بررسی تاثیر نابرابری درآمدی بر امید به زندگی در ایران

رؤیا آل عمران[1*]، سید علی آل عمران[2]

۱. گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز، تبریز، ایران
۲. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

نشریه پایش
سال سیزدهم شماره پنجم مهر - آبان ۱۳۹۳ صص ۵۴۰-۵۳۳
تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۲/۹/۳۰
[نشر الکترونیک پیش از انتشار- ۱۹شهریور ۹۳]

چکیده

هدف پژوهش حاضر، بررسی تاثیر نابرابری درآمدی بر امید به زندگی در ایران در فاصله‌ی زمانی (۱۳۸۹-۱۳۵۰) است. برای تحلیل موضوع از روش جوهانسن ـ جوسیلیوس استفاده شده است. بر اساس نتایج به‌دست آمده از این روش، اثرگذاری ضرایب متغیرها بر اساس مبانی نظری مورد انتظار بوده و از نظر آماری معنی‌دار بود. نتایج حاکی از آن است که در بلندمدت، یک درصد افزایش در نابرابری درآمدی باعث کاهش ۰/۲۴ درصد در امید به زندگی شده و یک درصد افزایش در هریک از متغیرهای تعداد پزشکان، نرخ باسوادی و تولید ناخالص داخلی سرانه به ترتیب باعث افزایش ۰/۰۸، ۰/۰۸ و ۰/۰۰۷ درصد در امید به زندگی می‌شود. هم‌چنین نتایج بر اساس ضریب جمله‌ی تصحیح خطا، حاکی از آن است که در هر دوره حدود ۰/۰۱ از عدم تعادل کوتاه‌مدت، برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

کلیدواژه: امید به زندگی، نابرابری درآمدی، هم‌انباشتگی، روش جوهانسن- جوسیلیوس

[*] نویسنده پاسخگو: تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز، گروه اقتصاد
تلفن: ۰۴۱-۰۳۵۴۲۷۶۹۵
E-mail: Aleemran@iaut.ac.ir

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-09-14]

[DOR: 20.1001.1.16807626.1393.13.5.1.5]

