

# مقایسه عوامل اقتصادی و اجتماعی موثر بر مرگ و میر کودکان زیر یک سال

## در کشورهای MENA

عنایت‌اله همایی‌راد<sup>۱</sup>      علی حسین صمدی<sup>۲</sup>      یحیی بایزیدی<sup>۳</sup>  
رامین حیاتی<sup>۴</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۱/۲۴

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۰۷/۲۶

### چکیده

تأمین، حفظ و ارتقاء سطح سلامت کودکان زیر یک سال به‌عنوان یک گروه آسیب‌پذیر در خدمات بهداشتی درمانی جایگاه ویژه‌ای دارد. با توجه به اهمیت زیاد شاخص مرگ‌ومیر کودکان زیر یکسال در شاخص‌های توسعه سازمان‌ملل، در این مطالعه به مقایسه عوامل اقتصادی و اجتماعی موثر بر مرگ‌ومیر کودکان زیر یکسال در ایران و کشورهای منابر برای دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۰ پرداخته شده است. هدف از این مقایسه، بررسی دلایل ایجاد نابرابری در مرگ‌ومیر کودکان زیر یکسال در جوامع مختلف و نیز دلایل بالا و پایین بودن این شاخص در مناطق مختلف از منظر ویژگیهای اقتصادی-اجتماعی است.

**واژگان کلیدی:** هم‌جمعی پانلی، ریشه واحد پانلی، مرگ‌ومیر کودکان، کشورهای منابر، اثرات ثابت و تصادفی، حداقل مربعات کاملاً تعدیل شده.

**JEL:** C10, I15, C01.

### ۱. مقدمه

مرگ، توقف کامل و بدون بازگشت اعمال حیاتی بدن است و علل مرگ از نظر پزشکی، بیماری یا جراحی و شرایطی است که تحت آنها مرگ بوقوع می‌پیوندد (گوردزی، ۱۳۷۲). مرگ‌ومیر کودکان زیر یکسال به سه گروه مختلف تقسیم می‌شود:

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد سلامت دانشگاه علوم پزشکی تهران، Email: e-homaierad@razi.tums.ac.ir

۲. استادیار اقتصاد دانشگاه شیراز، Email: asamadi@rose.shirazu.ac.ir

۳. دانشجوی دکتری اقتصاد و مدیریت دارو دانشگاه علوم پزشکی تهران، Email: ybayazidi@yahoo.com

۴. دانشجوی دکتری مدیریت خدمات بهداشتی درمانی دانشگاه علوم پزشکی شیراز، Email: ramini\_hayati2010@yahoo.com

- (۱) مرگ‌ومیر پربیناتال
- (۲) مرگ‌ومیر دوران نوزادی
- (۳) مرگ‌ومیر کودکان زیر سن یک سال

تأمین، حفظ و ارتقاء سطح سلامت کودکان زیر یک سال به‌عنوان یک گروه آسیب‌پذیر در خدمات بهداشتی درمانی جایگاه ویژه‌ای دارد (Berhman RE, 2003). میزان مرگ‌ومیر کودکان زیر یک سال از جمله گویاترین شاخص‌های توسعه‌ی جوامع مختلف است. براساس آمار موجود، از کل مولید سالیانه در دنیا بیش از ۱۴ میلیون نفر در اولین سال زندگی از بین می‌روند که حدود ۶۰ درصد مرگ‌های سال اول زندگی را مرگ‌های نوزادان تشکیل می‌دهد (اسماعیلی‌نسب ۱۳۸۳). اهمیت میزان مرگ‌ومیر کودکان زیر یکسال تا آنجاست که سازمان ملل متحد در سال ۱۹۸۰ قطعنامه‌ای تصویب نمود که براساس آن تمام کشورها باید هدف خود را کاهش مرگ‌ومیر کودکان، به میزان کمتر از ۵۰ در هزار تولد در پایان قرن قرار دهند (نمکین، ۱۳۸۸). نیل به این هدف هنگامی میسر است که عوامل موثر در امر فوق به دقت در هر جامعه‌ای بررسی و سپس در جهت رفع آن اقدام گردد. در همین حال، کشورهای در حال توسعه اکنون با مسئله مرگ‌ومیر کودکان زیر یکسال مواجه‌اند و با توجه به هزینه‌های بالای مرگ‌ومیر نوزادان برای خانواده‌ها، دولت‌ها به دنبال راه‌هایی برای کاهش این مشکل هستند.

در دهه‌ی اخیر هم‌گام با گسترش بهداشت و درمان در جهان، هر چند مرگ‌ومیر کودکان کمتر از یکسال کاهش یافته است، با این وجود، نابرابری بسیار زیادی در میزان مرگ‌ومیر کودکان زیر یکسال در نقاط مختلف دنیا وجود دارد. بطوریکه میزان مرگ‌ومیر در سال ۲۰۰۸ برای ایسلند ۱/۹ در هزار و برای افغانستان ۱۶۵ در هر هزار نوزاد متولد شده بود. این رقم برای کشور ما نسبت به کشورهای توسعه‌یافته بسیار بالاتر و در سال ۲۰۱۰، ۲۱/۸ در هزار نوزاد متولد شده بود. از جمله دلایل مرگ‌ومیر کودکان، نارس بودن و وزن پایین هنگام تولد است که در مطالعه‌ای که در این باره در آتلانتا انجام شد، اثر عوامل فوق را در مرگ‌ومیر نوزادان به اثبات رسید بطوریکه از حدود ۱۲۰ میلیون نوزادی که هر سال در دنیا متولد می‌شوند، حدود ۲۰ میلیون از آنها با کمبود وزن مواجه هستند و در بعضی از قسمتهای آسیا این میزان به مقدار یک نفر در هر دو نوزاد است (گزارش سازمان جهانی بهداشت ۲۰۱۰). در گزارش دیگری در آمد بعنوان یک متغیر تاثیرگذار در مرگ‌ومیر نوزادان مطرح شد و علل مرگ، مسمومیت، تصادف و غفونت بیان شد

(Stockwell, 1988). در گزارشی دیگر نیز، رابطه‌ای مستقیم بین نسبت باروری و مرگ‌ومیر کودکان زیر یکسال پیدا شد (R. Peña, Liljestrand, Zelaya, & Persson, 1999).

مطالعات زیادی پیرامون عوامل موثر بر مرگ‌ومیر کودکان زیر یکسال در ایران و جهان انجام شده است، تعدادی از این مطالعات در سطح خرد و بصورت پرسشنامه‌ای با رویکرد اپیدمیولوژیک هستند. در اکثر آن‌ها ترکیبی از متغیرهای بهداشتی و اجتماعی موثر بر مرگ‌ومیر مورد بررسی قرار گرفته‌اند. مطالعات کلان رویکردی وسیع‌تر به عوامل موثر بر مرگ‌ومیر کودکان زیر یکسال دارند و اکثراً مطالعاتی اقتصادی‌سنجی هستند.

از طرف دیگر، مطالعات مختلف نشان داده‌اند که عوامل موثر بر مرگ‌ومیر کودکان زیر یکسال در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه متفاوت است، لذا لازم است علاوه بر اینکه به مطالعات کشورهای توسعه‌یافته توجه نمود، مطالعاتی را نیز در کشورهای در حال توسعه به انجام رساند. این مطالعه، با توجه به محدودیت‌های آمارهای رسمی، تنها به بررسی عوامل اقتصادی و اجتماعی موثر بر مرگ‌ومیر کودکان زیر یکسال در کشورهای منا که شامل کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا هستند، پرداخته است.

برای انجام مطالعه در کشورهای منا از داده‌های پانل استفاده شده است، در این مطالعه ابتدا به بررسی وجود یا عدم وجود وابستگی مقطعی بین متغیرها پرداخته شد و پس از مشخص شدن وجود وابستگی مقطعی، مانایی متغیرها در داده‌های پانلی با در نظر گرفتن وابستگی مقطعی مورد بررسی قرار گرفت. پس از آن آزمون هم‌جمعی داده‌های پانلی با در نظر گرفتن وابستگی مقطعی انجام گردید و نهایتاً ضمن اثبات وجود هم‌جمعی و رابطه بلندمدت، الگو با در نظر گرفتن اثرات ثابت و تصادفی مورد تخمین قرار گرفت. برای تعیین الگوی ایران نیز داده‌های سری زمانی استفاده گردید و ابتدا آزمون ریشه واحد برای متغیرها مورد بررسی قرار گرفت و پس از آن وجود و یا عدم وجود فرایند هم‌جمعی در الگو بررسی شد. سرانجام با استفاده از تخمین‌زننده FMOLS الگو مورد تخمین قرار گرفت.

## ۲. مبانی نظری و مروری بر مطالعات پیشین

متغیرهای فراوانی بر مرگ‌ومیر کودکان زیر یکسال موثرند. این متغیرها به سه دسته متغیرهای اقتصادی، اجتماعی و بهداشتی تقسیم می‌شوند. چادوری در مطالعه‌ای که برای اولین بار در این زمینه انجام داد بیان کرد که میزان توسعه‌یافتگی هر کشور و یا منطقه، مهمترین متغیر موثر بر مرگ‌ومیر کودکان زیر یکسال

است (Chowdhury 1982). مطالعات بعدی نیز این سخن را تایید نمودند. در تمامی مطالعات صورت گرفته، درآمد سرانه، بعنوان یکی از شاخصهای توسعه کشورها، بر مرگ‌ومیر کودکان زیر یکسال موثر بوده است. بطوریکه در کشورهایی که درآمد سرانه بالاتر بوده است، مرگ‌ومیر زیر یکسال کمتری مشاهده شده است. حتی سایر شاخص‌های تاثیرگذار بر مرگ‌ومیر کودکان نیز به نحوی با میزان توسعه مربوط هستند، برای مثال شاخص میزان آموزش مادران، یا سرانه مخارج سلامت و یا شاخص‌های بهداشتی و درمانی، سرانه تعداد پزشکان و... همگی از شاخص‌های توسعه کشورها به شمار می‌روند.

چادوری و همکاران (Chowdhury 1982) در تحقیقی با عنوان آموزش و بقا نوزادان در مناطق روستایی بنگلادش به بررسی عوامل مهم مرگ‌ومیر نوزادان پرداخته‌اند. براساس نتایج این مطالعه که یک مطالعه اپیدمیولوژیک و پرسشنامه‌ای بود، در این مطالعه نتیجه گرفته شد که میزان آموزش مادران، میزان وزن نوزادان، تعداد ماه‌های بارداری رابطه مستقیمی با کاهش مرگ و میر نوزادان دارند.

شری و همکاران (Sherry, 2008) در مطالعه‌ای به بررسی اقتصادسنجی فاکتورهای تعیین کننده در میزان مرگ‌ومیر کودکان پرداخته‌اند. داده‌های مورد نیاز این مطالعه از بانک اطلاعاتی بانک جهانی استخراج شد. در این مطالعه رابطه درآمد سرانه، سرانه مخارج سلامت، میزان درمان اسهال کودکان، نرخ باسوادی مادران و میزان نابرابری براساس ضریب جینی رابطه عکسی با مرگ‌ومیر کودکان دارند. براساس این مطالعه، رشد اقتصادی مهمترین فاکتور تعیین کننده در مرگ‌ومیر کودکان است و پس از آن فراهم کردن خدمات سلامت دومین عامل مهم به شمار می‌رود.

فری و همکاران (Frey, 2000) به بررسی عوامل موثر بر مرگ‌ومیر نوزادان در کشورهای کمتر توسعه یافته پرداختند. این مطالعه براساس ۵ نظریه گوناگون شکل گرفت که هر کدام از این نظریات به عنوان یک متغیر مجزا در الگو مورد استفاده قرار گرفت. داده‌های این مطالعه شامل ۵۹ کشور کمتر توسعه یافته در سال ۱۹۹۱ بود که در آن مرگ‌ومیر کودکان زیر یکسال، استخدام بانوان در صنعت، وضعیت معیشتی خانوارها، میزان تمرکززدایی یا تمرکزگرایی، عدالت جنسیتی و میزان باسوادی بانوان از جمله متغیرهای مهم آن بودند. در این مطالعه از تخمین زنده‌های OLS و GLS استفاده شد.

گبسمیت و جانسون (Gbesemete, 1993) در مطالعه‌ای دیگر به مقایسه الگوهای تجربی بر روی عوامل موثر بر مرگ‌ومیر نوزادان پرداختند. در این مطالعه با استفاده از آنالیز رگرسیون چند متغیره و تخمین زنده‌های

OLS و GLS انجام شد. هدف از این مطالعه تحلیلی جامع از ۱۸ برنامه‌ای بود که به منظور کاهش مرگ و میر نوزادان در آفریقا انجام گرفت. در این مطالعه نتیجه گرفته شد که سرانه تولید ناخالص داخلی مهمترین عامل موثر بر مرگ و میر کودکان است و پس از آن میزان سواد بانوان و در دسترس بودن خدمات سلامت بعنوان مهمترین متغیرها به شمار رفت.

پنا و همکاران (R. Peña, Stig Wall, Lars-Ake Persson, 2000) پژوهشی تحت عنوان اثرات متغیرهای اجتماعی اقتصادی موثر بر مرگ و میر نوزادان در نیکاراگوئا انجام دادند. این مطالعه، با استفاده از تجزیه و تحلیل کوهورت (هم‌گروهی که نوعی از مطالعات مشاهده‌ای است) به ارزیابی بقای نوزادان ۱۰۸۶۷ زن ۱۵ تا ۴۹ ساله پرداخته است. براساس نتایج این مطالعه اپیدمیولوژیک، جدا از سطح کلی فقر، بی‌عدالتی اجتماعی عامل مهم دیگری در مرگ و میر نوزادان در کشورهای کم درآمد بدست آمد. میزان سواد مادران نیز بعنوان متغیر پیش‌گیرنده دیگری در مرگ و میر نوزادان تعیین شد.

گراسمن و همکاران (Grossman, 1985) به بررسی عوامل موثر بر مرگ و میر نوزادان آمریکا در سال ۱۹۸۵ پرداختند. براساس نتایج این مطالعه، مهمترین عوامل موثر بر مرگ و میر نوزادان، سطح سواد زنان و طبقه اقتصادی خانوارها هستند. نکته جالب توجه در این مطالعه اینجا بود که برای سیاه‌پوستان، سطح سواد رابطه معنی داری را با مرگ و میر کودکان نشان نداد.

وانگ (Wang, 2002) در مطالعه خود شاخص‌های تعیین‌کننده مرگ و میر کودکان در کشورهای درآمد پایین را در دو سطح روستایی و شهری مورد بررسی قرار داد. اطلاعات این مطالعه، از داده‌های ۶۰ کشور کم درآمد بین سالهای ۱۹۹۰ تا ۱۹۹۹ جمع‌آوری شد. نتایج این مطالعه وجود شکاف بزرگی را در میزان مرگ و میر کودکان در مناطق شهری و روستایی را نشان داد. در سطح ملی، دسترسی به واکسن در اولین سال زندگی و میزان مخارج بهداشتی دولت روی مرگ و میر کودکان اثر زیادی را نشان داد. سایر متغیرهای معنی‌دار در این مطالعه شامل سطح درآمد، عوامل اجتماعی و سیاستهای بهداشتی دولتها بودند.

حسین‌پور (Hosseinpoor & Kazem Mohammad, 2006) در پژوهشی اپیدمیولوژیک عوامل اقتصادی اجتماعی موثر بر مرگ و میر نوزادان در ایران را مورد تجزیه و تحلیل قرار داد. در این مطالعه که بین سالهای ۱۹۹۰ تا ۱۹۹۹ انجام گرفت ۱۰۸۸۷۵ مورد تولد زنده مورد مطالعه قرار گرفت. براساس نتایج این مطالعه، موقعیت اقتصادی-اجتماعی خانوار مهمترین عامل موثر بر مرگ و میر کودکان بود و پس از آن

سطح آموزش مادر، سکونت در مناطق شهری یا روستایی، مداخلات هنگام تولد و شرایط بهداشت محیط سایر عوامل مهم بودند. در انتها وی نتیجه گرفت که نابرابریهای موجود در مرگ‌ومیر نوزادان علاوه بر اینکه تحت تاثیر نظام سلامت و سیاستگذاری آن قرار دارد، به عوامل دیگری چون توزیع ثروت و آموزش و یا دسترسی به آب سالم و بهسازی محیط نیز وابسته است.

موتونگا (Mutunga, 2004) به بررسی عوامل موثر در مرگ‌ومیر کودکان در کنیا پرداخت. براساس نتایج این مطالعه، دسترسی به خدمات بهداشت محیط نظیر آب آشامیدنی، سیستمهای بهسازی محیط چون فاضلاب، منابع سالم غذایی و سطح آموزش مادران و مذهب تاثیر معنی‌داری در مرگ‌ومیر نوزادان و کودکان دارند.

هاجمن (Hojman, 1994) در پژوهشی ویژگیهای اقتصادی اجتماعی و مرگ‌ومیر کودکان در کشورهای کمتر توسعه‌یافته آمریکای مرکزی و دریای کارائیب را مورد بررسی قرار داد. وی در مطالعه خود عوامل جمعیت شناختی، اقتصادی و مراقبتهای بهداشتی را وارد نمود. وی در این مطالعه که یک مطالعه مقطعی بود، مهمترین عوامل موثر بر مرگ‌ومیر کودکان را پوشش واکسیناسیون، وزن کم هنگام تولد، تعداد پرستاران به نسبت جمعیت و دسترسی به آب آشامیدنی و سو تغذیه دانست.

هادوی و همکاران (۱۳۸۸) مطالعه‌ای اپیدمیولوژیک با عنوان بررسی عوامل موثر بر مرگ‌ومیر پرناتال در مراکز درمانی رفسنجان در سالهای ۱۳۸۳-۱۳۸۵ انجام داد. اطلاعات از پرونده‌های بیماران، مصاحبه با پرستار، مادر، ماما و جمع‌آوری گردید. بر اساس این مطالعه، شایع‌ترین علت مرگ و میر نوزادان نارس بودن نوزاد، و شایع‌ترین دلیل مرده‌زایی، پارگی زودرس کیسه آب برآورد شد. براساس نتیجه این مطالعه، سن مادر، سابقه مرده‌زایی، تعداد تولدهای پیشین، وزن مادر در هنگام تولد، میزان درآمد خانوارها بعنوان سایر عوامل موثر بر مرگ‌ومیر نوزادان هستند.

### ۳. مواد و روشها

برای بررسی عوامل موثر بر مرگ‌ومیر کودکان زیر یکسال تاکنون الگوهای زیادی مورد استفاده قرار گرفته است، اما در این بین، الگوی طراحی شده توسط فری و فیلد که اختصاصاً در ارتباط با کشورهای درحال توسعه است، بیشتر مورد توجه قرار گرفته دارد. الگوی اولیه مورد استفاده توسط وی بدین صورت است:

$$\text{Imr} = f(\text{imp}, \text{eco}, \text{dec}, \text{equ}, \text{edu})$$

که در آن  $imr$  مرگ و میر کودکان زیر یکسال،  $imp$  استخدام بانوان در صنعت،  $eco$  وضعیت معیشتی خانوارها،  $dec$  میزان تمرکززدایی یا تمرکزگرایی،  $equ$  عدالت جنسیتی و  $edu$  بیانگر میزان باسوادی بانوان می باشد. فری در الگوی خود شاخصی را بعنوان نماینده هر کدام از عوامل فوق مورد استفاده قرار داد. برای مثال وی نرخ باسوادی بانوان را بعنوان شاخصی بر عدالت جنسیتی و سرانه تولید ناخالص داخلی را بعنوان شاخصی برای وضعیت معیشتی خانوارها تعریف نمود. الگوی مورد استفاده در این مطالعه الگوی فری است با این تفاوت که تعدادی از شاخص های مورد استفاده فری بدلیل نبود داده ها برای تجزیه و تحلیل با شاخص هایی دیگر که نمایانگر همان ویژگی ها هستند عوض شده اند.

$$\ln imr_{it} = B_0 + B_1 \ln gdp_{it} + B_2 \ln tfr_{it} + B_3 \ln rur_{it} + B_4 \ln stf_{it} + B_5 \ln lab_{it} + B_6 \ln sch_{it}$$

که در آن:

$imr$ : مرگ و میر کودکان زیر یکسال در هزار تولد صورت گرفته

$gdp$ : سرانه تولید ناخالص داخلی به قیمت های ثابت

$tfr$ : میزان باروری هر مادر (تعداد تولدهای صورت گرفته توسط هر مادر)

$rur$ : نسبت روستائینی

$stf$ : نسبت تولدهای صورت گرفته توسط نیروی متخصص بخش بهداشت و درمان به کل تولدها

$lab$ : نرخ مشارکت اقتصادی بانوان

$sch$ : میانگین سالهای تحصیلات بانوان ۱۵ تا ۶۴ ساله

در این مطالعه سرانه تولید ناخالص داخلی بعنوان شاخصی از وضعیت معیشتی خانوارها مورد استفاده قرار گرفته است و میزان باروری مادران نیز شاخصی است برای تعیین میزان عدالت جنسیتی بانوان و روستائینی شاخصی برای بررسی تمرکزگرایی است. نرخ مشارکت اقتصادی بانوان نیز شاخصی از استخدام بانوان در صنعت است. میانگین سالهای تحصیلات بانوان نیز شاخصی برای تعیین وضعیت سواد و آگاهی بانوان است. نسبت تولدهای صورت گرفته در بخش بهداشت و درمان نیز گویای وضعیت بهداشتی جامعه است.

### ۱.۳. روش تجزیه و تحلیل الگوی کشورهای منا

داده های مورد استفاده در این پژوهش بصورت داده های پانلی (۲۰۱۰-۱۹۸۰) برای ۱۷ کشور خاورمیانه و شمال آفریقا، منا (ایران، بحرین، مصر، الجزایر، قطر، عربستان سعودی، سوریه، اردن، یمن، عمان، مراکش،

کویت، تونس، امارات متحده عربی، لبنان، جیبوتی، سودان) است. می‌توان گفت کشورهای یاد شده از نظر شرایط سیاسی و اجتماعی و فرهنگ و آداب و رسوم تقریباً همگن هستند. ویژگی اساسی اکثر این کشورها در حال توسعه بودن آنها و نیز وابستگی به درآمدهای نفتی است. داده‌های مربوط به مطالعه از بانک‌های اطلاعاتی سازمان جهانی بهداشت و بانک جهانی استخراج شده است.

از آنجایی که مطالعه حاضر در الگوی کشورهای منا مطالعه‌ای پانلی با سری زمانی طولانی (۳۱ سال) و مقاطع زیاد (۱۷ کشور) می‌باشد، لذا قبل از انجام هر تخمینی، بررسی آزمونهای وابستگی مقطعی و مانایی در آن لازم می‌باشد. در صورت وجود وابستگی مقطعی تمامی محاسبات مربوط به آزمونهای ریشه واحد و هم‌تجمعی، بدون در نظر گرفتن آن نامعتبر خواهند بود. همچنین نامانایی متغیرها نیز سبب ایجاد رگرسیون کاذب خواهد شد که نتیجتاً تخمین الگو را با اشکال مواجه می‌کند. برای حل این مشکل یا باید از روشهای از بین بردن نامانایی در متغیرها استفاده نمود و یا باید با بررسی هم‌تجمعی، به نوعی استدلال کرد که وجود ریشه واحد در تخمین الگو اشکال ایجاد نمی‌کند و رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود دارد. در این مطالعه، تمامی آزمونهای فوق و نیز تخمین الگو، توسط نرم‌افزارهای RATS و STATA 11 انجام شده‌اند.

در الگوی کشورهای منا، برای بررسی وجود یا عدم وجود وابستگی مقطعی، از آزمون وابستگی مقطعی پسران استفاده شده است. در آزمون وابستگی مقطعی بین سری‌های زمانی هر مقطع مورد بررسی قرار می‌گیرد. فرض صفر در این آزمون، عدم وجود وابستگی مقطعی (وجود استقلال مقطعی) است (Baltagi & Moscone, 2010). پس از آن آزمون ریشه واحد برای تک‌تک متغیرها مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. هدف از این کار بررسی مانایی و نامانایی متغیرها بود. برای این کار از آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۳) تحت وجود وابستگی مقطعی که به آزمون CADF یا CIPS مشهور است استفاده گردید. تفاوت این آزمون با سایر آزمونهای ریشه واحد پانلی در اینجاست که در سایر آزمونها وجود وابستگی مقطعی در نظر گرفته نشده است (Pesaran, 2007). در این آزمون، پسران به جای در نظر گرفتن آزمون ریشه واحد معمولی، از نوعی از رگرسیون دیکی فولر تعمیم‌یافته استفاده کرد که در برگرنده متوسط وقفه متغیرها و متوسط تفاضل مرتبه اول هر متغیر در مقطع است. پس از آن با توجه به نامانا بودن متغیرها، به بررسی وجود هم‌جمعی در کل الگو پرداخته شد. برای این کار نیز از آزمون تصحیح خطای وسترلاند (۲۰۰۷) که برای داده‌های پانلی طرح‌ریزی شده بود، استفاده گردید (Westerlund, 2007).



آزمون وسترلاند شامل چهار آزمون مختلف Ga, Gt, Pa, Pt می‌باشد. فرض صفر در آزمونهای Ga, Gt به این معنی است که دست کم یکی از سری‌های زمانی در مقاطع داده‌های پانلی دارای رابطه هم‌جمعی هستند و برای آزمونهای Pa, Pt فرض صفر به این معنی است که کل الگو دارای فرآیند هم‌جمعی است (Westerlund 2008). پس از تایید وجود فرآیند هم‌جمعی، به تخمین الگو پرداخته شد. برای تخمین الگو نیز ابتدا به بررسی وجود اثرات ثابت یا تصادفی پرداخته شد. سرانجام الگو با توجه به وجود هر یک از این اثرات مورد تخمین قرار گرفت.

### ۲.۳. روش تجزیه و تحلیل الگوی ایران

برای بررسی الگوی ایران نیز از داده‌های سری زمانی بین سالهای ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۰ استفاده شده است و منابع مورد استفاده اطلاعات منتشره در بانک اطلاعاتی مرکز آمار ایران، بانک مرکزی و سازمان جهانی بهداشت است.

در الگوی ایران، با توجه به کوتاه بودن سری زمانی (۳۲ سال) ابتدا داده‌ها فصلی‌سازی گردید. پس از آن به منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمونهای ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته و فیلپس پرون استفاده گردید. فرض صفر در هر دو آزمون وجود ریشه واحد است. پس از تایید نامانایی تمامی متغیرها، به منظور تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی از کمیت‌های آزمونهای  $\lambda_{\text{trace}}$  و  $\lambda_{\text{max}}$  استفاده گردید. سرانجام به منظور تخمین الگو از روش حداقل مربعات کاملاً تعدیل شده (FM-OLS) استفاده گردید. روش حداقل مربعات کاملاً تعدیل شده تخمین‌گری است که رابطه بلندمدت بین متغیرها را در الگو در چارچوب وجود فرآیند هم‌جمعی با وجود متغیرهای  $I(1)$  مورد بررسی قرار می‌دهد. این روش دو تصحیح عمده تورش و درونزایی را روی روش حداقل مربعات معمولی اعمال می‌کند از جمله مزیت‌های این روش آن است که متأثر از طول وقفه نیست لذا در دسره‌های انتخاب وقفه بهینه در روش جوهانسون در اینجا وجود ندارد (Phillips & Hansen, 1990).

### ۴. نتایج تخمین الگو

#### ۴.۱. نتایج تخمین الگو برای کشورهای منا

جدول ۱ نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران را نشان می‌دهد. همانطور که پیشتر گفته شد، فرض صفر در این آزمون عدم وجود وابستگی مقطعی است.

## جدول ۱. نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران برای کشورهای منا (۱۹۸۰-۲۰۱۰)

متغیر	متغیر	آماره پسران	معنی‌داری
lnimr	لگاریتم مرگ‌ومیر نوزادان در ۱۰۰۰ تولد	۶۳.۹۲	۰.۰۰۰
lngdp	لگاریتم سرانه تولید ناخالص داخلی	۲۶.۸۷	۰.۰۰۰
lnlfr	لگاریتم میزان باروری کلی	۶۲.۲۳	۰.۰۰۰
lnrur	لگاریتم نسبت روستائینی	۳۴.۰۲	۰.۰۰۰
lnstf	لگاریتم درصد تولدهای انجام شده نیروی متخصص	۴۵.۸۱	۰.۰۰۰
lnlab	لگاریتم نرخ مشارکت اقتصادی بانوان	۳۸.۹۸	۰.۰۰۰
lnsch	لگاریتم میانگین سالهای آموزش بانوان	۶۴.۸۰	۰.۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که در جدول مشخص است، فرض صفر در تمامی متغیرها به شدت رد شده است و لذا تمامی آنها دارای وابستگی مقطعی بوده و بررسی آزمونهای ریشه واحد و هم‌تجمعی بدون در نظر گرفتن وابستگی مقطعی نتایج غلطی را در بر خواهد داشت.

جدول ۲ نتایج آزمون ریشه واحد پسران (CADF) را نشان می‌دهد. این آزمون طوری طراحی شده است که اثرات وابستگی مقطعی در متغیرها را از بین برده و در نتیجه نتایج درستی از آزمون ریشه واحد به دست می‌دهد. مقادیر بحرانی برای این آزمون در سطح معنی‌داری یک درصد برابر با  $-۲/۸۵۰$  و سطح معنی‌داری ۵ درصد  $-۲/۷۱۰$  و برای سطح معنی‌داری ۱۰ درصد  $-۲/۶۳۰$  است. همانطور که در جدول مشخص است تمامی متغیرها به جز lnimr در سطح معنی‌داری نامانا هستند و دارای ریشه واحد می‌باشند. برای متغیر lnimr نیز فرض صفر در سطح معنی‌داری ۵ یک درصد رد شده است و در سطح معنی‌داری ۵ درصد فرض مذکور مبنی بر وجود ریشه واحد تایید شده است. بنابراین می‌توان با احتیاط آزمون هم‌تجمعی داده‌های پانلی را برای الگو به‌انجام رساند. برای برآورد وجود یا عدم‌وجود رابطه بلندمدت از آزمون هم‌تجمعی داده‌های پانلی که توسط وسترلاند در سال ۲۰۰۷ طراحی گردید استفاده شد. وسترلاند در این آزمون از روشی تحت عنوان "بوت استرپ" برای حذف اثرات وابستگی مقطعی در متغیرها استفاده نمود.

## جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد پسران برای کشورهای منا (۱۹۸۰-۲۰۱۰) در وقفه صفر و روند

متغیر	متغیر	آماره CADF	معنی داری
lnimr	لگاریتم مرگ و میر نوزادان در ۱۰۰۰ تولد	-۲.۷۸۵	۰.۰۲۵
lngdp	لگاریتم سرانه تولید ناخالص داخلی	-۲.۴۵۵	۰.۲۹۵
lnlfr	لگاریتم میزان باروری کلی	-۱.۵۲۷	۱.۰۰۰
lnrur	لگاریتم نسبت روستاشینی	-۱.۳۷۴	۱.۰۰۰
lnstf	لگاریتم درصد تولدهای انجام شده نیروی متخصص	-۲.۰۳۰	۰.۹۲۵
lnlab	لگاریتم نرخ مشارکت اقتصادی بانوان	-۱.۷۹۶	۰.۹۹۵
lnsch	لگاریتم میانگین سالهای آموزش بانوان	-۲.۶۱۰	۰.۰۹۰

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۳ نمایانگر نتایج آزمون وسترلاند برای الگو است:

## جدول ۳. نتایج حاصل از آزمون هم‌تجمعی وسترلاند برای کشورهای منا (۱۹۸۰-۲۰۱۰) در وقفه صفر و روند

آماره	Value	Z-value	P-value	Robust P-value
Gt	-۲.۴۸۱	۳.۰۶۹	۰.۹۹۹	۰.۹۰۰
Ga	-۴.۰۳۰	۷.۳۲۲	۱.۰۰۰	۱.۰۰۰
Pt	-۶.۰۹۷	۶.۱۱۳	۱.۰۰۰	۰.۹۸۰
Pa	-۵.۱۳۱	۵.۴۰۴	۱.۰۰۰	۰.۹۸۰

منبع: یافته‌های تحقیق

آنچه که از نتایج این آزمون بدست آمده است، گویای این نکته است که الگو به همراه روند، دارای فرآیند هم‌تجمعی است لذا در بلندمدت بین متغیرها رابطه وجود دارد. در اینجا این اطمینان حاصل شده است که در صورت تخمین الگو، نتایج درستی حاصل خواهد شد و نتیجه به رگرسیون کاذب ختم نمی‌شود. برای تخمین الگو ابتدا الگو با اثرات تصادفی تخمین زده شد، پس از آن بوسیله آزمون هاسمن وجود یا عدم وجود اثرات تصادفی بررسی گردید که فرض صفر مبنی بر وجود اثرات تصادفی با ضریب کای دو ۲/۰۲ و معنی داری ۰/۰۰۲۷ رد گردید. لذا مجدداً الگو با اثرات ثابت مورد تخمین قرار گرفت. جدول ۴، نتایج تخمین الگو با اثرات ثابت را نشان می‌دهد:

## جدول ۴. نتایج تخمین الگو در کشورهای منا برای سالهای ۱۹۸۰-۲۰۱۰

متغیر	متغیر	ضریب	آماره t	معنی‌داری
lngdp	لگاریتم سرانه تولید ناخالص داخلی	-۰.۱۳۸۵۳۰۹	-۳.۷۱۸۹۵۱	۰.۰۰۰۰
lntfr	لگاریتم میزان باروری کلی	۰.۷۹۳۹۶۰۷	۱۶.۰۱۸۳۸	۰.۰۰۰۰
lnrur	لگاریتم نسبت روستائینی	-۰.۱۸۰۲۰۷	-۰.۳۲۰۳۳۰	۰.۷۴۸۹
lnstf	لگاریتم درصد تولدهای انجام شده نیروی متخصص	-۰.۸۷۱۳۳۶	-۱.۸۶۷۰۳۶	۰.۰۶۲۵
lnlab	لگاریتم نرخ مشارکت اقتصادی بانوان	-۰.۳۷۳۴۶۰۷	-۵.۴۵۸۱۵۱	۰.۰۰۰۰
lnsch	لگاریتم میانگین سالهای آموزش بانوان	-۰.۱۳۸۹۷۵	-۳.۱۸۱۲۷۷	۰.۰۰۱۶
A	ضریب ثابت	۵.۲۴۶۱۲۹	۱۰.۸۸۰۷۷	۰.۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که در جدول ۴ واضح است آماره t نشان می‌دهد که تمامی متغیرها به جز نسبت روستائینی با میزان مرگ‌ومیر کودکان رابطه دارند. ضریب  $R^2$  در تخمین الگو ۰.۹۶۹۰۵۱ بدست آمد که مقدار بالای آن گویای خوبی کلی تخمین الگو است. علامت ضرایب به جز نسبت روستائینی که از نظر آماری معنی‌دار نشده است، همگی با نظریه‌های اقتصادی سازگار هستند.

## ۲.۴. نتایج تخمین الگو برای ایران

همانطور که پیشتر نیز توضیح داده شد برای استفاده از روش حداقل مربعات کاملاً تعدیل شده باید ابتدا نامانایی متغیرها و نیز وجود فرآیند هم‌جمعی بین آنها را تایید نمود. جدول ۵ نتایج آزمونهای ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته و آزمون فیلیس پرون را نشان می‌دهد. همانطور که در جدول مشخص است فرض صفر آزمون‌ها مبنی بر وجود ریشه واحد در تمامی متغیرها در هر دو آزمون به شدت رد شده است. فقط در آزمون فیلیس پرون متغیر لگاریتم میانگین سالهای آموزش بانوان مانا شده است. با توجه به این نتایج می‌توان به بررسی وجود فرآیند هم‌جمعی بین متغیرها پرداخت.

## جدول ۵. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر و فیلیس پرون برای ایران (۱۹۸۰-۲۰۱۰)

متغیر	متغیر	آزمون فیلیس پرون	آزمون ADF
lnimr	لگاریتم مرگ و میر نوزادان در ۱۰۰۰ تولد	۰.۹۳۸۱	۰.۹۲۲۵
lngdp	لگاریتم سرانه تولید ناخالص داخلی	۰.۹۹۵۸	۰.۹۹۵۵
lntfr	لگاریتم میزان باروری کلی	۰.۹۴۲۹	۰.۹۳۵۲
lnrur	لگاریتم نسبت روستائینی	۰.۹۴۲۸	۰.۹۲۹۱
lnstf	لگاریتم درصد تولدهای انجام شده نیروی متخصص	۰.۱۷۳۱	۰.۲۹۹۴
lnlab	لگاریتم نرخ مشارکت اقتصادی بانوان	۰.۹۲۴۶	۰.۹۲۰۴
lnsch	لگاریتم میانگین سالهای آموزش بانوان	۰.۰۲۴۹	۰.۳۶۲۸

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۶، یافته‌های مربوط به دو آزمون  $\lambda_{\text{max}}$  و  $\lambda_{\text{trace}}$  را نشان می‌دهد. آنچه که در جدول مشخص است با توجه به بیشتر بودن کمیت هر دو آماره به نسبت مقادیر بحرانی، فرضیه وجود صفر بردار هم‌جمعی رد شده است. در این بین قطعاً وجود حداکثر ۳ بردار هم‌جمعی تایید می‌شود. بدلیل اثبات وجود رابطه هم‌جمعی اکنون می‌توان به تخمین الگو با استفاده از روش حداقل مربعات کاملاً تعدیل شده پرداخت.

جدول ۶. نتایج مربوط به دو آزمون  $\lambda_{\text{max}}$  و  $\lambda_{\text{trace}}$  برای الگوی ایران (۱۹۸۰-۲۰۱۰)

مقادیر بحرانی	آماره $\lambda_{\text{trace}}$	فرض $H_0$	مقادیر بحرانی	آماره $\lambda_{\text{max}}$	فرض $H_0$	مقادیر ویژه
۱۳۱.۷۰	۵۰۶.۷۶۶۷۷	$I=0$	۴۶.۴۵	۲۷۳.۹۶۴۳۹	$I=0$	۰.۹۹۸۷۴۶۸
۱۰۲.۱۴	۲۳۲.۸۰۲۳۷	$I \leq 1$	۴۰.۳۰	۱۳۴.۶۱۲۵	$I=1$	۰.۹۶۲۴۹۳۱
۷۶.۰۷	۹۸.۱۸۹۸۹۶	$I \leq 2$	۳۴.۴۰	۵۰.۶۷۶۲۰۴	$I=2$	۰.۷۰۹۴۵۷۳
۵۳.۱۲	۴۷.۵۱۳۶۶۵	$I \leq 3$	۲۸.۱۴	۳۳.۶۹۹۵۱۸	$I=3$	۰.۵۶۰۴۲۱۷
۳۴.۹۱	۱۳۸۱۴۱۴۷	$I \leq 4$	۲۲.۰۰	۸.۹۲۴۴۹۴	$I=4$	۰.۱۹۵۶۰۹۶
۱۹.۹۶	۴.۸۸۹۶۵۲	$I \leq 5$	۱۵.۶۷	۴.۸۵۸۲۱۶	$I=5$	۰.۱۱۱۷۴۲۰
۹.۲۴	۰.۰۳۱۴۳۵۵	$I \leq 6$	۹.۲۴	۰.۳۱۴۳۵۵	$I=6$	۰.۰۰۰۷۶۶۴

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۷ یافته‌های مربوط به تخمین الگو با استفاده از این روش را نشان می‌دهد. ضریب  $R^2$  در این الگو ۰/۹۸۹۷۷ بدست آمد که بیانگر خوبی تخمین است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که تمامی متغیرها به غیر از درصد تولدهای انجام گرفته توسط نیروی متخصص رابطه معنی‌داری با مرگ‌ومیر کودکان دارند. علامت ضرایب نیز بسان الگوی کشورهای منا با نظریه‌های اقتصادی سازگار هستند.

جدول ۷. نتایج تخمین مدل در ایران با استفاده از تخمین زنده FMOLS بین سالهای ۱۹۸۰-۲۰۱۰

متغیر	متغیر	ضریب	آماره t	معنی‌داری
lngdp	لگاریتم سرانه تولید ناخالص داخلی	-۰.۱۲۸۴۸۷۵	-۴.۴۰۶۸۷	۰.۰۰۰۰
lnlfr	لگاریتم میزان باروری کلی	۰.۴۶۸۸۲۹۷	۹.۴۱۳۲۸	۰.۰۰۰۰
lnrur	لگاریتم نسبت روستائینی	۲.۵۳۴۵۲۳	۱۱.۸۶۷۱۶	۰.۰۰۰۰
lnstf	لگاریتم درصد تولدهای انجام شده نیروی متخصص	۰.۰۸۱۳۵۸۴	۰.۶۸۱۱۷	۰.۴۹۵۷۶۲
lnlab	لگاریتم نرخ مشارکت اقتصادی بانوان	-۰.۱۵۹۴۲۸	-۱.۹۳۲۶۴	۰.۰۵۳۲۸
lnsch	لگاریتم میانگین سالهای آموزش بانوان	-۰.۵۴۱۲۲۹۶	-۸.۲۳۸۴۰	۰.۰۰۰۰
A	ضریب ثابت	۸.۵۸۹۲۴۲	۱۴.۳۵۷۴۰	۰.۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

### ۳.۴. مقایسه الگوی کشورهای منا با الگوی ایران

همانطور که مشخص است افزایش در سرانه تولید ناخالص داخلی و به‌طور کلی‌تر، افزایش رشد اقتصادی از جمله متغیرهای مهم در کاهش مرگ‌ومیر کودکان است. این متغیر چه در ایران و چه در کشورهای منا تأثیر یکسانی بر مرگ‌ومیر کودکان داشته و نزدیکی ضریب این متغیر در ایران و کشورهای منا، بیانگر این تأثیر مشابه است. میزان باروری کلی بعنوان شاخصی از عدالت جنسیتی بانوان، رابطه مستقیمی با مرگ‌ومیر نوزادان دارد، بطوریکه در جوامع فقیرتر که سیاستهای تنظیم خانواده رعایت نمی‌شود و تعداد تولدهای صورت گرفته توسط مادر بیشتر است، مرگ‌ومیر کودکان نیز بیشتر خواهد بود. در این بین این تأثیر برای کشورهای منا به نسبت ایران بیشتر است و این بدین معنی است که در صورت افزایش برابری جنسیتی در کشورهای منا، با کاهش بسیار بیشتری در مرگ‌ومیر نوزادان روبرو خواهیم شد. درصد تولدهای صورت گرفته توسط نیروی متخصص در کشورهای منا با مرگ‌ومیر کودکان رابطه عکس دارد ولی این رابطه برای ایران بی‌معنی شده است. به‌طور کلی عدم ارتباط بین مرگ‌ومیر کودکان و شاخصهای بهداشتی و بیمارستانی به معنی عدم کارایی سیستم سلامت است. در گزارش جهانی سلامت منتشره توسط سازمان جهانی بهداشت بوضوح به این نکته اشاره شده است که در بسیاری از کشورها شاخصهای اقتصادی چون درآمد سرانه و... رابطه قوی‌ای با مرگ‌ومیر کودکان دارند ولی شاخصهای بهداشتی - درمانی رابطه معنی‌داری ندارند. در این گزارش، کاهش مرگ‌ومیر کودکان را در این دسته از کشورها نه به دلیل افزایش امکانات بهداشتی و قوی‌تر شدن سیستم سلامت، بلکه به دلیل افزایش درآمد سرانه و بهبود معیشت مردم دانسته است و صراحتاً اعلام نموده است که این کشورها با ضعف سیستماتیک در نظام بهداشتی درمانی خود مواجه هستند. می‌توان گفت طبق نتایج این مطالعه، ایران از جمله این کشورهاست (World Health Organization, 2000). ضریب درصد نیروی متخصص در کشورهای منا با مرگ‌ومیر کودکان رابطه معنی‌دار و معکوسی پیدا کرده است. لذا می‌توان گفت این الگو برای کشورهای منا بیانگر کارایی نظام سلامت آنهاست. رابطه روستائینی با مرگ‌ومیر کودکان در کشورهای منا بی‌معنی ولی برای ایران معنی‌دار و مثبت شده است. این شاخص بعنوان شاخصی از میزان دسترسی به مراقبتهای سلامت در الگو قرار گرفت و گویای این نکته است که با افزایش دسترسی به مراقبتهای سلامت، مرگ‌ومیر کودکان کاهش خواهد یافت. در این بین به این نکته باید اشاره کرد که چون خدمات بهداشتی عمده در شهرها متمرکز شده است، لذا تأثیر عدم دریافت خدمات توسط روستائیان در ایران با مرگ‌ومیر کودکان معنی‌دار

شده است و می‌توان گفت در ایران بی‌عدالتی شهری- روستایی در دریافت خدمات تاثیر بیشتری بر مرگ و میر کودکان داشته است (Homaie rad&Samadi,2013). دو متغیر نرخ مشارکت اقتصادی بانوان و میانگین سال‌های آموزش نیز با مرگ و میر نوزادان رابطه عکس دارند. متغیر آموزش بیانگر اهمیت تحصیلات و سطح سواد مادر در مراقبت از کودکان است. متغیر نرخ مشارکت اقتصادی بانوان نیز به تحوی بیانگر عدالت جنسیتی است که با افزایش نرخ مشارکت اقتصادی بانوان، تبعیض‌های جنسیتی کاهش خواهد یافت و همانطور که پیشتر نیز استدلال گردید، افزایش عدالت جنسیتی منجر به کاهش مرگ و میر نوزادان خواهد شد.

## ۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

نتایج تخمین الگو از وجود رابطه معکوس بین افزایش مرگ و میر کودکان و افزایش درآمد سرانه، افزایش نیروهای متخصص بخش بهداشت و درمان، افزایش نرخ اقتصادی بانوان، افزایش سطح آموزش بانوان و رابطه مستقیم با باروری کلی بانوان در کشورهای مناسبت داد. همگی این متغیرها رابطه قوی و معنی‌داری با مرگ و میر نوزادان داشتند. در همین حال، بین نسبت روستانشینی و مرگ و میر نوزادان رابطه مشخصی مشاهده نگردید.

در الگوی ایران نیز رابطه عکس بین افزایش مرگ و میر کودکان و درآمد سرانه مشاهده گردید. همچنین ارتباطی مشابه برای میزان مشارکت اقتصادی بانوان و میزان آموزش بانوان نیز مشاهده گردید. در این بین رابطه میزان باروری کلی و نسبت روستانشینی با مرگ و میر کودکان رابطه‌ای مستقیم گزارش گردید. ارتباط بین نسبت روستانشینی و مرگ و میر کودکان دلیلی برای وجود بی‌عدالتی در دسترسی خدمات سلامت بین روستانشینان و شهرنشینان در ایران گزارش گردید. همچنین رابطه‌ای بین مرگ و میر کودکان و درصد تولد انجام گرفته توسط نیروی متخصص مشاهده نشد که بیانگر عدم کارایی و ضعف سیستماتیک نظام سلامت در بهبود سلامتی جامعه است.

این مطالعه در کشورهای منا و ایران که همگی جز کشورهای در حال توسعه به شمار می‌روند انجام شد. هر چند نسبت مرگ و میر کودکان در دهه‌های اخیر در این با کاهشی چشمگیر همراه بود، ولی هنوز برای رسیدن به حد مطلوب راه درازی باقی است. این مطالعه سعی داشت، در سطح کلان، مهمترین عوامل موثر بر مرگ و میر کودکان را بررسی و به سیاستگذاران این نکته را نشان دهد که از منظر کلان، کدام عامل بر

مرگ‌ومیر کودکان در کشورهای منطقه و ایران تاثیر گذار است. اکثر مطالعات انجام گرفته پیرامون عوامل موثر بر مرگ‌ومیر کودکان در ایران، مطالعاتی خرد و اپیدمیولوژیک بودند. با توجه به اینکه سطح جغرافیایی و زمانی مطالعات اپیدمیولوژیک محدود به چند شهر اندک و دوره زمانی کوتاه می‌باشند، این مطالعات در سطح کلان پاسخگوی نیاز سیاستگذاران نیستند، مطالعه حاضر با وجود اینکه مطالعه‌ای کلان با دوره زمانی طولانی است، بین منطقه‌ای محسوب می‌شود. لذا در مطالعات آتی توصیه می‌شود، به بررسی عوامل موثر بر مرگ‌ومیر کودکان در سطح کشور با استفاده از داده‌های استانها پرداخته شود.

### منابع و مآخذ

- گودرزی، فاضل (۱۳۷۲)؛ *پزشکی قانونی*، چاپ دوم، انتشارات انیشتین، تهران.
- اسماعیلی‌نسب، نادر و سیدرضا مجدزاده (۱۳۸۳)؛ "یک مطالعه اپیدمیولوژیک و عوامل موثر بر مرگ‌ومیر نوزادان در استان کردستان"، *مجله پژوهشی حکیم*، شماره ۴، صص ۲۷۲-۲۷۷.
- نمکین، کوکب و غلامرضا شریف‌زاده (۱۳۸۸)؛ "بررسی مرگ‌ومیر کودکان زیر یک سال و عوامل مرتبط با آن در شهر بیرجند"، *مجله دانشکده پزشکی اصفهان*، شماره ۹۵، صص ۲۷۵-۲۸۲.
- افتخار اردبیلی، حسن (۱۳۷۱)؛ "نوزادان کم وزن و ارتباط آن با سن مادر و حاملگی"، *مجله دارو و درمان*، شماره ۱۰۶، صص ۱۰-۱۳.
- هادوی، مریم؛ مریم عابدینی و فریبا امین‌زاده (۱۳۸۸)؛ "بررسی عوامل موثر بر مرگ‌ومیر پریناتال در مراکز درمانی شهرستان رفسنجان در سالهای ۱۳۸۳-۱۳۸۵"، *مجله دانشگاه علوم پزشکی رفسنجان*، شماره ۸، صص ۱۱۷-۱۲۶.

Alauddin Chowdhury, A. K. M. (1982). Education and infant survival in rural Bangladesh. *Health Policy and Education*, 2(3), 369-374.

Baltagi, B. H., & Moscone, F. (2010). Health care expenditure and income in the OECD reconsidered: Evidence from panel data. *Economic Modelling*, 27(4), 804-811.

Berhamn, R.E., (2004). *Nelson textbook of pediatrics*. Philadelphia: WB Saunders, 2048-9.

Corman, H., & Grossman, M. (1985). Determinants of neonatal mortality rates in the US: A reduced form model. *Journal of Health Economics*, 4(3), 213-236.



Frey, R. S., & Field, C. (2000). The determinants of infant mortality in the less developed countries: a cross-national test of five theories. *Social Indicators Research*, 52(3), 215-234.

Gbesemete, K. P., & Jonsson, D. (1993). A comparison of empirical models on determinants of infant mortality: a cross-national study on Africa. *Health policy*, 24(2), 155-174.

Hosseinpoor, A. R., Van Doorslaer, E., Speybroeck, N., Naghavi, M., Mohammad, K., Majdzadeh, R., ... & Vega, J. (2006). Decomposing socioeconomic inequality in infant mortality in Iran. *International Journal of Epidemiology*, 35(5), 1211-1219.

Peña, R., Liljestrand, J., Zelaya, E., & Persson, L. A. (1999). Fertility and infant mortality trends in Nicaragua 1964-1993. The role of women's education. *Journal of epidemiology and community health*, 53(3), 132-137.

Peña, R., Wall, S., & Persson, L. A. (2000). The effect of poverty, social inequity, and maternal education on infant mortality in Nicaragua, 1988-1993. *American Journal of Public Health*, 90(1), 64.

Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of crosssection dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312.

Phillips, P. C., & Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I (1) processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125.

Samadi, A., & Homaie Rad, E. (2013). Determinants of Healthcare Expenditure in Economic Cooperation Organization (ECO) Countries: Evidence from Panel Cointegration Tests. *International Journal of Health Policy and Management*, 1(1), 73-79.

Sherry, N. An Econometric Investigation into the Determinants of Infant Mortality Rates. *The Cambridge Undergraduate Journal of Development Economics*, 42.

Stockwell, E. G., Swanson, D. A., & Wicks, J. W. (1988). Economic status differences in infant mortality by cause of death. *Public Health Reports*, 103(2), 135.

Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data\*. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709-748.

Persyn, D., & Westerlund, J. (2008). Error-correction-based cointegration tests for panel data. *Stata Journal*, 8(2), 232.

World Health Organization. (2000). *The world health report 2000: health systems: improving performance*. WHO.