

اثر زمان‌بندی موالید و سطح تعدیل‌شده باروری در ایران

محمدرضا برومندزاده^۱

علی یار احمدی^۲

چکیده

میزان باروری کل که از مجموع میزان‌های ویژه سنی باروری در یک سال معین محاسبه می‌شود، یک شاخص عمومی برای باروری به حساب می‌آید. مشکلی که در رابطه با محاسبه این شاخص وجود دارد، این است که شاخصی دوره‌ای است که بر موالید و زنان یک سال خاص اشاره دارد. شاخص دوره‌ای باروری با تغییر در زمان بندی فرزندآوری امکان تحریف دارد. وقتی زنان فرزندآوری خود را به تأخیر می‌اندازند، میزان‌های باروری به احتمال زیاد کمتر از حد واقعی نشان داده می‌شوند. سؤال این است که چگونه می‌توان سطوح واقعی باروری نسل‌هایی که هنوز به پایان دوره باروری خود نرسیده‌اند را از شاخص‌های دوره‌ای محاسبه کرد؟ روش‌های مختلفی برای تعدیل شاخص‌های باروری دوره برای تغییرات زمان‌بندی باروری (تمپو)، عرضه شده است. در این پژوهش به بررسی سیر تکاملی این روش‌ها با تأکید بر روش ارائه‌شده توسط بونگارت و فیینی (۱۹۹۸) پرداخته شده است. سپس این روش برای برآورد باروری ایران در دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ بر اساس سرشماری‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۹۵ و داده‌های بررسی جمعیت و سلامت ۱۳۷۹ به کار گرفته شده است. نتایج تحلیل

۱ کارشناسی ارشد جمعیت‌شناسی از دانشگاه شیراز و دانشجوی دکتری جمعیت‌شناسی، دانشگاه تهران
marezabru@yahoo.com

۲ دانشیار جمعیت‌شناسی، بخش جامعه‌شناسی و برنامه‌ریزی اجتماعی، دانشگاه شیراز،
ahmadi@rose.shirazu.ac.ir

میزان‌های باروری کشور نشان می‌دهد که با توجه به تغییرات میانگین‌های سن فرزندآوری در کشور شاهد تأثیرات انحرافی زمانبندی باروری در میزان‌های باروری کشور هستیم. **واژگان کلیدی:** باروری، کوهورت، دوره، تمپو، کوانتوم، باروری تعدیل شده

مقدمه و بیان مسئله

باروری رخداد یک تولد زنده است (اسمیت^۱ و دیگران، ۲۰۰۲: ۲۱) و به نسبت تعداد بچه‌های متولدشده به زنان اشاره دارد (ویکس^۲، ۲۰۰۲: ۱۵۷)، که به وسیله عوامل مختلف بیولوژیکی، اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی تعیین می‌شود. عوامل بیولوژیکی مربوط به توانایی فیزیکی افراد و بقیه عوامل به سود و هزینه بچه‌ها مربوط می‌شوند (اسمیت و دیگران، ۲۰۰۲: ۲۸). در یک ربع قرن اخیر تغییرات گسترده‌ای در رفتار باروری اکثر مناطق دنیا رخ داده است. میزان‌های دوره‌ای (مقطعی) باروری کل در بسیاری از کشورهای اروپایی در دوره ۲۰۰۸-۱۹۹۸ افزایش یافت. کشورهای با میزان باروری کل^۳ پایین‌تر از ۱/۳، از ۱۶ کشور در سال ۲۰۰۲ به تنها یک کشور در سال ۲۰۰۸ رسیدند. با این حال بیش از نیمی از جمعیت جهان در حال حاضر در مناطقی با میزان‌های باروری زیر حد جایگزینی جمعیت (کمتر از ۲/۱ فرزند به ازای هر زن) زندگی می‌کنند (بونگارت و سابوتکا^۴، ۲۰۱۱: ۱). بسیاری از کشورهای در حال توسعه کاهش زیاد و بسیار سریعی را در باروری خود شاهد بوده‌اند. طبق تخمین‌های اخیر سازمان ملل میزان باروری کل در این کشورها در دهه‌های ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰ حدود ۶ تولد به ازای هر زن بوده است ولی از آن زمان به بعد رو به کاهش گذاشته و در سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۹۵ به حدود ۳/۱ تولد به ازای هر زن رسیده است (بونگارت، ۱۹۹۹: ۳). تعدادی از کشورهای آسیایی و آمریکای لاتین نیز در پایان دوره انتقال باروری هستند و به باروری زیر حد جانشینی^۵ رسیده‌اند (بونگارت، ۲۰۰۲: ۴۱۹). میزان باروری کل^۶ (TFR)، پرکاربردترین آماره جمعیتی است و عبارت از میانگین تعداد تولدهای یک زن در طول دوره باروری (۴۹-۱۵ سالگی) است، اگر این زن دوره سنی باروری خود را زنده بماند و در هر سن با میزان‌های مشاهده شده سال یا دوره مورد نظر فرزند به دنیا

1 Smith, Stanley K

2 weeks

3 Total Fertility Rate (TFR)

4 Bongaarts Sobotka

5 Below replacement

6 Total Fertility Rate

بیاورد. این میزان، یک اندازه فرضی^۱ است زیرا یک نسل واقعی از زنان تجربه چنین میزان‌هایی را ندارند. فرزندآوری واقعی زنان یک نسل به وسیله میزان کامل‌شده باروری^۲ (CFR) نشان داده می‌شود که به تعداد فرزندان زنان ۵۰ ساله که در طول دوره باروری خود به دنیا آورده‌اند، اشاره دارد. این شاخص اندازه واقعی تجربه باروری زنان را بدست می‌دهد، ولی با این وجود دارای معایبی نیز هست. از جمله عیوب آن می‌توان به این نکته اشاره کرد که باروری زنان مربوط به دو یا سه دهه قبل است (بونگارت و فیینی^۳، ۱۹۹۸: ۲۷۱).

جمعیت‌شناسان از مدت‌ها قبل تغییر در زمان‌بندی باروری را در ارتباط با باروری دوره‌ای و نسلی موثر می‌دانستند. رایدر^۴ (۱۹۵۶، ۱۹۶۴، ۱۹۸۰، ۱۹۸۳)، یک سری مقالات موثر در کشف این ارتباط نوشت. او ثابت کرد که زمانی که میانگین سن فرزندآوری^۵ در حال افزایش باشد، باروری دوره کمتر از باروری نسلی است و بالعکس زمانی که میانگین سن فرزندآوری رو به کاهش باشد باروری نسلی اندازه بیشتری را نشان خواهد داد (بونگارت، ۲۰۰۲: ۴۲۸). این کار به وسیله دیگر جمعیت‌شناسان ادامه یافت تا سال ۱۹۹۸ که کار معروف و پایه‌ای در این زمینه به وسیله بونگارت و فیینی ارائه شد و به وسیله دیگران در سال‌های اخیر مورد استفاده قرار گرفته است.

در این پژوهش ضمن ارائه تاریخچه‌ای از توجه محققان و جمعیت‌شناسان به تعدیل میزان‌های باروری و میزان‌های دوره‌ای و نسلی باروری، ادبیات مربوط به تمپو و کوانتوم باروری مورد واکاوی قرار گرفته و با بررسی تغییرات میانگین سن فرزندآوری در رتبه‌های مختلف تولد در باروری ایران، میزان تأثیرات انحرافی تمپو بر میزان باروری کل و باروری در رتبه‌های مختلف مورد محاسبه قرار خواهد گرفت و اندازه تعدیل شده و واقعی باروری در طول دوره ارائه خواهد شد.

