تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری زنان کُرد و تُرک شهرستان ارومیه:کاربرد روش تجزیهٔ بونگارت*

حاتم حسینی** ، **محمّدجلال عبّاسی شوازی*****

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

چکیده

بررسی‌ها نشان می‌دهد که تفاوت‌های معنی‌داری در سطح باروری و متوسّط زندەزایی زنان کُرد و تُرک وجود دارد. هدف از این مقاله کمّی‌کردن تأثیر تعیین‌کننده‌های بلافصل بر باروری گروه‌های قومی در شهرستان ارومیه با استفاده از روش تجزیهٔ بونگارت است. روش تحقیق از نوع پیمایشی است. جمعیّت آماری شامل خانوارهای معمولی ساکن در شهرستان ارومیه و زنان ۱۵ــ ۴۹ سالهٔ حدّاقل یک‌بار ازدواج‌کرده است که در داخل خانوارها شناسایی شدند و با ایشان مصاحبه شد. حجم کلّ نمونه ۷۶۸ خانوار است. روش نمونه‌گیری ترکیبی از روش‌های خوشه‌ای چندمرحله‌ای، تصادفی و تصادفی سیستماتیک است. گردآوری داده‌ها با استفاده از پرسش‌نامهٔ ساخت‌یافته صورت گرفته است.

نتایج حاکی از آن است که گروه‌های قومی سطوح متفاوت و روندهای باروری مشابهی را در طول دورهٔ ۱۵ سالهٔ قبل از بررسی تجربه کرده‌اند. با وجود کاهش سطح باروری، کُردها در دورهٔ پنج‌سالهٔ منتهی به زمان بررسی هم‌چنان در مقایسه با تُرک‌ها میزان باروری بالاتری داشته‌اند. نتایج حاصل از کاربرد روش تجزیهٔ 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 مشاهده‌شده از بارآوری کل دارند. در میان کُردها 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 مطالعهٔ مقایسه‌ای تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری ضروری به‌نظر می‌رسد.

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

طرح مسئله

باروری در جمعیّت‌های انسانی دو جنبهٔ زیستی و اجتماعی دارد. جزء زیستی همان توانایی تولید مثل است که جمعیّت‌شناسان آن را بارآوری[1] می‌گویند. عملکرد واقعی تولید مثل، تحت تأثیر عوامل اقتصادی ـ اجتماعی، سیاسی، فرهنگی و محیطی است. تأثیر این عوامل بر باروری در بین جمعیّت‌ها و زیرگروه‌های مختلف جمعیّتی متفاوت است و با میانجی‌گری عواملی صورت می‌گیرد که به‌طور

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

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

***. استاد جمعیّت‌شناسی دانشگاه تهران و محقّق مرکز مطالعات جمعیّتی ـ اجتماعی دانشگاه ملّی استرالیا E-mail: mabbasi@ut.ac.ir

1. Fecundity

مستقیم بر باروری تأثیر می‌گذارند. تحلیل و تبیین تغییرات باروری در یک جمعیّت معیّن در یک مقطع زمانی یا در طول زمان و نیز در بین زیرگروه‌های جمعیّتی، 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 جمعیّت‌ها و بین زیرگروه‌های جمعیّتی 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 متوسّط زندگی‌زایی 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 مرحلهٔ بعد عوامل زمینه‌ای و تعیین‌کننده‌های غیرمستقیم باروری است. متغیرهای بلافصل مسیرهایی را مشخّص می‌کنند که از طریق آن‌ها عوامل زمینه‌ای باروری تحت تأثیر قرار می‌گیرند. استفاده از این الگو این امکان را فراهم می‌سازد تا مشخّص کنیم چگونه تفاوت‌های قومی در تعیین‌کننده‌های بلافصل، سطوح باروری متفاوتی را بر گروه‌های قومی تحمیل می‌کند.

خلاء اصلی ـ به‌ویژه در نسل نخست مطالعات قومیّت و باروری ـ کنترل‌نشدن تأثیر تعیین‌کننده‌های بلافصل در رابطهٔ قومیّت و باروری و کمّی‌کردن تأثیر آن‌ها بر باروری بود که با مطالعات اوّلیهٔ 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 کمّی‌کردن تأثیر نسبی تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری در یک جمعیّت معیّن پیشنهاد کردند که به روش تجزیهٔ 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 تجزیهٔ بونگارت

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

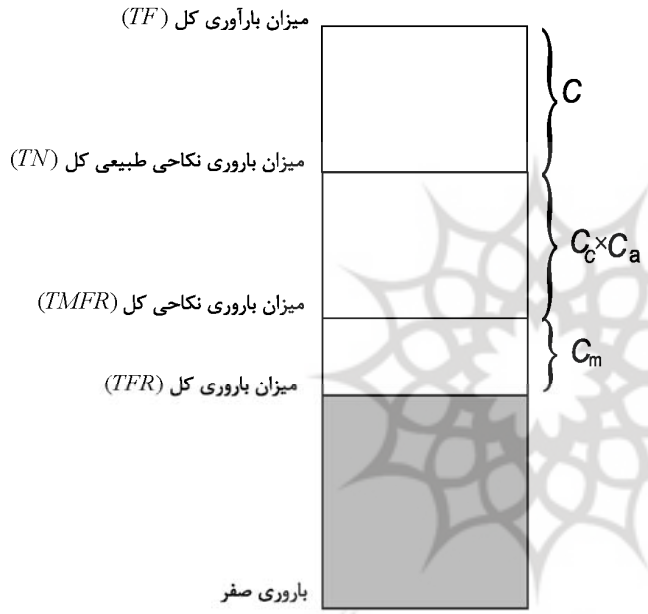
---

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[9] می‌گویند که عبارت از متوسّط شمار فرزندانی است که هر زن در یک جمعیّت معیّن در صورت عمومیّت ازدواج در دامنهٔ سِنّی فرزندآوری و در حالت عدم شیردهی، خودداری از آمیزش جنسی پس از زایمان، استفاده‌نکردن از روش‌های پیش‌گیری از حاملگی و سقط جنین عمدی خواهد داشت. در بررسی و تبیین باروری مشاهده‌شده[10] در یک جمعیّت باید مشخّص 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[11] اندازه‌گیری می‌شود. بونگارت و پاتر (۱۹۸۳) دو سنجهٔ دیگر (میزان باروری نکاحی کل[12] و میزان باروری نکاحی طبیعی کل[13]) را از هم تفکیک کردند. میزان‌های چهارگانه در شکل ۱ نشان داده شده است.

شکل ۱. مدل تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری بونگارت و پاتر



منطقهٔ هاشورخورده نشان‌دهندهٔ باروری مشاهده‌شده است. مناطقی که هاشور نخورده نشان‌دهندهٔ 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 دامنهٔ سِنّی فرزندآوری (دقیقاً ۵۰ سالگی) خواهد داشت، با این فرض که دقیقاً در ۱۵ سالگی ازدواج کند و از ۱۵ سالگی تا پنجاهمین سالگرد تولّدش ازدواج‌کرده باقی بماند و این‌که در هر x امین سالگرد تولّد از ۱۵ تا ۴۹ سالگی، $ASMFR_x$ هایی را تجربه کند که در محاسبهٔ *TMFR* استفاده می‌شود. بی‌تردید، یکی دیگر از مفروضات ما در محاسبهٔ 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)

تولّدشان زنده می‌مانند. این سنجه با استفاده از رابطهٔ ۱ به‌دست می‌آید:

$$TMFR = \sum_{x=15}^{49} ASMFR_x \qquad (۱$$

TN نیز سطحی از باروری است که در جمعیّتی 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 جمعیّت 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 TN و $TMFR$ ناشی از شیوع استفاده از وسایل پیش‌گیری از حاملگی و سقط جنین عمدی می‌باشد. در نهایت، تفاوت بین $TMFR$ و TFR مبین تأثیر محدودکنندهٔ تعویق ازدواج، تجرّد و گسیختگی ازدواج بر باروری است.

