برآورد رابطه‌ی بلندمدت بین مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال و عوامل فقر، شهرنشینی و تولید ناخالص داخلی سرانه در ایران

حسین پناهی[1*]، سید علی آل عمران[1]

۱. دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

نشریه پایش
تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۳/۵/۵
سال چهاردهم شماره چهارم، مرداد ـ شهریور ۱۳۹۴ صص ۴۱۰-۳۹۹
[انتشار الکترونیک پیش از انتشار- ۳ تیر ۹۴]

چکیده

تامین، حفظ و ارتقاء سطح سلامت کودکان زیر یک‌سال به‌عنوان یک گروه آسیب‌پذیر در خدمات بهداشتی درمانی جایگاه ویژه‌ای دارد. میزان مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال از جمله گویاترین شاخص‌های توسعه‌ی جوامع مختلف است. هدف پژوهش حاضر، برآورد رابطه‌ی بلندمدت بین مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال و عوامل فقر، شهرنشینی و تولید ناخالص داخلی سرانه در ایران در فاصله‌ی زمانی ۱۳۴۸ تا ۱۳۸۹ است. برای تحلیل موضوع از تابع عکس‌العمل ضربه‌ای و تجزیه‌ی واریانس بر اساس روش خودتوضیح برداری و آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس استفاده شده است. بر اساس نتایج به‌دست آمده از این روش، اثرگذاری ضرایب متغیرها بر اساس مبانی نظری مورد انتظار و از نظر آماری معنی‌دار بودند. نتایج پژوهش حاکی از آن است بود که در بلندمدت، یک درصد افزایش در فقر باعث افزایش ۰/۶۱ درصد در مرگ و میر کودکان زیر یک‌سال شده و یک درصد افزایش در هریک از متغیرهای شهرنشینی و تولید ناخالص داخلی سرانه به ترتیب باعث کاهش ۲/۰۴ و ۰/۴۳ درصد در مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال می‌شود. هم‌چنین نتایج بر اساس ضریب جمله‌ی تصحیح خطا، حاکی از آن بود که در هر دوره حدود ۰/۰۷ از عدم تعادل کوتاه‌مدت، برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

کلیدواژه: مرگ و میر کودکان، فقر، شهرنشینی، تولید ناخالص داخلی سرانه

[*] نویسنده پاسخگو: تبریز، دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی، دانشگاه تبریز
تلفن: ۳۳۳۴۴۲۸۶-۰۴۱
E-mail: panahi@tabrizu.ac.ir

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2024-04-19]
[DOR: 20.1001.1.16807626.1394.14.4.1.0]

مقدمه

هرچند که آدمی به اقتضای طبیعت خود محکوم به فنا بوده و مرگ‌ومیر امری اجتناب ناپذیر است ولی انسان برای گریز از مرگ و به تاخیر انداختن آن همواره در تلاش و تکاپو است. از این‌رو در مقایسه با سایر وقایع جمعیتی، مرگ‌ومیر اولین موضوعی است که اذهان بشر را به خود معطوف کرده است. تلاش برای کاهش مرگ-ومیر و اعمال تمهیداتی در راستای آن، موضوعی است که مورد پذیرش در تمام جوامع بشری قرار گرفته است. افزایش بی‌سابقه‌ی جمعیت در اثر کاهش مرگ‌ومیر به‌ویژه مرگ‌ومیر کودکان و اطفال همواره به‌عنوان مهم‌ترین رویداد جهان در قرن بیست به‌ویژه نیمه‌ی دوم آن خودنمایی می‌کند. همان‌طور که گفته شد، شاید بتوان گفت مرگ‌ومیر اولین موضوعی بوده و هست که در مقایسه با سایر وقایع جمعیتی اذهان بشر را بیشتر به خود معطوف داشته است، زیرا تمام تلاش‌ها در همه‌ی جوامع بشری در جهت افزایش طول عمر افراد انسانی است و بر خلاف وقایعی چون باروری و مهاجرت که بسته به شرایط و اوضاع و احوال اقتصادی و اجتماعی جوامع سیاست‌هایی در جهت افزایش یا کاهش آن‌ها اتخاذ می‌شود، مرگ‌ومیر تنها موضوعی است که دولت‌ها نمی‌توانند در سیاست‌های خود در جهت افزایش آن اقدام نمایند. در میان میزان‌های مرگ‌ومیر، میزان مرگ‌ومیر کودکان از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است و به‌عنوان نمادی از توسعه به حساب می‌آید[۱]. تامین سلامت کودکان باید از اولین و مهم‌ترین وظایف هر ملت و از اصلی‌ترین برنامه‌های هر دولتی باشد. در حال حاضر کشورهای جهان نه به ترتیب سیر صعودی درآمد سرانه بلکه به ترتیب سیر نزول مرگ‌ومیر کودکانشان مورد ارزیابی قرار می‌گیرند. بیش از ۴۲ درصد میزان مرگ‌ومیر کودکان در گروه سنی زیر ۵ سال رخ می‌دهد و از این تعداد حدود ۸۰ درصد موارد مرگ مربوط به گروه سنی زیر یک‌سال است[۲]. مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال به سه گروه مختلف تقسیم می‌شود: ۱) مرگ‌ومیر نوزادان زودرس ۲) مرگ‌ومیر دوران نوزادی ۳) مرگ-ومیر کودکان زیر یک‌سال. تامین، حفظ و ارتقای سطح سلامت کودکان زیر یک‌سال به‌عنوان یک گروه آسیب‌پذیر در خدمات بهداشتی درمانی جایگاه ویژه‌ای دارد. میزان مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال از جمله گویاترین شاخص‌های توسعه‌ی جوامع مختلف است. بر اساس آمار موجود، از کل موالید 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 می-دهد. اهمیت میزان مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال تا آن‌جا است که سازمان ملل متحد در سال ۱۹۸۰ قطعنامه‌ای تصویب نمود که بر اساس آن تمام کشورها باید هدف خود را کاهش مرگ‌ومیر کودکان به میزان کمتر از ۵۰ در هزار تولد در پایان قرن قرار دهند. 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 مساله‌ی مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال مواجه‌اند و با توجه به هزینه‌های بالای مرگ-ومیر نوزادان برای خانوارها، دولت‌ها به‌دنبال راه‌هایی برای کاهش این مشکل هستند. در دهه‌ی اخیر هم‌گام با گسترش بهداشت و درمان در جهان، هرچند 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. به‌طوری‌که 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[۳]. بر این اساس با توجه به اهمیت مساله‌ی مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال و به خصوص زیاد بودن میزان مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال در کشور ایران در مقایسه با سایر کشورهای توسعه‌یافته، پژوهش حاضر در صدد بررسی تاثیر عوامل فقر، شهرنشینی و تولید ناخالص داخلی سرانه برمیزان مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال در ایران با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس در فاصله‌ی زمانی ۱۳۴۸ تا ۱۳۸۹ بود. Naveed و همکاران در پژوهشی با عنوان "عوامل اقتصادی و اجتماعی تعیین‌کننده‌ی مرگ‌ومیر کودکان در پاکستان" به مطالعه‌ی ارتباط نرخ مرگ‌ومیر کودکان با عوامل اقتصادی نظیر تولید ناخالص داخلی سرانه و عوامل اجتماعی نظیر جمعیت، نرخ مشارکت نیروی کار دولت (زنان) و آموزش زنان پرداخته‌اند. در این پژوهش جهت بررسی پایایی متغیرها از آزمون ریشه‌ی واحد؛ برای بررسی رابطه‌ی بلندمدت میان متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس؛ جهت بررسی رابطه-ی کوتاه‌مدت از الگوی تصحیح خطای برداری(VECM) و به منظور بررسی رابطه‌ی علیت میان متغیرها از آزمون علیت گرنجری استفاده نموده‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن بود که تولید ناخالص داخلی سرانه (درآمد سرانه) و نرخ مشارکت زنان دارای رابطه‌ی منفی و جمعیت دارای رابطه‌ی مثبت با نرخ مرگ‌ومیر کودکان

