magiran.com

برآورد غیرمستقیم میزان سقط جنین عمدی کل با استفاده از مدل تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری در ایران به تفکیک استان‌ها

توکل آقایاری هیر *
امیرهوشنگ مهریار ☆

با وجود نقش مهمی که سقط جنین عمدی در حرکات جمعیتی دارد، حساسیت‌های خاص آن در بسیاری موارد مانع از بررسی معمول مسئله شده است و استفاده از روش‌های غیرمستقیم در مطالعهٔ آن را ضروری می‌سازد. پژوهش حاضر با استفاده از مدل تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری و داده‌های پیمایش جمعیت و سلامت در جمهوری اسلامی ایران (DHS)، در راستای برآورد میزان‌های سقط عمدی کل و تأثیر نسبی بازدارندگی عوامل بلافصل روی باروری در کشور تلاش کرده است. برآوردها نشان می‌دهد هر زن ایرانی در طول دوره‌ی باروری خود و با فرض ثبات نسبی میزان‌های ویژه‌ی سقط عمدیِ زمان پژوهش، به‌طور متوسط در حدود ۱/۰۷۱ مورد را تجربه می‌کند که این میزان در مناطق شهری و در استان‌های با وضعیت اقتصادی و اجتماعی بالا، بیشتر بوده است. براساس یافته‌ها، استفاده از وسایل تنظیم خانواده با ۵۹/۳ درصد بیشترین تأثیر بازدارنده روی باروری را داشته است و دیرکرد یا عدم ازدواج با ۲۱/۲ درصد، سقط عمدی با ۱۵/۸ درصد و نازایی موقت با ۳/۸ درصد در رتبه‌های بعدی جای گرفته‌اند. در ادامه، برآوردهای انجام گرفته مورد بررسی و ارزیابی بیشتر قرار گرفته است.

واژگان کلیدی: تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری، باروری کل، باروری نکاحی، شاخص ازدواج، شاخص تنظیم خانواده، شاخص نازایی موقت، شاخص سقط‌جنین عمدی، میزان سقط‌جنین عمدی کل، بونگارت و پاتر.

---

* دانشجوی دکترای جمعیت‌شناسی دانشگاه تهران. aghayarih@yahoo.com
☆ استاد مؤسسهٔ عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی. ahmehryar@yahoo.com

magiran.com

مقدمه

سقط‌جنین عمدی[1] به عنوان یکی از مهم‌ترین تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری[2] در کنار برخی دیگر از جمله ازدواج، تنظیم خانواده و نازایی موقت[3]، از زمان معرفی آن‌ها در دههٔ ۱۹۶۰ میلادی توسط دیویس و بلیک[4] (۱۹۵۶)، و بحث دقیق‌تر آن‌ها توسط بونگارت (۱۹۸۲) و بونگارت و پاتر[5] (۱۹۸۳)، جایگاه خاصی را در مطالعات مربوط به باروری و بعدها سقط جنین عمدی به‌دست آوردند. سقط عمدی به‌دلیل دلالت‌های جمعیت‌شناختی آن و نقشی که در حرکات جمعیتی دارد، می‌تواند به‌عنوان آخرین وسیله‌ی پیشگیری از بارداری در مواقع شکست روش‌های تنظیم خانواده مورد استفاده قرار گیرد (بونگارت و وستوف[6] ۲۰۰۰؛ مارستون و کللند[7] ۲۰۰۳) و همچنین تأثیری که در سلامت مادران می‌تواند داشته باشد (سازمان بهداشت جهانی[8]، ۲۰۰۴؛ موسسه آلن گاتمچر[9] ۲۰۰۶)، از اهمیت خاصی در مطالعات جمعیتی برخوردار است.

متأسفانه با وجود تأثیر مهم سقط عمدی در حرکات جمعیت و سلامت مادر، در بیشتر کشورها به‌ویژه کشورهایی که سقط عمدی در آن‌ها با حساسیت‌های اجتماعی، مذهبی و موانع قانونی روبه‌رو است، داده و اطلاعات معتبر مربوط به آن در دست نیست و همین مسئلهٔ پی‌بردن به نقش آن در حرکات جمعیتی و هر نوع برنامه‌ریزی در مورد آن را غیرممکن می‌سازد. به دلایل فوق، هر نوع جمع‌آوری اطلاعات در مورد سقط‌جنین عمدی، چه از نوع مطالعات پیمایشی و چه از نوع گزارش‌های رسمی و یا ثبت‌های بیمارستانی، از عدم دقت و کم‌شماری فراوان رنج می‌برند. این درحالی است که با وجود همهٔ موانع بر سر راه انجام آن، سقط عمدی بدون توجه به قانونی بودن یا نبودن، به عنوان وسیله‌ای برای پیشگیری از تولدهای ناخواسته مورد استفاده قرار می‌گیرد (جانستون و هیل[10] ۱۹۹۶: ۱۱۴).

با توجه به محدودیت‌های مذکور در مورد دسترسی به اطلاعات مربوط به سقط عمدی، هدف اصلی پژوهش حاضر برآورد میزان **سقط عمدی کل** به روش غیرمستقیم است. به دلیل انجام محاسبات به تفکیک استانی و مناطق شهری و روستایی، بررسی مقایسه‌ای برآوردها در

1. Induced Abortion
2. Proximate Determinants of Fertility
3. Postpartum infecundity
4. Davis and Blake
5. Bongaarts and Potter
6. Westoff
7. Marston and Cleland
8. World Health Organization
9. Alan Guttmacher Institute
10. Johnston and Hill

magiran.com

بین استان‌های مختلف کشور نیز به عنوان هدف جزئی مورد توجه بوده است. همچنین تحقیق حاضر با بررسی تأثیر بازدارنده‌ی هر یک از متغیرهای اصلی بلافصل (ازدواج، تنظیم خانواده، نازایی موقت و سقط عمدی) روی باروری طبیعی، که در نبود دیگر عوامل بازدارنده می‌تواند تجربه شود، سعی کرده است تا تأثیر هر یک از عوامل بلافصل در کنترل باروری در کشور را مورد بررسی قرار دهد.

ادبیات پژوهش

برای اولین بار دیویس و بلیک (۱۹۵۶) بودند که به‌طور مفصل سخن از متغیرهای میانی باروری[1] به میان آوردند و پس از آن بود که این متغیرها و بیشتر تحت عنوان تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری (بونگارت و پاتر، ۱۹۸۳) نقش مهم و کلیدی در تحلیل‌های مربوط به باروری پیدا کردند. این متغیرها که در سه دستهٔ کلی جای می‌گیرند عبارت‌اند از: عوامل مربوط به امکان رابطهٔ جنسی، عوامل مربوط به تلقیح یا تشکیل نطفه و عوامل مربوط به بارداری و زایمان (دیویس و بلیک ۱۹۵۶: ۲۱۲). هر یک از این عوامل سه‌گانه خود موارد جزئی‌تری را شامل می‌شوند (در کل حدود ۱۱ متغیر) که در بین آن‌ها سقط‌جنین عمدی نیز به عنوان یکی از عوامل تأثیرگذار روی باروری در نظر گرفته می‌شود.

بونگارت (۱۹۸۲) در پژوهش خود تحت عنوان «تأثیر بازدارنده‌ی متغیرهای میانی روی باروری» با استفاده از چارچوب مفهومی دیویس و بلیک سعی کرد با قرار دادن باروری به عنوان تابعی از متغیرهای بلافصل، به برآورد غیرمستقیم باروری بپردازد. این روش به‌ویژه زمانی که میزان باروری مشاهده شده به دلایلی از دقت کافی برخوردار نباشد اهمیت خاصی می‌یابد. بونگارت با بررسی حدود ۴۱ کشور پیشرفته، در حال توسعه و نیز جمعیت‌های اولیه نشان داد که از بین همهٔ متغیرهای میانی مورد نظر دیویس و بلیک، تنها چهار مورد از آن‌ها (ازدواج، تنظیم خانواده، سقط عمدی و نازایی موقت) بیشترین تأثیر را بر باروری داشته‌اند و حدود ۹۶٪ از تغییرات باروری را تبیین می‌کنند (همان: ۱۸۶). از این‌روی بونگارت به همراه پاتر (۱۹۸۳)، مدل مشهور خود تحت عنوان مدل تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری را ارائه کردند که در آن، باروریِ کل تابعی از چهار متغیر بلافصل مذکور در نظر گرفته می‌شود. همین مدل بعدها اساس بسیاری از تحقیقاتی قرار گرفت که سعی داشتند باروری کل را به روش غیرمستقیم و با استفاده از اطلاعات موجود در مورد

1. Intermediate Fertility Variables

magiran.com

تعیین‌کننده‌های بلافصل به‌دست آورند[1].

در مواردی از این مدل برای محاسبه غیرمستقیم باروری استفاده شده است، علاوه بر این، به دلیل این‌که در آن سقط عمدی به عنوان یکی از اجزاء مدل قرار می‌گیرد، برخی سعی کرده‌اند تا با تنظیم مجدد مدل، به محاسبهٔ سقط عمدی به عنوان متغیر مجهولِ مدل بپردازند که از جمله این افراد می‌توان به فوریت و نورتمن[2] (۱۹۹۲)، جانستون و هیل (۱۹۹۶) و آچاریا[3] (۲۰۰۱) اشاره کرد.

فوریت و نورتمن (۱۹۹۲) در کار خود تحت عنوان «روشی برای محاسبهٔ میزان‌های سقط جنین عمدی» با ترکیب مدل تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری و مفهوم **تولدهای ممانعت‌شده**[4]، سعی کردند میزان‌های سقط‌جنین ویژه‌ی سنیِ نکاحی را محاسبه کنند. در این مدل، باروری نکاحیِ مشاهده شده **برابر** است با حداکثر باروری بالقوه ضرب‌در شاخص تعدیل‌شده‌ای از نازایی موقت **منهای** مجموع تولدهای ممانعت‌شده توسط وسایل تنظیم خانواده **منهای** مجموع تولدهای ممانعت‌شده توسط سقط عمدی. بدین شیوه آن‌ها میزان‌های سقط جنین عمدی ــ تعداد سقط عمدی برای هر زن در طول دوران باروری ــ را برای سه شهر از شهرهای آمریکای جنوبی مورد محاسبه قرار دادند که میزان سقط جنین عمدی کل برای شهرهای بلوهرایزنته، لیما و لاپاز به ترتیب ۴/۶، ۴/۷ و ۶/۶ (همان: ۱۳۲) برآورد شد. آن‌ها بیش از حدواقع بودن میزان‌های سقط جنین کل را به بیش برآورد احتمالی در حداکثر باروری طبیعی که به پیروی از بونگارت و پاتر حدود ۱۵/۳ یا ۱۵ در نظر گرفته بودند، نسبت دادند. استناد اصلی آن‌ها در این مورد به محاسبات هولرباخ و نورتمن[5] (۱۹۸۶؛ نقل از فوریت و نورتمن ۱۹۹۲) بود که حداکثر باروری طبیعی در بیشتر کشورهای مورد بررسی خود را (در ۸ مورد از مجموع ۹ کشور)، پایین‌تر از ۱۵/۳ در نظر گرفته بودند. به هرحال، آن‌ها قرارگرفتن این شهرها در مرحلهٔ انتقال جمعیتی را به عنوان تبیینی احتمالی برای میزان بالای سقط عمدی در نظر گرفتند و میزان‌های برآوردشده را میزان‌هایی نزدیک به‌واقع دانستند (فوریت و نورتمن ۱۹۹۲: ۱۳۵). به نظر جانستون و هیل (۱۹۹۶: ۱۰۸) مشکل این رهیافت این بود که به دلیل **ضرب‌شدن** اثر عامل نازایی موقت در حداکثر باروری طبیعی، در مقابل **کم‌شدن** تأثیر مربوط به وسایل پیشگیری و سقط جنین عمدی، اثر عامل نازایی بیش از حد واقع

---

۱. برای نمونه مراجعه شود به:

Prem (2004) Karaduman Tas, (1996); Nouralhslam and Mazharolhslam (1993).

2. Foriet and Nortman
3. Acharya
4. Births Averted
5. Hollerbach and Nortman

magiran.com

(یا حداقل بیش از دو متغیر دیگر در شرایط مساوی) در برآوردها وارد می‌شود و نتایج را تحت تأثیر قرار خواهد داد.

جانستون و هیل (۱۹۹۶) در تحقیقی تحت عنوان ***سقط‌جنین عمدی در کشورهای در حال توسعه: برآوردی غیرمستقیم***، سعی کردند با استفاده از مدل بونگارت و پاتر و با استفاده از داده‌های استاندارد پیمایش‌های جمعیت و سلامت (DHS) در ۲۱ کشور در حال توسعه، سطح سقط‌جنین عمدی را برآورد کنند. آن‌ها با استفاده از مدل بونگارت و پاتر، که توضیحات مفصل آن در ادامه خواهد آمد، و محاسبهٔ شاخص‌های چهارگانه مدل و مجهول قراردادن میزان سقط عمدی و تنظیم دوبارهٔ رابطهٔ اصلی، شاخص سقط عمدی برای کشورهای مورد بررسی را محاسبه کردند (همان: ۱۰۹). آن‌ها برای اطمینان بیشتر، علاوه بر تأثیر چهار متغیر اصلی، اثر برخی دیگر از تعیین‌کننده‌های بلافصل از جمله؛ توان‌باروری[1]، مرگ و میر داخل رحمی[2] و نازایی دایم[3] را هم مورد بررسی قرار دادند که در هیچ یک از موارد تأثیرات معنادار و مورد انتظار مشاهده نشد (همان: ۱۱۳).