بونگارت روشی را پیشنهاد کرد که در آن تأثیرات بازدارندهٔ 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) نمادپردازی کرده است. اندازهٔ این شاخص‌ها در دامنه‌ای بین ۰ و ۱ نوسان دارد. اگر مقدار شاخص به ۱ نزدیک باشد تأثیر بازدارندهٔ تعیین‌کنندهٔ بلافصل مورد نظر بر باروری جزئی و کم‌اهمیّت است و مقدار صفر نشان‌دهندهٔ این است تعیین‌کنندهٔ مورد نظر به تنهایی بازدارندهٔ همهٔ میزان باروری است. بنابراین، هرچه مقدار شاخص به صفر نزدیک‌تر باشد تعیین‌کنندهٔ بلافصل مورد نظر تأثیر بیشتری در کاهش میزان باروری کل (TFR) از حدّاکثر زیستی آن (TF) دارد. معادلهٔ اصلی روش بونگارت که در آن روابط بین تعیین‌کننده‌های بلافصل و باروری عملیاتی شده است به‌صورت زیر است:

$$TFR = C_m \times C_c \times C_a \times C_i \times TF \qquad (۲$$

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 اوّل، حدّاکثر میزان بارآوری کل حدود ۱۵/۳ است. بر این اساس، هر زن چنان‌چه در دامنهٔ سِنّی تولید مثل از هیچ وسیلهٔ پیش‌گیری از بارداری استفاده نکند، در مقام نظر قادر خواهد بود به‌طور متوسّط ۱۵/۳ کودک به دنیا بیاورد. بی‌تردید شرایط محیطی و اجتماعی امکان چنین باروری بالایی را برای بسیاری از زنان فراهم نخواهد کرد. فرض دوّم این است که از میان همهٔ عوامل بلافصل تنها اثر چهار تعیین‌کنندهٔ بلافصل ازدواج، تنظیم خانواده، نازایی موقّت 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 هریک از شاخص‌های معادلهٔ ۲ و معادله‌های پیشنهادی بونگارت را برای برآورد آن‌ها معرّفی می‌کنیم.

• **شاخص ازدواج (C_m)**. هدف از محاسبهٔ این شاخص برآورد تأثیر طول دوره‌هایی است که زن به لحاظ جنسی فعّال 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 محاسبهٔ این شاخص از معادلهٔ ۳ استفاده می‌کنیم.

$$C_m = \frac{\sum \{m(a) \times g(a)\}}{\sum g(a)} \qquad (۳$$

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

[14]. Postpartum infecundability

می‌توان از طریق رابطهٔ $C_m = TFR/TM$ نیز به‌دست آورد. در فقدان تأثیر بازدارندهٔ تجرّد، 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 مؤثّر 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 رابطهٔ ۴ محاسبه می‌شود:

$$C_c = 1 - 1/08 \times u \times e \qquad (۴$$

که در آن، u نسبت زنان ازدواج‌کردهٔ واقع در سنین تولید مثل است که هم‌اکنون از وسایل پیش‌گیری از حاملگی استفاده می‌کنند، e متوسّط اثربخشی وسایل پیش‌گیری از حاملگی[15] و ۱/۰۸ عامل تصحیح مربوط به میزان نازایی[16] 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[17] وابسته است. برای نسبت معیّنی از زنان ازدواج‌کرده که از روش‌های پیش‌گیری از حاملگی استفاده می‌کنند، هرچه روش اثربخش‌تر باشد مقدار e بالاتر می‌رود.

از جمله موارد بحث‌انگیز در رابطهٔ ۵ میزان اثربخشی وسایل پیش‌گیری از حاملگی است. بونگارت و پاتر (۸۴:۱۹۸۳) 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 سنّتی مانند عزل یا نزدیکی منقطع. در بررسی حاضر ضمن استفاده از میزان‌های استاندارد اثربخشی وسایل تنظیم خانواده، متوسّط میزان اثربخشی وسایل پیش‌گیری از حاملگی در مناطق شهری و روستایی ایران نیز که بر اساس داده‌های پیمایش جمعیّت 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 معیّن پیش‌گیری از حاملگی را با e_m و نسبت زنان ازدواج‌کرده‌ای را که از آن روش استفاده می‌کنند با u_m نشان دهیم، رابطهٔ ۵ را خواهیم داشت:

$$e = \frac{\sum u_m e_m}{\sum u_m} \qquad (۵$$

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

$$e = \frac{\sum u_m e_m}{u} \qquad (۶$$

و چنان‌چه عبارات معادلهٔ ۶ در معادلهٔ ۴ جایگزین شود، رابطهٔ زیر را خواهیم داشت:

$$C_c = 1 - 1/08 \sum u_m e_m \qquad (۷$$

• **شاخص نازایی موقّت پس از وضع حمل** (C_i). در حالت عدم شیردهی، مقدار این شاخص برابر با ۱ است و اگر دورهٔ 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 متوسّط حدود ۱۵/۳ تولّد 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 رابطهٔ ۸ به‌دست می‌آید:

$$C_i = \frac{20}{18/5 + i} \qquad (۸$$

که در آن، i متوسّط طول مدّت (برحسب ماه) نازایی پس از وضع حمل در اثر شیردهی یا خودداری از آمیزش جنسی پس از زایمان است.

در رابطهٔ ۸ این حقیقت درنظر گرفته شده است که حتّی اگر در جمعیّتی شیردهی و خودداری از آمیزش جنسی پس از زایمان صورت نگیرد، به دلایل فیزیولوژیک دورهٔ کوتاهی (حدوداً ۱/۵ ماه) از نازایی موقّت پس از زایمان رُخ می‌دهد. تردیدی نیست که در صورت شیردهی یا خودداری جنسی این ۱/۵ ماه بیشتر طول کشیده و توسّط فاکتور i در نظر گرفته خواهد شد. عدد ۲۰ در رابطهٔ فوق فاصلهٔ زمانی بین دو تولّد زنده در حالت عدم شیردهی می‌باشد که ۱/۵ ماه آن نازایی موقّت پس از زایمان در حالت عدم شیردهی، ۷/۵ ماه متوسّط زمان انتظار برای باردارشدن، ۲ ماه شمار ماه‌های ازدست‌رفته بین دو تولّد زنده به دلیل مرگ‌ومیرهای جنینی و ۹ ماه آن هم شمار ماه‌های یک بارداری کامل است. عدد ۱۸/۵ نیز شمار ماه‌های بین دو تولّد زنده بدون در نظر گرفتن ۱/۵ ماه نازایی موقّت پس از زایمان است (بونگارت، ۱۹۷۸: ۱۱۵-۱۱۶). از آن‌جا که متوسّط طول دورهٔ شیردهی معمولاً طولانی‌تر از متوسّط طول دورهٔ خودداری از آمیزش جنسی پس از زایمان است، بونگارت و پاتر (۱۹۸۳: ۲۵) برای برآورد i با استفاده از متوسّط طول دورهٔ شیردهی (d_b) رابطهٔ ۹ را پیشنهاد کرده‌اند:

