magiran.com

نقش ناهمگونی مشاهده نشده در تحلیل‌های پیشینه واقعه: کاربرد در تحلیل رفتار باروری زنان در ایران

فاطمه ترابی[1]

چکیده

این مقاله در نظر دارد تا ضمن بررسی عوامل فردی و زمینه‌ای موثر بر تغییرات اخیر صورت گرفته در باروری زنان در ایران، نقش ناهمگونی مشاهده نشده (یا ویژگی‌های مشاهده نشده زنان) را در تبیین این تغییرات مشخص سازد. بدین منظور داده‌های پیمایش جمعیت و سلامت سال ۱۳۷۹ (متغیرهای سطح فردی) با داده‌های سرشماری‌های سال‌های ۱۳۶۵ و ۱۳۷۵ (متغیرهای تغییر کننده در طول زمان در سطح زمینه ای) پیوند خورده و برای تحلیل این داده‌ها از روش تحلیل پیشینه واقعه (مدل مخاطره زمان گسسته) استفاده شده است. یافته‌های مقاله از عدم تاثیر این ناهمگونی در تحلیل باروری (وقوع بارداری‌های دوم و سوم) حکایت دارد. این یافته می‌تواند نقش مسلط متغیرهای مورد بررسی را بر متغیرهای بالقوه مهمی نشان دهد که به سبب عدم وجود اطلاعات وارد تحلیل نگردیدند. یافته‌های مربوط به تعیین کننده‌های اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی باروری نشان می‌دهد کاهش اخیر در وقوع

---

۱. استادیار گروه جمعیت شناسی، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه تهران. ایمیل: Fatemeh_torabi@ut.ac.ir

magiran.com

بارداری‌های دوم و سوم را می‌توان علاوه بر افزایش تحصیلات زنان و کاهش مرگ و میر کودکان (در سطح فردی) به گسترش اشتغال به تحصیل کودکان (در سطح زمینه‌ای) نسبت داد. به علاوه، کنترل عوامل اجتماعی و اقتصادی در سطوح فردی و زمینه‌ای، تفاوت‌های باروری مناطق قومی را تقریبا به طور کامل از بین برد. بنابراین، می‌توان نتیجه گیری کرد که این تفاوت‌ها تا حد بسیار زیادی با تفاوت‌های اجتماعی–اقتصادی در مناطق محل سکونت گروههای قومی ارتباط دارد.

کلید واژه: ناهمگونی مشاهده نشده، تحلیل پیشینه واقعه، باروری، زنان، ایران.

مقدمه و بیان مسأله

علوم اجتماعی وقایع گوناگون (مانند ازدواج، مهاجرت، فرزندآوری، اشتغال و مرگ) و علل وقوع آنها را مورد توجه و مطالعه قرار می‌دهد. داده‌هایی که به گردآوری زمان وقوع یک واقعه خاص و ویژگی‌های افراد مورد مطالعه در طول زمان می‌پردازند، به داده‌های پیشینه واقعه (یا تاریخچه پیشامد)[1] معروف هستند. این داده‌ها دارای دو ویژگی هستند: برخورداری از مشاهدات حذف شده[2] (افرادی که تا پایان زمان مطالعه واقعه مورد نظر را تجربه نمی‌کنند[3]) و متغیرهای تغییر کننده در طول زمان[4] (ویژگی‌هایی که در طول زمان مطالعه تغییر می‌کند). این ویژگی‌ها مانع از استفاده از روش‌های آماری متداول (نظیر رگرسیون چند متغیره) برای تحلیل این داده‌ها می‌گردد (کلوز، گولد و گاتیرز[5] ۲۰۰۴). تحلیل پیشینه واقعه یا تحلیل بقا[6] روشی ایده آل برای تحلیل زمان وقوع واقعه و عوامل موثر بر آن می‌باشد که به طور گسترده در علوم اجتماعی و نیز علوم زیستی، علوم سیاسی و سایر شاخه‌های علم به کار می‌رود.

---

1. Event history data
2. Censored observations
۳. این تعریف به طور خاص به حذف شدگی راست که متداول ترین نوع حذف شدگی است اشاره دارد. برای آگاهی بیشتر از سایر انواع حذف شدگی به کلوز، گولد و گاتیرز (۲۰۰۴) مراجعه نمایید.
4. Time-varying variables
5. Cleves, Gould and Gutierrez
6. Survival analysis

magiran.com

اما نکته‌ای که در تحلیل‌های آماری و از جمله تحلیل پیشینه واقعه وجود دارد این است که معمولا امکان اندازه گیری و مشاهده تمام ویژگی‌های افراد مورد مطالعه وجود ندارد و از این رو تعدادی ویژگی مشاهده نشده در مدل‌های آماری مورد استفاده وجود دارد. عدم در نظر گرفتن ناهمگونی مشاهده نشده[1] در اثر وجود متغیرهای اندازه گیری نشده در تحلیل‌های زمان تا وقوع واقعه می‌تواند میزان‌های مخاطره و نیز پارامترهای برآورد شده را دچار تورش سازد (لنکستر[2] ۱۹۷۹، الیسون[3] ۱۹۸۴، جنکینز[4] ۱۹۹۷). اما در نظر گرفتن ناهمگونی مشاهده نشده می‌تواند علاوه بر تصحیح میزان‌های مخاطره و پارامترهای برآورد شده، تاثیر متغیرهایی را که در مدل وارد نشده‌اند برای ما روشن سازد. نتایج مطالعات پیشین (مک دونالد و اگر[5] ۱۹۹۰، بشییری و هایند[6] ۲۰۰۷) حاکی از آن است که ناهمگونی مشاهده نشده در تحلیل فاصله موالید می‌تواند تاثیر تعیین کننده‌های بلافصل باروری اندازه گیری نشده (مانند قابلیت باروری[7]) را نشان دهد. ترابی و بشییری[8] (۲۰۱۰) نیز نشان دادند که ناهمگونی مشاهده نشده نقش معنی داری در تبیین وقوع ازدواج اول زنان در ایران ایفا می‌کند و این یافته آن را نشان دهنده تاثیر متغیرهای وارد نشده در تحلیل (نظیر ویژگی‌های زمینه‌ای خانوادگی و اشتغال پیش از ازدواج زنان) دانستند.

در جهت تکمیل پژوهش‌های انجام گرفته در مورد نقش ناهمگونی مشاهده نشده در تبیین رفتارهای جمعیتی، این مقاله در نظر دارد نقش این ناهمگونی را در تغییرات باروری زنان در ایران بررسی نماید (برای توضیح بیشتر در مورد این تغییرات به بخش بعدی مقاله مراجعه نمایید). انجام تحلیل پیشینه واقعه بر روی داده‌های پیمایش

1. Unobserved heterogeneity
2. Lancaster
3. Allison
4. Jenkins
5. McDonald and Egger
6. Baschieri and Hinde
7. Fecundity
8. Torabi and Baschieri

magiran.com

جمعیت و سلامت سال ۱۳۷۹ و سرشماری‌های ۱۳۶۵ و ۱۳۷۵ این امکان را فراهم می‌آورد تا ضمن بررسی عوامل فردی و زمینه‌ای موثر بر رفتار باروری، نقش ناهمگونی مشاهده نشده و یا تاثیر متغیرهای اندازه گیری نشده در منابع داده‌ای مورد استفاده را در تبیین رفتارهای گوناگون (مانند ازدواج و باروری) مورد مقایسه قرار دهد.

تغییرات باروری و عوامل مرتبط در ایران

در طول دهه‌های ۱۳۶۰ و ۱۳۷۰، متوسط تعداد فرزندان زنان در ایران بیش از چهار فرزند برای هر زن کاهش یافت که از کاهش قابل توجه باروری در کشور حکایت دارد. به طور خاص، میزان باروری کل بین سال‌های ۱۳۶۵ و ۱۳۷۹ از ۶٫۵ به ۲٫۲ فرزند برای هر زن کاهش یافت و تا سال ۱۳۸۵، این میزان به ۱٫۹ فرزند برای هر زن رسید که کاهش سرعت تغییرات فرزندآوری در دهه ۱۳۸۰ را نشان می‌دهد (عباسی شوازی و مک دونالد[1] ۲۰۰۶). بنابراین تمرکز این مقاله بر تغییرات شدید باروری در دهه‌های ۱۳۶۰ و ۱۳۷۰ می‌باشد. این تغییرات با تغییرات مهمی در زمینه اجتماعی و اقتصادی به ویژه بهبود دسترسی زنان به تحصیلات، فرایند تدریجی شهرنشینی، بهبود اقتصادی در دوران پس از جنگ تحمیلی و اهمیت یافتن بعد مادی زندگی همراه بوده است. این تغییرات زمینه‌ای و پیامدهای احتمالی آنها برای رفتار باروری در چند بند بعدی مرور می‌گردد.

