

عوامل مؤثر بر تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده زنان ۱۵-۴۹ ساله استان سمنان با استفاده از رگرسیون پواسن

مهسا سعادت^۱

مقاله پژوهشی

چکیده

مقدمه: در مطالعات جمعیتی مقوله باروری جایگاه ویژه‌ای دارد. باروری یکی از رویدادهای طبیعی جمعیت و از عناصر مهم رشد آن می‌باشد. در تبیین عوامل مؤثر بر باروری عوامل متعدد اقتصادی، سیاسی و فرهنگی نقش دارند که محققان جمعیت‌شناسی در حوزه باروری به هر یک از این ابعاد، از جهات مختلف پرداخته‌اند. هدف از مطالعه حاضر بررسی عوامل مؤثر روی تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده، به عنوان یکی از شاخص‌های تعیین‌کننده باروری، با استفاده از رگرسیون پواسن است.

روش‌ها: ۴۰۵ زن ۱۵-۴۹ ساله حداقل یک بار ازدواج کرده استان سمنان در سال ۱۳۹۱ با روش نمونه‌گیری طبقه‌بندی تصادفی انتخاب و با استفاده از پرسش‌نامه ساختار یافته بررسی شدند. به منظور مدلسازی تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده بر روی محل تولد، سطح تحصیلی، وضعیت شغلی و نوع ازدواج زنان از مدل رگرسیون پواسن و به منظور برازش مدل از نرم‌افزار SPSS 17 استفاده شد.

یافته‌ها: از میان چهار متغیر پیش‌بین محل تولد، سطح تحصیلی، وضعیت شغلی و نوع ازدواج، تنها دو متغیر محل تولد و وضعیت تحصیلی بر روی تعداد فرزندان به دنیا آمده تأثیر معنی‌دار داشتند ($p\text{-value} < 0/001$). زنان متولد روستا و با تحصیلات زیردیپلم تعداد فرزندان بیشتری نسبت به زنان متولد شهر و با تحصیلات دیپلم و بالاتر داشتند.

نتیجه‌گیری: از آن‌جا که متغیر تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده، متغیری شمارشی و گسسته است، استفاده از رگرسیون پواسن برای مدلسازی آن، مدلی کارا تر از رگرسیون خطی ارائه می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: باروری، تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده، رگرسیون پواسن

ارجاع: سعادت مهسا. عوامل مؤثر بر تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده زنان ۱۵-۴۹ ساله استان سمنان با استفاده از رگرسیون

پواسن. مجله تحقیقات نظام سلامت ۱۳۹۴؛ ۱۱(۳): ۶۳۷-۶۲۷

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۳/۲۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۷/۱۱

۱. استادیار، مؤسسه مطالعات و مدیریت جامع و تخصصی جمعیت کشور، آمار زیستی تهران، ایران (نویسنده مسؤول)

Email: mahsa.saadati@gmail.com

مقدمه

در مطالعات جمعیت‌شناسی، بررسی سیر تحولات و تغییرات یک جمعیت در طول زمان را با توجه به پدیده‌های باروری، مرگ و میر و مهاجرت تعیین می‌کنند. در این مطالعات، باروری جایگاه ویژه‌ای دارد و نقش آن به عنوان مهم‌ترین پدیده تعیین‌کننده نوسانات جمعیتی سبب شده است که مطالعات مربوط به آن نسبت به سایر پدیده‌های جمعیتی از اهمیت فراوانی برخوردار باشد و بررسی عوامل مختلف اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی مؤثر بر آن، سهم بزرگی از پژوهش‌های اجتماعی را به خود اختصاص دهد (۱). در سرشماری‌های بسیاری از کشورها، از زنان در مورد «تعداد فرزندی که تاکنون به دنیا آورده‌اند» سؤال می‌شود؛ پاسخ به این سؤال، داده‌های مربوط به تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده هر زن را تولید می‌کند که جمعیت‌شناسان اغلب از این داده‌ها برای مدلسازی آماری باروری استفاده می‌کنند. تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده هر زن پیامدهای مهمی بر روی بهداشت عمومی، اقتصاد، آب و هوا و ساختار جمعیت دارد. این تعداد بر روی مرگ و میر نوزادان، کودکان و بزرگسالان، خدمات بهداشت و درمان مادر و کودک، رشد (یا کاهش) اقتصادی، بار تکفل، جمعیت فعال نیروی کار و ساختار سنی جمعیت مؤثر است (۲).

کشور ما در دهه‌های اخیر، تحولات اقتصادی، اجتماعی و جمعیتی بسیاری را تجربه و همزمان با این تحولات، رفتار باروری نیز تغییر یافته است. براساس گزارش دفتر جمعیت سازمان ملل متحد در سال ۲۰۱۱، ایران در میان ۲۰ کشور پر جمعیت دنیا قرار دارد. با این حال، در سه دهه اخیر، نرخ باروری کل (Total Fertility Rate) به شکل قابل توجهی از ۷ تولد برای هر زن در سال ۱۳۵۸ به ۱/۹ تولد در سال ۱۳۸۵ (۳) و ۱/۸ تولد در سال ۱۳۹۰ (۴)، کاهش یافته است. کاهش باروری نه تنها در مناطق شهری، بلکه در مناطق روستایی هم مشاهده می‌شود. هم اکنون ایران کمترین نرخ باروری را در خاورمیانه دارد (۵).