پیش از به پایان بردن این بخش بهتر است به کار آچاریا (۲۰۰۱) نیز اشاره شود که در برآورد غیرمستقیم میزان‌های سقط‌جنین عمدی کوشش کرده است. وی در پژوهش خود با عنوان «برآورد نرخ ویژه مرتبهٔ تولدی سقط‌جنین: یک رهیافت جدید» که در بیست و چهارمین کنفرانس عمومی انجمن بین‌المللی مطالعات علمی جمعیتی (IUSSP)[4] ارائه کرد، تنها به معرفی روشی پرداخت که در عمل نیاز به داده‌های بسیار دقیق و خاصی دارد و به ادعای خود وی (همان: ۷) به دلیل در دسترس نبودن پاره‌ای از اطلاعات موردنیاز، محاسبات تا زمان انجام تحقیق امکان‌پذیر نبوده است. به دلیل این‌که امکان استفاده از این رهیافت در حال حاضر وجود ندارد از بحث بیش‌تر در مورد آن خودداری می‌شود.

روش‌های مختلفی برای برآورد سقط عمدی وجود دارند، که از جمله آن‌ها می‌توان به مواردی چون؛ بررسی مراکز انجام دهنده سقط غیرمجاز[5]، استفاده از اطلاعات مربوط به عوارض بارداری، سقط، مرگ و میر مادران و نظایر آن‌ها، گزارش توسط خود افراد[6]، روش باقی‌مانده‌ها[7] (مدل تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری)، گزارش اشخاص ثالث[8] و روش تخمین

1. Fecundability
2. Spontaneous Intrauterine Mortality
3. Permanent Sterility
4. IUSSP, International Union for Scientific Studies of Population
5. Survey of Illegal Abortion Providers
6. Self-Reports
7. Residual Method

magiran.com

توسط متخصصین[9] (روسیر[10] ۲۰۰۳) اشاره کرد، اما در این پژوهش روش باقی‌مانده‌ها مورد استفاده قرار گرفته است. به نظر روسیر استفاده از روش باقی‌مانده‌ها در صورت وجود اطلاعات دقیق در مورد روابط جنسی و استفاده از وسایل تنظیم خانواده، که در بیشتر پیمایش‌های جمعیتی قابل‌دسترسی هستند، می‌تواند نتایج مناسبی به‌دست دهد (همان: ۹۹). با توجه به دقت نسبی اطلاعات پیمایش جمعیت و سلامت ایران و در اختیار گذاشتن اطلاعات مربوط به روابط جنسی زوجین در زمان بعد از زایمان و نیز با توجه به این‌که حداقل در زمان انجام پیمایش، روابط جنسی بیشتر در قالب روابط زناشویی صورت می‌گیرد، روش باقی‌مانده‌ها به عنوان روش انتخابی مورد استفاده قرار گرفته است که در ادامه به این روش بیشتر پرداخته می‌شود.

مدل تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری

مدل پیشنهادی بونگارت و پاتر (۱۹۸۳) برای محاسبهٔ غیرمستقیم میزان باروری کل، هر چند نه به‌طور مستقیم، به هر حال راهی را گشود که از آن برای انجام تحقیقات بعدی در مورد برآورد غیرمستقیم سقط عمدی نیز استفاده شد (برای اطلاع بیشتر به بخش ادبیات پژوهش رجوع شود). مدلی که اول بار توسط بونگارت و پاتر ارائه شد در اساس روشی برای برآورد میزان باروری کل با استفاده از متغیرهای میانی و تأثیر آن‌ها بر باروری بود. این مدل خود بر پایهٔ متغیرهای میانی دیویس و بلیک (۱۹۵۶) پایه‌ریزی شده که رابطهٔ شمارهٔ ۱ آن را ارائه می‌دهد:

$$(۱)\ TFR = C_m \times C_c \times C_i \times C_a \times TF$$

که در آن باروری کل تابعی از تأثیر کاهنده‌ی تعیین‌کننده‌های بلافصل شامل؛ ازدواج، تنظیم خانواده، نازایی موقت و سقط عمدی روی باروری طبیعی در نظر گرفته می‌شود. دامنهٔ تغییرات هر یک از چهار شاخص که نشان از تأثیر بازدارنده‌ی آن‌ها روی باروری دارد، بین صفر و یک تغییر می‌کند. مقدار صفر برای هر شاخص نشان‌دهندهٔ این است که شاخص مربوطه به‌تنهایی همه باروری را مانع می‌شود و مقدار یک حاکی از این است که شاخص مربوطه هیچ نوع تأثیر بازدارنده‌ای روی باروری ندارد. هر چه میزان این شاخص‌ها به صفر نزدیک‌تر باشد حاکی از قدرت بازدارندگی بیشتر آن‌ها روی باروری کل طبیعی (باروری که بدون استفاده از وسایل و شیوه‌های جلوگیری از بارداری می‌تواند تجربه شود) خواهد بود. برای رسیدن به میزان باروری کل با این مدل، اثر بازدارنده‌ی هر یک از شاخص‌ها روی باروری طبیعی، که در حدود ۱۵/۳ در

8. Anonymous Third Party Reports
9. Estimates from Experts
10. Rossier

magiran.com

نظر گرفته می‌شود، اعمال و باروری کل از این طریق برآورد می‌شود. اجزای مدل تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری (رابطهٔ شمارهٔ ۱) عبارت‌اند از:

TFR: باروری کل مشاهده‌شده؛

C_m: شاخص ازدواج (تأثیر بازدارنده مربوط به دیرکرد یا عدم ازدواج)؛

C_c: شاخص تنظیم خانواده (تأثیر بازدارندهٔ استفاده از وسایل جلوگیری از بارداری)؛

C_i: شاخص نازایی موقت (تأثیر نازایی ناشی از شیردهی یا عدم رابطهٔ جنسی پس از زایمان)؛

C_a: شاخص سقط جنین عمدی (تأثیر مربوط به سقط عمدی) و در نهایت،

TF: میزان حداکثر باروری طبیعی.

دو فرض اصلی در این مدل وجود دارند. فرض اول میزان حداکثر باروری طبیعی را حدود ۱۵/۳ در نظر می‌گیرد. بر این اساس، هر زن در صورتی که در طول دوران باروری خود (۱۵ تا ۴۹ سالگی) از هیچ نوع وسیلهٔ پیشگیری از بارداری استفاده نکند، در حالت تئوریک قادر خواهد بود به‌طور متوسط تا حدود ۱۵/۳ کودک به دنیا بیاورد. این امر مسلم است که شرایط محیطی و اجتماعی امکان تجربه چنین باروری بالایی را برای بسیاری از زنان فراهم نخواهد کرد. فرض دوم این است که از میان همهٔ متغیرهای میانی مورد نظر دیویس و بلیک (۱۹۵۶) تنها اثر چهار مورد از آن‌ها از جمله؛ ازدواج، تنظیم خانواده، سقط جنین عمدی و نازایی موقت، روی باروری مهم و تعیین‌کننده در نظر گرفته‌شده و اثر دیگر تعیین‌کننده‌های بلافصل قابل چشم‌پوشی قلمداد می‌شوند (بونگارت ۱۹۸۲). هر چند به‌ندرت ممکن است اتفاق بیفتد، در هرحال اگر اثر یکی یا چند مورد از این متغیرها روی باروری قابل‌توجه باشد خواهد توانست نتایج نهایی را تحت تأثیر قرار دهد. به هر حال بررسی‌های جانستون و هیل (۱۹۹۶) چنین تأثیری را از جانب متغیرهای میانی کم اهمیت‌تر نشان نداده است. در پژوهش حاضر در مورد تأثیر دیگر تعیین‌کننده‌های بلافصل که نیاز به بررسی‌های مستقلی دارد، تلاشی صورت نگرفته است.

باروری کل (TFR)

باروری کل به تعداد متوسط فرزندان هر زن دلالت می‌کند که در طول دورهٔ باروری خود (۱۵ تا ۴۹ سالگی) به دنیا آورده است. از آن‌جا که در تحقیق حاضر از داده‌های نمونه‌ای پیمایش جمعیت و سلامت (DHS)برای محاسبه شاخص‌ها استفاده شده، برای بالا بردن دقت برآوردها، باروری کل با استفاده از اطلاعات مربوط به تاریخچهٔ باروری و تعداد تولدهای ۵ ساله قبل از زمان پیمایش به جای یک سال، مورد محاسبه قرار گرفته است. برای این‌که مشکل مربوط به

magiran.com

توسعه دوره زمانی محاسبه از ۱ به ۵ سال نیز حل شده باشد سن زنان حدود ۲/۵ سال به عقب برگردانده شده است تا با توزیع دوبارهٔ آن‌ها در گروه‌های سنی مختلف در میانهٔ دورهٔ ۵ ساله، در نهایت تصویر واقعی‌تری از میزان باروری به‌دست آید.

شاخص ازدواج: $(۲)\ C_m = \Sigma f(a) / \Sigma [f(a)\ ma(a)]$

در این شاخص که با استفاده از رابطهٔ شمارهٔ ۲ قابل برآورد است، m(a) عبارت است از نسبت ازدواج یعنی نسبتی از زنان واقع در سنین باروری در گروه سنی a که دارای همسر هستند که از تقسیم تعداد زنانِ همسردار بر کل زنان واقع در همان گروه سنی به‌دست می‌آید. f(a) نیز عبارت از میزان‌های باروری ویژهٔ سنی برای زنان در همان گروه‌های سنی است.

حاصل این رابطه، تأثیر کاهشی دیرکرد یا عدم ازدواج روی باروری را نشان می‌دهد. هر چه مقدار آن به صفر نزدیک‌تر باشد حاکی از این خواهد بود که نسبت بیشتری از زنان واقع در سنین باروری در یک جامعه در وضعیت بدون همسر قرار دارند و امر مسلم، در چنین شرایطی تأثیر بازدارندهٔ شاخص ازدواج روی باروری بیشتر خواهد بود. هرچند تولدهای بیرون از دایرهٔ ازدواج می‌توانند محاسبات را تحت‌تأثیر قرار دهند، ولی این دسته از تولدها در ایران سال ۱۳۷۹، نمی‌تواند مسئلهٔ جدی برای برآوردها به‌وجود آورد.

شاخص تنظیم خانواده: $(۳)\ C_c = 1 - 1.08 \times u \times e$

در این شاخص که توسط رابطهٔ شمارهٔ ۳ قابل محاسبه است، u نسبت زنانی است که در سنین باروری قرار دارند و از وسایل جلوگیری از بارداری استفاده می‌کنند، e عبارت از متوسط اثربخشی وسایل جلوگیری از بارداری و ۱/۰۸ ضریب تصحیح مربوط به میزان نازایی در بین زنان و نیز برای در نظر گرفتن اثر کم‌شماری و یا موارد سقط غیرعمد (بونگارت ۱۹۷۸) است. برای بالابردن دقت محاسبات مربوط به میزان استفاده ـ اثربخشی[1] وسایل جلوگیری، زنان نازای موقت و دایم از محاسبات کنار گذاشته می‌شوند تا جمعیت در معرض حادثه به شکل دقیق‌تری تعیین شده باشد.

ازجمله موارد بحث‌انگیز در این رابطه، میزان اثربخشی وسایل پیشگیری از بارداری است. در بیشتر پژوهش‌هایی که در زمینهٔ برآورد غیرمستقیم میزان‌های باروری صورت گرفته، به دلیل در دسترس نبودن داده‌های مورد نیاز، اثربخشی پیشنهادی بر اساس بررسی‌های تجربی چندی، از جمله؛ نورتمن و هافستاتر[2] (۱۹۷۵)، واتسون و لافان[3] (۱۹۷۴) و سازمان ملل[4] (۱۹۷۶) (همگی نقل از بونگارت ۱۹۷۸ : ۱۳۱)، به‌عنوان میزان‌های استانداردِ اثربخشی وسایل تنظیم

1. Use-Effectiveness
2. Nortman and Hofstatter
3. Watson and Laphan
4. United Nations

magiran.com

خانواده استفاده شده‌است. اما در تحقیق حاضر از آن‌جایی که امکان محاسبهٔ میزان اثربخشی عملی وسایل با استفاده از داده‌های پیمایش جمعیت و سلامت وجود داشت، میزان‌های اثربخشی عملی هر یک از وسایل به تفکیک شهری و روستایی در هر یک از استان‌های کشور محاسبه شدند و مورد استفاده قرار گرفتند. با این حال چون در پاره‌ای موارد میزان استفاده از وسیله یا وسایلی خاص در استان‌های مورد بررسی از نظر فراوانی بسیار کم بود و تنها تغییرات جزئی می‌توانست نتایج را تحت تأثیر قرار دهد، از میزان اثربخشی وسایل در کل مناطق شهری برای محاسبه شاخص‌های مربوط به مناطق شهری و از میزان‌های اثربخشی وسایل در کل مناطق روستایی برای محاسبات مناطق روستایی به عنوان میزان اثربخشی وسایل تنظیم خانواده استفاده شد.