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

• **شاخص سقط‌جنین عمدی** C_a. سقط جنین عمدی[۱۸] در سطح گسترده برای جلوگیری از تولد فرزند به کار برده می‌شود و از بعضی جهات جایگزینی برای استفاده از روش‌های پیش‌گیری از حاملگی است (بونگارت، ۱۹۷۸: ۱۱۲، هایند، ۱۳۸۵: ۲۱۸). برای برآورد این شاخص رابطهٔ زیر پیشنهاد شده است:

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

که در آن، u نسبت شیوع استفاده از وسایل پیش‌گیری از حاملگی در جمعیّت مورد مطالعه، TA میزان کلّ سقط جنین یا متوسّط شمار سقط جنین‌های عمدی است که هر زن در طول دورهٔ تولید مثل با فرض تجربهٔ میزان‌های ویژهٔ سقط جنین عمدی رایج در زمان بررسی در افق آینده خواهد داشت. ضریب ثابت ۰/۴ متوسّط تولّدهایی است که یک مورد سقط جنین در فقدان استفاده از وسایل پیش‌گیری از حاملگی مانع آن‌ها شده است که در صورت استفاده از وسایل که با ضریب $1+u$ در

---

[۱۸]. اگرچه سقط‌جنین عمدی یک تعیین‌کنندهٔ بلافصل مهم در بسیاری از جمعیّت‌هاست، امّا تأثیر آن در جلوگیری از موالید به دلیل محدودیّت‌های قانونی در بسیاری از کشورها و این‌که از نظر بعضی افراد این عمل به لحاظ اخلاقی پسندیده نیست، از اهمیّت کمتری در مقایسه با تأثیر استفاده از وسایل پیش‌گیری از حاملگی برخوردار است (هایند، ۱۳۸۵: ۲۱۸). علاوه بر این‌ها، داده‌های مربوط به TA به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه به‌ندرت مشخّص می‌شود و در دسترس قرار می‌گیرد. بونگارت (۱۹۷۸: ۱۱۲) بر این باور است که حتّی در مواردی که برآوردهای خوبی از سقط جنین عمدی در دسترس است، تعیین کاهش باروری در اثر اِعمال سقط جنین عمدی دشوار می‌نماید. اگرچه به نظر می‌رسد سقط جنین عمدی تا حدودی در جامعه رایج است، امّا برآوردهای صورت گرفته بر مبنای داده‌های پیمایش جمعیّت و سلامت سطوح پایینی از سقط جنین را در استان‌های کشور نشان می‌دهد. بررسی‌هایی که اخیراً صورت گرفته (آقایاری هیر و مهریار، ۱۳۸۶: ۷۳) نشان می‌دهد که در استان آذربایجان غربی سقط جنین عمدی کمترین تأثیر بازدارنده را در کاهش میزان بارآوری کل به میزان باروری کلّ مشاهده‌شده در مقایسه با سایر استان‌های کشور دارد. در بررسی حاضر نیز با توجّه به حسّاسیت موضوع پرسش مستقیم دربارهٔ سقط جنین مطرح نشد. بنابراین، با درنظرگرفتن تفاوت‌های قومی در مشخّصه‌های اقتصادی ـ اجتماعی از جمله مشارکت زنان در بازار کار، سطح سواد و تحصیلات و... تأثیر سقط جنین عمدی بر باروری در دو حالت بررسی می‌شود. در حالت اوّل مقدار C_a معادل مقدار برآوردشده برای زنان کُرد و تُرک با استفاده از معادلهٔ پیشنهادی بونگارت که به ترتیب ۱ و ۰/۹۶۴۶ است در نظر گرفته می‌شود و مقدار TF بر اساس آن و اندازهٔ سایر مؤلّفه‌های معادلهٔ بونگارت برآورد می‌شود. در حالت دوّم، با در نظرگرفتن تفاوت‌های قومی در مشخّصه‌های اقتصادی ـ اجتماعی، شاخص سقط جنین عمدی برآوردشده در مناطق شهری استان آذربایجان شرقی و مناطق روستایی کُردستان که بر اساس برآوردهای آقایاری هیر و مهریار (۱۳۸۶: ۷۳) به ترتیب مساوی ۰/۶۵۷ و ۰/۸۴۱ می‌باشد، برای تُرک‌ها و کُردها در محاسبه‌ها دخالت داده می‌شود. بنابراین، تمام سنجه‌های معادلهٔ بونگارت برای زنان کُرد و تُرک در دو حالت فوق محاسبه و برآورد می‌شود.

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. الگویی که باروری را به تعیین‌کننده‌های بلافصل مرتبط می‌کند به‌صورت زیر خواهد بود:

$$TF = 15/3 \quad (۱۱$$

$$TFR = TM \times C_m$$

$$TM = TN \times C_c \times C_a \quad (۱۲$$

$$TN = TF \times C_i \quad (۱۳$$

روابط فوق چهار سطح متفاوت باروری را نشان می‌دهد که می‌توان تأثیر تعیین‌کننده‌های بلافصل را در آن‌ها به‌دست آورد. اگر تمام تعیین‌کننده‌های بلافصل تأثیر بازدارنده داشته باشند، سطح باروری واقعی یک جمعیّت از طریق TFR اندازه‌گیری می‌شود. چنان‌چه تأثیر بازدارندهٔ 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 معادلهٔ ۱۳ در معادلهٔ ۱۲ و سپس در معادلهٔ ۱۱ به معادلهٔ اصلی بونگارت (معادلهٔ ۲) که رابطهٔ بین تعیین‌کننده‌های بلافصل و باروری را عملیاتی می‌کند خواهیم رسید.

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

روش‌شناسی و داده‌های تحقیق

روش این تحقیق پیمایش است. جمعیّت آماری شامل خانوارهای معمولی ساکن در مناطق شهری و روستایی شهرستان ارومیه و زنان ۴۹-۱۵ سالهٔ حدّاقل یک‌بار ازدواج‌کرده است که در داخل خانوارها شناسایی شدند و مورد مصاحبه قرار گرفتند. واحد آماری هم یک خانوار معمولی ساکن و یک زن ۴۹-۱۵ سالهٔ حدّاقل یک‌بار ازدواج‌کردهٔ ساکن در نقاط شهری و روستایی شهرستان ارومیه است. واحد نمونه‌گیری خانوار است. برای تعیین حجم نمونه، پس از پردازش و پالایش داده‌های نتایج اوّلیهٔ سرشماری ۱۳۸۵ شهرستان ارومیه، بر مبنای تعداد کلّ خانوارهای ساکن در نقاط روستایی با بیش از ۳۰ خانوار و با ترکیب قومی تُرک، 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 نمونهٔ کُرد نیز ۳۸۴ خانوار در نظر گرفته شد. بر این اساس، حجم کلّ نمونه برابر با ۷۶۸ خانوار تعیین شد. روش نمونه‌گیری ترکیبی از روش‌های خوشه‌ای چند مرحله‌ای، تصادفی و تصادفی سیستماتیک است.

