

تعدیل اریب برآورد مرگ و میر کودکان با استفاده از روش براس - تراسل و رویکرد نسل‌های فرضی بین دو سرشماری در ایران^۱

مجید کوششی*، محمد ترکاشوند**

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۱۱/۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۹/۲

چکیده

هدف این مقاله ارزیابی و تصحیح خطای برآورد روش براس در شرایط کاهش باروری است. تغییرات متوسط شمار زنده‌زایی و متوسط شمار کودکان فوت شده برای نسل‌های فرضی در دوره‌های ۱۰ و ۵ ساله بین سال ۱۳۶۵ تا ۱۳۹۰ با استفاده از داده‌های سرشماری‌های ایران، مبنای ارزیابی نتایج این روش در این مقاله قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که برآورد هر دو شاخص مرگ و میر کودکان زیر یک و پنج سال در جریان کاهش باروری کشور در سال‌های ۱۳۶۵ تا ۱۳۷۵ حدود ۱۴ درصد و در سال‌های بعد از کاهش سریع باروری، یعنی دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰، حدود ۳۷ درصد بیش‌برآورد دارد. با حذف خطای غیرتصادفی این روش میزان مرگ و میر کودکان زیر یک سال در سال ۱۳۸۴ حدود ۲۳ در هزار و میزان مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال حدود ۳۰ در هزار برآورد می‌شود. این نتایج با برآوردهای آژانس‌های بین‌المللی فاصله زیادی نداشته و بیان‌کننده کم‌ثبتي چشمگیر در مرگ و میر کودکان کشور است. بر اساس رویکرد این مقاله، سامانه ثبت وقایع حیاتی کشور کمتر از ۵۴ درصد از فوت کودکان زیر ۵ سال را در سال ۱۳۸۴ ثبت کرده است و برآوردهای آمارگیری جمعیتی - بهداشتی نیز حدود ۱۵ تا ۲۵ درصد کم برآوردی داشته است.

کلید واژه‌ها: روش‌های برآورد جمعیتی، روش نوعی براس، روش خلاصه سابقه باروری، برآورد مرگ و میر کودکان، مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال.

۱. این مقاله با استفاده از یافته‌های پژوهشی طرح «تهیه و توسعه یک نقشه راه برای اندازه‌گیری شاخص‌های مرگ و میر برای همه استان‌ها شامل علت فوت و آزمون مدلی برای رفع کم‌ثبتي‌های مرگ و میر» که برای سازمان ثبت احوال کشور و با حمایت مالی صندوق جمعیت سازمان ملل متحد در ایران انجام شده، تهیه شده است.

*. استادیار گروه جمعیت‌شناسی دانشگاه تهران

kooshesh@ut.ac.ir

m.torkashvand@ut.ac.ir

** دانشجوی دکتری جمعیت‌شناسی دانشگاه تهران

مقدمه

فنون گردآوری اطلاعات جمعیتی از نظر روش شناختی به دو روش شناخته شده مشاهده^۱ و ثبت محدود می‌شود. جایی که موضوع اندازه‌گیری و گردآوری اطلاعات جمعیتی، اقتصادی و اجتماعی است، مشاهده فن مناسب برای آمارگیری است و تجربه نشان داده است که این روش دقت قابل قبول و بالایی در انجام این مأموریت دارد. با وجود این، تجربه سال‌ها و دهه‌ها استفاده از روش مشاهده برای گردآوری اطلاعات در موضوعاتی که روش ثبت مناسب تشخیص داده می‌شود، بیان‌کننده ناکامی گسترده این روش و بی‌نتیجه ماندن چنین یافته‌هایی است. برای اثبات این مدعا، تنها اشاره‌ای به ناکامی شمارش متولدین و فوت‌های یک سال گذشته در سرشماری ۱۳۶۵ و آمارگیری‌های ۱۳۷۰، ۱۳۷۵ و ۱۳۸۵ کافی است. بنابراین بدون نیاز به بحث بیشتر، می‌توان نتیجه گرفت که گردآوری لاقفل فراوانی رویدادهای جمعیتی، حتی اطلاعات مربوط به مهاجرت، جز از طریق روش ثبت ممکن نیست و تا زمانی که دقت ثبت آمار رویدادهای جمعیتی افزایش نیافته، اطمینانی به شاخص‌های جمعیتی مبتنی بر این داده‌ها وجود ندارد، مگر اینکه با برآوردهای حاصل از روش‌های غیرمستقیم ترکیب شود. نقص فاحش ثبت رویدادهای ولادت و مرگ و ناتوانی روش مشاهده در گردآوری اطلاعات از طریق پرسش مربوط به وقوع تولد و مرگ در یک‌سال گذشته موجب تداوم انحصار برآورد مرگ‌ومیر کودکان با روش‌های غیرمستقیم به ویژه روش براس شده است. به‌گونه‌ای که در بسیاری از کشورها از جمله ایران، این روش‌ها همچنان ممکن‌ترین روش برآورد مرگ‌ومیر کودکان باقی مانده‌اند.

با وجودی که به دلایل گفته شده در بالا، کاربرد روش‌های مبتنی بر شمار متوسط فرزندان زنده به دنیا آمده و زنده مانده موجه است، اما مفروضات سخت روش اولیه که در اینجا روش کلاسیک براس و براس - تراسل نامیده شده است، مستلزم توجه خاصی است. نتایج روش کلاسیک در شرایط مرگ‌ومیر متغیر و روش براس - تراسل در شرایط باروری متغیر بالقوه مستعد اریب قابل توجهی در برآورد مرگ‌ومیر کودکان زیر ۵ سال هستند. هدف این مقاله تخمین میزان این اریب و در نهایت تلاش برای تصحیح نتایج حاصل از این روش‌ها است.

1. Observation

2. Registration

مبنای روش براس - تراسل

میزان مرگ اطفال زیر یک‌سال (IMR)^۱ و میزان مرگ کودکان زیر ۵ سال (U5MR)^۲ شاخص‌های متداول برای سنجش مرگ کودکان است. میزان و در واقع احتمال مرگ اطفال زیر یکسال بیان‌کننده شمار مرگ تا قبل از یک‌سالگی و میزان مرگ کودکان زیر ۵ سال بیان‌کننده شمار مرگ تا قبل از پنج‌سالگی به ازای هر هزار تولد زنده است. این دو میزان شاخص‌های مهمی هم برای پایش وضعیت سلامت و هم در انجام مطالعات جمعیتی، هستند. دو روش برای سنجش این شاخص وجود دارد. در روش مستقیم تعداد ثبت یا شمارش شده فوت زیر یک‌سال و زیر ۵ سال در یک‌سال تقویمی بر متولدین زنده ثبت یا شمارش شده در همان سال تقسیم می‌شود. همان‌طور که در بالا به اختصار اشاره شد دقت این میزان کاملاً تابع دقت شمارش و ثبت مولید و فوت کودکان زیر ۵ سال است. وقتی خطای شمارش و ثبت مولید و فوت کودکان غیرقابل اغماض باشد، فنون غیرمستقیم تنها روش برای برآورد مرگ کودکان است که خود مستلزم دسترسی به داده‌هایی است که به‌طور غیرمستقیم فوت کودکان را اندازه‌گیری کند.

بر خلاف برآورد مرگ بزرگسالان، روش‌های برآورد مرگ کودکان چندان متنوع نیستند. همه روش‌های موجود متکی به تجربه باروری مادران بوده و از زمان ابداع روش براس، بیشتر تلاش‌ها در جهت بهبود برازش یا تطبیق آنها با شرایط جمعیتی کشورهای توسعه‌نیافته، صورت گرفته است. روش کلاسیک براس بر تصویری ساده از سنجش غیرمستقیم مرگ کودکان استوار است. اگر شمارش فوت کودکان در سرشماری و یا ثبت آن در نظام ثبت مدنی از دقت لازم برخوردار نیست، شمارش کل فرزندان زنده متولد شده و زنده مانده با استفاده از روش مشاهده در تمام سرشماری‌ها و آمارگیری‌ها میسر و بالنسبه دقیق‌تر و یا دست‌کم خطای اندازه‌گیری آن شناخته‌شده‌تر است. ویلیام براس این ایده ساده را در سال ۱۹۶۴ مطرح کرد و در سال ۱۹۷۵ توسعه داد. براس دریافت که نسبت فوت به دست آمده از این داده‌ها از الگوی سنّی باروری که توزیع فرزندان هر گروه سنّی از زنان را بر حسب مدّت در معرض مرگ قرار گرفتن تعیین می‌کند، تأثیر می‌پذیرد. وی با استفاده از معادله یک‌جمله‌ای درجه سوم با منحنی

-
1. Infant Mortality Rate
 2. Under 5 Mortality Rate

ثابت ولی سن متغیر، ضرایبی را برای تبدیل نسبت کودکان فوت شده به احتمال مرگ به دست آورد. این ضرایب در روش براس از تقسیم متوسط شمار زنده‌زایی زنان گروه سنی ۱۹-۱۵ ساله به این مقدار برای گروه سنی ۲۴-۲۰ به دست می‌آید (هیل، زلوتنیک و تراسل، ۱۹۸۳: ۷۳).

اگرچه هدف این مقاله معرفی کامل روش براس و رهیافت‌های بعدی در برآورد غیرمستقیم مرگ کودکان نیست، اما برای مقایسه و تحلیل نتایج ارائه‌شده در این مقاله لازم است که مروری بر پیش‌فرض‌های این روش ارائه شود. مفروضات اصلی روش کلاسیک براس عبارتند از اینکه:

- ۱- ریسک مرگ یک کودک تنها تابعی از سن کودک است و از هیچ عامل دیگری همچون سن مادر یا ترتیب تولد کودک تبعیت نمی‌کند (هیل، زلوتنیک و تراسل، ۱۹۸۳: ۷۳).
 - ۲- سطح مرگ و میر طی سه دهه قبل از سرشماری مورد نظر یا تحقیق پیمایشی ثابت بوده باشد (سازمان ملل متحد، ۱۹۸۹: ۲۲). در این صورت مقدار به دست آمده برای احتمال فوت تا سن x تنها تابع طول در معرض مرگ بودن فرزندان است و میزان مرگ اطفال زیر یک‌سال و کودکان زیر ۵ سال برای زنان در همه گروه‌های سنی برابر خواهد بود.
 - ۳- توزیع سنی فرزندآوری نقشی اساسی و مهم در تعیین رابطه بین نسبت فوت فرزندان زنان هر گروه سنی و احتمال مرگ آنها بازی می‌کند. اهمیت این عامل در این است که در الگوی باروری جوان‌تر یا زودرس^۱، طول در معرض مرگ بودن فرزندان زنان در هر گروه سنی بیشتر و بنابراین احتمال مرگ این کودکان بالاتر از فرزندان زنان همان گروه سنی در الگوی فرزندآوری متاخر^۲ است.
- فرض ثابت الگوی سنی باروری بر این اساس شکل گرفته است که وقتی این الگو ثابت باشد، متوسط شمار زنده‌زایی زنان ۱۹-۱۵ ساله همان مقداری است که زنان ۲۴-۲۰ ساله، پنج سال قبل تجربه کرده‌اند. بنابراین نسبت متوسط شمار زنده‌زایی گروه اول تقسیم بر گروه دوم که برای تبدیل نسبت فوت به احتمال مرگ کودکان ضروری است، به خوبی معرفی از باروری طول عمر زنان این جمعیت خواهد بود (سازمان ملل متحد، ۱۹۸۹: ۲۳-۲۲).

1. Early childbearing

2. Late childbearing

برآورده شدن فرض دوّم روش براس، این امکان را به محقق می‌دهد تا میزان به‌دست‌آمده برای مرگ کودکان زیر یک‌سال و زیر ۵ سال را به دوره‌های قبل و به طریق اولی به دوره جاری تعمیم دهد. چنانچه باروری ثابت و یا تقریباً ثابت و داده‌های شمار فرزندان زنان قابل اعتماد باشد، این نسبت نباید از یک گروه سنی زنان به گروه سنی دیگر تغییر کند.