شاخص نازایی موقت: $(۴)\ Ci = 20/18.5 + i$

رابطهٔ شمارهٔ ۴ نحوهٔ محاسبهٔ شاخص نازایی موقت را نشان می دهد. در این رابطه، i عبارت از متوسط ماه‌های نازایی موقت، چه به دلیل شیردهی و عدم شروع قاعدگی و چه به دلیل عدم مقاربت با شوهر در دورهٔ پس از زایمان، است. هر چند می‌توان از میانه یا میانگین هر یک از تعداد ماه‌های خودداری از مقاربت و یا عدم شروع دوبارهٔ قاعدگی به عنوان مقدار i استفاده کرد، در تحقیق حاضر برای بالا بردن دقت محاسبات، از میانگین وزنی آن دو استفاده شده است، یعنی مقدار i از طریق میانگین وزنی تعداد ماه‌های خودداری نزدیکی پس از زایمان و تعداد ماه‌های سپری شده تا شروع دوبارهٔ قاعدگی، برآورد شده است. عدد ۲۰ در رابطهٔ شمارهٔ ۴ عبارت از فاصله زمانی (به ماه) بین دو تولد زنده در صورت عدم شیردهی است که خود قابل تقسیم‌شدن به چهار دوره است: ۱/۵ ماه نازایی موقت پس از زایمان در صورت عدم شیردهی، ۷/۵ ماه به‌طور متوسط به عنوان زمان انتظار برای باردار شدن، ۲ ماه برای در نظر گرفتن تعداد ماه‌های از دست‌رفته بین دو تولد زنده به دلیل مرگ‌های جنینی و ۹ ماه که تعداد ماه‌های یک بارداری کامل را دربر می‌گیرد. عدد ۱۸/۵ عبارت از تعداد ماه‌های بین دو تولد زنده بدون در نظر گرفتن ۱/۵ ماه نازایی موقت پس از زایمان است. این ۱/۵ ماه در صورت شیردهی یا خودداری جنسی مسلماً بیشتر طول کشیده و توسط فاکتور i در نظر گرفته خواهد شد. در حقیقت شاخص نازایی به‌عنوان نسبت تعداد ماه‌های بین دو تولد زنده با و **بدون حضور** شیردهی تعریف می‌شود (بونگارت ۱۹۷۸: ۱۶ـ۱۱۵).

شاخص سقط‌جنین عمدی: $(۵)\ Ca = TFR/[TFR + 0.4\ (1 + u)\ TA]$

در این شاخص که توسط رابطهٔ شمارهٔ ۵ تعریف می‌شود، u نسبت شیوع استفاده از وسایل جلوگیری از بارداری در جمعیت مورد مطالعه است و TA معرف سقط جنین عمدی کل در

magiran.com

جمعیت مورد بررسی و به عبارت دیگر متوسط تعداد سقط عمدی برای هر زن تا پایان دورهٔ باروری است با این فرض که میزان‌های اختصاصی سقط‌جنین عمدی رایج در زمان پیمایش در افق آینده تداوم یابد. ضریب ثابت ۰/۴ در واقع تعداد متوسط تولدهای ممانعت‌شده توسط یک مورد سقط‌جنین در موارد عدم استفاده از وسایل جلوگیری است که در زمان استفاده از وسایل (که با ضریب $1 + u$ در رابطه وارد می‌شود) می‌تواند به مقادیر بالاتری میل کند و حتی با استفاده ـ اثربخشی متوسط تا مرز ۰/۸ افزایش یابد (همان: ۴ـ۱۱۳). دلیل این‌که یک مورد سقط جنین نمی‌تواند از یک تولد کامل جلوگیری کند این است که سقط در حالت معمول زودتر از به پایان رسیدن دورهٔ ۹ ماهه (و در بسیاری موارد در ماه‌های اول بارداری) رخ می‌دهد و فرد بلافاصله در معرض حاملگی‌های بعدی قرار خواهد گرفت. شاخص مزبور در عمل از تقسیم میزان باروری کل مشاهده شده بر میزان باروری کل، بدون در نظر گرفتن تأثیر سقط عمدی قابل تعریف شدن است (همان: ۱۱۴).

میزان سقط جنین عمدی کل: $(۶)\ TA = TFR - (Ca \times TFR)\ Ca\ 0.4 \times (1 + u)$

با توجه به رابطهٔ شمارهٔ ۶ سقط جنین عمدی کل را می‌توان از طریق جایگزینی مقدار شاخص سقط جنین، که خود از طریق مدل اولیهٔ بونگارت و پاتر به‌دست می‌آید، و تنظیم دوبارهٔ آن، مورد محاسبه قرار داد. اجزای این رابطه در بخش‌های قبلی به شکل کامل معرفی شده‌اند.

محاسبهٔ سهم نسبی تعیین‌کننده‌ها در کنترل باروری

هنگامی که هدف مشخص کردن تأثیر نسبی هر یک از شاخص‌ها در کنترل باروری است، اندازه و میزان مطلق شاخص‌های محاسبه‌شده امکان مقایسهٔ دقیق را فراهم نمی‌کنند. از همین روی بونگارت و پاتر (۱۹۸۳) در بحث از تأثیر نسبی شاخص‌ها، تأثیر ترکیبی چهار تعیین‌کننده‌ی بلافصل را به‌طور کلی عدد ۱۰۰ در نظر گرفتند و سهم هر یک از شاخص‌ها را به صورت درصدی از کل باروری جلوگیری شده توسط چهار شاخص به دست دادند. آن‌ها برای انجام این کار از رابطهٔ شمارهٔ ۷ استفاده کردند:

$(۷)\ 100\ [\text{Log } C_x / (\log C_m + \text{Log } C_c + \text{Log } C_i + \text{Log } C_a)]$

که در آن، C_x نمایندهٔ هر یک از چهار شاخصی است که اثر نسبی آن در کاهش باروری مورد نظر باشد. دیگر شاخص‌ها نیز در مراحل قبلی مورد محاسبه قرار گرفته‌اند و در دسترس خواهند بود. با حل این رابطه برای هر یک از شاخص‌های مورد بحث در مدل، سهم نسبی هر یک از آن‌ها در پایه ۱۰۰ مورد محاسبه قرار می‌گیرد و به شکل درصد بیان می‌شود. در این مرحله قابلیت

magiran.com

مقایسهٔ تأثیر نسبی شاخص‌ها با یکدیگر در استان‌ها و مناطق شهری و روستایی ممکن خواهد شد.

داده‌ها و تعدیل صورت‌گرفته در مدل تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری

چنان‌که پیش‌تر هم گفته شد، در تحقیق حاضر برای برآورد شاخص‌های مورد نیاز از داده‌های پیمایش جمعیت و سلامت کشور[1] ۱۳۷۹ (DHS) استفاده شده است. این داده‌ها با نمونه‌های نمایا در هر یک از مناطق شهری و روستایی استان‌های کشور (۲۰۰۰ در هر منطقه و در مجموع ۴۰۰۰ خانوار در هر استان) گردآوری شده است و به دلیل شناخته‌شده بودن نیازی به توضیحات مفصل در مورد کم و کیف داده‌ها احساس نمی‌شود. علاقه‌مندان می‌توانند در این زمینه به گزارش پیمایش مربوطه از وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی[2] (۲۰۰۳) مراجعه کنند. پژوهش حاضر با استفاده از مدل تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری و با پیاده‌کردن آن روی داده‌های DHS، سعی در برآورد میزان سقط عمدی کل برای استان‌ها و نیز مناطق شهری و روستایی کشور دارد.

پیش از این‌که به نتایج و یافته‌های تحقیق پرداخته شود، لازم است در مورد تعدیلی که در فرض اول مدل تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری صورت گرفته است، اندکی بحث شود. میزان باروری کل طبیعی در مدل بونگارت و پاتر ۱۵/۳ تولد است که چنان که هولرباخ و نورتمن (۱۹۸۶؛ نقل از فوریت و نورتمن ۱۹۹۲) نیز اشاره کرده‌اند، به‌مراتب بیشتر از آن است که در شرایط زندگی اجتماعی و طبیعی برای همهٔ زنان اتفاق بیفتد. در بسیاری از کشورهای مورد بررسی هولرباخ و نورتمن (در ۸ مورد از ۹ کشور)، باروری طبیعی پایین‌تر از ۱۵/۳ بوده است (همان). بر این اساس سعی شد تا میزان باروری کل طبیعیِ تعدیل‌یافته‌ای به جای مقدار ۱۵/۳ برای محاسبات در نظر گرفته شود تا بدین نحو از بیش‌برآورد میزان‌های سقط جنین عمدی جلوگیری شود. برای این کار، باروری طبیعی برای هر استان، به عنوان میانگینی از باروری طبیعی پیشنهادی بونگارت و پاتر (۱۵/۳) و باروری مشاهده شده برای آخرین گروه سنی زنان در مناطق روستایی هر استان، که احتمال داشتن باروری نزدیک به سطح باروری طبیعی آن‌ها می‌رفت، در محاسبات مورد استفاده قرار گرفتند.

تعدیلی که به این نحو در باروری طبیعی صورت گرفت، مقدار آن را به همان مقادیری که

1. Demographic and Health Survey
2. Ministry of Health and Medical Education

magiran.com

هولرباخ و نورتمن برای کشورهای مورد بررسی خود محاسبه کرده بودند، بسیار نزدیک کرد. دامنهٔ تغییرات باروری طبیعی که بدین شیوه محاسبه شد، در نقاط شهری از ۱۰/۵۸ در شهر تهران تا ۱۲/۴۸ در نقاط شهری استان سیستان و بلوچستان و در مناطق روستایی از ۱۱/۴۶ در استان مازندران تا ۱۲/۸۸ در نقاط روستایی استان‌های کردستان و زنجان است. میانگین حاصل از بررسی‌های هولرباخ و نورتمن برای ۹ کشور مورد بررسی آن‌ها هم در حدود ۱۱/۵۸ محاسبه شده بود (همان: ۱۳۰) که بسیار نزدیک به میانگین مقادیر محاسبه شده برای نقاط شهری (۱۱/۵۳) و روستایی (۱۲/۴۵) کشور است.

یافته‌های پژوهش

نتایج محاسبات انجام‌گرفته برای باروری کل و برآورد شاخص‌های مربوط به تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری؛ ازدواج، تنظیم خانواده، نازایی موقت، سقط عمدی و میزان سقط جنین عمدی کل در استان‌های مختلف به تفکیک مناطق شهری و روستایی در جدول شمارهٔ ۱ ارائه شده‌است.

میزان باروری کل (TFR)

چنان‌که از جدول شمارهٔ ۱ برمی‌آید، بیشترین میزان باروری کل در مناطق شهری و مناطق روستایی و همچنین در کل استان، متعلق به استان سیستان و بلوچستان است. میزان باروری کل در مناطق شهری این استان برابر با ۳/۶۲ و در مناطق روستایی برابر با ۵/۰۸ و در کل استان[1] برابر با ۴/۲۹ برآورد شده است. کمترین میزان باروری کل در مناطق شهری متعلق به شهر تهران و حدود ۱/۴۴ و در مناطق روستایی متعلق به استان مازندران و در حدود ۱/۷۱ است و در کل نیز استان مازندران کمترین میزان باروری کل را با میزان ۱/۶۶ به خود اختصاص داده است. میزان باروری کل برای کل مناطق شهری کشور برابر ۱/۸۲ و برای نقاط روستایی برابر ۲/۵۷ و برای کل کشور در حدود ۲/۲۱ برآورد شده‌است. به این ترتیب، بنا بر الگوی باروری زمان انجام پیمایش، میانگین تعداد فرزند زنده به دنیا آمده به ازای هر زن برابر با ۲/۲۱ است. البته باید در نظر داشت که این میزان، به دلیل حضور نسل‌های مختلف زنان در محاسبات مربوط به باروری در مطالعات مقطعی، یک میزان نسلی دقیق نیست.

