

تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری زنان گُرد و تُرک شهرستان ارومیه: کاربرد روش تجزیه بونگارت*

حاتم حسینی**، محمدجلال عباسی شوازی***

(تاریخ دریافت: ۸۸/۷/۱۸، تاریخ تصویب: ۸۹/۸/۱۹)

چکیده

بررسی‌ها نشان می‌دهد که تفاوت‌های معنی‌داری در سطح باروری و متوسط زنده‌زایی زنان گُرد و تُرک وجود دارد. هدف از این مقاله کمی کردن تأثیر تعیین‌کننده‌های بلافصل بر باروری گروه‌های قومی در شهرستان ارومیه با استفاده از روش تجزیه بونگارت است. روش تحقیق از نوع پیمایشی است. جمعیت آماری شامل خانوارهای معمولی ساکن در شهرستان ارومیه و زنان ۱۵-۴۹ ساله حداقل یک‌بار ازدواج کرده است که در داخل خانوارها شناسایی شدند و با ایشان مصاحبه شد. حجم کل نمونه ۷۶۸ خانوار است. روش نمونه‌گیری ترکیبی از روش‌های خوشه‌ای چندمرحله‌ای، تصادفی و تصادفی سیستماتیک است. گردآوری داده‌ها با استفاده از پرسش‌نامه ساخت‌یافته صورت گرفته است.

نتایج حاکی از آن است که گروه‌های قومی سطوح متفاوت و روندهای باروری مشابهی را در طول دوره ۱۵ ساله قبل از بررسی تجربه کرده‌اند. با وجود کاهش سطح باروری، گُردها در دوره پنج‌ساله منتهی به زمان بررسی هم‌چنان در مقایسه با تُرک‌ها میزان باروری بالاتری داشته‌اند. نتایج حاصل از کاربرد روش تجزیه بونگارت نشان داد که قدرت نسبی بازدارندگی تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری در میان گروه‌های قومی متفاوت است. در میان تُرک‌ها به ترتیب استفاده از وسایل پیش‌گیری از حاملگی و نازایی پس از وضع حمل در اثر شیردهی بیشترین سهم را در تبیین تفاوت باروری مشاهده شده از بارآوری کل دارند. در میان گُردها نازایی پس از وضع حمل در اثر شیردهی و استفاده از وسایل پیش‌گیری به ترتیب این تفاوت را تبیین می‌کنند. بر اساس یافته‌ها، برای درک بهتر تفاوت‌های قومی باروری مطالعه مقایسه‌ای تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری ضروری به نظر می‌رسد.

واژگان کلیدی: باروری مقطعی، تعیین‌کننده‌های بلافصل، بارآوری، سقط جنین، نازایی پس از وضع حمل، باروری نکاحی طبیعی کل، گُرد، تُرک.

طرح مسئله

باروری در جمعیت‌های انسانی دو جنبه زیستی و اجتماعی دارد. جزء زیستی همان توانایی تولید مثل است که جمعیت‌شناسان آن را بارآوری^۱ می‌گویند. عملکرد واقعی تولید مثل، تحت تأثیر عوامل اقتصادی - اجتماعی، سیاسی، فرهنگی و محیطی است. تأثیر این عوامل بر باروری در بین جمعیت‌ها و زیرگروه‌های مختلف جمعیتی متفاوت است و با میانجی‌گری عواملی صورت می‌گیرد که به‌طور

*. این مقاله برگرفته از طرح "تفاوت‌های باروری قومیت‌های گُرد و تُرک در ایران: مطالعه موردی شهرستان ارومیه" است که با حمایت مالی مؤسسه مطالعات و تحقیقات اجتماعی دانشگاه تهران در سال ۱۳۸۶ به انجام رسیده است. از داوران محترم مقاله به خاطر نظرات اصلاحی‌شان سپاس‌گزاریم.

** استادیار جمعیت‌شناسی گروه علوم اجتماعی دانشگاه بوعلی سینا E-mail: h-hosseini@basu.ac.ir

*** استاد جمعیت‌شناسی دانشگاه تهران و محقق مرکز مطالعات جمعیتی - اجتماعی دانشگاه ملی استرالیا

E-mail: mabbasi@ut.ac.ir

¹. Fecundity

مستقیم بر باروری تأثیر می‌گذارند. تحلیل و تبیین تغییرات باروری در یک جمعیت معین در یک مقطع زمانی یا در طول زمان و نیز در بین زیرگروه‌های جمعیتی، مستلزم بررسی و شناسایی عواملی است که مستقیم و غیرمستقیم بر باروری تأثیر می‌گذارند. اندازه‌گیری تعیین‌کننده‌های غیرمستقیم باروری (عوامل زمینه‌ای) آسان‌تر می‌نماید. در مطالعات و تحقیقات باروری هم تلاش شده است تا با برقراری رابطه‌ای مستقیم بین تعیین‌کننده‌های غیرمستقیم و باروری به تبیین تغییرات باروری در میان جمعیت‌ها و بین زیرگروه‌های جمعیتی پرداخته شود.

بررسی‌ها (عبّاسی شوازی و حسینی، ۱۳۸۷: ۲۱-۱۹؛ حسینی، ۱۳۸۷: ۱۱۴-۱۱۲؛ حسینی و مهریار، ۱۳۸۵: ۱۵۷-۱۵۶؛ عبّاسی شوازی و صادقی، ۱۳۸۵؛ عبّاسی شوازی و همکاران، ۱۳۸۳) نشان می‌دهد که تفاوت‌های معنی‌داری در باروری و متوسط زنده‌زایی زنان کُرد و تُرک وجود دارد. نویسندگان مقاله بر این باورند که در تحلیل تفاوت‌ها یا هم‌گرایی قومی در باروری ابتدا باید به تحلیل تفاوت‌ها یا تشابهات در تعیین‌کننده‌های بلافصل^۲ پرداخت، زیرا هم‌گرایی یا تفاوت‌های قومی در باروری ممکن است از طریق الگوهای مختلف تولید مثل حاصل شده باشد. علت و سازوکار باروری پایین در یک گروه ممکن است نازایی پس از وضع حمل^۳ باشد و در گروه دیگر ازدواج^۴ یا استفاده از وسایل پیش‌گیری از حاملگی^۵ این سازوکار را تبیین کند. به این ترتیب، می‌توان گفت تحلیل دقیق تفاوت‌های قومی در باروری مستلزم تحلیل تفاوت‌های قومی در تعیین‌کننده‌های بلافصل و در مرحله بعد عوامل زمینه‌ای و تعیین‌کننده‌های غیرمستقیم باروری است. متغیرهای بلافصل مسیریایی را مشخص می‌کنند که از طریق آن‌ها عوامل زمینه‌ای باروری تحت تأثیر قرار می‌گیرند. استفاده از این الگو این امکان را فراهم می‌سازد تا مشخص کنیم چگونه تفاوت‌های قومی در تعیین‌کننده‌های بلافصل، سطوح باروری متفاوتی را بر گروه‌های قومی تحمیل می‌کند.

خلاء اصلی - به‌ویژه در نسل نخست مطالعات قومیت و باروری - کنترل‌نشدن تأثیر تعیین‌کننده‌های بلافصل در رابطه قومیت و باروری و کمی کردن تأثیر آن‌ها بر باروری بود که با مطالعات اولیه بونگارت^۶ (۱۹۷۸، ۱۹۸۲) و بعدها بونگارت و پاتر^۷ (۱۹۸۳) صورت عملی به خود گرفت. آن‌ها روشی ساده و در عین حال هوشمندانه برای کمی کردن تأثیر نسبی تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری در یک جمعیت معین پیشنهاد کردند که به روش تجزیه بونگارت^۸ معروف است. هدف این مقاله بررسی روندهای اخیر باروری در میان کُردها و تُرک‌های ساکن در شهرستان ارومیه، تحلیل تفاوت‌های قومی در تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری و در نهایت، بررسی سهم نسبی تعیین‌کننده‌های بلافصل در اختلاف باروری گروه‌های قومی است. فرض اصلی نویسندگان مقاله این است که تفاوت باروری زنان کُرد و تُرک به دلیل تفاوت‌های قومی در تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری می‌باشد.

روش تجزیه بونگارت

الگوی بونگارت مبتنی بر این دیدگاه است که تأثیر هر یک از تعیین‌کننده‌های بلافصل، تقلیل باروری در یک جمعیت معین از یک

². Proximate determinants

³. Postpartum infecundability

⁴. Marriage

⁵. Contraception

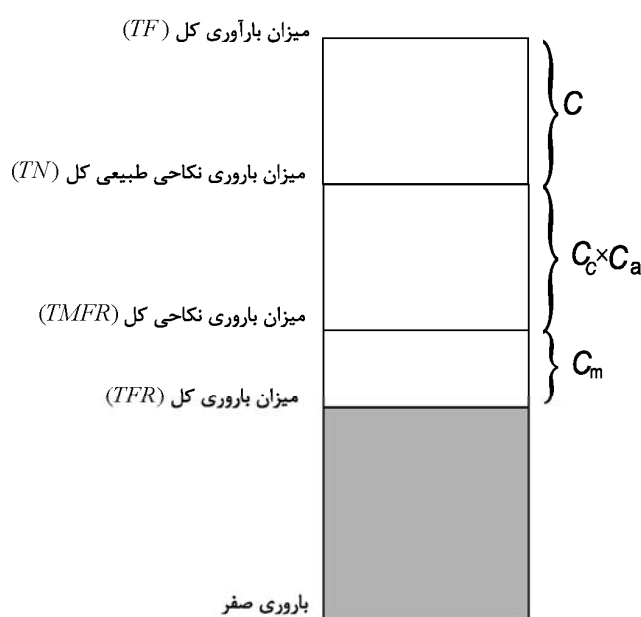
⁶. Bongaarts

⁷. Potter

⁸. Bongaarts decomposition method

سطح فرضی است که ممکن است به آن دست یابد. این سطح فرضی را بونگارت و پاتر (۱۹۸۳) میزان بارآوری کل^۹ می‌گویند که عبارت از متوسط شمار فرزندان است که هر زن در یک جمعیت معین در صورت عمومیت ازدواج در دامنه سنی فرزندآوری و در حالت عدم شیردهی، خودداری از آمیزش جنسی پس از زایمان، استفاده نکردن از روش‌های پیش‌گیری از حاملگی و سقط جنین عمدی خواهد داشت. در بررسی و تبیین باروری مشاهده‌شده^{۱۰} در یک جمعیت باید مشخص کرد که تعیین‌کننده‌های بلافصل در عمل تا چه اندازه سبب شده است که باروری آن جامعه (باروری مشاهده‌شده) از میزان بارآوری کل انحراف پیدا کند. فرض کنید باروری مشاهده‌شده از طریق میزان باروری کل دوره^{۱۱} اندازه‌گیری می‌شود. بونگارت و پاتر (۱۹۸۳) دو سنجه^{۱۲} دیگر (میزان باروری نکاحی کل^{۱۳} و میزان باروری نکاحی طبیعی کل^{۱۳}) را از هم تفکیک کردند. میزان‌های چهارگانه در شکل ۱ نشان داده شده است.