داده‌های موردنیاز به وسیلهٔ پرسش‌نامه و از طریق مصاحبه با تمام خانوارهای نمونه و زنان حدّاقل یک‌بار

ازدواج‌کرده‌ای که به لحاظ وضعیّت زناشویی یکی از شرایط دارای همسر و بی‌همسر بر اثر فوت یا طلاق را حائز بوده و در یکی از گروه‌های سنّی ۱۵ تا ۴۹ ساله قرار داشتند و عضو خانوار بودند گردآوری شد. گردآوری داده‌ها از طریق مراجعهٔ مستقیم مصاحبه‌کنندگان آموزش‌دیده، 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 این‌که با میدان تحقیق آشنا بودند، آگاهی و اطّلاعات دقیقی دربارهٔ خانوارها و پاسخ‌گویان داشتند. پرسش‌نامهٔ تحقیق از دو بخش تشکیل شده است. بخش اوّل، دربرگیرندهٔ جدول مشخّصات اعضای خانوار است که در آن داده‌های پایه‌ای برای هر یک از اعضای خانوار ثبت شده است. بخش دوّم، با عنوان پرسش‌نامهٔ اختصاصی زنان واجد شرایط بررسی به منظور گردآوری و استخراج داده‌های تفصیلی دربارهٔ زنان ازدواج‌کردهٔ واقع در سنین تولید مثل طرّاحی شده است. بخشی از سؤالات پرسش‌نامه با سؤالات پیمایش گذار باروری در ایران، پیمایش جمعیّت و سلامت و طرح آمارگیری از خصوصیّات اقتصادی و اجتماعی خانوار مشترک است. با استفاده از داده‌های گردآوری‌شده از طریق این سؤال‌ها و با توسّل 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 تحوّلات آن و نیز میزان کاهش باروری در میان هر یک از گروه‌های قومی طیّ دورهٔ ۱۵ سالهٔ قبل از بررسی را به دست آورد.

داده‌ها در محیط اس.پی.اس.اس و با بهره‌گیری از نرم‌افزارهای تخصّصی جمعیّت‌شناسی نظیر نرم‌افزار ای. اِی. دبلیو. ای. اس. پی. اُ[۲۰] پردازش شد. برای عرضهٔ یافته‌ها، ابتدا به بررسی و مقایسهٔ سطح و روند باروری گروه‌های قومی در طول دورهٔ ۱۵ سالهٔ قبل از بررسی تا زمان گردآوری داده‌ها پرداختیم. سپس به منظور بررسی تفاوت‌های قومی در تعیین‌کننده‌های بلافصل و تعیین نقش و اهمیّت هریک از آن‌ها در باروری گروه‌های قومی از روش تجزیهٔ 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 کلّی 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 شدّت باروری افتراقی در طول زمان کم‌وبیش ثابت باشد، امّا 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 رُخ خواهد نمود، کاربرد سنجه‌های مقطعی باروری ضروری می‌نماید.

سطوح و روندها: ۱۳۷۲-۱۳۸۶

در این بررسی بر مبنای داده‌های جدول مشخّصات اعضای خانوار و بر اساس اطّلاعاتی چون شمارهٔ ردیف مادر فرد در

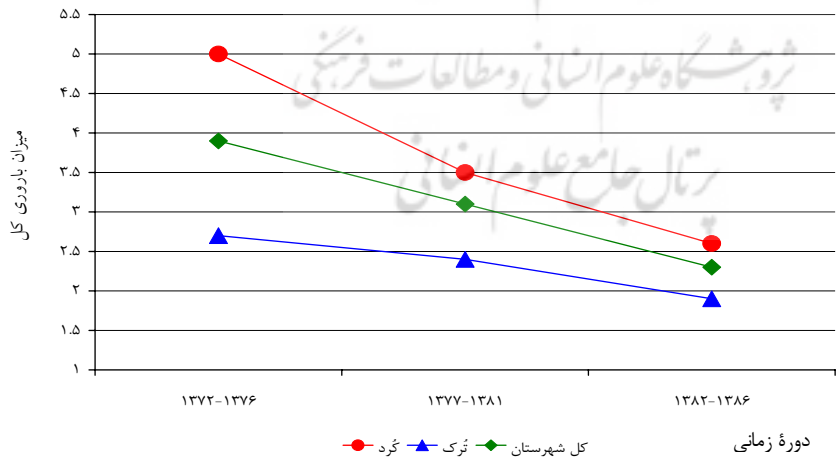
---

19. Own-children method
20. EAWESPOP
21. Cho

خانوار، سن، جنس، بستگی با سرپرست خانوار و وضعیّت زناشویی و به‌کارگیری 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 دورهٔ ۱۵ سالهٔ قبل از بررسی کردیم. برای کاهش تأثیر اشکالات احتمالی ناشی از گزارش نادرست سن بر نتایج به‌دست‌آمده، میزان‌های باروری در دوره‌های زمانی پنج‌ساله برآورد شده است. یکی از محدودیّت‌های اصلی روش فرزندان خود، به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه، اشکالاتی است که در گزارش سن وجود دارد. در نتیجه، الگوی سنّی باروری و روند برآوردشدهٔ آن به شدّت تحت تأثیر قرار می‌گیرد. اشتباهات ناشی از پیوند فرزندان به مادران، وجود فرزندان غیر خود در خانوار، اشکالات ناشی از فرضیه‌های مربوط به مرگ‌ومیر و مهاجرت نیز هریک به نوعی نتایج کاربرد روش فرزندان خود را تحت تأثیر قرار می‌دهند (عبّاسی شوازی، ۱۳۷۸، مرکز آمار ایران، ۱۳۷۵).

میزان باروری کل در سطح شهرستان در طول سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۲، با ۴۱ درصد کاهش از ۳/۹ درصد در ابتدای دوره به ۲/۳ فرزند برای هر مادر در دورهٔ پنج‌سالهٔ منتهی به زمان بررسی کاهش یافته است. به موازات استمرار روند نزولی باروری در سطح شهرستان، باروری گروه‌های 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 دورهٔ ۱۳۷۶-۱۳۷۲ به ۲/۵ فرزند برای هر مادر در دورهٔ ۱۳۸۶-۱۳۸۲ رسیده است. کاهش متناظر در میان تُرک‌ها به مراتب کمتر بوده است (از ۲/۷ به ۱/۹ فرزند برای هر مادر). دلیل این امر را باید در اختلاف سطح باروری گروه‌های قومی در ابتدای دوره و میزان بالاتر باروری در میان کُردها جست‌وجو کرد. همان‌طور که در شکل ۲ دیده می‌شود، سطح باروری کُردها در طول دورهٔ مورد بررسی همواره بالاتر از میزان باروری در کل شهرستان و نیز باروری گروه قومی تُرک بوده است. با این‌حال، در طول زمان تفاوت باروری گروه‌های قومی محدودتر شده است، به‌طوری که با ۶۹/۶ درصد کاهش از ۲/۳ در دورهٔ اوّل به ۰/۶ در دورهٔ سوّم رسیده است.