---

۱. از آن‌جا که مقادیر استانی شاخص‌ها میانگین وزنی از مقادیر شهری و روستایی است. در جدول مربوطه به استثنای میزان سقط جنین عمدی کل، ارائه نشده‌اند.

magiran.com

جدول ۱. باروری کل، باروری طبیعی تعدیل‌شده، شاخص‌های مربوط به تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری و میزان سقط‌جنین عمدی کل برای استان‌های مختلف کشور به تفکیک شهری و روستایی

	باروری کل		باروری طبیعی تعدیل‌شده		شاخص‌ازدواج		شاخص‌تنظیم خانواده		شاخص‌ناژایی موقت		شاخص سقط عمدی		میزان سقط جنین عمدی کل		
استان	شهر	روستا	شهر	روستا	شهر	روستا	شهر	روستا	شهر	روستا	شهر	روستا	شهر	روستا	کل
مرکزی	۱/۸۵	۲/۰۷	۱۱/۳۷	۱۲/۴۷	۰/۷۷۳	۰/۶۵۵	۰/۲۵	۰/۳۶۸	۰/۹۳۹	۰/۹۲۹	۰/۶۴	۰/۷۴۱	۰/۹۷۵	۱/۳۶۹	۱/۲۰
گیلان	۱/۶۳	۱/۷۲	۱۰/۹۹	۱۱/۵۱	۰/۶۷۷	۰/۶۳۴	۰/۳۶۱	۰/۳۸۳	۰/۹۱۹	۰/۹۱۷	۰/۶۶	۰/۶۷۱	۱/۱۰۵	۱/۱۳۱	۱/۱۲
مازندران	۱/۵۹	۱/۷۱	۱۰/۷۱	۱۱/۴۶	۰/۷۲۸	۰/۶۹۱	۰/۳۵۶	۰/۴۰۹	۰/۹۳۲	۰/۹۱۳	۰/۶۱۷	۰/۵۷۸	۱/۳۰۷	۱/۶۷۵	۱/۵
آذربایجان‌شرقی	۱/۶۷	۲/۳۹	۱۱/۵۴	۱۲/۳۹	۰/۷۰۹	۰/۷۴	۰/۳۲۸	۰/۳۳۲	۰/۹۳۷	۰/۹۴۸	۰/۶۵۷	۰/۸۰۵	۱/۱۷۶	۰/۸۰۷	۱/۰۴
آذربایجان‌غربی	۲/۰۵	۲/۸۴	۱۱/۲۹	۱۲/۳۸	۰/۶۸۵	۰/۷۲۴	۰/۳۰۶	۰/۳۱۶	۰/۹۵	۰/۹۵۵	۰/۹۱۱	۱/۰۵۱	۰/۲۶۵	۰/۱۹-	۰/۰۷
کرمانشاه	۱/۵۲	۲/۳۳	۱۱/۳۵	۱۲/۲۰	۰/۶۵۴	۰/۶۵۷	۰/۲۷۵	۰/۳۳۳	۰/۹۴۴	۰/۹۵۴	۰/۸۷۹	۰/۹۱۵	۰/۵۳۸	۰/۲۹۵	۰/۴۵
خوزستان	۲/۰۸	۳/۵۷	۱۱/۶۸	۱۲/۷۰	۰/۶۷۵	۰/۷۱۹	۰/۳۱۶	۰/۳۳۹	۰/۹۵۵	۰/۹۴۵	۰/۸۷۴	۰/۹۳۳	۰/۴۰	۰/۳۱۴	۰/۳۷
فارس	۱/۶۴	۲/۱۳	۱۱/۱۹	۱۲/۴۶	۰/۶۷۹	۰/۶۶	۰/۳۸۴	۰/۳۷۷	۰/۹۳۳	۰/۹۴۶	۰/۵۹۵	۰/۷۳۲	۱/۵۱۴	۱/۱۰۱	۱/۳۵
کرمان	۲/۳۷	۲/۸۳	۱۱/۶۴	۱۵/۵۸	۰/۶۴۴	۰/۶۶	۰/۲۶۸	۰/۴۲	۰/۹۳۲	۰/۹۱۸	۰/۹۲۴	۰/۸۸۲	۰/۲۶۳	۰/۵۳۴	۰/۳۹
خراسان	۲/۰۷	۳/۱	۱۱/۵۵	۱۲/۷۹	۰/۷۵۴	۰/۷۵۴	۰/۳۹۸	۰/۴۳۸	۰/۹۳۹	۰/۹۲۹	۰/۶۳۵	۰/۷۹۱	۱/۶۲۱	۱/۱۸	۱/۴۳
اصفهان	۱/۷۱	۲/۰۴	۱۱/۲۶	۱۲/۱۷	۰/۷۱۹	۰/۷۸۵	۰/۳۷۲	۰/۳۷۷	۰/۹۳۹	۰/۹۳۲	۰/۶۰۴	۰/۶۰۷	۱/۴۸۴	۱/۷۸۲	۱/۵۶
سیستان و بلوچستان	۳/۲	۵/۰۸	۱۲/۴۸	۱۲/۸۵	۰/۷۲۳	۰/۷۷۵	۰/۴۳	۰/۶۷۲	۰/۹۳۷	۰/۹۱۹	۰/۹۹۵	۰/۸۲۶	۰/۰۲۸	۱/۹۳۱	۱/۰۶
کردستان	۱/۹۳	۲/۴۴	۱۱/۷۴	۱۲/۸۸	۰/۷۰۷	۰/۷۰۲	۰/۳۱۶	۰/۳۲۹	۰/۹۵۴	۰/۹۷۴	۰/۷۶۹	۰/۸۴۱	۰/۸۶۲	۰/۶۱۵	۰/۷
همدان	۱/۷۴	۲/۲۹	۱۱/۳۲	۱۲/۵۲	۰/۷۱۳	۰/۷۱۹	۰/۳۳۷	۰/۳۵۲	۰/۹۳۹	۰/۹۵۲	۰/۶۶۸	۰/۷۶	۱/۱۳۵	۰/۹۷۹	۱/۰۶
چهارمحال‌و بختیاری	۱/۸۵	۲/۶۵	۱۱/۵۹	۱۲/۳۳	۰/۷۱۷	۰/۷۳۴	۰/۳۵۷	۰/۳۸۷	۰/۹۵	۰/۹۴	۰/۶۵۸	۰/۸۰۵	۱/۲۷۸	۰/۸۸۹	۱/۰۷
لرستان	۱/۹۵	۲/۵۱	۱۱/۷۷	۱۲/۶۹	۰/۶۹۵	۰/۶۹۷	۰/۳۴۴	۰/۳۵۵	۰/۹۵۱	۰/۹۳۷	۰/۷۲۷	۰/۸۵۵	۰/۹۸۸	۰/۵۹۲	۰/۸۲
ایلام	۱/۸۳	۲/۵۲	۱۲/۱۲	۱۲/۴۶	۰/۶۷۴	۰/۶۱۵	۰/۳۳۴	۰/۳۵۴	۰/۹۴۲	۰/۹۲۹	۰/۷۱۲	۰/۹۹۹	۰/۹۹۶	۰/۰۰۲	۰/۵۶
کهگیلویه و بویراحمد	۱/۹۹	۲/۸۶	۱۱/۸۶	۱۲/۷۸	۰/۶۸۶	۰/۷۰۱	۰/۳۴۱	۰/۴۲	۰/۹۲۳	۰/۹۲۹	۰/۷۷۶	۰/۸۱۸	۰/۷۷۲	۰/۹۲۹	۰/۸۷
بوشهر	۲/۱۱	۲/۵۱	۱۱/۷۲	۱۲/۵۲	۰/۷۰۴	۰/۶۵۸	۰/۳۷۸	۰/۴۵۹	۰/۹۴۱	۰/۹۲۹	۰/۷۲	۰/۷۱۶	۱/۱۲۶	۱/۴۶۳	۱/۲۷
زنجان	۱/۸۴	۲/۷۷	۱۱/۷۹	۱۲/۸۸	۰/۷۲۸	۰/۷۳۳	۰/۲۹۶	۰/۳۶۹	۰/۹۳۲	۰/۹۳۶	۰/۷۸	۰/۸۳۸	۰/۸۶۴	۰/۷۴۹	۰/۷۲
سمنان	۱/۸۹	۲/۳۴	۱۰/۹۲	۱۱/۸۳	۰/۷۱	۰/۷۲۵	۰/۳۳۳	۰/۳۶۷	۰/۹۴۲	۰/۹۳۲	۰/۸۰۲	۰/۷۹۶	۰/۶۱۴	۰/۷۹۹	۰/۶۷
یزد	۲/۰۵	۲/۲	۱۱/۵۸	۱۲/۳۷	۰/۷۵۵	۰/۷۸	۰/۲۸	۰/۳۸۹	۰/۹۳۸	۰/۹۲۷	۰/۶۵۸	۰/۶۳۱	۱/۴۲۳	۱/۷۳۸	۱/۵
هرمزگان	۲/۳۶	۳/۷۶	۱۱/۸	۱۲/۶۷	۰/۶۹۶	۰/۷۱۷	۰/۳۸۴	۰/۵۸۹	۰/۹۲۸	۰/۹۰۲	۰/۸۰۷	۰/۷۷۹	۰/۷۸۵	۱/۷۳۷	۱/۳۳
تهران (بدون شهرتهران)	۱/۹	۲/۰۹	۱۱/۱۹	۱۱/۸۷	۰/۷۱۳	۰/۷۲۷	۰/۳۴۹	۰/۳۴۹	۰/۹۳۱	۰/۹۴۶	۰/۷۳۲	۰/۷۳۳	۰/۹۲۱	۱/۰۱۵	۰/۹۶
اردبیل	۲/۱۲	۲/۳۹	۱۱/۹۱	۱۲/۷۶	۰/۶۹۵	۰/۶۴۵	۰/۲۷۲	۰/۳۳۱	۰/۹۳۷	۰/۹۳۸	۰/۹۹۳	۰/۹۳۴	۰/۰۲	۰/۲۳۳	۰/۱۲
قم	۲/۲۴	۲/۳۷	۱۱/۷۸	۱۲/۳۶	۰/۷۸۲	۰/۷۹۶	۰/۳۷۳	۰/۴۳۴	۰/۹۳۹	۰/۹۳۹	۰/۶۹۶	۰/۵۹۲	۱/۲۳۷	۲/۲۶۱	۱/۴۳
قزوین	۱/۷۱	۱/۹۳	۲۱/۳۷	۱۱/۴	۰/۷۰۹	۰/۶۶۵	۰/۲۵۱	۰/۴۰۱	۰/۹۴۴	۰/۹۳۷	۰/۶۳۸	۰/۶۲۵	۱/۲۸۹	۱/۵۸۹	۱/۴۱
گلستان	۲/۰۱	۲/۵۶	۱۱/۴۹	۱۲/۳۴	۰/۶۹۶	۰/۶۹۴	۰/۴۲۷	۰/۴۱۵	۰/۹۴۸	۰/۹۴	۰/۶۲	۰/۷۶۶	۱/۶۳۸	۱/۰۷۶	۱/۳۳
شهرتهران	۱/۴۴	—	۱۰/۵۸	—	۰/۶۶۳	—	۰/۳۶۳	—	۰/۹۴۳	—	۰/۶۰۱	—	۱/۲۵۵	—	۱/۲۵
کل‌کشور	۱/۸۲	۲/۵۷	۱۱/۲۶	۱۲/۳۸	۰/۷	۰/۷۰۹	۰/۳۵۶	۰/۳۹۹	۰/۹۴۱	۰/۹۳۵	۰/۶۸۹	۰/۷۸	۱/۱۰۸	۱/۰۲	۱/۰۷۱

مأخذ اطلاعات: داده‌های پیمایش جمعیت و سلامت در جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۷۹.

magiran.com

بیش‌ترین میزان باروری نکاحی در نقاط شهری کشور مربوط به استان سیستان و بلوچستان (۴/۹) و کمترین آن متعلق به شهر تهران (۲/۱۷) برآورد شده است. با در نظر گرفتن مناطق روستایی کشور، بیشترین میزان باروری نکاحی در استان سیستان و بلوچستان (۶/۵) و کمترین میزان مربوط به استان مازندران و در حدود ۲/۴۸ برآورد شده است. میزان باروری نکاحی برای مناطق شهری کشور ۲/۶۵، مناطق روستایی حدود ۳/۶۶ و کل کشور ۳/۱ برآورد شده است.

شاخص ازدواج (C_m)

شاخص ازدواج نشان‌دهندهٔ تأثیر کنترلی دیرکرد یا نبود ازدواج روی باروری است و هرچه نسبت افراد واقع در سنین باروری کمتر در وضعیت دارای همسر قرار داشته باشند مقدار این شاخص کمتر و در نتیجه تأثیر کنترلی آن روی باروری زیادتر خواهد بود.

بر اساس برآوردها، بیشترین مقدار شاخص ازدواج در مناطق شهری استان‌های مختلف، متعلق به استان قم و حدود ۰/۷۸ است. به‌عبارتی کمترین تأثیر بازدارندهٔ شاخص ازدواج (در واقع نبود یا دیرکرد آن) روی باروری در نقاط شهری، در استان قم مشاهده شده است. کمترین مقدار آن متعلق به نقاط شهری استان ایلام و در حدود ۰/۶۷ می‌باشد. در مناطق روستایی نیز بیشترین مقدار از آن مناطق روستایی استان قم (۰/۸) و کمترین آن مربوط به نقاط روستایی استان ایلام (۰/۶۲) است. درکل، استان قم فضای مذهبی‌تری نسبت به دیگر مناطق دارد و شاید حضور پررنگ‌تر مذهب و آموزه‌های دینی در زندگی عموم، باعث می‌شود تا افراد بیشتری تشکیل خانواده دهند و نسبت افراد دارای همسر در آن نسبت به بقیهٔ استان‌ها بیشتر باشد.