مقدمه

امروزه وجود اطلاعاتی مطمئن در زمینه‌ی مرگ‌ومیر در هر جمعیتی برای ارزیابی برنامه‌های نظام سلامت در آن جامعه و تعیین اولویت‌ها جهت اعمال مداخلات لازم به منظور کنترل بیماری‌ها و آسیب‌های گوناگون ضروری است. چنین اطلاعاتی حتی می‌تواند در راستای قضاوت در مورد تغییرات سلامتی و به اصطلاح انتقال نظام سلامت به سطحی دیگر موثر واقع شود. برای این منظور جمع‌آوری داده‌های مختلف توسط نظام اطلاعات سلامت مد نظر قرار می‌گیرد که در این بین ارائه‌ی اطلاعات مرگ‌ومیر شایع‌ترین مورد است که نه‌تنها به‌عنوان نشان‌گری برای پیشرفت نظام سلامت، بلکه در قالب شاخصی برای ارزیابی پیشرفت اقتصادی- اجتماعی یک جامعه مورد استفاده قرار می‌گیرد. مقادیر مرگ‌ومیر خام و یا اختصاصی به‌تنهایی نمی‌تواند معرف خوبی از سطح مرگ‌ومیر یک جامعه باشد، از این‌رو در کنار این مقادیر، امید به زندگی در بدو تولد که معرف متوسط سال‌هایی است که یک نوزاد به دنیا آمده عمر خواهد کرد، به شرط این‌که احتمال مرگ او برای سال‌های آینده‌ی زندگی مانند انسان‌های زمان حال باشد، به‌عنوان یک شاخص نشان‌دهنده‌ی امید سلامتی مورد استفاده قرار می‌گیرد[۱]. نابرابری درآمدی یکی از ویژگی‌های عمده‌ی جامعه‌ی جهانی است. به نظر می‌رسد نابرابری درآمدی در سطح ملی و بین‌المللی در حال افزایش باشد. بیشترین هزینه‌ی اجتماعی وابسته به نابرابری درآمدی، اثر نابرابری بر سلامت است. از این رو طبق فرضیه‌ی نابرابری درآمدی، نابرابری در توزیع، سلامتی افراد یک جامعه را تهدید می‌کند. این مساله در واقع نشان می‌دهد که سطوح بالای نابرابری درآمدی موجب کاهش امید به زندگی و افزایش نرخ مرگ‌ومیر کودکان در جهان است. نابرابری در توزیع درآمد، از طریق روش‌های گوناگون سلامتی افراد را تحت تاثیر قرار می‌دهد. مطالعات گوناگون حاکی از آن است که سطوح بالای نابرابری، یکی از عوامل مهم در تزلزل سرمایه‌ی اجتماعی است. برای مثال، افزایش بدگمانی و تنش یا کاهش مشارکت اجتماعی، اثر معکوسی بر سلامت فردی دارد و چه بسا موجب می‌شود که افراد نسبت به اتفاقاتی که در پیرامونشان رخ می‌دهد، واکنش خشمگینی را از خود نشان‌دهند. فرضیه‌ی نابرابری درآمدی به دو شکل بیان شده است: در شکل حاد آن نابرابری در توزیع درآمد، سلامتی همه‌ی اعضای جامعه را صرف نظر از سطوح درآمدی‌شان تحت تاثیر قرار می‌دهد و در شکل ساده‌تر آن، نابرابری، سلامتی فقیرترین فرد جامعه را کاهش می‌دهد. در سطح فردی، مطالعات گوناگون نشان می‌دهد که افراد ثروتمندتر به دلیل تهیه‌ی کالاها و خدماتی مانند مراقبت‌های درمانی و بهداشتی، تغذیه و مسکن بهتر، از سلامتی بیشتری برخوردارند. اما به‌طورکلی در سطح جامعه این رابطه قابل تعمیم نیست. زیرا جامعه‌ی بعضی از کشورها با درآمد پایین، از سلامتی بسیار بالایی برخوردارند و این نشان می‌دهد که در مجموع، درآمد تنها تعیین کننده‌ی وضعیت سلامتی نیست. با وجود این که وابستگی بین نابرابری در توزیع درآمد و سلامتی در سطح کلی یک رابطه‌ی خطی است، این رابطه در سطح فردی حالت غیر خطی به خود می‌گیرد. برای مثال، اگر یک دلار از فرد غنی به فقیر انتقال یابد، بیشتر از آن که سلامتی اغنیا لطمه ببیند، سلامتی فقرا بهبود پیدا می‌کند. بنابراین نیل به برابری در درآمد، متوسط سلامتی کل جامعه را افزایش می‌دهد. پس برای دو جامعه با متوسط درآمد یکسان، در جامعه‌ای که توزیع درآمد عادلانه‌تر باشد، متوسط سلامتی بالاتر از جامعه‌ای است که توزیع درآمد نابرابرتر بوده است. مطالعات متعددی که متکی بر داده‌های ایالت متحده بوده، به این نتیجه رسیده‌اند که نابرابری در توزیع درآمد، آثار منفی بر سلامت افراد داشته‌است. هم‌چنین از بین مطالعات مختلفی که به بررسی اثر نابرابری درآمدی بر وضعیت سلامت پرداخته‌اند؛ می‌توان به مطالعات Judge و همکاران، Wilkinson و همکاران و Rodgers اشاره کرد که همه‌ی آن‌ها فرضیه‌ی نابرابری درآمدی را مورد تایید قرار می‌دهند[۲]. در این راستا، پژوهش حاضر به دنبال بررسی تاثیر نابرابری درآمدی بر امید به زندگی در ایران با استفاده از روش جوهانسن- جوسیلیوس در فاصله‌ی زمانی (۱۳۸۹-۱۳۵۰) است. از این رو سوالی که در راستای هدف پژوهش مطرح می‌گردد بدین صورت است که آیا نابرابری درآمدی بر امید به زندگی در ایران تاثیر دارد؟ بنابراین در ادامه برای پاسخ به سوال پژوهش، بعد از معرفی مفاهیم ضریب جینی و امید به زندگی و مروری بر مطالعات انجام‌گرفته‌ی خارجی و داخلی در رابطه با موضوع پژوهش، مواد و روش کار پژوهش معرفی‌شده و بعد از آن یافته‌های پژوهش آورده شده و بحث و نتیجه‌گیری نیز قسمت پایانی پژوهش را تشکیل می‌دهد. ضریب جینی (شاخص نابرابری درآمدی): متداول‌ترین شاخص اندازه‌گیری نابرابری درآمدی ضریب جینی است. این شاخص مابین صفر و یک بوده و هرچه‌قدر نزدیک به عدد صفر باشد، برابری بیشتر در توزیع درآمد را نشان‌داده و بالعکس هرچه‌قدر نزدیک به عدد یک باشد، توزیع نابرابر درآمد را مشخص می‌کند. اگر ضریب جینی مساوی با