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2024-04-19]

[DOR: 20.1001.1.16807626.1394.14.4.1.0]

است. هم‌چنین بر اساس یافته‌های پژوهش تاثیر درآمد سرانه بر نرخ مرگ‌ومیر کودکان اثبات شده ولی به اندازه دو متغیر دیگر نبوده است[۴]. Costa در مطالعه خود این مطالعه نیز نتیجه‌ی مشابهی را به‌دست آورده است به‌طوری‌که سطوح بالای آموزش و درآمدی با نرخ مرگ‌ومیر پایین همراه بوده و نرخ بالای باروری و مصرف الکل و سیگار باعث افزایش نرخ مرگ‌ومیر کودکان می‌شود. سیاست‌های محافظه کارانه‌ی سیاسی نیز باعث کاهش مرگ‌ومیر شده هرچند این تاثیر کاملا واضح نیست[۵]. Ailemen در پژوهشی با استفاده از روش جوهانسن- جوسیلیوس به بررسی عوامل موثر بر مرگ‌ومیر کودکان در فاصله‌ی زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۷ پرداخته‌است. بر اساس روش جوهانسن- جوسیلیوس وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرهای توضیحی و متغیر وابسته تایید شده و ضریب تصحیح خطا هم موید رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرهای توضیحی و متغیر وابسته است. نتایج پژوهش حاکی از آن بود که قیمت و تعداد تخت‌های بیمارستان تاثیر معنی‌دار بر نرخ مرگ‌ومیر کودکان دارد. بنابراین پیشنهاد شده است که دولت باید شرایط محیطی لازم برای ایجاد خدمات بهتر بهداشتی را ایجاد نماید [۶].

Kembo and Van Ginneken در مطالعه‌ای به بررسی تاثیر مادران، متغیرهای اجتماعی و اقتصادی و مراعات اصول بهداشتی بر نرخ مرگ‌ومیر کودکان و بچه‌ها پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان داده است که تعداد تولدهای تا ۶ فرزند با فاصله های کوتاه بیشترین تاثیر را در مرگ ومیر کودکان زیر یک سال داشته است و این خطر مرگ ومیر در تولدهای چندتایی، ۲/۰۸ برابر بیشتر از تولدهای تک فرزندی است. در این پژوهش پیشنهاد شده است که سیاست‌گذاران و مدیران برنامه‌ریزی با استفاده از سیاست‌های بهداشتی در جهت افزایش اطلاع و آگاهی خانواده‌ها به منظور افزایش فاصله‌های بین تولدها و تقویت سلامتی کودکان زیر پنج-سال قدم بردارند[۷]. Nutiye در پژوهش خود با استفاده از داده-های دموگرافیک و سلامت برای سال‌های ۲۰۰۳ و ۲۰۰۴ به بررسی ویژگی‌های منطقه‌ای، خانوارها و ویژگی‌های انفرادی که با مرگ‌ومیر کودکان همراه است پرداخته است. نتایج پژوهش بر اساس رگرسیون لجستیک حاکی از آن است که فاصله‌ی میان تولد کودکان و مرگ‌ومیر آن‌ها از نظر شاخص‌های رفاهی بسیار پایین است. به عبارتی دیگر فاصله‌ی زمانی تولد بین کودکانی که در خانواده‌های فقیر به دنیا آمده‌اند کمتر از ۱۴ ماه است و مادرانشان در هنگام تولد فرزندان تجربه‌ی بسیار بدی داشته‌اند[۸].

Pena و همکاران در مطالعه‌ای به بررسی بقای کودکان ۱۰۸۶۷ زن ۱۵ تا ۴۹ ساله پرداخته‌اند. نتایج مطالعه‌ی اپیدمیولوژیک حاکی از آن است که در کشورهای کم درآمد، جدا از سطح کلی فقر، نابرابری اجتماعی عامل مهم دیگری در مرگ‌ومیر نوزادان بوده و میزان سواد مادران نیز به‌عنوان متغیر پیش‌گیرنده‌ی دیگری در مرگ‌ومیر کودکان است[۹]. Gule در پژوهشی به بررسی عوامل مختلف محیطی موثر بر نرخ مرگ‌ومیر کودکان در سوازیلند پرداخته است. در این مطالعه، چارچوب نظریه‌ای الگوی به‌کار رفته در پژوهش بر اساس مطالعه‌ی Mosley و Chen در سال ۱۹۸۴ بسط داده شده و در قالب همین تئوری عوامل موثر و برآیند اثرگذاری متغیرها بررسی شده است. هم‌چنین تاثیر عوامل مختلف، با استفاده از تحلیل چند متغیره انجام شده و دوره‌ی زمانی پژوهش نیز از سال ۱۹۸۳ تا ۱۹۸۶ می‌باشد. نتایج پژوهش حاکی از آن بود که منطقه‌ی اکولوژیکی، گسترش راه‌ها و آموزش مادران عوامل موثر بر نرخ مرگ‌ومیر جغرافیایی در سوازیلند هستند به‌طوری‌که هر سه عامل، ۵۸ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. هم-چنین تاثیر ساختن جاده و راه تقریبا با تاثیر تعداد زنان آموزش دیده که تقریبا ۴۳ درصد است، هم ارز یا مساوی می‌باشد و هردو منجربه کاهش ۱۸ در هزار نرخ مرگ‌ومیر می‌شوند [۱۰]. همایی‌راد و همکاران در پژوهش خود به مقایسه عوامل اقتصادی و اجتماعی موثر بر مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال در فاصله‌ی زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۰ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن بود که متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نسبت روستانشینی، درصد تولدهای انجام شده نیروی متخصص، نرخ مشارکت اقتصادی بانوان و میانگین سال‌های آموزش بانوان تاثیر منفی بر میزان مرگ‌ومیر کودکان و میزان باروری کلی بانوان نیز تاثیر مثبت بر میزان مرگ‌ومیر کودکان در کشورهای منطقه‌ی MENA دارند. به‌طوری‌که در این کشورها تاثیر تمامی متغیرها به جز تاثیر متغیر نسبت روستانشینی معنی‌دار بوده‌اند. هم‌چنین نتایج مطالعه نشان داده است که در ایران، تاثیر متغیر نسبت روستانشینی بر میزان مرگ‌ومیر کودکان مثبت و معنی‌دار بوده است و دلیل وجود تاثیر مثبت و معنی‌دار در ایران بدین صورت بیان شده است که چون خدمات بهداشتی عمده در شهرها بوده است؛ لذا تاثیر عدم دریافت خدمات توسط روستاییان در ایران با مرگ‌ومیر کودکان معنی‌دار شده و می‌توان گفت در ایران یکسان نبودن دریافت خدمات شهری- روستایی تاثیر بیشتری بر مرگ‌ومیر کودکان داشته است[۳]. خادم در پایان‌نامه‌ی

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2024-04-19]
[DOR: 20.1001.1.16807626.1394.14.4.1.0]