با همان رویکرد روش براس، ویلیام براس و مک‌رای^۱ (۱۹۸۴) روش ساده دیگری را معرفی کردند که بدون نیاز به اندازه‌گیری شمار فرزندان با طرح پرسش‌های ساده، که از مادران پاسخ‌های ساده بلی - خیر می‌خواهند، قادر است از سابقه باروری آنان مرگ‌ومیر کودکان‌شان را برآورد کند. این روش ابتدا برای استفاده از داده‌های ثبت درمانگاهی و بیمارستانی ابداع شد ولی در حال حاضر برای برآورد مرگ کودکان از نتایج تحقیقات پیمایشی، مثل تحقیقات جمعیتی - بهداشتی، به کار برده می‌شود (سازمان ملل متحد ۱۹۸۹). پاسخ‌ها مشخص می‌کند که چه تعداد از زنان اخیراً بارداری داشته‌اند؟ چه تعداد از آبستنی‌ها به تولد زنده ختم شده و در نهایت چه تعداد از تولدها در حال حاضر زنده هستند. سادگی این روش و بی‌نیازی آن به تعداد فرزندان، که همواره یکی از مشکلات داده‌های مورد استفاده در روش کلاسیک براس بوده است، از امتیازات مهم این روش به حساب می‌آید. در عین حال نقص این روش وقتی که داده‌های بیمارستانی و درمانگاهی استفاده می‌شود، به‌ویژه در جمعیت‌هایی که سهمی از زایمان‌ها در منزل یا هر جایی غیر از درمانگاه و بیمارستان رخ می‌دهد، غیر معرف بودن داده‌ها است. این روش حتی وقتی پوشش تحقیقات پیمایشی و یا ثبت بیمارستانی کامل باشد، مناسب برآورد مرگ کودکان در جمعیت‌هایی که باروری و مرگ‌ومیر رو به کاهش دارند، نیست.

روش دیگری که در گروه روش‌های نوعی براس طبقه‌بندی می‌شود، شامل دو دسته از فنون غیرمستقیم برآورد است. دسته اول به روش برآورد مرگ کودکان بر اساس تغییرات نسل‌های واقعی^۲ زنان و دسته دوم به برآورد مرگ کودکان بر اساس تغییرات نسل‌های فرضی^۳ زنان موسوم است. در هر دو روش، برآوردها بر شمار فرزندان زنده به دنیا آمده و در حال حاضر زنده اضافه شده به شمار فرزندان زنان در سنین تجدید نسل متکی است. بنابراین در صورتی که داده‌های شمار

1. S.Macrae

2. Experience of true cohorts

3. Hypothetical intersurvey cohort

فرزندان در دو سرشماری یا برای نسل‌های واقعی موجود باشد، می‌توان فرزندان زنده به دنیا آمده و زنده مانده زنان در دوره‌های تغییر باروری را به دست آورد و بنابراین با حذف اثر کاهش یا افزایش باروری (فرض سوم) مرگ کودکان را برآورد کرد.

در مقایسه با روش‌های متکی به داده‌های مقطعی، مزیت اصلی این روش‌ها بی‌اثر بودن تغییرات باروری بر برآوردهای مرگ کودکان است، اگرچه از لحاظ نظری بر منطق اصلی روش براس استوار است. مهم‌ترین منبع خطای سیستماتیک در این دو روش، به‌ویژه برآورد مبتنی بر داده‌های نسل‌های فرضی که در این مقاله استفاده شده است، همان خطاهای اندازه‌گیری شمار فرزندان است. با وجود این، از آنجاکه داده‌های دو سرشماری یا دو تحقیق پیمایشی استفاده می‌شود، فرض مهم در تعیین درجه اعتبار نتایج، همسانی این خطاها در دو منبع مورد استفاده برای داده‌ها است.

پیشینه تحقیق

ویژگی‌ها، امتیازات و محدودیت‌های برآورد مرگ کودکان زیر ۵ سال با استفاده از داده‌های غیرمستقیم شمار زنده‌زایی و زنده‌مانی فرزندان زنان در سن باروری ناشناخته نیست. در روش اصلی مورد استفاده در این مقاله، که اولین بار در سال ۱۹۶۴ و ۱۹۷۵ توسط ویلیام براس معرفی و تصحیحات بعدی آن توسط سولیوان (۱۹۷۲) و تراسل (تراسل، ۱۹۷۵؛ تراسل و منکن، ۱۹۸۴) انجام شد، فرض می‌شد که باروری و مرگ کودکان طی ۱۵ تا ۲۰ سال گذشته ثابت است. بنابراین از همان ابتدای ابداع این روش مشخص بود که وقتی مرگ‌ومیر و باروری تغییر می‌کند، برآوردهای مرگ کودکان با استفاده از این روش دربردارنده مقداری اریب ناشی از این تغییرات است، خصوصاً اینکه این روش‌ها برای اندازه‌گیری شاخص‌های جمعیتی کشورهای در حال توسعه، که در همان سال‌ها چنین تغییراتی را تجربه می‌کردند، ساخته شده بود. بنابراین از دهه ۱۹۷۰ پژوهش‌های بسیاری در مورد ناسازگاری این روش با شرایط کشورهای در حال توسعه انجام و تصحیحات بیشتری در این روش‌ها به وجود آمد. زلوتنیک و هیل (۱۹۸۱) با اشاره به محدودیت‌های روش اصلی، روشی را پیشنهاد کردند که به روش نسل‌های فرضی معروف است. ضمن اینکه روش پیشنهاد شده از سوی آنان حاوی این خطا بود که در فاصله دو سرشماری یا دو آمارگیری، شمار فرزندان افزوده شده به متوسط شمار

زنده‌زایی زنان، دقیقاً زنده‌زایی آنان در این دوره را اندازه می‌گیرد، در حالی که شمار افزوده شده به متوسط فرزندان فوت شده طی یک دوره ممکن است مرگ کودکانی را نیز شامل شود که در ابتدای دوره زنده بوده‌اند. اما این روش به خوبی می‌تواند عنصر تغییر باروری زنان را بر برآوردها کنترل کند. هیل در کار بعدی خود در سال ۱۹۹۱ تلاش کرد تا با استفاده از روش نسل‌های فرضی بین دو سرشماری بر مسئله تغییرات باروری فائق آید (هیل، ۱۹۹۱: ۳۷۷-۳۷۴). در حقیقت پژوهش زلوتنیک و هیل (۱۹۸۱) و هیل (۱۹۹۱) که در منطقه جاوا و بالی انجام شد، پیشینه اصلی پژوهش حاضر هستند. کار لی‌گرانند و فیلیپس (۱۹۹۶) به آزمون مفروض دیگری از روش اصلی اختصاص یافت. آنان تلاش کردند تا نقد بنگارت به رابطه بزرگ‌نمایی شده بین فاصله موالید و سن مادر را ارزیابی کنند. فرضی که در برآورد غیرمستقیم مرگ کودکان با روش براس مسلم گرفته شده است.

در ایران، هرچند مطالعه مشخصی برای نشان دادن میزان اریب این روش در برآورد مرگ کودکان انجام نشده، اما روش اصلی براس به طور گسترده به کار برده شده است. حدود چهار دهه پیش‌تر اولین برآوردهای مرگ‌ومیر کودکان از نتایج طرح اندازه‌گیری رشد جمعیت ایران (ارج) که در سال‌های ۵۵-۱۳۵۲ اجرا شد، به دست آمد (مرکز آمار ایران، ۱۳۵۶). پس از پیروزی انقلاب اسلامی و با وجود انجام چهار سرشماری و یک آمارگیری جاری، پژوهش‌های محدودی در مورد برآورد مرگ‌ومیر کودکان با استفاده از روش براس انجام شد. با اینکه از این روش در چند طرح پژوهشی بنیادی و مکرراً در طرح‌های پژوهشی توسعه‌ای استفاده شده است، اما تاکنون هیچ نوشته‌ای در زمینه مزیت‌ها و محدودیت‌های این روش برای برآورد مرگ کودکان در ایران منتشر نشده است. اولین برآوردها برای مرگ کودکان زیر ۵ سال در سطح ملی و استانی توسط زنجانی و کوششی در سال ۱۳۷۱ منتشر شد. در این گزارش، با برآورد مرگ کودکان زیر ۵ سال جداول عمر کشور و استان‌ها با استفاده از جداول منطقه‌ای غرب کول و دمنی ساخته شده است. از آنجا که جمعیت کشور و استان‌ها در دهه ۱۳۶۰ را می‌توان شبه‌ثابت فرض کرد، روش به کار برده شده (براس - تراسل) برآوردهای نسبتاً خوبی از این شاخص جمعیتی - بهداشتی مهم ارائه کرده است. پژوهش دوم در سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۷۵ در مؤسسه تحقیقات اجتماعی دانشگاه تهران انجام و در سال ۱۳۷۵ در قالب گزارش‌های این مؤسسه منتشر شد (میرزایی و دیگران، ۱۳۷۵). اعتبار برآوردهای این تحقیق برای سال ۱۳۶۵ و

حتی ۱۳۷۰، نیز به دلیل شرایط شبه‌ثابت جمعیت کشور در دهه ۱۳۶۰ قابل توجه است. همچنین به همین روش و با جزئیات بیشتر، زنجانی و نوراللهی (۱۳۷۹) جداول عمری مبتنی بر برآوردهای مرگ کودکان زیر ۵ سال را برای استان‌های کشور به تفکیک جنس برای سال ۱۳۷۵ ارائه کردند. بدین ترتیب این سه پژوهش را برای سه مقطع ۱۳۶۵، ۱۳۷۰ و ۱۳۷۵ برآوردهایی از میزان‌های مرگ کودکان زیر یک و زیر پنج سال کشور و استان‌ها ارائه کرده‌اند. مطالعه دیگری که بدون تصحیح اثر تغییر در الگوی سنی باروری، میزان مرگ کودکان زیر ۵ سال را برآورد کرده است، در مقاله‌ای در سال ۱۳۹۲ منتشر شد (کوششی، خسروی و ساسانی‌پور، ۱۳۹۲: ۵۷). روش به کار برده شده در این مقاله بدون کنترل اریب بیش‌برآورد این روش، میزان مرگ کودکان زیر یک سال دو جنس در استان فارس را در سال ۱۳۸۵ حدود ۲۸ در هزار برآورد کرده است.

روش تحقیق و داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش، اطلاعات مربوط به شمار فرزندان زنده به دنیا آمده و زنده مانده زنان در سنین فرزندآوری و در گروه‌های سنی پنج ساله در سرشماری‌های ۱۳۶۵، ۱۳۷۵، ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰ است. با ذکر این نکته که این اطلاعات در دو سرشماری ۱۳۷۵ و ۱۳۸۵ به صورت آمارگیری نمونه‌ای گردآوری شده است. اعتبار این اطلاعات مشمول قواعد عمومی اندازه‌گیری شمار فرزندان است. مهم‌ترین قاعده، مربوط به خطای متفاوت گزارش فرزندان توسط مادران جوان (زیر ۲۰ سال) و مادران ۳۵ ساله و بیشتر است.^۱ فنون مورد استفاده در این مقاله در زیرگروه‌های روش نوعی براس طبقه‌بندی می‌شود. مهم‌ترین مقادیر به دو نسبت که بیان‌کننده متوسط شمار فرزندان زنده به دنیا آمده (P_i) و زنده مانده (S_i) زنان تا آخرین سن در گروه سنی i ، اختصاص دارد. نسبت فوت کودکان (D_i) با استفاده از این دو مقدار و به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$D_i = 1 - \frac{S_i}{P_i} = \frac{CEB_i - CS_i}{CEB_i} = \frac{ACD_i}{P_i} \quad (1)$$

۱. در مورد خطاهای نوعی سنجش شمار فرزندان به صفحات ۷۳ تا ۷۵ سازمان ملل، ۱۹۸۳ مراجعه کنید.

تعدیل اریب برآورد مرگ‌ومیر کودکان با استفاده از روش براس-تراسل ... ۱۳

که در آن 1CEB شمار کودکان زنده به دنیا آمده، 2CS شمار کودکان زنده مانده و 3ACD متوسط کودکان فوت شده است. دو مقدار میانگین زنده‌زایی یا P_i و میانگین فرزندان زنده مانده یا S_i نیز به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$P_i = \frac{CEB_i}{F_i} \quad \text{و} \quad S_i = \frac{CS_i}{F_i}$$

و F_i شمار زنان یا مادران در هر گروه سنی i در زمان سرشماری یا آمارگیری را نشان می‌دهد.

