مجله علوم دانشگاه تهران
جلد بیست و ششم (۱۳۷۹) شماره ۲ (۲۰۰-۱۸۷)

تجزیه و تحلیل آماری نرخ باروری و عوامل مؤثر بر آن در شهر اهواز با استفاده از مدلهای لجستیک

عبدالرحمن راسخ
گروه آمار دانشگاه شهید چمران اهواز، ایران
فرهنگ ارشاد
گروه علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز، ایران
امراله جعفری
دانشگاه پیام نور
(دریافت: ۷۸/۲/۵ ؛ پذیرش:۷۹/۸/۱۱)

چکیده

مطالعهٔ نرخ باروری و تعیین عوامل مؤثر برآن از جمله مسائل مهم و اساسی در مباحث جمعیت شناسی می‌باشد. روشهای مختلفی بدین منظور پیشنهاد گردیده است که از آن میان روش تحلیل تاریخ رویداد در سالهای اخیر بیشتر مورد توجه قرار گرفته است. در این مقاله داده‌های گردآوری شده از شهر اهواز را با استفاده از این روش مورد بررسی قرار می‌دهیم. در این روش اطلاعات مربوط به باروری زنان را از ابتدای ازدواج تا زمان نمونه گیری بصورت سالانه و در قالب مناسب جهت مدلهای رگرسیونی لجستیک تنظیم و مورد تجزیه و تحلیل می‌دهیم.

واژه‌های کلیدی: *تحلیل تاریخ رویداد، فاصلهٔ متوسط بین موالید، تعداد تولدهای زنده از آغاز باروری تا یک سن معین، دوره، نرخ باروری در سن معین.*

مقدمه

کنترل جمعیت از برنامه‌های مهم دولت در سالهای اخیر بوده است. از جمله راههای جلوگیری از افزایش بحرانی جمعیت و کنترل آن، می‌توان تنظیم عوامل مؤثر بر باروری را نام برد که به عنوان یک جزء اساسی در تحولات جمعیتی مورد توجه می‌باشد. در این میان عوامل اقتصادی، اجتماعی، محیطی، جمعیتی و زیست شناسی از اهمیت خاصی برخوردار می‌باشند (پورانصاری و انصاری، ۱۳۶۸ ,Verma, 1980).

روشهای کمی مختلفی برای بررسی مسئلهٔ باروری و تعیین عوامل مؤثر بر آن مورد استفاده قرار گرفته است. این روشها در گذشته شامل استفاده از روشهای سادهٔ آماری از قبیل جداول و نمودارهای توصیفی بوده است (مرکز آمار ایران، ۱۳۵۶). اما در حال حاضر روشهایی چون تحلیل تاریخ رویداد برای تعیین عوامل مؤثر بر نرخ باروری جهت کنترل افزایش جمعیت مورد توجه قرار گرفته است(Allison, 1984). ابزار علمی و نظری مورد استفاده در این روش عمدتاً مدلهای رگرسیونی لجستیک می باشند. بکارگیری این روش علیرغم گستردگی آن راه نوینی در جهت پیشبرد شناخت عوامل جمعیتی گشوده است.

شهر اهواز به عنوان یکی از شهرهای مهم و پرجمعیت کشور در دو دههٔ اخیر به دلایل مختلفی از جمله مسائل مربوط به مهاجرتهای ناشی از جنگ تحمیلی و نیز مهاجرتهای روستائیان به این شهر، با افزایش جمعیت روبرو گردیده است و مشکلات ناشی از آن به تدریج بروز می‌نماید. لذا در این مقاله به مطالعهٔ باروری جمعیت در این شهر و شناسایی عوامل مؤثر بر آن با استفاده از روش تحلیل تاریخ رویداد خواهیم پرداخت.

در بخش اول این مقاله روش تحلیل تاریخ رویداد و مدل سازی آنرا به اختصار مورد بحث و بررسی قرار میدهیم. در بخش دوم نحوهٔ گردآوری داده ها در شهر اهواز و آماده‌سازی آنها را ارائه می‌نماییم. در بخش سوم تحلیل داده‌ها و تفسیر آنها را در قالب کمیت‌های استاندارد موجود در مباحث جمعیت شناسی را شرح داده و در بخش چهارم به نتیجه گیری نهایی خواهیم پرداخت.