میزان باروری متأثر از عوامل اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی، جمعیت‌شناسی، بیولوژیکی و حتی جغرافیایی است. متون مختلفی به انتقال باروری در ایران و چگونگی تأثیر افزایش سطح تحصیلی، کاهش مرگ و میر کودکان، شهرنشینی، دسترسی گسترده به برنامه‌های پیشگیری از بارداری و اهمیت کیفیت در مقابل کمیت تعداد فرزندان بر روی کاهش تعداد فرزندان پرداخته‌اند (۱۱-۶). با وجود پژوهش‌های گوناگونی که در گوشه و کنار جهان به بررسی عوامل مؤثر روی باروری انجام گرفته است، همچنان بسیاری از این عوامل و یا میزان تأثیرگذاری آن‌ها به‌طور کامل مشخص نیست و این نشان‌دهنده ضرورت انجام مطالعات بیشتر در این زمینه می‌باشد.

الگوهای باروری و تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده به عنوان یکی از شاخص‌های تعیین‌کننده آن، با استفاده از روش‌های مختلفی مدلسازی شده است. Barmby و Cigno الگوهای باروری را با استفاده از یک مدل احتمالی متوالی (Probability Sequential) برآورد نمودند (۱۲). Sobel و Arminger به‌طور همزمان از مدل پروبیت (Probit model) و مدل غیرخطی برای برآورد این الگوها استفاده کردند (۱۳). در سال‌های اخیر از مدل‌های پواسن (Poisson models) برای مدلسازی باروری در خانوار استفاده می‌شود. Caudill و Mixon رگرسیون‌های سانسور شده (Censored Regression) را برای داده‌های باروری معرفی کردند (۱۴).

اکثر تحلیل‌های جمعیت‌شناسی بر روی تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده، از مدل‌های رگرسیون خطی استفاده می‌کنند (۱۵). این روش آماری زمانی مناسب است که میانگین تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده بزرگ باشد، زیرا در این شرایط توزیع متغیر وابسته، تقریباً نرمال می‌شود. اما اگر میانگین فرزندان زنده به دنیا آمده بزرگ نباشد، مانند جوامع با نرخ پایین باروری، آن‌گاه استفاده از رگرسیون خطی برای تحلیل تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده، مناسب نخواهند بود (۱۶).

وضعیت شغلی: اشتغال انجام هر گونه فعالیتی است که پاسخگو به عنوان شغل خود اعلام و بابت آن مزد دریافت می‌کند و یا به نوعی در تولید درآمد خود سهیم است (اعم از اشتغال در منزل و یا خارج از منزل) (۱۸). این متغیر، متغیری اسمی به صورت دو سطحی با دو گزینه شاغل و غیرشاغل سنجیده شده است. غیرشاغلان کلیه زنان خانه‌دار، محصل و مستمری بگیر را در بردارند.

محل تولد: متغیری اسمی با دو سطح شهر و روستا در نظر گرفته شده است.

کوهورت مولید: کوهورت مولید عبارت است از مولید یک گروه از زنان که در دوره یکسانی متولد شده‌اند و زمان فردی مشابهی را در بستر تاریخی یکسانی تجربه کرده‌اند (۱۹). نمونه بررسی شده شامل زنان ۱۵-۴۹ ساله‌ای است که متولدین سال‌های ۱۳۴۰ تا ۱۳۷۵ را شامل می‌شوند که در این مطالعه به عنوان یک متغیر اسمی و در سه کوهورت مولید قرار گرفته‌اند. متولدین سال‌های ۱۳۴۰ تا ۱۳۴۹، سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۵۹ و سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۷۵ به ترتیب به عنوان کوهورت مولید دهه ۱۳۴۰، ۱۳۵۰ و ۱۳۶۰ و بعد از آن در نظر گرفته شده‌اند.

مدل آماری

زمانی که تغییرات تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده تحلیل می‌شود، جمعیت‌شناسان به جای استفاده از مدل‌های مجموع مربعات معمولی از مدل‌های رگرسیون پواسن و دو جمله‌ای منفی استفاده می‌کنند. تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده طبق تعریف یک متغیر شمارشی، یعنی رقمی غیرمنفی، به شدت چوله به راست است. در نتیجه به منظور مدلسازی این متغیرها باید از روش‌هایی به غیر از رگرسیون خطی مجموع مربعات معمولی استفاده نمود، زیرا استفاده از این روش‌ها منجر به ایجاد برآوردهایی ناکارا، ناسازگار و اریب برای پارامترهای رگرسیونی می‌گردد (۲۰).