شکل ۱. مدل تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری بونگارت و پاتر



منطقه هاشورخورده نشان‌دهنده باروری مشاهده‌شده است. مناطقی که هاشور نخورده نشان‌دهنده باروری بالقوه است که افراد ازدواج‌نکرده یا دیرازدواج‌کرده، استفاده از وسایل پیش‌گیری از حاملگی، سقط‌جنین عمدی و نازایی پس از زایمان در اثر شیردهی یا خودداری از آمیزش جنسی پس از وضع حمل آن را محدود می‌کنند. منبع: اقتباس از بونگارت و پاتر، ۱۹۸۳: ۷۹.

$TMFR$ که آن را با TM نیز نشان می‌دهند، مبین شمار کودکانی است که یک زن در نهایت در پایان دامنه سنی فرزندآوری (دقیقاً ۵۰ سالگی) خواهد داشت، با این فرض که دقیقاً در ۱۵ سالگی ازدواج کند و از ۱۵ سالگی تا پنجاهمین سالگرد تولدش ازدواج کرده باقی بماند و این که در هر x امین سالگرد تولد از ۱۵ تا ۴۹ سالگی، $ASMFR_x$ هایی را تجربه کند که در محاسبه $TMFR$ استفاده می‌شود. بی‌تردید، یکی دیگر از مفروضات ما در محاسبه این سنجه این است که هر یک از زنان مورد نظر تا پنجاهمین سالگرد

⁹. Total Fecundity Rate (TF)

¹⁰. Observed Fertility

¹¹. Period Total Fertility Rate (TFR)

¹². Total Marital Fertility Rate (TMFR)

¹³. Total Natural Marital Fertility Rate (TN)

تولدشان زنده می‌مانند. این سنجه با استفاده از رابطه ۱ به‌دست می‌آید:

$$TMFR = \sum_{x=15}^{49} ASMFR_x \quad (1)$$

TN نیز سطحی از باروری است که در جمعیتی با $TMFR$ بدون استفاده از وسایل پیش‌گیری از حاملگی و سقط جنین عمدی به‌دست می‌آید. واضح است که تفاوت بین TF و TN در یک جمعیت ناشی از ازدواج، شیردهی و خودداری از آمیزش جنسی پس از زایمان است. بونگارت و پاتر تأثیر هر دو مورد را نازایی پس از وضع حمل^{۱۴} می‌گویند. تفاوت بین $TMFR$ و TN ناشی از شیوع استفاده از وسایل پیش‌گیری از حاملگی و سقط جنین عمدی می‌باشد. در نهایت، تفاوت بین $TMFR$ و TFR مبین تأثیر محدودکننده تعویق ازدواج، تجرد و گسیختگی ازدواج بر باروری است.

بونگارت روشی را پیشنهاد کرد که در آن تأثیرات بازدارنده تعیین‌کننده‌های بلافصل چهارگانه از طریق چهار شاخص عملیاتی می‌شود. او این چهار شاخص را به صورت C_m (شاخص نسبت ازدواج‌کرده‌ها)، C_c (شاخص پیش‌گیری از حاملگی)، C_a (شاخص سقط جنین عمدی) و C_i (شاخص نازایی پس از وضع حمل) نام‌پردازی کرده است. اندازه این شاخص‌ها در دامنه‌ای بین ۰ و ۱ نوسان دارد. اگر مقدار شاخص به ۱ نزدیک باشد تأثیر بازدارنده تعیین‌کننده بلافصل مورد نظر بر باروری جزئی و کم‌اهمیت است و مقدار صفر نشان‌دهنده این است تعیین‌کننده مورد نظر به تنهایی بازدارنده همه میزان باروری است. بنابراین، هرچه مقدار شاخص به صفر نزدیک‌تر باشد تعیین‌کننده بلافصل مورد نظر تأثیر بیشتری در کاهش میزان باروری کل (TFR) از حداکثر زیستی آن (TF) دارد. معادله اصلی روش بونگارت که در آن روابط بین تعیین‌کننده‌های بلافصل و باروری عملیاتی شده است به‌صورت زیر است:

$$TFR = C_m \times C_c \times C_a \times C_i \times TF \quad (2)$$

که در آن، TFR میزان باروری کل و TF بارآوری کل است (بونگارت، ۱۹۷۸: ۱۱۸). دو فرض اصلی در این الگو وجود دارد. بر اساس فرض اول، حداکثر میزان بارآوری کل حدود ۱۵/۳ است. بر این اساس، هر زن چنان‌چه در دامنه سنی تولید مثل از هیچ وسیله پیش‌گیری از بارداری استفاده نکند، در مقام نظر قادر خواهد بود به‌طور متوسط ۱۵/۳ کودک به دنیا بیاورد. بی‌تردید شرایط محیطی و اجتماعی امکان چنین باروری بالایی را برای بسیاری از زنان فراهم نخواهد کرد. فرض دوم این است که از میان همه عوامل بلافصل تنها اثر چهار تعیین‌کننده بلافصل ازدواج، تنظیم خانواده، نازایی موقت پس از زایمان و سقط جنین عمدی بر باروری مهم و تعیین‌کننده در نظر گرفته شده و اثر دیگر تعیین‌کننده‌های بلافصل قابل اغماض است (آقایاری هیر و مهریار، ۱۳۸۶: ۶۷). در ادامه هر یک از شاخص‌های معادله ۲ و معادله‌های پیشنهادی بونگارت را برای برآورد آن‌ها معرفی می‌کنیم.

• **شاخص ازدواج (C_m)**. هدف از محاسبه این شاخص برآورد تأثیر طول دوره‌هایی است که زن به لحاظ جنسی فعال نیست (لتامو و لتامو، ۲۰۰۲: ۳۱). اگر تمام زنان واقع در سن تولید مثل ازدواج کرده باشند، این شاخص برابر با ۱ است و اگر ازدواج نکرده باشند برابر با صفر می‌شود. برای محاسبه این شاخص از معادله ۳ استفاده می‌کنیم.

$$C_m = \frac{\sum \{m(a) \times g(a)\}}{\sum g(a)} \quad (3)$$

که در آن، $m(a)$ نسبت‌های ویژه سنی ازدواج‌کرده‌ها و $g(a)$ میزان باروری نکاحی ویژه سن است. شاخص ازدواج را

¹⁴. Postpartum infecundability

می‌توان از طریق رابطه $C_m = TFR/TM$ نیز به دست آورد. در فقدان تأثیر بازدارنده تجرد، یعنی اگر تمام زنان واقع در سن تولید مثل ازدواج کرده باشند، میزان باروری از TFR به TM افزایش خواهد یافت.

• شاخص استفاده از وسایل پیش‌گیری از حاملگی (C_c). اگر تمام زنان بارآور از روش‌های مدرن مؤثر پیش‌گیری از حاملگی استفاده کنند، مقدار این شاخص برابر با صفر و در غیر این صورت برابر با ۱ خواهد شد (لتامو و لتامو، ۲۰۰۲: ۳۱). در حالت اخیر، باروری افزایش خواهد یافت و از TM به TN خواهد رسید. این شاخص با استفاده از رابطه ۴ محاسبه می‌شود:

$$C_c = 1 - 1/08 \times u \times e \quad (4)$$

که در آن، u نسبت زنان ازدواج کرده واقع در سنین تولید مثل است که هم‌اکنون از وسایل پیش‌گیری از حاملگی استفاده می‌کنند، e متوسط اثربخشی وسایل پیش‌گیری از حاملگی^{۱۵} و $1/08$ عامل تصحیح مربوط به میزان نازایی^{۱۶} در بین زنان است که برای در نظر گرفتن اثر کم‌شماری و یا موارد سقط غیر عمد نیز کاربرد دارد (بونگارت، ۱۹۷۸). مقدار e به ترکیب روش‌های پیش‌گیری از حاملگی^{۱۷} وابسته است. برای نسبت معینی از زنان ازدواج کرده که از روش‌های پیش‌گیری از حاملگی استفاده می‌کنند، هرچه روش اثربخش‌تر باشد مقدار e بالاتر می‌رود.

از جمله موارد بحث‌انگیز در رابطه ۵ میزان اثربخشی وسایل پیش‌گیری از حاملگی است. بونگارت و پاتر (۱۹۸۳: ۸۴) اظهار می‌کنند که این مقادیر e_m برای روش‌های مختلف پیش‌گیری از حاملگی مناسب است: ۰/۹ برای قرص، ۰/۹۵ برای وسایل درون رحمی، ۱/۰۰ برای عقیم‌سازی، ۰/۸ برای خودداری دوره‌ای از آمیزش، ۰/۹ برای کاندوم و ۰/۷ برای روش‌های سنتی مانند عزل یا نزدیکی منقطع. در بررسی حاضر ضمن استفاده از میزان‌های استاندارد اثربخشی وسایل تنظیم خانواده، متوسط میزان اثربخشی وسایل پیش‌گیری از حاملگی در مناطق شهری و روستایی ایران نیز که بر اساس داده‌های پیمایش جمعیت و سلامت در جمهوری اسلامی ایران برآورد شده (آقایاری هیر و مهریار، ۱۳۸۶: ۷۶) مورد استفاده قرار گرفته است. چنان‌چه تأثیر استفاده از یک روش معین پیش‌گیری از حاملگی را با e_m و نسبت زنان ازدواج کرده‌ای را که از آن روش استفاده می‌کنند با u_m نشان دهیم، رابطه ۵ را خواهیم داشت:

$$e = \frac{\sum u_m e_m}{\sum u_m} \quad (5)$$

که در آن سیگما مجموع روش‌های مختلف پیش‌گیری از حاملگی است که استفاده شده است. پس $\sum u_m = u$. بنابراین:

$$e = \frac{\sum u_m e_m}{u} \quad (6)$$

و چنان‌چه عبارات معادله ۶ در معادله ۴ جایگزین شود، رابطه زیر را خواهیم داشت:

$$C_c = 1 - 1/08 \sum u_m e_m \quad (7)$$

• شاخص نازایی موقت پس از وضع حمل (C_i). در حالت عدم شیردهی، مقدار این شاخص برابر با ۱ است و اگر دوره نازایی نامحدود باشد برابر با ۰ می‌شود. چنان‌چه این شاخص برابر ۱ شود شیردهی و نازایی پس از وضع حمل تأثیر بازدارنده بر باروری ندارند. در این صورت، باروری افزایش خواهد یافت و به سطحی از باروری که در اصطلاح به آن میزان بارآوری کل (TF) می‌گویند خواهد رسید که به باور بونگارت به‌طور متوسط حدود ۱۵/۳ تولد برای هر زن در نظر گرفته می‌شود. این

¹⁵. Average use effectiveness of contraception

¹⁶. Sterility correction factor

¹⁷. Contraceptive method mix

شاخص با استفاده از رابطه ۸ به دست می آید:

$$C_i = \frac{20}{18/5+i} \quad (۸)$$

که در آن، \bar{t} متوسط طول مدّت (برحسب ماه) نازایی پس از وضع حمل در اثر شیردهی یا خودداری از آمیزش جنسی پس از زایمان است.