۱- روش تحلیل تاریخ رویداد و مدل سازی آن در باروری

روش تحلیل تاریخ رویداد برای اولین بار توسط کاکس (Cox, 1972) معرفی گردید و پایه های نظری این روش در سالهای بعد به سرعت توسعه یافت (Carrol, 1983; Allison, 1984; Tuma & Hannan, 1984; Petersen, 1991; Yamaguchi, 1991). وی ابتدا تحلیل تاریخ رویداد را بصورت ترکیبی از رگرسیون و جداول عمر (Life tables)، برای

رویدادهای غیرقابل تکرار مانند زاد و ولد و مرگ و میر معرفی نمود. در این روش نرخ خطر (Hazard rate) یعنی احتمال آنی از یک رویداد بعنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است. در مواردی نیز این روش برای داده‌های گسسته بکار برده می‌شود. در این صورت برای مثال فقط هرسال شمسی و وقوع و عدم وقوع رویداد خاص در یک سال مورد نظر خواهد بود. در موضوع مورد نظر این مقاله اطلاعات مربوط به باروری هر زن در هر سال (از زمان ازداواج تا زمان بررسی) به صورتی مجزا در نظر گرفته شده است. آنگاه میزان نرخ خطر و اثرات متغیرهای مستقل بوسیله مدل رگرسیون لجستیک زیر مطالعه می‌شود (Breiman & Fridman, 1985).

$$Logit(\pi_{ity}) = \log(\frac{\pi_{1ty}}{1-\pi_{ity}}) = \beta_0 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \chi_{jity} \qquad (۱)$$

در این مدل π_{ity} احتمال وقوع رویداد تولد برای i امین زن در t امین فاصلهٔ متوسط بین موالید و در دورهٔ (سال تقویمی) y میباشد. همچنین x_{jity}، j امین متغیر مستقل برای i امین زن در t امین فاصلهٔ متوسط بین موالید و در دورهٔ y می‌باشد. $\beta_0, \beta_1, \ldots, \beta_p$ ضرایب رگرسیونی نامعلوم هستند. مقادیر نسبت داده شده به t ایمن فاصلهٔ بین موالید بدین صورت می باشند که اگر در دورهٔ y زن i ام تولدی را داشته است کد صفر و در صورتی که آخرین تولد او دورهٔ قبل بوده است کد ۱ و اگر دو دورهٔ قبل بوده است کد ۲ را نسبت می‌دهیم و بهمین ترتیب الی آخر.

متغیرهای مستقل در مدل مذکور شامل توابعی از سن، فاصلهٔ متوسط بین موالید، تعداد تولدهای قبلی برای هر زن، دوره و مشخصات فردی برای زوجین مانند میزان تحصیلات و نیز سن زن در زمان اولین ازدواج می‌باشند. برای برآورد پارامترهای مدل از روش حداکثر درستنمائی استفاده شده است (Hosmer. & Lemeshow, 1980).

۲- گردآوری و آماده سازی داده‌ها

از آنجا که یکی از راههای جمع‌آوری داده‌های مورد نیاز استفاده از روش پرسشنامه‌ای می‌باشد. پرسشنامه‌ای حاوی ۲۰ سؤال تهیه نموده و با استفاده از روش نمونه‌گیری چند مرحله‌ای نمونه‌ای شامل ۳۰۰ نفر از زنان متأهل در فاصلهٔ سنی ۱۵ تا ۴۹ سال، ساکن در شهر اهواز را ر نیمهٔ اول مهر ماه سال ۱۳۷۷ انتخاب و با هر یک از آنها مصاحبهٔ حضوری صورت پذیرفت. از آن میان تعداد ۲۸۱ نفر بطور کامل به سؤالات مورد نظر پاسخ دادند. سؤالات مورد استفاده در این پرسشنامه شامل تاریخچهٔ باروری هر یک از زنان از ابتدای ازدواج تا زمان مصاحبه، فاصلهٔ متوسط بین موالید، تعداد تولدهای قبلی برای هر زن (پاریتی)، دوره و نیز اطلاعات فردی

زوجین مانند سن در زمان ازدواج و در حال حاضر، میزان تحصیلات و شرکت در برنامهٔ تنظیم خانواده می‌باشند.

