تأثیر تمپو (زمان‌بندی فرزندآوری) بر میزان باروری کل در ایران

حسن عینی زیناب[1]

فریده شمس قهفرخی[2]

میزان‌های دوره‌ای باروری، با تغییر در زمانبندی باروری، انحراف می‌یابند؛ بدین ترتیب که کاهش سن فرزندآوری، میزان باروری کل یک دوره معین را بیشتر از مقدار واقعی نشان می‌دهد و افزایش سن فرزندآوری، میزان باروری کل یک دوره‌ی معین را کمتر از مقدار واقعی آن نشان می‌دهد. ایران در دو دهه‌ی اخیر شاهد کاهش میزان باروری و افزایش سن فرزندآوری بوده است. این مقاله در پی سنجش تأثیر تمپو (زمانبندی) بر میزان باروری کل، از طریق تعدیل میزان باروری کل دوره، می‌باشد.

در این مقاله، با استفاده از داده‌های خام نمونه ۲٪ سرشماری سال ۱۳۸۵ و استفاده از جداول عمر ویژه باروری، نسبت‌های افزایش موالید و میزان باروری کل برای یک دوره‌ی سه ساله ۱۳۸۵-۱۳۸۳ محاسبه می‌شود. جهت برآورد احتمالات پیشرفت به موالید بعدی از مدل رگرسیونی بقاء زمان گسسته برای هر پیشرفت موالید استفاده شده است. جهت تعدیل میزان باروری کل از فرمول بونگارتز و فینی و همچنین فرمول زنگ و لند استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که بخشی از کاهش اخیر در میزان باروری کل به دلیل تأثیر تمپو بوده است. کاهش میزان باروری کل کمتر از مقدار برآورد شده به روش‌های مختلف جمعیتی می‌باشد که تاثیر تغییرات زمانبندی را لحاظ نمی‌کنند.

واژگان کلیدی: تمپو، میزان باروری کل دوره، مدل بقاء زمان گسسته، توالی موالید

۱. مدرس و محقق جمعیت‌شناسی، hassan.eini@gmail.com

۲. دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه علامه طباطبایی، fshamsghahfarokhi@yahoo.com

مقدمه و طرح مسئله

جمعیت جهان طی سالهای ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۰، کاهش بیسابقه‌ای را در سطوح باروری تجربه کرده است، این کاهش بیشتر ناشی ازکاهش باروری درکشورهای در حال توسعه بوده است. سطوح اخیر و روندهای باروری در بیشترکشورهای در حال توسعه به شدت توسط سیاست‌گذاران، برنامه‌ریزان برنامه‌های کنترل موالید و جمعیت‌شناسان رصد می‌شود تا به این سؤال پاسخ داده شود که چرا و چگونه باروری با چنین سرعتی روند کاهشی به خود گرفته است. این موضوع از آن جهت حائز اهمیت است که کاهش بیشتر در باروری و یا ادامه‌ی سطوح کاهش فعلی می‌تواند منجر به سالخوردگی سریع جمعیت و کاهش اندازه‌ی جمعیت ملت‌ها شود (بونگارتز و فینی، ۱۹۹۸).

در ایران نیز در طی سه دهه‌ي گذشته، باروري به طرز بي‌سابقه‌اي کاهش يافته است. با تغییر و چرخش سیاست‌های جمعیتی دولت در برنامه‌ی دوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی، تغییرات اساسی در میزان‌های باروری و روند رشد جمعیت ایجاد شد، به‌طوری‌که ایران ازکشوری با باروری بالا در سه دهه‌ی اخیر به کشوری تبدیل شده است که اکنون باروری زیر سطح جانشینی را تجربه می‌کند. با توجه به اهمیت محاسبه‌ی میزان‌های باروری، شناسایی نقاط ضعف و قدرت شاخص‌های موجود بسیار حائز اهمیت می‌باشد.

یکی از پر استفاده‌ترین شاخص‌های باروری، میزان باروری کل[1] است. میزان باروری کل، معمولاً بدین صورت معنی می‌شود: تعداد موالیدی که هر زن می‌تواند تا سن۵۰ سالگی داشته باشد به شرط آنکه، در طی سال‌های فرزندآوری خود زنده باشد و میزان‌های باروری ویژه‌ی سنی[2] را که در طی دوره‌ی زمانی خاصی و یا در طی تجربه‌ی زندگی یک کوهورت خاص شایع بوده است را تجربه کند (ردرفورد و همکاران،۲۰۱۰). در اندازه‌گیری باروری، شاخص‌های مختلف تلاش می‌کنند دو بعد متفاوت و در عین حال مرتبط به هم را اندازه‌گیری نمایند. بعد اول شامل اندازه‌گیری سطح و یا کوانتوم[3] باروری می‌باشد. شاخص‌هایی مانند میزان باروری کل، میزان باروری نکاحی، و میزان باروری ویژه سنی سطح باروری را اندازه‌گیری می‌کنند. بعد دوم شامل زمان و یا تمپو[4] باروری می‌باشد که شاخص‌هایی مانند میانگین سن ازدواج اول، میانگین سن فرزندآوری به تفکیک هر یک از مراتب موالید و یا همه موالید، و فاصله بین موالید این بعد را اندازه‌گیری می‌کنند. دو بعد سطح و زمان باروری با هم در تعامل هستند و تغییر در یکی به تغییر در دیگری می‌انجامد. به عنوان مثال، با کاهش سطح باروری، مانند میزان

1. Total Fertility Rate (TFR)
2. Age-Specific Fertility Rates (ASFR)
3. Quantum
4. Tempo

باروری کل، میانگین سن فرزندآوری کل که شامل همه موالید می‌گردد کاهش می‌یابد. تغییر در زمان فرزندآوری در مطالعات دوره‌ای باروری باعث تحریف در شاخص‌های سطح باروری می‌گردد و در ادبیات جمعیت‌شناسی از آن به عنوان تحریف تمپو و یا زمانبندی[1]یاد می‌گردد. استفاده از میزان‌های باروری کل اغلب منجر به سوء تعبیر در روندهای باروری می‌شود، این سوء تعبیرها ریشه در ارزیابی‌های ناصحیح در ارتباط با سطح فعلی باروری دوره و همچنین آینده‌ی باروری نسل دارد. این امر عمدتاً وقتی رخ می‌نماید که زمان فرزندآوری نسل‌های متوالی تغییر می‌یابند. کاهش سن فرزندآوری، میزان باروری کل یک دوره معین را بیشتر از مقدار واقعی نشان می‌دهد و یا افزایش سن فرزندآوری، میزان باروری کل را کمتر از مقدار واقعی آن نشان می‌دهد. اما راه‌حل‌های ممکن چه هستند؟ یک راه‌حل افراطی می‌تواند عدم استفاده از شاخص‌هایی بر پایه‌ی مفهوم نسل فرضی[2] باشد. اما راه‌حل بهتر کاربرد شاخص‌هایی است که تعدیل‌هایی را برای این تحریف‌ها ارائه می‌دهد.

علی‌رغم تلاش‌های انجام گرفته برای استفاده از شاخص‌های جایگزین (و علی‌رغم مطرح بودن این مباحث و ارائه‌ی پیشنهادهایی از اواسط قرن بیستم) مباحث جدی در این ارتباط تا سال ۱۹۹۸ مطرح نشد؛ زمانی‌که بونگارتز و فینی[3] یک تعدیل ساده برای میزان باروری کل ارائه دادند که تغییرات تمپو را نیز دربر داشت. به اعتقاد بونگارتز و فینی، میزان باروری کل زمانی‌که میانگین سن فرزندآوری تغییر می‌کند شاخص مناسبی برای نشان دادن وضعیت کنونی باروری نخواهد بود. با افزایش سریع به تأخیر افتادن باروری، میزان باروری کل دوره، کاهش باروری را با اغراق نشان می‌دهد، مگر این‌که آن‌ها را برای تحریف ناشی از تمپو (زمان‌بندی) تعدیل کنیم. پایین آمدن میزان باروری کل با در نظرگرفتن تأثیرات تمپو بر باروری برای درک رابطه‌ی بین سطوح باروری دوره و کوهورت بسیار حائز اهمیت است. به منظور کارکردن با اندازه‌های سطح (کوانتوم) باروری در یک سال تقویمی، مفهوم "میزان باروری کل تعدیل شده‌ی تمپو[4]" ایجاد شد، که این مفهوم عاری از تأثیر تمپو است و به نسبت میزان باروری کل مشاهده شده، شاخص بهتری برای میانگین تعداد بچه‌های هر زن در یک نسل فرضی می‌باشد.