طبق نتایج سرشماری‌های کشور، بین سالهای ۱۳۶۵ و ۱۳۷۵ نسبت زنان باسواد از ۵۲٫۱ درصد به ۷۴٫۲ درصد افزایش یافت (مرکز آمار ایران ۱۳۹۰). افزایش دسترسی زنان به تحصیلات می‌تواند از طرق مختلف بر باروری آنان تاثیر گذارد. طبق نظریه اقتصادی باروری (بکر[2] ۱۹۸۸) مشارکت زنان در بازار کار و تحصیلات بالاتر آنان احتمال فرزندآوری را کاهش می‌دهد زیرا منافع اقتصادی حاصل از گسترش اندازه

1. Abbasi-Shavazi and McDonald
2. Becker

magiran.com

خانواده کاهش می‌یابد و هزینه‌های فرصت فرزندآوری افزایش می‌یابد. از سوی دیگر، تحصیلات زنان را در معرض شبکه‌های اطلاعاتی جدید فراتر از خانواده و محیط محلی قرار داده، می‌تواند نگرش سنتی آنها را تغییر دهد و آنها را قادر سازد تا عقاید جدید را به راحتی بپذیرند (تورنتون و همکاران[1] ۱۹۹۴، کالدول[2] ۱۹۸۲، کلیلند و ویلسون[3] ۱۹۸۷، کلیلند و رودریگوئز[4] ۱۹۸۸). پیامد چنین تغییراتی برای رفتار باروری زنان می‌تواند تغییر نگرش آنها نسبت به سن ازدواج، اندازه مطلوب خانواده و کیفیت مطلوب فرزندان باشد. علیرغم بهبود دسترسی زنان ایرانی به تحصیلات، مشارکت اقتصادی آنان به سبب عوامل فرهنگی و اجتماعی در سطح پایینی باقی مانده است؛ نسبت زنان فعال اقتصادی (شاغل یا بیکار در جستجوی کار) در سال‌های ۱۳۶۵ و ۱۳۷۵ تنها ۸٫۲ و ۹٫۱ درصد بوده است (عباسی شوازی و همکاران ۲۰۰۲، عباسی شوازی و مک دونالد ۲۰۰۸).

از سوی دیگر، ایران طی این دوره یک فرایند تدریجی شهرنشینی و نوسانات اقتصادی به سبب وقوع و خاتمه جنگ تحمیلی را تجربه نمود. طی دوره ۱۳۷۵-۱۳۶۵، نسبت جمعیت شهرنشین از ۵۴٫۳ درصد به ۶۱٫۳ درصد افزایش یافت (مرکز آمار ایران ۱۳۹۰). به طوری که صالحی اصفهانی[5] (۲۰۰۹) نشان می‌دهد، وقوع جنگ تحمیلی ۸ ساله (۱۳۶۷-۱۳۵۹) در پی انقلاب اسلامی باعث کاهش متوسط تولید ناخالص داخلی[6] در سال ۱۳۶۶ به حدود نصف مقدار این شاخص در سال ۱۳۵۶ گردید. اما تلاش‌های مهمی که دولت در جهت بهبود وضعیت اقتصادی کشور پس از پایان جنگ انجام داد باعث گردید تا ضررهای اقتصادی دهه ۱۳۶۰ جبران گردیده و متوسط تولید داخلی تا اوایل دهه ۱۳۷۰ به بالاترین سطح خود در دهه ۱۳۵۰ باز گردد.

1. Thornton et al.
2. Kaldwell
3. Cleland and Wilson
4. Cleland and Rodriguez
5. Salehi-Isfahani
6. Gross domestic product (GDP)

magiran.com

اگرچه رشد اقتصادی دهه ۱۳۷۰ را می‌توان عاملی برای تسهیل فرزندآوری (از طریق فراهم آوردن پیش شرط‌های اقتصادی لازم برای گسترش بعد خانواده) در نظر گرفت، اما شواهد حاکی از اهمیت بعد مادی زندگی در همین دوره می‌باشد. محسنی (۱۳۸۱) نشان می‌دهد که حدود ۸۰ درصد ایرانیان با این عبارت که *تمام مردم به دنبال پول هستند* موافق بودند و حدود ۹۰ درصد چنین بیان داشتند که *ثروت کاملا یا تا حدی در زندگی مهم است*. به علاوه، مطالعه عباسی شوازی، مک دونالد و حسینی چاووشی[1] (۲۰۰۳) در چهار استان آذربایجان غربی، سیستان و بلوچستان، گیلان و یزد از موافقت بالای پاسخگویان با زیان اقتصادی خانواده‌های بزرگ حکایت دارد. پیامد چنین تغییر نگرشی برای گسترش ابعاد خانواده این است که افزایش تعداد فرزندان به استاندارد زندگی بالاتری نیاز دارد.

از عوامل دیگری که بر باروری زنان تاثیر قابل توجهی دارد، مرگ و میر کودکان و دسترسی زنان به وسایل پیشگیری از بارداری می‌باشد. ارائه خدمات بهداشتی در سراسر کشور پس از وقوع انقلاب اسلامی و حتی در طول دوران جنگ تحمیلی باعث کاهش قابل توجه میزان مرگ و میر کودکان در کشور گردید. به طور خاص، از اواسط دهه ۱۳۶۰ تا اوایل دهه ۱۳۷۰، میزان مرگ و میر نوزادان از ۶۸ (آقاجانیان[2] ۱۹۹۴) به ۳۲ مرگ به ازای هر ۱۰۰۰ تولد زنده (رودی فهیمی و کنت[3] ۲۰۰۷) کاهش یافت. به طوری که پرستون[4] (۱۹۸۷) توضیح می‌دهد، مرگ و میر کودکان می‌تواند از طریق دو مکانیسم *زیستی* و *رفتاری* بر باروری تاثیر بگذارد. نمونه تاثیر زیستی می‌تواند خاتمه شیردهی پس از مرگ نوزاد باشد که وقوع بارداری را افزایش می‌دهد. مکانیسم رفتاری نیز از طریق جانشینی و بیمه عمل می‌کند. جانشینی پاسخ والدین به مرگ فرزندشان با متولد کردن فرزندی دیگر است، در حالی که بیمه به درک کلی والدین نسبت به بقای

1. Abbasi-Shavazi, McDonald and Hosseini-Chavoshi
2. Aghajanian
3. Roudi-Fahimi and Kent
4. Preston

magiran.com

کودک در جامعه مربوط می‌شود که خود بر تصمیم باروری آنها تاثیر می‌گذارد. از دیگر عوامل تاثیر گذار بر باروری، می‌توان به استفاده از وسایل پیشگیری از بارداری اشاره نمود. نسبت زنان ازدواج کرده واقع در سن باروری که از نوعی وسیله پیشگیری از بارداری استفاده می‌کنند از ۴۹٫۰ درصد در سال ۱۳۶۸ به ۷۴٫۰ درصد در سال ۱۳۷۹ رسید (عباسی شوازی و همکاران ۲۰۰۲) که استفاده گسترده زنان ایرانی از وسایل تنظیم خانواده در طول دوره کاهش باروری را نشان می‌دهد.

یکی دیگر از ویژگی‌های باروری در ایران، تفاوت‌های جغرافیایی آن می‌باشد. استان‌هایی که در مرز کشور قرار گرفته‌اند به طور کلی نسبت به استان‌هایی که در مرکز کشور واقع شده‌اند باروری بالاتری را نشان می‌دهند (وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی ایران ۱۳۸۱). برای درک این تفاوت‌ها باید به این نکته توجه کرد که قومیت‌های گوناگونی در مناطق جغرافیایی مختلف ایران ساکن می‌باشند. در حالی که فارس‌ها بیشتر در استان‌های مرکزی ساکن هستند، ترک ها، کردها، لرها، بلوچ ها، گیلک ها، مازندرانی‌ها و سایر اقوام جمعیت غالب در استان‌های کناری را تشکیل می‌دهند. بنابراین، تفاوت‌های جغرافیایی موجود در رفتارهای باروری در کشور را می‌توان با تفاوت‌های قومی در ویژگی‌های فرهنگی چون ازدواج‌های ترتیب یافته و خویشاوندی (عباسی شوازی و صادقی ۱۳۸۴ و عباسی شوازی و ترابی ۱۳۸۵) و نیز تفاوت‌های قومی در ویژگی‌های اجتماعی– اقتصادی مانند روند توسعه (عرفانی[1] ۲۰۰۵) توضیح داد. عباسی شوازی و صادقی (۱۳۸۵) نشان دادند که پس از کنترل برخی ویژگی‌های فردی و خانوادگی، تاثیر قومیت بر تعداد فرزندان زنان در ایران ۶۰٫۰ درصد کاهش یافت، اما آنها تاثیر عوامل زمینه‌ای بر رفتار باروری زنان را در نظر نگرفتند. این عوامل می‌توانند به کاهش بیشتر تاثیر قومیت بر رفتار باروری منجر گردد.