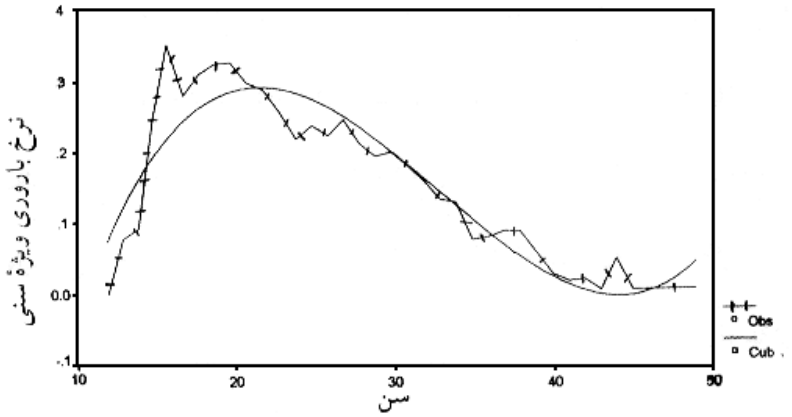
داده‌های جمع‌آوری شده از طریق پرسشنامه بطور کلی خام می‌باشند و می‌بایست طی مراحلی پردازش و در قالب مناسب جهت استفاده در روش تحلیل تاریخ رویداد تنظیم گردند. لذا اطلاعات موجود در مورد تاریخچهٔ ازدواج هر یک از زنان در هر سال مشخص بعنوان متغیر وابستهٔ دو مقداری در نظر گرفته شده و مقادیر صفر یا یک را برای عدم وقوع یا وقوع تولد در آن سال به آن نسبت می‌دهیم. متغیرهای مستقل مورد نیاز با استفاده اط اطلاعات پرسشنامه استخراج و براساس هر سال از طول دورهٔ ازدواج تنظیم گردیده‌اند. از آنجا که برخی از داده‌های جمع‌آوری شده کیفی می‌باشند بنابر این لازم است در جهت کمی کردن آنها بصورتی مناسب کدگذاری شوند تا امکان استفاده از آنها در مدل رگرسیون لجستیک میسر گردد. نحوهٔ کدگذاری این متغیرها و تعیین نوع رابطهٔ تابعی بین آنها و متغیر وابسته به شرح ذیل می‌باشد. لازم به ذکر است که با انجام عمل آماده‌سازی اطلاعات جمع‌آوری شده در قالب تحلیل تاریخ رویداد، تعداد ۲۸۱ ردیف اطلاعات مربوط به زنان مصاحبه شوندهٔ به تعداد ۴۵۵۷ ردیف داده افزایش یافته است.

۱-۲ سن

بین باروری و سن رابطه‌ای مشخص وجود دارد. این رابطه با افزایشی سریع آغاز و با کاهشی تدریجی خاتمه می‌یابد. لذا این امر وجود یک مدل پارامتری را بین سن و باروری ایجاب می‌نماید. بدین منظور برای هر سال در فاصلهٔ ۱۵ تا ۴۹ سالگی مجموع زاد و ولدهای زنان در آن سن را بر تعداد کل زنان موجود در آن سن تقسیم و متوسط نرخ باروری در سن معین را بدست آورده و با بکارگیی روش رگرسیونی، رابطهٔ مناسب بین سن و متوسط نرخ باروری ویژه را تعیین می‌کنیم. مدل برازش شده برای داده‌های شهر اهواز بصورت:

$$Fertility = -1.0776 + 0.1503(Age) - 0.0052(Age)^2 + 0.000052(Age)^3$$

و با ضریب تعیین ۰/۸۸۵ میباشد. شکل ۱ متوسط نرخ باروری ویژه را در مقابل سن و منحنی برازش شده براساس رابطهٔ فوق را نشان می‌دهد. این شکل بوضوح مناسب بودن مدل برازش شده برای داده‌های شهر اهواز را تأیید مینماید. از آنجا که مدل (۱) مدلی از احتمالات در مقیاس لجیت است لذا لجیت سمت راست رابطهٔ فوق را بعنوان متغیر سن در نظر می‌گیریم.



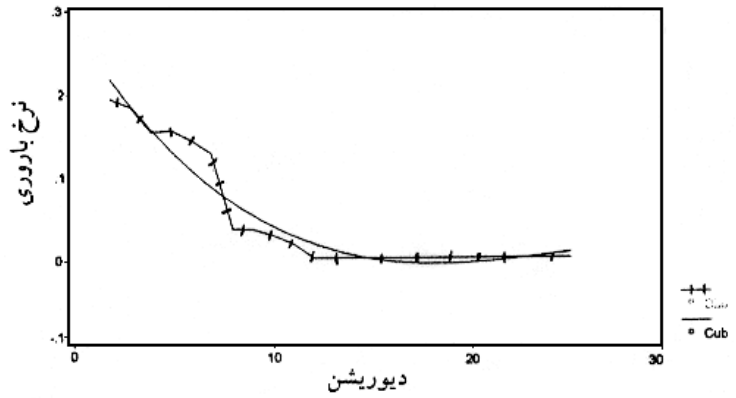
شکل ۱ - رابطهٔ بین سن و نرخ باروری در سن معین.

۲-۲- فاصله متوسط بین موالید

با توجه به اینکه فاصلهٔ متوسط بین موالید از پاریتی دوم به بالا معنا پیدا می‌نماید، لذا کدگذاری این متغیر را از پاریتی دوم انجام می‌دهیم. برای این منظور متوسط نرخ باروری در سن معین براساس فاصلهٔ متوسط بین موالید را از تقسیم نمودن تعداد زاد و ولدها در هر فاصله بر تعداد زنان در آن فاصله بدست می‌آوریم. شکل ۲ این مقادیر را در مقابل فاصلهٔ متوسط بین موالید برای پاریتی دوم به بالا نشان می‌دهد. علاوه بر آن مدل رگرسیونی برازش شده عبارت است از :

$$Fertility = \begin{cases} 0 & \text{if } t = 0, 1 \\ 0.29 - 0.045t + 0.007\, t^2 - 0.00002\, t^3 & \text{if } t = 2, 3, \ldots \end{cases}$$

نمایش این منحنی در شکل ۲ نیز نشان دهندهٔ مناسب بودن مدل برازش شده می‌باشد.