شکل ۲. روند میزان باروری کل بر حسب قومیّت و دوره‌های زمانی پنج‌ساله برآوردشده با استفاده از روش فرزندان خود: ۱۳۷۲-۱۳۸۶



در واقع، می‌توان گفت در سال‌های میانهٔ دهه ۱۳۸۰ گروه‌های قومی به نوعی هم‌گرایی در سطح باروری رسیده‌اند. تُرک‌ها که در طول دوره سطح باروری پایین‌تری در مقایسه با کُردها و کل شهرستان نشان داده‌اند، در دورهٔ ۱۳۸۶-۱۳۸۲ به باروری زیر سطح جایگزینی دست یافتند. روند نزولی باروری در کل شهرستان و سطح باروری در دورهٔ سوّم تا حدود زیادی منطبق بر نتایجی است که

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

بررسی‌ها (عبّاسی شوازی، ۱۳۸۰؛ عبّاسی شوازی و حسینی، ۱۳۸۸؛ عبّاسی شوازی و همکاران، ۱۳۸۳؛ عبّاسی شوازی و صادقی، ۱۳۸۵) حاکی از آن است که در ایران روند تحوّلات باروری به‌گونه‌ای بوده است که در سال‌های اواخر دههٔ ۱۳۷۰ به نوعی هم‌گرایی در سطح باروری مناطق مختلف کشور منجر شده است. در مقایسهٔ میان گروه‌های قومی، به‌نظر می‌رسد این هم‌گرایی با تأخیر و در سال‌های میانهٔ دههٔ ۱۳۸۰ صورت گرفته است. با این حال، باید گفت با توجّه به تفاوت‌های اجتماعی و فرهنگی و با وجود تمایل به هم‌گرایی در سطح باروری، احتمال تجربهٔ هم‌گرایی به طور کامل وجود ندارد. به بیان دیگر، اگرچه اختلاف سطح باروری گروه‌های قومی در طول زمان کم شده است، امّا این به معنی آن نیست که سطح باروری کاملاً یکسان شود.

کمّی‌کردن 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 تجزیهٔ بونگارت به اندازه‌گیری و کمّی‌کردن تأثیرات بازدارندهٔ تعیین‌کننده‌های بلافصل ازدواج، استفاده از وسایل پیش‌گیری از حاملگی و شیردهی بر مبنای شاخص‌های باروری مقطعی بپردازیم. بر اساس الگوی بونگارت، تأثیر هریک از تعیین‌کننده‌های بلافصل در یک جمعیّت معین، کاهش باروری از یک سطح فرضی (میزان بارآوری کل) است که ممکن است جمعیّت به آن دست یابد. بنابراین، در بررسی و تبیین باروری مشاهده‌شدهٔ گروه‌های قومی باید مشخّص 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 گسترهٔ سِنّی 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 هایند (۲۰۰۵: ۱۳) بر این باورند که در جمعیّتی که فعّالیت جنسی منحصراً در چارچوب خانواده و ازدواج صورت می‌گیرد، چنان‌چه فرض کنیم تمام زوج‌های ازدواج‌کرده در دامنهٔ سِنّی فرزندآوری از نظر جنسی فعّال باشند، این‌همانی بین ازدواج و فعّالیت جنسی دقیق خواهد بود. در چنین جمعیّتی، شاخص ازدواج را می‌توان با استفاده از رابطهٔ ۳ برآورد کرد. بنابراین، محاسبهٔ C_m مستلزم برآورد نسبت زنان ازدواج‌کردهٔ واقع در هر گروه سِنّی ($m(a)$) و میزان‌های باروری نکاحی ویژهٔ گروه سِنّی ($g(a)$) می‌باشد.

جدول ۱. توزیع زنان گروه‌های قومی و زنان دارای همسر در گروه‌های سِنّی تولیدمثل برحسب میزان باروری ویژهٔ سِنّی نکاحی در دورهٔ ۱۳۸۲-۱۳۸۶

گروه سِنّی	جمعیّت زنان		زنان ازدواج‌کرده		$m(a)$		$g(a)$		$m(a)\times g(a)$	
	کُرد	تُرک	کُرد	تُرک	کُرد	تُرک	کُرد	تُرک	کُرد	تُرک
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

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

میزان باروری نکاحی ویژهٔ گروه سِنّی از تقسیم میزان باروری ویژهٔ سِن بر نسبت زنان دارای همسر در هر گروه سِنّی به دست آمده است. نسبت زنان همسردار در هر گروه سِنّی نیز از تقسیم جمعیّت زنان دارای همسر واقع در آن گروه سِنّی بر کل جمعیّت زنان همان گروه سِنّی به دست آمده است. بونگارت بر این باور است که این روش می‌تواند به نتایجی پیش‌بینی‌ناپذیر برای گروه سِنّی ۱۵-۱۹ ساله منجر شود، زیرا خطاهای کوچک در نسبت ازدواج‌کرده‌ها باعث اشکالات بزرگی در $g(15-19)$ می‌شود. علاوه بر این، زنان ازدواج‌کرده در گروه سِنّی مذکور ۱۸ یا ۱۹ سال سن دارند، بنابراین، معرّف کل گروه سِنّی ۱۵-۱۹ ساله نیستند. برای اجتناب از این خطاها به تبعیّت از بونگارت و پاتر (۱۹۸۳: ۸۲) میزان باروری نکاحی ویژهٔ گروه سِنّی ۱۵-۱۹ ساله از طریق رابطهٔ $0/75 \times g(20-24)$ به دست آمده است. با استفاده از رابطهٔ ۳ و بر اساس داده‌های مندرج در جدول ۱ شاخص ازدواج برای هریک از گروه‌های قومی کُرد و تُرک به ترتیب معادل ۰/۵۲۸۲ و ۰/۷۳۷۹ می‌باشد. در واقع، در میان کُردها تأثیر ازدواج بر کاهش باروری بیشتر از تُرک‌ها می‌باشد.

شاخص استفاده از وسایل پیش‌گیری از حاملگی (C_c)

شاخص استفاده از وسایل پیش‌گیری به برآورد تأثیر پیش‌گیری از حاملگی بر باروری نکاحی با فرض نبودن سقط جنین عمدی می‌پردازد (آنیارا و هایند، ۲۰۰۵: ۱۷). این شاخص با استفاده از رابطهٔ ۷ محاسبه می‌شود. برای محاسبهٔ این شاخص دو مجموعه داده مورد نیاز است. نخست، نسبت زنان ازدواج‌کردهٔ واقع در سن تولید مثل که هم‌اکنون از وسایل پیش‌گیری از حاملگی استفاده می‌کنند برحسب نوع روش (U_m) و دوّم، متوسّط اثربخشی[۲۲] وسایل پیش‌گیری از حاملگی (e_m). جدول ۲ توزیع نسبی استفاده‌کنندگان از روش‌های پیش‌گیری از حاملگی را برحسب نوع روش و قومیّت و نیز میزان اثربخشی هریک از روش‌های پیش‌گیری نشان می‌دهد. بر اساس اطّلاعات مندرج در ردیف آخر جدول ۲ و رابطهٔ ۷ شاخص استفاده از وسایل پیش‌گیری از حاملگی برای کُردها و تُرک‌ها به ترتیب ۰/۴۹۹۸ و ۰/۴۴۷۵ به دست آمد.

