that, as  $\hat{\beta}$  consistently estimates  $\beta$ , so  $\rho$  consistently estimates the corresponding population proportion. It is also easy to demonstrate that  $\rho$  does not have the problems of interpretation associated with odds ratios. If model (2) is correct, the actual sample value is given by

$$\rho_s = \frac{1}{n} \sum_{i \in U} [F(x_i' \alpha + \epsilon_{i1})]_{x_{i1}=0} \quad (5)$$

while the estimate is based upon the working model

$$\rho_w = \frac{1}{n} \sum_{i \in U} [F(x_i' \beta)]_{x_{i1}=0}$$

Notes:

- 1 Dummy variables
- 2 Block of dummy variables

To illustrate this problem, consider the implications of the true model having the formulation

$$p_i = F(\mathbf{x}_i' \alpha + \varepsilon_i)$$

$$\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2); E(\mathbf{x}_i \varepsilon_i) = 0; E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0 \quad i \neq j \quad (2)$$

We have merely included a familiar error structure to represent the inevitable omission of some explanatory variables. It is emphasised, however, that all appropriate control variables are assumed to be included in  $\mathbf{x}_i$ . If  $F(\cdot)$  is a probit distribution, it follows that

$$\begin{aligned} E(p_i) &= \int \Phi(\mathbf{x}_i' \alpha + \varepsilon_i) \phi(\varepsilon_i / \sigma) d(\varepsilon_i / \sigma) \\ &= \Phi[\mathbf{x}_i' \alpha (1 + \sigma^2)^{-1/2}] \end{aligned} \quad (3)$$

where  $\Phi(\cdot)$  and  $\phi(\cdot)$  are the standard Normal distribution and density functions, respectively (see Muthén, 1979). Thus the working model (1) is correctly specified with  $\beta = \alpha(1 + \sigma^2)^{-1/2}$ . In fitting the working model, we actually estimate  $\alpha(1 + \sigma^2)^{-1/2}$  and cannot distinguish between  $\alpha$  and the multiplicative constant  $(1 + \sigma^2)^{-1/2}$ . The error variance  $\sigma^2$  is not identifiable from cross-sectional data.

An exact result is not possible for the logistic model but, because of the similarity between the logistic and probit, the effect will be similar with a multiplicative constant  $(1 + 3\sigma^2/\pi^2)^{-1/2}$ . Technically, the parameter estimates from the working model are biased towards zero by the omission of some explanatory variables. These biases are usually ignored because they do not affect many basic procedures used to interpret the results of model fitting. All explanatory variable parameter estimates and their standard errors are subject to the same bias and both significance levels and assessments of the relative impact of different variables are therefore unaffected. Moreover, equation (3) shows that the estimated probabilities from the working model are unbiased. However, the bias does affect the odds ratio because it is a function of a single parameter:

$$\begin{aligned} \lambda &= \exp(-\beta_1) \\ &= \exp[-\alpha_1 (1 + 3\sigma^2/\pi^2)^{-1/2}]. \end{aligned}$$

The value of the odds ratio  $\lambda$  is clearly biased towards 1 by omitted variables and only achieves its true value when all explanatory variables are included in the model. As a consequence, the odds ratio  $\lambda$  has the unsatisfactory property of varying systematically with the addition of new explanatory variables even when they are uncorrelated with variables already in the model. It does not provide an absolute measure of association.

Table 1 shows the results of fitting a logistic model. Although it is evident that the husbands unemployed effect is not eliminated by the control variables, these results do not immediately address the question of interest: How much of the observed relationship is explained by the control variables and how much remains explained by husband's unemployment?

## 2 Odds Ratios

Odds ratios are often advocated to facilitate interpretation of logistic models. With an unemployed husband, the observed odds of a wife being employed rather than not working are given by  $18/52 = 0.35$ . The corresponding odds for wives with working husbands are considerably larger ( $399/152 = 2.63$ ). The odds ratio comparing the odds of being employed for wives with working husbands and for wives with unemployed husbands is therefore given by  $2.63/0.35 = 7.5$  and conventionally, may be interpreted as a measure of association between the two variables in the cross-tabulation.

The corresponding odds ratio for the logistic model is given by  $\lambda = \exp(-\beta_1)$  where  $\beta_1$  is the estimated parameter value for the husband unemployed dummy variable. From Table 1,  $\lambda = 4.4$ . As expected, the association between husbands unemployment and wives employment status has been reduced (i.e. the odds ratio is closer to the value of one, representing no association) by the control variables. Unfortunately, however, comparison of the two odds ratios does not give us any meaningful measure of *how much* the association has been reduced; the odds ratio  $\lambda$  has no precise interpretation because the logistic function has a fixed variance ( $\pi^2/3$ ) and parameters may only be estimated 'up to a multiplicative constant' (Dhrymes, 1978).