در ایران که تحت تأثیر تحولات باروری اخیر، تغییرات جمعیت‌شناختی گسترده‌ای را تجربه کرده و با چالش‌های جمعیتی مهمی مواجه شده است (میرزایی و همکاران، ۱۳۸۲)، باروری یکی از مکانیزم‌های بازگرداندن تعادل از دست رفته به جامعه خواهد بود. هرگونه سیاست‌گذاری در مورد روندهای جمعیتی در آینده و اتخاذ هرگونه برنامه‌ای، مستلزم آگاهی و شناخت از عوامل و تعیین

1. Tempo Distortion
2. Synthetic cohort
3. Bongaarts & Feeney (1998)
4. Tempo-Adjusted Total Fertility Rate

کننده‌های تغییرات جمعیت است که باروری مهم‌ترین آن‌هاست. بنابراین، با افزایش اهمیت نقش باروری در تغییرات آتی جمعیت ایران، توجه به این پدیده و اندازه‌گیری و تبیین آن بیشتر از پیش مهم خواهد بود. در تحقیقات انجام گرفته در این زمینه معمولاً به میزان باروری دوره استناد می‌شود، با توجه به اهمیت تأخیر در ازدواج برای شروع کاهش باروری ایران و ادامه‌ی افزایش میانگین سن فرزندآوری، برآوردهای باروری دوره، مانند میزان باروری کل از تأثیر تمپو رنج می‌برند. بنابراین در این مقاله سعی می‌شود با استفاده از تغییرات میانگین سن فرزندآوری میزان باروری کل تعدیل شده مورد محاسبه قرارگیرد و به این سؤال پاسخ داده شود که آیا بخشی ازکاهش اخیر باروری ایران تحت تأثیر تمپو (زمانبندی) باروری بوده است؟

در این مقاله تلاش می‌شود علاوه بر مرور ادبیات موجود در حوزه تمپو باروری، با استفاده از داده‌های خام نمونه ۲٪ سرشماری سال ۱۳۸۵ و استفاده از جداول عمر ویژه باروری، نسبت‌های افزایش[1] موالید[2] و میزان باروری کل برای یک دوره‌ی سه ساله ۱۳۸۵- ۱۳۸۳ محاسبه شود. جهت برآورد احتمالات پیشرفت به موالید بعدی از مدل رگرسیونی بقاء زمان گسسته برای هر پیشرفت موالید به طور جداگانه استفاده می‌شود که احتمالات را بر حسب طول زمان و توالی موالید می‌دهد. برای تعدیل میزان باروری کل از فرمول بونگارتز و فینی (۱۹۹۸) و همچنین فرمول زنگ و لند[3] (۲۰۰۱) استفاده شده است.

پیشینه‌ی تاریخی

پیشینه‌ی تاریخی مباحثی در مورد تمپوی باروری به کارهای هاینل[4] درسال ۱۹۴۷ بر می‌گردد (هاینل، ۱۹۴۷). وی اولین کسی است که این موضوع را با جزئیاتش مورد بررسی قرار داده است. هاینل در مقاله‌اش در سال ۱۹۴۷ برخی از مسائل روش شناختی را در ارتباط با میزان‌های باروری مورد توجه قرار داد، این مسائل از نوسانات شدید در میزان‌های دوره که در بیشتر کشورهای توسعه یافته، کشورهای با باروری پایین، در سال‌های ۱۹۳۰ و اوایل ۱۹۴۰، اتفاق افتاده بود سرچشمه گرفته است. به اعتقاد هاینل، میزان‌های تولید نسل، که عموماً برای بررسی روندهای باروری دوره بکار می‌روند، تصویر گمراه کننده‌ای از روندهای باروری به ما می‌دهند. میزان‌های تولید نسل در یک دوره‌ی زمانی تقریباً کوتاه، تغییرات بزرگی را در باروری، نشان می‌دهند، این مقادیر باید برای وضعیت نکاحی و طول دوره‌ی

---

۱. در این پژوهش از کلمات "افزایش" و "پیشرفت" به عنوان معادل کلمه "progression" استفاده شده است.

2. Parity Progression Ratio (PPR)

3. Zeng & Land

4. Hajnal

ازدواج استاندارد شوند (نی برولچین[1]، ۱۹۹۲)

به اعتقاد هاینل، مهمترین وظیفه‌ی جمعیت‌شناسی تحلیل میزان فرزندآوری در یک سال یا دوره‌ی مشخص نیست، بلکه مسئله‌ی اصلی بُعد کامل شده‌ی خانواده است، و این میزان را نمی‌توان از تحلیل داده‌های باروری در یک سال و یا یک دوره از سال‌ها بدست آورد (نی برولچین، ۱۹۹۲).

اولین و گسترده‌ترین تحلیل در مورد تأثیر نوسانات تمپوی فرزندآوری بر شاخص‌های باروری دوره، توسط رایدر و در یک سری از مقالات تأثیرگذار وی در طی دهه‌های ۱۹۵۰ و ۱۹۸۰ انجام گرفته است. رایدر نشان داد که چطور تغییر در زمان‌بندی فرزندآوری در بین کوهورتی از زنان در ایالات متحده، بر میزان‌های سالانه دوره‌ای باروری نظیر میزان باروری کل تأثیر می‌گذارد (رایدر،۱۹۵۶). مقاله‌ی وی که در سال ۱۹۵۶ نوشته شده است، پایه و اساس معادله‌ی "تغییر"[2] رایدر شد. بر اساس این معادله، در جمعیتی که در آن میانگین سن فرزندآوری به صورت خطی با افزایش c سال در هر کوهورت تغییر می‌کند، رابطه‌ی میزان باروری کوهورت[3] و میزان باروری کل به صورت زیر خواهد بود)بونگارتز و فینی، ۱۹۹۸).

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

برای مثال، اگر میانگین سن فرزندآوری در کوهورت‌های متوالی ۰/۲ سال در هر کوهورت افزایش یابد (مثلاً از ۲۹ سال برای یک کوهورت به ۲۹/۲ سال برای کوهورت بعدی)، میزان باروری کل با جای‌گذاری در معادله (۱) برابر خواهد بود با ۰٫۸*CFR. همچنین اگر میانگین سن به صورت سالانه با یک مقدار مشابه، کاهش یابد، میزان باروری کل تا ۲۰ درصد افزایش می‌یابد. با کاربرد این معادله برای روندهای باروری در ایالات متحده، رایدر نشان داد که سهم قابل ملاحظه‌ای از "انفجار موالید" بعد از جنگ جهانی به خاطر کاهش سن فرزندآوری در طول این دوره بوده است (نی برولچین، ۱۹۹۲ .(از دیگر مقالات مهم در این زمینه، مقاله‌ی نی برولچین است، وی معتقد است، که غلبه‌ی میزان‌های دوره و استفاده‌ی نابجا از آن‌ها بر درک ما از پدیده‌های جمعیتی تأثیر می‌گذارد. هرچند وی نتوانسته راه‌حلی را که بتواند مشکل تأثیر تمپو را برطرف سازد ارائه دهد. به اعتقاد او میزان باروری کل بر حسب سنِ معمول و میزان‌های دوره که در همین راستا ساخته می‌شوند، مشکلات فراوانی دارند. این مشکلات دو نوع می‌باشند؛ مشکلات محاسباتی و مشکلات ناشی از استفاده‌ی نادرست. میزان باروری کل گمراه کننده است، نه به دلیل این‌که از باروری کوهورت منحرف شده است، بلکه به این دلیل که این میزان کاملاً استاندارد شده نیست و یک مقایسه‌ی گمراه کننده را بین دوره‌های مختلف به ما می‌دهد. خطای

1. Ni Bhrolchain
2. Translation
3. Cohort Fertility Rate (CFR)

دیگر این است که، این میزان بر پایه‌ی نسل فرضی ساخته شده است. کوهورت فرضی آنچه را که رایدر "ناسازگاری پیاپی"[1] می‌نامد را در بر دارد: به این معنی که، این میزان، وقایعی را که در زمان تغییر اتفاق نیفتاده‌اند را به هم مرتبط می‌کند (نی برولچین، ۱۹۹۲).