شاخص‌های کوهورتی

گروهی از افراد که یک واقعه جمعیت‌شناسی را به صورت همزمان تجربه کنند، را یک کوهورت^۶ می‌گویند (کاکس^۱، ۱۹۷۶: ۱۵). به عنوان مثال می‌توان به نسل ازدواج کنندگان

1 Hypothetical
2 Completed Fertility Rate (CFR)
3 Feeney
4 Ryder
5 Mean Age at Childbearing
6 Cohort

آمریکا در ۱۹۹۹-۱۹۹۵ اشاره کرد که شامل همه افرادی می‌شود که در این دوره زمانی ازدواج کرده‌اند. تحلیل‌های کوهورتی معمولاً در مقابل تحلیل‌های دوره‌ای (مقطعی)، قرار می‌گیرند که حوادثی را که در بین نسل‌های مختلف در یک زمان خاص اتفاق می‌افتند، مطالعه می‌کنند (دمنی و مک‌نیکول^۲، ۲۰۰۲).

رویکرد نسلی یا کوهورتی، که رویکرد بلندمدتی در باره زندگی یک نسل در طول دوره عمر آن نسل دارد، در عمل دارای ضعف اطلاعات کامل در طول زمان در یک نسل واقعی است که باعث شده است که از داده‌های دوره‌ای استفاده شود و نسل‌های فرضی^۳ به وجود آیند (رولند^۴، ۲۰۰۳: ۲۲۹).

شاخص‌های دوره‌ای

رویکرد دوره‌ای^۵ یا مقطعی^۶ رویکردی است که به تحلیل جمعیت‌ها در یک زمان خاص (مثل یک سال) می‌پردازد، می‌توان از TFR به عنوان پرکاربردترین شاخص در این رویکرد نام برد (رولند، ۲۰۰۳: ۲۲۹). شاخص‌های دوره‌ای در تحقیقات جمعیت‌شناسی به خاطر در دسترس بودن، بسیار پر کاربرد هستند. با این حال این شاخص‌ها ممکن است تحت تأثیر نوسانات زمانی منحرف شوند (انحرافات تمپو). اما در مقابل شاخص‌های نسل کامل^۷ تجربیات واقعی نسلی را بیان می‌کند (بانگو کای^۸، ۲۰۱۰: ۱). این شاخص‌ها در باروری به دنبال تبیین رفتار باروری در ارتباط با جمعیت کل هستند (آیمهوف^۹، ۲۰۰۱: ۲۴).

برولچاین (۲۰۰۷: ۱) چهار دلیل اساسی را برای اندازه‌گیری باروری دوره‌ای عنوان می‌کند:

- ۱ - برای تبیین گرایش‌های زمانی باروری ۲ - برای پیش‌بینی آینده باروری ۳ - برای ساخت مدل‌های تئوریک ۴ - برای ارتباط با مخاطبان غیرمتخصص^{۱۰}.

1 Peter R. Cox

2 Demeny & McNicoll

3 Hypothetical Cohort

4 Donald T Rowland

5 Period

6 cross-sectional

7 Completed Cohort Measures

8 Bongoh Kye

9 Imhoff Van, E

10 None - Specialist Audiences

اثر تمپو و کوانتوم باروری

اثرات تمپو به عنوان کاهش یا افزایش وقایع دوره ای رخدادهای جمعیت‌شناسی تعریف می‌شوند (باربی^۱ و دیگران، ۲۰۰۸: ۱). مارک^۲ (۲۰۱۱: ۴۲۱) تأثیرات تمپو را به عنوان تغییرات در میزان‌های دوره‌ای برای وقایع جمعیت‌شناسی توصیف می‌کند. تأثیرات تمپو به این صورت عمل می‌کنند که افزایش در میانگین سن باعث کاهش میزان‌های دوره‌ای می‌شود و بالعکس کاهش در میانگین سن باعث افزایش میزان‌های دوره‌ای می‌گردد (مارک ۲۰۱۱: ۴۲۲). بونگارت و فیینی (۱۹۹۸: ۲۷۲) تأثیرات تمپو در باروری را انحرافات ایجادشده در میزان باروری کل به علت تغییرات زمان‌بندی باروری معرفی می‌کنند، که باعث می‌شود میزان واقعی TFR ارائه نشود. تأثیرات کوانتومی به سطوح باروری در زمانی که زمان‌بندی باروری بدون تغییر باشد، گفته می‌شود (بونگارت و فیینی، ۱۹۹۸: ۲۷۷). به عبارت دیگر به باروری مشاهده‌شده در غیاب تأثیر تغییرات مربوط به زمان‌بندی تولد در طول دوره‌ای که باروری کل مورد بررسی قرار می‌گیرد، اشاره دارد (بونگارت و فیینی، ۱۹۹۸: ۲۷۲). به عنوان مثال اگر زمان‌بندی باروری در یک دوره مشخص تغییری نداشته باشد، با این وجود سطح باروری همچنان تغییر داشته باشد، این تغییرات مربوط به تغییرات کوانتومی باروری می‌شوند.

کوانتوم و تمپو در دوره و کوهورت به صورت زیر مشخص می‌شود:

- ۱ - تغییر کوانتوم دوره‌ای در باروری به عنوان افزایش یا کاهش از یک دوره به دوره بعد که مستقل از سن یا کوهورت باشد، تعریف می‌شود.
- ۲ - تغییر کوانتوم کوهورتی در باروری به عنوان افزایش یا کاهش از یک نسل به نسل بعد مستقل از سن و دوره تعریف می‌شود.
- ۳ - تغییر تمپو دوره‌ای به عنوان افزایش سن فرزندآوری از یک دوره به دوره بعد با تغییر الگوی باروری مستقل از سن و کوهورت تعریف می‌شود.
- ۴ - تغییر تمپو کوهورتی در باروری به عنوان افزایش یا کاهش در میانگین سن فرزندآوری از یک نسل به نسل دیگر با تغییر در الگوی باروری مستقل از سن و دوره تعریف می‌شود (بونگارت و سابوتکا، ۲۰۱۱: ۱۰).

1 Barbi

2 Marc

ملاحظات روشی

بحث‌ها در مورد تعدیل میزان‌های باروری تاریخچه نسبتاً طولانی در جمعیت‌شناسی جهان دارد و از سال‌ها پیش جمعیت‌شناسان اقدام به کار بر روی تعدیل و تسطیح داده‌ها کرده‌اند. هاینال^۱ (۱۹۴۷)، در تحلیل بازبینی اخیر میزان‌های باروری جهانی، معتقد بود که روش‌های سنتی تحلیل باروری که بر اساس داده‌های سالانه بودند غیر موثر هستند و باید ترک شوند (بونگارت و فیینی، ۱۹۹۸: ۲۷۲). در ادامه این مباحث، دیگر جمعیت‌شناسان تلاش‌های گسترده‌ای در این زمینه انجام دادند (لستهاق و ویلمز^۲ ۱۹۹۹)، آیمهوف و کیلمن^۳ (۲۰۰۰)، کیم و شون^۴ (۱۹۹۹ و ۲۰۰۰) و زنگ و لند^۵ (۲۰۰۱ و ۲۰۰۲)، فیلیپو و کوهرل^۶ (۲۰۰۱)، فرجکا و گالوت^۷ (۲۰۰۱)، فرجکا و راس^۸ (۲۰۰۲)، کوهرل و اورتگا^۹ (۲۰۰۲a,b)، بونگارت (۲۰۰۲)، اسمال‌وود^{۱۰} (۲۰۰۲a)، شون (۲۰۰۴)، سابوتکا (۲۰۰۳) و ...).