شکل ۲ - رابطهٔ بین فاصلهٔ متوسط بین موالید و نرخ باروری.

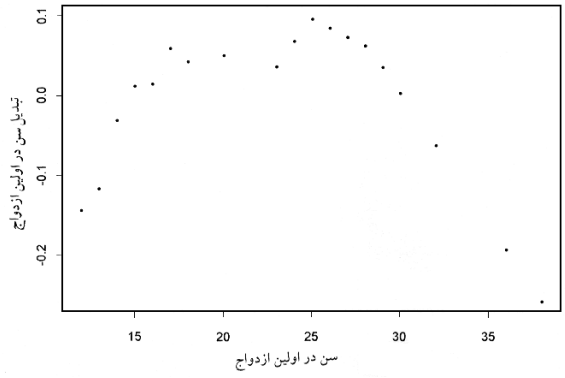
۳-۲- سن در اولین ازدواج

متغیر سن در اولین ازدواج در مقیاس فاصله‌ای اندازه‌گیری می‌شود اما اثر آن می‌تواند کاملاً غیرخطی باشد. به منظور کدگذاری این متغیر می‌توان از متغیرهای موهومی (Dummy variables) استفاده نمود، اما این کار در عمل چندان مناسب و معقول نمی‌باشد. لذا با استفاده از روش ACE (Alternating conditional expectation) (Breiman&Fridman, 1985) نوعی تبدیل را که از جنبهٔ تئوری دارای معنی و از جنبهٔ عملی با داده‌ها سازگار است، پیدا نموده‌ایم. در این روش تبدیلی از این متغیر را بدست آورده و آن را در مقابل سن در اولین ازدواج در شکل ۳ رسم نموده‌ایم. این شکل نشان دهندهٔ غیر خطی بودن تأثیر زن در نخستین ازدواج می‌باشد. بنابر این برای بدست آوردن تبدیلی از این متغیر که تا حد ممکن این اثر را خطی کند، آن را به دو متغیر تبدیل می‌کنیم که این دو متغیر بصورت:

(سن در اولین ازدواج-۲۲) = سن زود هنگام

(۲۲- سن در اولین ازدواج) = سن دیر هنگام

میباشند. در صورتی که مقدار داخل پرانتز مثبت باشد خود متغیر را انتخاب و در غیر این صورت مقدار صفر را انتخاب می‌نماییم. لازم به ذکر است که انتخاب ۲۲ در دو متغیر فوق براساس شکل۳ تعیین شده است البته تا حدودی این سن بالا می‌باشد ولی با توجه به اینکه داده‌ها از میان زنان شهری انتخاب شده‌اند تا اندازه‌ای معقول بنظ میرسد.



شکل۳ - رابطهٔ بین سن در اولین ازدواج و تبدیل آن با استفاده از روش ACE.

۴-۲ سایر متغیرها

متغیر میزان تحصیلات زوجین در شش دستهٔ بی‌سواد، کم سواد، ابتدایی، راهنمائی، متوسطه و دانشگاهی کدگذاری شده است. همچنین مشاغل آنها نیز در شش گروه خانه‌دار(غیر شاغل برای زنها)، کارمند اداری اعم از خصوصی و دولتی، کارمند مشاغل علمی، فروشنده و شاغل در بازرگانی، کارگر مشاغل تولیدی کدگذاری شده‌اند. البته برای مردان کد هفتم تحت عنوان رانندگی نیز در نظر گرفته شده است.

کدگذاری متغیر "شرکت در برنامهٔ تنظیم خانواده" با دو گزینهٔ ۱ برای جواب آری و ۲ برای جواب خیر صورت پذیرفته است. با توجه به اینکه تاریخچهٔ ازدواج هر یک از زنان از اولین سال ازدواج تا زمان انجام نمونه‌گیری مورد مطالعهٔ این طرح می‌باشد لذا هر سال از مدت ازدواج برحسب تاریخ هجری شمسی بعنوان متغیر دوره منظور گردیده است.

متغیر مقطعی شامل مقاطع سنی در دورهٔ ازدواج می‌باشد. لذا ابتدا زنان ۴۹-۱۵ ساله را به شش گروه ۱۹-۱۵ ، ۲۴-۲۰ ، ... ۴۹-۴۵ تقسیم نموده آنگاه به هر گروه یک کد نسبت میدهیم.