به سوی یک راه‌حل

تأثیرگذارترین مقاله در مورد این مبحث قدیمی که در ارتباط با بروز و ظهور باروری زیر سطح جانشینی در اروپا و برخی از کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه[2] می‌باشد، مقاله‌ی بونگارتز و فینی است. آن‌ها میزان باروری کل را به این صورت معنی کرده‌اند: میانگین تعداد موالیدی است که یک زن در صورتیکه در طی سالهای تولید نسل خود (۴۹-۱۵) زنده باشد و در هر سن میزان‌های باروری مشاهده شده‌ی آن سال و یا دوره‌ی خاص را تجربه کند، خواهد داشت. آن‌ها در این مورد بحث می‌کنند که میزان باروری کل معمول شامل مؤلفه‌ی تمپو و کوانتوم می‌باشند. مؤلفه‌ی کوانتوم به این صورت معنی می‌شود: میزان باروری کل مشاهده شده در صورت عدم تغییر در زمان‌بندی فرزندآوری در طی دوره‌ای که میزان باروری کل محاسبه می‌شود. مؤلفه‌ی تمپو معادل است با تحریفی که به دلیل تغییر در زمان‌بندی اتفاق می‌افتد. هدف اصلی آن‌ها محاسبه‌ی مؤلفه‌ی کوانتوم با حذف تحریف تمپو از میزان باروری کل است. میزان کوانتوم بدست آمده، میزان باروری کل تعدیل شده‌ی تمپو نامیده می‌شود (بونگارتز و فینی،۱۹۹۸).

بونگارتز و فینی (۱۹۹۸)، با استفاده از معادله‌ی "تغییر" رایدر یک فرمول "ساده اما مؤثر" برای تعدیل میزان باروری کل برای مواقعی که زمان‌بندی فرزندآوری ثابت نیست ارائه نمودند. آن‌ها معتقد بودند که هرچند می‌توان با استفاده از معادله‌ی تغییر ساده‌ی رایدر تأثیر اصلی تغییر تمپو را بر باروری دوره بدست آورد، اما این معادله با پذیرش گسترده‌ای مواجه نیست. آن‌ها برای این عدم پذیرش دو دلیل بیان می‌کنند: ۱) رایدر فرض کرده است که تمپو و کوانتوم باروری کوهورت تعیین‌کننده‌ی میزان باروری کل و دیگر میزان‌های باروری دوره هستند. هرچند، تحلیل‌های گسترده‌ی تجربی در این مورد نشان داد که این‌طور نیست. ۲) تغییر در میانگین سن فرزندآوریِ مجموع کوهورت‌ها به‌طور دقیق تأثیرات تمپو را زمانی‌که باروری کوهورت در حال کاهش است نشان نمی‌دهد. کوهورت‌ها در ابتدا باروری خود را با کاهش فرزندآوری در موالید بالاتر کاهش می‌دهند. در نتیجه، میانگین سنِ فرزندآوری برای همه‌ی موالید، حتی زمانی‌که زمان‌بندی موالید افراد تغییر نمی‌کند، کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر، کاهش در کوانتوم کوهورت منجر به تغییر در میانگین سن فرزندآوری می‌شود که تأثیرات واقعی تمپو را نشان

1. Sequential Incoherence

2. Organization for Economic Co-operation and Development (OECD)

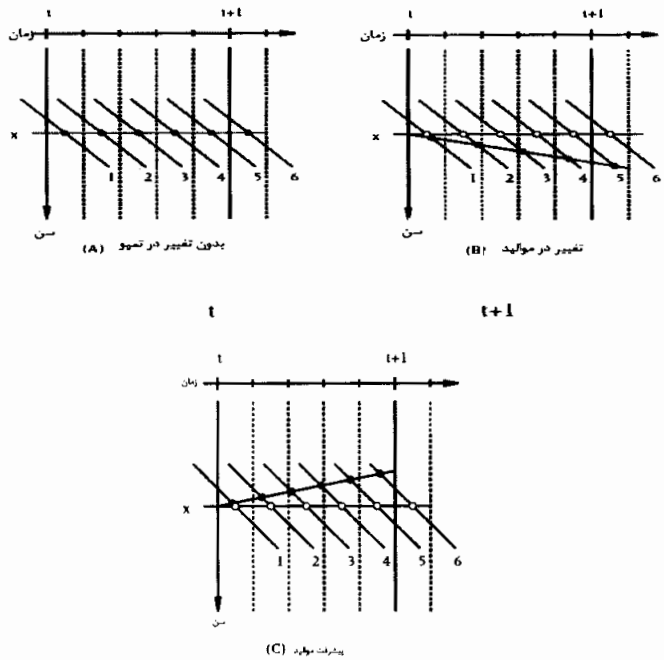
نمی‌دهد. بنابراین، فرمول تغییر رایدر نتایج نادرستی را به ما می‌دهد، مگر زمانی‌که باروری کوهورت ثابت باشد (بونگارتز و فینی،۱۹۹۸). بونگارتز و فینی معادله‌ی تغییر رایدر را بجای این‌که در مورد باروری کلی کوهورت بکار ببرند، آن را به طور مجزا برای هریک از موالید بکار برده‌اند. این روش آن‌ها مشکل دومِ روش رایدر را برطرف ساخت. بونگارتز و فینی به این نکته اشاره کرده‌اند که ایده‌ی بکار بردن این روش برای مجزا ساختن رتبه‌ی موالید، ایده‌ی رایدر بوده است که به دلایلی هرگز توسط خود ایشان به انجام نرسیده است (بونگارتز و فینی، ۱۹۹۸).

تغییرات باروری از یک سال به سال دیگر، در هر سنی و در هر رتبه‌ی موالیدی می‌تواند اتفاق بیفتد و می‌تواند به دلیل تأثیرات کوانتوم و یا تمپو باشد. اطلاعات موجود در میزان‌های باروریِ مشاهده شده برای جدا ساختن تأثیرات تمپو از کوانتوم در همه‌ی سنین و همه‌ی رتبه‌های موالید و درطول زمان‌ها ناکافی است. هرچند می‌توان این‌طور فرض کرد که باروری در یک مسیر ساخت‌یافته تغییر می‌کند. به ویژه می‌توان فرض را بر این قرار داد که باروری می‌تواند از دوره، سن، توالی موالید و طول زمان سپری شده از آخرین تولد تأثیر بپذیرد، اما از کوهورت تأثیر نمی‌پذیرد.

برای مشخص کردن فرمول، آن‌ها با یک موقعیت مرجع شروع کردند که بسیار تصنعی است و در آن (الف) تنها موالید رتبه‌ی اول اتفاق افتاده‌اند، (ب) همه‌ی زنان در هر کوهورت، تولد مولود خودشان را در یک سن منفرد دقیق داشته‌اند، (ج) همه‌ی موالید در فواصل برابر در طی آن سال به دنیا آمده‌اند و (د) همه‌ی کوهورت‌ها تعداد برابر زن را در بر داشته باشند. این موقعیت در شکل (A) نمودار شماره (۱) نشان داده شده است، در این شکل کوهورت‌های ۱، ۲...، ۶ همگی موالیدشان را در سن دقیق x سالگی داشته‌اند. در این صورت، در فاصله یک ساله t تا t+۱ نسل‌های اول تا پنجم فرزندان خود را بدنیا می‌آورند.