در رابطه ۸ این حقیقت در نظر گرفته شده است که حتی اگر در جمعیتی شیردهی و خودداری از آمیزش جنسی پس از زایمان صورت نگیرد، به دلایل فیزیولوژیک دوره کوتاهی (حدوداً ۱/۵ ماه) از نازایی موقت پس از زایمان رخ می دهد. تردیدی نیست که در صورت شیردهی یا خودداری جنسی این ۱/۵ ماه بیشتر طول کشیده و توسط فاکتور \bar{t} در نظر گرفته خواهد شد. عدد ۲۰ در رابطه فوق فاصله زمانی بین دو تولّد زنده در حالت عدم شیردهی می باشد که ۱/۵ ماه آن نازایی موقت پس از زایمان در حالت عدم شیردهی، ۷/۵ ماه متوسط زمان انتظار برای باردار شدن، ۲ ماه شمار ماه های ازدست رفته بین دو تولّد زنده به دلیل مرگ و میرهای جنینی و ۹ ماه آن هم شمار ماه های یک بارداری کامل است. عدد ۱۸/۵ نیز شمار ماه های بین دو تولّد زنده بدون در نظر گرفتن ۱/۵ ماه نازایی موقت پس از زایمان است (بونگارت، ۱۹۷۸: ۱۱۵-۱۱۶). از آن جا که متوسط طول دوره شیردهی معمولاً طولانی تر از متوسط طول دوره خودداری از آمیزش جنسی پس از زایمان است، بونگارت و پاتر (۱۹۸۳: ۲۵) برای برآورد \bar{t} با استفاده از متوسط طول دوره شیردهی (d_b) رابطه ۹ را پیشنهاد کرده اند:

$$i = 1/753 \exp(0/1396d_b - 0/001872d_b^2) \quad (۹)$$

• شاخص سقط جنین عمدی C_a . سقط جنین عمدی^{۱۸} در سطح گسترده برای جلوگیری از تولد فرزند به کار برده می شود و از بعضی جهات جایگزینی برای استفاده از روش های پیش گیری از حاملگی است (بونگارت، ۱۹۷۸: ۱۱۲، هاینده، ۱۳۸۵: ۲۱۸). برای برآورد این شاخص رابطه زیر پیشنهاد شده است:

$$C_a = \frac{TFR}{TFR + 0/4(1+u)TA} \quad (۱۰)$$

که در آن، u نسبت شیوع استفاده از وسایل پیش گیری از حاملگی در جمعیت مورد مطالعه، TA میزان کل سقط جنین یا متوسط شمار سقط جنین های عمدی است که هر زن در طول دوره تولید مثل با فرض تجربه میزان های ویژه سقط جنین عمدی رایج در زمان بررسی در افق آینده خواهد داشت. ضریب ثابت ۰/۴ متوسط تولدهایی است که یک مورد سقط جنین در فقدان استفاده از وسایل پیش گیری از حاملگی مانع آن ها شده است که در صورت استفاده از وسایل که با ضریب $1+u$ در

^{۱۸} اگرچه سقط جنین عمدی یک تعیین کننده بلافصل مهم در بسیاری از جمعیت هاست، اما تأثیر آن در جلوگیری از مولید به دلیل محدودیت های قانونی در بسیاری از کشورها و این که از نظر بعضی افراد این عمل به لحاظ اخلاقی پسندیده نیست، از اهمیت کمتری در مقایسه با تأثیر استفاده از وسایل پیش گیری از حاملگی برخوردار است (هاینده، ۱۳۸۵: ۲۱۸). علاوه بر این ها، داده های مربوط به TA به ویژه در کشورهای در حال توسعه به ندرت مشخص می شود و در دسترس قرار می گیرد. بونگارت (۱۹۷۸: ۱۱۲) بر این باور است که حتی در مواردی که برآوردهای خوبی از سقط جنین عمدی در دسترس است، تعیین کاهش باروری در اثر اعمال سقط جنین عمدی دشوار می نماید. اگرچه به نظر می رسد سقط جنین عمدی تا حدودی در جامعه رایج است، اما برآوردهای صورت گرفته بر مبنای داده های پیمایش جمعیت و سلامت سطوح پایینی از سقط جنین را در استان های کشور نشان می دهد. بررسی هایی که اخیراً صورت گرفته (آقایی هیر و مهریار، ۱۳۸۶: ۷۳) نشان می دهد که در استان آذربایجان غربی سقط جنین عمدی کمترین تأثیر بازدارنده را در کاهش میزان بارآوری کل به میزان باروری کل مشاهده شده در مقایسه با سایر استان های کشور دارد. در بررسی حاضر نیز با توجه به حساسیت موضوع پرسش مستقیم درباره سقط جنین مطرح نشد. بنابراین، با در نظر گرفتن تفاوت های قومی در مشخصه های اقتصادی - اجتماعی از جمله مشارکت زنان در بازار کار، سطح سواد و تحصیلات و... تأثیر سقط جنین عمدی بر باروری در دو حالت بررسی می شود. در حالت اول مقدار C_a معادل مقدار برآورد شده برای زنان گرد و تُرک با استفاده از معادله پیشنهادی بونگارت که به ترتیب ۱ و ۰/۹۶۴۶ است در نظر گرفته می شود و مقدار TF بر اساس آن و اندازه سایر مؤلفه های معادله بونگارت برآورد می شود. در حالت دوم، با در نظر گرفتن تفاوت های قومی در مشخصه های اقتصادی - اجتماعی، شاخص سقط جنین عمدی برآورد شده در مناطق شهری استان آذربایجان شرقی و مناطق روستایی گردستان که بر اساس برآوردهای آقایی هیر و مهریار (۱۳۸۶: ۷۳) به ترتیب مساوی ۰/۱۶۵۷ و ۰/۸۴۱ می باشد، برای تُرک ها و گرد ها در محاسبه ها دخالت داده می شود. بنابراین، تمام سنجه های معادله بونگارت برای زنان گرد و تُرک در دو حالت فوق محاسبه و برآورد می شود.

رابطه وارد می‌شود، می‌تواند به مقادیر بالاتری میل کند (بونگارت، ۱۹۷۸: ۱۱۳-۱۱۴، بونگارت و پاتر، ۱۹۸۳: ۸۵-۸۶). پس از این‌که شاخص‌ها محاسبه شد، سطوح متفاوت باروری را می‌توان از طریق ضرب در شاخص‌های متناظر محاسبه کرد. الگوی که باروری را به تعیین‌کننده‌های بلا فصل مرتبط می‌کند به صورت زیر خواهد بود:

$$TF = 15 / 3 \quad (1)$$

$$TFR = TM \times C_m$$

$$TM = TN \times C_c \times C_a \quad (12)$$

$$TN = TF \times C_i \quad (13)$$

روابط فوق چهار سطح متفاوت باروری را نشان می‌دهد که می‌توان تأثیر تعیین‌کننده‌های بلا فصل را در آن‌ها به دست آورد. اگر تمام تعیین‌کننده‌های بلا فصل تأثیر بازدارنده داشته باشند، سطح باروری واقعی یک جمعیت از طریق TFR اندازه‌گیری می‌شود. چنان‌چه تأثیر بازدارنده تعویق و گسیختگی ازدواج بدون تغییرات دیگر در رفتار باروری حذف شود، باروری به سطحی از TM افزایش خواهد یافت. اگر تمام اعمال پیش‌گیری از حاملگی و سقط جنین عمدی نیز حذف شوند، باروری تا سطحی از TN افزایش خواهد یافت. با حذف شیردهی و خودداری از آمیزش پس از وضع حمل باروری تا سطح بارآوری کل افزایش خواهد یافت (بونگارت، ۱۹۸۲). با جایگزینی معادله ۱۳ در معادله ۱۲ و سپس در معادله ۱۱ به معادله اصلی بونگارت (معادله ۲) که رابطه بین تعیین‌کننده‌های بلا فصل و باروری را عملیاتی می‌کند خواهیم رسید.

به این ترتیب، با استفاده از این الگو می‌توان مشخص کرد که چگونه تفاوت‌های قومی در تعیین‌کننده‌های بلا فصل، سطوح باروری متفاوتی را بر گروه‌های قومی تحمیل می‌کنند. با تمام این‌ها، رویکرد بونگارت و الگوی او تنها رویکرد ممکن به تحلیل تأثیر تعیین‌کننده‌های بلا فصل بر باروری نیست. سایر صاحب نظران (هاب کرافت و لیتل، ۱۹۸۴؛ استور، ۱۹۹۸؛ آنیارا و هایند، ۲۰۰۵؛ مورنو، ۱۹۹۱) الگوهای دیگری را عرضه کرده و بسط داده‌اند. با وجود این، ماهیت تفصیلی داده‌های مورد نیاز بعضی از این روش‌ها، کاربرد آن‌ها را در موارد زیادی از جمله بررسی حاضر غیر ممکن می‌سازد. در مقابل، اطلاعات و داده‌های مورد نیاز برای استفاده از روش بونگارت (به استثنای سقط جنین) را به آسانی می‌توان به دست آورد. علاوه بر این، الگوی بونگارت تقریباً تمام تعیین‌کننده‌های بلا فصل اصلی را دربرمی‌گیرد.