خود به این نتیجه رسیده‌است که ۷۴/۶ درصد از موارد مرگ کودکان زیر یک‌سال در ماه اول زندگی و ۲۵/۴درصد بین یک‌ماه تا یک‌سال اتفاق افتاده و مهم‌ترین علت فوت در نوزادان نارسی(۵۷درصد) و مهم‌ترین علت مرگ در شیرخواران یک‌ماه تا یک‌سال ناهنجار مادرزادی (۳۵/۴درصد) تعیین گردیده است. هم‌چنین در تجزیه‌وتحلیل عوامل موثر بر مرگ‌ومیر شیرخواران، متغیرهای وزن هنگام تولد، سن والدین، تحصیلات والدین، شغل والدین، سیگاری بودن پدر و درآمد خانواده ارتباط معنی‌دار با مرگ‌ومیر شیرخواران نشان داده‌اند. به‌طور کلی نتیجه آن شده است که مرگ‌ومیر در کودکان زیر یک‌سال خانواده‌هایی که پدر آن‌ها سیگاری بوده و درآمد خانواده و سطح تحصیلات والدین پایین است به طور مشخصی بالاتر است[۱۱]. نمکین و شریف‌زاده به بررسی عوامل مرتبط با مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال در شهرستان بیرجند پرداخته‌اند. نتایج نشان داده است که ۷۹/۷٪ از موارد مرگ کودکان زیر یک‌سال در ماه اول زندگی و ۴۲/۳٪ بین یک‌ماه تا یک‌سال اتفاق افتاده است و مهم‌ترین علت فوت در نوزادان، نارسی و عارضه‌ی کمبود وزن هنگام تولد (۵۴/۲ درصد) و مهم‌ترین علت مرگ در شیرخواران یک‌ماه تا یک‌سال ناهنجاری مادرزادی (۳۳/۳درصد) بوده است. هم‌چنین در بررسی عوامل موثر بر مرگ‌ومیر شیرخواران، متغیرهای سواد پدر، فاصله‌ی تولد با کودک قبلی، وضعیت نوزاد هنگام تولد، وزن نوزاد هنگام تولد، نوع زایمان و بارداری پرخطر ارتباط معنی‌دار با مرگ‌ومیر شیرخواران نشان داده است[۱۲]. نقوی در پژوهشی به این نتیجه رسیده است که میزان مرگ و باروری در تعامل با افزایش درآمد سرانه، افزایش شهرنشینی، صنعتی شدن، ارتقای فن‌آوری در جهان و افزایش دسترسی به خدمات بهداشتی درمانی کاهش یافته و با تغییر ترکیب سنی جمعیت، جامعه در مرحله‌ی خروج از سن نوجوانی قرار گرفته است. هم‌چنین میزان مرگ‌ومیر کودکان زیر ۵ سال و مادران نیز کاهش یافته است. در کل همه‌ی موارد فوق به این منجر شده است که ترکیب علتی مرگ‌ها، از بیماری‌های عفونی و واگیر خارج شده و الگوی ابتلا بیماری‌ها و مرگ نیز در گروه‌های سنی تغییر نماید[۱۳]. خلخالی و همکاران در مطالعه‌ای به بررسی بوم شناختی عوامل موثر بر میزان مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال در سطح استان‌های کشور پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن بود که بی‌سوادی زنان از عوامل مهم است که کاهش میزان آن منجربه تغییر در نگرش زنان در استفاده‌ی بهینه از درآمد خانوار و هزینه‌کردن آن در موارد مصرفی خانوار شده و موجب افزایش کیفیت تغذیه‌ی مادران می‌شود. هم‌چنین می‌تواند فرهنگ خانواده را در استفاده از خدمات بهداشتی با کیفیت بالا و خدمات شهری افزایش دهد که تعامل عوامل فوق منجربه کاهش میزان مرگ‌ومیر کودکان می‌گردد[۱۴]. کاظمی‌پور در پژوهشی خود به این نتیجه رسیده است که میزان مرگ و میر جمعیت تهران به سطح پایینی (۶ در هزار) رسیده و سهم بیماری‌های قلبی، عروقی، سرطان‌ها و سوانح و تصادفات در بین علل مرگ‌ومیر افزایش‌یافته و به‌تدریج از درصد مرگ‌ومیر نوزادان کاسته شده است[۱۵]. حاجیان و همکاران در خود به این نتیجه رسیده‌اند که در دوره‌ی نوزادی، عفونت‌ها ۳۳/۶ درصد؛ علل تنفسی ۲۸/۲ درصد؛ علل قلبی- عروقی ۸/۷ درصد و ناهنجاری‌های مادرزادی ۷/۴ درصد؛ به‌ترتیب از عمده‌ترین علل مرگ‌ومیر نوزادان بوده‌اند؛ در حالی‌که شایع‌ترین علل مرگ‌ومیر کودکان یک‌ماه تا پنج‌سال به‌ترتیب علل عفونی ۴۱/۷ درصد، علل قلبی- عروقی ۱۴/۴ درصد و علل خونی ۸/۲ درصد بوده‌اند[۱۶].

مواد و روش کار

پژوهش حاضر از لحاظ روش، تحلیلی و از نظر هدف کاربردی بوده و روش جمع‌آوری اطلاعات نیز از نوع کتابخانه‌ای و آمار و اطلاعات مربوط به متغیرهای به‌کاربرده شده در پژوهش نیز از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و WDI2012 استخراج شده‌است. هم‌چنین ابزار اقتصادسنجی مورد استفاده در پژوهش، نرم افزار Eviews بوده و قلمرو زمانی پژوهش فاصله‌ی زمانی ۱۳۴۸ تا ۱۳۸۹ و قلمرو مکانی پژوهش نیز کشور ایران است. در این پژوهش با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس به بررسی تاثیر عوامل فقر، شهرنشینی و تولید ناخالص داخلی سرانه برمیزان مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال در ایران پرداخته شده و مدل به‌کار رفته در پژوهش نیز مطابق رابطه‌ی ۱ است که در آن INFANT: مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال، POVERTY: نسبت هزینه‌ی دهک دهم (ثروتمندترین) به دهک اول (فقیرترین) که افزایش این نسبت به‌عنوان جانشین برای افزایش فقر در نظر گرفته شده است،URBPOP: نسبت جمعیت شهرنشین به کل جمعیت، GDPPER: تولید ناخالص داخلی سرانه، U : جملات پسماند الگو و L: علامت لگاریتم است. به این‌صورت که در ادامه، ابتدا به بررسی پایایی متغیرهای به‌کاررفته در الگو پرداخته و پس از انتخاب وقفه‌ی بهینه؛ به تخمین الگو خودتوضیح

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2024-04-19]
[DOR: 20.1001.1.16807626.1394.14.4.1.0]

برداری (Vector Autoregressive Model) مطابق روابط ۲ و ۳ و ۴ و ۵ و بررسی تابع عکس‌العمل ضربه‌ای و تجزیه‌ی واریانس پرداخته و در پایان نیز با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس به بررسی وجود و یا نبود بردار هم‌انباشتگی پرداخته شده و در صورت وجود رابطه‌ی هم‌انباشتگی، بردار هم‌انباشتگی نرمالیزه شده (نسبت به متغیر وابسته) استخراج می‌گردد.

$$LINFANT = \beta1 + \beta2\ LPOVERTY + \beta3\ LURBPOP + \beta4\ LGDPPER + U$$

رابطه‌ی (۱)

$$LINFANT = C10 + a11\ LINFANT(-1) + a12\ LINFANT(-2) + b11\ LPOVERTY(-1) + b12\ LPOVERTY(-2) + c11\ LURBPOP(-1) + c12\ LURBPOP(-2) + d11\ LGDPPER(-1) + d12\ LGDPPER(-2) + \varepsilon1t$$