فرض کنید، همانطورکه در شکل (B) همان نمودار مشاهده می‌شود، سن فرزندآوری از نسلی به نسل بعد به مقدار ثابتی افزایش یابد. در این صورت با افزایش سن فرزندآوری نسل‌ها، تولد فرزندان نسل پنجم بعد از زمان t+۱ اتفاق خواهد افتاد و در فاصله یک ساله t تا t+۱ فقط نسل‌های اول تا چهارم فرزندان خود را بدنیا می‌آورند. عکس این جریان نیز می‌تواند با کاهش سن فرزندآوری اتفاق افتد. اگر، همانطورکه در شکل (C) نمودار مشاهده می‌شود، سن فرزندآوری از نسلی به نسل بعد به مقدار ثابتی کاهش یابد در این صورت با کاهش سن فرزندآوری نسل‌ها، تولد فرزندان نسل ششم قبل از زمان t+۱ اتفاق خواهد افتاد و در فاصله یک ساله t تا t+۱ نسل‌های اول تا ششم فرزندان خود را بدنیا می‌آورند (بونگارتز و فینی،۱۹۹۸)

نمودار ۱. مثال فرضی بونگارتز و فینی برای نشان دادن تاثیر تمپو بر حجم باروری



منبع: بونگارتز و فینی(۱۹۹۸)

بر اساس منطق نشان داده شده در نمودار شماره (۱) می توان فرمول زیر را نوشت:

(2) $Badj=Bobs/(1 - r)$

Badj، تعداد موالید است، درصورتیکه هیچ تغییر تمپویی اتفاق نیفتد، Bobs تعداد موالید مشاهده شده است. با این فرضیات که همه‌ی موالید در یک سن اتفاق می‌افتند و این‌که زنان واقع در کلیه‌ی سنین، فرزندآوری خود را به سال t به تعویق و یا فرزندآوری خود را به همین میزان، بدون در نظر گرفتن سنشان و یا وضعیت کوهورتشان جلو انداخته‌اند. بسط فرمول تعدیل، که از تعداد موالید، میزان باروری کل و دیگر میزان‌ها بدست آمده به صورت زیر است:

(3) $TFR*i=TFRi/(1 - ri)$

TFRi ، میزان باروری کل مشاهده شده برای هر یک از مراتب تولد در هر سال مفروض است و r، تغییر در میانگین سن فرزندآوری در رتبه‌ی i بین ابتدا و انتهای سال، می‌باشد. TFR*i میزان باروری کل تصحیح شده برای هر یک از مراتب تولد است درحالیکه هیچ تغییری در زمان‌بندی موالید وجود نداشته است. تعدیلی که برای TFRi انجام شد تنها به تغییرات زمان‌بندی در طی یک سال بستگی

دارد که در آن سال TFRi محاسبه می‌شود، و مستقل از تغییرات زمان‌بندی قبل و بعد از آن سال است. مجموع همه‌ی موالید ویژه‌ی رتبه‌ی موالید TFR* تعدیل شده را به ما می‌دهد.

(4) $TFR^* = \sum TFR^*i$

روش بعدی برای بررسی تأثیر تمپو توسط زنگ و لند (۲۰۰۲) تحت مقاله‌ای با عنوان"تعدیل تغییرات تمپو دوره با بسط فرمول تغییر رایدر" ارائه شده است. آن‌ها در این مقاله، نشان داده‌اند که تغییرات مشاهده شده در تمپو باروری دوره تحت شرایطی که تغییر در تمپو اتفاق می‌افتد، دارای تورش است. مفروضات آنها مانند مفروضات بونگارتز و فینی (۱۹۹۸) می‌باشد، آنها کوانتوم باروری و شکل برنامه‌ریزی باروری را، ثابت نگه‌داشتند. و همچنین این‌طور فرض کردند که تغییرات واقعی تمپو (میانگین سن) در فرزندآوریِ زنان در سنین مختلف در سال t، که با r*t نشان داده می‌شود، در سال مفروض t و در این دوره‌ی طولانی بعد از سال t، ثابت است. لازم به ذکر است که r*t میانگین حقیقی تغییرات در زمان‌بندی زنان در سال t، را نشان می‌دهد، اما این روش تجربه‌ی کوهورت را قبل از سال t محاسبه نمی‌کند (زنگ و لند،۲۰۰۲). آن‌ها با استفاده از معادله‌ی تغییر رایدر، ثابت کرده‌اند که تغییرات تعدیل شده‌ی تمپو آنها (r*t)، روش بهتری است، زیرا آنها تورش را در کوانتوم مشاهده شده و برای تغییرات تمپویی که به دلیل تغییرات در زمان‌بندی باروری بوده است، تعدیل می‌کنند (زنگ و لند، ۲۰۰۲)

معاله‌ی ثابت شده‌ی آن‌ها برای رابطه‌ی rt و r*t به صورت زیر است:

(5) $r^*t = rt / (1 - rt)$

و رابطه‌ی بین TFR*t و TFRt

(6) $TFR^*t = TFR\ t\ (1 + r^*t)$

لازم به ذکر است که مفروضات، روش بونگارتز و فینی و روش زنگ- لند در عمل ممکن است در طی سال‌های خاص نقض شوند (مثلاً در زمان جنگ و یا قحطی‌ها) زمانی‌که باروری به سرعت و ناگهانی از سالی به سال بعدی تغییر می‌کند و تأثیرات کوهورت ناچیز نباشد. فرمول تعدیل بالا نباید در طی چنین دوره‌هایی مورد استفاده قرار بگیرد (زنگ و لند،۲۰۰۲ و بونگارتز و فینی۱۹۹۸).

در تلاش برای گسترش میزان‌های عاری از تمپوِ باروری"فعلی"، شوئن۱ (۲۰۰۴) میانگین باروری کوهورت۲ را معرفی کرد. وی تعدیل بونگارتز و فینی را به دلیل فقدان پایه‌ی مفهومی، مورد انتقاد قرار داد. به اعتقاد وی، بونگارتز و فینی با استفاده از باز تعریف مفهوم تمپو و بر اساس مفروضات قدرتمندی که معمولاً به ندرت با یک جمعیت واقعی قابل تطبیق است، تعدیل خود را انجام داده‌اند. او از اصطلاح

1. Schoen
2. Average Cohort Fertility (ACF)

"تأثیر زمان‌بندی"[1] استفاده می‌کند، این اصطلاح به سطح تغییرات در باروری دوره بر می‌گردد و سطح تغییرات در باروری کامل شده‌ی کوهورت را بازتاب نمی‌کند (شوئن،۲۰۰۴). در جستجو برای کمیتی که به طور دقیق تأثیر زمان‌بندی را در هر سال مفروض عملیاتی کند، و یا به عبارت دیگر، میزانی که رفتار باروری یک دوره را برآورد کند و تعیین حدی که در آن دوره، سهم نامتناسبی از باروری کوهورت را دارد، شوئن به شاخص زمان‌بندی[2] باتز و وارد (۱۹۷۹) و رایدر(۱۹۸۰) رسید. شاخص زمان‌بندی که توسط باتز و وارد (۱۹۷۹) ارائه شده است، به سهم باروری کوهورت، در یک دوره‌ی خاص، که توسط زنان در سن باروری در طی آن دوره شکل گرفته است، توجه دارد (فرمول محاسبه‌ی شاخص زمان‌بندی را می‌توان در مقاله‌ی شوئن، ۲۰۰۴ مطالعه نمود).

شاخص زمان‌بندی، منجر به تجزیه‌ی میزان باروری کل دوره به مؤلفه‌های تمپو و کوانتوم می‌شود. میانگین میزان باروری کوهورت در زمان t، مؤلفه‌ی کوانتوم است و به شکل زیر می‌باشد:

(7) $ACF_t = TFR_t / TI_t$

میانگین میزان باروری کوهورت، باروری هرکوهورت مجزا را بازتاب نمی‌کند بلکه به لحاظ رفتاری میانگین وزنی باروری همه‌ی کوهورت‌های فعال را ارائه می‌دهد. بعد از استفاده در مدل‌های جمعیتی و تجربه‌ی ایالات متحده در ۱۹۹۷-۱۹۱۷، شوئن میانگین میزان باروری کوهورت را با روش میزان باروری کل تعدیل شده[3] بونگارتز و فینی مقایسه می‌کند. این مقایسه نشان می‌دهد که این دو میزان به شکل متفاوتی رفتار می‌کنند. میانگین میزان باروری کوهورت، برای تأثیر زمان‌بندی به صورتی که با تعریف آن تأثیرات سازگار باشد، تعدیل شده است. میانگین میزان باروری کل، میزان باروری را ارائه می‌دهد که نسبت به میزان باروری کل دوره (یا کوهورت) پایدارتر است و محدوده‌ای را مشخص می‌کند که در آن تأثیرات زمان‌بندی، میزان‌های باروری کل مشاهده شده‌ی به شدت پایینی، را در ایالات متحده در طی دهه‌ی ۱۹۷۰ایجاد می‌کند. وی به این مطلب اشاره دارد که میزان باروری کل تعدیل شده‌ی بونگارتز و فینی قابل اعتماد نیست و اغلب مقادیر غیر معقولی را به ما می‌دهد و در بدست‌آوردن سطح و مسیر تغییراتِ تأثیرات زمان‌بندی باروری با شکست مواجه می‌شود (شوئن، ۲۰۰۴).