1. Erfani

magiran.com

این مطالعه در نظر دارد تا تاثیر عوامل گوناگون (فردی و زمینه ای) را بر رفتار باروری زنان در ایران مورد بررسی قرار دهد. اما همان گونه که در بخش‌های بعدی خواهیم دید، داده‌های موجود امکان بررسی تاثیر تمامی این عوامل را فراهم نمی‌سازد. بنابراین این مقاله سعی دارد با استفاده از یک روش آماری مناسب نقش ناهمگونی مشاهده نشده را در تبیین تغییرات اخیر در باروری مورد بررسی قرار دهد. بخش بعد به روش شناسی مقاله اختصاص یافته است.

داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این تحقیق عبارتند از: پیمایش جمعیت و سلامت سال ۱۳۷۹، داده‌های سرشماری‌های ۱۳۶۵ و ۱۳۷۵ ایران در سطح شهرستان و پیمایش ملی ویژگی‌های اجتماعی – اقتصادی خانوار در ایران سال ۱۳۸۰. پیمایش جمعیت و سلامت یک پیمایش معرف ملی است و ۱۱۳۹۵۷ خانوار را در ۲۸ استان (استان‌های موجود در زمان پیمایش) و شهر تهران شامل می‌گردد. اطلاعات درباره رفتار باروری از تمام زنان ازدواج کرده واقع در سنین ۴۹-۱۰ سال جمع آوری گردیده است، که کلا ۹۰۷۴۰ زن را شامل می‌گردد. این پیمایش داده‌هایی را درباره تحصیلات زنان، وضعیت ازدواج و سن در اولین ازدواج، وضعیت فعلی اشتغال، تاریخ تولد و وضعیت بقای هر فرزند و وضعیت فعلی استفاده از وسایل پیشگیری از بارداری جمع آوری نموده است. مجموعه‌ای از سوالات نیز درباره تجربه شیردهی و ناباروری پس از زایمان، فقط برای حاملگی‌هایی که در یک دوره دو ساله پیش از پیمایش اتفاق افتاده اند، موجود می‌باشد (وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی ۱۳۸۱).

به علاوه، داده‌های منتشر شده سرشماری‌های ۱۳۶۵ و ۱۳۷۵ نیز در سطح شهرستان مورد استفاده قرار می‌گیرند تا تغییرات در زمینه اجتماعی – اقتصادی باروری را در طول زمان نشان دهد. به سبب عدم وجود اطلاعات گذشته نگر درمورد محل زندگی پاسخگویان پیمایش جمعیت و سلامت، شهرستان محل زندگی پاسخگو در

magiran.com

زمان پیمایش به عنوان محل زندگی او در طول دوره مطالعه در نظر گرفته شده است. محدودیت چنین رویکردی عدم در نظر گرفتن جابجایی‌های بین شهرستانی در طول زمان می‌باشد.

توزیع منطقه‌ای گروههای قومی از پیمایش ملی ویژگی‌های اجتماعی– اقتصادی خانوار در ایران سال ۱۳۸۰ گرفته شده است. با استفاده از این داده ها، نسبت ساکنان استان‌های مختلف که به زبان خاصی تکلم می‌کنند تعیین گردیده و استان‌های دارای ترکیب قومی مشابه با همدیگر گروه بندی شده‌اند. در سراسر مقاله، هریک از این مناطق با نام گروه قومی غالب در آن منطقه خوانده می‌شود: مناطق غالبا فارس نشین، گیلک نشین، مازندرانی نشین، ترک نشین، کرد نشین، لر نشین، بلوچ نشین و فارس و ترک نشین. اطلاعات تفصیلی در این مورد در جای دیگری آمده است (ترابی و بشییری ۲۰۱۰).

روش

یکی از روش‌های تحلیل پیشینه واقعه مدل مخاطره زمان گسسته[1] است. این روش به سبب آن که زمان وقوع واقعه را گسسته در نظر می‌گیرد به ویژه در علوم اجتماعی، که زمان واقعه معمولا به صورت غیر پیوسته (مانند روز، ماه و سال) [2] اندازه گیری می‌شود، متداول می‌باشد. در این مقاله، زمان بارداری زنان به وسیله مدل مخاطره زمان گسسته مورد تحلیل قرار می‌گیرد. واقعه مورد نظر، بارداری منجر به یک تولد است که نه ماه پیش از تاریخ تولد در نظر گرفته می‌شود. میزان مخاطره زمان گسسته چنین تعریف می‌شود (الیسون ۱۹۸۲):

$$P_{it} = \Pr[T_i = t \mid T_i \geq t, x_{it}]$$

1. Discrete time hazard model

۲. در این خصوص می‌توان به مثال‌هایی مانند روز تولد و سال ازدواج که در پیمایش‌ها مورد سوال قرار می‌گیرد اشاره نمود.

magiran.com

به طوری که T_i یک متغیر تصادفی گسسته است که زمانی را که انتهای دوره مشاهده در آن قرار می‌گیرد شامل می‌گردد. x_{it} متغیری است که می‌تواند ثابت یا تغییر کننده در طول زمان باشد. در مدل مخاطره زمان گسسته، مخاطره پایه پارامتری نمی‌شود و به عبارت دیگر، درباره شکل تابعی تاثیر زمان هیچ فرضی در نظر گرفته نمی‌شود. طول زمان به تعدادی (k) طبقه تقسیم می‌شود و چنین فرض می‌شود که در هر طبقه ریسک وقوع واقعه برای افرادی با ارزش‌های متغیری یکسان، ثابت می‌باشد.

متغیر زمان تعداد ماهها از شروع ریسک بارداری تولد $n+1$ (تولد فرزند n برای موالید دوم به بعد و تاریخ ازدواج برای تولد اول) تا بارداری (برای افرادی که به فرزندآوری ادامه داده اند) یا تاریخ پیمایش (برای مشاهدات حذف شده یا افرادی که به فرزندآوری ادامه نداده اند) است[1].

برای برآورد میزان مخاطره، مدل مخاطره زمان گسسته با استفاده از تابع رگرسیون لوجستیک برآورد گردیده است. به طوری که جنکینز (۱۹۹۵) اشاره می‌کند، اگر داده‌ها به صورت نفر ماه درآیند، مدل درست نمایی دقیقا همان شکل یک مدل رگرسیون لاجیت دوتایی استاندارد را دارد. با استفاده از این تابع، می‌توان میزان مخاطره را به صورت زیر تعریف کرد:

$$P_{it} = 1/\left[1+\exp(-\alpha_t - \beta' x_{it})\right]$$

که می‌توان آن را به صورت لاجیت نیز نوشت:

$$\log\left[P_{it}/(1-P_{it})\right] = \alpha_t + \beta' x_{it}$$

به طوری که α_t به مخاطره اجازه می‌دهد تا با زمان تغییر کند و در نتیجه استفاده از متغیرهای تغییرکننده در طول زمان را ممکن می‌سازد زیرا x_{it} می‌تواند هم متغیرهای

---

۱. این تحلیل بارداری‌هایی را شامل می‌گردد که تا تاریخ پیمایش جمعیت و سلامت (۱۳۷۹) به تولد زنده منتهی گردیده‌اند زیرا این پیمایش اطلاعاتی را راجع به طول دوره بارداری برای زنانی که در زمان پیمایش باردار بوده‌اند ارائه نمی‌دهد. از سوی دیگر، بارداری‌هایی که به سقط جنین (ارادی یا غیر ارادی) منتهی گردیده‌اند به سبب عدم وجود اطلاعات وارد تحلیل نشده‌اند.

magiran.com

ثابت و هم متغیرهای تغییر کننده در طول زمان را شامل گردد. در این مطالعه، تحصیلات و سن زنان (در سطح فردی) و تمامی متغیرهای زمینه‌ای در سطح شهرستان به صورت متغیرهای تغییر کننده در طول زمان معرفی شده‌اند (نحوه ساخت این متغیرها در ادامه مقاله و در بخش متغیرها ارائه می‌گردد).

تحلیل حاضر ناهمگونی مشاهده نشده را در نظر می‌گیرد تا تاثیر متغیرهای حذف شده (متغیرهایی که وارد کردن آنها در مدل به سبب عدم وجود اطلاعات ممکن نبوده است) کنترل گردد. به طوری که در بخش مربوط به متغیرها خواهیم دید در این مطالعه امکان سنجش تاثیر تعدادی از عواملی که به طور بالقوه می‌توانند بر رفتار فرزندآوری تاثیر گذارند وجود نداشته است. بدین منظور دو مدل برآورد می‌گردد: یکی با در نظر گرفتن تاثیر ناهمگونی مشاهده نشده و دیگری بدون در نظر گرفتن این تاثیر. به این ترتیب می‌توان نتایج در نظر گرفتن این ناهمگونی را در تحلیل مورد مقایسه قرار داد. در مدلی که ناهمگونی مشاهده نشده را در نظر می‌گیرد، مخاطره به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\log[P_{it}/(1-P_{it})] = \alpha_t + \beta' x_{it} + \varepsilon_i$$

به طوری که ε_i ضریب ناهمگونی مشاهده نشده[1] است.