۳- تحلیل داده ها

۳-۱ برازش مدل

پس از آماده سازی متغیرها و تعیین نوع رابطهٔ بین هر یک از آنها و متغیر وابسته با توجه به اینکه تجزیه و تحلیل مقدماتی نشان داده شده است که برخی از مشخصات فردی در پاریتی‌های مختلف دارای اثرات متفاوت می‌باشند، بنابراین مدل (۱) برای پاریتی‌های صفر، یک و دو به بالا بطور مجزا برازش داده شده است. برای مقایسهٔ مدلها و یافتن بهترین مدل در هر پاریتی، از آمارهٔ **BIC** (Baysian information criterion) استفاده نموده‌ایم (Raftery, 1986a, b):

$$\mathbf{BIC} = -\chi^2 + p(log(n)) \qquad (۲)$$

در این رابطه χ^2 ، آمارهٔ آزمون نسبت درستنائی برای مقایسهٔ مدل بدون متغیر مستقل با مدل موردنظر، p تعداد متغییرهای مستقل و n اندازه نمونه می‌باشد. با این تعریف مقدار **BIC** کوچکتر نشان دهندهٔ مدل بهتر خواهد بود. برای توضیح بیشتر در مورد آمارهٔ **BIC** به (Raftery, 1993a, b; Kass & Raftery, 1993). مراجعه شود.

الف- پاریتی صفر

پاریتی صفر شامل تعداد تولدها تا مرحلهٔ قبل از اولین تولد می‌باشد که برابر صفر است، لذا پس از جداسازی داده‌های مربوط به این پاریتی، مدلهای لجستیک متفاوتی را بردازش نموده و آنگاه بهترین مدل را براساس معیار **BIC** انتخاب کرده‌ایم. جدول (۱) نتایج مربوط به بهترین مدل (**BIC** = -۵۶۰/۹۸۹) را نشان میدهد.

این مدل شامل متغیرهای مستقل سن، سن زود هنگام، سن دیر هنگام و دوره‌های (۵۶-۶۰، ۶۱-۶۵، ۶۶-۷۰، ۷۱-۷۵) می‌باشد. با توجه به جدول ۱ ضرایب کلیهٔ متغیرهای مستقل موجود در این مدل بجز مقدار ثابت معنی‌دار می‌باشند($p<$ ۰/۰۱).

جدول ۱ - برآورد ضرایب رگرسیون، خطای استاندارد، آماره والد و مقدار p در مدل نهایی برای پاریتی صفر.

متغیر	برآورد پارامترها	خطای استاندارد	آماره والد	p- value
سن	۲/۵۵	۰/۸۳	۹/۴۴	۰/۰۰۲
سن زود هنگام	۰/۱۰	۰/۰۴	۸/۳۳	۰/۰۰۳
سن دیر هنگام	۰/۱۷	۰/۰۶	۸/۲۰	۰/۰۰۴
۵۶ – ۶۰	۰/۵۹	۰/۲۳	۶/۵۲	۰/۰۱
۶۱ – ۶۵	۰/۸۷	۰/۲۴	۱۳/۷۹	۰/۰۰۰۲
۶۶ – ۷۰	۰/۹۵	۰/۲۵	۱۴/۵۱	۰/۰۰۰۱
۷۱ – ۷۵	۰/۸۲	۰/۲۷	۹/۲۷	۰/۰۰۲
مقدار ثابت	-۰/۵۷	۰/۲۹	۲/۱۶	۰/۱۴۱

ب- پاریتی یک

این پاریتی شامل تعداد تولدها از زمان ازدواج تا قبل از دومین تولد می‌باشد. لذا در این مرحله فقط به داده‌هایی که در این پاریتی قرار دارند مدل برازش شده است. جدول ۲ نتایج مربوط به بهترین مدل (**BIC** = -۸۵۶/۰۷) را نشان میدهد. این مدل شامل متغیرهای مستقل فاصلهٔ متوسط بین موالید ۱، میزان تحصیلات زنان و دوره‌های (۷۵ – ۷۱ و ۷۷ – ۷۶) می‌باشد و کلیهٔ ضرایب رگرسیونی بجز مقدار ثابت معنی‌دار هستند (p< ۰/۰۱).

جدول ۲ - برآورد ضرایب رگرسیون، خطای استاندارد، آماره والد و مقدار *p* در مدل نهایی برای پاریتی یک.

متغیر	برآورد پارامترها	خطای استاندارد	آماره والد	*p*- value
فاصلهٔ متوسط بین موالید ۱	-۰/۷۲	۰/۱۸	۱۵/۱۴	۰/۰۰۰۱
تحصیلات زنان	-۰/۱۸	۰/۰۶	۷/۲۴	۰/۰۰۷۱
۷۵- ۷۱	-۰/۹۵	۰/۲۳	۱۷/۳۶	۰/۰۰۰۰
۷۷ – ۷۶	-۱/۵۱	۰/۳۵	۱۸/۲۷	۰/۰۰۰۰
مقدار ثابت	۰/۳۹	۰/۳۱	۱/۶۱	۰/۲۰۴۰

پ- پاریتی دو به بالا

این پاریتی تعداد تولدها از زمان ازدواج تا قبل از سومین، چهارمین و ... تولد را شامل می‌شود. لذا در این مرحله نیز همچون پاریتهای قبل تنها به داده‌هایی که در این پاریتی قرار دارند مدل برازش شده است. جدول ۳ نتایج مربوط به بهترین مدل (**BIC** = -۱۷۹۵/۳۷) را نشان میدهد. این مدل شامل متغیرهای مستقل فاصلهٔ متوسط بین موالید ۱، میزان تحصیلات زنان و دوره‌های (۴۵ – ۴۹، ۵۰ – ۵۵، ۶۰ – ۶۵ و ۶۶ – ۷۰) می‌باشد و کلیهٔ ضرایب رگرسیونی موجود در این مدل معنی‌دار هستند (p< ۰/۰۱).