سرآغاز کار تعدیل شاخص‌های باروری را می‌توان در کارهای نورمن راید^{۱۱} جستجو کرد. راید در مجموعه مقالاتی که در سال‌های (۱۹۵۶، ۱۹۶۴، ۱۹۸۰، ۱۹۸۳) منتشر ساخت، از رویکرد کوهورتی دفاع کرده و یک سری معادلات برای تخمین باروری کامل کوهورتی^{۱۲}، از میزان باروری کل ارائه داد (ادیو^{۱۳}، ۲۰۰۸: ۴). مدل راید بر اساس کاهش میانگین سن فرزندآوری بنیان نهاده شد که بهترین مثال آن کاهش سن فرزندآوری در آمریکا بعد از جنگ جهانی دوم و در طول دوره موسوم به انفجار جمعیت است (بونگارت و فیینی، ۱۹۹۸). راید (۱۹۵۶) مشاهده کرد که میزان باروری کلی دوره، وقتی زنان باروری‌شان را به تأخیر اندازند یا جلو اندازند، دچار انحراف (خطا) می‌شود. او عبارت‌های تأثیرات تمپو و انحرافات تمپو

1 J. Hajnal

2 Lesthaeghe & willems

3 Imhoff & Keilman

4 Kim, Y.J. and R. Schoen

5 Zeng, Y. and K.C. Land

6 Philipov and Kohler

7 Frejka, T. and G. Calot

8 Frejka, and Ross

9 Kohler, and Ortega

10 Smallwood

11 Norman Ryder

12 Cohort Completed Fertility

13 Ediev, D.M.

را برای پارامترهای نسلی به کاربرد (بونگارت و فینی، ۲۰۱۰: ۱). عبارتهای تأثیرات تمپو و انحرافات تمپو اولین بار توسط رایدر وارد ادبیات جمعیت‌شناسی شدند. او یک سری کارهای بنیادی در زمینه مطالعه تمپو و کوانتوم شاخص‌های باروری انجام داد (۱۹۸۰-۱۹۶۴-۱۹۵۹-۱۹۵۶). مهم‌ترین یافته او این بود که تغییر در زمان‌بندی فرزندآوری نسل‌ها منجر به اختلاف بین میزان باروری کل دوره (TFR)، که باروری یک نسل فرضی را اندازه‌گیری می‌کند با میزان باروری کامل شده (CFR)، که باروری یک نسل واقعی را اندازه می‌گیرد، خواهد شد. رایدر دریافت که باروری کل دوره‌ای کمتر از باروری کل کوهورتی است (باربی و دیگران، ۲۰۰۸: ۸۸). رایدر در مجموعه کارهای خود (۱۹۵۶، ۱۹۶۴، ۱۹۸۰، ۱۹۸۳) به تحلیل تأثیر واریانس‌های تمپو فرزندآوری بر روی تعیین‌کننده‌های باروری دوره‌ای پرداخت و بررسی کرد که چگونه تغییرات دوره‌ای فرزندآوری در میان نسل‌های زنان در آمریکا بر روی اندازه‌های دوره‌ای سالانه باروری مانند TFR تأثیر می‌گذارد. او در مقاله سال ۱۹۵۶ خود معادله ارتباطی CFR به عنوان یک متغیر نسلی را برای TFR به عنوان یک متغیر دوره‌ای در جمعیتی که میانگین سن فرزندآوری بر حسب تعداد c سال در حال افزایش است، بدست داد.

$$(1) \quad TFR = CFR * (1 - c)$$

رایدر نشان داد که انفجار جمعیتی^۱ بعد از جنگ جهانی دوم در آمریکا به کاهش سن فرزندآوری مربوط می‌شود (بونگارت و فینی، ۱۹۹۸: ۲۷۴).

با اینکه روش رایدر تأثیر اصلی تغییرات تمپو بر روی باروری دوره‌ای را بدست می‌دهد به چند علت مورد پذیرش قرار نگرفت:

- ۱- او فرض می‌کرد که تمپو و کوانتوم باروری نسلی، تعیین‌کننده‌های TFR و دیگر اندازه‌های باروری دوره‌ای هستند؛ اما مشاهدات تجربی بیشتر در این رابطه، این امر را نشان نمی‌دهد.
- ۲- تغییر در میانگین سن فرزندآوری نسل‌ها^۲ تأثیرات تمپو را وقتی باروری نسلی حالتی کاهشی داشته باشد نشان نمی‌دهد. نسل‌ها ابتدا باروری خود را از رتبه‌های بالاتر کاهش می‌دهند، بنابراین در صورت کاهش باروری حتی اگر زمان فرزندآوری هر یک از رتبه‌ها تغییر نکند،

1 Baby Boom

2 Aggregate cohorts

میانگین سن فرزندآوری بالا می‌رود. به عبارت دیگر کاهش در کوانتوم نسلی منجر به تغییرات در میانگین سن فرزندآوری می‌شود ولی تأثیرات واقعی تمپو را نشان نمی‌دهد، بنابراین فرمول انتقالی رایدر وقتی باروری نسلی ثابت باشد، نتایج نادرستی می‌رساند - (بونگارت و فینی، ۱۹۹۸: ۲۷۵).

کار رایدر بسیار تأثیرگذار بود، به طوری که تأثیرات تمپو بر باروری در نیم‌قرن بعد کاملاً پذیرفته شدند (بونگارت و فینی، ۲۰۱۰: ۲) و همه کارهایی که در این زمینه انجام گرفت، تحت تأثیر کارهای رایدر هستند (کوهلر و اورنگا، ۲۰۰۲a: ۹۹).

رایدر به عنوان پیشگام وجود انحرافات تمپو در میزان باروری کل شناخته می‌شود، ولی او روشی برای حذف انحرافات تمپو ارائه نداد. که این امر می‌تواند به خاطر تأکید بیش از حد او بر اندازه‌های کوهورتی باروری باشد (باربی و دیگران، ۲۰۰۸: ۲). در نهایت بونگارت و فینی (۱۹۹۸)، اولین بار روشی را برای از بین بردن انحرافات مربوط به تمپو در TFR ارائه دادند.

مدل بونگارت و فینی (BF)

بونگارت و فینی (۱۹۹۸)، روش میزان باروری کل تعدیل‌شده^۱ (TFR^*) که مقدار TFR مشاهده‌شده^۲ در یک سال را تعدیل می‌کند، را برای مشاهده و محاسبه تغییرات تمپو در باروری در یک سال تقویمی، ارائه دادند. آن‌ها معتقدند که میزان باروری کل (TFR)، یک اندازه فرضی است، زیرا یک نسل واقعی از زنان تجربه چنین میزان‌هایی را ندارند. فرزندآوری واقعی زنان یک نسل به وسیله میزان کامل‌شده باروری (CFR^3) نشان داده می‌شود، که به تعداد فرزندان زنان ۵۰ ساله که در طول دوره باروری خود به دنیا آوردند، اشاره دارد. شاخص CFR اندازه واقعی تجربه باروری زنان را بدست می‌دهد. با این وجود دارای معایبی نیز هست. از جمله می‌توان اشاره کرد که باروری زنان مربوط به دو یا سه دهه قبل است. اما میزان باروری کل دارای مزایایی هست، مانند اینکه باروری جاری را بیان می‌کند، بنابراین اطلاعات به‌روزتری دارد. سهولت و کاربرد زیاد TFR باعث نادیده گرفتن بعضی نقص‌های این شاخص شده است (بونگارت و فینی، ۱۹۹۸: ۲۷۱).