روش‌شناسی و داده‌های تحقیق

روش این تحقیق پیمایش است. جمعیت آماری شامل خانوارهای معمولی ساکن در مناطق شهری و روستایی شهرستان ارومیه و زنان ۴۹-۱۵ ساله حداقل یک‌بار ازدواج کرده است که در داخل خانوارها شناسایی شدند و مورد مصاحبه قرار گرفتند. واحد آماری هم یک خانوار معمولی ساکن و یک زن ۴۹-۱۵ ساله حداقل یک‌بار ازدواج کرده ساکن در نقاط شهری و روستایی شهرستان ارومیه است. واحد نمونه‌گیری خانوار است. برای تعیین حجم نمونه، پس از پردازش و پالایش داده‌های نتایج اولیه سرشماری ۱۳۸۵ شهرستان ارومیه، بر مبنای تعداد کل خانوارهای ساکن در نقاط روستایی با بیش از ۳۰ خانوار و با ترکیب قومی ترک، نمونه‌ای بالغ بر ۳۸۴ خانوار تعیین شد. از آن‌جا که بررسی حاضر از نوع تطبیقی است، تصمیم گرفته شد تا نمونه‌ای با حجم برابر از هر گروه قومی انتخاب شود. بنابراین، از نمونه‌گرد نیز ۳۸۴ خانوار در نظر گرفته شد. بر این اساس، حجم کل نمونه برابر با ۷۶۸ خانوار تعیین شد. روش نمونه‌گیری ترکیبی از روش‌های خوشه‌ای چند مرحله‌ای، تصادفی و تصادفی سیستماتیک است.

داده‌های مورد نیاز به وسیله پرسش‌نامه و از طریق مصاحبه با تمام خانوارهای نمونه و زنان حداقل یک‌بار

ازدواج کرده‌ای که به لحاظ وضعیت زناشویی یکی از شرایط دارای همسر و بی‌همسر بر اثر فوت یا طلاق را حائز بوده و در یکی از گروه‌های سنی ۱۵ تا ۴۹ ساله قرار داشتند و عضو خانوار بودند گردآوری شد. گردآوری داده‌ها از طریق مراجعه مستقیم مصاحبه‌کنندگان آموزش دیده، رابطان بهداشتی و کارکنان خانه‌های بهداشت روستایی (به‌ورزها) که به‌طور مستقیم با مرکز بهداشت شهرستان ارومیه و مراکز بهداشتی و درمانی در سطح شهرستان همکاری داشتند صورت گرفت. مصاحبه‌کنندگان ضمن این که با میدان تحقیق آشنا بودند، آگاهی و اطلاعات دقیقی درباره خانوارها و پاسخ‌گویان داشتند. پرسش‌نامه تحقیق از دو بخش تشکیل شده است. بخش اول، دربرگیرنده جدول مشخصات اعضای خانوار است که در آن داده‌های پایه‌ای برای هر یک از اعضای خانوار ثبت شده است. بخش دوم، با عنوان پرسش‌نامه اختصاصی زنان واجد شرایط بررسی به منظور گردآوری و استخراج داده‌های تفصیلی درباره زنان ازدواج کرده واقع در سنین تولید مثل طراحی شده است. بخشی از سؤالات پرسش‌نامه با سؤالات پیمایش گذار باروری در ایران، پیمایش جمعیت و سلامت و طرح آمارگیری از خصوصیات اقتصادی و اجتماعی خانوار مشترک است. با استفاده از داده‌های گردآوری شده از طریق این سؤال‌ها و با توسل به روش فرزندان خود^{۱۹}، می‌توان به برآورد سطح باروری زنان گروه‌های قومی از سال ۱۳۷۲ تا زمان بررسی پرداخت و سطح، روند و الگوی باروری و تغییر و تحولات آن و نیز میزان کاهش باروری در میان هر یک از گروه‌های قومی طی دوره ۱۵ ساله قبل از بررسی را به دست آورد.

داده‌ها در محیط اس.پی.اس.اس و با بهره‌گیری از نرم‌افزارهای تخصصی جمعیت‌شناسی نظیر نرم‌افزار ای.ای. دبلیو.ای. اس. پی. آ^{۲۰} پردازش شد. برای عرضه یافته‌ها، ابتدا به بررسی و مقایسه سطح و روند باروری گروه‌های قومی در طول دوره ۱۵ ساله قبل از بررسی تا زمان گردآوری داده‌ها پرداختیم. سپس به منظور بررسی تفاوت‌های قومی در تعیین‌کننده‌های بلافصل و تعیین نقش و اهمیت هریک از آن‌ها در باروری گروه‌های قومی از روش تجزیه بونگارت استفاده کردیم.

یافته‌ها

باروری افتراقی مقطعی

در مطالعات باروری افتراقی، تحلیل‌های باروری بیشتر مبتنی بر سنجه‌های باروری تراکمی بوده و استفاده از سنجه‌های باروری مقطعی کمتر رایج بوده است. تمرکز بر سنجه‌های باروری تراکمی مبتنی بر این باور کلی بود که تأثیر تعیین‌کننده‌های باروری بر باروری به‌طور پیوسته و یکنواخت و در طول دوره‌های طولانی از زمان صورت می‌گیرد. چو^{۲۱} و همکاران (۱۹۷۰: ۱۵) بر این باورند که استفاده از سنجه‌های باروری تراکمی در مطالعات باروری افتراقی در صورتی مفید است که الگو و شدت باروری افتراقی در طول زمان کم‌وبیش ثابت باشد، اما هیچ تضمینی برای این فرض وجود ندارد. آن‌ها بر این باورند که باروری افتراقی می‌تواند در فاصله‌های زمانی نسبتاً کوتاه هم تغییر کند. برای درک تفاوت‌های موجود باروری در زمان بررسی و پیش‌بینی این‌که در آینده چه تفاوت‌هایی رخ خواهد نمود، کاربرد سنجه‌های مقطعی باروری ضروری می‌نماید.

سطوح و روندها: ۱۳۷۲-۱۳۸۶

در این بررسی بر مبنای داده‌های جدول مشخصات اعضای خانوار و بر اساس اطلاعاتی چون شماره ردیف مادر فرد در

¹⁹. Own-children method

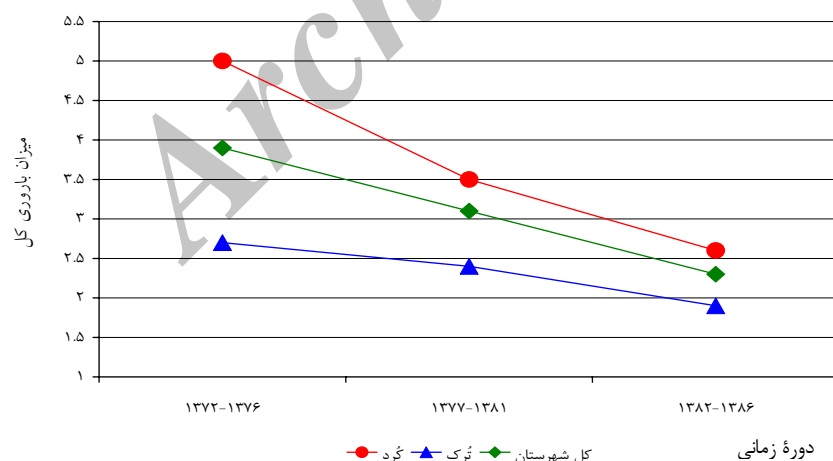
²⁰. EAWESPOP

²¹. Cho

خانوار، سن، جنس، بستگی با سرپرست خانوار و وضعیت زناشویی و به کارگیری روش فرزندان خود با فرض امید به زندگی ۷۱ سال برای زنان تُرک و ۶۷/۵ سال برای مادران کُرد اقدام به برآورد میزان باروری کل برای دوره ۱۵ ساله قبل از بررسی کردیم. برای کاهش تأثیر اشکالات احتمالی ناشی از گزارش نادرست سن بر نتایج به دست آمده، میزان های باروری در دوره های زمانی پنج ساله برآورد شده است. یکی از محدودیت های اصلی روش فرزندان خود، به ویژه در کشورهای در حال توسعه، اشکالاتی است که در گزارش سن وجود دارد. در نتیجه، الگوی سنی باروری و روند برآورد شده آن به شدت تحت تأثیر قرار می گیرد. اشتباهات ناشی از پیوند فرزندان به مادران، وجود فرزندان غیر خود در خانوار، اشکالات ناشی از فرضیه های مربوط به مرگومیر و مهاجرت نیز هریک به نوعی نتایج کاربرد روش فرزندان خود را تحت تأثیر قرار می دهند (عبّاسی شوازی، ۱۳۷۸، مرکز آمار ایران، ۱۳۷۵).

میزان باروری کل در سطح شهرستان در طول سال های ۱۳۷۲-۱۳۸۶، با ۴۱ درصد کاهش از ۳/۹ درصد در ابتدای دوره به ۲/۳ فرزند برای هر مادر در دوره پنج ساله منتهی به زمان بررسی کاهش یافته است. به موازات استمرار روند نزولی باروری در سطح شهرستان، باروری گروه های قومی نیز به سیر نزولی خود ادامه داده است (شکل ۲). میزان باروری کل در میان کُردها ۵۰ درصد کاهش پیدا کرد و از ۵ فرزند برای هر مادر در دوره ۱۳۷۲-۱۳۷۶ به ۲/۵ فرزند برای هر مادر در دوره ۱۳۸۲-۱۳۸۶ رسیده است. کاهش متناظر در میان تُرک ها به مراتب کمتر بوده است (از ۲/۷ به ۱/۹ فرزند برای هر مادر). دلیل این امر را باید در اختلاف سطح باروری گروه های قومی در ابتدای دوره و میزان بالاتر باروری در میان کُردها جست و جو کرد. همان طور که در شکل ۲ دیده می شود، سطح باروری کُردها در طول دوره مورد بررسی همواره بالاتر از میزان باروری در کل شهرستان و نیز باروری گروه قومی تُرک بوده است. با این حال، در طول زمان تفاوت باروری گروه های قومی محدودتر شده است، به طوری که با ۶۹/۶ درصد کاهش از ۲/۳ در دوره اول به ۰/۶ در دوره سوم رسیده است.

شکل ۲. روند میزان باروری کل بر حسب قومیت و دوره های زمانی پنج ساله برآورد شده با استفاده از روش فرزندان خود: ۱۳۸۶-۱۳۷۲



در واقع، می توان گفت در سال های میانه دهه ۱۳۸۰ گروه های قومی به نوعی هم گرایی در سطح باروری رسیده اند. تُرک ها که در طول دوره سطح باروری پایین تری در مقایسه با کُردها و کل شهرستان نشان داده اند، در دوره ۱۳۸۲-۱۳۸۶ به باروری زیر سطح جایگزینی دست یافتند. روند نزولی باروری در کل شهرستان و سطح باروری در دوره سوم تا حدود زیادی منطبق بر نتایجی است که

پیشتر عباسی شوازی و مک‌دونالد (۲۰۰۵، ۲۰۰۶) و عباسی شوازی (۱۳۸۰) درباره سطوح و روندهای باروری در استان‌های ایران از جمله آذربایجان غربی به‌دست آوردند.