مدل‌های رگرسیون پواسن و دو جمله‌ای منفی در پیش‌بینی تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده هر زن، به ویژه در جوامعی که باروری پایین است، از نظر آماری مدل‌های مناسب‌تری هستند

در این مقاله، مدل رگرسیون پواسن برای پیش‌بینی تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده زنان ۱۵-۴۹ ساله حداقل یک بار ازدواج کرده در استان سمنان به عنوان روشی مناسب و دقیق برای تحلیل این نوع داده‌ها استفاده شده است.

روش‌ها

برای مدلسازی تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده از اطلاعات طرح «بررسی رفتارهای ازدواج و باروری زنان حداقل یک بار ازدواج کرده، ۱۵-۴۹ ساله در استان سمنان - ۱۳۹۱» استفاده شد (۱۷). داده‌های این طرح که هدف آن، مطالعه تغییرات خانواده و شناخت عوامل مؤثر بر آن بود، در یک مطالعه پیمایش - مقطعی با استفاده از پرسش نامه ساختاریافته در پاییز سال ۱۳۹۱ جمع‌آوری گردید. ۴۰۵ زن ۱۵-۴۹ ساله متعلق به خانوارهای معمولی ساکن استان سمنان که حداقل یک بار ازدواج کرده‌اند، نمونه طرح را تشکیل داد؛ این تعداد نمونه با توجه به فرمول کوکران و با در نظر گرفتن سطح خطای ۵٪، نسبت زنان ۱۵-۴۹ ساله حداقل یک بار ازدواج کرده از کل زنان ۱۰ ساله و بیشتر استان سمنان برابر با ۰/۶۷، خطای نسبی نمونه‌گیری ۰/۰۵ و نرخ بی‌پاسخی ۱/۱۴۴ به دست آمد.

در طرح مذکور با توجه به اهداف آن، متغیرهای گوناگونی اندازه‌گیری شد که تعدادی از مشخصه‌های جمعیتی موجود که می‌توانستند بر روی تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده مؤثر باشند از طریق بررسی متون مختلف و مشورت با مجری طرح، به عنوان متغیرهای پیش‌بین در این مقاله انتخاب شدند که به صورت زیر تعریف می‌شوند.

تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده (متغیر پاسخ): یک متغیر گسسته است که تعداد فرزندان در طول تمام گستره سنی تولیدمثل فرد تا زمان مطالعه می‌باشد و در این مطالعه در پنج سطح ۱، ۲، ۳، ۴ و ۵ فرزندان و بیشتر اندازه‌گیری شده است.

نوع ازدواج: متغیری اسمی است که با دو گزینه خویشاوند و غیرخویشاوند نسبت فامیلی بین زن و شوهر را نشان می‌دهد.

سطح تحصیلی: در این مطالعه، متغیری رتبه‌ای با دو سطح دیپلم و بالاتر و زیر دیپلم در نظر گرفته شده است.

(۴)

$$w_i = \frac{p_i}{[b''(\theta_i)(\frac{d\eta_i}{d\mu_i})^2]}$$

(۵)

$$z_i = \hat{\eta} + (y_i - \hat{\mu}_i) \frac{d\eta_i}{d\mu_i}$$

در این معادلات، θ پارامتر مورد نظر و η تابعی بر حسب پارامتر θ است.

در عمل در بسیاری از مواقع، مقدار t نیز به سمت راست معادله (۲) اضافه می‌شود که اصطلاحاً آن را متغیر مبدأ (Offset) می‌نامند. t یک مقدار تعدیل‌کننده است که براساس آن، افراد برحسب مقادیر مختلف زمان تعدیل می‌شوند (۲۳).

در این مقاله، به منظور بررسی کفایت مدل پواسن از آماره انحراف (Deviance) که با استفاده از معادله (۶) محاسبه می‌شود، استفاده شد:

(۶)

$$D = \sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{y_i}{\hat{\mu}_i} \right)$$

این آماره دارای توزیع کای اسکوتر با $(n-k)$ درجه آزادی است که n تعداد نمونه و k تعداد متغیرهای پیش‌بین است. مقادیر کوچک این آماره نشان‌دهنده نیکویی برازش مدل است. از تقسیم این آماره بر درجه آزادی آن می‌توان به کمیتی برای بررسی کفایت استفاده از مدل پواسن به جای مدل دوجمله‌ای منفی دست یافت. هر چه مقدار حاصل از این کسر به یک نزدیک باشد فرض برابری میانگین و واریانس متغیر پاسخ مورد تأیید و نتایج حاصل از مدل پواسن معتبر خواهد بود (۲۴).

در این مطالعه متغیرهای کوهورت موالید، وضعیت شغلی، سطح تحصیلی، نوع ازدواج و محل تولد (شهری/روستایی) براساس متون مختلف جمعیت‌شناسی و نظر مجری طرح، به عنوان متغیرهای پیش‌بین در نظر گرفته شده و تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده هر زن بر روی آن‌ها برازش یافت.