این مدلها با استفاده از دستور **pgmhaz** در استیتا[2]، که توسط جنکینز (۱۹۹۷) معرفی گردیده است، برآورد می‌گردد. برای استفاده از این دستور و همچنین به منظور وارد کردن متغیرهای تغییر کننده در طول زمان، داده‌ها به صورت نفرماه سازمان یافته‌اند. این دستور، به وسیله درست نمایی حداکثر[3]، دو مدل مخاطره متناسب زمان گسسته را برآورد می‌کند که یکی از آنها یک توزیع مخلوط گاما[4] را برای خلاصه کردن

1. Unobserved heterogeneity term
2. STATA
3. Maximum likelihood
4. Gamma mixture distribution

magiran.com

ناهمگونی مشاهده نشده وارد می‌کند. این دو مدل عبارتند از (۱) مدل پرنتیز و گلوکر[1] (۱۹۷۸) و (۲) مدل پرنتیز و گلوکر (۱۹۷۸) با وارد کردن یک توزیع مخلوط گاما برای خلاصه کردن ناهمگونی مشاهده نشده، به طوری که توسط میر[2] (۱۹۹۰) پیشنهاد شده است. در این جا لازم است به محدودیت این روش نیز اشاره شود. این روش به ما اجازه نمی‌دهد ساختار چند سطحی داده‌ها را در نظر بگیریم (روش ایده آل برای در نظر گرفتن چنین ساختاری استفاده از روش چند سطحی زمان تا واقعه است)؛ در این داده‌ها ممکن است همبستگی‌های درون خوشه‌ای (به سبب روش نمونه گیری) و درون شهرستانی (به سبب استفاده از متغیرهای زمینه‌ای در سطح شهرستان) وجود داشته باشد که البته وارد کردن متغیرهای منطقه جغرافیایی می‌تواند تا حدی از اهمیت این تاثیرات بکاهد. اما به سبب اهمیت بسیار زیاد کنترل تاثیر متغیرهای مشاهده نشده مهم در داده‌های مورد استفاده و نیز به منظور امکان مقایسه چنین تاثیری بر رفتار ازدواج و باروری زنان در ایران، این مقاله روش یاد شده را مورد استفاده قرار می‌دهد.

نمونه

اولین مرحله برای شروع تحلیل، انتخاب نمونه مناسب است. بدین منظور برآوردهای بقای کپلن – میر[3] بارداری‌های اول تا چهارم زنانی که در دوره‌های زمانی پنج ساله ۱۳۷۹-۱۳۵۵ در معرض بارداری بوده‌اند محاسبه گردید. طبق این برآوردها، احتمال انتقال از ازدواج به بارداری اول تقریبا در طول زمان ثابت بوده است، اگرچه تاخیری در بارداری اول در آخرین کوهورت (۱۳۷۹-۱۳۷۵) مشاهده می‌گردد[4]. آنچه به مطالعه کنونی مرتبط است، تاخیر قابل توجه در بارداری‌های دوم، سوم و چهارم می‌باشد. طبق

1. Prentice and Gloecker
2. Meyer
3. Kaplan-Meier survival estimates

۴. این مشاهده با افزایش اخیر در استفاده از وسایل پیشگیری از بارداری پیش از تولد اولین فرزند در میان زنان ازدواج کرده همخوانی دارد (برای اطلاعات بیشتر در این زمینه به عباسی شوازی و همکاران (۲۰۰۹) مراجعه نمایید).

magiran.com

برآوردهای بقای کپلن – میبر، کمتر از ۱۰ درصد زنانی که پیش از سال ۱۳۶۵ در معرض بارداری دوم قرار گرفته‌اند (یا فرزند اول خود را به دنیا آورده اند) بارداری دوم خود را تا ۵۱ ماه تجربه نکردند در مقایسه با، به ترتیب، ۱۶٫۰، ۳۳٫۰ و ۶۰٫۰ درصد افرادی که در دوره‌های ۱۳۶۹-۱۳۶۵، ۱۳۷۴-۱۳۷۰ و ۱۳۷۹-۱۳۷۵ در معرض این واقعه قرار گرفته‌اند. به همین ترتیب، کمتر از ۱۴ درصد از زنانی که پیش از سال ۱۳۶۵ در معرض بارداری سوم قرار گرفته‌اند بارداری سوم خود را تا ۵۱ ماه تجربه نکردند، در مقایسه با، به ترتیب، ۲۷٫۰، ۴۹٫۰ و ۷۱٫۰ درصد زنانی که در دوره‌های ۱۳۶۹-۱۳۶۵، ۱۳۷۴-۱۳۷۰ و ۱۳۷۹-۱۳۷۵ در معرض این واقعه قرار گرفته‌اند. برآوردهای بقای کپلن – میبر مربوط به وقوع بارداری چهارم نیز بسیار شبیه به بارداری سوم است. از این رو، نمونه زنانی را شامل می‌گردد که بین سال‌های ۱۳۶۵ و ۱۳۷۴ در معرض بارداری‌های دوم و سوم قرار گرفته‌اند (یا فرزند اول یا دوم خود را به دنیا آورده اند)[1]. رفتار باروری نمونه تا ۵۱ ماه تعقیب می‌گردد تا از هر گونه تورش ناشی از زمان‌های متفاوت در معرض واقعه بودن جلوگیری گردد. با انتخاب این نمونه می‌توان رفتار فرزندآوری زنان را طی دوره کاهش قابل توجه باروری در ایران (۱۳۷۸-۱۳۶۵) بررسی نمود.

متغیرها

فهرست و توزیع نفرماه‌های وارد شده در تحلیل برای متغیرهای مهم مورد استفاده در جدول ۱ ارائه گردیده است. متغیرهای مورد استفاده در بخش فردی عبارتند از دوره در معرض باروری بودن (یا متغیر زمان)، ویژگی‌های زنان (سن، تحصیلات، سن ازدواج، کوهورت و منطقه مورد سکونت بر اساس قومیت غالب) و ویژگی‌های تولد/موالید پیشین (تجربه مرگ، جنس و فاصله تولد قبلی). در این بخش، متغیر تحصیلات به

۱. رفتار فرزندآوری کوهورت ۱۳۷۹-۱۳۷۵ تحلیل نمی‌گردد زیرا اکثر این زنان مدت بسیار کوتاهی در معرض بارداری قرار داشته‌اند.

magiran.com

صورت متغیری تغییر کننده در طول زمان وارد تحلیل گردیده است. به عبارت دیگر، ارزش این متغیر که در اصل وضعیت جاری تحصیلی (آخرین مدرک تحصیلی در زمان پیمایش) را نشان می‌دهد، با استفاده از منبع داده‌ای سیستم‌های تحصیلات عالی جهانی[1] (سازمان تحصیلی، علمی و فرهنگی سازمان ملل متحد[2] ۲۰۰۸) و بر اساس سنین متفاوتی که زنان در معرض بارداری قرار گرفته اند، اصلاح گردیده است. بدین ترتیب متغیر تحصیلات، تحصیلات زنان را در طول دوره‌ای که در معرض بارداری قرار داشته‌اند نشان می‌دهد[3].

متغیر سن نیز به عنوان متغیری تغییر کننده در طول زمان معرفی شده است. این متغیر، سن زنان را در طول دوره‌ای که در معرض بارداری قرار داشته‌اند نشان می‌دهد. همان طور که در جدول ۱ دیده می‌شود، حدود ۴۰ درصد زنان در معرض بارداری‌های دوم یا سوم دارای تحصیلات ابتدایی بوده‌اند اما سطوح تحصیلی بالاتر از ابتدایی در میان زنانی که در معرض بارداری دوم بوده‌اند رایج تر بوده است. این مساله می‌تواند به ساختار سنی جوان تر این گروه (به جدول ۱ مراجعه کنید) و بهبود تحصیلات زنان در طول زمان مربوط باشد. به همین ترتیب، با توجه به ساختار سنی جوان تر زنانی که در معرض بارداری دوم قرار داشته اند، سن ازدواج بالاتر این افراد (۴۷/۷ درصد این افراد قبل از ۱۸ سالگی ازدواج کرده اند، نسبت به ۵۶/۹ درصد افرادی که در معرض بارداری سوم قرار داشته اند) می‌تواند منعکس کنند روند افزایشی سن ازدواج زنان در طول زمان باشد.