1 Adjusted total fertility rate
2 Observed total fertility rate
3 completed fertility rate

تغییرات باروری می‌تواند از یک سال به سال دیگر و در هر سن و الگوی تولدی در اثر تغییرات تمپو یا کوانتوم نیز باشد. اطلاعات موجود در باروری مشاهده‌شده ممکن است برای بازشناسی تأثیرات تمپو از کوانتوم در همه سنین، رتبه‌ها و دوره‌ها کافی نباشد. بنابراین بونگارت و فیینی فرض می‌گیرند که باروری می‌تواند تحت تأثیر زمان‌بندی، سن، رتبه تولد^۱ و یا دوره‌ای که آخرین تولد رخ می‌دهد باشد، ولی متأثر از تغییرات نسلی نیست. آن‌ها اثبات می‌کنند که در این شرایط TFR مشاهده‌شده در یک سال معین که در طول سال تغییری در زمان‌بندی فرزندآوری ندارد، ممکن است با تقسیم TFR مشاهده‌شده در هر رتبه بر $(1-r)$ تخمین زده شود جایی که r تغییر در میانگین سن فرزندآوری در طول سال در رتبه است. این فرمول امکان تعدیل TFR را در سال مشخص بدست می‌دهد که می‌تواند تغییرات تمپو را بر فرزندآوری محاسبه کند (بونگارت و فیینی، ۱۹۹۸: ۲۷۵).

روش فوق می‌تواند برای تعدیل کردن میزان مولید هم بکار رود:

$$(۲) \quad B_{(adj)} = B_{(obs)} / (1-r)$$

فرمول تعدیل باروری کل برای یک رتبه خاص به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$(۳) \quad TFR*_i = TFR_i / (1-r)$$

بنابراین برای همه مولید در همه رتبه‌ها به صورت زیر عمل می‌کنیم:

$$(۴) \quad TFR*_i = \sum TFR'_i$$

(بونگارت و فیینی، ۱۹۹۸: ۲۷۸).

فرض گرفته می‌شود که تغییر در تمپو و کوانتوم بر اساس مقوله‌های دوره‌ای است و بر اساس تغییرات سنی و نسلی نیست. برای نیم‌قرن اندازه‌های استاندارد باروری دوره‌ای را می‌شناختند، مانند استفاده بسیار زیاد از TFR که به وسیله زمان‌بندی باروری منحرف می‌شد. شرط اساسی روش این است که تأثیرات دوره‌ای، بالاتر از تأثیرات نسلی نیروی اولیه تغییرات باروری هستند. در مقایسه روش رایدر با روش بونگارت و فیینی متوجه می‌شویم که ریشه روش باروری تعدیل‌شده (TFR^*) در کار رایدر است، هر دو مقوله TFR و CFS^2 از بعضی داده‌های باروری

1 Parity

2 Completed family size

اما با رویکردهای متفاوت محاسبه می‌شوند. اگر الگوی سنی ویژه باروری نامتغیر باشد و تغییر در زمان‌بندی باروری آرام باشد، روش رایدر می‌تواند برای استفاده از شاخص کوهورتی CFS به شاخص دوره‌ای TFR بکار رود.

$$(۵) \quad TFR = CFS \times (1 - \Delta MAC)$$

$$(۶) \quad \Delta MAC \approx (MAC_{t+1} - MAC_{t-1}) / 2$$

ولی روش بونگارت و فینی به جای انتقال داده کوهورتی به داده دوره‌ای از تغییرات MAC برای نسل‌ها استفاده می‌کند (اسمال وود، ۲۰۰۲a: ۴۰). میانگین سن فرزندآوری به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$(۷) \quad MACB = \frac{\sum_a a f_a}{\sum_a f_a}$$

که در اینجا a ، نشان‌دهنده نقطه وسط فاصله سنی (مانند ۱۷،۵، ۲۲،۵ و ...) و f_a ، نشان‌دهنده

ASFR گروه سنی است.

بونگارت و فینی در این زمینه بیان می‌کنند که: "کار ما (۱۹۹۸)، از کار بنیادی رایدر در این زمینه نشأت می‌گیرد. ولی مفهوم‌سازی ما در زمینه کوانتوم و تمپو کاملاً متفاوت از کار رایدر است. در کار رایدر کوانتوم به باروری تکمیل‌شده نسل‌ها اشاره دارد و تمپو زمان یا میانگین سنی تولدها در این نسل‌هاست. اما در کار ما کوانتوم و تمپو به عنوان عناصر TFR مشاهده‌شده در طول سال در نظر گرفته می‌شوند. کوانتوم به معنی TFR فاقد اثرات تمپو می‌باشد و تمپو تفاوت بین کوانتوم و TFR مشاهده‌شده است. کار رایدر کوهورت محور^۱ ولی کار ما دوره محور^۲ است" (بونگارت و فینی، ۲۰۰۰: ۵۶۱). کوهرلر و فیلیپو معتقدند که "مهم‌ترین تفاوت مفهومی مدل رایدر و بونگارت و فینی در این است که کدام یک از دو مورد دوره یا نسل مهم‌ترین تعیین‌کننده این تأخیرها در شاخص‌ها هستند؟" (کوهرلر و فیلیپو، ۲۰۰۱: ۴).

روش بونگارت و فینی (BF)، ادبیاتی نو در بحث‌ها و مطالعات جمعیت‌شناسی مطرح ساخت، به طوری که روش‌های سنتی و کوهورتی اندازه‌های باروری را به چالش کشیده است و

1 Cohort Based

2 Period based

روشی جدید بر اساس اندازه‌های زمانی مطرح کرده است که هدف آن برآورد میزان‌های تعدیل شده باروری (TFR^*) و زدودن انحرافات مربوط به تغییرات زمانی (تأثیرات تمپو) بر میزان‌های دوره‌ای با استفاده از میانگین سن فرزندآوری است.

کوهلر و اورتگا (۲۰۰۲a)، نیز اندازه‌های تمپو تعدیل‌شده مرتبه‌های تولد را ارائه دادند که دارای دو هدف مشخص است: ۱- برای حذف کردن تأثیرات و انحرافات تمپو و تأثیرات ساختار پرتی در الگوی مشاهده‌شده باروری دوره‌ای. بنابراین الگوی بهتری از کوانتوم دوره‌ای باروری به دست می‌دهد. ۲- این الگو اجازه می‌دهد که برآوردی از سطح زمان، و توزیع باروری کلی نسلی‌هایی که فرزندآوری خود را تمام کردند ارائه دهد (کوهلر و اورتگا، ۲۰۰۲).

کوهلر و اورتگا (۲۰۰۲b)، در مقاله‌ای یک مجموعه جدید از تمپو تعدیل‌شده بر اساس مرتبه‌های تولد دوره^۱ معرفی می‌کنند که برای محاسبه دو مفهوم متمایز کاربرد دارند: ۱- انحرافات تمپو، که عبارت است از تخمین نادرست کوانتوم باروری در داده‌های مشاهده‌شده دوره‌ای، و ۲- تأثیرات سالخوردگی باروری که به کاهش مرتبه‌های بالاتر گفته می‌شود. آن‌ها معتقدند که مدل بونگارت و فیینی قابلیت کاربرد برای باروری کامل نسلی کنونی زنان را ندارد. برای غلبه بر این محدودیت آن‌ها در این مقاله روش جدیدی تحت عنوان تمپو تعدیل‌شده بر اساس مرتبه‌های تولد دوره را ارائه دادند. این روش می‌تواند برای دو هدف مرتبط مورد استفاده قرار گیرد: ۱- برای از بین بردن تأثیر انحرافات تمپو از باروری مشاهده‌شده دوره و ارائه یک شاخص بهتر از کوانتوم باروری دوره. ۲- برآورد درست و ثابتی از سطوح، زمان‌بندی و توزیع باروری کامل نسلی که هنوز فرزندآوری آن تمام نشده است، با شرایط مسیر آینده تمپو و کوانتوم ارائه می‌دهد.