یافته‌ها

در این مطالعه داده‌های ۴۰۵ زن، ۱۵-۴۹ ساله حداقل یکبار ازدواج کرده در استان سمنان مورد بررسی قرار گرفت. میانه و

و در مقایسه با رگرسیون خطی برآوردهای کاراتری تولید می‌کنند. در زمان انتخاب رگرسیون پواسن باید به پیش‌فرض‌های استفاده از این مدل توجه نمود؛ برابری میانگین و واریانس پاسخ مورد نظر که از برابری این دو پارامتر در توزیع پواسن به دست آمده و عدم وجود داده صفر متورم (Zero-inflated) از جمله مهم‌ترین این پیش‌فرض‌ها هستند. در صورتی که واریانس از میانگین بزرگتر یا کوچکتر باشد، به ترتیب پدیده بیش پراکنش (Overdispersion) یا کم پراکنش (Underdispersion) رخ خواهد داد که کارایی مدل را کاهش می‌دهد. در صورت مواجه با داده‌هایی که بیش پراکندگی دارند، می‌توان از رگرسیون دوجمله‌ای منفی به جای پواسن و در صورت وجود داده‌ها با صفر متورم می‌توان از رگرسیون پواسن صفر متورم (Zero-inflated Poisson regression) استفاده نمود (۲۱).

در این مقاله از رگرسیون پواسن (با توجه به برقراری پیش‌فرض‌های آن) به منظور مدلسازی تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده استفاده شده است. در این مدل، متغیر وابسته تعداد وقایع و متغیر عددی غیر منفی با توزیع پواسن است که میانگین متغیر وابسته به شرط متغیرهای مستقل به‌صورت زیر بیان می‌شود (۲۲، ۲۰):

(۲)

$$\mu_i = \exp(a + X_{1i}b_1 + X_{2i}b_2 + \dots + X_{ki}b_k) \quad i = 1, 2, \dots, n$$

که در آن μ_i میانگین تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده مورد انتظار i امین زن؛ X_{1i} ، X_{2i} ، X_{ki} مشخصات زنان و a ، b_1 ، b_2 ، b_k ضرایب رگرسیونی می‌باشند. به منظور برآورد پارامترهای مدل رگرسیون پواسن از روش ماکسیمم درستنمایی استفاده می‌شود. با حل معادلات درستنمایی برآورد پارامترها به‌صورت زیر محاسبه می‌شوند:

(۳)

$$\hat{b} = (X_0 W X)^{-1} X_0 W z,$$

که در آن X ماتریس ضرایب مدل رگرسیونی، W یک ماتریس قطری با وزن‌های W_i و Z بردار متغیر پاسخ است که به صورت زیر بیان می‌شوند:

نما تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده برابر ۲ و دامنه آن برابر ۴ به دست آمد. جدول (۱) توزیع و درصد فراوانی متغیرهای مطالعه را نشان می‌دهد. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود ۴۵/۲٪ زنان مطالعه، ۲ فرزند به دنیا آورده‌اند و ۱۱/۴٪ زنان مطالعه، بی‌فرزندگی را تجربه کرده‌اند. از کوهورت‌های مولید مختلف، تقریباً به صورت مساوی در مطالعه شرکت داشته‌اند. ۸۰/۲٪ از زنان غیرشاغل و ۶۶/۹٪ از آنان دارای تحصیلات زیر دیپلم بوده‌اند. نوع ازدواج ۴۰/۷٪ از زنان خویشاوندی و محل تولد اکثر زنان (۷۷/۳٪)، شهر بوده است.

جدول (۲)، درصد فرزندان زنده به دنیا آمده را در هر یک از سه کوهورت مولید، نشان می‌دهد. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، ۴ فرزندگی و بیشتر در کوهورت مولید اول با ۲۴/۴٪ بیشترین مقدار را در میان سایر کوهورت‌های مولید به خود اختصاص داده و بی‌فرزندگی در کوهورت مولید سوم با ۲۳/۳٪ بیشترین مقدار را در میان این سه کوهورت مولید دارد. کوهورت مولید دوم با حدود ۶۷٪، بیشترین ۲ فرزندگی را داشته است. مقدار ضریب همبستگی گاما ۰/۷۳ می‌باشد که حاکی از همبستگی بالای تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده با کوهورت مولید است. آزمون کای-اسکوئر متناظر با آن نیز ($p < 0.001$ - مقدار) معنی‌دار بودن این همبستگی را به شدت تأیید می‌کند.

به منظور مدل‌سازی، تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده به عنوان متغیر پاسخ پواسن و متغیرهای وضعیت شغلی، سطح تحصیلات، نوع ازدواج و محل تولد به عنوان متغیرهای پیش‌بین در مدل وارد شدند. از آن‌جا که در کوهورت‌های مولید مسن‌تر، تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده بیشتر است، متغیر کوهورت مولید، به عنوان متغیر مبدأ در مدل وارد شد.

به منظور بررسی نیکویی برازش مدل از آماره انحراف (برابر با ۳۷۸/۱۶۲) که بر درجه آزادی (۴۰۰) تقسیم شده است، استفاده گردید. مقدار این شاخص برابر با ۰/۹۴۵ به دست آمد که با توجه به نزدیکی آن به مقدار ۱ که تساوی میانگین و واریانس در توزیع پواسن را نتیجه می‌دهد، کفایت استفاده از این مدل به اثبات رسید. نتایج حاصل از برازش این مدل در جدول (۳) نشان داده شده است.