میانگین فرزندان زنده به دنیا آمده زنان و فرزندان فوت شده در فاصله دو سرشماری وقتی فاصله ۵ سال است با رابطه ۲ و وقتی فاصله ۱۰ سال است با استفاده از رابطه ۳ محاسبه می‌شود:

$$\Delta P_i = P_{(i,2)} - P_{(i-1,1)} \quad [i = 1, \dots, 7] \quad (2)$$

$$\Delta P_i = P_{(i,2)} - P_{(i-2,1)} \quad [i = 1, \dots, 7] \quad (3)$$

که در آن ΔP_i افزایش شمار زنده‌زایی زنان در هر گروه سنی i در فاصله بین دو سرشماری یا آمارگیری (۵ یا ۱۰ سال) و ارقام ۱ و ۲ به ترتیب نشان دهنده سرشماری یا آمارگیری اول و دوّم است. با استفاده از این مقدار می‌توان میانگین شمار زنده‌زایی نسل‌های فرضی یا $P_{(i,s)}$ را به صورت زیر به دست آورد:

$$P_{(i,s)} = \sum_{j=1}^i \Delta P_{(j)} \quad (4)$$

به همین روش می‌توان مقدار $ACD_{i,s}$ یا متوسط شمار فرزندان فوت شده برای نسل‌های فرضی زنان در گروه‌های سنی پنج ساله i را به دست آورد:

-
1. Children Ever Born
 2. Child Surviving
 3. Average Children Dead

$$ACD_{(i,s)} = \sum_{j=1}^i \Delta ACD_{(j)} \quad (5)$$

که در آن $\Delta ACD_{(j)}$ متوسط افزایش شمار کودکان فوت شده زنان هر گروه سنی i در فاصله دو سرشماری یا آمارگیری است و با فاصله ۵ سال و ۱۰ سال با استفاده از رابطه ۶ و ۷ محاسبه می‌شود:

$$\Delta ACD_{(i)} = ACD_{(i,2)} - ACD_{(i-1,1)} \quad (6)$$

$$\Delta ACD_{(i)} = ACD_{(i,2)} - ACD_{(i-2,1)} \quad (7)$$

در این صورت متوسط فرزندان زنده مانده زنان در هر گروه سنی در نسل‌های فرضی یا $S_{(i,s)}$ به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$S_{(i,s)} = P_{(i,s)} - ACD_{(i,s)} \quad (8)$$

در نهایت مقدار نسبت کودکان فوت شده زنان نسل‌های فرضی یا $D_{(i,s)}$ با استفاده از حاصل محاسبات فرمول‌های ۴ و ۵ و ۸ از رابطه زیر قابل محاسبه است:

$$D_{(i,s)} = \frac{ACD_{(i,s)}}{P_{(i,s)}} = 1 - \frac{S_{(i,s)}}{P_{(i,s)}} \quad (9)$$

تبدیل نسبت کودکان فوت شده زنان گروه سنی i به احتمال مرگ کودکان از تولد تا x سالگی و محاسبات مربوط به زمان مرجع میزان‌های مرگ کودکان با همان رابطه‌ای صورت می‌گیرد که تراسل و پالونی - هلیگمن به دست آورده‌اند^۱. یعنی:

$$\begin{aligned} q_{(x)} &= D_{(i)} \times K_{(i)} \Rightarrow q_{(x)}^* \\ &= D_{(i,s)} \times K_{(i)} \end{aligned} \quad (10)$$

۱. برای مطالعه بیشتر به فصل سوم، صفحات ۸۶ تا ۹۰ از کتاب سازمان ملل متحد (۱۹۸۳) و سازمان ملل متحد (۱۹۸۹) مراجعه شود.

تعدیل اریب برآورد مرگ‌ومیر کودکان با استفاده از روش براس- تراسل ... ۱۵

با این تفاوت که برای احتمال فوت به دست آمده از نسبت فوت کودکان زنان گروه سنی نسل‌های فرضی (تصنعی) تاریخ مرجع محاسبه نمی‌شود. چرا که این میزان‌ها، شدت یا سطح مرگ‌ومیر کودکان متولد شده در فاصله دو سرشماری یا آمارگیری را نشان می‌دهد. در شرایطی که باروری ثابت و مرگ‌ومیر کودکان تابعی از طول در معرض مرگ بودن آنان باشد و خطای گزارش شمار فرزندان در دو سرشماری برابر:

$$\frac{q_{(3)}}{q_{(x)}^*} = 1 \quad (11)$$

یعنی احتمال فوت کودکان زنان گروه سنی سوم در روش کلاسیک، که احتمال مرگ از صفر تا ۳ سالگی یا $q_{(3)}$ است باید تقریباً برابر احتمال مرگ کودکان هر گروه سنی زنان نسل‌های فرضی یا $q_{(x)}^*$ باشد.

در صورتی که خطای دو سرشماری یا آمارگیری مشابه باشد، مقدار احتمال مرگ کودکان زیر یک و ۵ سال بر حسب سن زنان نسل‌های فرضی تقریباً برابر و نمودار تقریباً خطی را نشان می‌دهد. در این صورت اگر باروری طی دوره مورد مطالعه کاهش یافته باشد مقدار رابطه بالا نشان دهنده بیش برآورد روش براس- تراسل در اثر کاهش باروری است و در این حالت می‌توان معکوس این رابطه را برای تصحیح میزان مرگ کودکان زیر یک و زیر ۵ سال به کار برد:

$$\frac{q_{(x)}^*}{q_{(3)}} \quad (12)$$

یافته‌ها

محاسبات سنجه‌هایی که در روش برآورد غیرمستقیم مرگ‌ومیر کودکان به کار می‌روند، بسیار ساده است. اما همان‌طور که اشاره شد مهم است که مفروضات سخت برخی از این روش‌ها، پیش از استفاده از برآوردهای آن، آزمون شوند. در جدول ۱، دو میانگین شمار فرزندان زنده به دنیا آمده (زنده‌زایی) و شمار فرزندان زنده مانده (زنده‌مانی) زنان در چهار مقطع سرشماری‌های کشور آمده است. برای نمونه در سال ۱۳۶۵، هر زن ایرانی تا قبل از ۳۰ سالگی

حدود ۳ فرزند زنده به دنیا آورده که حدود ۲/۸ فرزند از آنها زنده مانده است. تغییر متوسط شمار زنده‌زایی زنان تا ۳۰ سالگی^۱ از میانگین ۳ فرزند به ازای هر زن به ۱/۹ در سال ۱۳۷۵ و حدود ۱ کمی پایین‌تر از یک فرزند در مقاطع ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰ به خوبی شاهدی از کاهش شدید باروری کشور در طول این سال‌ها است. تقسیم میانگین شمار زنده‌مانی به میانگین شمار زنده‌زایی نیز نسبت بازماندگی فرزندان زنان تا یک سن مشخص را نشان می‌دهد. چنانچه طول دوره در معرض مرگ بودن کودکان این زنان برآورد شود، در این صورت مقدار به دست‌آمده مبین احتمال فوت این فرزندان از تولد تا سن x است. برای مثال از میانگین حدود ۳ فرزند برای زنان کشور تا قبل از ۳۰ سالگی در مقطع ۱۳۶۵، حدود ۹۰ درصد زنده مانده یا برعکس ۱۰ درصد فوت کرده‌اند. همان‌طور که براس فرض می‌کند فعلاً فقط برای سادگی تحلیل، اگر سن کودکان زنان تا ۳۰ سالگی را به طور متوسط ۳ سال در نظر بگیریم، نسبت فوت (D_i) کودکان این زنان تا ۳ سالگی حدود ۰/۱ است. این مقدار هیچ نظیری در سنجه‌های مرگ‌ومیر از جمله در جدول عمر ندارد و بنابراین باید تبدیل به احتمال فوت از تولد تا ۳ سالگی ($q_{(3)}$) شود. برای تبدیل این مقدار، در همه فنون روش نوعی براس یک ضریب محاسبه می‌شود که آن را با K_i نشان می‌دهند.

محاسبه مقدار ضریب K_i چه با معادله یک جمله‌ای درجه سوم براس و چه با معادلاتی که تراسل - پالونی - هلیگمن به کار برده‌اند، مستلزم سنجش پارامترهای این رابطه است که با استفاده از مقادیر $\frac{P_1}{P_3}$ و $\frac{P_2}{P_3}$ به عنوان سنجه‌هایی از الگوی سنی باروری، انجام می‌شود.

همان‌طور که در جدول ۱ آمده است، در سرشماری ۱۳۶۵ نسبت اول حدود ۰/۲۲۰ و نسبت دوم حدود ۰/۴۹۴ است که اگر در معادله تراسل^۲ با پارامترهای مدل غرب جداول کول و دمنی قرار دهیم^۳، ضریب تبدیل نسبت فوت به احتمال فوت برای سال ۱۳۶۵ در گروه سنی اول (K_1) حدود ۰/۹۲۴ و در گروه سنی دوم (K_2) حدود ۱/۰۰۷۵ خواهد بود. اگر این

۱. به این مقدار در واژگان جمعیت‌شناسی average parity هم گفته می‌شود و parity تعداد فرزندان زنان تا یک مقطع سنی را می‌گویند (پرسا، ۱۹۸۵).

2. $K_i = a_i + b_i (p_1/p_2) + c_i(p_2/p_3)$

۳. پارامترهای معادله زیرنویس ۱۲ از جدول ۴۷ صفحه ۷۷ کتاب راهنمای ۱۰ سازمان ملل متحد (۱۹۸۳) استخراج می‌شود.

مقادیر را برای سال‌های ۱۳۷۵ و پس از آن محاسبه کنیم، مشاهده خواهد شد که مقدار ضریب افزایش می‌یابد و با اینکه در سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰ کمتر از ۱۳۷۵ است، اما نسبت به سال ۱۳۶۵ که شرایط باروری شبه ثابت بوده، بالاتر خواهد بود.

پیش از هرگونه نتیجه‌گیری از اثر سنج‌های الگوی سنی فرزندآوری بر برآوردهای مرگ‌ومیر کودکان، لازم است به این نکته اشاره شود که در این روش مقدار احتمال مرگ کودکان از تولد تا سن x تابع دو عنصر است. اول خود نسبت فوت کودکان که هم می‌تواند به علت پایین یا بالا بودن سطح مرگ‌ومیر کودکان تغییر کند و هم ممکن است نوسانات آن ناشی از خطای اندازه‌گیری شمار فرزندان زنده به دنیا آمده و در حال حاضر زنده باشد. دوم مقدار ضریب تبدیل این نسبت به احتمال مرگ که اساساً تابع الگوی سنی فرزندآوری است.

در مورد عامل اول، منابع خطای اظهار شمار فرزندان در سرشماری و آمارگیری نمونه‌ای شناخته شده است. معمولاً گزارش فرزندان توسط مادران خیلی جوان (زیر ۲۰ سال) خطای نوعی غیرقابل اغماض دارد. خصوصاً اینکه میزان مرگ کودکان این گروه از زنان بالاتر از گروه‌های دیگر است. همچنین خطای حذف فرزندان منبع دیگر اشکال در داده‌های حاصل از گزارش فرزندان مادران مسن‌تر (۳۵ ساله و بیشتر) است. این خطا در مواردی چنان افزایش می‌یابد که ممکن است جهت منحنی متوسط شمار زنده‌زایی با بالا رفتن سن زنان از ۳۵ سالگی به سمت پایین تغییر کند. علاوه بر این نوع آماربرداری (تمام‌شماری یا نمونه‌گیری) نیز ممکن است این خطا را کاهش یا افزایش دهد. چون اصولاً مرگ و به طریق اولی مرگ کودکان در جوامع جدید حتی کشورهای در حال توسعه واقعه‌ای کمیاب شده است، تأخیر در ازدواج و فرزندآوری می‌تواند باعث افت و خیزهای غیرعادی در نسبت کودکان فوت شده (D_i) زنان دو گروه سنی اول شود. نکته‌ای که محقق باید در تحلیل داده‌ها در نظر بگیرد.

با یادآوری نکات مهم بالا، اکنون می‌توان یافته‌های خلاصه در جدول ۱ را تحلیل و در مورد اثر عوامل مختلف بر برآوردهای روش‌های نوعی براس قضاوت کرد. چنانچه فرض کنیم که منابع و اندازه خطای گزارش شمار فرزندان در همه سرشماری‌ها برابر بوده است، هرگونه

افزایش مقدار K_i در اثر خطای برآورد نسبت‌های $\frac{P_i}{P_p}$ و $\frac{P_r}{P_p}$ را باید به کاهش باروری نسبت

داد. روشن است که با توجه به اینکه مقدار احتمال مرگ کودکان از صفر تا x سالگی از ضرب

این عامل در نسبت مرگ کودکان (D_i) به دست می‌آید، اثر فوق به شکل بیش برآورد مرگ‌ومیر کودکان در سرشماری‌های ۱۳۷۵ و پس از آن پدیدار می‌شود. به عبارتی دیگر با فرض بالا، کاهش باروری مقدار دو نسبت $\frac{P_1}{P_r}$ و $\frac{P_r}{P_r}$ را کاهش و از طریق افزایش در K_i موجب بیش برآورد $q(x)$ خواهد شد.