جدول ۳ - برآورد ضرایب رگرسیون، خطای استاندارد، آماره والد و مقدار *p* در مدل نهایی برای پاریتی دو به بالا.

متغیر	برآورد پارامترها	خطای استاندارد	آماره والد	*p*- value
سن	۱/۰۶	۰/۲۱	۲۵/۱۴	۰/۰۰۰۰
فاصلهٔ متوسط بین موالید۱	-۱/۵۱	۰/۱۹	۶۴/۰۴	۰/۰۰۰۰
تحصیلات زنان	-۰/۱۴	۰/۰۴	۸/۹۵	۰/۰۰۲
۴۹- ۴۵	۲/۱۶	۰/۵۷	۱۴/۲۲	۰/۰۰۵
۵۵ – ۵۰	۰/۸۵	۰/۳۱	۷/۶۳	۰/۰۰۰۰
۶۰- ۵۶	۱/۱۱	۰/۲۳	۲۳/۴۱	۰/۰۰۰۰
۶۵ – ۶۱	۱/۳۷	۰/۱۷	۶۰/۴۸	۰/۰۰۰۰
۷۰- ۶۶	۰/۹۸	۰/۱۷	۳۴/۶۶	۰/۰۰۰۰
مقدار ثابت	-۰/۹۹	۰/۲۸	۸۷/۱۱	۰/۰۰۰۰

۲-۳ تفسیر پارامترها در قالب کمیتهای جمعیت شناسی

پارامترهای مدلهای برازش شده در روش تحلیل تاریخ رویداد می‌بایست به کمیت‌های استاندارد موجود در جمعیت‌شناسی از جمله نرخ باروری سن معین (*ASFR*) و نرخ کل باروری (*TFR,* total fertility rate) تبدیل گردند تا بتوان نتایج حاصل را در قالب این کمیتها تفسیر نمود. بدین منظور روشی به شرح ذیل پیشنهاد گردیده است (Raftery, et al, 1995).

فرض کنیم $\bar{\pi}$ متوسط π_{ity} تعریف شده در رابطه (۱) باشد. در این صورت داریم:

$$\bar{l} = \log it(\bar{\pi})$$

همچنین فرض کنیم $\bar{f}$ نرخ باروری متناظر با $\bar{\pi}$ باشد، آنگاه :

$$\bar{\pi} = \frac{\bar{f}}{1+\bar{f}}$$

که در آن $\bar{f} = \exp(\bar{l})$. برای مثال(Raftery, et al, 1995) تقریبی از نرخ کل باروری را برای پاریتی‌های دو به بالا بصورت زیر بیان می‌نماید

$$TER=2+ A\ exp(\bar{l}) \qquad (۳)$$

در این رابطه $A=(C-B-1)$ که در آن B متوسط سن زنان در دومین زایمان و C حداکثر سن زن در این پاریتی می‌باشد (Raftery, et al, 1995). نرخ باروری ویژهٔ سنی برای این پاریتی نیز از رابطهٔ تقریبی زیر بدست می‌آید:

$$ASFR \approx \begin{cases} \bar{f} & \text{if } D \le age \le C \\ O & \text{if not} \end{cases} \qquad (۴)$$

در رابطهٔ (۴) نرخ باروری ویژهٔ سنی بطور تقریب برابر است با نرخ ثابت باروری که از سن $B+1$ شروع و در سن C پایان می‌یابد و حداقل سن برابر D $(D \le B)$ می‌باشد. با استفاده از روابط (۳) و (۴) می‌توان تأثیر هر یک از متغیرهای مستقل را بر روی نرخ کل باروری و نرخ باروری سن معین مشخص نمود. نرخ کل باروری و نرخ باروری ویژهٔ سنی در شهر اهواز برای پاریتی‌های مختلف عبارتند از:

الف) پاریتی صفر

نرخ کل باروری برای این پاریتی از رابطهٔ $TER= A\bar{f}$ بدست می‌آید و نرخ باروری ویژهٔ سنی نیز تقریباً برابر $\bar{f}$ می‌باشد. از آنجا که ۲۰/۴۹=۱-۲۱/۵۱-۴۳= A و ۰/۳۰= $\bar{\pi}$ برآورد شده

است بنابر این نرخ کل باروری ۸/۸۱ و نرخ باروری ویژهٔ سنی ۰/۴۳ خواهند بود. و این بدین معنی است که بطور متوسط تعداد زایمانها در دورهٔ باروری یک زن در این پاریتی تقریباً ۹ و احتمال زایمان هر زن در گروه سنی مربوط به این پاریتی ۰/۴۳ می‌باشد.