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-09-14]

[DOR: 20.1001.1.16807626.1393.13.5.1.5]

عدد صفر باشد یعنی همه درآمد و ثروت یکسان دارند (برابری مطلق) و اگر مساوی با عدد یک باشد یعنی نابرابری مطلق؛ به‌گونه‌ای که ثروت تنها در دست یک نفر است و مابقی هیچ درآمدی ندارند. شاخص جینی همان ضریب جینی است که برای فهم بهتر، آن را به صورت درصد بیان می‌کنند.

امید به زندگی (شاخص سلامت): امید به زندگی در بدو تولد، معرف متوسط سال‌هایی است که یک نوزاد به دنیا آمده عمر خواهدکرد. در کنار مقادیر مرگ‌ومیر، امید به زندگی از شاخص‌های مهم و نه‌تنها متاثر از « مولفه‌های اجتماعی سلامت یا Social -SDH Determinants of Health)» بلکه بیان‌گر وضعیت فرهنگی، اجتماعی، اقتصادی و بهداشتی هر جامعه است و به یکی از نشان‌گرهای نوسانات نابرابری‌های سلامت در جوامع گوناگون تبدیل شده‌است[۱]. فقر از جمله مهم‌ترین عواقب نابرابری درآمدی است. فقر و تنگ‌دستی یکی از علل مهم نابرابری‌های اجتماعی و مرگ‌ومیر و ابتلا به بیماری‌ها بوده و کاهش بار بیماری ناشی از فقر هم‌اکنون در اولویت اول سازمان سلامت جهان است. مطالعه‌ای بر روی ۳۸ کشور دنیا (۲۳ کشور فقیر با اقتصاد ضعیف و ۱۵ کشور ثروتمند با اقتصاد بالا) نشان داده‌است که میزان مرگ‌ومیر شیرخواران با سرانه‌ی تولید ناخالص ملی ارتباط معکوس یا منفی و نیز با نابرابری توزیع درآمد ارتباط مستقیم یا مثبت داشته و حتی در کشورهای ثروتمند هم کاهش نابرابری توزیع درآمد در مقایسه با افزایش سرانه‌ی درآمد ناخالص ملی، تاثیر قوی‌تری بر روی کاهش مرگ‌ومیر نوزادان دارد. Pulok در پژوهشی با عنوان ″ مروری بر ارتباط نابرابری درآمدی و سلامت: شواهدی از کشورهای در حال توسعه ″ با استفاده از روش OLS به بررسی ارتباط بین نابرابری درآمدی و سلامت در کشورهای با درآمد کم و متوسط در فاصله‌ی زمانی ۱۹۸۲ تا ۲۰۰۲ پرداخته‌است. نتایج پژوهش حاکی از وجود ارتباط مثبت بین توزیع درآمد (توزیع عادلانه‌ی درآمد) و سلامت و یا به عبارت دیگر وجود ارتباط منفی بین نابرابری درآمدی و سلامت در کشورهای در حال توسعه است[۳]. Allanson و همکاران در مطالعه‌ای با عنوان ″ تجزیه و تحلیل طولی ارتباط نابرابری درآمدی و سلامت ″ با استفاده از داده‌های طولی ارتباط بین نابرابری درآمدی و سلامت را برای کشور بریتانیا در فاصله‌ی زمانی ۱۹۹۱ تا ۱۹۹۹ مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که اکثرا اقدامات سیاست‌گذاران سلامت به نفع افراد با درآمد بالا بوده که آن هم به علت ارتباط