بررسی‌ها (عباسی شوازی، ۱۳۸۰؛ عباسی شوازی و حسینی، ۱۳۸۸؛ عباسی شوازی و همکاران، ۱۳۸۳؛ عباسی شوازی و صادقی، ۱۳۸۵) حاکی از آن است که در ایران روند تحولات باروری به‌گونه‌ای بوده است که در سال‌های اواخر دهه ۱۳۷۰ به نوعی هم‌گرایی در سطح باروری مناطق مختلف کشور منجر شده است. در مقایسه میان گروه‌های قومی، به‌نظر می‌رسد این هم‌گرایی با تأخیر و در سال‌های میانه دهه ۱۳۸۰ صورت گرفته است. با این حال، باید گفت با توجه به تفاوت‌های اجتماعی و فرهنگی و با وجود تمایل به هم‌گرایی در سطح باروری، احتمال تجربه هم‌گرایی به‌طور کامل وجود ندارد. به بیان دیگر، اگرچه اختلاف سطح باروری گروه‌های قومی در طول زمان کم شده است، اما این به معنی آن نیست که سطح باروری کاملاً یکسان شود.

کمی کردن تأثیر تعیین‌کننده‌های بلافصل بر باروری

همان‌طور که ملاحظه شد، تفاوت‌های معنی‌داری در سطح باروری گروه‌های قومی بر مبنای سنجه‌های باروری مقطعی وجود دارد. اکنون تلاش می‌کنیم با استفاده از روش تجزیه بونگارت به اندازه‌گیری و کمی کردن تأثیرات بازدارنده تعیین‌کننده‌های بلافصل ازدواج، استفاده از وسایل پیش‌گیری از حاملگی و شیردهی بر مبنای شاخص‌های باروری مقطعی بپردازیم. بر اساس الگوی بونگارت، تأثیر هر یک از تعیین‌کننده‌های بلافصل در یک جمعیت معین، کاهش باروری از یک سطح فرضی (میزان بارآوری کل) است که ممکن است جمعیت به آن دست یابد. بنابراین، در بررسی و تبیین باروری مشاهده‌شده گروه‌های قومی باید مشخص کنیم که تعیین‌کننده‌های بلافصل تا چه اندازه سبب شده است که باروری مشاهده‌شده از میزان بارآوری کل انحراف پیدا کند.

شاخص ازدواج (C_m)

در فرمول‌بندی تعیین‌کننده‌های بلافصل، ازدواج به عنوان یک عامل تقریبی برای قرارگرفتن در معرض آمیزش جنسی قلمداد می‌شود. فرض بر این است که اگر زنان در سرتاسر گستره سنی تولید مثل آمیزش جنسی نداشته باشند، باروری کاهش می‌یابد. بر این اساس، شاخص ازدواج نسبتی را به‌دست می‌دهد که از طریق آن میزان باروری کل (باروری مشاهده‌شده) به دلیل ازدواج‌نکردن کمتر از میزان باروری نکاحی کل است. آنیارا و هاینده (۲۰۰۵: ۱۳) بر این باورند که در جمعیتی که فعالیت جنسی منحصراً در چارچوب خانواده و ازدواج صورت می‌گیرد، چنان‌چه فرض کنیم تمام زوج‌های ازدواج‌کرده در دامنه سنی فرزندآوری از نظر جنسی فعال باشند، این‌همانی بین ازدواج و فعالیت جنسی دقیق خواهد بود. در چنین جمعیتی، شاخص ازدواج را می‌توان با استفاده از رابطه ۳ برآورد کرد. بنابراین، محاسبه C_m مستلزم برآورد نسبت زنان ازدواج‌کرده واقع در هر گروه سنی ($m(a)$) و میزان‌های باروری نکاحی ویژه گروه سنی ($g(a)$) می‌باشد.

جدول ۱. توزیع زنان گروه‌های قومی و زنان دارای همسر در گروه‌های سنی تولیدمثل برحسب میزان باروری ویژه سنی

نکاحی در دوره ۱۳۸۲-۱۳۸۶

گروه سنی	جمعیت زنان		زنان ازدواج‌کرده		$m(a)$		$g(a)$		$m(a) \times g(a)$	
	کرد	ترک	کرد	ترک	کرد	ترک	کرد	ترک	کرد	ترک
۱۹-۱۵	۱۲۹	۱۰۲	۸	۱۸	۰/۰۶۲۰	۰/۱۷۶۵	۱/۱۶۹۰	۰/۵۳۷۷	۰/۰۷۲۵	۰/۰۹۴۹
۲۴-۲۰	۱۱۶	۹۱	۴۸	۵۸	۰/۴۱۳۸	۰/۶۳۷۴	۱/۵۵۸۷	۰/۷۱۷۰	۰/۶۴۵۰	۰/۴۵۷۰

۰/۴۷۸۰	۰/۷۱۲۵	۰/۵۲۱۴	۰/۸۸۸۴	۰/۹۱۶۷	۰/۸۰۲۰	۷۷	۸۱	۸۴	۱۰۱	۲۹-۲۵
۰/۴۶۷۰	۰/۵۴۵۰	۰/۴۸۱۶	۰/۵۶۴۲	۰/۹۶۹۷	۰/۹۶۵۹	۶۴	۸۵	۶۶	۸۸	۳۴-۳۰
۰/۱۳۰۵	۰/۲۹۴۰	۰/۱۳۰۵	۰/۳۰۲۲	۱	۰/۹۷۳۰	۷۴	۷۲	۷۴	۷۴	۳۹-۳۵
۰/۱۴۹	۰/۱۴۹	۰/۰۱۹	۰/۱۴۹	۱	۱	۶۹	۵۶	۶۹	۵۶	۴۴-۴۰
۰	۰/۰۶	۰	۰/۰۶	۱	۱	۴۲	۳۹	۴۲	۳۹	۴۹-۴۵
۱/۷۷۶۴	۲/۴۷۸	۲/۴۰۷۲	۴/۶۹۱۵			۴۰۲	۳۸۹	۵۲۸	۶۰۳	

میزان باروری نکاحی ویژه گروه سنی از تقسیم میزان باروری ویژه سن بر نسبت زنان دارای همسر در هر گروه سنی به دست آمده است. نسبت زنان همسر دار در هر گروه سنی نیز از تقسیم جمعیت زنان دارای همسر واقع در آن گروه سنی بر کل جمعیت زنان همان گروه سنی به دست آمده است. بونگارت بر این باور است که این روش می تواند به نتایجی پیش بینی ناپذیر برای گروه سنی ۱۵-۱۹ ساله منجر شود، زیرا خطاهای کوچک در نسبت ازدواج کرده ها باعث اشکالات بزرگی در $g(15-19)$ می شود. علاوه بر این، زنان ازدواج کرده در گروه سنی مذکور ۱۸ یا ۱۹ سال سن دارند، بنابراین، معرف کل گروه سنی ۱۵-۱۹ ساله نیستند. برای اجتناب از این خطاها به تبعیت از بونگارت و پاتر (۱۹۸۳: ۸۲) میزان باروری نکاحی ویژه گروه سنی ۱۵-۱۹ ساله از طریق رابطه $g(20-24) \times 0/75$ به دست آمده است. با استفاده از رابطه ۳ و بر اساس داده های مندرج در جدول ۱ شاخص ازدواج برای هر یک از گروه های قومی گرد و ترک به ترتیب معادل ۰/۵۲۸۲ و ۰/۷۳۷۹ می باشد. در واقع، در میان کردها تأثیر ازدواج بر کاهش باروری بیشتر از ترک ها می باشد.

شاخص استفاده از وسایل پیش گیری از حاملگی (C_c)

شاخص استفاده از وسایل پیش گیری به برآورد تأثیر پیش گیری از حاملگی بر باروری نکاحی با فرض نبودن سقط جنین عمدی می پردازد (آنیارا و هاینده، ۲۰۰۵: ۱۷). این شاخص با استفاده از رابطه ۷ محاسبه می شود. برای محاسبه این شاخص دو مجموعه داده مورد نیاز است. نخست، نسبت زنان ازدواج کرده واقع در سن تولید مثل که هم اکنون از وسایل پیش گیری از حاملگی استفاده می کنند بر حسب نوع روش (U_m) و دوم، متوسط اثربخشی^{۲۲} وسایل پیش گیری از حاملگی (e_m). جدول ۲ توزیع نسبی استفاده کنندگان از روش های پیش گیری از حاملگی را بر حسب نوع روش و قومیت و نیز میزان اثربخشی هر یک از روش های پیش گیری نشان می دهد. بر اساس اطلاعات مندرج در ردیف آخر جدول ۲ و رابطه ۷ شاخص استفاده از وسایل پیش گیری از حاملگی برای کردها و ترک ها به ترتیب ۰/۴۹۹۸ و ۰/۴۴۷۵ به دست آمد.

جدول ۲. نسبت افراد استفاده کننده از روش های پیش گیری از حاملگی بر حسب نوع روش، قومیت و میزان اثربخشی

روش های پیش گیری

^{۲۲} متوسط اثربخشی وسایل پیش گیری از حاملگی از بونگارت و پاتر (۱۹۸۳: ۸۴)، هاینده (۱۳۸۵: ۲۲۹)، مظهرالاسلام و همکاران (۲۰۰۳: ۳۵۴) و کبیر و همکاران (۲۰۰۶: ۱۴۷) اقتباس شده است. آقایی هیر و مهریار (۱۳۸۶) نیز بر مبنای داده های پیمایش جمعیت و سلامت برآوردهایی از متوسط اثربخشی وسایل پیش گیری در ایران به دست داده اند. اگرچه این برآوردها ارقام پایینی را در مقایسه با میزان های اثربخشی گزارش شده برای هر یک از روش ها در منابع خارجی به دست می دهد، تلاش کردیم تا با استفاده از این برآوردها و ترکیب آن با داده های جدول ۲، به برآورد شاخص ازدواج در معادله بونگارت بپردازیم. بر اساس محاسبه های صورت گرفته مقدار شاخص C_c برای زنان گرد و ترک به ترتیب معادل ۰/۵۵۱۴ و ۰/۵۱۵۳ به دست آمد. مقادیر شاخص در مورد اخیر نیز گویای آن است که در میان ترک ها اثر استفاده از وسایل پیش گیری در باروری مشاهده شده و انحراف آن از میزان بارآوری کل بیشتر از کردهاست. با این حال، ادامه محاسبه ها بر مبنای مقادیر برآورده شده بر اساس مقادیر استاندارد گزارش شده در منابع خارجی صورت گرفته است.