ب) پاریتی یک

نرخ کل باروری در پاریتی یک از رابطهٔ:

$$TER=1+Ae^{\bar{l}}=1+A\,\bar{f}$$

بدست می آید. در این پاریتی ۶۶/۱۶=۱-۲۴/۳۴-۴۲ = A, ۰/۲۸= $\bar{\pi}$ و ۰/۳۸= $\bar{f}$ برآورد شده است. در نتیجه نخ کل باروری و نرخ باروری ویژه سنی به ترتیب ۷/۳۳ و ۰/۳۸ خواهند بود. لذا بدین معنی است که متوسط تعداد تولد زنده در دورهٔ باروری یک زن در این پاریتی تقریباً برابر ۷ و احتمال زایمان برای هر زن در این پاریتی ۰/۳۸ می‌باشد.

پ) پاریتی دو به بالا

نرخ کل باروری و نرخ باروری سن معین برای این پاریتی هم بترتیب ۴/۵۹ و ۰/۱۶ برآورد شده است. یعنی متوسط تعداد تولدهای زنده که یک زن می‌تواند داشته باشد تقریباً ۵ و احتمال زایمان برای هر زن در این گروه ۰/۱۶ می‌باشد.

۳-۳ میانگین اثرات برروی نرخ کل باروری

میانگین اثر هر یک از متغیرهای مستقل بر روی نرخ کل باروری ($TFRE$) برابر

$$TFRE=A\beta e^{\bar{l}}$$

است که از مشتق TFR نسبت به ضریب رگرسیونی مدل (۱) حاصل می‌شود. در این رابطه β برآورد ضریب رگرسیونی هر یک از متغیرهای مستقل موجود در بهترین مدل برازش شده در هر پاریتی می‌باشد جداول (۴)، (۵) و (۶) میانگین اثرات متغیرهای مستقل در مدل نهایی برای هر پاریتی را بر روی نرخ کل باروری نشان میدهند. برای مثال در پاریتی صفر تأثیر سن زود هنگام بر روی نرخ کل باروری برابر ۰/۹ می‌باشد. یعنی به میزان حداکثر یک فرزند افزایش می‌باشد. تأثیر تحصیلات زنان بر روی نرخ کل باروری در پاریتی یک برابر ۱/۱۴- می‌باشد و بدین معنی است که تحصیلات زنان باعث ۱/۱۴ درصد کاهش در نرخ کل باروری می‌شود اما تأثیر همین متغیر در پاریتی دو به بالا فقط باعث ۰/۳۶ کاهش در نرخ کل باروری می‌گردد.

جدول ۴ - میانگین اثر هر یک از متغیرهای مستقل بر روی نرخ کل باروری در پاریتی صفر.

	سن	سن زود هنگام	سن دیرهنگام	۵۶-۶۰	۶۱-۶۵	۶۶-۷۰	۷۱-۷۵
TFRE	۲۲/۴۶	۰/۹۰	۱/۵۰	۵/۲۰	۷/۶۶	۸/۳۷	۷/۲۲

جدول ۵ - میانگین اثر هر یک از متغیرهای مستقل بر روی نرخ کل باروری در پاریتی یک.

	فاصله متوسط بین موالید ۱	تحصیلات زنان	۷۱-۷۵	۷۶-۷۷
TFRE	-۴/۵۶	-۱/۱۴	-۶/۰۱	-۹/۵۲

جدول ۶ - میانگین اثر هر یک از متغیرهای مستقل بر روی نرخ کل باروری در پاریتی دوم به بالا.

	سن	فاصله متوسط بین موالید۱	تحصیلات زنان	۴۵-۴۹	۵۰-۵۵	۵۶-۶۰	۶۱-۶۵	۶۶-۷۰
TFRE	۲/۷۵	-۳/۸۵	-۰/۳۶	۵/۵۰	۲/۱۶	۲/۸۳	۳/۴۹	۲/۵۰

۴- نتیجه گیری

تجزیه و تحلیل داده‌های باروری در شهر اهواز نتایج مهمی را در ارتباط با نرخ باروری در این شهر آشکار می‌نماید. برآورد پارامترهای متغیر دوره در جداول (۱)، (۲) و (۳) کاهشی تدریجی را نشان می‌دهند. بدین معنی که دوه‌های مربوط به سالهای اخیر اثرات کمتری را بر احتمال باروری و در نتیجه نرخ باروری دارد. نگاهی بر نتایج موجود در جدول (۲) حاکی از کاهش تأثیر دوره در نیمهٔ اول دههٔ پنجاه و افزایش آن در فاصلهٔ سالهای ۵۶ تا ۶۵ و سرانجام کاهش مجدد از سال ۶۶ به بعد می‌باشد. باتوجه به معنی‌دار شدن متغیر دوره در تمام پاریتی‌ها و در همان حال معنی‌دار نشدن متغیر مقطعی در هیچ یک از پاریتی‌ها می‌توان نتیجه گرفت که کاهش حاصل در نرخ باروری از نوع مقطعی نمی‌باشد.