زنگ و لند (۲۰۰۲)، نشان دادند که مدل بونگارت و فیینی میانگین کل تعداد فرزندان به ازای هر زن را در یک نسلی فرضی در یک دوره خاص با تغییرات تمپو ولی با کوانتوم ثابت و الگوی ثابت باروری نشان می‌دهد (شون، ۲۰۰۴). به عقیده آن‌ها سؤال این است که آیا تغییرات مربوط به تمپو باعث انحراف در تمپو می‌شود؟ در این مقاله نشان دادند که تغییرات مشاهده‌شده در تمپو باروری دوره در شرایطی که تمپو متغیر باشد باعث انحراف می‌شوند (زنگ و لند، ۲۰۰۲).

۲۷۲). آن‌ها یک فرمول جدید برای تعدیل خطاها در تغییرات مشاهده‌شده تمپو باروری دوره طراحی کردند.

$$(۸) \quad TFR^*_{(t)} = TFR_{(t)} (1 + r^*_{(t)})$$

$r^*_{(t)}$ میانگین تغییرات واقعی زمان فرزند آوری زنان به صورت فردی در سال t بیان می‌کند. این فرمول برعکس فرمول بونگارت و فیینی مقدار رشد را با در نظر گرفتن تغییرات الگوی سالانه^۱ بیان می‌کند (زنگ و لند، ۲۰۰۲: ۲۷۳).

ملاحظه اثرات زمانبندی موالید (تمپو) در برآورد باروری ایران

به مانند دیگر کشورهای جهان و خصوصاً کشورهای در حال توسعه، ایران در سال‌های اخیر شاهد کاهش سریع میزان باروری بوده است. به طوری که از ۷ بچه به ازای هر زن (TFR) در سال ۱۳۵۷ به زیر حد جایگزینی در سال ۱۳۸۵ رسیده است. که این سریع‌ترین و بزرگ‌ترین کاهش ثبت‌شده در جهان است (عباسی شوازی و دیگران، ۲۰۰۹: ۱). این کاهش در میزان‌های باروری در سال‌های بعد البته با سرعت ملایم‌تر، ادامه پیدا کرده است.

در این پژوهش از داده‌های نمونه فردی سرشماری‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰ و همچنین داده‌های بررسی جمعیت و سلامت ایران (IDHS)^۲ سال ۱۳۷۹ برای محاسبه میزان باروری کل و باروری برحسب رتبه‌های موالید و همچنین میانگین سن فرزندآوری در رتبه‌های مختلف تولد استفاده شده است. میزان‌های بدست آمده برای باروری حاصل از سرشماری و بررسی جمعیت و سلامت ایران، احتمال وجود مشکلات ناشی از کم شماری و عدم پوشش کامل خصوصاً برای موالید ۳۶۵ روز گذشته را داشته اند، با این وجود داده‌ها بدون هیچ تعدیلی مورد استفاده قرار گرفته اند. در ادامه برای برآورد میزان‌های تعدیل شده باروری، روش بونگارت و فیینی مورد استفاده قرار گرفته و تلاش شده است که میزان باروری در رتبه‌های مختلف تولد و میزان باروری کل در دوره ۹۰-۱۳۸۵ از تاثیرات انحرافی تمپو پاکسازی گردد و باروری در شرایطی نشان داده شود که اثرات تغییرات زمانبندی حذف شود.

1 changing Tempo

2 Iran Demographic and Health Survey

یافته‌ها

جدول ۱ یافته‌های بدست آمده از این پژوهش در خصوص میزان‌های باروری برای هر رتبه تولد را در ایران طی دوره ۱۰ ساله ۹۰-۱۳۷۹ نشان می‌دهد. همان‌طور که اطلاعات جدول نشان می‌دهد، در طول دوره کاهش باروری در رتبه‌های بالاتر تولد، باعث کاهش میزان باروری کل شده است. در رتبه اول تولد تقریباً تغییرات اندکی رخ داده است به طوری که میزان باروری در این رتبه در طول دوره بین ۰/۶۰ و ۰/۶۶ در نوسان است. در رتبه‌های دوم و سوم میزان باروری با نوسانات خیلی کمی مواجه شده است و تغییرات در طول دوره خصوصاً در رتبه دوم بسیار ناچیز بوده است. در رتبه چهارم و رتبه‌های پنجم و بالاتر کاهش باروری را به مرور زمان شاهد هستیم.

جدول ۱: میزان‌های باروری بر حسب رتبه‌های مختلف تولد در ایران دوره ۹۰-۱۳۷۹

سال	رتبه اول	رتبه دوم	رتبه سوم	رتبه چهارم	رتبه پنجم و بالاتر
۱۳۷۹	۰/۶۰	۰/۴۷	۰/۳۱	۰/۱۹	۰/۴۴
۱۳۸۰	۰/۶۱	۰/۴۷	۰/۳۰	۰/۱۸	۰/۳۹
۱۳۸۱	۰/۶۲	۰/۴۷	۰/۲۹	۰/۱۷	۰/۳۵
۱۳۸۲	۰/۶۳	۰/۴۶	۰/۲۸	۰/۱۶	۰/۳۰
۱۳۸۳	۰/۶۴	۰/۴۶	۰/۲۷	۰/۱۵	۰/۲۶
۱۳۸۴	۰/۶۵	۰/۴۶	۰/۲۶	۰/۱۴	۰/۲۱
۱۳۸۵	۰/۶۶	۰/۴۶	۰/۲۵	۰/۱۳	۰/۱۶
۱۳۸۶	۰/۶۶	۰/۴۶	۰/۲۴	۰/۱۲	۰/۱۵
۱۳۸۷	۰/۶۵	۰/۴۷	۰/۲۳	۰/۱۱	۰/۱۳
۱۳۸۸	۰/۶۵	۰/۴۷	۰/۲۲	۰/۱۰	۰/۱۱
۱۳۸۹	۰/۶۵	۰/۴۸	۰/۲۱	۰/۰۹	۰/۰۹
۱۳۹۰	۰/۶۴	۰/۴۸	۰/۲۰	۰/۰۸	۰/۰۷

همان‌طور که اطلاعات جدول ۱ نشان داده است، باروری در ایران به مرور زمان در رتبه‌های بالاتر کاهش پیدا کرده و این امر باعث کاهش میزان باروری کل در کشور گشته است. مهم‌ترین

عامل این کاهش می‌تواند تغییر در میانگین سن فرزندآوری و بالاتر رفتن سن زنان خصوصا در رتبه‌های اولیه باشد که این عامل می‌تواند از طریق کاهش طول دوره فرزندآوری و بالاتر رفتن خطرات حاملگی و کاهش پتانسیل بالقوه زنان در باروری^۱، بر میزان باروری کل تاثیر بگذارد. تغییرات میانگین سن فرزندآوری کل و میانگین سن فرزندآوری در رتبه‌های مختلف تولد در جدول ۲ ارائه شده است. اطلاعات جدول ۲ نشان می‌دهد که میانگین سن فرزندآوری در ایران در سال‌های اخیر تغییرات گسترده‌ای داشته و افزایش چشمگیری را شاهد بوده است. میانگین کل از ۲۷/۰۲ در ۱۳۷۵ به ۲۹/۴۶ در سال ۱۳۹۰ رسیده است که این یک افزایش بسیار زیاد در میانگین سن زنان هنگام تولد فرزندان محسوب می‌شود.