از میان متغیرهای مربوط به تولد/موالید پیشین، متغیر فاصله تولد قبلی، برای افرادی

1. World Higher Education Systems data base
2. United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization

۳. به عنوان مثال، زنی را در نظر بگیرید که در سن ۱۹ سالگی بارداری فرزند دوم را تجربه کرده است اما سطح تحصیلی او در زمان پیمایش تحصیلات دانشگاهی گزارش شده است. از آنجا که امکان اخذ مدرک دانشگاهی برای این زن در طول دوره‌ای که در معرض بارداری دوم قرار داشته (تولد فرزند اول تا بارداری فرزند دوم در سن ۱۹ سالگی) وجود نداشته است، تحصیلات این زن در دوره‌ای که در معرض بارداری دوم بوده است، مطابق سطوح تحصیلی رسمی تعدیل شده است.

magiran.com

که در معرض بارداری دوم هستند، فاصله بین ازدواج و بارداری اول را منعکس می‌کند و برای زنانی که در معرض بارداری سوم قرار داشته اند، فاصله بین تولد فرزند اول و بارداری دوم را نشان می‌دهد. رودریگوئز و همکاران[1] (۱۹۸۳) و تراسل و همکاران[2] (۱۹۸۵) نشان می‌دهند که فاصله تولد قبلی بر باروری تاثیر می‌گذارد، به طوری که فاصله‌های تولد قبلی کوتاهتر با فاصله‌های تولد بعدی کوتاهتر همبسته هستند و بالعکس. رودریگوئز و همکاران (۱۹۸۳) استدلال می‌کنند که این عامل می‌تواند تاثیر عوامل زیست شناختی همچون شیردهی و استفاده از وسایل پیشگیری از بارداری را منعکس نماید. در این مطالعه نیز چنین انتظار می‌رود که زنان دارای فاصله تولد کمتر، احتمال بارداری بعدی بیشتری را تجربه نمایند. متغیر کوهورت نشان می‌دهد که زنان در چه دوره زمانی در معرض بارداری قرار داشته‌اند. مطابق برآوردهای کپلن – میبر (به بخش انتخاب نمونه مراجعه کنید)، چنین انتظار می‌رود که زنانی که دیرتر در معرض بارداری قرار گرفته‌اند (کوهورت ۱۳۷۴-۱۳۷۰)، نسبت که به افرادی که زودتر در معرض بارداری قرار گرفته‌اند (کوهورت ۱۳۶۹-۱۳۶۵)، به سبب احتمال دسترسی بیشتر به خدمات تنظیم خانواده و سایر تغییرات اجتماعی – اقتصادی روی داده، از احتمال بارداری کمتری برخوردار باشند.

در سطح زمینه‌ای نیز متغیرهای متعددی در دو طبقه *پایگاه اجتماعی – اقتصادی زنان* و *فرایند توسعه اجتماعی–اقتصادی* وارد تحلیل گردیده‌اند (به جدول ۱ مراجعه نمایید). به منظور در نظر گرفتن تغییرات زمانی در زمینه اجتماعی–اقتصادی فرزندآوری، از اطلاعات سرشماری‌های ۱۳۶۵ و ۱۳۷۵ استفاده شده است. برای زمان‌های بین ۱۳۶۵ و ۱۳۶۹، متغیرهای زمینه‌ای از سرشماری ۱۳۶۵ و برای زمان‌های پس از ۱۳۶۹ این متغیرها از سرشماری ۱۳۷۵ گرفته شده‌اند. به عنوان مثال متغیرهای

1. Rodriguez et al.
2. Trussell et al.

magiran.com

زمینه‌ای برای زنانی که در سال ۱۳۶۵ در معرض فرزندآوری قرار گرفته‌اند از سرشماری ۱۳۶۵ گرفته شده است زیرا تمام ۵۱ ماهی که این زنان می‌توانسته‌اند در معرض بارداری قرار داشته باشند قبل از سال ۱۳۶۹ قرار دارد. بر همین اساس، متغیرهای زمینه‌ای برای زنانی که در سال ۱۳۶۶ در معرض بارداری قرار گرفته اند، در ماه‌های ۴۷-۰ در معرض بارداری بودن از سرشماری ۱۳۶۵ گرفته شده است و برای ماه‌های ۵۱-۴۸ از سرشماری ۱۳۷۵ و الی آخر.

magiran.com

جدول ۱. توزیع نمونه بر اساس متغیرهای وارد شده در تحلیل باروری

متغیر	بارداری دوم	بارداری سوم
متغیر سطح فردی	**درصد**	**درصد**
تحصیلات		
بیسواد	۲۴/۹۳	۳۸/۵۸
ابتدایی	۴۱/۰۷	۴۱/۳۸
راهنمایی	۱۷/۸۷	۱۱/۸۹
دبیرستان	۱۳/۰۷	۶/۹۸
دانشگاه	۳/۰۶	۱/۱۷
سن ازدواج (سال)		
<۱۸	۴۷/۶۷	۵۶/۸۷
۱۸-۲۲	۴۰/۲۳	۳۶/۱۷
+۲۳	۱۲/۱۰	۶/۹۶
سن (سال)		
<۲۰	۳۲/۷۰	۱۶/۱۸
۲۰-۲۴	۴۷/۱۱	۵۲/۲۹
+۲۵	۲۰/۱۹	۳۱/۵۳
منطقه (بر اساس قومیت غالب)		
غالبا فارس نشین	۳۵/۳۹	۳۷/۳۷
غالبا گیلک نشین	۴/۲۷	۳/۳۵
غالبا مازندرانی نشین	۵/۸۲	۵/۴۸
غالبا ترک نشین	۱۲/۰۱	۱۱/۱۸
غالبا کرد نشین	۲/۳۴	۲/۱۶
غالبا لر نشین	۳/۳۸	۴/۳۶
غالبا بلوچ نشین	۱/۴۰	۲/۰۵
غالبا فارس و ترک نشین	۲۲/۱۶	۱۶/۳۴
مخلوط	۱۳/۲۲	۱۷/۷۱
فاصله تولد قبلی (ماه)		
<۱۳	۱۸/۲۲	۷/۶۳
۱۳-۲۴	۳۲/۲۲	۴۰/۶۱
۲۵-۳۶	۲۳/۱۲	۲۷/۶۴
+۳۷	۲۶/۴۴	۲۴/۱۲
تجربه مرگ و میر کودکان		
عدم تجربه	۹۶/۹۱	۸۸/۲۵
تجربه دست کم یک مرگ و میر	۳/۰۹	۱۱/۷۵
جنس کودکان		
مذکر	۵۱/۲۹	۲۷/۴۰
مونث	۴۸/۷۱	۲۵/۳۷
هردو	-	۴۷/۲۳
کوهورت		
قرار گرفتن در معرض فرزندآوری در طول دوره ۱۳۶۹-۱۳۶۵	۴۷/۴۹	۶۰/۷۷
قرار گرفتن در معرض فرزندآوری در طول دوره ۱۳۷۴-۱۳۷۰	۵۲/۵۱	۳۹/۲۳
متغیرهای سطح زمینه ای	**میانگین (انحراف معیار)**	**میانگین (انحراف معیار)**
پایگاه اجتماعی – اقتصادی زنان		
نسبت زنان باسواد	۰/۶۳۴(۰/۱۵۶)	۰/۵۹۵(۰/۱۶۵)
نسبت زنان دارای تحصیلات پس از ابتدایی	۰/۳۶۸(۰/۱۰۲)	۰/۳۵۷(۰/۱۰۲)
نسبت زنان دارای تحصیلات دانشگاهی	۰/۰۳۱(۰/۰۱۷)	۰/۰۲۷(۰/۰۱۶)
نسبت زنان فعال از نظر اقتصادی (شاغل یا بیکار در جستجوی کار)	۰/۰۷۷(۰/۰۵۲)	۰/۰۷۱(۰/۰۵۰)
نسبت زنان شاغل	۰/۰۵۸(۰/۰۴۷)	۰/۰۶۴(۰/۰۵۰)
فرایند توسعه اجتماعی – اقتصادی		
نسبت جمعیت شهری	۰/۵۱۶(۰/۲۱۴)	۰/۴۸۵(۰/۲۱۳)
نسبت جمعیت شاغل در کشاورزی	۰/۲۹۴(۰/۱۵۶)	۰/۳۱۵(۰/۱۵۷)
نسبت جمعیت شاغل در صنعت	۰/۱۳۳(۰/۰۸۹)	۰/۱۱۷(۰/۰۸۴)
نسبت جمعیت باسواد	۰/۷۰۹(۰/۱۲۷)	۰/۶۷۸(۰/۱۳۴)
نسبت جمعیت دارای تحصیلات بیش از ابتدایی	۰/۴۱۷(۰/۰۸۱)	۰/۴۰۹(۰/۰۸۰)
نسبت جمعیت دارای تحصیلات دانشگاهی	۰/۰۴۸(۰/۰۲۰)	۰/۰۴۴(۰/۰۱۹)
نسبت کودکان شاغل در تحصیل	۰/۸۱۵(۰/۱۲۲)	۰/۷۹۰(۰/۱۲۶)
نسبت کودکان فعال از نظر اقتصادی (شاغل یا بیکار در جستجوی کار)	۰/۰۵۷(۰/۰۴۸)	۰/۰۶۱(۰/۰۴۹)
نسبت کودکان شاغل	۰/۰۳۷(۰/۰۳۶)	۰/۰۳۸(۰/۰۳۸)
تعداد کل نفرماه های در معرض بارداری	۴۰۲۸۹۷	۲۹۱۸۲۵

magiran.com

متغیرهای طبقه اول (*پایگاه اجتماعی – اقتصادی زنان*) به ما امکان می‌دهد تا تاثیر بالقوه منفی پایگاه بالاتر زنان در هر منطقه را بر وقوع بارداری در آن منطقه بیازماییم. همان گونه که در جدول ۱ مشاهده می‌گردد، زنانی که در معرض بارداری فرزند دوم قرار داشته اند، به طور کلی از پایگاه بالاتری برخوردارند. به عبارت دیگر، این زنان در مناطقی زندگی می‌کنند که نسبت زنان باسواد بالاتر است، زنان تحصیلات دانشگاهی بالاتری داشته و بیشتر در بازار کار مشارکت دارند.