رابطه‌ی (۲)

$$LPOVERTY = C20 + a21\ LINFANT(-1) + a22\ LINFANT(-2) + b21\ LPOVERTY(-1) + b22\ LPOVERTY(-2) + c21\ LURBPOP(-1) + c22\ LURBPOP(-2) + d21\ LGDPPER(-1) + d22\ LGDPPER(-2) + \varepsilon2t$$

رابطه‌ی (۳)

$$LURBPOP = C30 + a31\ LINFANT(-1) + a32\ LINFANT(-2) + b31\ LPOVERTY(-1) + b32\ LPOVERTY(-2) + c31\ LURBPOP(-1) + c32\ LURBPOP(-2) + d31\ LGDPPER(-1) + d32\ LGDPPER(-2) + \varepsilon3t$$

رابطه‌ی (۴)

$$LGDPPER = C40 + a41\ LINFANT(-1) + a42\ LINFANT(-2) + b41\ LPOVERTY(-1) + b42\ LPOVERTY(-2) + c41\ LURBPOP(-1) + c42\ LURBPOP(-2) + d41\ LGDPPER(-1) + d42\ LGDPPER(-2) + \varepsilon4t$$

رابطه‌ی (۵)

یافته‌ها

الف. بررسی پایایی متغیرها: به‌کارگیری روش‌های سنتی و معمول اقتصاد سنجی در برآورد ضرایب الگو با استفاده از داده‌های سری زمانی، بر این فرض استوار است که متغیرهای سری‌های زمانی مورد استفاده پایا هستند. از طرف دیگر باور غالب آن است که بسیاری از متغیرهای سری زمانی در اقتصاد پایا نیستند. یک سری را پایا می‌گویند هرگاه میانگین و واریانس آن در طول زمان ثابت باشند و مقدار کواریانس بین دو دوره‌ی زمانی تنها به فاصله یا وقفه‌ی بین دو دوره بستگی داشته باشد و ارتباطی به زمان واقعی محاسبه کواریانس نداشته باشند. اگر متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در برآورد ضرایب الگو ناپایا باشند، در عین حالی که ممکن است هیچ رابطه یا مفهومی بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشند، می‌تواند ضریب R2 به‌دست آمده‌ی آن خیلی بالا باشد و موجب شود تا محقق به استنباط‌های غلطی در مورد میزان ارتباط بین متغیرها کشانیده شود. در چنین شرایطی رگرسیون‌های انجام شده واقعی نبوده و کاذب هستند. در ضمن وقتی که متغیرهای یک مدل پایا نباشند، دیگر مقادیر بحرانی آماره‌های t و F کاربرد ندارند. از این‌رو قبل از استفاده از این متغیرها لازم است نسبت به پایایی یا عدم پایایی آن‌ها اطمینان حاصل کرد. آزمون ریشه‌ی واحد یکی از معمول‌ترین آزمون‌هایی است که امروزه برای حل این مشکل و برای تشخیص پایایی یک فرایند سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. به منظور بررسی پایایی و ناپایایی و وجود ریشه‌ی واحد از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته(Augmented Dickey-Fuller Test) استفاده شده‌است. اگر قدرمطلق آماره‌ی آزمون از قدرمطلق کمیت بحرانی ارایه شده بزرگ‌تر باشد، فرضیه‌ی H0 و به‌عبارتی وجود ریشه‌ی واحد، رد می‌شود [۱۷]. جدول ۱ آزمون پایایی متغیرها را بر اساس آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته نشان می‌دهد. در آزمون پایایی مربوط به سطح متغیرهای به‌کار رفته در الگو، قدرمطلق آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقادیر بحرانی مک-کینون در سطح خطای ۵ درصد کوچک‌تر بوده بنابراین فرضیه‌ی H0 مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد مورد تایید قرار گرفته و تمامی متغیرهای الگو ناپایا در سطح هستند. در آزمون پایایی مربوط به تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرهای به‌کاررفته در الگو، قدرمطلق آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵درصد بزرگ‌تر بوده بنابراین فرضیه‌ی H0 مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد رد شده و متغیرهای الگو پایا در تفاضل مرتبه‌ی اول (I1) هستند. Sims و Sims & Stock & Watson معتقدند حتی اگر متغیرها دارای ریشه‌ی واحد باشند؛ نباید تفاضل آنها را در سیستم وارد کرد. استدلال آن‌ها این است که هدف از تحلیل VAR تعیین روابط متقابل میان متغیرها است و نه برآورد پارامتر-ها. در واقع استدلال اصلی آنها در مورد ضرورت وارد نمودن سطح متغیر آن است که با تفاضل‌گیری، اطلاعاتی را که نشان‌دهنده‌ی وجود هم جمعی(Co-integration) میان متغیرهاست؛ از دست خواهیم داد. به همین ترتیب، استدلال می‌شود که نیازی به روند-زدایی از متغیرهای موجود در الگو VAR نیست[۱۸-۱۹].

ب. برآورد الگوی خودتوضیح برداری: سیمز برای تخمین مدل VAR روشی را پیشنهاد می‌کند که شامل دو مرحله است: مرحله‌ی اول تعیین متغیرهایی است که باید وارد الگو شود و مرحله‌ی دوم تعیین تعداد وقفه‌های مناسب الگو می‌باشد. انتخاب متغیرهایی که می‌بایست در الگو VAR وارد شوند بر اساس نظریه‌های رایج اقتصادی صورت می‌پذیرد. آزمون‌های تعیین طول وقفه نیز به منظور تعیین وقفه‌ی بهینه مورد استفاده قرار می‌گیرد. نکته قابل توجه آن است که در الگوهای VAR هیچ تلاشی در جهت حذف و یا کاهش پارامترهای موجود در مدل صورت نمی‌گیرد. در الگو VAR ماتریس مربوط به عرض از مبدا مشتمل بر n پارامتر بوده و هر یک از ماتریس‌های ضرایب نیز n^2 پارامتر دارند؛ لذا لازم است در مجموع $n + pn^2$ پارامتر برآورد شود(p: تعداد وقفه و n تعداد متغیرهاست). بدون شک تعداد پارامترهای الگو VAR بیش از اندازه

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2024-04-19]
[DOR: 20.1001.1.16807626.1394.14.4.1.0]

است؛ چرا که بسیاری از پارامترهای برآورد شده در الگو از نظر آماری معنی‌دار نیستند. اما هدف از تخمین این الگوها حصول به روابط متقابل اساسی موجود میان متغیرهاست و نه بدست آوردن پیش‌بینی‌های دقیق کوتاه‌مدت. لذا قیود نادرست بر مدل، موجب از دست رفتن اطلاعات مهم خواهد شد. بعلاوه، در این الگوها، متغیرهای توضیحی عموما دارای هم‌خطی شدیدی با یکدیگر هستند و لذا آماره‌ی t مربوط به تک تک ضرایب، ابزار مطمئنی برای حذف و یا کاهش متغیرها به شمار نمی‌آید[۲۰]. اولین مرحله در تخمین مدل VAR، تعیین مرتبه‌ی بهینه‌ی آن می‌باشد که بر اساس هرکدام از معیارهای تعیین وقفه‌ی حنان- کویین(Hannan-Quinn)؛ شوارتز(Schwarz)؛ آکاییک(Akaike)؛ خطای پیش‌بینی نهایی(Final Prediction Error) و معیار LR، وقفه‌ی دو به‌عنوان وقفه‌ی بهینه‌ی مدل خودتوضیح برداری انتخاب شده و الگو خودتوضیح برداری مطابق جدول ۲ تخمین زده شده است. لازم به ذکر است که ارقام نوشته شده در داخل پرانتزهای زیر ضرایب، مقادیر انحراف معیار ضرایب را نشان می‌دهند. برای این‌که الگو VAR پایدار (پایا) باشد؛ باید معکوس ریشه‌های مشخصه‌ی چندجمله‌ای‌های AR باید در داخل دایره‌ی واحد قرار گیرند. در صورتی‌که عکس این مطلب اتفاق بیفتد، یعنی برخی از ریشه‌ها خارج از دایره‌ی واحد قرار گیرند نتایج تحلیل‌های تابع عکس‌العمل آنی و تجزیه‌ی واریانس صحیح نخواهد بود. در مجموع kp ریشه وجود خواهد داشت که در این فرمول k معرف تعداد متغیرهای درون‌زا و p نشان‌دهنده‌ی تعداد وقفه‌های اعمال شده می‌باشد[۲۱]. نمودار ۱ معکوس ریشه‌های مدل VAR تخمین زده‌شده را نشان می‌دهد. همان‌طور در نمودار مذکور مشاهده می‌شود؛ معکوس ریشه‌های مشخصه‌ی چندجمله‌ای‌های AR در داخل دایره‌ی واحد قرار گرفته و دلالت بر پایایی مدل VAR تخمین زده‌شده دارد.