جدول ۲: میانگین سن فرزندآوری کل و میانگین سن فرزندآوری بر حسب رتبه‌های مختلف تولد در ایران

دوره ۹۰-۱۳۷۹

سال	رتبه اول	رتبه دوم	رتبه سوم	رتبه چهارم	رتبه پنجم و بالاتر	کل
۱۳۷۹	۲۳/۳۳	۲۶/۵۹	۲۸/۹۷	۳۰/۵۰	۳۵/۵۶	۲۸/۰۶
۱۳۸۰	۲۳/۵۲	۲۶/۸۸	۲۹/۴۰	۳۰/۹۷	۳۵/۸۸	۲۸/۱۶
۱۳۸۱	۲۳/۷۱	۲۷/۱۷	۲۹/۸۳	۳۱/۴۳	۳۶/۰۵	۲۸/۲۳
۱۳۸۲	۲۳/۸۹	۲۷/۴۶	۳۰/۲۶	۳۱/۹۰	۳۶/۶۲	۲۸/۲۸
۱۳۸۳	۲۴/۰۸	۲۷/۷۵	۳۰/۶۸	۳۲/۳۷	۳۷/۱۴	۲۸/۳۴
۱۳۸۴	۲۴/۲۷	۲۸/۰۴	۳۱/۱۱	۳۲/۸۴	۳۷/۴۶	۲۸/۴۰
۱۳۸۵	۲۴/۴۲	۲۸/۳۳	۳۱/۵۴	۳۳/۳۱	۳۷/۷۸	۲۸/۴۹
۱۳۸۶	۲۴/۵۱	۲۸/۵۲	۳۱/۷۶	۳۳/۴۹	۳۸/۱۰	۲۸/۶۲
۱۳۸۷	۲۴/۵۷	۲۸/۷۱	۳۱/۹۷	۳۳/۶۸	۳۸/۴۲	۲۸/۷۹
۱۳۸۸	۲۴/۶۳	۲۸/۹۰	۳۲/۱۹	۳۳/۸۶	۳۸/۷۴	۲۸/۹۹
۱۳۸۹	۲۴/۶۹	۲۹/۱۰	۳۲/۴۱	۳۴/۰۵	۳۹/۰۶	۲۹/۲۲
۱۳۹۰	۲۴/۸۵	۲۹/۲۹	۳۲/۶۳	۳۴/۲۳	۳۹/۳۸	۲۹/۴۶

* محاسبات این جدول بر اساس فرمول شماره ۷ انجام شده است.

این افزایش در سال‌های ابتدایی دوره بسیار سریع و قابل توجه بوده است، ولی در اواسط دوره شیب تغییرات آن کمتر شده و با سرعت ملایم‌تری افزایش پیدا کرده است. با این حال در سال‌های پایانی دوره سرعت افزایش میانگین سن، بیشتر شده است که این نوسانات بر میزان‌های باروری و تاثیرات انحرافی تمپو موثر خواهند بود، که در ادامه نشان داده خواهند شد. در رتبه‌های مختلف تولد هم تغییرات گسترده در میانگین سن فرزندآوری زنان را شاهد هستیم. رتبه اول تولد به عنوان مهمترین و تعیین کننده‌ترین رتبه در میزان‌های باروری یک کشور محسوب می‌شود. وقتی زنان اولین فرزند خود را به تاخیر اندازند و سن فرزندآوری در رتبه اول بالا رود، به خاطر کاهش طول دوره بارداری و خطرات بارداری در سنین بالاتر، میزان‌های باروری کاهش پیدا می‌کنند. همانطور که از اطلاعات جدول ۲ مشهود است، میانگین سن فرزندآوری در رتبه اول تولد برای زنان در ایران از ۲۳/۳۳ در سال ۱۳۷۹ به ۲۴/۸۵ در سال ۱۳۹۰ رسیده است. افزایش حدود ۱/۵ سال در طول یک دوره ۱۰ ساله، قابل توجه می‌باشد که تاثیرات آن در باروری این دوره در ایران مشهود است.

در رتبه‌های دیگر تولد نیز افزایش مشهود است. همانطور که گفته شد، یکی از دلایل اصلی کاهش باروری در هر کشوری، افزایش میانگین سن فرزندآوری و در نتیجه کاهش میزان باروری در رتبه‌های بالاتر است. در باروری ایران در طول دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۰ افزایش میانگین سن فرزندآوری را در رتبه‌های بالاتر از ۱ شاهد هستیم. در رتبه دوم این میانگین از ۲۶/۵۹ به ۲۹/۲۹ سال رسیده است که تقریباً ۲/۷ سال افزایش را نشان می‌دهد. در رتبه سوم از ۲۸/۹۷ در ۱۳۷۹ به ۳۲/۶۸ در سال ۱۳۹۰ رسیده است که افزایشی بیش از سه و نیم سال را نشان می‌دهد. در رتبه چهارم، میانگین سن فرزندآوری از ۳۰/۵۰ در سال ۱۳۷۹ به ۳۴/۲۳ در سال ۱۳۹۰ رسیده است که نزدیک به ۴ سال افزایش را نشان می‌دهد.

این افزایش‌ها در میانگین‌های سن فرزندآوری در ایران در کل زنان و برحسب رتبه‌های مختلف باروری باعث تاثیرات انحرافی تمپو بر میزان‌های باروری کل و باروری برحسب رتبه‌های مختلف شده است. وقتی میانگین سن فرزندآوری در حال افزایش باشد، به علت تاثیرات تغییرات زمان‌بندی باروری و تمپو میزان‌های باروری مشاهده شده، اندازه‌های واقعی را نشان نداده و به اصطلاح دچار انحرافات تمپو می‌شوند.

جدول ۳: میزان‌های باروری، میانگین سن فرزندآوری و میزان باروری تعدیل شده در رتبه‌های مختلف تولد

در ایران									
۱۳۹۰					۱۳۸۵				
*TFR	R _i	MAC	TFR		*TFR	R _i	MAC	TFR	رتبه موالید
۰/۷۳	۰/۰۶	۲۴/۷۵	۰/۶۹		۰/۷۶	۰/۱۲	۲۴/۴۶	۰/۶۷	۱
۰/۶۹	۰/۱۹	۲۹/۲۹	۰/۵۶		۰/۶۳	۰/۲۴	۲۸/۳۳	۰/۴۸	۲
۰/۲۶	۰/۲۲	۳۲/۶۳	۰/۲۰		۰/۳۷	۰/۳۲	۳۱/۵۴	۰/۲۵	۳
۰/۰۹	۰/۱۸	۳۴/۲۳	۰/۰۸		۰/۱۹	۰/۳۳	۳۳/۳۱	۰/۱۳	۴
۰/۰۴	۰/۰۸	۳۴/۹۷	۰/۰۳		۰/۰۹	۰/۲۷	۳۴/۵۷	۰/۰۷	۵
۰/۰۱۶	-۰/۰۸	۳۵/۶۰	۰/۰۱۸		۰/۰۵	۰/۱۶	۳۶/۰۲	۰/۰۴	۶
۰/۰۱	۰/۰۶	۳۶/۹۸	۰/۰۱		۰/۰۳	۰/۱۹	۳۶/۷۵	۰/۰۲۵	۷
۰/۰۰۶	۰/۱۴	۳۸/۶۷	۰/۰۰۵		۰/۰۱۶	۰/۱۴	۳۷/۹۸	۰/۰۱۴	۸
۰/۰۰۲	-۰/۲۸	۳۷/۸۹	۰/۰۰۲		۰/۰۱۲	۰/۲۵	۳۹/۳۰	۰/۰۱	۹
۰/۰۰۱	۰/۳۹	۴۰/۸۳	۰/۰۰۱		۰/۰۰۴	۰/۱۴	۳۸/۸۶	۰/۰۰۵	۱۰
۱،۸۵			۲،۱۶		سطح تعدیل شده باروری				