به‌عنوان تبیین جزئی برای پایین‌بودن مقدار شاخص ازدواج (یا بیشترین تأثیر بازدارندهٔ این شاخص روی باروری طبیعی در بین استان‌ها) در استان ایلام، ذکر این نکته ضروری است که بر اساس گزارش یافته‌های پیمایش جمعیت و سلامت (وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی ۲۰۰۳) نقاط شهری این استان (به همراه استان همدان) بیشترین درصد طلاق‌گرفته‌ها را به خود اختصاص داده است که در حدود ۳/۶ درصد از کل افراد ازدواج کرده را شامل می‌شود. نقاط روستایی این استان نیز یکی از بالاترین میزان‌های طلاق را داراست. بر اساس همان گزارش، میانگین سن ازدواج برای مردان در نقاط شهری استان ایلام حدود ۲۷/۱ سال (دومین پس از تهران با ۲۷/۳ سال) و در نقاط روستایی ۲۶/۷ سال (بیشترین میزان در بین نقاط روستایی کشور) و برای زنان روستایی این استان باز بیشترین میزان در بین نقاط روستایی کشور (۲۲/۱ سال) است. تفاوت چندانی بین سن ازدواج زنان شهری استان با مناطق شهری استان‌های دیگر وجود ندارد (همان: ۳۸). همین موارد باعث شده است تا شاخص ازدواج در این استان جزو

magiran.com

کمترین مقادیر (با بیشترین تأثیر در کنترل باروری) باشد.

با توجه به این‌که هم نسبت افراد مطلقه و هم میانگین سن ازدواج در این استان در دهه‌های گذشته جزو بالاترین مقادیر در کل کشور بوده است، شاید بتوان محرومیت اقتصادی و اجتماعی منطقه را به عنوان دلیلی برای روند مشاهده شده در این استان قلمداد کرد. وضعیت اقتصادی نامناسب و محرومیت می‌تواند تأثیر زیادی در اقدام افراد برای ازدواج و تشکیل خانواده و یا حفظ کانون‌های خانوادگی داشته باشد. مشکلات اقتصادی ـ اجتماعی ناشی از جنگ را نیز نباید از نظر دور داشت که همگی کم و بیش در زمان جنگ و پس از آن در این استان حضور داشته‌اند.

این شاخص در کل نقاط شهری برابر با ۰/۷ و در نقاط روستایی برابر با ۰/۷۱ برآورد شده است. تفاوت چندانی بین مقادیر شهری و روستایی این شاخص به چشم نمی‌خورد و هر دو نزدیک به میزان محاسبه شده برای کل کشور (۰/۷) است. بر این اساس به نظر می‌رسد دیرکرد و یا عدم ازدواج در کشور در کاهش باروری نقش قابل‌توجهی بازی کرده است. به این بحث در ادامه بیشتر پرداخته خواهد شد.

شاخص تنظیم خانواده (C_c)

مقادیر پایین شاخص وسایل تنظیم خانواده در نقاط شهری و روستایی کشور حاکی از تأثیر قوی و بازدارندگی زیاد آن روی باروری است. شاخص تنظیم خانواده در مقایسه با شاخص ازدواج نقش مهم‌تری در کنترل باروری داشته است. تأثیر بازدارندهٔ این شاخص روی باروری، چنان‌که انتظار می‌رفت، به دلیل استفاده مؤثرتر از وسایل تنظیم خانواده، در نقاط شهری بیشتر از نقاط روستایی است، چراکه معمولاً هم اثربخشی و هم آگاهی از روش‌های مختلف به‌طور متوسط در شهرها بیشتر از روستاهاست، هر چند برای این گفته استثناهایی هم در برخی از استان‌ها (نظیر گلستان و فارس) وجود دارد.

قبل از این‌که به نتایج مربوط به برآورد شاخص تنظیم خانواده پرداخته شود، بهتر است نگاه اجمالی به نسبت استفاده و اثربخشی از وسایل انداخته شود. باز هم شهر تهران بیشترین نسبت استفاده از وسایل جلوگیری از بارداری در نقاط شهری را به خود اختصاص داده است که حدود ۹۱ درصد از زنانِ در معرض بارداری در این شهر از وسایل تنظیم خانواده استفاده می‌کنند (نتایج مربوط به شیوع استفاده برای همهٔ استان‌ها در جدول ۱ ارائه نشده است). در مقابل، کمترین نسبت استفاده از وسایل جلوگیری از بارداری در مناطق شهری استان سیستان و بلوچستان و در حدود ۶۹ درصد بوده‌است. پس در مناطق شهری این استان در زمان انجام تحقیق (۱۳۷۹)،

magiran.com

هنوز حدود ۳۱ درصد از زنان در معرض بارداری که نمی‌خواهند بچه‌دار شوند، از وسایل تنظیم خانواده استفاده نمی‌کنند. نسبت استفاده از وسایل جلوگیری از بارداری در مناطق روستایی استان سیستان و بلوچستان کم‌ترین (۳۸ درصد) و در مناطق روستایی استان‌های گیلان، تهران، سمنان و کردستان بیشترین (۸۷ درصد) بوده است. نسبت استفاده از وسایل تنظیم خانواده برای کل کشور در حدود ۸۳ درصد (۸۶ درصد شهری و ۷۸ درصد روستایی) بوده است. زنان مناطق شهری در مقایسه با همتایان روستایی خود بیشتر از وسایل جلوگیری از بارداری استفاده کرده‌اند.

نسبت‌های اثربخشی عملی وسایل جلوگیری[1] به تفکیک وسیله و در مناطق شهری و روستایی کشور در جدول شمارهٔ ۲ ارائه شده است و به دلیل گویا بودن اطلاعات جدول، توضیح اضافی در مورد آن‌ها داده نشده است:

جدول ۲. میزان اثربخشی عملی وسایل تنظیم خانواده به تفکیک روش و مناطق شهری و روستایی

نوع روش	شهری	روستایی	متوسط شهری و روستایی
بستن لولهٔ زن	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
بستن لولهٔ مرد	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
آی یو دی (IUD)	۰/۸۸۲	۰/۸۷۲	۰/۸۷۷
نورپلنت	۱/۰۰۰	۰/۹	۰/۹۵
آمپول	۰/۹۶۷	۰/۹۵	۰/۹۵۹
قرص	۰/۷۷۵	۰/۷۴۲	۰/۷۵۸
کاندوم	۰/۶۸۹	۰/۶۳۵	۰/۶۶۲
نزدیکی منقطع	۰/۶۰۱	۰/۵۳۸	۰/۵۹۲
دورهٔ مطمئن	۰/۴۶۷	۰/۵	۰/۴۸۳

مأخذ اطلاعات: داده‌های پیمایش جمعیت و سلامت در جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۷۹

براساس نتایج برآورد شده برای شاخص تنظیم خانواده و با در نظر گرفتن مناطق شهری، بیشترین مقدار آن (یا کمترین تأثیر بازدارندگی استفاده از وسایل جلوگیری از بارداری روی باروری) متعلق به نقاط شهری استان سیستان و بلوچستان (۰/۴۳) و کمترین آن در نقاط شهری استان اردبیل (۰/۲۷) مشاهده شده است. به این معنی که در بین مناطق شهری، تأثیر بازدارنده استفاده از وسایل تنظیم خانواده روی باروری در نقاط شهری استان اردبیل بیشتر از سایر

۱. در مورد نحوهٔ محاسبهٔ این نسبت‌ها به بخش روش‌شناسی مراجعه شود.

magiran.com

استان‌ها بوده است. در مناطق روستایی، بیشترین مقدار شاخص استفاده از این وسایل، در نقاط روستایی استان سیستان و بلوچستان (۰/۶۷) و کمترین آن در استان اردبیل (۰/۳۳) بوده است. میزان شاخص استفاده از وسایل تنظیم خانواده در کل مناطق شهری کشور در حدود ۰/۳۶ و در مناطق روستایی در حدود ۰/۴ برآورد شده است.

نسبت بالای استفاده از وسایل تنظیم خانوادهٔ مدرن به‌ویژه در نقاط روستایی استان اردبیل را می‌توان علت پایین بودن میزان شاخص استفاده ـ اثربخشی وسایل تنظیم خانواده در این استان در نظر گرفت. در این استان و به‌ویژه در مناطق روستایی آن، استفاده‌کنندگان از وسایل تنظیم خانواده بیشتر از همتایان خود در دیگر استان‌ها از وسایل مدرن استفاده می‌کنند (وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی ۲۰۰۳ : ۶۴). البته خود این یافته نیاز به بررسی بیشتر دارد که از حوصلهٔ بحث خارج است.

شاخص نازایی موقت (C_i)

میزان بالا و نزدیک به ۱ مقادیر مربوط به شاخص نازایی موقت، نشان از تأثیر اندک این شاخص در کنترل باروری در کشور دارد. این شاخص چه در مقایسه با شاخص ازدواج و چه در مقایسه با شاخص تنظیم خانواده نقش حاشیه‌ای در کنترل باروری داشته و تنها نسبت بسیار اندکی از آن را مانع شده است. به این نکته در بحث از سهم نسبی هر یک از شاخص‌ها در کنترل باروری بیشتر و دقیق‌تر پرداخته خواهد شد.

بیشترین مقادیر برآورد شده برای این شاخص در نقاط شهری استان‌های مختلف متعلق به استان‌های خوزستان، کردستان و لرستان (۰/۹۵) بوده است. به عبارت دیگر، در مناطق شهری استان‌های مذکور در مقایسه با دیگر استان‌ها، شیردهی به کودک و تعداد ماه‌های لازم برای شروع دوباره قاعدگی و خودداری جنسی بعد از زایمان، کمترین تأثیر را در کنترل باروری داشته است. کمترین میزان این شاخص در نقاط شهری در حدود ۰/۹۲ و مربوط به استان گیلان است. در میان نقاط روستایی، بالاترین میزان این شاخص در استان کردستان (۰/۹۷) و کمترین آن در نقاط روستایی استان هرمزگان (۰/۹) مشاهده شده است.

شاخص سقط جنین عمدی (C_a)

داده‌های موجود در پیمایش جمعیت و سلامت در ایران در حالی‌که امکان محاسبه دیگر شاخص‌ها را به‌خوبی فراهم می‌آورند، اطلاعات کمتری در مورد سقط جنین، به‌ویژه در مورد سقط عمدی، به‌دست می‌دهند. شاخص سقط عمدی پس از محاسبه همهٔ شاخص‌های قبلی و

magiran.com

تنظیم دوباره مدل، مورد محاسبه و برآورد قرار گرفته‌است. نکته‌ای که باید اذعان کرد این است که در یک مورد (مناطق روستایی استان آذربایجان غربی)، میزان برآوردشده برای شاخص سقط‌جنین عمدی، بالاتر از حد تئوریک آن (۱/۰۵۱) بوده است. باید گفت هر چند از لحاظ تئوریک این مشاهده غیرقابل‌قبول است، ولی در عمل همیشه به علت پاره‌ای از خطاهای مربوط به دو فرض اصلی مدل، که پیش‌تر بحث آن‌ها گذشت، ممکن است برخی از شاخص‌ها بالاتر از حد تئوریک آن‌ها برآورد شوند (برای بحث بیشتر مراجعه شود به جانستون و هیل ۱۹۹۶). به هر حال، در این مورد مقدار شاخص تنها ۰/۰۵ بیشتر از حد تئوریک بوده است و مسلماً این میزان قابل‌ملاحظه نیست.

با در نظر گرفتن نقاط شهری استان‌های مختلف، بالاترین میزان شاخص سقط جنینِ عمدی برآوردشده متعلق به استان سیستان و بلوچستان و در حدود ۰/۹۹۵ و کمترین آن مربوط به نقاط شهری استان فارس و در حدود ۰/۵۹۵ بوده است. بیشترین مقدار این شاخص در نقاط روستایی استان آذربایجان غربی و در حدود ۱/۰۵ و کمترین آن در مناطق روستایی استان مازندران و در حدود ۰/۵۸ محاسبه شده است. با توجه به اندازهٔ شاخص‌های محاسبه شده، ملاحظه می‌شود که قدرت بازدارندهٔ سقط جنین عمدی روی باروری در نقاط شهری استان فارس و نقاط روستایی استان مازندران به ترتیب در بین نقاط شهری و روستایی مهم‌تر و مؤثرتر بوده است. نقش بازدارندهٔ سقط جنین عمدی روی باروری و محدودیتی که این شاخص روی باروری اعمال می‌کند در بین استان‌های مختلف کشور، در استان اصفهان بیشترین و در استان آذربایجان غربی کمترین است.

مقدار این شاخص برای نقاط شهری کشور برابر ۰/۶۸۹ و برای نقاط روستایی آن برابر با ۰/۷۸ برآورد شده است. مقایسهٔ مقادیر شهری و روستایی نشان می‌دهد که اثر محدودکنندهٔ شاخص سقط جنین عمدی روی باروری در نقاط شهری بیشتر از مناطق روستایی است. واقعیت این است که در شهرها به دلیل داشتن فضای اجتماعی ناشناس، بازتر و با کنترل اجتماعی پایین، امکان استفاده از سقط جنین، به عنوان وسیله‌ای برای پیشگیری از تولد در بارداری‌های ناخواسته، می‌تواند بیشتر باشد.