ج. تابع عکس‌العمل ضربه‌ای(Impulse Response Functions): این توابع یکی از ابزارهای مطرح در بررسی حرکات پویای متغیر است. در این توابع بروز یک انحراف معیار شوک در هریک از متغیرهای انتخابی سیستم بر کل متغیرهای سیستم ارزیابی می‌شود. با استفاده از این معیار می‌توان مدت زمان تاثیر شوک و حداکثر تاثیر شوک را پس از وقوع شوک مشخص نمود. بدین ترتیب سیاست‌گذاران می‌توانند تاثیر شوک‌ها را بر سیستم اقتصادی شناسایی کنند و از آن‌ها جهت سیاست‌گذاری استفاده نمایند[۲۲]. نمودار ۲ واکنش لگاریتم مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال را نسبت به شوک‌های وارده از طرف متغیرهای لگاریتم فقر، لگاریتم شهرنشینی و لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه و به اندازه‌ی یک انحراف معیار برای ده دوره را نشان می‌دهد. همان‌طور که در نمودار ملاحظه می‌شود، شوک وارد شده از طرف متغیر لگاریتم فقر از ابتدای دوره باعث افزایش متغیر لگاریتم مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال شده و تا اواسط دوره‌ی دوم در یک سطح ثابت مانده و دوباره باعث افزایش متغیر لگاریتم مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال شده و بار دیگر تا ابتدای دوره‌ی چهارم در یک سطح ثابت مانده و بعد از آن روند کاهشی به خود گرفته تا این که از اواخر دوره‌ی هفتم تا آخر دوره در یک سطح ثابت مانده است. شوک وارد شده از طرف متغیر لگاریتم شهرنشینی تقریبا تا اواسط دوره‌ی سوم تاثیری بر متغیر لگاریتم مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال نداشته ولی بعد از این دوره همواره باعث کاهش متغیر لگاریتم مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال تا آخر دوره شده است. شوک وارد شده از طرف متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه نیز تقریبا تا اواسط دوره‌ی دوم تاثیری بر متغیر لگاریتم مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال نداشته ولی بعد از این دوره همواره باعث کاهش متغیر لگاریتم مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال تا آخر دوره شده است.

د. تجزیه‌ی واریانس (Variance Decomposition): بر خلاف تابع عکس‌العمل آنی که در آن اثر شوک وارد شده به یک متغیر بر روی سایر متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد، در روش تجزیه‌ی واریانس تلاش بر این است که توضیح تغییرات یک متغیر توسط سایر متغیرهای مدل مورد بررسی قرار گیرد. در حقیقت با استفاده از این روش می‌توان میزان تاثیرگذاری متغیرها بر روی یک متغیر را در مقادیر زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت ارزیابی و مقایسه نمود. همان‌طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، در دوره‌ی اول صد درصد از تغییرات لگاریتم مرگ‌ومیر کودکان توسط خودش توجیه می‌شود. این مقدار در دوره‌های بعد کاهش یافته به‌طوری‌که در دوره‌ی دوم حدود ۹۹/۷ درصد و در دوره‌ی دهم به حدود ۶۶/۸ درصد کاهش می‌یابد. هم‌چنین در دوره‌ی سوم حدود ۰/۷۹ درصد از تغییرات لگاریتم نرخ مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال مربوط به لگاریتم فقر و حدود ۰/۰۶ درصد مربوط به لگاریتم شهرنشینی و ۰/۵۱ درصد مربوط به لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه می‌باشد. این روند در بلندمدت تغییر کرده به‌طوری‌که در دوره‌ی دهم بیشترین درصد خطای پیش‌بینی لگاریتم مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال صرف نظر از خود متغیر به ترتیب مربوط به لگاریتم تولید ناخالص داخلی

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2024-04-19]
[DOR: 20.1001.1.16807626.1394.14.4.1.0]

سرانه(۲۱/۵ درصد) و لگاریتم شهرنشینی(حدود ۱۱ درصد) و لگاریتم فقر(۰/۷ درصد) می‌باشد. نتایج مربوط به دوره‌ی دهم نشان می‌دهد که حدود ۳۳ درصد از تغییر رفتار لگاریتم مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال توسط متغیرهایی غیر از متغیر وابسته توضیح داده می‌شود که بیان‌گر تاثیر قابل ملاحظه‌ی عوامل مذکور بر مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال است. در مجموع از یافته‌های این بخش از پژوهش؛ می‌توان نتیجه گرفت که در کوتاه‌مدت لگاریتم فقر و در بلندمدت لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه بیشترین سهم را در تغییرات لگاریتم مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال دارا هستند.

ه. بررسی بردار همجمعی: مفهوم هم‌جمعی، تداعی کننده‌ی وجود یک رابطه‌ی تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می‌کند. در تحلیل چندمتغیره‌ی سری زمانی، ممکن است بیش از یک رابطه‌ی هم‌جمعی بلندمدت بین متغیرها وجود داشته باشد که در این حالت جوهانسن از طریق برآوردکننده‌های حداکثر درست‌نمایی، دارای توان تشخیص هم-جمعی چندگانه و بهترین بردار هم‌جمعی است. به‌علاوه این روش توان آزمون بردار هم‌جمعی به صورت مقید و برآورد پارامترهای سرعت تعدیل را دارد. لذا این آزمون یکی از کامل‌ترین ابزارها در برآورد الگوهای اقتصادی سری زمانی است[۲۳]. باتوجه به این‌که متغیرهای الگو، دارای مرتبه‌ی هم‌انباشتگی یکسان بوده و همگی پایا در تفاضل مرتبه‌ی اول می‌باشند؛ می‌توان از آزمون هم‌جمعی جوهانسن- جوسیلیوس جهت تعیین بردارهای هم‌جمعی استفاده نمود. بر اساس انتخاب مقدار وقفه‌ی بهینه‌ی دو؛ به‌عنوان وقفه‌ی بهینه‌ی مدل خودتوضیح برداری، با استفاده از آزمون ماتریس اثر (Trace Matrix) به تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی پرداخته شده‌است. جدول ۴ نتایج مربوط به تعیین تعداد بردارهای همگرایی توسط این آزمون را نشان می‌دهد. همان‌طور که در جدول ۴ ملاحظه می‌شود، نتایج آماره‌ی آزمون ماتریس اثر؛ حاکی از وجود دو بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای الگو است. در ادامه، مطابق رابطه‌ی ۶، رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای الگو تخمین زده شده و بردار نرمال شده نسبت به متغیر درون‌زای اول (متغیر وابسته) انتخاب شده‌است. این بردار بایستی از نظر علامت ضرایب متناسب با تئوری‌های اقتصادی بوده و هم‌چنین ضرایب متغیرهای توضیحی به لحاظ آماری معنی‌دار باشند. همان‌طور که در بردار بهینه‌ی انتخاب شده ملاحظه می‌شود؛ علامت ضرایب متغیرهای الگو، بر اساس مبانی نظری مورد انتظار بوده و از نظر آماری نیز معنی‌دار می‌باشند.