قوی بین درآمد دائمی و سلامت است. هم‌چنین نتایج دیگر پژوهش حکایت از آن دارد که نابرابری‌های سلامت که در نتیجه‌ی نابرابری درآمدی حاصل می‌شود، سلامت اجتماعی و اقتصادی و به تبع آن عواملی نظیر سن، امید به زندگی، مرگ‌ومیر و ... را تحت تاثیر قرار می‌دهد[۴]. Wilkinson و Pickett در پژوهشی موردی با عنوان ″ نابرابری درآمدی و سلامت عمومی ″ به شناسایی و جمع‌آوری ۱۵۵ پژوهش تحقیقاتی که مشتمل بر ۱۶۸ تحلیل در زمینه‌ی ارتباط بین توزیع درآمد و سلامت عمومی (همگانی) است پرداخته‌اند. ایشان پژوهش‌های انجام‌یافته در زمینه‌ی ارتباط بین نابرابری درآمدی و سلامت را بر اساس شدت همبستگی به سه دسته تقسیم کرده‌اند: الف) پژوهش‌هایی که در آن‌ها ارتباط مثبت و معنی‌دار است (کاملا تاییدکننده) ب) پژوهش‌هایی که در آن‌ها ارتباط تا حدودی معنی‌دار بوده ولی کامل نیست (نسبتا تاییدکننده) ج) پژوهش‌هایی که در آن‌ها ارتباط بین متغیرها مشاهده نشده‌است. بر اساس نتایج پژوهش، ۸۷ مطالعه ارتباط کامل بین نابرابری درآمدی و سلامت را نشان داده و ۴۴ مطالعه وجود ارتباط را به‌طور نسبی تایید کرده و ۳۷ مطالعه نیز عدم وجود ارتباط بین نابرابری درآمدی و سلامت را تایید کرده‌اند[۵]. Preston در مطالعه‌ای با عنوان ″ تغییر رابطه بین مرگ‌ومیر و سطح توسعه‌ی اقتصادی″ به این نتیجه رسیده‌است که ارتباط مثبت بین‌المللی بین امید به زندگی و درآمد ملی بر حسب قدرت خرید فعلی و بر حسب دلار وجود دارد. به‌طوری‌که در کشورهای فقیر میزان امید به زندگی با شدت بیشتری مرتبط بوده اما در کشورهای ثروتمند این رابطه خطی و بسیار ضعیف است. به‌عبارتی‌دیگر یک رابطه‌ی منفی بین نابرابری درآمدی و امید به زندگی وجود خواهد داشت که با اعمال توزیع مجدد درآمد از ثروتمندان به فقرا، چه در درون کشورها یا چه در میان کشورهای مختلف، میزان و سطح سلامتی فقرا به میزان بیشتری افزایش خواهدیافت[۶]. قنبری و همکاران در پژوهشی با عنوان ″ تاثیر نابرابری درآمدی بر سلامت افراد در کشورهای منتخب با استفاده از داده‌های تابلویی ″ به بررسی رابطه‌ی بین نابرابری درآمدی و سلامتی جامعه طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۷ در ۱۲۵ کشور جهان با استفاده از داده‌های تابلویی پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که با افزایش درآمد، امید به زندگی افزایش و نرخ مرگ‌ومیر کاهش می‌یابد اما بر خلاف بسیاری از مطالعات که بیشتر با استفاده از داده‌های سری زمانی صورت گرفته‌اند، رابطه‌ی معنی‌دار بین نابرابری درآمدی و شاخص‌های