نتایج این جدول، نشان‌دهنده آن است که در مدل برازش یافته، از میان متغیرهای پیش‌بین مورد نظر، تنها دو متغیر سطح تحصیلی و محل تولد در مدل دارای اثر معنی‌دار بر روی تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده می‌باشند ($P < 0.001$ - مقدار).

لازم به ذکر است در فرایند مدل‌سازی برای متغیرهای پیش‌بین، یکی از سطوح به عنوان طبقه مرجع در نظر گرفته شده و سایر گروه‌ها با این طبقه مقایسه می‌شوند. جهت بررسی متغیر سطح تحصیلی و محل تولد، به ترتیب گروه «دیپلم و بالاتر» و متولدین «روستا» به عنوان طبقه مرجع در نظر گرفته شدند و گروه «زیر دیپلم» و متولدین «شهر» با آن‌ها مقایسه گردیدند. با توجه به نتایج به دست آمده از جدول (۳)، میانگین تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده برای زنان با تحصیلات زیر دیپلم بیشتر از این تعداد برای زنان با تحصیلات دیپلم و بالاتر است؛ به عبارت دیگر میانگین تعداد فرزندان برای زنان با تحصیلات زیر دیپلم، تقریباً ۱/۹ برابر زنان با تحصیلات دیپلم و بالاتر می‌باشد. همچنین تعداد فرزندان برای زنانی که محل تولدشان روستا بوده، ۱/۷ ($(EXP(\beta)) = 0.584$) برابر زنانی است که محل تولدشان شهر بوده است.

جدول ۱. توزیع و درصد فراوانی متغیرهای مطالعه

نام متغیر	مقدار	فراوانی	درصد فراوانی
تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده (متغیر پاسخ)	۰	۴۶	۱۱/۴
	۱	۸۶	۲۱/۲
	۲	۱۸۳	۴۵/۲
	۳	۵۰	۱۲/۳
	≥ 4	۴۰	۹/۹
کوهورت موالید	دهه ۱۳۴۰	۱۳۱	۳۲/۳
	دهه ۱۳۵۰	۱۴۵	۳۵/۸
	دهه ۱۳۶۰	۱۲۹	۳۱/۹
وضعیت شغلی	شاغل	۸۰	۱۹/۸
	غیر شاغل	۳۲۵	۸۰/۲
سطح تحصیلی	دیپلم و بالاتر	۱۳۴	۳۳/۱
	زیر دیپلم	۲۷۱	۶۶/۹
نوع ازدواج	غیر خویشاوندی	۲۴۰	۵۹/۳
	خویشاوندی	۱۶۵	۴۰/۷
محل تولد	شهر	۳۱۳	۷۷/۳
	روستا	۹۲	۲۲/۷
کل نمونه		۴۰۵	

جدول ۲. جدول توافقی کوهورت موالید و تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده (درصد)

تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده					
کوهورت موالید	۰	۱	۲	۳	≥ 4 مجموع
اول (دهه ۱۳۴۰)	۴/۶	۶/۱	۳۸/۹	۲۶/۰	۲۴/۴ ۱۰۰
دوم (دهه ۱۳۵۰)	۶/۹	۹/۷	۶۶/۹	۱۱/۰	۵/۵ ۱۰۰
سوم (دهه ۱۳۶۰)	۲۳/۳	۴۹/۶	۲۷/۱	۰	۰ ۱۰۰
مجموع	۱۱/۴	۲۱/۲	۴۵/۲	۱۲/۳	۹/۹ ۱۰۰

ضریب همبستگی گاما = ۰/۷۳۰

- مقدار (کای - اسکوئر) $p < ۰/۰۰۱$

جدول ۳. نتایج برازش مدل رگرسیون پواسن تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده با استفاده از متغیرهای پیش‌بین

متغیرها	طبقه	برآورد $\pm$ انحراف معیار ($\beta \pm SE$)	$EXP(\beta)$	فاصله اطمینان $EXP(\beta)$	مقدار P
وضعیت شغلی	شاغل غیر شاغل	-0.055 ± 0.097	۰/۹۴۷	(۰/۷۸۲ و ۱/۱۴۶)	۰/۵۷۴
نوع ازدواج	غیر خویشاوندی خویشاوندی	0.010 ± 0.077	۱/۰۱۰	(۰/۸۶۹ و ۱/۱۷۴)	۰/۸۹۷
سطح تحصیلات	زیر دیپلم دیپلم و بالاتر	0.643 ± 0.089	۱/۹۰۲	(۱/۵۹۷ و ۲/۲۶۶)	<۰/۰۰۱
محل تولد	شهر روستا	-0.538 ± 0.083	۰/۵۸۴	(۰/۴۹۶ و ۰/۶۸۷)	<۰/۰۰۱