جدول ۱. متوسط شمار زنده‌زایی و فرزندان زنده مانده زنان کل کشور، شاخص الگوی سنی فرزندآوری و ضرایب تبدیل نسبت مرگ کودکان به احتمال مرگ از تولد تا x سالگی در سال‌های سرشماری و آمارگیری

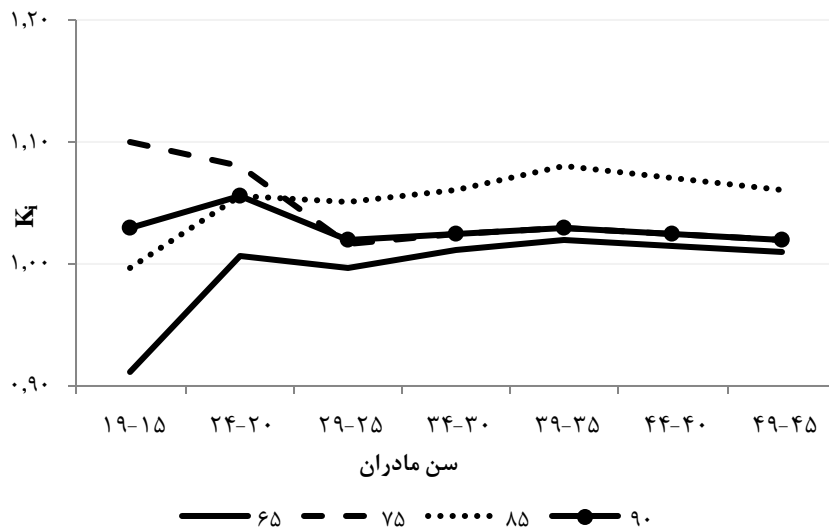
۱۳۶۵-۱۳۹۰

متوسط شمار فرزندان زنده مانده S_i				متوسط شمار زنده‌زایی P_i				گروه‌های سنی
۱۳۹۰	۱۳۸۵	۱۳۷۵	۱۳۶۵	۱۳۹۰	۱۳۸۵	۱۳۷۵	۱۳۶۵	
۰/۰۵۹	۰/۰۵۲	۰/۰۹۴	۰/۳۰۹	۰/۰۶۲	۰/۰۵۵	۰/۱۰۰	۰/۳۳۴	۱۵ تا ۱۹ ساله
۰/۳۶۱	۰/۳۳۳	۰/۷۲۹	۱/۳۹۲	۰/۳۷۶	۰/۳۵۱	۰/۷۷۹	۱/۵۱۶	۲۰ تا ۲۴ ساله
۰/۸۳۷	۰/۹۱۸	۱/۸۰۸	۲/۷۶۰	۰/۸۷۰	۰/۹۶۷	۱/۹۲۴	۳/۰۶۸	۲۵ تا ۲۹ ساله
۱/۴۵۴	۱/۷۲۱	۲/۹۷۴	۳/۹۲۸	۱/۵۱۳	۱/۸۲۵	۳/۱۹۷	۴/۴۸۶	۳۰ تا ۳۴ ساله
۲/۱۲۶	۲/۴۹۷	۴/۰۱۷	۴/۷۶۰	۲/۲۲۹	۲/۶۸۲	۴/۴۰۳	۵/۶۲۰	۳۵ تا ۳۹ ساله
۲/۷۵۲	۳/۲۰۵	۴/۷۱۶	۵/۱۶۲	۲/۹۱۲	۳/۵۰۴	۵/۳۲۷	۶/۳۶۸	۴۰ تا ۴۴ ساله
۳/۴۲۵	۳/۸۸۸	۵/۱۱۰	۵/۲۲۳	۳/۶۶۱	۴/۳۳۵	۵/۹۶۸	۶/۷۵۷	۴۵ تا ۴۹ ساله
				۰/۱۶۴	۰/۱۵۷	۰/۱۲۸	۰/۲۲۰	$\frac{P_1}{P_r}$ نسبت
				۰/۴۳۲	۰/۳۶۳	۰/۴۰۵	۰/۴۹۴	$\frac{P_2}{P_r}$ نسبت
				۱/۰۲۹۰	۰/۹۹۴۶	۱/۱۰۵۷	۰/۹۲۴۵	ضریب تصحیح K_1
				۱/۰۵۴۲	۱/۰۷۶۲	۱/۰۸۰۹	۱/۰۰۷۵	ضریب تصحیح K_2

منبع داده‌ها: نتایج تفصیلی سرشماری ۱۳۶۵ و آمارگیری‌های ۱۳۷۵ و ۱۳۸۵ و سرشماری ۱۳۹۰

جدول ۱ فقط ضرایب تبدیل K را برای دو گروه سنی اول نشان می‌دهد. اگر این ضریب برای همه گروه‌های سنی زنان محاسبه شود، به نحوی که در نمودار ۱ نشان داده شده، می‌تواند نتایج بیشتر و روشن‌تری را منعکس کند. نمودار ۱ چند نکته کلیدی را در مورد مرگ‌ومیر کودکان کشور بازنمایی می‌کند. اول اینکه بیشترین افت‌وخیزها در مقدار K در گروه‌های سنی پایین به وجود آمده است؛ و بزرگ‌ترین بیش برآورد می‌تواند ناشی از بیش برآورد K برای

گروه سنی اول در سرشماری ۱۳۷۵ باشد. این نتیجه مورد انتظاری از اثر کاهش باروری بر بیش برآورد ضریب مورد بحث است. مسلماً کاهش باروری سال‌های مختوم به ۱۳۷۵، پیش و بیش از هر سن دیگری در سنین زیر ۲۰ سال و بنابراین در نسبت $\frac{P_1}{P_4}$ بیش برآورد ایجاد می‌کند. به همین ترتیب تداوم کاهش باروری تا میانه دهه ۱۳۸۰ کم و بیش بر برآوردهای سال ۱۳۸۵ اثر گذارده و چون بیشترین کاهش در طول دوره ۱۳۹۰-۱۳۶۵ در مقدار $\frac{P_4}{P_3}$ به وجود آمده است، بنابراین نه تنها گروه سنی اول و دوم، که در همه گروه‌های سنی موجب بیش برآورد K_i شده است. درحالی که در سایر مقاطع ۱۳۷۵ و ۱۳۹۰ بعد از بیش برآوردهای پرنوسان سنین زیر ۲۵ سال، ضریب K_i به ضریب سال‌های ۱۳۶۵ نزدیک می‌شود.



نمودار ۱. مقدار ضریب تبدیل نسبت فوت به احتمال مرگ از تولد تا x سالگی کل کشور بر حسب

گروه‌های سنی ۵ ساله زنان در سرشماری‌های ۱۳۶۵-۱۳۹۰

نکته دوم اینکه از گروه سنی سوم (مادران ۲۹-۲۵ ساله) به بعد تفاوت برآوردهای همه مقاطع حتی سال ۱۳۸۵ کاهش یافته و برای دو سال ۱۳۷۵ و ۱۳۹۰ ناچیز می‌شود. با ذکر این نکته که برآوردهای سال ۱۳۸۵ همچنان اریب بیشتری نسبت به سال‌های دیگر دارد. نکته آخر اینکه، از گروه سنی سوم به بعد، بیش برآوردهای ناشی از کاهش باروری و تغییر الگوی سنی

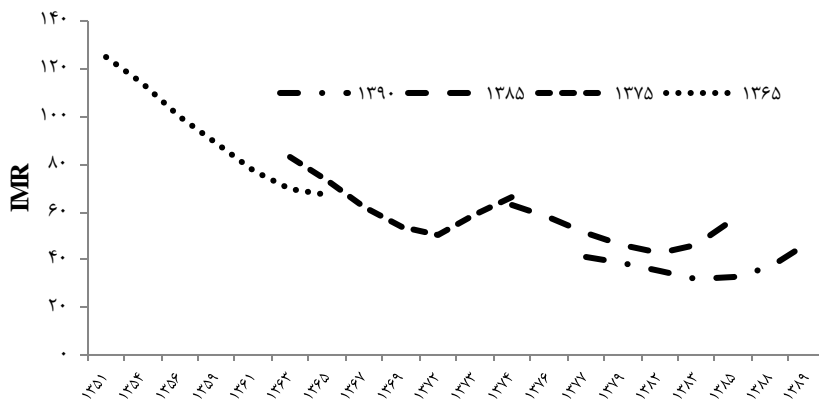
فرزندآوری منظم و یکنواخت می‌شود. نتیجه روشن اینکه ضریب بیش‌برآورد مرگ کودکان زیر ۵ سال برای فرزندان مادران ۴۹-۲۵ سال تقریباً برابر است و می‌توان با به دست آوردن یک ضریب پوشش، میزان‌های مرگ‌ومیر کودکان زیر ۵ سال را تعدیل و تصحیح کرد.

نمودار ۲ میزان برآورد شده مرگ کودکان زیر یک‌سال را پیش از هرگونه تغییر یا تعدیل در یافته‌ها ارائه می‌دهد. گام اول برای معنی‌دار کردن برآورد سطح و روند تغییرات این شاخص حذف برآوردهای غیرمنطقی و غیرقابل انتظار البته در چارچوب منطق نظری و تجربی روش براس است. اولین کار حذف برآورد حاصل از گزارش شمار فرزندان زنان زیر ۲۰ سال است. پس از حذف این نقطه در برآوردهای مقاطع مختلف، ابتدا آنچه در نمودار ۲ پدیدار می‌شود روند منطقی تغییرات میزان مرگ زیر یک‌سال است. اما این نتیجه در مورد برآوردهای حاصل از داده‌های مقاطع ۱۳۷۵، ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰ صادق نیست. در این سرشماری‌ها گروه سنی دوّم نیز برآوردی ناموافق با گروه سنی ۲۵ سال و بالاتر دارند. روشن است که میزان حاصله از داده‌های این گروه سنی در هر سه مقطع سرشماری، بیش‌برآورد دارد. با این حال، اینکه چه مقدار از آن ناشی از کاهش باروری و تغییر الگوی سنی فرزندآوری است و چه مقدار ناشی از خطای داده‌ها، روشن نیست. با حذف این گروه سنی سازگاری درونی برآوردها بیشتر می‌شود. همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، داده‌های دو گروه سنی ششم و هفتم یعنی زنان ۴۹-۴۰ ساله نیز همواره در معرض تردید بدشماری ناشی از خطای حذف است. برآوردهای این سنین لااقل در سرشماری‌های ۱۳۷۵، ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰ برای گروه سنی ۴۹-۴۵ مسلم است. چرا که در هر سه مقطع این برآورد کمتر از گروه سنی قبل (۴۴-۴۰) است.

همچنین حذف برآوردهای داده‌های مقطعی سال ۱۳۸۵ به دو علت روشن، موجه و منطقی است. اول اینکه برآوردهای این مقطع با دیگر مقاطع سرشماری ناسازگار است. اضافه بر آن اگر برآوردهای سرشماری ۱۳۸۵ را بپذیریم، براساس برآورد به دست آمده از گروه سنی سوم (۲۹-۲۵ ساله) که دقت شمارش فرزندان زنده به دنیا آمده زنان در این سنین نسبت به همه گروه‌های سنی دیگر دقیق‌تر است، میزان مرگ کودکان زیر یک‌سال در سال ۱۳۸۲ حدود ۴۳ در هزار خواهد بود. این در حالی است که برآورد پیمایش جمعیتی - بهداشتی دو سال بعد از آن (۱۳۸۴) حدود ۲۰ در هزار است. به عبارت دیگر با قبول این برآورد باید پذیرفت که پیمایش جمعیتی - بهداشتی بیش از ۵۰ درصد خطای کم‌برآورد دارد. به همین ترتیب

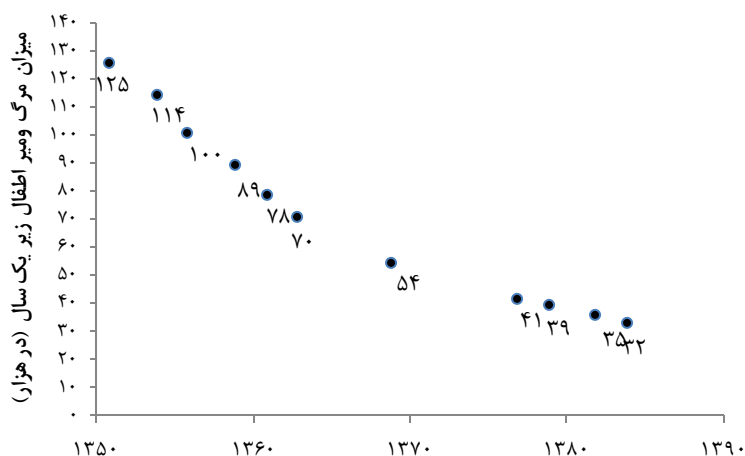
۲۱. تعدیل اریب برآورد مرگ‌ومیر کودکان با استفاده از روش براس-تراسل ...