میزان سقط جنین عمدی کل (TA)

میزان سقط جنین عمدی کل به تعداد متوسط سقط عمدی برای هر زن در طول دوران باروری او، با فرض باروری طبیعی مربوط به هر استان و با تداوم الگوی سقط عمدی زمان پیمایش در آینده، دلالت دارد. میزان‌های سقط عمدی کل بر اساس سطح باروری کل تعدیل‌یافته

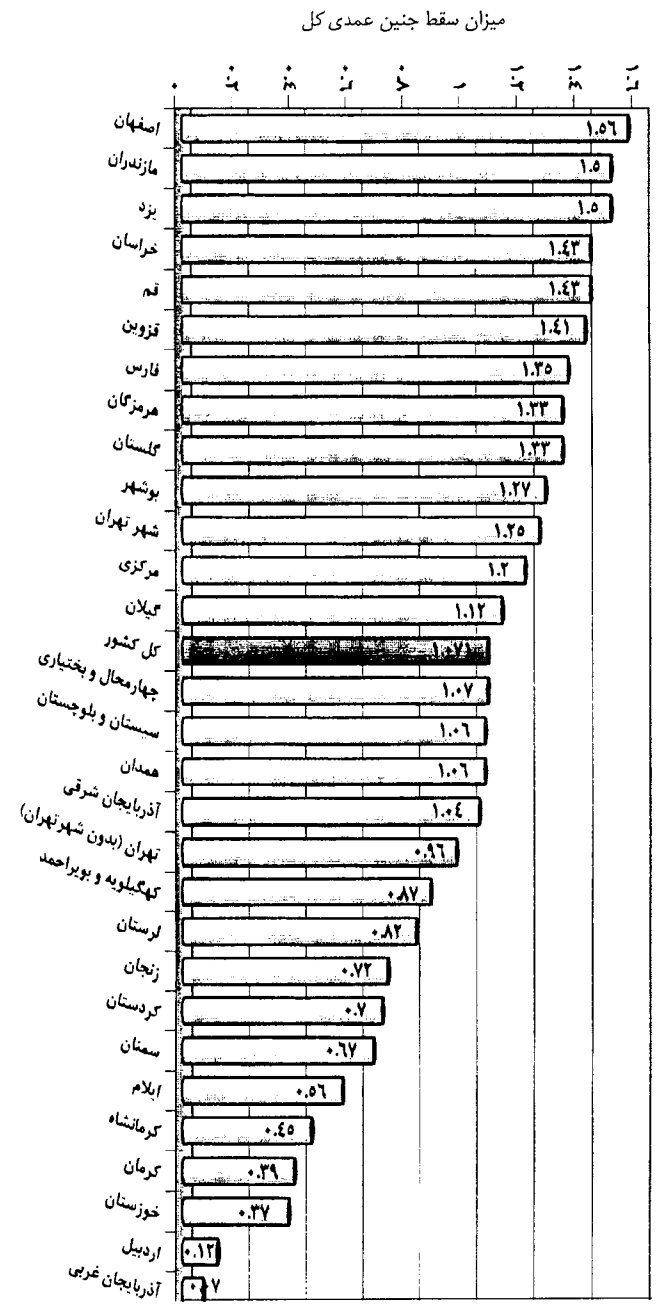
magiran.com

(میانگین باروری طبیعی و باروری زنان گروه سنی ۴۵ تا ۴۹ سالهٔ مناطق روستایی در هر استان) مورد برآورد قرار گرفته‌اند. نمودار شمارهٔ ۱ سقط‌جنین عمدی کل برای استان‌های مختلف کشور را ارائه کرده‌است:

در نقاط شهری استان‌های مختلف، بیشترین میزان سقط عمدی کل مربوط به استان گلستان (۱/۶۴) و کمترین آن مربوط به نقاط شهری استان اردبیل (۰/۰۲) است. با در نظر گرفتن نقاط روستایی، بالاترین میزان متعلق به استان قم و در حدود ۲/۲۶ و کمترین آن متعلق به نقاط روستایی استان آذربایجان غربی بوده که در حدود ۰/۱۹- برآورد شده است. علت منفی شدن این مورد مربوط به بیش‌برآورد شاخص سقط عمدی است که در بخش قبلی مورد بحث قرار گرفت. استان اصفهان با داشتن میزان سقط جنین عمدی کل در حدود ۱/۵۶ بالاتر از همهٔ استان‌ها قرار گرفته است و استان‌های یزد، مازندران و خراسان هم به ترتیب با ۱/۵، ۱/۵ و ۱/۴۳ در رتبه‌های بعدی قرار گرفته‌اند. کمترین میزان سقط عمدی کل متعلق به استان آذربایجان غربی و در حدود ۰/۰۷ برآورد شده است که استان‌های اردبیل، خوزستان و کرمان به ترتیب با ۰/۱۲، ۰/۳۷ و ۰/۳۹ در رتبه‌های بعدی قرار گرفته‌اند.

سقط جنین عمدی کل برای نقاط شهری کشور در حدود ۱/۱۰۸ (کمی بیشتر از ۱ مورد) و در نقاط روستایی کشور به‌طور متوسط در حدود ۱/۰۱۲ برآورد شده است. زنان شهری در مقایسه با زنان روستایی سقط جنین عمدی بیشتری را تجربه می‌کنند. میزان سقط جنین عمدی کل برای کل کشور حدود ۱/۰۷۱ برآورد شده است، به این معنی که به‌طور متوسط هر زن ایرانی تا پایان دورهٔ باروری خود، با فرض باروری طبیعی در نظر گرفته شده و نیز تداوم الگوی سقط‌جنین عمدی زمان انجام پیمایش در طول زمان، کمی بیشتر از ۱ مورد سقط جنین عمدی را تجربه می‌کند. با توجه به قرارگرفتن کشور در دورهٔ انتقال باروری در سال‌های اخیر، اتکا به سقط عمدی به عنوان آخرین شیوه برای کنترل بارداری‌های ناخواسته هنگام شکست روش‌های پیشگیری (بونگارت و وستوف ۲۰۰۰) را به عنوان دلیلی بر تجربهٔ بالای آن در کشور می‌توان در نظر گرفت.

magiran.com



نمودار ۱. میزان سقط جنین عمدی کل برآورد شده برای استان‌های مختلف کشور

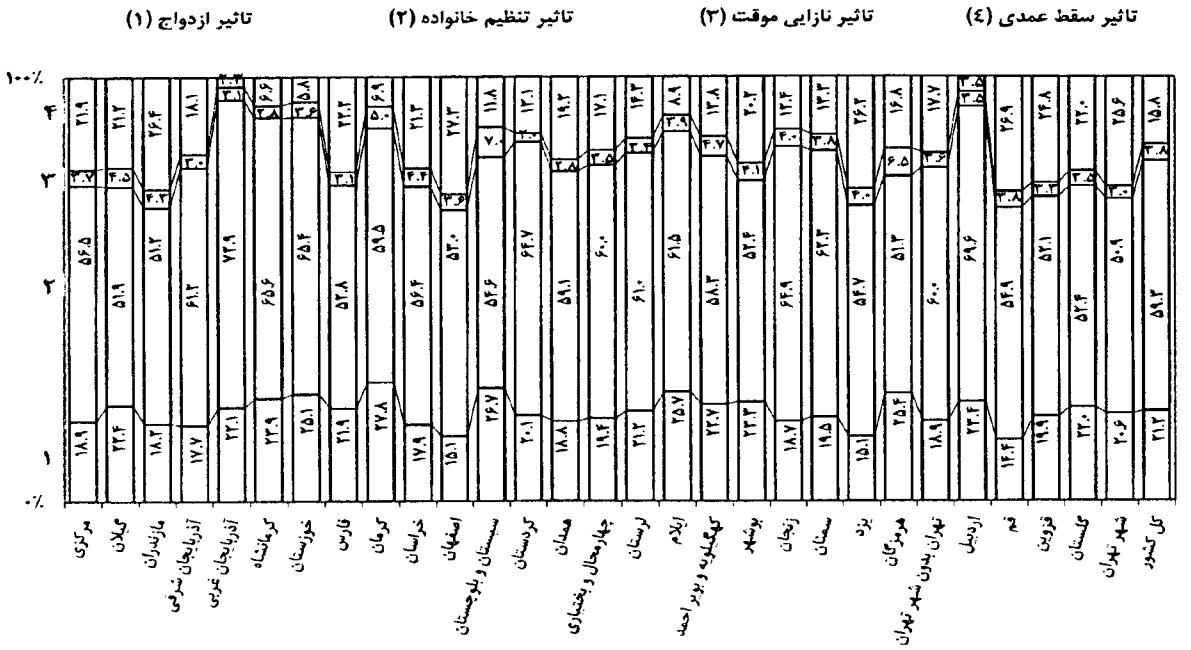
magiran.com

سهم نسبی بازدارندگی تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری

در بین استان‌های مختلف کشور *شاخص ازدواج* بیشترین تأثیر بازدارنده روی باروری را در استان سیستان و بلوچستان نشان داده است. شاخص مذکور در این استان حدود ۲۶/۶۷ درصد (۲۶/۱۷ درصد در نقاط شهری و ۲۷/۴۸ درصد در نقاط روستایی) از کل باروری کنترل شده توسط چهار تعیین‌کنندهٔ بلافصل باروری را به خود اختصاص داده است. در مقایسه بین استان‌ها، ضعیف‌ترین تأثیر این شاخص در استان قم و در حدود ۱۴/۳۹ درصد (۱۴/۸۲ درصد در نقاط شهری و ۱۳/۸ درصد در مناطق روستایی) دیده شده است. متوسط این نسبت برای نقاط شهری کشور حدود ۲۰/۰۷ درصد و برای مناطق روستایی در حدود ۲۲/۴۴ درصد است. این نسبت برای کل کشور و در مقایسه با تأثیر سه شاخص دیگر روی باروری حدود ۲۱/۱۸ درصد باروری کنترل شده را شامل می‌شود.

به‌طور کلی در میان چهار تعیین‌کننده‌ی مورد بررسی، بیشترین قدرت بازدارندگی متعلق به شاخص تنظیم خانواده است. بدون استثنا و در همهٔ استان‌ها و چه در نقاط شهری و چه روستایی، این شاخص بیشترین نقش را در تحدید باروری ایفا کرده است. در بین استان‌های مختلف کشور بیشترین تأثیر این شاخص در تحدید باروری در استان آذربایجان غربی بوده که حدود ۷۳/۳۹ درصد (۶۹/۳۴ درصد در نقاط شهری و ۳۲/۷۸ درصد در مناطق روستایی) باروری کنترل شده را به خود اختصاص داده است. کمترین نسبت در شهر تهران (۵۰/۸۸ درصد) و سپس در استان مازندران و در حدود ۵۱/۱۸ درصد (۶۴/۲۷ درصد شهری و ۴۷/۰۱ درصد روستایی) مشاهده شده است. این نسبت در کل مناطق شهری کشور در حدود ۵۹/۲۸ درصد و در نقاط روستایی در حدود ۵۹/۳۸ درصد باروری کنترل شده توسط چهار شاخص را به خود اختصاص داده است.

مقایسهٔ این نسبت برای مناطق شهری و روستایی کشور نشان می‌دهد که شاخص تنظیم خانواده تأثیر کم و بیش یکسانی در تبیین میزان باروری کنترل‌شده در نقاط شهری و روستایی داشته است. این شاخص در کل کشور حدود ۵۹/۲۱ درصد از کل باروری ممانعت شده توسط چهار شاخص را شامل می‌شود. یعنی در کل کشور، حدود ۶۰ درصد باروری کنترل‌شده قابل ارجاع به استفاده از وسایل تنظیم خانواده است. چهل درصد باقی‌مانده، تأثیر کنترلی سه شاخص دیگراست که به ترتیب اهمیت، ازدواج (۲۱/۲ درصد)، سقط عمدی (۱۵/۸ درصد) و نازایی موقت (۳/۸ درصد) در آن سهم داشته‌اند. نمودار شمارهٔ ۲ نتایج برآوردها در مورد تأثیر بازدارندهٔ هر یک از تعیین‌کننده‌های بلافصل روی باروری طبیعی در استان‌های مختلف کشور را ارائه می‌کند:



نمودار ۲. تأثیر نسبی بازدارندگی تعیین‌کننده‌های بلافصل روی باروری در استان‌های مختلف کشور

magiran.com

magiran.com

بر اساس برآوردها شاخص نازایی موقت در بیشتر مواردکمترین تأثیر بازدارنده روی باروری را در میان چهار شاخص نشان داده است و این کاملاً عکس آن وضعیتی است که در مورد شاخص تنظیم خانواده وجود داشت. به هر حال بیشترین تأثیر این شاخص در مقایسهٔ بین استان‌های مختلف کشور، در استان سیستان و بلوچستان و در حدود ۶/۹۹ درصد (۵/۲۷ درصد در نقاط شهری و ۹/۱۳ درصد در مناطق روستایی) برآورد شده است. در مقابل، کمترین مقدار آن در استان کردستان و در حدود ۲/۰۴ درصد بوده است که این میزان برای نقاط شهری و روستایی این استان به‌ترتیب در حدود ۲/۶۲ و ۱/۵۷ درصد برآورد شده است. در نقاط شهری کشور این شاخص تنها سهم ۳/۴۳ درصدی از باروری کنترل شده توسط چهار شاخص را به خود اختصاص داده و نسبت مشابه برای مناطق روستایی کشور اندکی بیشتر و در حدود ۴/۲۵ درصد است. متوسطِ کشوری برای شاخص نازایی موقت حدود ۳/۸۲ درصد برآورد شده است، به این معنی که با احتساب باروری ممانعت شده توسط چهار شاخص به میزان ۱۰۰ واحد، تنها ۳/۸۲ واحد آن توسط شاخص نازایی موقت کنترل شده است. ملاحظه می‌شود که این شاخص به‌طور کلی تأثیری حاشیه‌ای در کنترل باروری در کشور داشته است.