$$LINFANT = 4.19 + 0.61\ LPOVERTY - 2.04\ LURBPOP - 0.43\ LGDPPER$$

رابطه‌ی (۶)

(t= 4.48) (t= -9.18) (t= -4.62)

بر اساس رابطه‌ی ۶، می‌توان بیان داشت که در بلندمدت، یک درصد افزایش در فقر باعث افزایش ۰/۶۱ درصد در مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال و یک درصد افزایش در هریک از متغیرهای شهرنشینی و تولید ناخالص داخلی سرانه به ترتیب باعث کاهش ۲/۰۴ و ۰/۴۳ درصد در مرگ‌ومیر کودکان می‌شود.

در مرحله‌ی بعد، الگوی تصحیح خطای برداری (Vector Error Correction Model) برآورد شده و نتایج مربوط به آن در رابطه‌ی ۷ نشان داده‌شده‌است. با توجه به رابطه‌ی ۷ ملاحظه می‌شود که ضریب جمله‌ی تصحیح خطا {ECM(-1)}؛ معنی‌دار بوده و بین اعداد صفر و منفی‌یک بوده و برابر رقم ۰/۰۷- به‌دست آمده‌است. این عدد بیان‌گر این مطلب است که در هر دوره ۰/۰۷ از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

$$\Delta(LINFANT) = -0.0297 - 0.0744\ ECM(-1)$$

رابطه‌ی (۷)

(t= -3.13) (t= -2.71)

جدول ۱: بررسی پایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته

نام متغیر	سطح		تفاضل مرتبه ی اول	
LINFANT	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۸۲	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۳/۴۷
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۵۲	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۳
LPOVERTY	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۶۸	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۶/۲۸
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۵۲	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۱/۹۴
LURBPOP	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۳/۱۲	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۳/۶۶
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۵۲	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۵
LGDPPER	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	۰/۳۵	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۳/۴۷
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۱/۹۴	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۱/۹۴

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2024-04-19]
[DOR: 20.1001.1.16807626.1394.14.4.1.0]

جدول ۲: برآورد الگو خودتوضیح برداری

متغیرهای توضیحی	متغیرهای وابسته			
	LINFANT	LPOVERTY	LURBPOP	LGDPPER
LINFANT (-1)	۱/۵۱۳۹۸۱	-۲/۷۶۹۹۰۴	-۰/۰۰۴۱۳۵	-۰/۷۹۲۹۸۸
	(۰/۱۴۱۱۵)	(۱/۹۸۲۷۴)	(۰/۰۲۸۹۷)	(۱/۱۰۴۷۸)
LINFANT (-2)	-۰/۵۷۷۷۷۴	۳/۷۳۵۷۹۳	۸/۹۰E -۰۵	۰/۷۵۲۹۵۶
	(۰/۱۴۲۳۵)	(۱/۹۹۹۵۷)	(۰/۰۲۹۲۱)	(۱/۱۱۴۱۶)
LPOVERTY (-1)	۰/۰۰۶۸۸۳	۰/۱۵۲۰۲۵	-۰/۰۰۱۹۱۰	۰/۰۱۹۵۶۵
	(۰/۰۱۳۳۲)	(۰/۱۸۷۱۴)	(۰/۰۰۲۷۳)	(۰/۱۰۴۲۷)
LPOVERTY (-2)	۰/۰۱۰۹۳۶	-۰/۲۲۱۵۳۵	-۰/۰۰۳۳۰۷	-۰/۰۷۲۲۴۹
	(۰/۰۱۲۲۶)	(۰/۱۷۲۲۸)	(۰/۰۰۲۵۲)	(۰/۰۹۵۹۹)
LURBPOP (-1)	-۵/۶۹E -۰۵	۷/۰۴۲۵۷۲	۱/۶۰۹۱۲۷	۵/۸۰۳۷۸۵
	(۰/۶۶۶۰۵)	(۹/۳۵۶۰۱)	(۰/۱۳۶۶۹)	(۵/۲۱۳۱۶)
LURBPOP (-2)	-۰/۱۶۶۷۲۰	-۵/۱۸۰۶۱۲	-۰/۶۳۵۳۵۴	-۵/۸۴۰۸۳۵
	(۰/۶۶۲۰۰)	(۹/۲۹۹۱۵)	(۰/۱۳۵۸۶)	(۵/۱۸۱۴۸)
LGDPPER (-1)	-۰/۰۰۴۹۱۱	۰/۴۰۴۱۲۳	۰/۰۰۷۱۰۲	۱/۳۹۶۴۴۴
	(۰/۰۲۲۴۵)	(۰/۳۱۵۳۲)	(۰/۰۰۴۶۱)	(۰/۱۷۵۷۰)
LGDPPER (-2)	-۰/۰۱۶۴۰۷	-۰/۲۴۷۹۹۱	-۰/۰۰۴۲۹۳	-۰/۵۳۰۶۹۲
	(۰/۰۲۰۵۲)	(۰/۲۸۸۲۹)	(۰/۰۰۴۲۱)	(۰/۱۶۰۶۳)
C	۰/۲۳۹۴۲۲	-۱/۰۴۱۸۰۷	-۳/۳۱E -۰۵	۱/۱۷۰۳۱۳
	(۰/۱۰۹۸۳)	(۱/۵۴۲۷۳)	(۰/۰۲۲۵۴)	(۰/۸۵۹۶۱)
R^2	۰/۹۹۹۸۰۶	۰/۸۴۳۷۲۳	۰/۹۹۹۹۱۲	۰/۹۱۶۷۷۵
$\overline{R}^2$	۰/۹۹۹۷۵۶	۰/۸۰۳۳۹۴	۰/۹۹۹۸۸۹	۰/۸۹۵۲۹۸
F	۱۹۹۶۸/۵۸	۲۰/۹۲۰۷۲	۴۳۸۴۶/۰۵	۴۲/۶۸۵۶۳

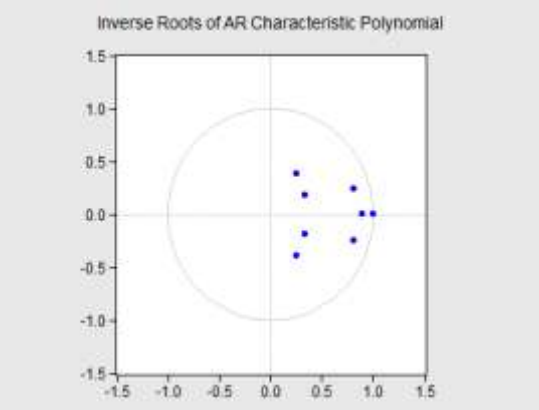
جدول ۳: تجزیه‌ی واریانس متغیر مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال

Period	S.E.	LINFANT	LPOVERTY	LURBPOP	LGDPPER
۱	۰/۰۰۷۸۵۲	۱۰۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰
۲	۰/۰۱۴۳۱۰	۹۹/۷۷۹۱۹	۰/۱۸۹۸۶۶	۰/۰۰۰۹۰۳	۰/۰۳۰۰۳۷
۳	۰/۰۱۹۹۹۹	۹۸/۶۳۷۷۴	۰/۷۹۲۱۷۸	۰/۰۵۷۶۶۸	۰/۵۱۲۴۱۲
۴	۰/۰۲۴۹۰۹	۹۶/۸۱۳۶۱	۰/۸۷۷۲۴۹	۰/۳۳۱۸۰۵	۱/۹۷۷۳۳۹
۵	۰/۰۲۹۴۹۴	۹۳/۵۸۴۰۲	۰/۶۴۷۷۰۵	۱/۰۶۵۸۶۸	۴/۷۰۲۴۰۴
۶	۰/۰۳۴۱۹۴	۸۸/۶۴۶۰۳	۰/۵۲۵۳۰۹	۲/۴۲۱۳۲۳	۸/۴۰۷۳۴۲
۷	۰/۰۳۹۱۶۶	۸۲/۷۲۰۷۳	۰/۵۴۹۴۶۷	۴/۳۲۲۸۴۶	۱۲/۴۰۶۹۶
۸	۰/۰۴۴۳۳۶	۷۶/۷۶۴۰۳	۰/۶۱۹۱۲۳	۶/۵۲۲۲۴۶	۱۶/۰۹۴۶۰
۹	۰/۰۴۹۵۴۹	۷۱/۳۹۷۶۷	۰/۶۷۳۶۸۳	۸/۷۵۶۹۱۲	۱۹/۱۷۱۷۳
۱۰	۰/۰۵۴۶۵۵	۶۶/۸۷۵۷۲	۰/۶۹۸۵۳۶	۱۰/۸۳۷۸۴	۲۱/۵۸۷۹۱

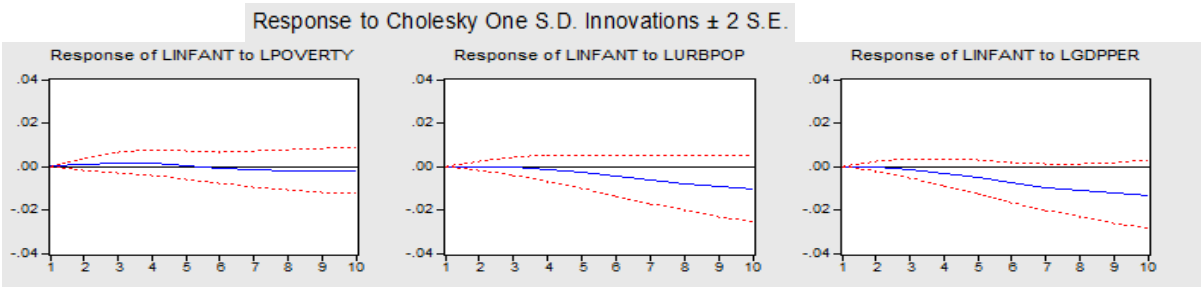
جدول ۴: نتایج آزمون ماتریس اثر (χ_{trace})

فرضیه‌ی صفر	فرضیه‌ی مقابل	مقدار آماره‌ی آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	ارزش احتمال در سطح ۹۵٪
r = 0*	r ≥ 1	۵۷/۲۵	۴۷/۸۵	۰/۰۰۵
r ≤ 1*	r ≥ 2	۳۰/۸۵	۲۹/۷۹	۰/۰۳۷
r ≤ 2	r ≥ 3	۱۱/۳۱	۱۵/۴۹	۰/۱۹۲
r ≤ 3	r ≥ 4	۰/۶۳	۳/۸۴	۰/۴۲۳

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2024-04-19]
[DOR: 20.1001.1.16807626.1394.14.4.1.0]



نمودار۱: معکوس ریشه‌های مشخصه‌ی چندجمله‌ای‌های AR



نمودار ۲: عکس‌العمل مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال به شوک‌های وارد شده از طرف متغیرهای دیگر

بحث و نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر، برآورد رابطه‌ی بلندمدت بین مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال و عوامل فقر، شهرنشینی و تولید ناخالص داخلی سرانه در ایران در فاصله‌ی زمانی ۱۳۴۸ تا ۱۳۸۹ است. بر این اساس این فصل در سه بخش سازماندهی شد که بعد از مقدمه، مواد و روش کار پژوهش معرفی‌شده و سپس یافته‌های پژوهش آورده‌شد. در بخش یافته‌های پژوهش، بر اساس کاربرد روش جوهانسن- جوسیلیوس، وجود رابطه‌ی همگرایی بین متغیرهای الگو تایید شده و در بلندمدت، فقر تاثیر مثبت و شهرنشینی و تولید ناخالص داخلی سرانه تاثیر منفی بر مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال دارد. از آن‌جایی که فقر یکی از عوامل موثر در ناامنی غذایی و سوء تغذیه است و معمولا هرکجا که فقر بوده سوء تغذیه هم با آن همراه بوده است، این سوء تغذیه و عدم دستیابی به ویتامین‌های لازم برای رشد، زنگ خطری بر سلامت و افزایش نرخ مرگ‌ومیر کودکان بوده است که این تاثیر در مطالعه‌ی Pena و همکاران نیز تایید شده است، از این‌رو پیشنهاد می‌شود که سیاست‌های حمایتی دولت از جمله هدفمند کردن یارانه‌ها به نفع گروه آسیب‌پذیر و فقیر باشد و از آن‌جایی‌که تامین امنیت غذایی نیاز به درآمد دارد؛ افزایش درآمد طبقات کم درآمد به‌عنوان یک برنامه مورد توجه سیاست‌گذاران اقتصادی قرار گیرد. در رابطه با تاثیر منفی تولید ناخالص داخلی سرانه بر مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال می‌توان بیان داشت که با افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه وضعیت اقتصادی مردم بهتر شده بنابراین سطح سلامت و توانایی جسمی و ذهنی در جامعه افزایش یافته و در نتیجه نرخ مرگ‌ومیر کاهش می‌یابد. بر این اساس پیشنهاد می‌شود که مسئولین و سیاست‌گذاران با توجه به افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه؛ در کنار آن؛ برنامه‌هایی چون بیمه‌های اجتماعی سلامت، مخصوصا برای قشر کم درآمد و فقیر جامعه زمینه‌های افزایش سلامتی و کاهش نرخ مرگ‌ومیر را دنبال کنند که خوشبختانه این مساله از برنامه‌ی چهارم توسعه به بعد تا حدی مورد توجه قرار گرفته ولی نیاز به توجه جدی مسئولین و افزایش آگاهی عمومی دارد. با توجه به ارتباط منفی شهرنشینی با نرخ مرگ‌ومیر کودکان زیر یک‌سال، چون با افزایش شهرنشینی اولا دسترسی مردم به خدمات بهداشتی و امکانات رفاهی افزایش می‌یابد و معمولا سطح اطلاعات و آموزش در میان این گروه بیشتر

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2024-04-19]
[DOR: 20.1001.1.16807626.1394.14.4.1.0]