$u_m \times e_m$		متوسط اثربخشی روش e_m	نسبت استفاده کنندگان از روش (u_m)		روش m
تُرک	کُرد		تُرک	کُرد	
۰/۰۶۸	۰/۰۸۵	۱	۰/۰۶۸	۰/۰۸۵	بستن لوله
۰/۱۳۸۷	۰/۱۲۹۲	۰/۹۵	۰/۱۴۶	۰/۱۳۶	آی. یو. دی
۰/۰۲۹۷	۰/۰۳۹۶	۰/۹۹	۰/۰۳۰	۰/۰۴۰	آمپول
۰/۱۷۳۷	۰/۱۵۶۶	۰/۹	۰/۱۹۳	۰/۱۷۴	قرص
۰/۰۳۷۸	۰/۰۱۳۵	۰/۹	۰/۰۴۲	۰/۰۱۵	کاندوم
۰/۰۶۳۷	۰/۰۳۹۲	۰/۷	۰/۰۹۱	۰/۰۵۶	روش‌های سنتی
۰/۵۱۱۶	۰/۴۶۳۱		۰/۵۷	۰/۵۰۶	جمع

بر اساس مقادیر برآوردشده، استفاده از وسایل پیش‌گیری در هر دو گروه قومی تأثیر چشم‌گیری بر باروری دارد. با این حال، اختلاف مقدار شاخص در دو گروه قومی حاکی از آن است که در میان کُردها تأثیر استفاده از وسایل پیش‌گیری بر کاهش باروری تا حدودی کمتر از تُرک‌هاست. نتیجه به‌دست‌آمده با وجود این واقعیت است که شیوع استفاده از روش‌های پیش‌گیری از حاملگی در میان زنان کُرد بیشتر از تُرک‌هاست. بنابراین، می‌توان گفت بخشی از باروری مشاهده‌شده زنان کُرد احتمالاً ناشی از میزان بالای شکست وسایل پیش‌گیری در میان کُردها و در نتیجه شیوع بیشتر حاملگی‌های ناخواسته در میان زنان این گروه قومی می‌باشد.

شاخص نازایی پس از وضع حمل (C_i)

شاخص نازایی پس از وضع حمل تأثیر دوره‌های فقدان قاعدگی پس از زایمان را بر باروری اندازه می‌گیرد. تأثیر نازایی پس از وضع حمل بر کاهش باروری از طریق تغییر فاصله‌های بین موالید است. به‌منظور برآورد متوسط طول دوره نازایی پس از وضع حمل در اثر شیردهی یا خودداری از آمیزش جنسی پس از زایمان، بونگارت و پاتر (۱۹۸۳: ۲۵) رابطه ۸ را پیشنهاد کرده‌اند، اما از آن‌جا که متوسط طول دوره شیردهی معمولاً طولانی‌تر از متوسط طول دوره خودداری از آمیزش جنسی پس از زایمان است، آن‌ها برای برآورد متوسط طول مدت نازایی پس از وضع حمل در اثر شیردهی، معادله ۹ را پیشنهاد کرده‌اند که با جایگزینی آن در معادله ۸ متوسط طول دوره نازایی پس از وضع حمل به‌دست می‌آید. متوسط طول دوره شیردهی زنان کُرد و تُرک به ترتیب ۲۰/۷ و ۱۹/۹ ماه می‌باشد. بنابراین، بر اساس معادله ۹ مقدار i برای هر یک از گروه‌های قومی به‌صورت زیر برآورد می‌شود:

$$i = 1/753 \exp(0/1396 \times (20/7) - (0/001872 \times (20/7)^2))$$

$$= 1/753 \times (2/71)^{2/08758672} = 14/05$$

کُرد

$$i = 1/753 \exp(0/1396 \times (19/9) - (0/001872 \times (19/9)^2))$$

$$= 1/753 \times (2/71)^{2/03670928} = 13/35$$

تُرک

چنانچه مقادیر i مربوط به هر یک از گروه‌های قومی را در معادله ۸ جایگزین کنیم، شاخص نازایی پس از وضع حمل برای کُردها و تُرک‌ها به ترتیب ۰/۶۱۴۴ و ۰/۶۲۷۹ به‌دست می‌آید. بر این اساس، باید گفت تأثیر نازایی پس از وضع حمل در اثر شیردهی بر کاهش باروری در میان گروه‌های قومی متفاوت است، اما تفاوت‌ها چندان محسوس نیست.

شاخص سقط جنین عمدی (C_a)

اگرچه سقط جنین یک تعیین کنندهٔ بلافصل مهم در بسیاری از جمعیت‌ها است، داده‌های مربوط به آن، به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه، به‌ندرت مشخص می‌شود و در دسترس قرار می‌گیرد. بنابراین، تأثیر آن بر باروری معمولاً نادیده گرفته می‌شود. با توجه به ممنوعیت قانونی سقط جنین در ایران و نیز با در نظر گرفتن زمینه‌های اجتماعی و فرهنگی جامعهٔ مورد بررسی (شهرستان ارومیه)، به‌نظر می‌رسد سقط جنین نقش و سهم چندانی در کاهش باروری نداشته باشد. اگرچه بررسی حاضر اطلاعات مربوط به سقط جنین را به‌دست نمی‌دهد، پس از محاسبهٔ شاخص‌های دیگر الگوی بونگارت (جدول ۳)، شاخص سقط جنین را می‌توان به‌طور غیرمستقیم و از طریق رابطهٔ ۱۴ به‌دست آورد:

$$C_a = \frac{TFR}{C_m \times C_c \times C_i \times TF} \quad (14)$$

بر اساس رابطهٔ فوق، شاخص سقط جنین برای زنان کُرد و تُرک به ترتیب ۱ و ۰/۹۶۴۶ می‌باشد. همان‌طور که می‌بینید، در هر دو گروه قومی تأثیر سقط جنین بر باروری در مقایسه با سایر تعیین‌کننده‌های بلافصل معنی‌دار نیست. بنابراین، استدلال اولیهٔ ما مبنی بر تأثیر بسیار نامحسوس سقط جنین بر باروری در ایران با توجه به زمینه‌های قانونی، اجتماعی و فرهنگی حاکم بر جامعه و محیط منطقی می‌نماید. مقادیر برآوردشدهٔ این شاخص، بسیار نزدیک به مقداری است که آقایی هیر و مهریار (۱۳۸۶: ۷۳) برای استان آذربایجان غربی محاسبه کرده‌اند.

بنابراین، مقادیر شاخص سقط جنین در بررسی حاضر برای زنان کُرد و تُرک در معادلهٔ اصلی بونگارت به ترتیب برابر با ۱ و ۰/۹۶۴۶ در نظر گرفته می‌شود (حالت اول). با این حال، همان‌طور که پیشتر نیز گفته شد، برای این که برآورد نسبتاً دقیق‌تری از شاخص TF بر مبنای مؤلفه‌های اصلی معادلهٔ بونگارت به دست دهیم، در حالت دوم به برآورد مقدار TF برای زنان هر دو گروه قومی بر مبنای مقدار شاخص سقط جنین محاسبه‌شده برای زنان تُرک ساکن در مناطق شهری آذربایجان شرقی (برای زنان تُرک) و مقدار شاخص سقط جنین برآوردشده برای زنان کُرد ساکن در مناطق روستایی کُردستان (برای زنان کُرد) می‌پردازیم. در حالت اول و بر اساس مقادیر برآوردشده برای هریک از شاخص‌های عوامل بلافصل و میزان باروری کل برآوردشده با استفاده از روش فرزندان خود، میزان بارآوری کل را می‌توان به صورت زیر محاسبه کرد:

$$TF = \frac{TFR}{C_m C_c C_i C_a} = \frac{2/3/9}{0/7382 \times 0/4298 \times 0/6274 \times 0/9646} = 15/49/5 \quad \text{تُرک}$$

در حالت دوم، همان‌طور که گفته شد، مقدار C_a برای زنان کُرد و تُرک به ترتیب معادل مقدار سقط جنین برآوردشده در مناطق روستایی و شهری استان‌های کُردستان و آذربایجان شرقی در نظر گرفته می‌شود که بر اساس برآوردهای آقایی هیر و مهریار (۱۳۸۶) به ترتیب مساوی ۰/۸۴۱ و ۰/۶۵۷ است. به این ترتیب، مقدار شاخص TF برای زنان کُرد و تُرک به ترتیب مساوی ۱۸/۳ و ۱۳/۹ به دست می‌آید. بر این اساس، اختلاف TF برآوردشده برای زنان گروه‌های قومی مورد بررسی از ۵/۹ در حالت اول به ۴/۴ در حالت دوم کاهش می‌یابد.

میزان بارآوری کل عمدتاً برحسب عوامل زیستی تعیین می‌شود که در بین جمعیت‌های انسانی تفاوت چندانی ندارد و معمولاً در دامنه‌ای بین ۱۳ و ۱۷ در نوسان است (هایند، ۱۳۸۵: ۲۱۸-۲۱۹). با این حال، شواهد تجربی در مناطقی از جهان نشان داده است که در مواردی میزان بارآوری کل بیشتر یا کمتر از رقم برآوردشدهٔ بونگارت (۱۵/۳) است. انیازا و هایند (۲۰۰۵: ۴۹-۴۶) برای کنیا در مقاطع زمانی مختلف از ۱۹۸۹ تا ۲۰۰۳ اندازه‌های متفاوتی که از ۱۰/۳ تا ۲۵/۲ در نوسان است برآورد کرده‌اند. مقادیری که ویساریا (۱۹۹۹: ۳۰۳۷) برای مناطق عمدهٔ هند در سال‌های ۱۹۹۲-۱۹۹۳

برآورد کرده است در دامنه‌ای بین دست کم ۹/۵ تا حداکثر ۱۵/۲ در نوسان است. در مطالعه دیگری در هندوستان، استوور (۱۹۹۸) ضمن تجدید نظر در چارچوب تعیین کننده‌های بلافصل باروری و محاسبه سنجه‌های معادله اصلی بونگارت، مقدار TF را در دامنه‌ای بین ۹/۲ و ۱۶/۴ محاسبه کرده‌اند.