در بین چهار شاخص مورد بررسی، شاخص سقط جنین سومین شاخص مهم پس از تنظیم خانواده و ازدواج است. در مقایسهٔ بین استان‌ها، بیشترین نسبت برآورد شده، مربوط به استان اصفهان و در حدود ۲۷/۶۱ درصد (۲۶/۷۳ درصد شهری و ۲۷/۹۱ درصد روستایی) است. کمترین میزان این نسبت نیز در استان آذربایجان غربی و در حدود ۱/۷۴ درصد (۵/۴۳ درصد در مناطق شهری و ۳/۳۹- درصد در مناطق روستایی) بوده است. علت منفی بودن نسبت اخیر، که باز از نظر منطقی درست نمی‌تواند باشد، پیش‌تر ذکر شد. میزان این نسبت برای نقاط شهری کشور حدود ۱۷/۲۲ درصد و مناطق روستایی حدود ۱۳/۹۴ درصد برآورد شده است. در کل کشور این شاخص در حدود ۱۵/۷۹ درصد برآورد شده است، به این معنی که از مجموع ۱۰۰ درصد باروری ممانعت شده توسط چهار شاخص موردبحث، سهم این شاخص در حدود ۱۵/۷۹ درصد بوده است. نقش سقط عمدی در کنترل باروری در مناطق شهری بیشتر از مناطق روستایی است، امری که در مورد شاخص سقط جنین نیز از نظر تفاوت‌های شهری و روستایی صدق می‌کرد.

ارزیابی کلی برآوردها

به‌طور کلی برای ارزیابی برآوردهای انجام گرفته سعی شد تا به بررسی رابطهٔ بین مقادیر برآورد شدهٔ سقط عمدی کل با برخی از متغیرهایی که در ادبیات پژوهشی رابطه‌شان با سقط

magiran.com

عمدی مورد تأکید قرار گرفته بود (البته تا حد ممکن)، پرداخته شود. در این میان از همبستگی بین مقادیر شهری و روستایی، که رابطهٔ بالا میان آن‌ها مورد انتظار بود، نیز به عنوان محکی برای ارزیابی محاسبات استفاده شده است.

از جمله متغیرهای احتمالی که می‌شد به رابطهٔ آن با سقط‌جنین عمدی پرداخت، بارداری ناخواسته بود، چرا که در قریب به اتفاق موارد این بارداری ناخواسته است که ممکن است به سقط منتهی شود و هیچ دلیلی برای سقط عمدی بارداری خواسته و برنامه‌ریزی شده وجود ندارد. هرچند در نگاه اول چنین به‌نظر می‌رسد که بایستی رابطهٔ مستقیمی بین دو متغیر وجود داشته باشد (بارداری ناخواسته بالا، سقط عمدی بالا)، یافته‌ها عموماً حاکی از رابطهٔ منفی بین دو متغیر است که با لحاظ مناطق روستایی این رابطهٔ معنادار ($r = -0.369, p = 0.027$) است. به عنوان تبیین جزئی برای چنین رابطه‌ای باید اشاره کرد که هرچند چنین رابطه‌ای در سطح فردی کاملاً دلالت پیدا می‌کند، ولی ممکن است در سطوح تحلیلی کلان[1] لزوماً چنین رابطه‌ای دیده نشود. این‌که، هر چه میزان بارداری ناخواسته در جایی بیشتر باشد، می‌توان این فرض را کرد که افراد کمتر از سقط عمدی برای پایان‌دادن به بارداری‌های ناخواسته استفاده می‌کنند. بنابراین در مواردی که نسبت بارداری‌های ناخواسته، به‌ویژه از نوع قطعی آن (تولدهای ناخواسته) بیشتر باشد می‌تواند حاکی از اجتناب از سقط برای جلوگیری از بارداری‌های ناخواسته باشد که در عمل به رابطهٔ معکوس بین دو متغیر منجر خواهد شد.

از آن جا که انتظار می‌رفت در شرایطی نظیر شرایط ایران که سقط عمدی با موانع قانونی روبه‌رو است، افراد سقط‌های عمد خود را به عنوان سقط‌های غیرعمد یا خودبه‌خودی گزارش کنند، رابطهٔ مستقیم بین دو متغیر مورد انتظار بود. بررسی‌ها حاکی از وجود رابطهٔ معناداری بین دو متغیر است ($r = 0.519, p = 0.002$).

رابطهٔ مستقیم بین باسوادی زنان و سقط عمدی در ادبیات پژوهشی پیوسته مورد تأکید بوده است (تاک[2] ۱۹۷۴؛ رنه[3] ۱۹۹۷؛ احمد[4] ۱۹۹۸؛ اگلستون[5] ۱۹۹۹؛ اکونوفوآ و همکاران[6] ۱۹۹۶؛ کورجو و همکاران[7] ۲۰۰۳). چنین رابطه‌ای را به شکل نسبتاً شدید و معنادار در پژوهش حاضر نیز می‌توان سراغ گرفت. ضرایب همبستگی بین دو متغیر در مناطق شهری و روستایی به ترتیب در حدود ۰/۶۰ و ۰/۶۲ بوده است که هر دو با سطح معناداری $p < 0.000$ از

1. Aggregate
2. Tak
3. Renne
4. Ahmed
5. Eggleston
6. Okonofua et al
7. Korejo et al

magiran.com

نظر آماری جزء روابط معنادار به‌شمار می‌آیند. رابطهٔ مشاهده شده حاکی از این واقعیت است که میزان سقط عمدی معمولاً در بین افراد باسواد که دارای عقاید سکولارتری نسبت به افراد بی‌سواد هستند (همان منابع)، رواج بیشتری دارد.

شاید به عنوان مهم‌ترین عامل، روند باروری در یک جامعه تأثیر مهمی در تغییرات سقط‌جنین عمدی داشته باشد. با اذعان به این‌که این موضوع نه جزو اهداف کار بوده و نه امکان زمانی این کار وجود داشته است که نگارندگان در مورد روند کاهشی باروری در ایران در این مختصر، اقدام به ارائهٔ شواهد و مستندات کنند، به نظر می‌رسد در جوامعی که در دورهٔ انتقال جمعیتی قرار گرفته باشند و یا در حال کامل کردن آن باشند، کاهش باروری و تمایل زوجین به تحدید موالید باعث خواهد شد که اولاً؛ میزان استفاده از وسایل جلوگیری از بارداری شیوع بیشتری پیدا کند و ثانیاً؛ در صورت شکست وسایل، میزان استفاده از سقط برای پیشگیری از تولد حداقل بخشی از بارداری‌های ناخواسته، افزایش یابد (بونگارت و وستوف ۲۰۰۰). ناگفته پیداست که ایران در حال حاضر بنابر نظر بسیاری از صاحب‌نظران (عباسی شوازی و همکاران[1] ۲۰۰۶؛ مهریار و همکاران[2] ۲۰۰۱؛ آقاجانیان و مهریار[3] ۱۹۹۹) در حال کامل کردن انتقال جمعیتی بوده و در طول دو دههٔ گذشته کاهش «***شگفت‌انگیزی***» را در سطح باروری خود تجربه کرده است. کشور در حال حاضر میزان‌های باروری بسیار پایینی، حداقل از دید مقطعی، نسبت به گذشته‌ای نه‌چندان دور را تجربه می‌کند که حتی در برخی از استان‌ها به حد جایگزینی و پایین‌تر نیز رسیده است (وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی ۲۰۰۳).

تمایل بالا برای تحدید موالید خود می‌تواند دلیلی برای بالا بودن هر دو میزان استفاده ـ اثربخشی وسایل و نیز بارداری‌های ناخواسته در یک جامعه باشد (بونگارت و وستوف ۲۰۰۰). همان‌طور که قبلاً هم گفته شد در موارد شکست روش، وقتی افراد به فکر خاتمه‌دادن بارداری‌های ناخواسته باشند، این تنها استفاده از سقط عمدی است که می‌تواند به عنوان یک گزینه توسط آن‌ها مورد ارزیابی قرار گیرد. رابطهٔ مستقیم بین میزان استفاده از وسایل جلوگیری از بارداری و میزان سقط عمدی در ادبیات پژوهشی (میساگو و همکاران[4] ۱۹۹۸؛ میشارا و همکاران[5] ۱۹۹۷؛ بونگارت ۱۹۹۷؛ احمد ۱۹۹۸؛ اکینرینولا و همکاران[6] ۱۹۹۸؛ اکونوفوآ و همکاران ۱۹۹۶؛ مؤسسهٔ آلن گاتمچر ۱۹۹۹؛ سنلت[7] ۲۰۰۰) هم بسیار مورد تأکید

1. Abbasi-Shavazi et al
2. Mehryar et al
3. Aghajanian and Mehryar
4. Misago et al
5. Mishara et al
6. Akinrinola et al
7. Senlet

magiran.com

قرار گرفته است. ولی باید توجه داشت که این نه صرفِ شیوع استفاده از وسایل، بلکه میزان اثربخشی آن است که در درجهٔ اول اهمیت قرار دارد. می‌توان انتظار داشت که در جایی که میزان اثربخشی وسایل بالا است، از بارداری‌های ناخواسته جلوگیری شده و در نتیجه نیاز کمتری به استفاده از سقط عمدی برای جلوگیری از تولد بارداری‌های ناخواسته است. بنابر بررسی‌های انجام‌گرفته رابطهٔ معکوس و به‌نسبت شدیدی ($r = -0.701, p < 0.000$) بین دو متغیر مورد بحث مشاهده شد.

شاید بتوان با توجه به رابطهٔ اخیر، دلیل بالا بودن میزان سقط جنین عمدی در برخی نقاط مذهبی و روستایی، که در نگاه اول شیوع کم سقط عمدی در آن‌ها مورد انتظار است را توضیح داد. در جاهایی که مذهب و دین در زندگی اجتماعی حضور پررنگ‌تری دارند (نظیر آن‌چه در مورد استان‌های قم و خراسان صدق می‌کند)، شیوع ازدواج بیشتر بوده و در عین حال سطح باروری کشور طی انتقال جمعیتی اخیر پایین آمده است. در چنین شرایطی، جلوگیری از بارداری‌های برنامه‌ریزی نشده بایستی از طریق استفادهٔ مؤثر از وسایل تنظیم خانواده صورت گیرد. با توجه به این‌که در استان‌های مذکور میزان استفاده ـ اثربخشی وسایل از جملهٔ پایین‌ترین‌ها است، شاید پاره‌ای از بارداری‌های برنامه‌ریزی نشده از طریق سقط عمدی جلوگیری شوند. مسلماً این گفته در مورد مناطق روستایی استان‌هایی نظیر سیستان و بلوچستان که دارای باروری بالایی هستند (و عملاً میزان بارداری‌های ناخواسته در چنین شرایطی کمتر خواهد بود)، نمی‌تواند به همان اندازه درست باشد.

وضعیت اقتصادی و رفاهی بالا نیز از جمله متغیرهای مهمی است که رابطهٔ مستقیم آن با سقط عمدی در ادبیات پژوهش مورد تأکید قرار گرفته است (اکینرینولا و همکاران ۱۹۹۸؛ ویلدزشات[1] ۱۹۹۹؛ مؤسسهٔ آلن گاتمچر ۱۹۹۹؛ کورجو و همکاران ۲۰۰۳). از آن‌جا که یک شاخص کلی برای پایگاه اجتماعی و اقتصادی در دسترس نبود به بررسی رابطهٔ برخی از متغیرهایی که می‌توانستند به عنوان نماینده‌هایی از این پایگاه در نظر گرفته شوند، از جمله وجود برخی وسایل رفاهی در خانوار و میزان سقط عمدی پرداخته شد. در بررسی‌ها مشخص گردید که استان‌های با سطح توسعهٔ بالاتر و با وضعیت اقتصادی و اجتماعی بهتر در کل دارای میزان‌های بالای سقط عمدی هستند. برای نمونه روابط مستقیم و معناداری بین نسبت خانوارهای دارای وسایل رفاهی چون اتومبیل، تلفن، یخچال و نیز تعداد اتاق‌های در اختیار خانوار و سقط عمدی در سطح استانی مشاهده گردید.