است؛ بنابراین نرخ مرگ‌ومیر کاهش می‌یابد که این تاثیر در مطالعه‌ی همایی‌راد و همکاران و نقوی نیز تایید شده است. از این‌رو پیشنهاد می‌شود که چون معمولا فقر در بین طبقه‌ی روستایی بیشتر است و اغلب جهت دسترسی به خدمات و امکانات بهداشتی و دیگر امکانات رفاهی این گروه به شهرها مهاجرت می‌کنند، با دادن آگاهی به این گروه و با چتر حمایت اجتماعی نظیر بیمه‌ی بیکاری و بازنشستگی و بیمه‌ی خدمات درمانی، هم مشکل آگاهی گروه مهاجرت کرده‌ی روستایی به شهر افزایش یافته و هم میزان دسترسی به امکانات بهداشتی به‌طور یکنواخت برای جمعیت شهری و روستایی فراهم شده و مرگ‌ومیر کاهش یابد. به‌منظور تحقق چشم‌انداز جمهوری اسلامی ایران در افق ۱۴۰۴ هجری شمسی، یکی از ویژگی‌های جامعه‌ی ایرانی در افق چشم‌انداز برخورداری از سلامت، رفاه، امنیت غذایی، تامین اجتماعی، فرصت‌های برابر و توزیع مناسب درآمد می‌باشد. از این‌رو توجه به کاهش فقر و توجه به حاشیه‌ی شهرها و مناطق توسعه‌نیافته به‌منظور افزایش درجه‌ی شهرنشینی و دسترسی مردم به امکانات رفاهی و سلامتی و خدمات تامین اجتماعی و افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه که شاخصی بر وضعیت رفاهی مردم و میزان دسترسی آن‌ها به امکانات رفاهی می‌باشد مورد توجه سیاست‌گذاران باشد.

سهم نویسندگان

حسین پناهی: طراحی و تدوین مطالعه، تحلیل داده‌ها، نگارش مقاله، ویرایش نهایی

سیدعلی آل‌عمران: طراحی و تدوین مطالعه، جمع آوری اطلاعات، تحلیل داده‌ها، نگارش مقاله

تشکر و قدردانی

نویسندگان مقاله از همکاری صمیمانه کلیه همکارانی که با ارائه اطلاعات و نکات علمی مفید خود محققین را در تکمیل مقاله و تدوین نهایی آن مساعدت نمودند، تشکر و قدردانی می‌نمایند.

منابع

1. Hedayat Shoushtari N. Study of Economic-Social and Demographic Factor on Mortality Rate Under Five Years in Shoushtar City in 2009. Population Journal 2009; 69/70: 133-56

2. Davazdah Emami SH, Abd Yazdan Z, Montazeri M, Bashar Doost N., Social Factors Associated With Infant's Mortality. Journal of Shahrekord University of Medical Sciences 2001; 2: 67-72

3. Homaie Rad E, Samadi A.H, Bayazidi Y, Hayati R., Comparing the Socioecnomic Determinants of Infant Mortality Rate in Iran and MENA Countries. Journal of Economic Modelling Research 2013; 12: 135-51

4.Naveed T.A, Ullah S, Jabeen T, Sabir S. Socio-economic Determinants of Infant Mortality in Pakistan. Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business, 2011; 8: 728-40

5.Costa J.R. Determinants of the Infant Mortality Rate in the United States, PhD Thesis. California State University, 2011

6.Ailemen M.I., Determinants of Infant Mortality in Nigeria. IRCAB Journal for Social and Management Science 2011; 1: 208-214

7.Kembo J, Van Ginneken J.K. Determinants of Infant and Child Mortality in Zimbabwe: Results of Multivariate Hazard Analysis, Demographic Research 2009; 21: 367-384

8.Nutiye S, Determinants of Infant Mortality in Turkey, PhD Thesis. Middle East Technical University, 2009

9.Pena R, Wall S, Persson L.A. The Effect of Poverty, Social Inequity and Maternal Education on Infant Mortality in Nicaragua, 1988-1993. American Journal of Public Health 2000; 1: 64-69

10. Gule G. The Determinants of areal childhood mortality variation in Swaziland, South African. Journal of Demography 1996; 6: 9-20

11. Khadem E. Leading Causes of Mortality in Infants Who Leaving in Slums of Ardabil and its Affecting Factors in 2008-2010, Thesis (MD), Ardabil University of Medical Sciences.

12. Namakin K, Sharifzadeh GH. The Evaluation of Infants Mortality Causes and its Related Factors in Birjand. Journal of Isfahan Medical School 2009; 95: 275-82

13. Naghavi M., Transition in Health Status in the Islamic Republic of Iran. Iranian Journal of Epidemiology 2006; 1&2: 45-57

14. Khalkhali H.R, Hajizadeh E., Gholamnia R., Freidouni J., The Ecological Study of The Effective Factors on Infant Mortality Rate in Iran. The Journal of Urmia University of Medical Sciences 2005; 4: 238-44

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2024-04-19]
[DOR: 20.1001.1.16807626.1394.14.4.1.0]

15. Kazemipour SH. A Review of Mortality Rates and Causes in Greater Tehran in the Persian Calendar year 1375, Nameh-Ye Olum- E Ejtemai, 2003; 21: 1-30
16. Hajian K.O, Svadkohi R, Hamedi M, Moshtaghian S. A Study of the Cause of Death Among Children Under 5 Years old in Babol Amirkola Children Hospital. Pajouhesh Dar Pezeshki 2000; 3: 199-204
17. Shojaei A.N., Beygi T., Studying the Relationship between ICT and Economic Growth by Using Endogenous Growth Models. Journal of Industrial Management 2010; 11: 101-114
18. Sims C, Macroeconomics and Reality. Econometrica 1980; 48: 1-49
19. Sims C, Stock J, Watson M.W., Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. Econometrica 1990; 58: 113-144
20. Sadeghi M, Shavvalpour S., Applied Econometrics Time Series, 2th Editon, Imam Sadiq University Press: Tehran, 2010
21. Aleemran R., Aleemran S.A., Income Inequality and Life Expectancy in Iran, Quarterly PAYESH, 2014; 13: 533-40
22. Khanjari S., Homayounifar M., The Impact of Nominal Shocks on Real Wage of Industrial Sector in Iran. Economic Research Review 2011; 2: 97-110
23. Pedram M, Habibifar M. The Survey on The Long-Term Relationship of Labor Demand and Effective Factors in Iran's Industry Sector, by Using Johansen Co-Integration Test. Economic Research Review. 2009; 3: 141-161

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2024-04-19]
[DOR: 20.1001.1.16807626.1394.14.4.1.0]

ABSTRACT

The relationship between mortality of infant under one year and poverty, urbanization and GDP per capita in Iran

Hossein Panahi [1*], Seyed Ali Aleemran[1]

1. Department of Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran

Payesh 2015; 4: 399-410
Accepted for publication: 27 July 2014
[EPub a head of print-24 June 2015]

Objective (s): This study aimed long-run relationship between mortality of infant under one year old and poverty, urbanization and GDP per capita in Iran over the period of 1969 to 2010.
Methods: The impulse response and variance decomposition based on vector auto regressive and Johansen-Juselius method was used to analyze the data.
Results: The results indicated that the coefficients of all variables were significant and based on theoretical foundations. Findings also showed that, in the long run, one percent increase in the poverty increases the mortality of infant under one year old by 0.61 percent and one percent increase in the urbanization and GDP per capita lead to 2.04 and 0.43 percent decrease in the mortality of infant under one year old, respectively. The results based on error correction model also indicated that to achieve long-term balance, about 0.07 of short-run imbalances is adjusted in each period.
Conclusion: Poverty increases mortality of infant under one year old. The findings also showed that urbanization and increase in GDP per capita could decrease mortality of infant under one year old.

Key Words: Infant mortality, Poverty, Urbanization, GDP Per Capita

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2024-04-19]

[DOR: 20.1001.1.16807626.1394.14.4.1.0]

[*] Corresponding author: Department of Economics, University of Tabriz, Iran
Tel: 041-33344286
E-mail: panahi@tabrizu.ac.ir