با به‌کارگیری معادله‌های ۱۱، ۱۲ و ۱۳ و بر اساس مقادیر برآوردشده TF و نیز مقادیر محاسبه‌شده برای شاخص‌های عوامل بلافصل، می‌توان سطوح متفاوت باروری را برای هریک از گروه‌های قومی از طریق ضرب در شاخص‌های متناظر به دست آورد. جدول ۳ نتایج برآوردها را برحسب قومیت در هر دو حالت نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در هر دو گروه قومی استفاده از وسایل پیش‌گیری از حاملگی مهم‌ترین تعیین‌کننده بلافصل مؤثر بر کاهش باروری است، اگرچه نقش این متغیر در کاهش باروری تُرک‌ها بیشتر از گُردهاست. با وجود این، در مقایسه گروه‌های قومی نقش تعیین‌کننده‌های بلافصل در کاهش باروری متفاوت است. در میان گُردها، استفاده از وسایل پیش‌گیری از حاملگی، ازدواج و در نهایت نازایی پس از وضع حمل به ترتیب بیشترین سهم را در کاهش باروری دارد، در حالی که در میان تُرک‌ها پس از استفاده از وسایل پیش‌گیری از حاملگی، نازایی پس از وضع حمل و در نهایت ازدواج مهم‌ترین نقش را در کاهش باروری دارد.

جدول ۳. برآورد سنجه‌های مختلف باروری و شاخص‌های عوامل بلافصل برحسب قومیت کاربرد روش تجزیه بونگارت

قومیت				شاخص
تُرک		گُرد		
حالت دوم	حالت اول	حالت دوم	حالت اول	
۱۳/۹	۹/۵	۱۸/۳	۱۵/۴	میزان بارآوری کل (TF)
۸/۷	۶	۱۱/۲	۹/۵	میزان باروری نکاحی طبیعی کل (TN)
۲/۶	۲/۷	۴/۷	۴/۷	میزان باروری نکاحی کل (TM)
۱/۹	۱/۹	۲/۵	۲/۵	میزان باروری کل (TFR)
۰/۷۳۷۹	۰/۷۳۷۹	۰/۵۲۸۲	۰/۵۲۸۲	شاخص ازدواج (C_m)
۰/۴۴۷۵	۰/۴۴۷۵	۰/۴۹۹۸	۰/۴۹۹۸	شاخص استفاده از وسایل پیش‌گیری (C_c)
۰/۶۲۷۹	۰/۶۲۷۹	۰/۶۱۴۴	۰/۶۱۴۴	شاخص نازایی پس از وضع حمل (C_i)
۰/۶۵۷	۰/۹۶۴۶	۰/۸۴۱	۱	شاخص سقط جنین عمدی (C_a)

اطلاعات جدول ۳ هم‌چنین حاکی از آن است که با فرض تأثیر سقط جنین عمدی و با اعمال مقادیر شاخص C_a برای هریک از گروه‌های قومی در حالت دوم، اگرچه شاخص بارآوری کل (TF) در هر دو گروه قومی در مقایسه با حالت اول (بی‌تأثیری یا تأثیر بسیار ناچیز سقط جنین عمدی) افزایش می‌یابد، اختلاف TF بین زنان گُرد و تُرک از حدود ۶ فرزند در حالت اول به ۴/۴ فرزند در حالت دوم کاهش می‌یابد. اعمال ضرایب شاخص سقط جنین عمدی هم‌چنین باعث شد تا میزان باروری نکاحی طبیعی کل (TN) در هر دو گروه قومی افزایش پیدا کند و اختلاف زنان گُرد و تُرک از این نظر از ۳/۵ در حالت اول به ۲/۵ در حالت دوم تقلیل بیابد.

سهم نسبی بازدارندگی تعیین کننده‌های بلافضل

اگر بخواهیم تأثیر نسبی هریک از شاخص‌ها را در کنترل باروری مشخص کنیم، اندازه مطلق شاخص‌های محاسبه شده امکان مقایسه دقیق را فراهم نمی‌کند. همان‌طور که در جدول ۳ دیده می‌شود، در هر دو گروه قومی تفاوت میزان باروری کل (TFR) با میزان بارآوری کل (TF) چشمگیر است. با وجود این، هنوز معلوم نیست که هر یک از تعیین کننده‌های بلافضل چند درصد این تفاوت‌ها را تبیین می‌کند. برای پاسخ به این پرسش، ناگزیر باید به محاسبه شاخص‌هایی پرداخت که تأثیر نسبی هریک از عوامل بلافضل را در تفاوت‌های مشاهده شده مشخص می‌کند. برای نشان دادن نقش ازدواج در تفاوت باروری مشاهده شده و بارآوری کل از رابطه ۱۵ استفاده می‌کنیم. نتیجه به دست آمده نشان خواهد داد که در هریک از گروه‌های قومی چند درصد از تفاوت مشاهده شده میان TFR و TF ناشی از تفاوت‌های قومی در وضعیت ازدواج و زناشویی است.

$$\frac{TM - TFR}{TF - TFR} \times 100 \quad (15)$$

بر اساس رابطه ۱۵ و مقادیر مندرج در جدول ۳، در حالت اول برای کردها و ترک‌ها به ترتیب ارقام ۱۷/۱ درصد و ۱۰/۵ درصد به دست می‌آید. ارقام متناظر در حالت دوم (تأثیر سقط جنین عمدی) به ترتیب ۱۳/۹ و ۵/۸ درصد است. این ارقام در هر دو حالت این واقعیت را نشان می‌دهد که همه زنان واقع در سنین فرزندآوری در گروه‌های قومی ازدواج نکرده‌اند. با این حال، باید گفت در میان کردها ازدواج درصد بیشتری از تفاوت مشاهده شده میان TF و TFR را در مقایسه با ترک‌ها تبیین می‌کند.

به منظور بررسی تفاوت‌های قومی در باب نقش وسایل پیش‌گیری از حاملگی در کاهش باروری و رسیدن میزان باروری کل به حداکثر نظری آن با استفاده از رابطه ۱۶ و مقادیر مندرج در جدول ۳، برای کردها و ترک‌ها به ترتیب ارقام ۳۷/۲ درصد و ۴۳/۴ درصد در حالت اول و ۴۱/۱ درصد و ۵۰/۸ درصد در حالت دوم به دست آمد. برآوردها به خوبی تفاوت‌های قومی را در نقش وسایل پیش‌گیری در تفاوت میزان باروری و میزان بارآوری کل نشان می‌دهد. در واقع، نقش وسایل پیش‌گیری در میان ترک‌ها به مراتب بیشتر از کردهاست.

$$\frac{TN - TM}{TF - TFR} \times 100 \quad (16)$$

چنانچه برای هریک از گروه‌های قومی مقادیر به دست آمده با استفاده از رابطه‌های ۱۵ و ۱۶ را با هم جمع بزنیم و نتیجه را از ۱۰۰ کسر کنیم (رابطه ۱۷)، نقش نازایی پس از وضع حمل در اثر شیردهی و اثر آن بر تفاوت باروری مشاهده شده با میزان بارآوری کل مشخص خواهد شد.

$$100 - \left\{ \left(\frac{TM - TFR}{TF - TFR} \times 100 \right) + \left(\frac{TN - TM}{TF - TFR} \times 100 \right) \right\} \quad (17)$$

بر اساس رابطه ۱۷، در حالت اول برای کردها و ترک‌ها به ترتیب ارقام ۴۵/۷ درصد و ۴۶/۱ درصد در حالت دوم ۴۵ درصد و ۴۳/۴ درصد به دست آمد. به بیان دیگر، در مقایسه زنان گروه‌های قومی، دوره‌های طولانی شیردهی در میان کردها از طریق کاهش خطر حاملگی زنان و طولانی کردن فاصله‌های میان مولید، نقش بیشتری در تبیین باقی مانده تفاوت میان TF و TFR دارد.

بر مبنای نتایج کاربرد روش تجزیه بونگارت می‌توان گفت تفاوت‌های قومی در باروری ناشی از تفاوت‌های قومی در تعیین کننده‌های بلافضل باروری است. در میان کردها به ترتیب نازایی پس از وضع حمل، استفاده از وسایل پیش‌گیری از حاملگی و ازدواج و زناشویی بیشترین سهم را در تبیین تفاوت میان TF و TFR دارد، در حالی که در میان ترک‌ها استفاده از وسایل پیش‌گیری از حاملگی، نازایی پس از وضع حمل و ازدواج و زناشویی به ترتیب بیشترین نقش را در تبیین این تفاوت‌ها دارند. نتایج هم‌چنین نشان می‌دهد که نازایی پس از وضع حمل و ازدواج و زناشویی از قدرت بازدارندگی نسبی بیشتری در میان کردها در مقایسه با ترک‌ها برخوردار است، در حالی که در میان ترک‌ها قدرت نسبی بازدارندگی استفاده از وسایل

پیش‌گیری از حاملگی بیشتر از گردهاست.

تحقیقات عباسی شوازی و همکاران (۱۳۸۳) نشان می‌دهد که در استان آذربایجان غربی درصد زنان استفاده‌کننده از روش‌های مدرن پیش‌گیری از حاملگی بیشتر (۶۸/۵ درصد) از نسبت‌های متناظر در استان‌های گیلان، سیستان و بلوچستان و یزد است. این در حالی است که میانگین شمار فرزندان زنده به دنیا آمده در آذربایجان غربی بیشتر از میانگین‌های متناظر در سایر استان‌ها غیر از سیستان و بلوچستان است. این بررسی هم‌چنین نشان داد که پس از بلوچ‌ها، گردها بیشترین متوسط زنده‌زایی را داشته‌اند، در حالی که زنان آذری با ۳/۴ فرزند بعد از زنان گیلک کمترین متوسط زنده‌زایی را داشته‌اند. بر اساس این یافته‌ها و نتایج به دست آمده در بررسی حاضر مبنی بر این که سهم نسبی بازدارندگی استفاده از وسایل پیش‌گیری از حاملگی در میان تُرک‌ها به مراتب بیشتر از گردهاست، می‌توان گفت باروری بالاتر گردها در مقایسه با تُرک‌ها، با وجود استفاده بیشتر گردها از وسایل مدرن پیش‌گیری از حاملگی (حسینی، ۱۳۸۷) می‌تواند ناشی از میزان بالاتر شکست وسایل پیش‌گیری در میان زنان گُرد در مقایسه با هم‌تایان تُرک آن‌ها باشد.