متغیرهای طبقه دوم (*فرایند توسعه اجتماعی – اقتصادی*)، سنجش نحوه تاثیر فرایند توسعه بر وقوع بارداری را ممکن می‌سازد. چنین انتظار می‌رود که زنانی که در مناطق توسعه یافته تر زندگی می‌کنند، به سبب افزایش هزینه‌ها و کاهش منافع فرزندآوری، احتمال بارداری کمتری را تجربه کنند. آمارهای توصیفی حکایت از آن دارند که زنانی که در معرض بارداری دوم قرار داشته اند، به طور کلی در مناطق توسعه یافته تری نیز زندگی کرده‌اند (بر حسب تحصیلات جمعیت، اقامت در مناطق شهری، زندگی در مناطق صنعتی و تحصیلات کودکان ۱۴-۱۰ ساله).

یافته‌ها

به منظور بررسی عوامل موثر بر تغییرات اخیر در باروری زنان در ایران و نیز تشخیص تاثیر ناهمگونی مشاهده نشده در این تحلیل‌ها دو مدل مخاطره زمان گسسته (یکی برای وقوع بارداری دوم و دیگری برای وقوع بارداری سوم) برآورد گردیده است (به جدول ۲ مراجعه نمایید). بیان این نکته نیز لازم است که از میان متغیرهای زمینه‌ای دارای همبستگی بالا (بیشتر از ۰/۶)، متغیرهای دارای بهترین برازش انتخاب شده‌اند.

در پاسخ به هدف روش شناختی مقاله یعنی تشخیص تاثیر ناهمگونی مشاهده نشده (در اثر ویژگی‌های مشاهده نشده نمونه)، عدم معنی داری آماری ضریب واریانس گاما (e2.961-۰۷ برای بارداری دوم و e5.304-۰۷ برای بارداری سوم) نشان می‌دهد که پس از کنترل متغیرهایی که وارد مدل شده‌اند ویژگی‌های مشاهده نشده نقش معنی

magiran.com

داری را در تجربه باروری زنان ایفا نمی‌کنند. به همین سبب نیز در این مقاله نتایج مدلی که ناهمگونی مشاهده نشده را در نظر نمی‌گیرد ارائه گردیده است. در ادامه نتایج برآوردهای به دست آمده ارائه می‌گردد تا تصویر روشن تری از نقش عوامل فردی و زمینه‌ای موثر بر تجربه فرزندآوری زنان در ایران ترسیم گردد.

نقش عوامل فردی: نتایج نشان می‌دهد که *تحصیلات* بالاتر مخاطره بارداری‌های دوم و سوم را کاهش می‌دهد. پس از کنترل تمامی متغیرها، برتری بارداری دوم[1] $(100\times[(\exp(b_t)-1)])$ برای زنان دارای تحصیلات ابتدایی، راهنمایی، دبیرستانی و دانشگاهی، به ترتیب، ۱۳٫۱، ۲۹٫۳، ۳۵٫۵ و ۳۶٫۹ درصد کمتر از بیسوادان است[2]. در مورد بارداری سوم نیز برتری بارداری زنان دارای سطوح تحصیلی متوالی فوق، به ترتیب، ۱۴٫۱، ۲۱٫۲، ۲۳٫۰ و ۲۰٫۰ درصد کمتر از زنان بیسواد می‌باشد[3]. متغیر تاثیر گذار دیگر بر بارداری‌های دوم و سوم، *مرگ و میر کودکان* است. به طور خاص، برتری بارداری دوم و سوم در میان زنان دارای تجربه مرگ و میر کودکان، به ترتیب، ۴۲٫۵ و ۳۳٫۴ درصد بیش از زنان فاقد این تجربه است.

یافته‌ها حاکی از آن است که جنس فرزند اول تا حد کمی بر شانس بارداری دوم موثر می‌باشد؛ برتری بارداری دوم در میان زنانی که فرزند اولشان دختر بوده است ۳٫۷ درصد بیش از زنانی است که فرزند اولشان پسر بوده است. به علاوه، مخاطره بارداری دوم در میان *کوهورت* زنانی که دیرتر در معرض فرزندآوری قرار گرفته است (۱۳۷۴-۱۳۷۰) کمتر از کوهورتی است که زودتر در معرض این واقعه قرار گرفته‌اند (کوهورت

1. Odds of second conception

۲. تفاوت بین برتری ازدواج برای سطوح متفاوت تحصیلی در سطوح ۵-۱٪ معنی دار است، به جز تحصیلات دانشگاهی که به طور معنی داری از سطوح تحصیلی راهنمایی و دبیرستانی متفاوت نیست.

۳. تفاوت بین برتری ازدواج برای سطوح متفاوت تحصیلی در سطوح ۵-۱٪ معنی دار است، به جز تحصیلات دبیرستانی که به طور معنی داری از سطوح تحصیلی راهنمایی و دانشگاهی متفاوت نیست و نیز تحصیلات دانشگاهی که تنها از بیسوادی به طور معنی داری متفاوت می‌باشد.

magiran.com

۱۳۶۹-۱۳۶۵). هیچ یک از این متغیرها بر وقوع بارداری سوم تاثیر نگذاشته‌اند و شواهدی مبنی بر تاثیر سایر متغیرهای فردی بر وقوع بارداری‌های دوم و سوم نیز یافت نشد.

در مورد تاثیر *منطقه* سکونت (بر اساس قومیت غالب)، یافته‌ها نشان می‌دهد که در نظر گرفتن عوامل گوناگون در سطوح فردی و زمینه‌ای به طور کلی تفاوت‌های قومی در فرزندآوری را از بین می‌برد. تنها زنان مناطق غالبا مازندرانی نشین هستند که حتی پس از کنترل این عوامل نیز مخاطره بارداری دوم بیشتری از زنان مناطق غالبا فارس نشین دارند. در مورد بارداری سوم نیز، تنها زنان مناطق غالبا بلوچ نشین تفاوت‌های باروری خود را با مناطق فارس نشین حفظ می‌کنند. این یافته از نقش مهم عوامل اجتماعی – اقتصادی در تبیین تفاوت‌های باروری در اکثر قریب به اتفاق مناطق قومی حکایت دارد.

نقش عوامل زمینه ای: تنها متغیرهای زمینه‌ای موثر بر وقوع بارداری دوم عبارتند از فعالیت اقتصادی زنان، سکونت در مناطق صنعتی و اشتغال به تحصیل کودکان. به طور خاص، زندگی در مناطقی که نسبت‌های زنان فعال از نظر اقتصادی، جمعیت شاغل در مشاغل صنعتی و کودکان شاغل به تحصیل بیشتر است، شانس بارداری را کمتر می‌کند. سهم این عوامل نیز مشابه است به طوری که زندگی در مناطق دارای یک انحراف معیار کمتر و یک انحراف معیار بیشتر از میانگین این سه متغیر، مخاطره بارداری دوم را تا حدود هشت درصد تغییر می‌دهد[1]. تنها متغیر زمینه‌ای موثر بر بارداری سوم عبارت است از نسبت اشتغال به تحصیل کودکان که افزایش در آن باعث کاهش شانس فرزندآوری می‌شود. به طور خاص، زندگی در مناطق دارای یک انحراف معیار کمتر و یک انحراف معیار بیشتر از میانگین این متغیر نیز مخاطره بارداری سوم را به اندازه ۷/۵ درصد تغییر می‌دهد[2].

---

۱. این تغییرات در مخاطره بارداری در دوره زمانی بین ۱۳ تا ۱۶ ماهگی برای زنان دارای تحصیلات ابتدایی و متعلق به طبقه مرجع سایر متغیرهای فردی است.