1. Wildschut

magiran.com

به‌منظور یک ارزیابی کلی، همبستگی بین مقادیر شهری و روستایی سقط عمدی برآورد شده نیز مورد بررسی قرار گرفت. بررسی‌ها حاکی از رابطهٔ معنادار و با شدت متوسط بین دو متغیر بود و با حذف دو مورد از استان‌ها (استان سیستان و بلوچستان به دلیل دارا بودن باروری بسیار بالا در مقایسه با دیگر استان‌ها و استان ایلام به دلیل قرار داشتن تحت تأثیرات جنگ در دهه‌های گذشته که روندهای طبیعی جمعیتی در آن دستخوش تحولات فراوانی بوده است) به عنوان مقادیر پرت، شدت رابطهٔ بین دو متغیر تا حد ۰/۷۵ ($p < 0.000$) بهبود نشان داد که جزء ضرایب همبستگی بالا است. بیشتر بررسی‌ها به‌نحوی حاکی از دقت بالای برآوردهای انجام گرفته برای سقط عمدی است.

بحث و نتیجه‌گیری

چنان‌که پیشتر هم بحث شد، بررسی نقش سقط عمدی در تحولات جمعیتی کشور به‌دلیل مواجهه با حساسیت‌های اجتماعی و موانع قانونی، کار آسانی نیست و احتمالاً کارهای انجام‌گرفته در این زمینه توسط سازمان‌ها و افراد، در عمل نمی‌تواند تصویر درست و قابل‌اتکایی از مسئله در سطح جامعه به دست دهند. هرچند روش‌های غیرمستقیم هم مشکلات و احتیاط‌های مربوط به خود را دارند، با این حال در نبود اطلاعات، شاید بتوانند در فهم بهتر و بیشتر مسئله مؤثر افتند.

سقط عمدی از دیرباز به عنوان یکی از عوامل کنترل جمعیتی و نیز تنظیم تعداد و ترکیب کودکان دلخواه افراد، مورد استفاده قرار گرفته است. علاوه بر آن، نقش آن در زمان انتقال جمعیتی که تعداد ایده‌آل فرزندان کاهش می‌یابد، برای جلوگیری از تولد بارداری‌های ناخواسته ممکن است بیشتر و مهم‌تر شود. با توجه به این‌که اطلاعات قابل‌اتکایی در مورد سقط عمدی در حال حاضر (۱۳۷۹) در کشور وجود ندارد، تحقیق حاضر در واقع تلاشی برای به‌دست دادن برآوردی از سطح سقط عمدی در جامعهٔ ایرانی و پی‌بردن به نقش آن در تحولات اخیر جمعیتی کشور است. یافته‌ها حاکی از تجربهٔ به نسبت بالای سقط عمد در کشور و به‌ویژه در بین باسوادان، مناطق شهری و مناطق دارای سطح بالاتر توسعهٔ اقتصادی و اجتماعی است.

به هر حال به دلایل اجتماعی، فرهنگی و قانونی در کشورهایی که سقط جنین صرفاً به دلیل ناخواسته بودن بارداری نمی‌تواند توسط زوجین و یا هر کس دیگری صورت گیرد، بدون این‌که از بروز مسئله جلوگیری شود، باعث خزیدن آن به لایه‌های زیرین اجتماعی می‌شود. این امر از طرفی بررسی خود پدیده را با مشکل مواجه می‌سازد و از طرف دیگر، انجام آن به شیوه‌هایی غیرقانونی و در شرایط محیطی پرخطر را موجب می‌شود که در ادامه می‌تواند بار سلامتی

magiran.com

زیادی به دنبال داشته باشد. ممنوعیت سقط عمدی، در شرایطی‌که می‌تواند در موارد بارداری‌های ناخواسته توسط افراد به عنوان یک راه‌حل جایگزین نسبت به کنار آمدن با تولد ناخواسته، مورد ارزیابی قرار گیرد، تنها مانع از ابراز اجتماعی سقط عمدی می‌شود و در چنین شرایطی، برآورد نیازهای موجود با توسل به شیوه‌هایی غیرقانونی و عموماً توسط افراد ناآزموده و غیرماهر، عواقب نامناسب بسیاری در پی خواهد داشت. از این روی به نظر می‌رسد، فراهم آمدن زمینه برای بررسی ابعاد مختلف سقط عمدی، عوامل و عواقب چندبعدی آن، نیازمند تغییر نگاه موجود به مسئله است تا هرچه بیشتر بتوان در راستای کاهش عواقب نامناسب آن گام برداشت.

در صورت کاهش تعداد ایده‌آل فرزندان، تنها استفاده از وسایل جلوگیری صددرصد مطمئن می‌تواند افراد را در رسیدن به تعداد ایده‌آل فرزندان یاری رساند. باید درنظر داشت که با همهٔ پیشرفت‌های صورت‌گرفته در فناوری‌های مربوط به باروری، هنوز بر حسب شرایط، همهٔ وسایل تنظیم خانواده از اطمینان کامل در زمان استفاده برخوردار نیستند و در نتیجه همیشه نسبتی از افراد با بارداری‌های ناخواسته مواجه خواهند بود. پس زمانی که بروز ناخواستهٔ برخی بارداری‌ها برای هر کس متصور است، شاید تغییر در نگرش جامعه به سقط عمدی از هر بعد و در نظر گرفتن همهٔ ابعاد قانونی، اجتماعی و جز آن، در فضایی کاملاً علمی و بدون پیش‌داوری بتواند گام مهمی در جهت کاهش مسائل مختلف ناشی از سقط عمدی در کشور باشد.

سپاس‌گزاری

برای انجام پژوهش حاضر از داده‌های جمع‌آوری شده توسط وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی با همکاری برخی دیگر از سازمان‌های ملی و بین‌المللی (که تحت عنوان پیمایش سلامت و جمعیت در ایران یا DHS شناخته می‌شود) استفاده شده است که به این وسیله از تلاش‌های این وزارتخانه برای فراهم آوردن داده‌های بسیار مفید برای تحلیل‌های جمعیت و سلامت که مسلماً پیش از این در دسترس نبودند، قدردانی می‌شود همچنین نویسندگان سپاس‌گزار حمایت‌های مرکز مطالعات جمعیتی آسیا و اقیانوسیه هستند که امکان انجام طرح پژوهشی «برآورد غیرمستقیم میزان سقط‌جنین عمدی کل در ایران به تفکیک استان‌ها» را فراهم نموده است. این کار پژوهشی در سال ۱۳۸۳ ـ ۱۳۸۴ انجام شده و مقالهٔ حاضر به نحوی خلاصه نتایج حاصل از آن است. همچنین از توصیه‌های سازندهٔ داوران محترم مقاله که به بهبود شکل و محتوای آن کمک کرد، قدردانی می‌شود.

magiran.com

منابع

Abbasi-Shavazi, Mohammad Jalal, Meimanat Hosseini-Chavoshi, Peter McDonald(2006) "The Path to Below Replacement Fertility in Iran", Paper Presented at Seminar on Fertility Transition in Asia: Opportunities and Challenges 18-20 December, Bangkok. United Nations Economic and Social Commission for Asia and the Pacific.

Acharya, Rajib (2001) "Estimating the Parity Specific Rate of Induced Abortion: A New Approach", Paper Presented at the XXIV General Population Conference of the International Union for the Scientific Study of Population (IUSSP): 18-24 August.

Aghajanian, A. & Mehryar, A. H. (1999) "Fertility Transition in the Islamic Republic of Iran, 1976-1996", *Asian-Pacific Population Journal*, Vol. 14, No. 1: 21-42.

Ahmed, M. K., B. Mizanur and V. G. Jeroen (1998) "Induced Abortion in Matlab, Bangladesh: Trends and Determinants", *International Family Planning Perspectives*, Vol. 24 No. 3: 128-32.

Akinrinola, B., S. Sigh and H. Taylor (1998) "Reasons Why Women Have Induced Abortion: Evidence From 27 Countries", *International Family Planning Perspectives,* Vol. 24 No. 3: 117-27.

Alan Guttmacher Institute (2006) *Abortion in Women's Lives*, New York: Alan Guttmacher Institute, Inc.

——— (1999) *Sharing Responsibility*: *Women, Society, and Abortion Worldwide*, New York: Alan Guttmacher Institute, Inc.

Bongaarts, John (1997) "Trends in Unwanted Childbearing in the Developing World", *Studies in Family Planning*, Vol. 28, No. 4: 267-77.

——— (1982) "The Fertility-Inhibiting Effects of the Intermediate Fertility Variables", *Studies in Family Planning*, Vol. 13, No. 6.7: 179-89.

——— (1978) "A Framework for Analyzing the Proximate Determinants of Fertility", *Population and Developemnt Review*, Vol. 4, No. 1: 105-32.

Bongaarts, John and Charles F. Westoff (2000) "The Potential Role of Contraception in Reducing Abortion", *Studies in Family Planning*, Vol.31, No. 3: 193-202.

Bongaarts, John and Robert G. Potter (1983) *Fertility, Biology and Behavior*, *An Analysis of Proximate Determinants*, New York: Academic Press.

Davis, Kingsley and Judith Blake (1956) "Social Structure and Fertility: An Analytic Framework", *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 4, No. 3: 211-235.

Eggleston, E. (1999) "Determinants of Unintended Pregnancy among Women in Ecuador", *International Family Planning Perspectives*, Vol. 25 No. 1: 27-33.

Foriet, Karen G. and Dorothy L. Nortman (1992) "A Method for Calculation Rates of

magiran.com

Induced Abortion", *Demography*, Vol. 29, No. 1: 127-137.

Johnston, Heidi Bart and Kenneth H. Hill (1996) "Induced Abortion in the Developing World: Indirect Estimates", *International Family Planning Perspectives*, Vol. 22, No. 3: 108-114 & 137.

Karaduman Tas, Ayse (2004) "Internal Migration and Fertility: An Application of the Bongaarts' Model", Online [17.04.2004], <httpp://www.die.gov.tr/tkba/paper1_3.PDF>

Korejo, R., K. j. Noorani and S. Bhutta (2003) "Socio-Cultural Dterminants of Induced Abortion", Karachi: Jinnah Postgraduate Medical Center, Vol. 13, No. 5: 260-62.

Marston, Cicely and John Cleland (2003) "Relationships Between Contraception and Abortion: A Review of the Evidence", *Interrnational Family Planning Perspectives*, Vol. 29, No. 1: 6-13.

Mehryar, A. H., F. Roudi, A. Aghajanian, & F. Tajdini (2001) "Repression and Revival of the Family Planning Program and Its Impact on Fertility Levels in the Islamic Republic of Iran", *Working Paper 2022, Economic Research Forum for the Arab Countries, Iran and Turkey*, Cairo, Egypt.

Ministry of Health and Medical Education (2003) *Population and Health in the Islamic Republic of Iran*, 2000, Tehran: SANOUBAR.

Misago, Chizuru, Walter Fonseca, Luciano Correia, Lucilia M. Fernandes and Oona Campbell (1998) "Determinants of Abortion among Women Admitted to Hospitals in Fortaleza, North Eastern Brazil", *International Journal of Epidemiology*, Vol. 27, No. 5: 833-39.

Mishra, U. S., Mala Ramanathan and S. Irudaya Rajan (1997) *Induced Abortion Potential Among Indian Women*, Trivandrum: Sree Chitra Tirunal Institute for Medical Sciences and Technology.

NurulIslam, M. and M. MazharulIslam (1993) "Biological and Behavioral Determinants of Fertility in Bangladesh: 1975-1980", *Asia-Pacific Population Journal*, Vol. 8. No. 1: 3-18.

Okonofua, F. E., Clifford Odimegwa, Bisi Aina, P. H. Daru and A. Johnson (1996) *Women's Experience of Unwanted Pregnancy and Induced Abortion in Nigeria*. Population Council, New York: NY 10017 USA.

Prem, C. Saxena-Rozzet Jurdi (2004) "Impact of Proximate Determinants on the Recent Fertility Transition in Yemen", Online [17.12.2007] <http://[www.escwa.un.org/popin/publications/new/prem.doc>

Renne, E. P. (1997) "Changing Patterns of Child-Spacing and Abortion in a Northern Nigerian Town", Office of Population Research, Working Paper No. 97-1.

magiran.com

Rossier, Clementine (2003) "Estimating Induced Abortion Rates: A Review", *Studies in Family Planning*, Vol. 34, No. 2: 87-102.

Senlet, P., M. Jill, L. Sain and R. Han (2000) *Abortion and Contraceptive Use in Turkey*, Carolina Population Center, Chapel Hill, NC 27516.

Tak, Van Der (1974) *Abortion, Fertility, and Changing Legislation: International Review*, Washington D.C.: Health and Company.

Wildschut, H. J. (1999) "Sociodemographic Factors: Age, Parity, Social Class and Ethnicity", In: James, D. K., et al., (eds.) *High Risk Pregnancy, Management Options*. pp: 39-52.

World Health Organization (2004) *Unsafe Abortion: Global and Regional Estimates of the Incidence of Unsafe Abortion and Associated Mortality in 2000,* Forth Edition.