* محاسبات این جدول بر اساس فرمول‌های شماره ۳، ۵، ۶ و ۷ صورت گرفته است

اطلاعات جدول ۳، میزان‌های باروری بر حسب رتبه، تغییرات میانگین سن فرزندآوری و میزان باروری تعدیل شده در رتبه‌های مختلف تولد در سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰ را نشان می‌دهد. همانطور که ذکر گردید، میانگین سن فرزندآوری در رتبه‌های مختلف دچار تغییرات گردیده و در بیشتر رتبه‌ها افزایش را تجربه کرده است. این تغییرات باعث تاثیرات انحرافی تمپو در همه رتبه‌ها گشته است. نتایج محاسبات در جدول ۳ نشان می‌دهد که باروری تعدیل شده در همه رتبه‌ها بالاتر از باروری متعارف است و این اختلاف به میزان افزایش میانگین سن فرزندآوری وابسته است. هرچه میزان تغییرات که با T_i نشان داده شده است بیشتر باشد تاثیرات تمپو بیشتر و هرچه اختلاف کمتر باشد، تاثیرات تمپو کمتر خواهد بود.

همانطور که مشخص است در سال‌های ابتدایی دوره میزان تغییرات میانگین سن فرزندآوری در همه رتبه‌ها بسیار بیشتر است و به همین خاطر میزان باروری تعدیل شده در رتبه‌ها بالاتر از میزان باروری متعارف است. اما به مرور و در سال‌های پایانی دوره این اختلافات کمتر شده ولی همچنان به علت افزایش میانگین سن فرزندآوری، باروری تعدیل شده در سطحی بالاتر قرار دارد. اگرچه میزان‌های باروری و میانگین سن فرزندآوری در رتبه‌های تولد بسیار مهم هستند و ماحصل محاسبات آنها تغییرات باروری کشور را نشان می‌دهد، با این حال میزانی که مورد توجه محققان و سیاست‌گذاران هست، میزان‌های کل کشور است.

میزان باروری کل در کشور با محاسبات کنونی با در نظر گرفتن تاثیرات زمان‌بندی مولید و تاثیرات انحرافی تمپو برای سال ۱۳۸۵ عدد ۲/۱۶ و برای سال ۱۳۹۰ عدد ۱/۸۵ برآورد شده است. در جدول ۳ میزان ۲ نشان داده شده است. این میزان اختلاف بین میانگین سن فرزندآوری در دو دوره است (عینی و شمس، ۱۳۹۱: ۱۹۳)، و برابر است با میانگین تغییرات سالانه فرزندآوری برای رتبه خاص تولد، که در اینجا درباره باروری کل کشور در سال‌های متوالی محاسبه شده است. این ستون تغییرات میزان‌های میانگین سن فرزندآوری را به خوبی نشان می‌دهد.

تحولات میانگین سن فرزندآوری و نوسانات مقدار شاخص ۲ در جدول ۳ بخوبی نشان داده شده است. این تغییرات تعیین کننده میزان تاثیرات انحرافی تمپو بر باروری کل در ایران هستند. میزان باروری تعدیل شده در طول دوره بالاتر از میزان باروری متعارف هست و تحت تاثیر میزان تغییرات میانگین سن فرزندآوری در ابتدای دوره بالا، در اواسط به حداقل خود می‌رسد و دوباره در انتهای دوره اوج می‌گیرد.

بحث و نتیجه‌گیری

همانطور که اشاره شد اثرات تمپو به عنوان کاهش یا افزایش وقایع زمانی رخدادهای جمعیت‌شناسی تعریف می‌شوند و کواتوم به معنی TFR فاقد اثرات تمپو می‌باشد و تمپو تفاوت بین کواتوم و TFR مشاهده شده است. بنابراین برای نشان دادن میزان‌های تعدیل شده باروری باید تاثیرات انحرافی تمپو محاسبه و از میزان کل باروری زدوده شوند. تاثیرات تمپو به دو صورت مثبت و منفی در میزان‌های باروری اختلال ایجاد می‌کنند، زمانی که میزان میانگین سن

فرزندآوری افزایش یابد این تاثیرات مثبت و زمانی که این شاخص کاهش یابد این تاثیرات منفی خواهند بود و میزان باروری تعدیل شده در سطحی پایین‌تر از میزان‌های متعارف قرار خواهد داشت.

میزان‌های باروری بر حسب رتبه نشان دادند که در طول دوره، کاهش باروری در رتبه‌های بالاتر تولد، باعث کاهش میزان باروری کل شده است. رتبه اول و دوم تولد در طول دوره تقریباً ثابت بوده است. در رتبه سوم نیز میزان باروری با نوسانات خیلی کمی مواجه شده است و تغییرات در طول دوره ناچیز بوده است. در رتبه چهارم و رتبه‌های پنجم و بالاتر کاهش شدید باروری را به مرور زمان شاهد هستیم. بیشترین تاثیر را در کاهش باروری ایران همین عامل یعنی کاهش باروری در رتبه‌های بالاتر سبب شده است.

میانگین سن فرزندآوری در ایران نیز در سال‌های اخیر تغییرات عمده ای داشته و افزایش قابل توجهی را شاهد بوده است. میانگین کل از ۲۸/۰۶ در ۱۳۷۹ به ۲۹/۴۶ در سال ۱۳۹۰ رسیده است که افزایش قابل توجه در میانگین سن متوسط زنان هنگام تولد فرزندان در فاصله زمانی حدود یک دهه محسوب می‌شود. میانگین سن فرزندآوری در رتبه اول تولد برای زنان در ایران از ۲۳/۳۳ در سال ۱۳۷۹ به ۲۴/۷۵ در سال ۱۳۹۰ رسیده است. در باروری ایران در طول دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۰ افزایش میانگین سن فرزندآوری را در رتبه‌های بالاتر از نیز ۱ شاهد هستیم. در رتبه دوم این میزان از ۲۶/۸۸ به ۲۹/۲۹ سال رسیده است که بیش از دو و نیم سال افزایش را نشان می‌دهد. در رتبه سوم از ۲۸/۹۷ در ۱۳۷۹ به ۳۲/۶۳ در سال ۱۳۹۰ رسیده است که افزایشی بیش از سه و نیم سال را نشان می‌دهد. در اکثر رتبه‌ها این افزایش را شاهد هستیم. میزان باروری تعدیل شده در طول دوره بالاتر از میزان باروری محاسبه شده بدون تعدیل است. بنابراین باروری تحت تاثیر تغییرات میانگین سن فرزندآوری در طول دوره بوده است. این امر باعث شده است که تاثیرات انحرافی تمپو را در باروری ایران شاهد باشیم و میزان‌های باروری کل نتوانند برآوردی از میزان باروری محتمل را نشان دهند و تحت تاثیر نوسانات میانگین سن فرزندآوری و به اصطلاح توسط تاثیرات تمپو منحرف شوند.