از دیگر عوامل مؤثر بر نرخ باروری می‌توان به میزان تحصیلات زنان اشاره نمود. تجزیه و تحلیل انجام شده نشان داد که افزایش میزان تحصیلات زنان تأثیر کاهشی بر نرخ باروری دارد. این تأثیر بخصوص در پاریتی‌های اول و دوم به بالا بطور معنی‌دار ظاهر می‌گردد (معنی‌دار نشدن این متغیر در پاریتی صفریعنی قبل از اولین تولد منطقی است۹. باید اشاره نمود که میزان تحصیلات مردان دارای اثری معنی‌دار بر روی نرخ باروری نبوده است و تنها برای پاریتی دوم به بالا اثر این عامل بصورتی ضعیف معنی‌دار می‌باشد و بهمین دلیل گزارش نگردیده است. بنابر این می‌توان نتیجه گرفت که آگاهی زنان نقش تعیین کننده‌ای در کاهش نرخ باروری داشته است.

از جمله دیگر عوامل مؤثر برنرخ باروری می‌توان به متغیر فاصلهٔ بین موالید اشاره نمود. تجزیه و تحلیل داده‌ها نشان داد که فاصلهٔ بین موالید در پاریتی‌های اول و دوم به بالا معنی‌دار و دارای اثر کاهشی بر نرخ باروری می‌باشد. این تأثیر در پاریتی دوم به بالا بیش از پاریتی اول می‌باشد.

از دیگر نتایج حاصل می‌توان به معنی‌دار نبودن اثر متغیر شرکت در برنامهٔ تنظیم خانواده اشاره نمود که احتمالاً علت این امر ناشی از عوامل فرهنگی و اجتماعی گوناگونی است که می‌بایست در تحقیقی جداگانه مورد بررسی بیشتر قرار گیرد.

References

Allison, P., (1984) *Event history analysis*, Beverly Hills: Sage.

Breiman, L., and Fridman, J.H., (1985) *Estimating optimal transformations for multiple regression and correlation (with discussion)*, Journal of the American Statisical Association, **80**,580-619.

Carrol, G., (1983) *Dynamic models of discrete dependent variables: A didactic essay,* Quality and Quality, **17**,425-460.

Cox, D. R.(1972) *Regression modles and life tables* (with discussion), Journal of the Royal Statistical Society, B**, 34**,187-209.

Hosmer, D.W., and Lemeshow, S.,(1980) *Applied Logistic Regression,* New York: John Wiely.

Kass, R.E., & Raftery, A.E., (1993) *Bayes factoers and model uncertainty*, Technical Report no. 254, Department of Statistics, University of Washington.

Petersen, T., (1991) *The Statistical analysis of event histories*, Sociological Methods and Research, **19**,270-323.

Raftery, A.E.,(1983a) *Bayesian model selection for structural equation models*, In K. A. Bollen and J.S. Long(eds.) Model selection in structural equation models, Beverly hill: Sage.

Raftery, A.E.,(1983b) *Approximate Bayes factors and accounting for model uncertainty in generalised linear models*, Technical Report no. 255, Department of Statistics, University of washington.

Raftery, A. E.,(1986a) *A note on Bayes factors for log linear contingency table models with vagua prior information*, Journal of the Royal Statistical Society, B, **48**,249-250.

Raftery, A.E.,(1986b) *Choosing models for cross-classification*, American Sociological Review, **51**,145-146.

Raftery, A., E.Lewis, S.M., Aghajanian, A.,(1995) *Demand or Ideation? Evidence from the Iranian Marital Fertility Decline*, Demography, **32**(2) 159-181.

Technical Bulletin no. 4, Voorburg, Netherland: International Statistical Institute.

Tuma, N.B., & Hannan, M.T., (1984) *Social Dynamics*, Orlando, Fla: Academic Press.

Verma, V.K., (1980) *Basic fertility measures from retrospective birth histories.* **WFS**, Technical Bulletin no. **4**, Voorburg, Netherland: International Statistical Institute.

Yamaguchi, K., (1991), Event History Analysis, Newbury Park, Calif.: Sage.

تیلور و هاواردکینگ، باروری و جمعیت، ترجمهٔ زهرا پور انصاری و علی انصاری، ۱۳۶۸

مرکز آمار ایران، نتایج آمارگیری بررسی باروری زنان ایران، ۱۳۵۶.