جدول ۲. نسبت افراد استفاده‌کننده از روش‌های پیش‌گیری از حاملگی برحسب نوع روش، قومیّت و میزان اثربخشی روش‌های پیش‌گیری

[۲۲]. متوسّط اثربخشی وسایل پیش‌گیری از حاملگی از بونگارت و پاتر (۱۹۸۳: ۸۴)، هایند (۱۳۸۵: ۲۲۹)، مظهرالاسلام و همکاران (۲۰۰۳: ۳۵۴) و کبیر و همکاران (۲۰۰۶: ۱۴۷) اقتباس شده است. آقایاری هیر و مهریار (۱۳۸۶) نیز بر مبنای داده‌های پیمایش جمعیّت و سلامت برآوردهایی از متوسّط اثربخشی وسایل پیش‌گیری در ایران به دست داده‌اند. اگرچه این برآوردها ارقام پایینی را در مقایسه با میزان‌های اثربخشی گزارش‌شده برای هریک از روش‌ها در منابع خارجی به دست می‌دهد، تلاش کردیم تا با استفاده از این برآوردها و ترکیب آن با داده‌های جدول ۲، به برآورد شاخص ازدواج در معادلهٔ بونگارت بپردازیم. بر اساس محاسبه‌های صورت‌گرفته مقدار شاخص C_c برای زنان کُرد و تُرک به ترتیب معادل ۰/۵۵۱۴ و ۰/۵۱۵۳ به دست آمد. مقادیر شاخص در مورد اخیر نیز گویای آن است که در میان تُرک‌ها اثر استفاده از وسایل پیش‌گیری در باروری مشاهده‌شده و انحراف آن از میزان بارآوری کل بیشتر از کُردهاست. با این حال، ادامه محاسبه‌ها بر مبنای مقادیر برآوردشده بر اساس مقادیر استاندارد گزارش‌شده در منابع خارجی صورت گرفته است.

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

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. نتیجهٔ به‌دست‌آمده با وجود این واقعیّت است که شیوع استفاده از روش‌های پیش‌گیری از حاملگی در میان زنان کُرد بیشتر از تُرک‌هاست. بنابراین، می‌توان گفت بخشی از باروری مشاهده‌شدهٔ 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 متوسّط طول دورهٔ نازایی پس از وضع حمل در اثر شیردهی یا خودداری از آمیزش جنسی پس از زایمان، بونگارت و پاتر (۱۹۸۳: ۲۵) رابطهٔ ۸ را پیشنهاد کرده‌اند، امّا از آن‌جا که متوسّط طول دورهٔ شیردهی معمولاً طولانی‌تر از متوسّط طول دورهٔ خودداری از آمیزش جنسی پس از زایمان است، آن‌ها برای برآورد متوسّط طول مدّت نازایی پس از وضع حمل در اثر شیردهی، معادلهٔ ۹ را پیشنهاد کرده‌اند که با جایگزینی آن در معادلهٔ ۸ متوسّط طول دورهٔ نازایی پس از وضع حمل به‌دست می‌آید. متوسّط طول دورهٔ شیردهی زنان کُرد و تُرک به ترتیب ۲۰/۷ و ۱۹/۹ ماه می‌باشد. بنابراین، بر اساس معادلهٔ ۹ مقدار i برای هریک از گروه‌های قومی به‌صورت زیر برآورد می‌شود:

کُرد

$$i = 1/753\,exp(0/1396\times(20/7)-(0/001872\times(20/7)^2)$$
$$= 1/753\times(2/71)^{2/08758672} = 14/05$$

تُرک

$$i = 1/753\,exp(0/1396\times(19/9)-(0/001872\times(19/9)^2)$$
$$= 1/753\times(2/71)^{2/03670928} = 13/35$$

چنان‌چه مقادیر i مربوط به هریک از گروه‌های قومی را در معادلهٔ 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، امّا تفاوت‌ها چندان محسوس نیست.

شاخص سقط‌جنین عمدی (C_a)

اگرچه سقط جنین یک تعیین‌کنندهٔ بلافصل مهم در بسیاری از جمعیّت‌ها است، داده‌های مربوط به آن، به‌ویـژه در کشـورهای درحال‌توسعه، به‌ندرت مشخّص می‌شود و در دسترس قرار می‌گیرد. بنابراین، تأثیر آن بر باروری معمولاً نادیده گرفته می‌شـود. با توجّه به ممنوعیّت قانونی سقط جنین در ایران و نیز با درنظرگرفتن زمینه‌هـای اجتمـاعی و فرهنگـی جامعـهٔ مـورد بررسـی (شهرستان ارومیه)، به‌نظر می‌رسد سقط جنین نقش و سهم چندانی در کاهش بـاروری نداشـته باشـد. اگرچـه بررسـی حاضـر اطّلاعات مربوط به سقط جنین را به‌دست نمی‌دهد، پس از محاسبهٔ شاخص‌هـای دیگـر الگـوی بونگـارت (جـدول ۳)، شـاخص سقط جنین را می‌توان به‌طور غیرمستقیم و از طریق رابطهٔ ۱۴ به‌دست آورد:

$$C_a = \frac{TFR}{C_m \times C_c \times C_i \times TF} \qquad (۱۴$$

بر اساس رابطهٔ فوق، شاخص سقط جنین برای زنان کُرد و تُرک به ترتیب ۱ و ۰/۹۶۴۶ می‌باشد. همان‌طور کـه مـی‌بینیـد، در هر دو گروه قومی تأثیر سقط جنین بر باروری در مقایسه با سـایر تعیـین‌کننـده‌هـای بلافصـل معنـی‌دار نیسـت. بنـابراین، استدلال اوّلیهٔ ما مبنی بر تأثیر بسیار نامحسوس سقط جنین بر باروری در ایران با توجّـه بـه زمینـه‌هـای قـانونی، اجتمـاعی و فرهنگی حاکم بر جامعه و محیط منطقی می‌نماید. مقادیر برآوردشدهٔ این شاخص، بسیار نزدیک به مقادیری است کـه آقایـاری 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 اوّل). با این‌حال، همان‌طور که پیشتر نیز گفته شد، برای این‌که برآورد نسبتاً دقیق‌تـری از شاخص TF بر مبنای مؤلّفه‌های اصلی معادلهٔ بونگارت به دست دهیم، در حالت دوّم به برآورد مقدار TF برای زنـان هـر دو گروه قومی بر مبنای مقدار شاخص سقط جنین محاسبه‌شده برای زنان تُرک ساکن در مناطق شهری آذربایجان شـرقی (بـرای زنان تُرک) و مقدار شاخص سقط‌جنین برآوردشده برای زنان کُـرد سـاکن در منـاطق روسـتایی کُردسـتان (بـرای زنـان کُـرد) می‌پردازیم. در حالت اوّل و بر اساس مقادیر برآوردشـده بـرای هریـک از شـاخص‌هـای عوامـل بلافصـل و میـزان بـاروری کـلّ برآوردشده با استفاده از روش فرزندان خود، میزان بارآوری کل را می‌توان به صورت زیر محاسبه کرد:

کُرد

$$TF = \frac{TFR}{C_m C_c C_i C_a} = \frac{2/1}{0/7379 \times 0/4475 \times 0/6279 \times 1} = 15/4 \approx 15/9$$

تُرک

در حالت دوّم، همان‌طور که گفته شد، مقدار C_a برای زنـان کُـرد و تُـرک بـه ترتیـب معـادل مقـدار سـقط جنـین برآوردشده در مناطق روستایی و شهری استان‌های کُردستان و آذربایجان شرقی در نظر گرفته مـی‌شـود کـه بـر اسـاس برآوردهای آقایاری هیر و مهریار (۱۳۸۶) به ترتیب مساوی ۰/۸۴۱ و ۰/۶۵۷ است. به ایـن ترتیـب، مقـدار شـاخص TF برای زنان کُرد و تُرک به ترتیب مساوی ۱۸/۳ و ۱۳/۹ به دست می‌آید. بر این اساس، اختلاف TF برآوردشده برای زنـان گروه‌های قومی مورد بررسی از ۵/۹ در حالت اوّل به ۴/۴ در حالت دوّم کاهش می‌یابد.