نتایج این مطالعه با مطالعه عینی و شمس (۱۳۹۱) منطبق است. همانطور که در این مقاله اشاره شده است افزایش سن فرزندآوری، به ویژه در مولید رتبه‌های پایین شاخص‌های باروری دوره ای را کمتر از مقدار واقعی نشان می‌دهد. بنابراین نسل زنان در دوره باروری یک بدهی جمعیتی دارند که در سال‌های آینده به شرط بقای انگیزه‌های اخیر در داشتن فرزند اول، دوم و سوم، آن را جبران خواهند کرد.

منابع

- عینی زیناب، حسن و شمس قهفرخی، فریده (۱۳۹۱)، تاثیر تمپو (زمان‌بندی فرزندآوری) بر میزان باروری کل در ایران، *نامه انجمن جمعیت‌شناسی ایران*، سال هفتم، شماره ۱۳، بهار و تابستان ۱۳۹۱.
- Abbasi-Shavazi, M.J, P. McDonald, and M. Hosseini-Chavoshi (2009). *The Fertility Transition in Iran: Revolution and Reproduction*. New York: Springer, 2009
- Barbi, E., J. Bongaarts and J.W. Vaupel (eds). (2008). *How Long Do We Live? Demographic Models and Reflections on Tempo Effects*. Berlin and Rostock: Springer and Max Planck Society.
- Bhrolchain, M. (2007). "Five Reasons for Measuring Period Fertility", Working Paper A08/05, University of Southampton, Southampton Statistical Sciences Research Institute.
- Bongaarts, J. (1999). "The Fertility Impact of Changes in the Timing of Childbearing in the Developing World." *Population Studies* 53: 277-289.
- Bongaarts, J. (2002). "The End of the Fertility Transition in the Developed World." *Population and Development Review* 28: 419-43, 589.
- Bongaarts, J. and G. Feeney. (1998). "On the Quantum and Tempo of Fertility." *Population and Development Review* 24(2): 271-291.
- Bongaarts, J. and G. Feeney. (2000). "On the Quantum and Tempo of Fertility: Reply." *Population and Development Review* 26: 560-64.
- Bongaarts, J. and G. Feeney (2010). "When Is a Tempo Effect a Tempo Distortion?" *Genus* 66(2): 1-15.
- Bongaarts, John; Sobotka, Tomáš (2011). Demographic Explanations for The Recent Rise in Europe's Fertility: Analysis Based on the Tempo and Parity Adjusted Total Fertility Rate. Paper presented at the Annual Meeting of the Population Association of America 2011. Washington, D.C.
- Bongoh Kye (2010). Fertility Transition in South Korea, 1960 – 2005: Tempo Effect and Demographic Translation. California Center for Population Research
- Cox, Peter R. (1976). *Demography*. Cambridge University Press.
- Demeny, P. and G. McNicoll (eds) (2002). *Encyclopedia of Population*, Macmillan Reference USA.
- Ediev, D.M. (2008). On the Theory of Distortions of Period Estimates of the Quantum Caused by the Tempo Changes. Vienna Institute of Demography, European Demographic Research Paper 3/2008. 84 pp.

- Frejka, T. and G. Calot. (2001). "Cohort Reproductive Patterns in Low-Fertility Countries." *Population and Development Review* 27: 103-32.
- Frejka, Tomas and John Ross. (2001). "Paths to Sub Replacement Fertility: The Empirical Evidence." *Population and Development Review* 27: 213-254.
- Hajnal, J. (1947). "The Analysis of Birth Statistics in The Light of the Recent International Recovery of the Birth-Rate," *Population Studies* 1: 137-164.
- Imhoff Van, E. (2001) "On the Impossibility of Inferring Cohort Fertility Measures from Period Fertility Measures." *Demographic Research* 5: 23-64. 28
- Imhoff, Van E. and N. Keilman. (2000). "On the Quantum and Tempo of Fertility: Comment". *Population and Development Review* 26(3): 549-553.
- Kim, Y.J. and R. Schoen. (1999). "Changes in Timing and the Measurement of Fertility." Paper presented at the Annual Meeting of the Population Association of America in New York.
- Kim, Y.J. and R. Schoen. (2000). "On the Quantum and Tempo of Fertility: Limits to the Bongaarts- Feeney Adjustment." *Population and Development Review* 26: 554-59.
- Kohler, Hans-Peter and Dimiter Philipov. (2001). Variance Effects in the Bongaarts-Feeney Formula, *Demography* 38: 1-16.
- Kohler, H-P and J.A. Ortega. (2002b). "Tempo-Adjusted Period Parity Progression Measures: Assessing the Implications of Delayed Childbearing for Cohort Fertility in Sweden, the Netherlands, and Spain". *Demographic Research* 6: 145-190.
- Kohler, H-P and J.A. Ortega. (2002a). "Tempo-Adjusted Parity Progression Measures, Fertility Postponement and Completed Cohort Fertility." *Demographic Research* 6: 91-144.
- Lesthaeghe, R. and P. Willems. (1999). "Is Low Fertility a Temporary Phenomenon in the European Union?" *Population and Development Review* 25(2): 211-228.
- Marc, L. (2011). "Tempo Effects and their Relevance in Demographic Analysis. Comparative Population Studies." *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 35(3): 415-446.
- Philipov, D. and H.-P. Kohler. (2001). "Tempo Effects in the Fertility Decline in Eastern Europe: Evidence from Bulgaria, the Czech Republic, 46 Hungary, Poland and Russia." *European Journal of Population* 17(1): 37-60.
- Rowland, Donald T. (2003). *Demographic Methods and Concepts*. Oxford University Press.
- Ryder, Norman B. (1956). "Problems of Trend Determination during a Transition in Fertility." *Milbank Memorial Fund Quarterly* 34: 5-21.
- Ryder, Norman B. (1964). "The Process of Demographic Translation." *Demography* 1: 74-82.
- Ryder, Norman B. (1980). "Components of Temporal Variations in American Fertility," in R. W. Hiorns (ed.), *Demographic Patterns in Developed Societies*. London: Taylor & Francis, pp. 15-54.
- Ryder, Norman B. (1983). "Cohort and Period Measures of Changing Fertility," in Rodolfo A. Bulatao and Ronald D. Lee (eds.), *Determinants of Fertility in Developing Countries*. New York: Academic Press, Vol. 2, pp. 737-756.
- Schoen, R. (2004). "Timing Effects and the Interpretation of Period Fertility." *Demography* 41(4): 801-819. 47
- Smallwood, S. (2002a). "New Estimates of Trends in Births by Birth Order in England and Wales." *Population Trends* 108: 32-48.

- Smallwood, S. (2002b). "The Effect of Changes in Timing of Childbearing on Measuring Fertility in England and Wales." *Population Trends* 109: 36-45.
- Smith, S. K., Tayman, J. Swanson, David A (2002) *State and Local Population Projections: Methodology and Analysis*. The Springer Series on Demographic Methods and Population Analysis.
- Sobotka, T. (2003). "Tempo-Quantum and Period-Cohort Interplay in Fertility Changes in Europe. Evidence from the Czech Republic, Italy, the Netherlands and Sweden." *Demographic Research* 8, Article 6.
- Weeks, John R. (2002). *Population: An Introduction to Concepts and Issues*. San Diego State University.
- Zeng Yi and K. C. Land. (2001). "A Sensitivity Analysis of the Bongaarts- Feeney Method for Adjusting Bias in Observed Period Total Fertility Rates." *Demography* 38(1): 17-28.
- Zeng, Y. and K.C. Land. (2002). "Adjusting Period Tempo Changes with an Extension of Ryder's Basic Translation Equation." *Demography* 39: 269-85.