۲. به پاورقی قبلی مراجعه نمایید.

magiran.com

جدول ۲. برآوردهای پارامتری مدل مخاطره زمان گسسته وقوع بارداری‌های دوم و سوم

متغیر	بارداری دوم	بارداری سوم
دوره (ماه های سپری شده از تولد پیشین)		
۰-۲	۰	
۳-۵	۱/۰۷۸**	۱/۱۴۱**
۶-۸	۱/۱۶۱**	۱/۲۴۸**
۹-۱۲	۱/۴۱۷**	۱/۴۹۵**
۱۳-۱۶	۱/۷۱۰**	۱/۹۸۷**
۱۷-۲۰	۱/۶۸۳**	۲/۰۵۵**
۲۱-۲۴	۱/۷۳۴**	۲/۱۷۵**
۲۵-۳۶	۱/۹۲۴**	۲/۳۰۶**
۳۷-۵۱	۲/۷۸۲**	۳/۰۷۲**
تحصیلات		
بیسواد	۰	۰
ابتدایی	-۰/۱۴۱**	-۰/۱۵۲**
راهنمایی	-۰/۳۴۷**	-۰/۲۳۸**
دبیرستان	-۰/۴۳۹**	-۰/۲۶۱**
دانشگاه	-۰/۴۶۰**	-۰/۲۲۳**
سن ازدواج (سال)		
<۱۸	۰	۰
۱۸-۲۲	-۰/۰۱۱	-۰/۰۴۰
۲۳+	۰/۰۳۲	-۰/۱۰۲
سن (سال)		
<۲۰	۰	۰
۲۰-۲۴	۰/۰۱۲	۰/۰۵۲
۲۵+	۰/۰۳۹	۰/۰۴۴
منطقه (بر اساس قومیت غالب)		
غالبا فارس نشین	۰	۰
غالبا گیلک نشین	۰/۰۰۷	۰/۱۲۳
غالبا مازندرانی نشین	-۰/۱۴۶**	-۰/۰۹۶
غالبا ترک نشین	-۰/۰۰۸	-۰/۰۴۲
غالبا کرد نشین	-۰/۰۶۰	-۰/۰۴۱
غالبا لر نشین	۰/۰۲۲	-۰/۰۰۳
غالبا بلوچ نشین	۰/۰۲۶	۰/۱۰۱*
غالبا فارس و ترک نشین	-۰/۰۵۱	-۰/۰۰۶
مخلوط	۰/۰۷۸**	۰/۰۷۸*
فاصله تولد قبلی (ماه)		
<۱۳	۰	۰
۱۳-۲۴	-۰/۰۱۱	-۰/۰۴۱
۲۵-۳۶	۰/۰۰۳	-۰/۰۵۶
۳۷+	۰/۰۱۸	-۰/۰۶۴
تجربه مرگ و میر کودکان		
عدم تجربه	۰	۰
تجربه دست کم یک مرگ و میر	۰/۴۸۷**	۰/۲۸۸**
جنس کودکان		
مذکر	۰	۰
مونث	۰/۰۳۶**	۰/۰۴۱
هردو	-	-۰/۰۳۰
کوهورت		
قرار گرفتن در معرض فرزندآوری در طول دوره ۱۳۶۹-۱۳۶۵	۰	۰
قرار گرفتن در معرض فرزندآوری در طول دوره ۱۳۷۴-۱۳۷۰	-۰/۲۲۲**	-۰/۰۳۰
پایگاه اجتماعی – اقتصادی زنان		
نسبت زنان دارای تحصیلات پس از ابتدایی	-۰/۰۴۹	-۰/۱۲۸
نسبت زنان فعال از نظر اقتصادی (شاغل یا بیکار در جستجوی کار)	-۰/۹۰۳**	-۰/۴۶۴
فرایند توسعه اجتماعی – اقتصادی		
نسبت جمعیت شهری	-۰/۰۲۱	-۰/۰۰۶
نسبت جمعیت شاغل در صنعت	-۰/۵۳۹**	-۰/۱۱۸
نسبت کودکان شاغل در تحصیل	-۰/۳۷۴**	-۰/۳۳۲*
نسبت کودکان فعال از نظر اقتصادی (شاغل یا بیکار در جستجوی کار)	-۰/۲۱۶	۰/۳۴۳
مقدار ثابت	-۳/۳۸۵**	-۴/۱۱۸**

magiran.com

جمع بندی و نتیجه گیری

این مقاله در نظر داشت تا ضمن بررسی عوامل فردی و زمینه‌ای موثر بر تغییرات صورت گرفته در باروری زنان در ایران طی دهه‌های ۱۳۶۰ و ۱۳۷۰، نقش ناهمگونی مشاهده نشده (ویژگی‌های مشاهده نشده زنان) را در تبیین این تغییرات مشخص سازد. بنابراین، یافته‌های این مقاله را می‌توان در دو بخش خلاصه نمود: یافته‌های روش شناختی مربوط به اهمیت در نظر گرفتن ناهمگونی مشاهده نشده در تحلیل‌های پیشینه واقعه و یافته‌های مربوط به تاثیر عوامل اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی موثر بر تغییرات در رفتار باروری زنان در ایران.

یافته‌های بخش نخست مشخص ساخت که بر خلاف نتایج مطالعات پیشین مبنی بر تاثیر معنی دار ناهمگونی مشاهده نشده بر رفتار ازدواج زنان در ایران (ترابی و بشییری ۲۰۱۰)، این ناهمگونی تاثیر معنی داری بر رفتار باروری نمونه مورد بررسی نداشته است. به عبارت دیگر، اگرچه تحلیل باروری دچار محدودیت در کنترل تعیین کننده‌های بالقوه مهمی همچون استفاده از وسایل پیشگیری از بارداری و شیردهی بود، اما نتایج نشان می‌دهد که پس از کنترل متغیرهایی که وارد تحلیل شدند، متغیرهای حذف شده تاثیر معنی داری بر رفتار فرزندآوری نداشته‌اند. این یافته می‌تواند از نقش مسلط عوامل وارد شده در تحلیل (همچون تحصیلات یا تجربه مرگ و میر کودکان) حکایت کند. بنابراین در پاسخ به پرسش مطرح شده در مورد اهمیت در نظر گرفتن ناهمگونی مشاهده نشده در تحلیل‌های پیشینه واقعه می‌توان چنین جمع بندی نمود که در نظر گرفتن این ناهمگونی به پژوهشگران کمک می‌کند تا اهمیت عوامل بالقوه موثر بر پدیده مورد مطالعه را دریابند و در صورت یافتن شواهدی مبنی بر تاثیر این گونه عوامل سعی نمایند اطلاعات مناسبی را در مورد این عوامل جمع آوری کرده و اهمیت هر یک را به طور مستقیم بسنجند. به علاوه، در صورت معنی دار بودن تاثیر ناهمگونی

magiran.com

مشاهده نشده، کنترل آن در مدل تحلیلی، برآوردهای صحیحی را در اختیار پژوهشگران قرار می‌دهد.

بخش دوم یافته ها، تاثیر عوامل گوناگون را بر وقوع بارداری‌های دوم و سوم زنان مشخص ساخت. بر اساس این یافته ها، کاهش اخیر در وقوع بارداری‌های دوم و سوم را می‌توان علاوه بر افزایش تحصیلات زنان و کاهش مرگ و میر کودکان (در سطح فردی) به افزایش اشتغال به تحصیل کودکان (در سطح زمینه ای) نسبت داد. از میان عوامل فردی، تحصیلات زنان نقش مهمی را ایفا نموده است. به طور خاص افزایش تحصیلات (به ویژه تا سطح دبیرستان) شانس فرزند آوری زنان را به طور قابل توجهی کاهش می‌دهد. تحصیلات می‌تواند از طریق تغییر نگرش در زنان نسبت به شرایط گسترش بعد خانواده (مانند کیفیت مطلوب فرزندان) و نیز از طریق معرفی نقش‌های جایگزین مادری، هزینه‌های فرصت فرزندآوری را افزایش داده و بر آن تاثیر گذارد. متغیر دیگر تاثیر گذار بر وقوع بارداری‌های دوم و سوم (در سطح فردی)، عدم تجربه مرگ و میر فرزند/فرزندان قبلی است. مرگ و میر کودکان می‌تواند از طریق مکانیزم‌های زیستی و رفتاری فرزندآوری را تسهیل نماید. از این رو، عدم تجربه این واقعه می‌تواند این عوامل تسهیل کننده بارداری را مرتفع ساخته و باعث کاهش شانس فرزندآوری گردد.