در تلاش برای رسیدن به یک راه‌حل در جهت یافتن یک میزان مناسب برای باروری آینده به منظور استفاده در پروژه‌های جمعیتی، مک دونالد[4] و کیپین[5] روش‌های موجود را برای محاسبه‌ی میزان‌های

1. Timing effect
2. Timing Index (TI)
3. TFR*
4. Mc Donald
5. Kippen

باروری که عاری از تأثیر تمپو باشند، مورد انتقاد قرار دادند. آن‌ها میزانی را معرفی نموده‌اند که میزان باروری کل ذاتی[1] نامیده می‌شود که مؤلفه‌های همزمان جمعیت بر حسب سن، توالی موالید و فاصله از تولد فرزند قبلی را نیز به حساب می‌آورد. آن‌ها ادعا کرده‌اند که میزان باروری کل ذاتی یک ابزار قدرتمند برای تفسیر تأثیرات تغییرات در زمان‌بندی موالید درگذشته است (مک دونالد و کیپین، ۲۰۰۷).

سرانجام، کولر و ارتگا (۲۰۰۲) یک میزانی را با عنوان میزان‌های افزایش موالید تعدیل شده‌ی- تمپو ارائه کردند. تحلیل آن‌ها نشان داد که تأخیر در فرزندآوری، نسبت‌های افزایش موالید را از دو طریق مشخص منحرف می‌کند. از یک طرف، تحریف‌های تمپو در میزان‌های باروری دوره‌ی مشاهده شده منجر به کم برآورد کردن این احتمال می‌شود که یک زن در یک کوهورت فرضی با توجه به سن فعلی و توالی موالید، تولد فرزند بعدی را تجربه کند. از سوی دیگر، به تعویق انداختن فرزندآوری، سنی را که در آن سن زنان در معرض رفتن به موالید بالاتر قرار می‌گیرند را به تأخیر می‌اندازد. این می‌تواند به صورت بالقوه باعث کاهش پیشرفت به توالی موالید بالاتر شود، که به آن تأثیر سالخوردگی باروری می‌گویند و با تأخیر در فرزندآوری همراه است. هرچند، اگر برنامه‌ریزی باروری در توالی موالید بالاتر در پاسخ به تأخیر در توالی موالید پایین صورت گرفته باشد، تأثیر سالخوردگی باروری می‌تواند تا حدودی و یا کاملاً جبران شود. در این مورد، آن‌ها از تأثیر خالص سالخوردگی باروری صحبت می‌کنند (کولر و ارتگا،۲۰۰۲).

گسترش میزان‌های افزایش موالید، تحریف تمپو را از شدت فرزندآوریِ مشاهده شده حذف می‌کند، آن‌ها یک میزان کوهورت- فرضی طبیعی از باروری کوانتوم و تمپو را پیشنهاد می‌کنند، که شاخص باروری دوره را نشان می‌دهد، این شاخص همان باروری کلی زنانی است که شدت فرزندآوری دوره‌ی تعدیل شده‌ی- تمپو (و یا نسبت‌های افزایش موالید ویژه‌ی سنی) را در طی زندگی خود تجربه کرده‌اند. بعلاوه، روش‌های آن‌ها ابزار مستقیمی را برای محاسبه‌ی تأثیرات سالخوردگی باروری تأمین می‌کند. تحلیل‌های سالخوردگی باروری به این دلیل امکان‌پذیر است که، یک کوهورت فرضی که اساس میزان باروری دوره است نه تنها می‌تواند سطح و زمان‌بندی باروری مشاهده شده در سال تقویمی را تجربه کند، بلکه به‌طور بالقوه می‌تواند سرعت و آهنگ به تعویق افتادن باروری را در طی چرخه‌ی زندگی کوهورت‌های فرضی تجربه کند. این تحلیل‌های سالخوردگی باروری با تقابل فرضیاتی در مورد سرعت تعویق باروری در طی دوره‌ی زندگی یک نسل فرضی بروز پیدا کرد (کولر و ارتگا،۲۰۰۲). روش آن‌ها بر اساس احتمالات افزایش موالید شرطی[2]، می‌باشد و به این صورت تعریف می‌شود، احتمال این‌که یک زن در یک کوهورت فرضی، که x ساله است و فرزند رتبه‌ی jام را دارد، قبل از سن y به موالید رتبه‌ی j+۱ ام برود، با داشتن یک فرزند، فرزند دیگری در بین سنین x و y داشته باشد (کولر

1. Intrinsic Total Fertility Rate(ITFR)

2. Conditional Parity Progression Probability

و ارتگا،۲۰۰۲). احتمالات افزایش موالید شرطی، که در کارهای کولر و ارتگا توسعه یافته است، اساس محاسبه‌ی میزان‌های متنوع افزایش موالید با یک تعدیل مناسب برای تحریف تمپو شد.

تحقیقات انجام گرفته در این زمینه نشان می‌دهد که هنوز مباحث و مناقشات در این مورد وجود دارد. نتیجه‌ی تحقیقات پیشین که در این حوزه صورت گرفته است، دال بر این است که "رفتار کوهورت را نمی‌توان تا قبل از کامل شدن آن رفتار به صورت دقیق اندازه‌گیری کرد". کاربرد روش‌های موجود در بدست آوردن تأثیر تمپو در کشورهای در حال توسعه به دلیل عدم در دسترس بودن داده‌ها مسئله‌ساز شده است. هرچند پیش‌بینی می‌شود که مسئله‌ی عدم دسترسی به داده‌ها می‌تواند با توسعه‌ی روش‌های سرشماری- محور، حل شود (بونگارتز و فینی،۱۹۹۸)

لازم به ذکر است که همانطورکه بونگارتز و فینی اشاره کرده‌اند میزان‌های باروری کل بر حسب میزان افزایش موالید در صورتیکه روش جدول عمر برای محاسبه‌ی میزان‌های افزایش موالید مورد استفاده قرار گیرد کمتر از تغییر در زمان‌بندی فرزندآوری تأثیر می‌پذیرند. اما با این حال بازهم از تمپو تأثیر می‌پذیرند و نمی‌توان تأثیر تمپو را کاملاً حذف کرد.

روش شناسی

روش تحقیق در این بررسی، توصیفی-تحلیلی از نوع مقطعی است که با استفاده از تحلیل ثانویه‌ی داده‌های ۲٪ سرشماری سال ۱۳۸۵صورت گرفته است. داده‌های مورد استفاده شامل تاریخچه موالید زنان ۶۴-۱۵ ساله می‌گردد که توسط عینی‌زیناب (۱۳۹۱) در نمونه ۲٪ سرشماری ۱۳۸۵به روش لوتر و چوا بازسازی شده است. بررسی تأثیر تمپو بر میزان باروری کل در ایران با بهره‌گیری از تغییرات سن فرزندآوری۲ و باروری کل مشاهده شده انجام شده است.

برای تعدیل میزان باروری کل در این تحقیق از فرمول بونگارتز و فینی استفاده شده است. این فرمول پر استفاده‌ترین روش تعدیل میزان باروری کل است که توسط بونگارتز و فینی در سال ۱۹۹۸ ارائه شده است. مزیت اصلی این معادله در این است که تنها به داده‌های TFR و r نیاز دارد که برای بیشتر کشورهای در حال توسعه در دسترس می‌باشد. همچنین از فرمول زنگ-لند نیز برای مقایسه نتایج دو روش برای تعدیل استفاده شده است. در عین حال باید توجه داشت که این مقاله عمدتاً هدف روش‌شناختی دارد بنابراین از سایر روش‌های مورد بحث در قسمت‌های قبل استفاده نشده است.