Table 1  
Logistic model of wife's economic activity

	Parameter Estimate	Standard Error	
Husband Unemployed <sup>1</sup>	-1.491	0.348	
Wife's Age	0.256	0.086	
Wife's Age Squared	-0.004	0.001	
Child Less Than Five Years Old <sup>1</sup>	-1.023	0.504	
Child Less Than Thirteen Years Old <sup>1</sup>	-0.855	0.337	
Family Size	-0.278	0.117	
Other Household Member Working <sup>1</sup>	0.330	0.522	
Asian <sup>1</sup>	-1.882	0.511	
	Higher Education	0.847	0.472
Wife's Highest Qualification <sup>2</sup>	Other Prof/Higher Tech	0.902	0.835
	6th Form/Lower Tech/Clerical	0.283	0.260
	School Certificate	0.448	0.381
Husband's Highest Qualification <sup>2</sup>	Higher Education	-0.330	0.397
	Other Prof/Higher Tech	0.325	0.430
	6th Form/Lower Tech/Clerical	0.091	0.245
	School Certificate	-0.264	0.440
Constant	-1.098	1.606	

Sample Size = 621

# Sample Enumeration Methods for Model Interpretation

Richard B. Davies

Centre for Applied Statistics, Lancaster University, England

## 1 The Problem

The basic problem addressed in this paper is the deceptively simple one of interpreting the association in a  $2 \times 2$  table. We will illustrate the problem by considering the relationship between a husband's unemployment and his wife's employment status. Figures from a study in England, reveal the typically lower rates of employment for wives with unemployed husbands:

		Observed Frequencies		
		Wife in Employment		TOTAL
		YES	NO	
Husband Unemployed	YES	18(26%)	52(74%)	70(100%)
	NO	399(72%)	152(28%)	551(100%)

There is an observed *employment shortfall* of 46 per cent for women with unemployed husbands. That is, 46 per cent of the wives of unemployed husbands are not in paid work but would be working if they behaved the same as the wives whose husbands are in employment.

Because this cross-tabulation is based upon observational data, the question arises as to the extent the observed association is due to a direct, 'causal', relationship and the extent to which it is a spurious relationship attributable to failure to control for other variables. The unemployment of husbands may be expected to have a direct impact on wives employment status because of the disincentive effect of the social security system in England quite apart from more speculative causal factors such as wives being reluctant to damage their husbands self-esteem by becoming the main wage-earner. On the other hand, husbands and wives are likely to have similar attitudes towards work and therefore similar employment status because of shared experiences and similarities in their social and economic background.

The obvious next step is to include both a dummy variable (say  $x_{i1}$ ) for an unemployed husband and a variety of control variables in a linear predictor  $\mathbf{x}'_i\beta$  and to fit a binary choice model

$$p_i = P(y_i = 1) = F(\mathbf{x}'_i\beta) \quad (1)$$

where  $y_i = 1$  if, in partnership  $i$ , the wife works and  $F(\cdot)$  is an appropriate distribution function.

# Contents

Name	Article	Page
Davies, R.B.	SAMPLE ENUMERATION METHODS FOR MODEL INTERPRETATION	1
Hajian, K.O. Hanley, J.A. Lawrence, J. Collet, J.P.	A COMPARISON OF PARAMETRIC AND NON-PARAMETRIC APPROACHES TO ROC ANALYSIS OF QUANTITATIVE DIAGNOSTIC TESTS	9
Khoshbin, E. Davies, R.B.	RELATIONSHIP BETWEEN AGE OF ONSET AND SPEED OF PROGRESSION OF MND	30
Mahjub, H. Cox, T.F.	SCREENING METHOD FOR A MULTIVARIATE MIXTURE NORMAL DISTRIBUTION	44
Mahjub, H. Cox, T.F.	QUEUING SIMULATION USING LOGISTIC DISCRIMINATION	61
Noori, A.D. David, A.	USING AN ANTEDEPENDENCE TEST TO ANALYSE POSTOPERATIVE - PAIN MEASUREMENTS	70



*In the name of God*

## **Preface**

The "Iranian Statistical Society" organizes the Iranian Statistics Conference biannually in collaboration with universities and institutions involved in statistics. The Scientific Committee of the 4th International Iranian Statistics Conference (IISC) hosted by Shahid Beheshti University, has provided the conference with numerous sections to cover a broad spectrum of theoretical and applied statistics, including statistical theory, probability theory, agricultural statistics, management statistics, psychometrics, biostatistics, statistics in meteorology, actuarial sciences, engineering statistics and official statistics. The number and the diversity of the presented papers, will hopefully bring success to the 4th IISC.

This volume contains some of the papers of the 4th IISC of which the scientific committee had a complete copy before they were presented; the remaining papers will be published after the conference in separate volumes.

The scientific committee wishes to express its appreciation and gratitude to all the authors and to those whose sincere efforts contribute to the richness of the 4th IISC.

The Committee also wishes to extend its special gratitude to Mr. Parssi whose artistic touch to the cover design has added a great deal to the value of the present volume.

Last but certainly not the least, our extended thanks to Mr. Mohammad Hasan taghi, Mr. Ali Akbar Bromideh for preparing the camera ready copy of this Volume.

*Scientific Committee of 4th IISC*



Proceeding of

**4<sup>th</sup> Iranian International Statistics  
Conference**

Volume 2

***Biostatistics***

23 - 25 August 1998

*Shahid Beheshti University*

*Tehran - Iran*