بحث

باروری یکی از مهم‌ترین مؤلفه‌های تحولات جمعیتی در هر کشور است. از این رو سیاست‌های جمعیتی در دنیا و کشورهای مختلف عمدتاً حول محور کاهش یا افزایش باروری اعمال می‌شود. از طرفی شاید مهم‌ترین تغییر جمعیت‌شناختی در طول سه دهه گذشته کاهش چشمگیر باروری در تمام مناطق دنیا بوده که به موازات آن، ایران نیز تغییرات جمعیتی گسترده‌ای را تجربه کرده است. طی سه دهه گذشته در ایران نیز، باروری به طور چشمگیری کاهش پیدا کرده و یافته‌ها حاکی از کاهش باروری از سال ۱۳۶۵ به بعد می‌باشد. تجربه گذار باروری در ایران بیانگر آن است که هر چند اتخاذ سیاست‌ها و اعمال برنامه‌های تنظیم خانواده عامل مؤثری در سرعت کاهش باروری بوده، اما رفتارهای باروری مردم تحت تأثیر عوامل، شرایط و زمینه‌های دیگری شکل گرفته که در تحلیل روندها، همواره باید به آن‌ها توجه نمود.

با بررسی دقیق تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده زنان واقع در سنین باروری و شناخت متغیرهای اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی مؤثر بر آن می‌توان به برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران کشور برای تدوین سیاست‌های هوشمندانه در مورد باروری کمک نمود.

در زمینه باروری و بررسی عوامل تأثیرگذار بر آن تحقیقات و بررسی‌های بسیاری در سرتاسر دنیا صورت گرفته است. در سال ۱۹۷۶، Caldwell در طرحی با عنوان ضرورت انتقال و تجدید خانواده، بیان داشت که تغییرات باروری که عموماً به صنعتی شدن، شهرنشینی و عقلگرایی نسبت داده شده است، تقریباً موضوع روشن و ثابت شده‌ای است (۲۵). Freedman در مطالعه‌ای در سال ۱۹۹۰ در هنگ کنگ با عنوان «کاهش باروری در هنگ کنگ»، به بررسی شاخص‌های اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر باروری و انگیزه کاهش باروری در آن کشور پرداخت. حاصل مطالعه فریدمن این بود که کاهش قابلیت باروری در سنین بالای ۳۰ سال بیشتر است (۲۶). Abedin، عواملی که نقش اساسی در افزایش و جلوگیری از باروری زنان ازدواج کرده بنگلادشی دارند را بررسی نمود. او نشان داد که ازدواج زودهنگام یکی از عوامل اصلی مؤثر روی باروری می‌باشد، اما تنها عامل نیست، اثر متقابل میان آگاهی و شرایط اجتماعی می‌تواند بر روی کاهش باروری حتی زمانی که سن ازدواج پایین است، مؤثر باشد (۲۷). Dey و Goswami، الگوهای باروری را تحلیل و همبستگی‌های میان آن‌ها را در شمال شرقی هند بررسی نمودند. تحصیلات، مذهب، وضعیت شغلی، وضعیت اقتصادی، مرگ و میر کودکان، سن ازدواج،

پرورش انجام دادند به این نتیجه رسیدند که میان سن افراد و نگرش آن‌ها درباره باروری همبستگی وجود ندارد. سطح تحصیلات، درآمد زوجین، سن اولین بارداری، میزان استفاده از وسایل جلوگیری از بارداری با تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده ارتباط معنی‌داری وجود دارد (۳۱). حسینی و همکاران در مطالعه‌ای با استفاده از رگرسیون خطی عوامل مؤثر بر باروری را میان زنان کرد ساکن در روستا مورد بررسی قرار دادند. بررسی آن‌ها نشان از اثر معنی‌دار سن ازدواج، تحصیلات زنان، استفاده از وسایل پیشگیری و هزینه ماهیانه فرزندان بر روی میانگین فرزندان زنده به دنیا آمده داشت (۳۲).

در مطالعه حاضر نیز از مدل خطی تعمیم‌یافته (مدل رگرسیون پواسن) و تابع ربط لگاریتمی به منظور تعیین عوامل مؤثر بر تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده زنان ازدواج کرده ۱۵-۴۹ ساله سمنان استفاده شد. استفاده از این روش مدلسازی با توجه به نوع متغیر تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده که متغیری شمارشی با تعداد کم طبقات است، کاراتر از سایر روش‌های مدلسازی خطی می‌باشد.

نتیجه‌گیری

نتیجه برآزش مدل رگرسیون پواسن بر روی متغیرهای مورد مطالعه در این مقاله نشان داد که از میان متغیرهای پیش‌بین وضعیت شغلی، سطح تحصیلی، نوع ازدواج و محل تولد، تنها دو متغیر سطح تحصیلات و محل تولد بر روی تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده زنان حداقل یک بار ازدواج کرده ۱۵-۴۹ ساله استان سمنان مؤثر هستند. زنان با تحصیلات دیپلم و بالاتر و متولدین شهری نسبت به زنان با تحصیلات زیردیپلم و متولدین روستایی تعداد فرزند کمتری به دنیا آورده‌اند. پیشنهاد می‌شود که از مدل رگرسیونی پواسن به‌جای سایر روش‌های رگرسیون خطی به منظور مدلسازی تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده استفاده شود.