میزان باروری کل از جمع میزان‌های باروری ویژه‌ی سنی[۳] بدست می‌آید. همچنین این شاخص را

1. Luther, N. Y. and L. J. Cho (1988)

2. Mean Age at Childbearing (MAC)

۳ میزان باروری کل که با استفاده از میزان های باروری ویژه سن محاسبه می شود میزان باروری کل مبتنی بر سن (TFR_{ASFR})

می‌توان با استفاده از نسبت‌های افزایش موالید۱ با کاربرد روش فینی محاسبه نمود. در این تحقیق به جای TFRASFRبر روی TFRPPR تمرکز شده است، زیرا از نقطه نظر تبیینی، میزان‌های باروری ویژه‌ی سنی میزان ایده‌آلی برای مؤلفه‌های میزان باروری کل نیستند. تصمیم یک زن در مورد داشتن فرزند و این‌که فرزند بعدی را داشته باشد یا خیر در ابتدا به سن زن بستگی ندارد. ملاحظات مهم‌تر در این زمینه وضعیت زناشویی، مدت زمان سپری شده از ازدواج وی در صورتی که ازدواج کرده باشد و هنوز فرزندی نیاورده باشد، مدت زمان سپری شده از زمان تولد آخرین فرزند در صورتی که قبلاً فرزندی داشته باشد و همچنین تعداد فرزندانی که قبلاً داشته است، می‌باشند. توالی موالید۲، یک زن به معنی شمار فرزندانی است که یک زن پیش‌تر داشته است. و منظور از، نسبت افزایش موالید انتقال از تولد زن به ازدواج اول (B-M)، انتقال از ازدواج اول به تولد فرزند اول (M-۱)، انتقال از تولد فرزند اول به تولد فرزند دوم (۱-۲)، انتقال از فرزند دوم به فرزند سوم (۲-۳)، و الی آخر می‌باشد. فرمول فینی برای محاسبه TFR از PPR ها به صورت زیر می‌باشد:

(8) TFR=pBpM+pBpMp1+pBpMp1p2+pBpMp1p2p3+pBpMp1p2p3p4+pBpMp1p2p3p4p5+pBpMp1p2p3p4p5p6+pBpMp1p2p3p4p5p6p7+...+pBpMp1p2p3p4p5p6p7 p8 p 9 p10 p11 p12 p13 p14 p15p16

pBpM تعداد مورد انتظار تولد اولین فرزند می‌باشد که در آن pB نسبت افزایش موالید برای انتقال از تولد خود زن به اولین ازدواجش است وpM نسبت افزایش موالید برای انتقال از اولین ازدواج به تولد فرزند اول می‌باشد، pBpMp۱ تعداد مورد انتظار تولد دومین فرزند که۱p نسبت افزایش موالید برای انتقال از تولد اولین فرزند به تولد فرزند دوم می‌باشد، و به همین ترتیب تا انتقال به فرزند شانزدهم.

از آنجا که در داده‌های سرشماری سال ۱۳۸۵ تاریخ ازدواج و یا سن ازدواج بیان نشده است، انتقال اول از تولد زن به تولد فرزند اول در نظرگرفته شده است. بنابراین میزان باروری کل به صورت زیر محاسبه می‌شود:

(9) TFR= p0+p0p1+ p0p1p2+p0p1p2p3+p0p1p2p3p4+p0p1p2p3p4p5+p0p1p2p3p4p5p6+p0p1p2p3p4p5p6p7+p0p1p2p3p4p5p6p7p8+ p0p1p2p3p4p5p6p7p8p9+...+p0p1p2p3p4p5p6p7p8p9p10p11p12p13p14p15p16

p۰، PPR برای انتقال از تولد خود زن به تولد فرزند اول (۰-۱) می‌باشد.

نامیده می‌شود.

۱ میزان باروری کل که با استفاده از نسبت های پیشرفت موالید محاسبه می شود میزان باروری کل مبتنی بر نسبت های موالید (TFR_{PPR}) نامیده می شود.

2. Parity

نسبت های افزایش موالید (PPRها) برای هر یک از دوره های انتقالی با استفاده از جداول عمر محاسبه می‌شوند. جهت برآورد احتمالات فرزندآوری این جداول از مدل رگرسیونی بقاء زمان گسسته، Complementary Log-log (CLL)

برای هر پیشرفت موالید به طور جداگانه استفاده شده است که احتمالات را بر حسب زمان سپری‌شده از شروع دوره انتقالی و برای هر یک از مراتب تولد می‌دهد. مدل CLL اساساً برای کاربرد داده‌های کوهورت ارائه شده است، و در مقاله‌ی ردرفورد و همکاران (۲۰۱۰) برای داده‌های دوره نیز، جهت تحلیل چند متغیره TFR دوره و مؤلفه‌های آن بکار برده شده است) برای اطلاع بیشتر در مورد این مدل، به ردرفورد و همکاران، (۲۰۱۰) رجوع شود.)

نسبت افزایش موالید و میانگین فاصله‌ی بین موالید برای همه‌ی دوره‌های انتقالی محاسبه و میزان باروری کل دوره از نسبت‌های افزایش موالید با استفاده از فرمول فینی محاسبه شده است.

بنابراین میزان باروری کل مشاهده شده، با استفاده از نسبت‌های افزایش موالید و با ضرب این نسبت‌ها مورد محاسبه قرارگرفته است. بدین ترتیب که نسبت افزایش موالید از تولد زن به تولد فرزند اول، میزان باروری کل برای موالید رتبه اول را نشان می‌دهد. میزان باروری کل برای موالید رتبه دوم نیز از ضرب نسبت افزایش موالید از تولد زن به تولد فرزند اول در نسبت پیشرفت از تولد اول به تولد فرزند دوم بدست می‌آید. برای موالید بالاتر نیز به همان ترتیب، باید نسبت‌های افزایش موالید از تولد زن تا تولد فرزند دارای رتبه مورد نظر در هم ضرب گردند. برای تعدیل میزان باروری کل، در این پژوهش از یک دوره‌ی سه ساله (۱۳۸۵-۱۳۸۳) استفاده شده است.

برای محاسبه تغییرات سالانه‌ی میانگین سن فرزندآوری (ri(t از فرمول زیر استفاده می شود:

$$ri(t) = [MACi(t) - MACi(t-3)] / 3 \qquad (10)$$

که در آن (MACi(t میانگین سن فرزندآوری در انتهای دوره برای موالید رتبه‌ی iاُم و (MACi(t-۳ میانگین سن فرزندآوری در ابتدای دوره برای موالید رتبه‌ی iاُم می‌باشد. به دلیل این‌که دوره‌ی مورد بررسی این پژوهش سه ساله است در مخرج کسر تقسیم بر سه بکار رفته است. برای محاسبه (ri(t ، در این پژوهش به‌جای میانگین سن فرزندآوری برای ابتدا و انتهای دوره سه‌ساله، میانگین سن فرزندآوری هر یک از موالید برای دو دوره سه ساله، ۱۳۸۲-۱۳۸۰ و ۱۳۸۵-۱۳۸۳ برآورد و میانگین تغییرات سالانه با استفاده از فرمول شماره (۱۰) محاسبه شده است.

به منظور محاسبه‌ی میزان باروری کل تعدیل شده همچنین می‌توان از روشی که توسط زنگ و لند (۲۰۰۲) ارائه شده است، بهره برد.

زنگ و لند با استفاده از معادله‌ی تغییر رایدر، ثابت کرده‌اند که تغییرات تعدیل شده‌ی تمپو آن‌ها (r*t)، روش بهتری است، زیرا آن‌ها تورش را در کوانتوم مشاهده شده و برای تغییرات تمپویی که به

دلیل تغییرات در زمان‌بندی باروری بوده است، تعدیل می‌کنند (زنگ و لند، ۲۰۰۲).

یافته‌های تحقیق

برای محاسبه‌ی میزان باروری کل دوره برای هریک از رتبه‌های موالید، می‌بایست نسبت‌های افزایش موالید برای زنان ۴۹-۱۵ ساله در دوره‌ی ۱۳۸۵- ۱۳۸۳ مورد محاسبه قرارگیرند. برای بدست آوردن نسبت افزایش موالید، برای هر انتقال از جدول عمر ویژه‌ی باروری استفاده شده است. که نتایج آن در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱.نسبت افزایش موالید برای زنان ۴۹-۱۵ ساله در دوره‌ی سه ساله (۱۳۸۵-۱۳۸۳)

گذار		
دوره انتقالی	احتمال	نسبت افزایش موالید
0-1	p_0	76
1-2	p_1	74
2-3	p_2	46
3-4	p_3	42
4-5	p_4	41
5-6	p_5	44
6-7	p_6	46
7-8	p_7	43
8-9	p_8	42
9-10	p_9	50
10-11	p_{10}	60
11-12	p_{11}	63
12-13	p_{12}	52
13-14	p_{13}	59
14-15	p_{14}	82
15-16	p_{15}	73
میزان باروری کل		1.77

نکته: نسبت‌های افزایش در ۱۰۰ ضرب شده‌اند.