برآوردهای این سرشماری براساس گروه‌های سنی ۳۵ سال و بالاتر نزدیک به ارقام برآورد شده برای دهه ۱۳۶۰ یعنی ۲۰ سال قبل از سرشماری ۱۳۸۵ است. دوم اینکه پیش از قضاوت در مورد داده‌های این سال، اعتبار درونی این داده‌ها نیز ارزیابی شدند. نتیجه نشان داد که داده‌های سال ۱۳۸۵ میزان مرگ کودکان دختر را با فاصله قابل توجه بیشتر از میزان مرگ پسران زیر یک‌سال و زیر ۵ سال برآورد می‌کند. فاصله‌ای که بسیار بعید و دور از انتظار است. بنابراین با توجه به عدم سازگاری سطح برآورد شده مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال از داده‌های این سرشماری (نمودار ۲)، حذف همه این برآوردها منطقی است.



نمودار ۲. میزان برآورد شده مرگ کودکان زیر یک‌سال با استفاده از داده‌های مقطعی کل کشور در سرشماری‌های ۱۳۶۵-۱۳۹۰ (بدون تعدیل)

وقتی همه میزان‌هایی که احتمالاً دارای بیش‌برآورد ناشی از گزارش غلط شمار فرزندان هستند، حذف شوند روندهای قابل قبول، نشان داده شده در نمودار شماره ۳، پدیدار خواهد شد. با این وجود، میزان دقت سطح میزان‌های به‌دست‌آمده همچنان مورد سؤال است.

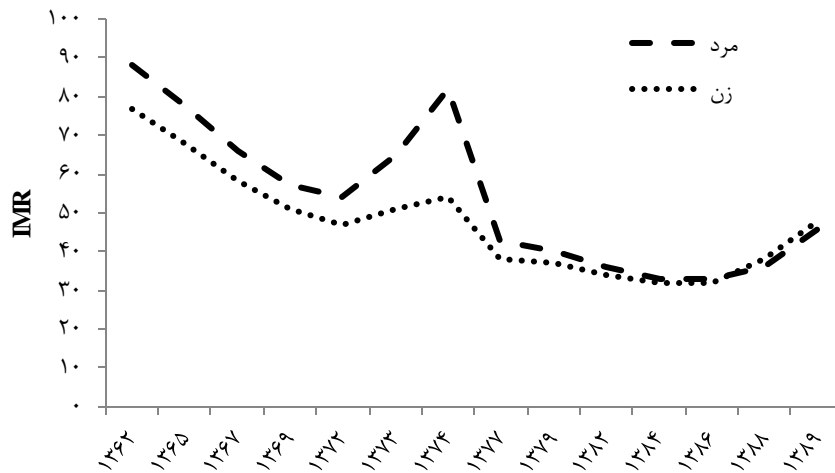


نمودار ۳. روند تغییرات میزان مرگ و میر کودکان زیر یک سال پس از حذف بی‌قاعدگی‌های ناشی از خطای داده‌ها، کل کشور، ۱۳۸۴-۱۳۵۱ (بدون تعدیل کاهش باروری)

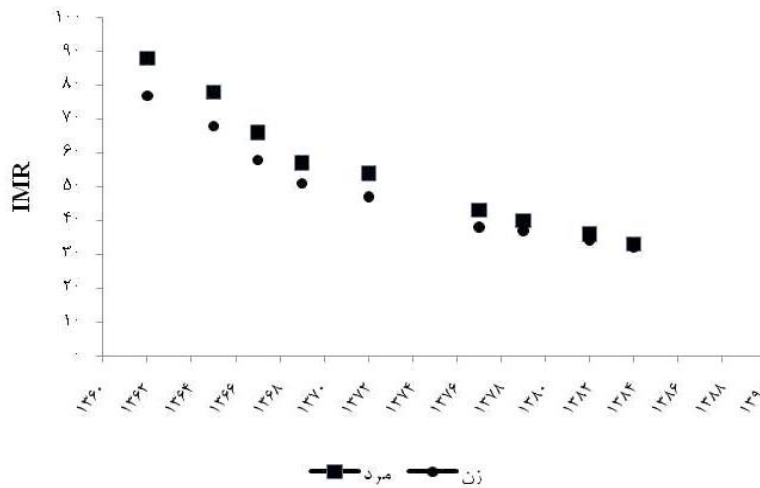
از آنجایی که تحلیل مرگ و میر و به‌ویژه ساختن جدول عمر عموماً با میزان مرگ کودکان به تفکیک جنس صورت می‌گیرد، برآوردها وقتی ارزشمند خواهد بود که بتواند چنین تفکیکی از دو جنس ارائه کند. متأسفانه آمارهای سرشماری ۱۳۶۵ در مورد شمار فرزندان به تفکیک جنس گردآوری نشده است. بنابراین تنها داده‌های موجود برای برآورد میزان مرگ فرزندان پسر و دختر، داده‌های سرشماری ۱۳۷۵، ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰ است و با توجه به خطای غیرقابل اغماض و غیرقابل تصحیح داده‌های سال ۱۳۸۵، تنها دو مقطع برای این برآورد باقی می‌ماند. نمودار ۴ برآوردهای میزان مرگ کودکان زیر یک سال را با استفاده از این داده‌ها و بدون هرگونه تصحیح و تعدیل نشان می‌دهد. همان‌طور که در این نمودار مشاهده می‌شود، بیش برآورد ناشی از داده‌های دو گروه سنی اول و دوم مادران در سرشماری ۱۳۷۵ و گروه سنی آخر در سرشماری ۱۳۹۰، سطحی غیرقابل قبول از مرگ کودکان زیر یک سال به وجود آورده و با روند تغییرات این میزان در سال‌های ۱۳۶۲ تا ۱۳۸۴ یا ۱۳۸۶ ناسازگار است. چنانچه با توجه به قواعد و اصول کلی روش براس برآوردهای اریب، ناشی از خطاهای نوعی سنجش شمار فرزندان، را حذف کنیم؛ روند تغییرات میزان مرگ کودکان زیر یک سال به صورت نمودار ۵ و روند تغییرات میزان

تعدیل اریب برآورد مرگ‌ومیر کودکان با استفاده از روش براس-تراسل ... ۲۳

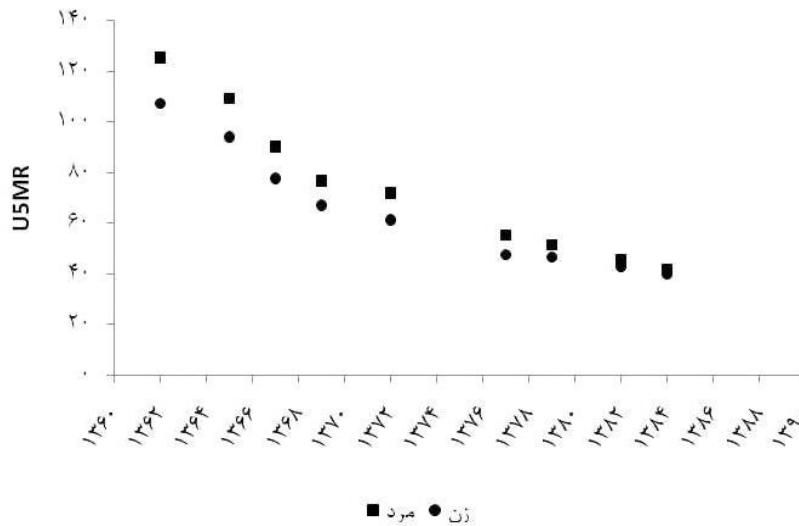
مرگ کودکان زیر ۵ سال در نمودار ۶ نمایان خواهد شد. سطح این میزان‌ها نیز مورد سؤال است که در قسمت بعد مورد بحث قرار می‌گیرد.



نمودار ۴. روند تغییرات میزان مرگ کودکان زیر یک‌سال به تفکیک جنس با استفاده از داده‌های مقطعی کل کشور در دو سرشماری ۱۳۷۵ و ۱۳۹۰ (بدون هرگونه تعدیل)

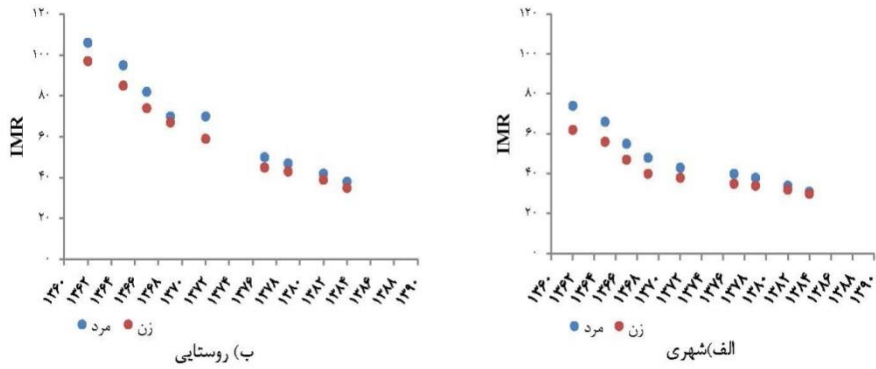


نمودار ۵. روند تغییرات میزان مرگ کودکان زیر یک‌سال با حذف بیش‌برآورد ناشی از خطای داده‌ها، کل کشور، ۱۳۸۴-۱۳۶۲

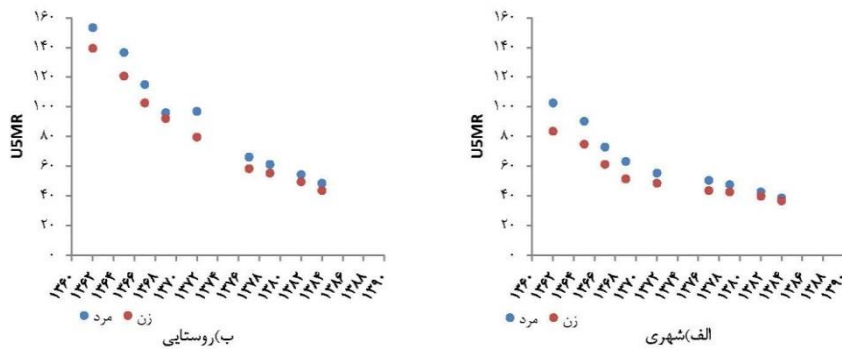


نمودار ۶. روند تغییرات میزان مرگ کودکان زیر ۵ سال با حذف بیش‌برآورد ناشی از خطای داده‌ها، کل کشور، ۱۳۶۲-۱۳۸۴

نکته درخورد توجه در نمودار ۵ و ۶ در روند میزان مرگ پسران و دختران زیر یک‌سال و زیر ۵ سال، کاهش فاصله دو جنس در طول دوره ۲۲ سال کاهش مرگ‌ومیر است. وضعیت مشابهی را می‌توان برای کودکان نقاط شهری کشور که در نمودار شماره ۷-الف و ۸-الف نشان داده شده، مشاهده کرد. در نقاط روستایی (نمودار ۷-ب و ۸-ب) نیز روند حاصل از برآوردها دور از انتظار نیست، اما مشاهده مشخصاً افزایش فاصله دختر و پسر از سال ۱۳۶۹ تا ۱۳۷۲ ناموجه و غیرمنطقی است، خصوصاً اینکه این فاصله در سال ۱۳۷۲ حتی از فاصله دو جنس در سال ۱۳۶۷ (۱۱ در مقابل ۸ در هزار تفاوت) نیز بیشتر است. غیر از این اشکال روند تغییرات میزان مورد بحث در نقاط روستایی منطقی و مورد انتظار است.