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-09-14]
[DOR: 20.1001.1.16807626.1393.13.5.1.5]

سلامت وجود ندارد[۷]. بر این اساس با توجه به این‌که مطالعات خارجی و داخلی انجام‌شده، در رابطه با معنی‌داری ارتباط بین نابرابری درآمدی و سلامتی با استفاده از روش‌های آماری و اقتصادسنجی نظیر تحلیل رگرسیونی و Panel Data و غیره. به نتایج متفاوتی دست‌یافته‌اند؛ از این‌رو در مطالعه حاضر، برای اطمینان از معنی‌داری یا بی‌معنی بودن ارتباط بین دو متغیر نابرابری درآمدی و امید به زندگی در ایران، از روش همگرایی جوهانسن- جوسیلیوس استفاده‌شده و فرضیه‌ی پژوهش نیز بر پایه-ی تاثیر منفی و معنی‌دار نابرابری درآمدی بر امید به زندگی در ایران است.

مواد و روش کار

این مطالعه از لحاظ روش، علی ـ 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 ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۹ و قلمرو مکانی پژوهش نیز کشور ایران است. در این پژوهش با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس به بررسی تاثیر نابرابری درآمدی بر امید به زندگی در ایران پرداخته شده و الگوی به کاررفته در پژوهش نیز مطابق رابطه‌ی ۱. است که در آن LEXP: امید به زندگی، JINI: ضریب جینی، DOCT: تعداد پزشک، LITR: نرخ باسوادی، GDPP: 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 بر اساس معیار شوارتز؛ به تخمین مدل خودتوضیح برداری(Vector Autoregressive Model) مطابق روابط ۲. و ۳. و ۴. و ۵. و ۶. پرداخته و در پایان نیز با استفاده از آزمون هم-انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس(Johansen-Juselius) به بررسی وجود و یا نبود بردار هم‌انباشتگی پرداخته و در صورت وجود رابطه-ی هم‌انباشتگی، بردار هم‌انباشتگی نرمالیزه شده (نسبت به متغیر وابسته) استخراج می‌گردد.

$$LLEXP = \beta1 + \beta2\ LJINI + \beta3\ LDOCT + \beta4\ LLITR + \beta5\ LGDPP + U$$ رابطه‌ی (۱)

$$LLEXP = C10 + a11\ LLEXP(-1) + b11\ LJINI(-1) + c11\ LDOCT(-1) + d11\ LLITR(-1) + e11\ LGDPP(-1) + \varepsilon1t$$ رابطه‌ی (۲)

$$LJINI = C20 + a21\ LLEXP(-1) + b21\ LJINI(-1) + c21\ LDOCT(-1) + d21\ LLITR(-1) + e21\ LGDPP(-1) + \varepsilon2t$$ رابطه‌ی (۳)

$$LDOCT = C30 + a31\ LLEXP(-1) + b31\ LJINI(-1)\ c31\ LDOCT(-1) + d31\ LLITR(-1) + e31\ LGDPP(-1) + \varepsilon3t$$ رابطه‌ی (۴)

$$LLITR = C40 + a41\ LLEXP(-1) + b41\ LJINI(-1)\ c41\ LDOCT(-1) + d41\ LLITR(-1) + e41\ LGDPP(-1) + \varepsilon4t$$ رابطه‌ی (۵)

$$LGDPP = C50 + a51\ LLEXP(-1) + b51\ LJINI(-1)\ c51\ .LDOCT(-1) + d51\ LLITR(-1) + e51\ LGDPP(-1) + \varepsilon5t$$