منبع: نمونه ۲٪ سرشماری عمومی نفوس و مسکن سال ۱۳۸۵

همانطورکه در جدول ۱ آمده است، احتمال به‌دنیا آمدن فرزند اول (p۰) برای زنان ۴۹-۱۵ ساله در

دوره‌ی ۱۳۸۵-۱۳۸۳ برابر با ۷۶ درصد می‌باشد. نسبت افزایش موالید برای این دوره‌ی انتقالی چنین تفسیر می‌شود که اگر یک نسل فرضی مثلاً ۱۰۰۰ نفری از زنان، احتمالات داشتن فرزند اول را همانند زنان ۴۹-۱۵ ساله‌ی ایران در فاصله سه ساله قبل از سرشماری سال ۱۳۸۵ تجربه نمایند، تا قبل از ۴۰ سالگی، ۷۶ درصد آن‌ها صاحب فرزند اول خواهند شد. در انتقال بعدی یعنی گذار از تولد فرزند اول به تولد فرزند دوم، ۷۴٪ از زنانی که دارای یک فرزند بوده‌اند اقدام به آوردن فرزند دوم کرده‌اند. این نسبت نیز چنین تفسیر می‌شود که اگر یک نسل فرضی مثلاً ۱۰۰۰ نفری از زنانی که فرزند اول را دارند، احتمالات داشتن فرزند بعدی (دوم) را همانند زنان ۴۹-۱۵ ساله‌ی ایران در فاصله سه ساله قبل از سرشماری سال ۱۳۸۵ تجربه نمایند، تا ۱۰ سال بعد از تولد فرزند اول، ۷۴ درصد آن‌ها صاحب فرزند دوم خواهند شد. این نسبت‌ها تا انتقال از تولد فرزند پانزدهم به شانزدهم، محاسبه شده است.

نتایج حاصل از کاربرد فرمول بونگارتز و فینی و همچنین روش زنگ و لند در جدول ۲ آورده شده است. ستون اول، رتبه‌های موالید را نشان می‌دهد، ستون دوم جدول TFRi میزان‌های باروری کل مشاهده شده در هریک از رتبه‌های موالید می‌باشد، این میزان برای یک دوره‌ی سه ساله (۸۵-۸۳) مورد محاسبه قرارگرفته است. برای بدست آوردن این میزان‌ها، همانطورکه پیش‌تر توضیح داده شده است از نسبت‌های افزایش موالید برای هر یک از رتبه‌های موالید استفاده شده است. بدین صورت که مثلاً ۰/۷۶ میزان باروری کل برای موالید رتبه‌ی اول است که همان احتمال به‌دنیا آمدن فرزند اول (p۰) برای زنان ۴۹-۱۵ ساله در دوره‌ی ۸۵-۸۳ می‌باشد (TFR۱t = p۰ به همین ترتیب TFR۲t=p۱*p۰ که درآن p۰ احتمال به دنیا آمدن فرزند اول و p۱ احتمال به‌دنیا آمدن فرزند دوم برای زنان دارای فرزند اول می‌باشد. میزان باروری کل برای موالید رتبه‌ی دوم ۰/۵۶ می‌باشد. بدین ترتیب تا موالید رتبه‌ی شانزده این پروسه باید ادامه داشته باشد. مجموع میزان‌های باروری کل برای هریک از رتبه‌های موالید، میزان باروری کل می‌باشد که برابر ۱/۷۷ می باشد.

جدول ۲. میزان باروری کل تعدیل شده به روش بونگارتز و فینی و روش زنگ و لند

رتبه موالید	$TFR_{(i)}$	میانگین سن فرزندآوری (MAC) در دوره 1380-82	1383-85	ΔMAC	تعدیل به روش بونگارتز و فینی $r_{(i)i}$	$TFR_{i(adj)}$	زنگ و لند $r^*_{(i)}$	$TFR_{i(adj)}$
اول	0.76	22.5	23.2	0.7	0.23	0.99	0.3	0.99
دوم	0.56	26.2	26.8	0.57	0.19	0.69	0.23	0.69
سوم	25	28.7	29.5	0.8	0.26	0.35	0.36	0.35
چهارم	0.1	30.4	30.6	0.2	0.06	0.11	0.07	0.11
پنجم	0.04	31.7	32.1	0.39	0.13	0.051	0.14	0.051
ششم	0.01	32.5	32.5	0-.01	-0.003	0.019	-0.003	0.019
هفتم	0.01	33.4	32.7	0-.72	-0.24	0.009	-0.19	0.009
هشتم	0.003	33.7	33.3	0-.4	-0.13	0.003	-0.11	0.003
نهم	0.001	33.4	33.9	0.55	0.18	0.0019	0.22	0.0019
دهم	0.0008	33.2	32.9	0-.38	-0.12	0.0007	-0.11	0.0007
یازدهم	0.0004	35.1	32.4	2-.71	-0.9	0.00020	-0.47000	0.00020
دوازدهم	0.0003	35.6	32.3	3-.29	-1.09	0.00014	-0.52000	0.00014
سیزدهم	0.0001	35.7	33.1	-2.52	-0.84	0.00009	-0.45000	0.00009
چهاردهم	0.00007	34.6	35.5	0.86	-0.28	0.00011	0.40000	0.00011
پانزدهم	0.00007	36.7	34.3	2-.36	-0.78	0.00004	-0.44000	0.00004
شانزدهم	0.00005	33.4	35.4	2.02	-0.67	0.00017	2.06000	0.00017
TFR	1.77					2.24		2.24

ستون سوم جدول ۲ میانگین سن فرزندآوری برای هریک از رتبه‌های موالید، در دوره سه ساله ۸۲-۱۳۸۰ را نشان می‌دهد و ستون چهارم بیانگر میانگین سن فرزندآوری زنان در دوره سه ساله ۸۵-۱۳۸۳ می‌باشد. با این توضیح که برای دوره‌ی ۱۳۸۵-۱۳۸۳، میانگین سن فرزندآوری زنان ۴۹-۱۵ ساله در هر یک از ترتیب موالید محاسبه شده است و برای دوره ۱۳۸۲-۱۳۸۰ میانگین سن فرزندآوری زنان ۵۲-۱۸ ساله محاسبه شده است. زیرا زنان ۴۹-۱۵ ساله دوره سه ساله ۱۳۸۲-۱۳۸۰، در زمان سرشماری ۱۳۸۵، ۵۲-۱۸ ساله بوده‌اند. میانگین سن فرزندآوری در دوره اول و دوم با تغییراتی همراه بوده است. به عنوان مثال، میانگین سن فرزندآوری زنان در دوره اول در هنگام به دنیا آوردن فرزند اول ۲۲/۵ بوده است و در دوره دوم میانگین سن فرزندآوری زنان در هنگام تولد نخستین فرزند خود ۲۳/۲ بوده است. اختلاف بین میانگین سن فرزندآوری دو دوره در ستون پنجم (ΔMAC) آمده است.

میانگین سن فرزندآوری برای رتبه‌های اول تا رتبه‌ی ششم در دوره دوم بیشتر از میانگین سن فرزندآوری در دوره اول بوده است. اما از رتبه‌ی موالید ششم به بعد این روند تغییر کرده است و میانگین سن فرزندآوری زنان در دوره اول بیشتر از میانگین سن فرزندآوری در دوره دوم بوده است. علت

چنین امری احتمالاً این است که در رتبه‌های پایین موالید، زنان معمولاً فرزندآوری خود را در سنین بالاتر محقق می‌کنند در حالیکه افرادی که به رتبه‌های موالید بالاتر می‌روند از آنجا که برنامه‌ای برای تنظیم باروری خود ندارند در میانگین سنی پایین‌تر فرزندان خود را به‌دنیا آورده‌اند. البته استثناهایی در رتبه‌ی موالید چهاردهم و شانزدهم وجود دارد در این رتبه‌های موالید میانگین سن فرزندآوری زنان در انتهای دوره بیشتر از ابتدای دوره بوده است. برای محاسبه‌ی تغییرات سالانه‌ی میانگین سن فرزندآوری rit ، تفاضل میانگین سن فرزندآوری برای هریک از مراتب موالید در دوره اول و دوم، MAC)Δ) بر سه تقسیم شده است (دوره‌ی مورد بررسی سه ساله است) نتیجه در ستون ششم ritآمده است.