میزان بارآوری کل عمدتاً برحسب عوامل زیستی تعیین می‌شود که در بین جمعیّت‌های 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. انیارا 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 عمـدهٔ هنـد در سـال‌هـای ۱۹۹۲-۱۹۹۳

برآورد کرده است در دامنه‌ای بین دست‌کم ۹/۵ تا حدّاکثر ۱۵/۲ در نوسان است. در مطالعهٔ دیگری در هندوستان، استوور (۱۹۹۸) ضمن تجدید نظر در چارچوب تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری و محاسبهٔ سنجه‌های معادلهٔ 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 برآوردشدهٔ 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 قومیّت در هر دو حالت نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در هر دو گروه قومی استفاده از وسایل پیش‌گیری از حاملگی مهم‌ترین تعیین‌کنندهٔ بلافصل مؤثّر بر کاهش باروری است، اگرچه نقش این متغیّر در کاهش باروری تُرک‌ها بیشتر از کُردهاست. با وجود این، در مقایسهٔ گروه‌های قومی نقش تعیین‌کننده‌های بلافصل در کاهش باروری متفاوت است. در میان کُردها، 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 قومیّت

کاربرد روش تجزیهٔ بونگارت

شاخص	قومیّت			
	کُرد		تُرک	
	حالت اوّل	حالت دوّم	حالت اوّل	حالت دوّم
میزان بارآوری کل (TF)	۱۵/۴	۱۸/۳	۹/۵	۱۳/۹
میزان باروری نکاحی طبیعی کل (TN)	۹/۵	۱۱/۲	۶	۸/۷
میزان باروری نکاحی کل (TM)	۴/۷	۴/۷	۲/۷	۲/۶
میزان باروری کل (TFR)	۲/۵	۲/۵	۱/۹	۱/۹
شاخص ازدواج (C_m)	۰/۵۲۸۲	۰/۵۲۸۲	۰/۷۳۷۹	۰/۷۳۷۹
شاخص استفاده از وسایل پیش‌گیری (C_c)	۰/۴۹۹۸	۰/۴۹۹۸	۰/۴۴۷۵	۰/۴۴۷۵
شاخص نازایی پس از وضع‌حمل (C_i)	۰/۶۱۴۴	۰/۶۱۴۴	۰/۶۲۷۹	۰/۶۲۷۹
شاخص سقط‌جنین عمدی (C_a)	۱	۰/۸۴۱	۰/۹۶۴۶	۰/۶۵۷

اطّلاعات جدول ۳ هم‌چنین حاکی از آن است که با فرض تأثیر سقط جنین عمدی و با اِعمال مقادیر شاخص C_a برای هریک از گروه‌های قومی در حالت دوّم، اگرچه شاخص بارآوری کل (TF) در هر دو گروه قومی در مقایسه با حالت اوّل (بی‌تأثیری یا تأثیر بسیار ناچیز سقط جنین عمدی) افزایش می‌یابد، اختلاف TF بین زنان کُرد و تُرک از حدود ۶ فرزند در حالت اوّل به ۴/۴ فرزند در حالت دوّم کاهش می‌یابد. اِعمال 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 کُرد و تُرک از این نظر از ۳/۵ در حالت اوّل به ۲/۵ در حالت دوّم تقلیل بیابد.

سهم نسبی بازدارندگی تعیین‌کننده‌های بلافصل

اگر بخواهیم تأثیر نسبی هریک از شاخص‌ها را در کنترل باروری مشخّص کنیم، اندازهٔ مطلق شاخص‌های محاسبه‌شده امکان مقایسهٔ 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 تعیین‌کننده‌های بلافصل چند درصد این تفاوت‌ها را تبیین می‌کند. برای پاسخ به این پرسش، ناگزیر باید به محاسبهٔ شاخص‌هایی پرداخت که تأثیر نسبی هریک از عوامل بلافصل را در تفاوت‌های مشاهده‌شده مشخّص می‌کند. برای نشان‌دادن نقش ازدواج در تفاوت باروری مشاهده‌شده و بارآوری کل از رابطهٔ ۱۵ استفاده می‌کنیم. نتیجهٔ به دست آمده نشان خواهد داد که در هریک از گروه‌های قومی چند درصد از تفاوت مشاهده‌شده میان TFR و TF ناشی از تفاوت‌های قومی در وضعیّت ازدواج و زناشویی است.

$$\frac{TM-TFR}{TF-TFR}\times 100 \qquad (۱۵$$

بر اساس رابطهٔ ۱۵ و مقادیر مندرج در جدول ۳، در حالت اوّل برای کُردها و تُرک‌ها به ترتیب ارقام ۱۷/۱ درصد و ۱۰/۵ درصد به دست می‌آید. ارقام متناظر در حالت دوّم (تأثیر سقط جنین عمدی) به ترتیب ۱۳/۹ و ۵/۸ درصد است. این ارقام در هر دو حالت این واقعیّت را نشان می‌دهد که همهٔ زنان واقع در سنین فرزندآوری در گروه‌های قومی ازدواج نکرده‌اند. با این حال، باید گفت در میان کُردها ازدواج درصد بیشتری از تفاوت مشاهده‌شده میان TF و TFR را در مقایسه با تُرک‌ها تبیین می‌کند.

به منظور بررسی تفاوت‌های قومی در باب نقش وسایل پیش‌گیری از حاملگی در کاهش باروری و رسیدن میزان باروری کل به حدّاکثر نظری آن با استفاده از رابطهٔ ۱۶ و مقادیر مندرج در جدول ۳، برای کُردها و تُرک‌ها به ترتیب ارقام ۳۷/۲ درصد و ۴۳/۴ درصد در حالت اوّل و ۴۱/۱ درصد و ۵۰/۸ درصد در حالت دوّم به دست آمد. برآوردها به‌خوبی تفاوت‌های قومی را در نقش وسایل پیش‌گیری در تفاوت میزان باروری و میزان بارآوری کل نشان می‌دهد. در واقع، نقش وسایل پیش‌گیری در میان تُرک‌ها به مراتب بیشتر از کُردهاست.

$$\frac{TN-TM}{TF-TFR}\times 100 \qquad (۱۶$$

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 (رابطهٔ ۱۷)، نقش نازایی پس از وضع حمل در اثر شیردهی و اثر آن بر تفاوت باروری مشاهده‌شده با میزان بارآوری کل مشخّص خواهد شد.

$$100-\{(\frac{TM-TFR}{TF-TFR}\times 100)+(\frac{TN-TM}{TF-TFR}\times 100)\} \qquad (۱۷$$

بر اساس رابطهٔ ۱۷، در حالت اوّل برای کُردها و تُرک‌ها به ترتیب ارقام ۴۵/۴ درصد و ۴۶/۱ درصد و در حالت دوّم ۴۵ درصد و ۴۳/۴ درصد به دست آمد. به بیان دیگر، در مقایسهٔ زنان گروه‌های قومی، دوره‌های طولانی شیردهی در میان کُردها از طریق کاهش خطر حاملگی زنان و طولانی‌کردن فاصله‌های میان موالید، نقش بیشتری در تبیین باقی‌ماندهٔ تفاوت میان TF و TFR دارد.