با توجه به چارچوب تعیین‌کننده‌های بلافضل و نیز نتایج به دست آمده در خصوص تعیین‌کننده‌ها و عوامل زمینه‌ای مؤثر بر باروری در میان گردها و تُرک‌ها (عباسی شوازی و حسینی، ۱۳۸۷) مطالعه عوامل زمینه‌ای مؤثر بر تعیین‌کننده‌های بلافضل از جمله تفاوت‌های قومی در استفاده از وسایل پیش‌گیری از حاملگی، ازدواج و زناشویی، شیردهی و سقط جنین مهم و ضروری می‌نماید.

نتیجه‌گیری

هرچند در سال‌های اخیر تفاوت‌های باروری قومیت‌های ایرانی در کانون بررسی‌های جمعیت‌شناختی قرار گرفته، تحلیل تفاوت‌های قومی در عوامل بلافضل باروری موضوعی است که به‌ندرت در مطالعات باروری اقوام در ایران مورد توجه واقع شده است. در این مقاله تلاش کردیم ضمن برآورد و مقایسه سطح و روند باروری گروه‌های قومی گُرد و تُرک در یک دوره زمانی ۱۵ ساله با استفاده از روش فرزندان خود، به بررسی تفاوت‌های قومی در تعیین‌کننده‌های مستقیم باروری با استفاده از روش تجزیه بونگارت بپردازیم.

بر اساس برآوردهای صورت‌گرفته، میزان باروری در شهرستان ارومیه طی دوره ۱۵ ساله قبل از بررسی به طرز چشم‌گیری کاهش یافته است. کاهش باروری در میان گردها به مراتب بیشتر از تُرک‌ها بوده است. این بررسی هم‌چنین نشان داد که هرچند گردها در طول دوره موردبررسی باروری بالاتری در مقایسه با تُرک‌ها داشته‌اند، تفاوت‌های قومی باروری در گذر زمان محدودتر شده است. با تمام این‌ها، در دوره پنج‌ساله منتهی به زمان بررسی (۱۳۸۲-۱۳۸۶) سطح باروری گردها (۲/۵ فرزند برای هر مادر) هم‌چنان بالاتر از تُرک‌ها (۱/۹ فرزند برای هر مادر) بوده است.

بر مبنای نتایج کاربرد روش تجزیه بونگارت می‌توان گفت تفاوت‌های قومی در باروری ناشی از تفاوت‌های قومی در تعیین‌کننده‌های بلافضل باروری است. در میان گردها به ترتیب نازایی پس از وضع حمل، استفاده از وسایل پیش‌گیری از حاملگی و ازدواج و زناشویی بیشترین سهم را در تبیین تفاوت میان TF و TFR دارد، در حالی که در میان تُرک‌ها استفاده از وسایل پیش‌گیری از حاملگی و ازدواج و نازایی پس از وضع حمل و زناشویی به ترتیب بیشترین نقش را در تبیین این تفاوت‌ها دارد. نتایج حاکی است زنان گُرد، نازایی پس از وضع حمل و ازدواج و زناشویی به ترتیب بیشترین نقش را در تبیین تفاوت‌ها دارند. نسبت به تُرک‌ها نشان داده‌اند، در حالی که در میان تُرک‌ها قدرت نسبی بازدارندگی استفاده از وسایل پیش‌گیری از حاملگی بیشتر از گردهاست. در هر دو گروه قومی نازایی پس از وضع حمل، تنظیم خانواده و ازدواج به ترتیب بیشترین سهم را در تبیین تفاوت‌های موجود میان TF و TFR دارد. با این حال، قدرت نسبی استفاده از وسایل پیش‌گیری از حاملگی و نازایی

پس از وضع حمل در میان تُرک‌ها بیشتر از گُردهاست. در مقابل، ازدواج و زناشویی در میان گُردها قدرت بازدارندگی نسبی بیشتری در مقایسه با تُرک‌ها دارد.

بر اساس این یافته‌ها، سازوکار باروری پایین گروه‌های قومی با هم متفاوت است. تحلیل تفاوت‌های قومی در تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری و انجام مطالعات تطبیقی با هدف شناخت عوامل مؤثر بر تعیین‌کننده‌های بلافصل ضروری به نظر می‌رسد. با توجه به گستردگی دامنه فعالیت‌ها و خدمات تنظیم خانواده در ایران و افزایش میزان شیوع وسایل پیش‌گیری از حاملگی در میان گروه‌های قومی و مذهبی از یک طرف، و از سوی دیگر، تفاوت‌های قومی در نقش تنظیم خانواده و استفاده از وسایل پیش‌گیری از حاملگی در کاهش باروری طی سال‌های اخیر، انجام بررسی‌های تطبیقی در زمینه تنظیم خانواده، اثربخشی وسایل پیش‌گیری از حاملگی و میزان شکست آن‌ها یکی دیگر از ضرورت‌های مطالعات باروری افتراقی در ایران است.

منابع

- آقایاری هیر، توکل و امیرهوشنگ مهریار (۱۳۸۶) «برآورد غیرمستقیم میزان سقط‌جنین عمدی کل با استفاده از مدل تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری در ایران به تفکیک استان‌ها»، *فصلنامه جمعیت*، شماره ۳: ۶۱-۹۱.
- حسینی، حاتم (۱۳۸۷) *قومیت و باروری: تبیین رفتارهای باروری زنان گُرد و تُرک شهرستان ارومیه*، رساله دکتری جمعیت‌شناسی، گروه جمعیت‌شناسی، دانشکده علوم اجتماعی دانشگاه تهران.
- حسینی، حاتم و امیرهوشنگ مهریار (۱۳۸۵) «قومیت، نابرابری آموزشی و باروری»، *نامه انجمن جمعیت‌شناسی ایران*، سال اول، شماره ۱، زمستان ۱۳۸۵: ۱۶۷-۱۴۱.
- عباسی شوازی، محمدجلال (۱۳۷۸) «فواید و اشکالات روش فرزندان خود در برآورد باروری»، *فصلنامه جمعیت*، شماره ۲۹ و ۳۰: ۲۱-۱.
- عباسی شوازی، محمدجلال (۱۳۸۰) «هم‌گرایی رفتارهای باروری در ایران، میزان، روند و الگوی سنی باروری در استان‌های کشور در سال‌های ۱۳۵۱ و ۱۳۷۵»، *نامه علوم اجتماعی*، شماره ۱۸: ۲۰۱-۲۳۱.
- عباسی شوازی، محمدجلال و حاتم حسینی (۱۳۸۸) «تفاوت‌های قومی باروری در ایران: روندها و عوامل مؤثر بر آن»، *مجله جامعه‌شناسی ایران*، دوره هشتم، شماره ۴، زمستان ۱۳۸۶: ۳۶-۳.
- عباسی شوازی، محمدجلال و حاتم حسینی (۱۳۸۷) «قومیت و باروری: آزمون فرضیه‌های رقیب برای تبیین تفاوت‌های قومی باروری در شهرستان ارومیه»، *نامه انجمن جمعیت‌شناسی ایران*، سال دوم، شماره ۴، زمستان ۱۳۸۶: ۴۱-۵.
- عباسی شوازی، محمدجلال و رسول صادقی (۱۳۸۵) «قومیت و باروری: تحلیل رفتار باروری گروه‌های قومی در ایران»، *نامه علوم اجتماعی*، شماره ۲۵: ۲۵ تا ۷۵.
- عباسی شوازی، محمدجلال، میمنت حسینی جاووشی، پیتیر مک‌دونالد و بهرام دلاور (۱۳۸۳) *تحولات باروری در ایران: شواهدی از چهار استان منتخب، معاونت سلامت وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی*.
- هایند، اندرو (۱۳۸۵) *روش‌های جمعیت‌شناختی*، ترجمه حاتم حسینی و غلامرضا کهن‌سالی، تهران: مرکز مطالعات و پژوهش‌های جمعیتی آسیا و اقیانوسیه.
- مرکز آمار ایران (۱۳۷۹) *برآورد سطح و الگوی باروری در ایران با استفاده از روش فرزندان خود (۱۳۷۵-۱۳۵۱)*.

Abbasi-Shavazi, M. J. and P. McDonald (2005) National and Provincial Level-Fertility Trends in Iran, 1972-2000, *Working Papers in Demography*, No. 94, Canberra: Australian National University.

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.

Anyara, E. L. and A. Hinde (2005) Fertility Transition in Kenya: a Regional Analysis of the Proximate Determinants, School

- of Social Sciences and Southampton Statistical Sciences Research Institute, University of Southampton, United Kingdom.
- Bongaarts, J. (1978) "A Framework for Analyzing the Proximate Determinants of Fertility", *Population and Development Review*, 4(1): 32-105.
- Bongaarts, J. (1982) "The Fertility Inhibiting Effects of intermediate Fertility Variables", *Studies in Family Planning* 13(6-7): 179-189.
- Bongaarts, J. and R. G. Potter (1983) *Fertility, biology, and behavior: an analysis of the proximate determinants*, USA, Academic Press.
- Cho, Lee. Jay, Wilson, H. Grabill and D. J. Bogue (1970) *Differential Current Fertility in the United States*, Community and Family Study Center, University of Chicago.
- Hobcraft, J. and R. J. A. Little (1984) "Fertility Exposure Analysis: A New Method for Assessing the Contribution of Proximate Determinants of Fertility Differentials", *Population Studies*, 38 (1): 21-45.
- Kabir, A., M. S. Islam and M. I. Patwari (2006) "Proximate Determinants of Fertility in Bangladesh", *Int'l Quarterly of Community Health Education*, 24 (2): 135-151.
- Letamo, G. and H. N. Letamo (2002) "The Role of Proximate Determinants in Fertility Transition: A Comparative Study of Botswana, Zambia and Zimbabwe", *South African Journal of Demography*, 8 (1): 29-35.
- Mazharul Islam, M., M. Atharul Islam and N. Chakroborty (2003) "Fertility Transition in Bangladesh: Understanding the Role of the Proximate Determinants", *Journal of Biosocial Science*, 36: 351-369.
- Moreno, L. (1991) "An Alternative Model of the Impact of the Proximate Determinants on Fertility Change: Evidence from Latin America", *Population Studies, A Journal of Demography*, 45: 313-337.
- Stover, J. (1998) "Revising the Proximate Determinants of Fertility Framework: What Have We Learned in the Past Twenty Years?", *Studies in Family Planning*, 29 (3): 255-267.
- Visaria, L. (1999) "Proximate Determinants of Fertility In India: An Exploration of NFHS Data", *Economic and Political Weekly* (16-23).

Archive of SID