تشکر و قدردانی

داده‌های این مقاله برگرفته از طرح پژوهشی سرکار خانم حبیبه بی بی رازقی نصرآباد با عنوان «بررسی رفتارهای ازدواج و باروری زنان حداقل یک بار ازدواج کرده، ۱۵-۴۹ ساله در

سن زنان و استفاده از وسایل جلوگیری از بارداری به عنوان عوامل مؤثر روی آن در نظر گرفته شد (۲۸). Haque و همکاران (۲۰۱۵)، تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده را با استفاده از مدل لجستیک دوحالتی با نمونه‌گیری از زنان ۱۵-۴۹ ساله بررسی نمودند. سطح تحصیلات زوجین، میانگین هزینه و درآمد خانوار، سن ازدواج و فاصله تولد از عوامل مؤثر بر روی تعداد فرزندان زنده به دنیا آمده بود (۲۹). Kannan و Nagarajan، با استفاده از مدل رگرسیون چندمتغیره عوامل تأثیرگذار روی باروری را بررسی نمودند (۳۰).

در ایران نیز مطالعات زیادی درباره سطح باروری و عوامل مؤثر بر آن در مناطق مختلف صورت گرفته است. کاظمی در سال ۱۳۷۷، پژوهشی را به منظور بررسی رابطه و تأثیر فرهنگ و سوادآموزی بر باروری، میان سه گروه مسؤولین، آموزشیاران و سوادآموزان، نهضت سوادآموزی انجام داد. مقایسه یافته‌های پژوهش در سه گروه مورد مطالعه نشان می‌دهد که سطح سواد بالاتر در میان مسؤولین و آموزشیاران در مقایسه با سوادآموزان موجب آگاهی بیشتر آن‌ها نسبت به مسائل جمعیتی شده که این امر علاوه بر تأثیر در تعداد متوسط فرزندان موجود، در نگرش آن‌ها نسبت به تعداد مطلوب فرزندان نیز اثر می‌گذارد و این دو را کاهش می‌دهد. همچنین تحول فرهنگی از طریق تأثیر در توسعه شهرنشینی و اشاعه تحصیلات در میان افراد جامعه، موجبات تحول در سطح باروری را فراهم می‌کند. به عبارت دیگر فرهنگ از طریق گسترش میزان آگاهی‌های اجتماعی و جمعیتی افراد، به‌طور غیرمستقیم، از باروری جامعه می‌کاهد (۳۱). مهریار و همکاران، مطالعه‌ای با هدف بررسی رابطه بین تحصیلات و فعالیت اقتصادی زنان بر باروری در ایران انجام دادند. نتایج این تحقیق حاکی از ارتقا قابل توجه سطح تحصیلی زنان و همبستگی منفی آشکار بین باروری و تحصیلات آنان است. همچنین استان‌هایی با میزان بالای اشتغال زنان و میزان استفاده از وسایل جلوگیری از بارداری بیشتر، باروری پایین‌تری دارند. به علاوه در سطح فردی، زنان فعال از لحاظ اقتصادی تمایل به باروری پایین‌تری دارند. شیری و همکاران، در مطالعه‌ای که بر روی شاغلین آموزش و

۱۳۹۲ با شماره ابلاغ طرح ۲۱/۹۹۲۴ مورخ ۹۲/۱۰/۲۸ اجرا و
به پایان رسیده است.

استان سمنان-۱۳۹۱ است که با حمایت مالی مؤسسه
مطالعات و مدیریت جامع و تخصصی جمعیت کشور در سال