یافته‌ها همچنین نشان از تاثیر کمرنگ ترجیحات جنسی در وقوع دومین بارداری دارند، به طوری که شانس بارداری دوم در میان زنان دارای یک فرزند دختر کمی بیش از زنانی است که یک فرزند پسر دارند. متغیر دیگر تاثیر گذار بر بارداری دوم، زندگی در مناطق صنعتی است. پس از کنترل متغیرهای گوناگون، زندگی در مناطق صنعتی شانس بارداری دوم را کاهش می‌دهد. چنین نقشی را می‌توان به زمینه اجتماعی و اقتصادی این مناطق نسبت داد. به نظر می‌رسد زندگی در مناطق صنعتی، با کمرنگ کردن روش‌های خانوادگی تولید و در نتیجه کاهش منافع اقتصادی و افزایش هزینه‌های فرزندان، منافع داشتن خانواده بزرگ را کاهش می‌دهد. به علاوه، وجود نهادهای غیر

magiran.com

خانوادگی و اشکال سرمایه گذاری جدید تر در این مناطق می‌تواند اتکای خانواده‌ها به فرزندانشان را به عنوان منابع تامین امنیت در دوران سالخوردگی و ناتوانی کاهش دهد. نقش مهم منافع و هزینه‌های آنی و آتی فرزندآوری توسط یافته دیگر این مقاله تایید می‌گردد: شانس بارداری‌های دوم و سوم در مناطقی که کودکان بیشتری شاغل به تحصیل هستند کاهش می‌یابد. در واقع، این عامل تنها عامل زمینه‌ای تاثیر گذار بر وقوع بارداری سوم یافت گردید. این یافته را می‌توان تاییدی بر یافته‌های مطالعات پیشین مبنی بر وقوع الگوی توقف فرزندآوری پس از تولد دومین فرزند در کشور (عباسی شوازی، مک دونالد و حسینی چاووشی ۲۰۰۹) دانست، چراکه عوامل اجتماعی-اقتصادی بسیار اندکی بر وقوع بارداری سوم تاثیر می‌گذارند.

یافته‌ها همچنین نشان می‌دهند که تفاوت باروری مناطق قومی در باروری تا حد زیادی تحت تاثیر تفاوت‌های مناطق سکونت گروههای قومی از نظر ویژگی‌های اجتماعی و اقتصادی قرار دارد، به طوری که کنترل این عوامل تفاوت‌های قومی در فرزندآوری را تقریبا به طور کامل از بین می‌برد. این یافته نقش مهم سرمایه گذاری‌های اجتماعی و اقتصادی در مناطق قومی گوناگون برای دست یابی به سیاست‌ها و برنامه‌های مرتبط با باروری در این مناطق را برجسته می‌نماید.

منابع

عباسی شوازی، محمد جلال و فاطمه ترابی. (۱۳۸۵). "سطح، روند و الگوی ازدواج خویشاوندی در ایران". ***نامه انجمن جمعیت شناسی ایران*** ۱(۲): ۱۱۹-۱۴۶.

عباسی شوازی، محمد جلال و رسول صادقی (۱۳۸۴). "قومیت و الگوهای ازدواج در ایران". ***پژوهش زنان*** ۳(۱): ۲۵-۴۷.

عباسی شوازی، محمد جلال و رسول صادقی (۱۳۸۵). "قومیت و باروری: تحلیل رفتار باروری گروه‌های قومی در ایران". ***نامه علوم اجتماعی*** ۲۹: ۲۹-۵۸.

magiran.com

محسنی، منوچهر (۱۳۸۱). بررسی آگاهی، نگرش و رفتارهای اجتماعی – فرهنگی در ایران. تهران: زهد.

مرکز آمار ایران (۱۳۹۰). "نتایج تفصیلی سرشماری‌های عمومی نفوس و مسکن ایران: سطوح ملی، استانی و شهرستانی" [منبع الکترونیکی] http://amar.sci.org.ir..

وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی ایران (۱۳۸۱). ***پیمایش جمعیت و سلامت ایران***. تهران: وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی ایران.

Abbasi-Shavazi, M.J. and P. McDonald (2006). "Fertility Decline in the Islamic Republic of Iran: 1972-2000. " *Asian Population Studies* 2(3): 217-237.

Abbasi-Shavazi, M.J., A.H. Mehryar, G.W. Jones and P. McDonald. (2002). "Population, War and Modernization: Population Policy and Fertility Changes in Iran". *Journal of Population Research* 19(1): 25-46.

Abbasi-Shavazi, M. J., P. McDonald, and M. Hosseini-Chavoshi (2003). "Changes in Family, Fertility Behavior and Attitudes in Iran". Canberra: ANU (Working Papers in Demography: 88).

Abbasi-Shavazi, M.J. and P. McDonald (2008). "Family Change in Iran: Religion, Revolution, and the State". PP 177-98 In R. Jayakody, A. Thornton, , and W. Axinn, (eds.) *International Family Change: Ideational Perspectives.* New York: Lawrence Erlbaum Association..

Abbasi-Shavazi, M.J., P. McDonald and M. Hosseini-Chavoshi (2009). *The Fertility Transition in Iran: Revolution and Reproduction*. Springer.

Aghajanian, A. (1994). "Family planning and contraceptive use in Iran, 1967-1992". *International Family Planning Perspectives* 20: 66-9.

Allison, P.D. (1982). "Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories". In: Leinhardt, S. (ed.). *Sociological Methodology*. San Francisco: Jossey-Bass Publishers: 61-97.

Allison, P.D. (1984). Event History Analysis: Regression for Longitudinal Event Data. Beverly Hills: Sage Publications.

Baschieri, A. and A. Hinde. (2007). "The Proximate Determinants of Fertility and Birth Intervals in Egypt: And Application of Calendar Data". *Demographic Research* 16(3): 59-96.

Becker, G.S. (1988). "Family economics and macro behavior". *American Economic Review* 78**:** 1-13.

Caldwell, J.C. (1982). *Theory of Fertility Decline*. London: Academic.

Cleland, J. and C. Wilson. (1987). "Demand theories of the fertility transition: an iconoclastic view". *Population Studies* 41: 5-30.

magiran.com

Cleland, J. and G. Rodriguez. (1988). "The effect of parental education on marital fertility in developing countries". *Population Studies* 42: 419-42.

Cleves, M.A., W.W. Gould and R.G. Gutierrez. (2004). *An Introduction to Survival Analysis Using Stata.* Stata Press. Texas: US.

Erfani, A. (2005). "Shifts in Social Development and Fertility Decline in Iran: A Cluster Analysis of Provinces: 1986-1996". London: Population Studies Centre (Discussion Paper: 05-12).

Jenkins, S.P. (1995). "Easy Estimation Methods for Discrete-Time Duration Models". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 57: 129-38.

Jenkins, S.P. (1997). "Estimation of Discrete Time (Grouped Duration Data) Proportional Hazards Models: pgmhaz". In *Mimeo: ESRC Research Centre on Micro-Social Change.* Colchester: University of Essex.

Lancaster, T. (1979). "Econometric Methods for the Duration of Unemployment". *Econometrica* 47(4): 939-56.

McDonald, J. and Egger, P.J. (1990). "Discrete-Time Survival Models for the Analysis of Birth Intervals". Paper presented at the Annual Meeting of the Population Association of America. Toronto: Canada.

Meyer, B.M. (1990). "Unemployment Insurance and Unemployment Spells". *Econometrica* 58: 757-82.

Prentice, R.L. and L.A. Gloecker. (1978). "Regression Analysis of Grouped Survival Data with Application to Breast Cancer Data". *Biometrics* 3:57-67.

Preston, S.H. (1987). "Introduction". In Preston, S.H. (ed.). *The Effects of Infant and Child Mortality on Fertility.* New York: Academic Press: 1-18.

Rodriguez, G., J. Hobcraft, J. McDonald, J. Menken and J. Trussell. (1983). "A Comparative Analysis of the Determinants of Birth Intervals". World Fertility Survey Comparative Studies No. 30. Voorburg, Netherlands: International Statistical Institute.

Roudi-Fahimi, F. and M.M. Kent. (2007). "Challenges and Opportunities-The population of the Middle East and North Africa". *Population Bulletin* 62 (2).

Salehi-Isfahani, D. (2009). "Poverty, Inequality, and Populist Politics in Iran". *Journal of Economic Inequality* 7(1): 5-24.

Thornton, A., T. Fricke, L.S. Yang and J.S. Chang. (1994). "Theoretical Mechanisms of Social Change". In: Thornton, A. and H-S. Lin. (eds.). *Social Change and the Family in Taiwan.* Chicago: University of Chicago: 88-115.

Torabi, F and A. Baschieri. (2010). "Ethnic Differences in Transition to First Marriage in Iran: the Role of Marriage Market, Women's Socio-

magiran.com

Economic Status, and Process of Development". *Demographic Research* 22(2): 29-62.

Trussell, J., L.G. Martin, R. Feldman, J.A. Palmore, M. Concepcion and D.N.L.B.D.A. Bakar. (1985). "Determinants of Birth-Interval Length in Philippines, Malaysia and Indonesia: A Hazard-Model Analysis". *Demography* 22(2): 145-68.

United Nations Educational, Scientific, and Cultural Organization. (2008). *IAU Directories–Higher Education Systems.* [electronic resource]. http://www.unesco.org.