نمودار ۷. روند میزان مرگ کودکان زیر یک سال طی ۸۴-۱۳۶۲ (قبل از تصحیح بیش‌برآورد ناشی از تغییرات باروری)



نمودار ۸. روند میزان مرگ کودکان زیر ۵ سال کشور طی ۸۴-۱۳۶۲ (قبل از تصحیح بیش‌برآورد ناشی از کاهش باروری)

تغییرات باروری

غیر از تغییر الگوی سنی باروری تغییر مهم دیگر در فرزندآوری زنان کاهش سطح فرزندآوری است. این تغییرات ممکن است به صورت مستقیم یا غیرمستقیم داده‌ها و یاسنجه‌هایی که در برآورد مرگ کودکان به کار برده می‌شود را تحت تأثیر قرار داده و در بیشتر موارد باعث به وجود آمدن خطای سیستماتیک در این برآوردها شود. روش دیگری که برای کنترل اثر تغییرات باروری بر

برآورد مرگ کودکان زیر ۵ سال به کار برده می‌شود روشی است موسوم به روش برآورد بین دو آمارگیری یا سرشماری که اجمالاً در قسمت روش شرح داده شد. از آنجا که برآورد مرگ کودکان با استفاده از این روش بر شمار فرزندان افزوده شده به فرزندان زنان در طول یک دوره انجام می‌شود، از خطای ناشی از تغییرات باروری در دوره‌های قبل مصون است. با وجود این همین برآورد هم متأثر از تغییرات الگوی سنّی باروری است. بنابراین در این قسمت پس از برآورد باروش اخیر اثر تغییر در الگوی سن فرزندان بر برآوردها آزمون شده و با همان شیوه قسمت قبل کنترل خواهد شد. با داده‌های چهار سرشماری از ۱۳۶۵ تا ۱۳۹۰ می‌توان برآوردهایی با استفاده از روش بین دوسرشماری برای مرگ و میر کودکان به دست آورد. برای این مقصود با استفاده از متوسط زنده‌زایی و زنده‌مانی فرزندان زنان در سن باروری، با استفاده از فرمول ۲ و ۳ و در نهایت فرمول ۷ و ۸ دو مقدار متوسط زنده‌زایی و متوسط فرزندان فوت شده زنان در نسل‌های فرضی محاسبه شده و در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲. متوسط شمار زنده‌زایی و فرزندان فوت شده نسل‌های فرضی زنان کل کشور بین دوره سرشماری های ۱۳۶۵، ۱۳۷۵، ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰

گروه سنّی مادران	متوسط شمار زنده‌زایی نسل‌های فرضی			متوسط شمار فرزندان فوت شده نسل‌های فرضی		
	۱۳۶۵-۷۵	۱۳۷۵-۸۵	۱۳۸۵-۹۰	۱۳۶۵-۷۵	۱۳۷۵-۸۵	۱۳۸۵-۹۰
۱۵-۱۹	۰/۱۰۰	۰/۰۵۵	۰/۰۶۲	۰/۰۰۶	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳
۲۰-۲۴	۰/۷۷۹	۰/۳۵۱	۰/۳۸۲	۰/۰۵۰	۰/۰۱۷	۰/۰۱۴
۲۵-۲۹	۲/۳۷۰	۱/۲۱۸	۰/۹۰۲	۰/۱۴۲	۰/۰۵۹	۰/۰۳۰
۳۰-۳۴	۴/۰۵۰	۲/۲۶۳	۱/۴۴۹	۰/۲۴۱	۰/۱۱۴	۰/۰۴۱
۳۵-۳۹	۵/۳۸۵	۳/۰۲۱	۱/۸۵۳	۰/۳۱۹	۰/۱۸۳	۰/۰۴۰
۴۰-۴۴	۶/۲۲۷	۳/۳۲۸	۲/۰۸۳	۰/۳۷۳	۰/۲۵۸	۰/۰۱۵
۴۵-۴۹	۶/۵۷۴	۳/۲۶۰	۲/۲۴۰	۰/۳۷۱	۰/۳۱۹	-۰/۰۴۸

همان‌طور که در جدول ۲ ملاحظه می‌شود این مقادیر ارقام تجمعی شمار فرزندان است که زنان در طول هر دوره به شمار فرزندان خود اضافه کرده و یا در اثر مرگ همان کودکان از دست داده‌اند. برای نمونه زنانی که در فاصله دو سرشماری ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ از گروه سنّی ۱۵ تا

۱۹ ساله به ۲۰ تا ۲۴ سالگی منتقل شده‌اند ۰/۳۲ به تعداد فرزندان نشان افزوده‌اند که با فرض اینکه این زنان بازمانده واقعی زنان ۱۵ تا ۱۹ ساله در سال ۱۳۸۵ بوده‌اند تا قبل از ۲۵ سالگی به طور متوسط حدود ۰/۳۸۲ فرزند به دنیا آورده‌اند. اگر این رقم برای فرزندان زنان این نسل‌های فرضی رخ داده باشد از این میانگین حدود ۰/۱۴ فرزند فوت شده است. نکته مهم در مورد متوسط فرزندان فوت شده زنان رقم منفی این متوسط برای سنین ۴۵ تا ۴۹ سالگی است که در دوره ۹۰-۱۳۸۵ دیده می‌شود. این رقم آشکارا خطای گزارش تعداد فرزندان زنان این گروه در سال ۱۳۹۰ یا گروه سنّی ماقبل (۴۴-۴۰ ساله) در سال ۱۳۸۵ را نشان می‌دهد.

با وجود این باید به نکته مهمی در این ارقام توجه کرد. اگرچه ارقام سنّین پایین‌تر در هیچ کدام از ارقام سه دوره مورد بررسی منفی نیست اما مقادیر مثبت هم ممکن است در خود مقدار زیادی خطای سیستماتیک داشته باشند که در سرجمع گروه پنهان شده است. بنابراین سه گروه سنّی ۵ سال ۳۵ تا ۴۹ ساله را به خاطر احتمال خطای گزارش فرزندان و با توجه به اینکه در برآوردهای مقطعی هم دقت بالایی نشان نداده‌اند باید کنار گذارد. با تقسیم رقم متوسط فرزندان فوت شده زنان در هر گروه سنّی می‌توان نسبت فوت و در نهایت احتمال مرگ کودکان زنان هر گروه سنّی را محاسبه کرد. هر مقدار از احتمال مرگ کودکان سنجهای متناظر در جداول عمر چهارگانه کول و دمنی دارد و با یک درون‌یابی خطی می‌توان سطح مرگ‌ومیر در این جداول را مشخص کرد. این ارقام در جدول ۳ ارائه شده است.

اگر گروه سنّی اول که معمولاً برآوردهای غیرقابل قبولی ارائه می‌کند را کنار بگذاریم سطوح به دست آمده برای گروه‌های سنّی دوم تا چهارم به خصوص گروه سنّی سوم و چهارم برآوردهای پایداری برای نسبت مرگ کودکانی که به فرزندان زنده به دنیا آمده زنان اضافه شده را نشان می‌دهد. برآوردهای سه گروه سنّی آخر بین دو سرشماری ۱۳۷۵، ۱۳۸۵، ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰ به خاطر خطای داده‌های شمارفرزندان این زنان تغییرات غیرمنطقی و غیرمنتظره‌ای دارند. به طوریکه برآوردهای بین دوره ۹۰-۱۳۸۵ با سه گروه سنّی آخر باید به کلی حذف شوند. این خطاها عموماً ریشه در خطاهای نوعی و معمول حذف دارند. در هر حال برعکس روش کلاسیک، برآوردهای این روش حتی با یک گروه سنّی قابل قبول هم می‌تواند انجام شود. با توجه به نزدیکی دو برآورد گروه سنّی سوم و چهارم و نیز با توجه به اینکه برآوردهای مقطعی هم نشان داده است که برآوردهای این دو گروه از اعتبار بالاتری برخوردارند، در نهایت برآورد مرگ کودکان گروه سنّی

چهارم برای سال‌های بین دوره انتخاب شده و با احتساب بیش برآوردهای ناشی از تغییر در الگوی فرزندآوری میزان مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال و زیر پنج‌سال به شرح جدول ۴ تعدیل شده است. برای مثال اگر روش تغییرات بین دوره ۷۵-۱۳۶۵ را با استفاده از داده‌های متوسط زنده‌زایی و فرزندان فوت شده زنان ۲۵ تا ۳۴ ساله در این دو سرشماری به‌کار ببریم و فرض کنیم که تغییری در الگوی سنی باروری زنان رخ نداده است، میزان مرگ کودکان زیر یک سال حدود ۴۷ در هزار به دست می‌آید. با استفاده از نسبت شماره ۱۰ یکی یا میانگینی از برآورد مرگ کودکان زنان ۲۵ تا ۳۴ سال را بر این میزان تقسیم می‌کنیم. به این ترتیب مشخص می‌شود که برآورد مقطعی که تحت تأثیر هم سطح و هم الگوی سنی فرزندآوری است، چقدر بیش برآورد دارد.

جدول ۳. احتمالات و سطح مرگ‌ومیر کودکان به‌دنيا آمده زنان در فاصله دو سرشماری در مدل جدول عمر

غرب کول و دمنی، کل کشور، ۱۳۹۰-۱۳۶۵

گروه سنی مادران	سطح مرگ‌ومیر کودکان (مدل غرب کول و دمنی)			احتمال مرگ کودکان		
	۱۳۸۵-۹۰	۱۳۷۵-۸۵	۱۳۶۵-۷۵	۱۳۸۵-۹۰	۱۳۷۵-۸۵	۱۳۶۵-۷۵
۱۵-۱۹	۲۰/۰	۱۹/۲	۱۸/۵	۰/۰۴۶۵۲	۰/۰۵۴۰۵	۰/۰۶۲۳۳
۲۰-۲۴	۲۱/۰	۱۹/۹	۱۸/۷	۰/۰۳۹۷۵	۰/۰۵۳۶۱	۰/۰۷۰۳۱
۲۵-۲۹	۲۱/۷	۲۰/۲	۱۹/۵	۰/۰۳۳۸۰	۰/۰۵۲۴۴	۰/۰۶۳۱۲
۳۰-۳۴	۲۲/۲	۲۰/۳	۱۹/۸	۰/۰۲۹۳۵	۰/۰۵۴۵۲	۰/۰۶۳۰۵
۳۵-۳۹	۲۳/۰	۱۹/۹	۲۰/۰	۰/۰۲۲۶۴	۰/۰۶۶۹۰	۰/۰۶۴۰۳
۴۰-۴۴	۲۴/۹	۱۹/۱	۲۰/۳	۰/۰۰۷۵۶	۰/۰۸۴۸۸	۰/۰۶۳۹۳
۴۵-۴۹	۲۳/۵	۱۸/۵	۲۰/۸	۰/۰۲۱۸۸	۰/۱۰۶۲۶	۰/۰۵۹۷۰

همان‌طور که اشاره شد، رقم برآورد شده میزان مرگ کودکان زیر یک و زیر ۵ سال برای سه دوره ۱۰ و ۵ ساله ۱۳۷۵-۹۰ با استفاده از روش نسل‌های فرضی بین دو سرشماری برآورد و در جدول ۴ ارائه شده است. نتایج برآوردهای مقطعی با روش براس-تراسل نیز در این جدول آمده است. فرض ما این است که برآوردهای روش نسل‌های فرضی بین دو آمارگیری عاری از خطای برآورد ناشی از تغییرات باروری است. بنابراین از تقسیم هر یک از میزان‌های آمده در سطرهای (۱) و (۲) بر میزان برآوردشده با روش تغییرات نسل‌های فرضی در سطر (۳) ضریبی به دست می‌آید که می‌تواند نشان‌دهنده بیش‌برآورد روش براس-تراسل باشد. چنانچه برآورد مقطعی با استفاده از

داده‌های مادران گروه سنی ۲۹-۲۵ در صورت این کسر قرار گیرد، ضرایب سطر (۴) به‌دست می‌آید و چنانچه این رقم میزان مرگ کودکان از مادران ۳۰-۳۴ سال و در نهایت میانگینی از دو گروه سنی باشد، ضرایب بیش برآورد به شرح به‌ترتیب سطر (۵) و (۶) در جدول ۴ خواهد بود. بر این اساس مجموع بیشبرآورد ناشی از خطای گزارش شمار فرزندان و تغییرات باروری برای برآوردهای مبتنی بر دو سرشماری ۱۳۷۵ و ۱۳۸۵ بین ۴ تا کمتر از ۱۵ درصد و برای سرشماری ۱۳۹۰ کمتر از ۲۰ تا حدود ۳۷ درصد به‌دست می‌آید. به دلیل اعتبار درونی پایین داده‌های شمار زنده‌زایی و زنده‌مانی فرزندان زنان در سرشماری ۱۳۸۵، نمی‌توان به بیش‌برآوردهای به‌دست آمده از داده‌های این سرشماری خیلی اعتماد کرد و انتظار می‌رود میزان مرگ کودکان زیر یک سال و زیر ۵ سال در دوره ۸۵-۱۳۷۵ به‌ترتیب کمتر از ۴۰ و ۵۲ در هزار باشد. اگرچه هیچ منبع مستقل و قابل اعتمادی برای مقایسه این ارقام موجود نیست.