برای محاسبه‌ی میزان باروری تعدیل شده TFRadj ، میزان باروری کل تعدیل شده برای هریک از رتبه‌های موالید بدست آمده است. مجموع این میزان‌ها، میزان باروری کل تعدیل شده است، که در روش بونگارتز و فینی برابر با ۲/۲۴ می‌باشد.

دو ستون انتهایی جدول، به منظور محاسبه‌ی میزان باروری تعدیل شده به روش زنگ و لند، تنظیم شده است. همانطورکه اشاره شد در این روش تغییرات r نیز لحاظ شده است میزان باروری کل دوره‌ی تعدیل شده به این روش نیز همانند روش بونگارتز و فینی، ۲/۲۴ می‌باشد.

میزان باروری تعدیل شده با استفاده از روش بنگارتز و فینی و همچنین با استفاده از روش زنگ و لند نسبت به میزان باروری کل مشاهده شده بالاتر است و این نشان می‌دهد که باروری ایران تحت تأثیر تمپو (زمانبندی) قرارگرفته است. و این فرضیه را که بخشی ازکاهش باروری ایران به دلیل تأخیر در سن فرزندآوری است ثابت می‌کند و تحریفات تمپو (زمانبندی) در محاسبه باروری باید لحاظ گردند.

بحث و نتیجه‌گیری

به اعتقاد جمعیت‌شناسان، میزان‌های دوره باروری مانند میزان باروری کل، با تغییر در زمانبندی باروری، انحراف می‌یابند. میزان‌های باروری معمول، شاخص‌های غیر دقیقی را از سطح کامل شده‌ی باروری که به‌طور ضمنی نشان دهنده‌ی رفتار تولید مثل فعلی است، ارائه می‌دهد. به این دلیل که تعداد و میزان‌های موالید در طی سال‌هایی که زنان باروری خود را به تأخیر می‌اندازند کمتر نشان داده می‌شود و در سال‌هایی که باروری خود را جلو می‌اندازند بیشتر نشان داده می‌شود. رایدر (۱۹۵۶) به این بحث پرداخته است که میزان‌های دوره‌ی باروری این مشکل اساسی را دارند و می‌بایست مورد توجه قرارگیرند. در عمل اما به دلیل فقدان یک روش مورد قبول برای حل این مشکل، در استفاده از این میزان‌ها سعی در نادیده گرفتن این مشکل شده است. با این‌حال، کارهای جدی انجام گرفته در این زمینه بیشتر به کارهای بونگارتز و فینی معطوف می‌باشد. بونگارتز و فینی برای ارائه‌ی درک بهتر از باروری فعلی به جای برآورد آینده‌ی باروری کوهورت، میزانی تحت عنوان میزان باروری کل تعدیل شده ارائه

دادند. در این مقاله سعی شده است علاوه بر مرور روش‌های موجود تعدیل میزان‌های باروری دوره‌ای، با استفاده از روش تعدیل بونگارتز و فینی و همین‌طور با استفاده از روش زنگ و لند به تعدیل میزان باروری کل دوره برای ایران در دوره‌ی ۱۳۸۵-۱۳۸۳ پرداخته شود. این تعدیل با این هدف انجام گرفته است تا به این سؤال پاسخ داده شود که آیا کاهش اخیر در میزان باروری کل کشور تحت تأثیر تمپو (زمانبندی) باروری بوده است؟

یافته‌ها نشان می‌دهند که میزان باروری کل در ایران تا حدودی تحت تأثیر تمپوی باروری، یعنی تأخیر در فرزندآوری، بوده است. افزایش سن فرزندآوری بخصوص در موالید رتبه‌های پایین علاوه بر اینکه شاخص‌های حجمی باروری دوره‌ای را کمتر از مقدار واقعی نشان می‌دهد، می‌تواند با افزایش طول یک نسل[1]، آهنگ رشد جمعیت را نیز کند نماید. بر اساس مقاله‌ی کولر و ارتگا، تأخیر در باروری حاکی از آن است که کشورهای مورد بررسی یک "بدهی جمعیتی"[2] ، به لحاظ بچه‌هایی که به دنیا آمدنشان را به آینده موکول کرده‌اند، دارند. این بدهی در آینده احتمالاً جبران خواهد شد و باروری کوهورت در پاسخ به این "بدهی" افزایش خواهد یافت، البته مشروط به این‌که شرایط اجتماعی- اقتصادی در دهه‌های آتی منجر به کاهش انگیزه‌ی داشتن فرزند اول و دوم نشود. به عبارت دیگر انگیزه برای داشتن دو فرزند به‌طور بالقوه در جامعه وجود دارد اما بالفعل شدن این امر بستگی زیادی به سیاست‌گذاری‌های دولت‌مردان در زمینه‌های اقتصادی و اجتماعی دارد. نگرانی‌های موجود در زمینه‌ی کاهش میزان باروری به زیر سطح جانشینی عمدتاً معطوف به شاخص‌های حجمی باروری می‌باشد که با توجه به یافته‌های این پژوهش، اندکی اغراق‌آمیز به‌نظر می‌رسد. افزایش سن فرزندآوری یکی از عواملی است که در کاهش رشد جمعیت و نیز کاهش باروری دوره‌ای دخیل می‌باشد. درصورتیکه سیاست‌های جمعیتی، ثُبات اقتصادی و بهبود شرایط اجتماعی را شامل نگردند باروری زیر سطح جانشینی و حتی رشد منفی جمعیت نیز دور از انتظار نخواهند بود.

منابع

عینی‌زیناب، حسن (۱۳۹۱). **بازسازی تاریخچه موالید زنان ۶۴-۱۵ ساله نمونه ۲٪ سرشماری سال ۱۳۸۵ ایران (داده‌های خام)**، مرکز مطالعات و پژوهش‌های جمعیتی آسیا و اقیانوسیه، تهران، ایران.

میرزایی، محمد، حبیب الله زنجانی، حسن سرایی، سید محمد سید میرزایی، محمد جلال عباسی شوازی و شهلا کاظمی‌پور (۱۳۸۲). بررسی و تحلیل مسایل و چالش‌های جمعیتی ایران و پیامدهای آن- گزارش طرح پژوهشی کمسیون جمعیت و چالش‌های اجتماعی شورای عالی

1. Length of a generation
2. Demographic debt

انقلاب فرهنگی.

Bongaarts, J. and G. Feeney. (1998). "On the quantum and tempo of fertility," *Population and Development Review*, 24:271-291

Feeney, G. (1986). "Period Parity Progression Measures of Fertility in Japan." *NUPRI Research Papers Series*. No.35. Tokyo: Nihon University Population Research Institute.

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.

Kohler, H-P. and J.A Ortega. (2002). "The emergence of lowest-low fertility in Europe during the 1990s." *Population and Development Review* 28: 641-680.

Luther, N. Y. and L. J. Cho. (1988). "Reconstruction of birth histories from census and household survey data." *Population Studies* 42: 451–72.

Mc Donald, P. and R. Kippen. (2007). "The Intrinsic Total Fertility Rate: A New Approach to The Measurement of Fertility." Paper to the Annual Meeting of Population Association of America, New York

Ní Bhrolcháin, M.1992 (). "Period paramount? A critique of the cohort approach to fertility." *Population and Development Review* 18: 599–629.

Retherford, R.D., N. Ogawa, R. Masukura, and H. Eini-Zinab. (2010). "Multivariate Analysis of Parity Progression- Based Measures of the Total Fertility Rate and Its Components Using Individual- Level Data." *Demography*, 47: 97-124.

Ryder, N. (1956). "Problems of Trend Determination During a Transition in Fertility". *Milbank Memorial Fund Quarterly* 34: 5–21.

Schoen, R. (2004). "Timing effects and the interpretation of period fertility." *Demography* 41(4):801-819

Zeng, Y. and K.C. Land. (2002). "A sensitivity analysis of the Bongaarts-Feeney method for adjusting bias in observed period total fertility rates." *Demography* 38: 17-28.