References

- Agha H. The study fertility of women in Iran and its relationship with socio-economic indicators Research Report. Shiraz: Population Studies Center. Shiraz University; 1985.P. 10-12. [In Persian].
- Cleland J G. Trends in Human Fertility. In H. K. Heggenhougen, editor. International Encyclopedia of Public Health. Oxford: Academic Press; 2008. P. 364-71.
- Abbasi-Shavazi MJ, McDonald P, Hosseini-Chavoshi M. The fertility transition in Iran: revolution and reproduction. 2nd ed. Canberra: Springer. National University Canberra 2009; 48-50.
- Abbasi-Shavazi MJ, Hosseini-Chavoshi M, Banihashemi F, Khosrvi A. Assessment of the own-children estimates of fertility applied to the 2011 Iran Census and the 2010 Iran-MIDHS. Proceeding of International Population Conference, Busan, Korea, 26-31, August 2013.
- Haub C, Yanagishita M. World population data sheet. Population Reference Bureau, Washington, DC; 2011
- Aghajanian A. A new direction in population policy and family planning in the Islamic Republic of Iran. Asia-Pacific population journal/United Nations; 1995; 10(1), 3-20.
- Aghajanian A, Mehryar A. H. Fertility transition in the Islamic Republic of Iran: 1976-1996. Asia-Pacific population journal/United Nations; 1999; 14(1): 21-42.
- Abbasi-Shavazi M J, McDonald P F, Hosseini-Chavoshi M. The fertility transition in Iran: Revolution and reproduction. Berlin, Germany: Springer; 2009.
- Salehi-Isfahani D, Abbasi-Shavazi M J, Hosseini-Chavoshi M. Family planning and fertility decline in rural Iran: the impact of rural health clinics. Health Economics 2010; 19(S1): 159-80.
- Torabi F. Marriage postponement and fertility decline in Iran. London: London School of Hygiene and Tropical Medicine (University of London); 2011.
- Abbasi-Shavazi M J, Torabi F. Women's Education and Fertility in Islamic Countries Population Dynamics in Muslim Countries. Berlin, Germany: Springer; 2012. P. 43-62
- Barmby T, Cigno A. A sequential probability model of fertility patterns. Journal of population economics; 1990; 3: 31-51.
- Sobel ME, Arminger G. Modeling household fertility decisions: a nonlinear simultaneous probit model. J Am Stat Assoc 1992;87(417):38-47.
- Caudill, S, Mixon F. Modeling household fertility decisions: Estimation and Testing of Censored Regression Models for Count Data. Empirical Economics; 1995; 20(2):183-96.
- Dudley L, Poston Jr. Texas A & M University. The Statistical Modeling Of The Fertility Of Chinese Women. Journal of Modern Applied Statistical Methods 2002; 1(2):2: 47.
- Cameron Colin, Trivedi P. Essentials of Count Data Regression. Theoretical econometrics Hoboken, New Jersey :Wiley; 2007.
- Razeghi H. Marriage and fertility behavior at least once married women, 15-49 years old in 2012 Semnan-Iran. Research report 2013.
- Abbasi-Shavazi M J, McDonald P, Hosseini-Chavoshi M. National and Provincial Level Fertility Trends in Iran, 1972-2006. Berlin: Springer; 2009
- Ryder N B. What is going to happen to American fertility? Population and Development Review 1990; 16(3): 433 -54.
- Long J. S. Regression models for categorical and limited dependent variables. Thousand Oaks, California: Sage Publications; 1997.
- Poston D L, Jr. The statistical modeling of the fertility of Chinese women. Journal of Applied Statistical Methods 2002; 1(2): 387-96.
- Long J S, Freese J. Regression models for categorical dependent variables using Stata. College Station, Texas: Stata Press; 2001.
- Agresti A. Categorical Data Analysis . Hoboken, New Jersey; Wiley; 2002.

24. McCullagh P, Nelder J. A. Generalized Linear Models. 2nd ed. London: Chapman and Hall; 1989.
25. Caldwell J C. Toward a restatement of demographic theory population and development review. 1976.
26. Freedman R. Family Planning Programs in the Third World;1990.
27. Abedin S, Rahman J A M. On the dynamics of high-risk fertility in Bangladesh. International Journal of Human Science 2012;(9).
28. Dey S, Goswami S. "Fertility pattern and its correlates in North East India," Journal of Human Ecology; 2009; 26: 2.P. 145–152.
29. Haque, A. Hossain, T and Nasser, M. Predicting the Number of Children Ever Born Using Logistic Regression Model. Biometrics & Biostatistics International Journal; 2015. <http://medcraveonline.com/BBIJ/BBIJ-02-00034.pdf>
30. Senthamarai Kannan K, Nagarajan V. Factor and Multiple Regression Analysis for Human Fertility in Kanyakumari District. Anthropologist 2008, 10(3): 211-14
31. Shiri T, Bidarian S. Economic Factors Affecting the Fertility of women 15-49 years old population working in school. Tehran. Journal of social sciences 2009; 3(3): 93-107 .[In Persian].
32. Hosseini H, Hosseini G. Comparing the determinants of fertility among women living in rural areas and cities Ravansar Gilangharb. Medical Journal of Kermanshah 2013; 17(5): 316-324

Factors Affecting Children Ever Born for 15-49 Year -Old Women in Semnan Using Poisson Regression

Mahsa Saadati¹

Original Article

Abstract

Background: Fertility is one of the important characteristics of population studies. The number of children ever born per woman has important implications for public health, economic, climate, and population structure. There are many literatures about fertility and factors which are significant effects on it. The aim of this article is modeling Children Ever Born (CEB), as an important factor affects fertility using Poisson regression.

Methods: We collected 405 women 15-49 year-old by random stratified sampling and structured questionnaire in 2012. Statistical population are married women from Semnan province. Birth local, educational level, job status and type of marriage were considered as prpbalbe effective factors on CEB and their significancy was determined by Poisson regression.

Findings: Among birth local, educational level, job status and type of marriage, only birth local and educational level had statistically significant effects on CEB ($p < 0.001$). Women who were born in rural area and had under diploma educational level had higher CEB than women who were born in urban area and had diploma or above educational levels.

Conclusion: Since CEB is a count variable, it is recomanded to use Poisson regression instead of linear regression model. In this situation, Poisson regression is more realable than classical regression.

Key Words: Fertility, Children Ever Born (CEB), Poisson Regression

Citation: Saadati M. Factors Affecting Children Ever Born for 15-49 Year -Old Women in Semnan Using Poisson Regression. J Health Syst Res 2015; 11(3):627-637

Received date: 13.06.2015

Accept date: 03.10.2015

1. National Population Studies & Comprehensive Management Institute, Tehran, Iran (Corresponding Author): Email: mahsa.saadati@gmail.com