جدول ۴. برآورد میزان مرگ‌ومیر کودکان زیر یکسال و زیر ۵ سال کودکان متولد شده در فاصله دوره‌های

بین دو سرشماری و ضریب بیش برآورد ناشی از تغییرات باروری کل کشور ۱۳۹۰-۱۳۶۵

ردیف	گروه سنی مادران	میزان مرگ‌ومیر کودکان زیر یکسال	میزان مرگ‌ومیر کودکان زیر ۵ سال			
		۱۳۸۵-۹۰	۱۳۷۵-۸۵	۱۳۶۵-۷۵	۱۳۷۵-۸۵	۱۳۶۵-۷۵
۱	برآورد مقطعی مادران ۲۵-۲۹	۴۹/۴	۴۱/۹	۲۸/۴	۶۶/۰	۵۴/۶
۲	برآورد مقطعی مادران ۳۰-۳۴	۵۴/۰	۴۶/۰	۳۲/۵	۷۲/۰	۶۰/۳
۳	برآورد بین دوره با تصحیح تغییر الگوی سنی باروری	۴۷/۲	۴۰/۳	۲۳/۷	۶۳/۰	۵۲/۷
۴	ضریب بیش برآورد مادران ۲۵-۲۹ ساله	۱,۰۴۷	۱,۰۴۰	۱,۱۹۸	۱,۰۴۸	۱,۰۳۶
۵	ضریب بیش برآورد مادران ۳۰-۳۴ ساله	۱,۱۴۴	۱,۱۴۱	۱,۳۷۱	۱,۱۴۳	۱,۱۴۴
۶	ضریب بیش برآورد مادران ۲۵-۳۴ ساله	۱,۰۹۵	۱,۰۹۱	۱,۲۸۵	۱,۰۹۵	۱,۰۹۰

* ضریب بیش‌برآورد از تقسیم ارقام سطر اول، دوم و یا میانگین ارقام این دو سطر بر معادل آن در سطر سوم به‌دست می‌آید.

مجموع بیش برآورد ناشی از خطای گزارش شمار فرزندان و تغییرات باروری برای برآوردهای مبتنی بر دو سرشماری ۱۳۷۵ و ۱۳۸۵ حدود ۱۴ درصد و برای سرشماری ۱۳۹۰ حدود ۳۷ درصد به دست آمده است. این مقادیر با در نظر گرفتن برآوردهای زنان گروه سنی ۳۰ تا ۳۴ سال محاسبه شده و میزان مرگ کودکان زیر یک سال برای سال ۱۳۸۴ را کمی کمتر از ۲۴ در هزار و میزان مرگ کودکان زیر ۵ سال را حدود ۲۹ در هزار نشان می‌دهد.

با توجه به اینکه داده‌های فرزندان زنده به دنیا آمده و در حال حاضر زنده در دوسرشماری ۱۳۷۵ و ۱۳۸۵ به صورت آمارگیری نمونه‌ای جمع آوری شده است امکان مطالعه جداگانه و مشابهی برای دو جنس وجود ندارد. چرا که تعداد نمونه آن قدر کوچک می‌شود که احتمال نوسانات سنجه‌های مورد استفاده بخصوص برای زنان زیر ۲۵ سال در اثر کوچک شدن نمونه افزایش می‌یابد. بنابراین در برآوردهای نهایی فرض شده است که خطای بیش برآورد مرگ کودکان در برآورد مرگ فرزندان پسر و دختر یکسان باشد. در نهایت جدول ۵ ضریب پوشش برآوردهای مستقل از روش به کار برده شده در این مقاله را نشان می‌دهد. این مقایسه روشن می‌کند که برآوردهای یونیسف و گروه همکاری‌های بین سازمانی سازمان ملل متحد در سال ۱۳۷۹ تا حدود خیلی زیادی به برآوردهای این مقاله نزدیک است. مقایسه نتایج با ارقام برآوردشده با داده‌های آمارگیری نمونه‌ای جمعیتی و بهداشتی ایران (۱۳۷۹) نیز نشان می‌دهد که برآوردهای این پیمایش با برآوردهای این مقاله چندان متفاوت نیست. اگرچه روایی درونی میزان‌های مرگ کودکان زیر یک و زیر پنج سال با توجه به ناهمخوانی برآوردهای جنس پسر و دختر در داده‌های پیمایش جمعیتی - بهداشتی مورد تردید است. برعکس نتایج همین پیمایش در سال ۱۳۸۹ که برآوردی برای ۴ سال قبل ارائه می‌کند تفاوت مهمی با برآوردهای این مقاله دارد. همان‌طور که در جدول ۵ ملاحظه می‌شود برآوردهای دی - اچ - اس ایران برای میزان مرگ کودکان زیر یک سال حدود ۱۳ درصد کم برآورد دارد. ضمن اینکه این کم‌برآورد برای سنین زیر ۵ سال بیشتر شده و به حدود ۲۵ درصد می‌رسد. به عبارت دیگر پوشش این برآوردها نسبت به برآورد این مقاله برای مرگ‌ومیر زیر یک‌سال دو جنس حدود ۸۷ درصد و برای مرگ‌ومیر زیر ۵ سال دو جنس حدود ۷۵ درصد است.

تعدیل اریب برآورد مرگ‌ومیر کودکان با استفاده از روش براس - تراسل ... ۳۱

جدول ۵. میزان‌های برآورد شده مرگ کودکان زیر ۵ سال به تفکیک جنس از منابع مختلف و مقایسه آن با برآوردهای مقاله، کل کشور در مقاطع ۱۳۷۷، ۱۳۷۹، ۱۳۸۲ و ۱۳۸۴

سال مرجع برآورد	روش - منبع	سنجه	میزان مرگ کودکان زیر یک سال (IMR)			میزان مرگ کودکان زیر ۵ سال (U5MR)		
			زن	مرد	دو جنس	زن	مرد	دو جنس
۱۳۷۷	ATBM	میزان (در هزار)	۲۷/۳	۳۰/۹	۲۹/۱	۳۵/۳	۴۱/۱	۳۸/۲
	CVRS	میزان (در هزار)	۱۳/۹	۱۳/۷	۱۳/۸	۱۷/۵	۱۸/۳	۱۷/۹
۱۳۷۹	DHS	ضریب پوشش (درصد)	۵۰/۹	۴۴/۳	۴۷/۴	۴۹/۵	۴۴/۵	۴۶/۹
	ATBM	میزان (در هزار)	۲۴/۴	۳۲/۷	۲۸/۶	۳۴/۶	۳۷/۶	۳۶
۱۳۷۹	CVRS	ضریب پوشش (درصد)	۸۹/۴	۱۰۵/۹	۹۸/۳	۹۷/۹	۹۱/۴	۹۴/۱
	ATBM	میزان (در هزار)	۲۶/۶	۲۸/۷	۲۷/۷	۳۴/۶	۳۸/۲	۳۶/۴
	CVRS	میزان (در هزار)	۱۶/۱	۱۷/۶	۱۶/۹	۲۰	۲۲	۲۱
	UNIAG, UNICEF 2014	ضریب پوشش (درصد)	۶۰/۶	۶۱/۴	۶۱/۱	۵۷/۷	۵۷/۶	۵۷/۷
۱۳۸۲	UNIAG, UNICEF 2014	میزان (در هزار)	۲۷	۳۰	-	۳۳	۳۶	۳۵
	ATBM	ضریب پوشش (درصد)	۱۰۲	۱۰۴	-	۹۵	۹۴	۹۶
	ATBM	میزان (در هزار)	۲۴/۴	۲۵/۹	۲۵/۱	۳۱/۷	۳۳/۹	۳۲/۸
	CVRS	میزان (در هزار)	۱۶/۹	۱۶/۶	۱۶/۸	۲۲	۲۲/۴	۲۲/۲
۱۳۸۴	CVRS	ضریب پوشش (درصد)	۶۹/۱	۶۴/۴	۶۶/۷	۶۹/۶	۶۶/۱	۶۷/۸
	ATBM	میزان (در هزار)	۲۳	۲۳/۷	۲۳/۳	۲۹/۵	۳۰/۹	۳۰/۲
	WPP	میزان (در هزار)	۲۱/۵	۲۵/۵	۲۳/۵	۳۰/۷	۳۴/۶	۳۲/۷
	WPP	ضریب پوشش (درصد)	۹۳/۵	۱۰۷/۶	۱۰۰/۹	۱۰۴/۱	۱۱۲	۱۰۸/۱
۱۳۸۴	CVRS	میزان (در هزار)	۱۱,۲	۱۳,۷	۱۲,۵	۱۴,۵	۱۷,۵	۱۶,۱
	CVRS	ضریب پوشش (درصد)	۴۸,۹	۵۷,۹	۵۳,۶	۴۹,۳	۵۶,۶	۵۳,۲
۱۳۸۹	DHS	میزان (در هزار)	۱۹,۷	۲۰,۸۸	۲۰,۳۲	۲۱,۸۲	۲۳,۱۶	۲۲,۵۲
	DHS	ضریب پوشش (درصد)	۸۵,۷	۸۸,۱	۸۷	۷۴	۷۴,۸	۷۴,۵

ATBM: روش تعدیل شده براس - تراسل؛ CVRS: سامانه ثبت احوال؛ DHS: پیمایش جمعیتی - بهداشتی؛ UNIAG: گروه آژانس‌های سازمان ملل؛ UNICEF: یونیسف؛ WPP: پایگاه اطلاعات چشم‌انداز جمعیت جهان.

بحث و نتیجه‌گیری

در جریان تغییرات باروری، تجربه نسلی زنان جوان‌تر زودتر و بیشتر از گروه‌های سنی بالا تغییر می‌کند و بنابراین هر برآوردی که متکی به سنج‌های الگوی سنی باروری (همچون نسبت متوسط شمار زنده‌زایی زنان زیر ۲۵ سال) باشد، در معرض اریب ناشی از این تغییرات است. گذشته از این، جمعیت‌شناسانی که در مورد روش برآورد مرگ کودکان از داده‌های زنده‌زایی و زنده‌مانی فرزندان کار کرده‌اند (فینی ۱۹۸۰، هیل، چویوتیموس ۲۰۰۵، سازمان ملل متحد ۲۰۱۲ و ۱۹۸۳، آرتورواستوتو، ۱۹۸۳) جملگی بر تفاوت واقعیت جمعیتی کشورهای درحال توسعه و مفروضات این روش تأکید داشته‌اند. اینکه خطای سیستماتیک گزارش شمار فرزندان این زنان بیشتر است نتیجه‌ای است که در این تحقیق البته نه برای آزمون پیش فرض‌های روش بلکه برای یافتن راهی برای کاهش خطای بیش برآورد آن حاصل شده است. فینی با برآوردهای کاستاریکا و بخشی از مالزی نشان داده است که داده‌های زنان ۲۵ سال و بالاتر برآوردهای بهتری از سنّین پایین‌تر ارائه می‌کنند (همان: ۱۲۶). یافته‌های این مقاله نیز لاقلاً برای سال‌های بعد از سرشماری ۱۳۶۵ نشان می‌دهد که برآوردهای سنّین زیر ۲۵ سال به دلیل خطای گزارش تعداد فرزندان، بیش برآورد غیرقابل اغمازی دارند. علاوه بر این همان‌طور که هینز، آوری و استرانگ (۱۹۸۳) و امباک (۱۹۹۱) نشان داده‌اند درآمارگیری‌های نمونه‌ای عنصر دیگری از خطای نمونه‌گیری در این داده‌ها وارد می‌شود. چراکه انتخاب نمونه‌ها درآمارگیری نمونه‌ای مشروط به چند صفت است. اول این که زنانی باید به نمونه وارد شوند که ازدواج کرده هستند و دوم اینکه این زنان باید حداقل یک فرزند زنده به دنیا آورده باشند. این دو شرط برای اینکه نمونه‌گیری در سنّین زیر ۲۵ سال برآورد نامطمئنی از سنج‌های باروری و مرگ کودکان ارائه دهد، کافی است. زیرا مطالعات متعدد نشان داده‌اند که نه تنها در فاصله سال‌های ۱۳۶۵ تا ۱۳۹۰ ازدواج زنان با تأخیر قابل توجه همراه بوده بلکه فاصله بین ازدواج تا تولد فرزند اول آنان بیشتر شده است (برای نمونه عباسی‌شوازی، حسینی‌چاوشی و مک‌دونالد، ۲۰۰۹). بنابراین رفته رفته جمعیت کمتری از زنان گروه سنی زیر ۲۵ سال در مقایسه با ۲۵ تا ۳۵ سال دارای این شرط خواهند بود که در نتیجه به تعدادی قابل قبول در نمونه مشارکت نخواهند داشت. حتی در بهترین نمونه‌گیری تصادفی هم چنین احتمالی وجود دارد. بدیهی است تعداد کم نمونه می‌تواند اعوجاجاتی غیرمنطقی در سنج‌های باروری و خصوصاً مرگ کودکان که واقعه‌ای کمیاب است، ایجاد کند. داده‌های شمار گزارش شده فرزندان ایران نیز

لااقل در دو سال ۱۳۷۵ و ۱۳۸۵ در معرض چنین خطاهایی است. افزون بر این، ریسک مرگ کودکان زنان جوان‌تر بیشتر از فرزندان زنان سنین ۲۵ سال و بالاتر است.