بر مبنای نتایج کاربرد روش تجزیهٔ بونگارت می‌توان گفت تفاوت‌های قومی در باروری ناشی از تفاوت‌های قومی در تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری است. در میان کُردها 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، 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 کُردها در مقایسه با تُرک‌ها برخوردار است، در حالی که در میان تُرک‌ها قدرت نسبی بازدارندگی استفاده از وسایل

پیش‌گیری از حاملگی بیشتر از کُردهاست.

تحقیقات عبّاسی 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، کُردها بیشترین متوسّط زنده‌زایی را داشته‌اند، در حالی که زنان آذری با ۳/۴ فرزند بعد از زنان گیلک کمترین متوسّط زنده‌زایی را داشته‌اند. بر اساس این یافته‌ها و نتایج به دست آمده در بررسی حاضر مبنی بر این‌که سهم نسبی بازدارندگی استفاده از وسایل پیش‌گیری از حاملگی در میان تُرک‌ها به مراتب بیشتر از کُردهاست، می‌توان گفت باروری بالاتر کُردها در مقایسه با تُرک‌ها، با وجود استفاده بیشتر کُردها از وسایل مُدرن پیش‌گیری از حاملگی (حسینی، ۱۳۸۷) می‌تواند ناشی از میزان بالاتر شکست وسایل پیش‌گیری در میان زنان کُرد در مقایسه با همتایان تُرک آن‌ها باشد.

با توجّه به چارچوب تعیین‌کننده‌های بلافصل و نیز نتایج به دست آمده در خصوص تعیین‌کننده‌ها و عوامل زمینه‌ای مؤثّر بر باروری در میان کُردها و تُرک‌ها (عبّاسی شوازی و حسینی، ۱۳۸۷) مطالعهٔ عوامل زمینه‌ای مؤثّر بر تعیین‌کننده‌های بلافصل 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 قومیّت‌های ایرانی در کانون بررسی‌های جمعیّت‌شناختی قرار گرفته، تحلیل تفاوت‌های قومی در عوامل بلافصل باروری موضوعی است که به‌ندرت در مطالعات باروری اقوام در ایران مورد توجّه واقع شده است. در این مقاله تلاش کردیم ضمن برآورد و مقایسهٔ سطح و روند باروری گروه‌های قومی کُرد و تُرک در یک دورهٔ زمانی ۱۵ ساله با استفاده از روش فرزندان خود، به بررسی تفاوت‌های قومی در تعیین‌کننده‌های مستقیم باروری با استفاده از روش تجزیهٔ بونگارت بپردازیم.

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

بر مبنای نتایج کاربرد روش تجزیهٔ بونگارت می‌توان گفت تفاوت‌های قومی در باروری ناشی از تفاوت‌های قومی در تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری است. در میان کُردها 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، نازایی پس از وضع حمل و ازدواج و زناشویی به ترتیب بیشترین نقش را در تبیین این تفاوت‌ها دارد. نتایج حاکی است زنان کُرد، نازایی پس از وضع حمل و ازدواج و زناشویی و در نتیجه قدرت بازدارندگی نسبی بیشتری را نسبت به تُرک‌ها نشان داده‌اند، در حالی که در میان تُرک‌ها قدرت نسبی بازدارندگی استفاده از وسایل پیش‌گیری از حاملگی بیشتر از کُردهاست. 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 کُردهاست. در مقابل، ازدواج و زناشویی در میان کُردها 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 مؤثّر بر تعیین‌کننده‌های بلافصل ضروری به نظر می‌رسد. با توجّه به گستردگی دامنهٔ فعّالیت‌ها 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 طیّ سال‌های اخیر، انجام بررسی‌های تطبیقی در زمینهٔ تنظیم خانواده، اثربخشی وسایل پیش‌گیری از حاملگی و میزان شکست آن‌ها یکی دیگر از ضرورت‌های مطالعات باروری افتراقی در ایران است.

منابع

آقایاری هیر، توکّل و امیرهوشنگ مهریار (۱۳۸۶) «برآورد غیرمستقیم میزان سقط‌جنین عمدی کل با استفاده از مدل تعیین‌کننده‌های بلافصل باروری در ایران به تفکیک استان‌ها»، *فصلنامهٔ جمعیّت*، شمارهٔ ۳: ۶۱-۹۱.

حسینی، حاتم (۱۳۸۷) قومیّت و باروری: تبیین رفتارهای باروری زنان کُرد و تُرک شهرستان ارومیه، رسالهٔ دکتری جمعیّت‌شناسی، گروه جمعیّت‌شناسی، دانشکدهٔ علوم اجتماعی دانشگاه تهران.

حسینی، حاتم و امیرهوشنگ مهریار (۱۳۸۵) «قومیّت، نابرابری آموزشی و باروری»، *نامه انجمن جمعیّت‌شناسی ایران*، سال اول، شماره ۱، زمستان ۱۳۸۵: ۱۶۷-۱۴۱.

عبّاسی شوازی، محمّدجلال (۱۳۷۸) «فواید و اشکالات روش فرزندان خود در برآورد باروری»، *فصلنامه جمعیّت*، شماره ۲۹ و ۳۰: ۲۱-۱.

عبّاسی شوازی، محمّدجلال (۱۳۸۰) «هم‌گرایی رفتارهای باروری در ایران، میزان، روند و الگوی سنّی باروری در استان‌های کشور در سال‌های ۱۳۵۱ و ۱۳۷۵»، *نامه علوم اجتماعی*، شماره ۱۸: ۲۰۱-۲۳۱.

عبّاسی شوازی، محمّدجلال و حاتم حسینی (۱۳۸۸) «تفاوت‌های قومی باروری در ایران: روندها و عوامل مؤثّر بر آن»، *مجلهٔ جامعه‌شناسی ایران*، دورهٔ هشتم، شماره ۴، زمستان ۱۳۸۶: ۳۶-۳.

عبّاسی شوازی، محمّدجلال و حاتم حسینی (۱۳۸۷) «قومیّت و باروری: آزمون فرضیه‌های رقیب برای تبیین تفاوت‌های قومی باروری در شهرستان ارومیه»، *نامه انجمن جمعیّت‌شناسی ایران*، سال دوّم، شماره ۴، زمستان ۱۳۸۶: ۴۱-۵.

عبّاسی شوازی، محمّدجلال و رسول صادقی (۱۳۸۵) «قومیّت و باروری: تحلیل رفتار باروری گروه‌های قومی در ایران»، *نامه علوم اجتماعی*، شماره ۲۵: ۲۵ تا ۷۵.

عبّاسی شوازی، محمّدجلال، میمنت حسینی چاووشی، پیتر مک‌دونالد و بهرام دلاور (۱۳۸۳) تحوّلات باروری در ایران: شواهدی از چهار استان منتخب، معاونت سلامت وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی.

هایند، اندرو (۱۳۸۵) *روش‌های جمعیّت‌شناختی*، ترجمه حاتم حسینی و غلامرضا کهن‌سالی، تهران: مرکز مطالعات و پژوهش‌های جمعیّتی 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. Grabil 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).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی