مقایسه عوامل اقتصادی و اجتماعی موثر بر مرگ و میر کودکان زیر یک سال در کشورهای MENA

عنایت‌اله همایی‌راد[1] علی‌حسین صمدی[2] یحیی بایزیدی[3]
رامین حیاتی[4]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۰۷/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۱/۲٤

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 منا 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 منا، اثرات ثابت و تصادفی، حداقل مربعات کاملا 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(گودرزی، 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: ramin_hayati2010@yahoo.com

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-11-26]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.4.8]

۱) مرگ‌ومیر پریناتال

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 موالید سالیانه در دنیا بیش از ۱۴ میلیون‌نفر 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 ملل‌متحد 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 عوامل‌موثر 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 بهداشت‌ودرمان 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 نسبت‌به کشورهای توسعه‌یافته بسیار بالاتر و در سال ۲۰۱۰، ۲۱/۸ در هزار نوزاد متولد شده بود. از جمله دلایل مرگ‌ومیر کودکان، نارس‌بودن و وزن پایین هنگام تولد است که در مطالعه‌ای که در این باره در آتلانتا انجام شد، اثر عوامل‌فوق 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 درآمد بعنوان یک متغیر تاثیرگذار در مرگ‌ومیر نوزادان مطرح شد و علل مرگ، مسمومیت، تصادف و غفونت بیان شد

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-11-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.4.8]

(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 عوامل‌موثر 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 اقتصادسنجی هستند.

از طرف دیگر، مطالعات مختلف نشان داده‌اند که عوامل‌موثر بر مرگ‌ومیر کودکان زیر یکسال در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه متفاوت است، لذا لازم است علاوه‌بر 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 نظرگرفتن وابستگی مقطعی مورد بررسی قرار گرفت. پس از آن آزمون هم‌جمعی داده‌های پانلی با در نظر گرفتن وابستگی مقطعی انجام گردید و نهایتا ضمن اثبات وجود هم‌جمعی و رابطه بلندمدت، الگو با در نظر گرفتن اثرات ثابت وتصادفی 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 اولین‌بار در این زمینه انجام داد بیان کرد که میزان توسعه‌یافتگی هر کشور و یا منطقه، مهمترین متغیر موثر بر مرگ‌ومیر کودکان زیر یکسال

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-11-26]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.4.8]

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 تعیین‌کننده 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 تعیین‌کننده 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 عوامل‌موثر بر مرگ‌ومیر نوزادان در کشورهای کمتر توسعه یافته پرداختند. این مطالعه براساس ۵ نظریه گوناگون شکل گرفت که هر کدام از این نظریات به‌عنوان یک متغیر مجزا در الگو مورد استفاده قرار گرفت. داده‌های این مطالعه شامل ۵۹ کشور کمتر توسعه‌یافته 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 زننده‌های 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 بااستفاده از آنالیز رگرسیون چند متغیره وتخمین‌زننده‌های

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-11-26]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.4.8]

OLS و GLS انجام شد. هدف از این مطالعه تحلیلی جامع از ۱۸ برنامه‌ای بود که به‌منظور کاهش مرگ‌ومیر نوزادن در آفریقا انجام گرفت. دراین مطالعه نتیجه گرفته شد که سرانه تولید ناخالص داخلی مهمترین عامل موثر بر مرگ‌ومیر 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 تحت‌عنوان اثرات متغیرهای اجتماعی اقتصادی موثر بر مرگ‌ومیر 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 مرگ‌ومیر نوزادان در کشورهای کم درآمد بدست آمد. میزان سواد مادران نیز بعنوان متغیر پیش‌گیرنده دیگری در مرگ‌ومیر نوزادان تعیین شد.

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

وانگ(Wang, 2002) در مطالعه خود شاخص‌های تعیین‌کننده مرگ‌ومیر 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 مرگ‌ومیر 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 مرگ‌ومیر 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 مرگ‌ومیر 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 مرگ‌ومیر کودکان بود و پس از آن

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-11-26]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.4.8]

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 علاوه‌بر اینکه تحت‌تاثیر 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 عوامل‌موثر 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 عوامل‌موثر 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 عوامل‌موثر بر مرگ‌ومیر نوزادان هستند.

۳. مواد و روشها

برای بررسی عوامل‌موثر 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 بدین‌صورت است:

$$Imr= f(imp, eco,dec, equ,edu)$$

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-11-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.4.8]

که در آن imr مرگ‌ومیر 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 می‌باشد. 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 شاخص‌های مورد استفاده فری بدلیل نبود داده‌ها برای تجزیه و تحلیل با شاخص‌هایی دیگر که نمایانگر همان ویژگی‌ها هستند عوض شده‌اند.

$$lnimr_{it}= B_0 + B_1lngdp_{it}+B_2lntfr_{it}+B_3lnrur_{it}+B_4lnstf_4+ B_5lnlab_{it}+ B_6lnsch_{it}$$

که در آن:

imr: مرگ‌ومیر کودکان زیر یکسال در هزار تولد صورت گرفته

gdp: سرانه تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت

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

rur: نسبت روستانشینی

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 روستانشینی 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

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

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-11-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.4.8]

کویت، تونس، امارات‌متحده‌عربی، لبنان، جیبوتی، سودان) است. می‌توان گفت کشورهای یاد شده از نظر شرایط سیاسی و اجتماعی و فرهنگ و آداب و رسوم تقریبا 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 بین‌بردن نامانایی در متغیرها استفاده نمود و یا باید با بررسی‌هم تجمعی، 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 وابستی 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 دیکی‌فولر تعمیم‌یافته استفاده کرد که در برگیرنده 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).

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-11-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.4.8]

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 فرایند 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 به‌منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمونهای ریشه واحد دیکی‌فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس‌پرون استفاده گردید. فرض صفر در هر دو آزمون وجود ریشه واحد است. پس از تایید نامانایی تمامی متغیرها، به‌منظور تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی از کمیتهای آزمونهای λ_{trace} و λ_{max} استفاده گردید. سرانجام به‌منظور تخمین الگو از روش حداقل مربعات کاملا تعدیل شده(FM-OLS) استفاده گردید. روش حداقل‌مربعات کاملا 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 دردسرهای انتخاب وقفه بهینه در روش جوهانسون در اینجا وجود ندارد(Phillips & Hansen, 1990).

٤. نتایج تخمین الگو

۱.٤. 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.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-11-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.4.8]

جدول۱. 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
lntfr	لگاریتم میزان باروری کلی	۶۲.۲۳	۰.۰۰۰
lnrur	لگاریتم نسبت روستانشینی	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 مبنی‌بر وجود ریشه واحد تایید شده است. بنابراین می‌توان با احتیاط آزمون هم‌جمعی داده‌های پانلی را برای الگو به‌انجام رساند. برای برآورد وجود یا عدم‌وجود رابطه بلندمدت از آزمون هم‌جمعی داده‌های پانلی که توسط وسترلاند در سال ۲۰۰۷ طراحی گردید استفاده شد. وسترلاند در این آزمون از روشی تحت‌عنوان "بوت استرپ" برای حذف اثرات وابستگی مقطعی در متغیرها استفاده نمود.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-11-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.4.8]

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

متغیر	متغیر	آماره CADF	معنی‌داری
lnimr	لگاریتم مرگ‌ومیر نوزادان در ۱۰۰۰ تولد	-۲.۷۸۵	۰.۰۲۵
lngdp	لگاریتم سرانه تولید ناخالص داخلی	-۲.۴۵۵	۰.۲۹۵
lntfr	لگاریتم میزان باروری کلی	-۱.۵۲۷	۱.۰۰۰
lnrur	لگاریتم نسبت روستانشینی	-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 هم تجمعی 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 به‌همراه روند، دارای فرآیند هم‌جمعی 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 عدم‌وجود اثرات تصادفی بررسی گردید که فرض صفر مبنی‌بر وجود اثرات تصادفی با ضریب کای‌دو ۲۰/۰۲ و معنی‌داری ۰/۰۰۲۷ رد گردید. لذا مجددا الگو با اثرات ثابت مورد تخمین قرار گرفت. جدول ۴، نتایج تخمین الگو با اثرات ثابت را نشان می‌دهد:

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-11-26]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.4.8]

جدول ٤. 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 روستانشینی	-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

همانطورکه در جدول ۴ واضح است آماره t نشان می‌دهد که تمامی متغیرها به جز نسبت روستانشینی 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 روستانشینی که از نظر آماری معنی‌دار نشده است، همگی با نظریه‌های اقتصادی سازگار هستند.

۲.٤. نتایج تخمین الگو برای ایران

همانطور که پیشتر نیز توضیح داده شد برای استفاده از روش حداقل مربعات کاملا تعدیل شده باید ابتدا نامانایی متغیرها و نیز وجود فرآیند هم‌جمعی بین آنها را تایید نمود. جدول ۵ نتایج آزمونهای ریشه واحد دیکی‌فولر تعمیم‌یافته و آزمون فیلیپس‌پرون را نشان می‌دهد. همانطورکه در جدول مشخص است فرض صفر آزمون‌ها مبنی‌بر وجود ریشه واحد در تمامی متغیرها در هر دو آزمون به شدت رد شده است. فقط در آزمون فیلیپس‌پرون 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 دیکی‌فولر و فیلیپس‌پرون برای ایران (۱۹۸۰-۲۰۱۰)

متغیر	متغیر	آزمون فیلیپس‌پرون	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 روستانشینی	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

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-11-26]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.4.8]

جدول ۶، یافته‌های مربوط به دو آزمون λ_{max} و λ_{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.

جدول۶. نتایج مربوط به دو آزمون λ_{max} و λ_{trace} برای الگوی ایران (۱۹۸۰-۲۰۱۰)

مقادیر ویژه	فرض H_0	آماره λ_{max}	مقادیر بحرانی	فرض H_0	آماره λ_{trace}	مقادیر بحرانی
۰.۹۹۸۷۴۶۸	$r_{=}۰$	۲۷۳.۹۶۴۳۹	۴۶.۴۵	r=۰	۵۰۶.۷۶۶۷۷	۱۳۱.۷۰
۰.۹۶۲۴۹۳۱	$r_{=}۱$	۱۳۴.۶۱۲۵	۴۰.۳۰	r≤۱	۲۳۲.۸۰۲۳۷	۱۰۲.۱۴
۰.۷۰۹۴۵۷۳	$r_{=}۲$	۵۰.۶۷۶۲۰۴	۳۴.۴۰	r≤۲	۹۸.۱۸۹۸۹۶	۷۶.۰۷
۰.۵۶۰۴۲۱۷	$r_{=}۳$	۳۳.۶۹۹۵۱۸	۲۸.۱۴	r≤۳	۴۷.۵۱۳۶۶۵	۵۳.۱۲
۰.۱۹۵۶۰۹۶	$r_{=}۴$	۸.۹۲۴۴۹۴	۲۲.۰۰	r≤۴	۱۳.۸۱۴۱۴۷	۳۴.۹۱
۰.۱۱۱۷۴۲۰	$r_{=}۵$	۴.۸۵۸۲۱۶	۱۵.۶۷	r≤۵	۴.۸۸۹۶۵۲	۱۹.۹۶
۰.۰۰۰۷۶۶۴	$r_{=}۶$	۰.۳۱۴۳۵۵	۹.۲۴	r≤۶	۰.۰۳۱۴۳۵۵	۹.۲۴

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 بااستفاده از تخمین‌زننده FMOLS بین سالهای ۱۹۸۰-۲۰۱۰

متغیر	متغیر	ضریب	آماره t	معنی‌داری
lngdp	لگاریتم سرانه تولید ناخالص داخلی	-۰.۱۲۸۴۸۷۵	-۴.۴۰۶۸۷	۰.۰۰۰۰
lntfr	لگاریتم میزان باروری کلی	۰.۴۶۸۸۲۹۷	۹.۴۱۳۲۸	۰.۰۰۰۰۰
Lnrur	لگاریتم نسبت روستانشینی	۲.۵۳۴۵۳۳	۱۱.۸۶۷۱۶	۰.۰۰۰۰۰
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	۰.۰۰۰۰۰
A	ضریب ثابت	۸.۵۸۹۲۴۲	۱۴.۳۵۷۴۰	۰.۰۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-11-26]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.4.8]

۳.٤. 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 تاثیر 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 عدم‌کارایی 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 روستانشینی 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 تاثیر عدم دریافت خدمات توسط روستاییان در ایران با مرگ‌ومیر کودکان معنی‌دار

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-11-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.4.8]

شده است و می‌توان گفت در ایران بی‌عدالتی شهری- روستایی در دریافت خدمات تاثیر بیشتری بر مرگ ومیر کودکان داشته است(Homaie rad&Samadi,2013). دو متغیر نرخ مشارکت اقتصادی بانوان و میانگین سال‌های آموزش نیز با مرگ‌ومیر 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 نحوی بیانگر عدالت جنسیتی است که با افزایش نرخ مشارکت اقتصادی بانوان، تبعیض‌های جنسیتی کاهش خواهد یافت و همانطورکه پیشتر نیز استدلال گردید، افزایش عدالت جنسیتی منجر به کاهش مرگ‌ومیر نوزادان خواهد شد.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

نتایج تخمین الگو از وجود رابطه معکوس بین افزایش مرگ‌ومیر 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 منا خبر داد. همگی این متغیرها رابطه قوی و معنی‌داری با مرگ‌ومیر نوزادان داشتند. در همین حال، بین نسبت روستانشینی و مرگ‌ومیر نوزادان رابطه مشخصی مشاهده نگردید.

در الگوی ایران نیز رابطه عکس بین افزایش مرگ‌ومیر 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 مرگ‌ومیر کودکان رابطه‌ای مستقیم گزارش گردید. ارتباط بین نسبت روستانشینی و مرگ‌ومیر کودکان دلیلی برای وجود بی‌عدالتی در دسترسی خدمات سلامت بین روستانشینان و شهرنشینان در ایران گزارش گردید. همچنین رابطه‌ای بین مرگ‌ومیر کودکان و درصد تولد انجام گرفته توسط نیروی متخصص مشاهده نشد که بیانگر عدم‌کارایی 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 مرگ‌ومیر 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 عوامل‌موثر بر مرگ‌ومیر کودکان را بررسی و به سیاستگذاران این نکته را نشان دهد که از منظر کلان، کدام عامل بر

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-11-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.4.8]

مرگ‌ومیر کودکان در کشورهای منطقه و ایران تاثیرگذار 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 می شود. لذا در مطالعات آتی توصیه می‌شود، به بررسی عوامل‌موثر بر مرگ‌ومیر کودکان در سطح کشور بااستفاده 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 عوامل‌موثر 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 وعوامل مرتبط باآن درشهر 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 عوامل‌موثر 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.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-11-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.4.8]

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.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-11-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.4.8]