فینی در سال ۱۹۸۰ تلاش کرد تا میزان دقت روش براس را با توجه به مفروضات این روش آزمون کند. سه پیش‌فرض مد نظر فینی عبارت بودند از اینکه مرگ‌ومیر برای کل دوره‌ای که داده‌ها به آن مربوط می‌شود ثابت بوده، اینکه مرگ‌ومیر کودکان مستقل از سن مادران است و تفاوتی بین فرزندان زنان در زمان سرشماری با سال‌ها قبل از آن وجود ندارد، و بالاخره اینکه الگوی سنی مرگ‌ومیر با مدل مرگ‌ومیر جداول عمر تطبیق می‌کند (فینی، ۱۹۸۰: ۱۱۰). فینی با مقایسه منابع خطای برآورد روش مبتنی بر داده‌های فرزندان نتیجه می‌گیرد که خطای انحراف از پیش‌فرض ثابت الگوی سنی باروری نسبت به خطای ناشی از منابع دیگر ناچیز است (فینی ۱۹۸۰: ۱۱۹). این مقاله نیز نشان می‌دهد که حداکثر مقدار خطای ناشی از تغییر الگوی سنی فرزندآوری حول و حوش ۵ درصد است که نسبت به مجموع خطای بیش برآورد این روش ناچیز است. برعکس یافته‌های ما، نتیجه تحقیق آرتورو استوتو (۱۹۸۳) نشان می‌دهد که خطای بیش برآورد روش براس با افزایش متوسط سن فرزندان افزایش می‌یابد. براساس تخمین آنان در گروه سنی دوم با میانگین سن ۲/۲۲ سال برای فرزندان ۱/۷ درصد بیش برآورد و برای گروه سنی پنجم که میانگین سن فرزندان حدود ۱۴ سال در نظر گرفته شده این خطا حدود ۲/۲۱ درصد تخمین زده شده است (آرتورو و استوتو، ۱۹۸۳: ۳۰۹). با این وجود این افزایش از نظر رقم مطلق چندان قابل بحث نیست. کار آنان نیز به خوبی نشان داد که با افزایش سن مادر بیش برآورد ناشی از تغییرات یا کاهش مرگ‌ومیر افزایش می‌یابد اما همان‌طور که در راهنمای گام به گام برآورد مرگ‌ومیر کودکان (سازمان ملل، ۱۹۸۹) آمده در نسخه‌های تراسل و پالونی و هلیگمن برآورد طول دوره در معرض مرگ تطبیق تغییرات مرگ‌ومیر را ممکن کرده است.

مقایسه برآوردهای این مقاله با برآوردهای منابع مستقل نشان می‌دهد که برآوردهای بخش‌های مختلف سازمان ملل قرابت قابل توجهی با برآوردهای این مقاله دارند. به طوریکه برآورد میزانی حدود ۲۳/۳ در هزار برای سال ۱۳۸۴ در این مقاله با برآورد سازمان ملل متحد که در چشم انداز جمعیت جهان (۲۰۱۲) برای دوره ۲۰۱۰-۲۰۰۵ حدود ۲۶ در هزار و در دوره ۲۰۰۵-۲۰۰۰ حدود ۲۱ در هزار ذکر شده قابل مقایسه است. با وجود این چند نکته در تفاوت برآوردهای این مقاله با برآوردهای سازمان‌های بین‌المللی دیده می‌شود. اول اینکه

گزارش گروه همکاری‌های بین آژانس‌های سازمان ملل متحد میزان مرگ کودکان ایرانی در سال ۱۳۶۹ را حدود ۵۷ در هزار برآورد کرده است که برای کودکان ذکور ۵۷ در هزار و برای دختران حدود ۵۶ در هزار ذکر شده است (یونیسف، ۲۰۱۴: ۱۹) درحالی‌که در هیچ‌کدام از کشورهای که سطح مرگ کودکان آنها در حد ایران است چنین برابری در میزان مرگ کودکان مشاهده نشده است. با این حال در همان گزارش این میزان در سال ۲۰۱۳ به ترتیب ۱۸ و ۱۶ در هزار برآورد شده است. در حالی‌که فقط یک واحد تفاوت در این میزان برای ایران به دست آمده است در کشورهایی که سطوح تقریباً مشابه کشور داشته‌اند همانند عراق در همان سال حدود ۸ واحد، فیلیپین حدود ۷ واحد و آفریقای جنوبی حدود ۱۲ واحد بوده است. اگرچه در این مثال قصد هیچ گونه مقایسه یا تشابهی نیست اما پرسش این است که آیا این برآورد متفاوت برای کشورهای هم سطح منطقی است. واقعیت این است که هیچ اطلاعات دقیقی که مستقیماً بتواند به پاسخی روشن به این پرسش کمک کند موجود نیست. اما روند منطقی و سطوح قابل تعدیل میزان‌های مرگ کودکان زیر یک و پنج سال کشور که در نمودار ۳ نشان داده شده است این اطمینان، که بتوان با برآوردهای این مقاله به برآورد سطحی معتبر از این میزان‌ها به تفکیک جنس دست یافت، را به وجود می‌آورد. برآوردهای غیرمستقیم مرگ کودکان زیر یک و پنج سال با تصحیحی که این مقاله از آن به دست آورده نشان می‌دهد که تفاوت دوجنس در سال ۱۹۹۰ یا حدود سال ۱۳۶۹ بیش از ۸ واحد بوده است. در مورد سطح مرگ و میر کودکان نیز ذکر این نکته بی فایده نیست که برآوردهای به دست آمده از داده‌های طرح آمارگیری جمعیتی - بهداشتی در سال ۱۳۸۹ کم برآوردی تا حدود ۱۵ درصد دارد. حتی اگر یافته‌های این مقاله را هم کنار بگذاریم سطوح برآورد شده مرگ کودکان زیر یک و زیر پنج سال در داده‌های دی - اچ - اس پایین‌تر از برآوردهای آژانس‌های بین‌المللی است.

در پایان لازم است به این نکته اشاره شود که در این مقاله تلاش شد تا بیش برآورد روش براس در اثر دو عامل تصحیح شود، یکی اثر تغییرات سطح باروری و دوم اثر تغییرات الگوی سنی باروری. بنابراین نتایج این روش همچنان متأثر از مقداری بیش برآورد ناشی از محسوب شدن فوت کودکانی است که در ابتدای دوره تغییرات باروری زنده بوده و در فاصله دوره‌ای که محاسبات نسل‌های فرضی صورت گرفته است فوت کرده‌اند. با وجود این میزان بیش برآورد ناشی از این عامل نباید آنچه‌ان بااهمیت باشد ولی به عنوان یک موضوع تحقیق برای پژوهش‌های آینده باقی می‌ماند.

منابع

زنجانى، حبيب الله و مجيد كوششى (۱۳۷۱)، *بررسی مرگ و میر در ایران، مرکز مطالعات و تحقیقات معماری و شهرسازی ایران.*

زنجانى، حبيب الله و طه نوراللهی (۱۳۷۹)، *جدول مرگ‌ومیر ایران برای سال ۱۳۷۵ (برحسب جنس در کل کشور و استان‌ها به تفکیک شهری و روستایی)*، تهران: مؤسسه عالی پژوهش تأمین اجتماعی.

كوششى، مجيد، اردشير خسروی، محمد ساسانی پور و سجاد اسعدی (۱۳۹۲)، *تأثیر علل اصلی مرگ‌ومیر بر امید زندگی استان فارس با استفاده از روش جدول عمر چندکاهشی، مجله اپیدمیولوژی ایران، سال نهم، شماره ۴، ص ۶۶-۵۷.*

مرکز آمار ایران (۳۵۶)، *اندازه‌گیری رشد جمعیت ایران در سال‌های ۵۵-۱۳۵۲.*

میرزایی، محمد، مجید کوششی و محمدباقر ناصری (۱۳۷۵)، *برآورد و تحلیل شاخص‌های حیاتی - جمعیتی کشور در سرشماری‌های ۱۳۶۵ و ۱۳۷۰، مؤسسه مطالعات و تحقیقات اجتماعی دانشگاه تهران.*

Abbasi-Shavazi, M.J , P. McDonald, M. Hosseini-Chavoshi (2009), *The Fertility Transition in Iran: Revolution and Reproduction*, Springer.

Arthur,W. B. and M. A. Stoto (1983), An Analysis of Indirect Mortality Estimation, *Population Studies*, 37(2): 301-314.

Feeney, G. (1980), Estimating Infant Mortality Trends from Child Survivorship Data, *Population Studies*, 34(1): 109-128.

Haines,M. R., R.C. Avery, and M. A. Strong (1983), Differential in Infant and Child Mortality and Their Change Over Time, *Demography*, 20(4): 607-621.

Hill, K., H. Zlotnik, and J. Trussell (1983), *Manual X: Indirect Techniques for Demo- graphic Estimation*. New York: United Nations.

Hill ,K. (1991), Approaches to the Measurement of Childhood Mortality: A Comparative Review, *Population Index*, 57(3):368-382.

- Hill, K., Y. Choi, and I. M. Timæus (2005), Unconventional Approaches to Mortality Estimation, *Demographic Research*, Vol. 13, Art. 12: 281-300.
- LeGrand, T. K., and J. F. Phillips (1996), The Effect of Fertility Reductions on Infant and Child Mortality: Evidence from Matlab in Rural Bangladesh, *Population Studies*, 50(1) (Mar. 1996):51-68.
- Mbacke, C. S. M (1991), Measuring Child Mortality From Maternity Histories Collected at Time of Childbirth: Case of the EMIS Surveys, *Genus*, 47, (1/2): 109-130.
- Sullivan, J. M (1972), Models for the Estimation of the Probability of Dying between Birth and Exact Ages of Early Childhood, *Population Studies* No. 26: 79-97.
- Trussell, T. J. (1975), A Re-estimation of the Multi-plying Factors for the Brass Technique for Determining Childhood Survivorship Rates, *Population Studies*, No. 29: 97-107.
- Trussell, J. and J. Menken (1984), Estimating Levels, Trends, and Determinants of Child Mortality in Countries with Poor Statistics, *Population and Development Review*, V. 10, Supplement: Child Survival: Strategies for Research (1984): 325-346.
- UNICEF (2014), *Levels & Trends in Child Mortality: Report 2014*, Estimates Developed by UN Inter agency Group for Child Mortality Estimation (UN IGME).
- United Nations (1989), Step-by-Step Guide to the Estimation of Child Mortality, *Population Studies*, No. 107, United Nations, New York.
- United Nations (2011), Mortality Estimates from Major Sample Surveys: Towards the Design of a Database for the Monitoring of Mortality Levels and Trends, Department of Economic and Social Affairs, *Population Division*, Technical Paper No. 2011/2, United Nations, New York.
- United Nations, *World Population Prospect Data Bank*, Revision 2012: <http://esa.un.org/wpp/Excel-Data/mortality.htm>
- Zlotnik, H. and K. Hill (1981), The Use of Hypothetical Cohorts in Estimating Demographic Parameters under Conditions of Changing Fertility and Mortality, *Demography*, 18(1): 103-122.