یافته‌ها

الف. بررسی پایایی متغیرها: جدول ۱. آزمون پایایی متغیرها را بر اساس آزمون دیکی ـ فولر تعمیم‌یافته (Augmented Dickey-Fuller Test) نشان می‌دهد. در آزمون پایایی مربوط به سطح متغیرهای به‌کاررفته در الگو، قدرمطلق آماره‌ی دیکی ـ فولر تعمیم یافته از قدرمطلق مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵درصد کوچک‌تر بوده بنابراین فرضیه‌ی H0 مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد مورد تایید قرار گرفته و تمامی متغیرهای الگو ناپایا در سطح است. در آزمون پایایی مربوط به تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرهای به-کاررفته در الگو، قدرمطلق آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵درصد بزرگ-تر بوده بنابراین فرضیه‌ی H0 مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد رد شده و متغیرهای مدل پایا در تفاضل مرتبه‌ی اول (I1) است. 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 پارامترها. در واقع استدلال اصلی آنها در مورد ضرورت وارد نمودن سطح متغیر آن است که با تفاضل‌گیری، اطلاعاتی را که نشان‌دهنده‌ی وجود همجمعی (Co-integration) میان متغیرهاست؛ از دست خواهیم داد. به همین ترتیب، استدلال می‌شود که نیازی به روندزدایی از متغیرهای موجود در الگوی VAR نیست[۱۰-۸]. ب. برآورد الگوی خودتوضیح برداری: سیمز برای تخمین الگوی VAR روشی را پیشنهاد می‌کند که شامل دو مرحله است: مرحله‌ی اول تعیین

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-09-14]
[DOR: 20.1001.1.16807626.1393.13.5.1.5]

متغیرهایی است که باید وارد الگو شود و مرحله‌ی دوم تعیین تعداد وقفه‌های مناسب الگو می‌باشد. انتخاب متغیرهایی که باید در الگوی VAR وارد الگو است 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 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[۱۰]. اولین مرحله در تخمین مدل VAR، تعیین مرتبه‌ی بهینه‌ی آن می‌باشد که با توجه به کمتر بودن حجم نمونه‌ی مورد مطالعه از صد، از معیار شوارتز (Information Criterion) استفاده شده‌است. بر اساس این معیار؛ وقفه‌ی یک به‌عنوان وقفه‌ی بهینه‌ی مدل انتخاب شده و الگو خودتوضیح برداری مطابق جدول ۲. تخمین زده شده است. 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 است[۱۱]. نمودار ۱. معکوس ریشه‌های الگو VAR تخمین زده‌شده را نشان می‌دهد. همان‌طور در خروجی مذکور مشاهده می‌شود؛ معکوس ریشه‌های مشخصه‌ی چندجمله‌ای‌های AR در داخل دایره‌ی واحد قرار گرفته و دلالت بر پایایی الگو VAR تخمین زده‌شده دارد.

ج. بررسی بردار همگرایی: باتوجه به این‌که متغیرهای الگو، دارای مرتبه‌ی هم‌انباشتگی یکسان بوده و همگی پایا در تفاضل مرتبه‌ی اول است؛ می‌توان از آزمون همجمعی جوهانسن ـ جوسیلیوس جهت تعیین بردارهای همگرایی استفاده نمود. بر اساس انتخاب مقدار وقفه‌ی بهینه‌ی یک؛ به‌عنوان وقفه‌ی بهینه‌ی الگو خودتوضیح برداری، با استفاده از آزمون‌های ماتریس اثر (Trace Matrix) و حداکثر مقادیر ویژه (Maximum Eigen Value)، به تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی پرداخته شده‌است. جداول ۳. نتایج مربوط به تعیین تعداد بردارهای همگرایی توسط این دو آزمون را نشان می‌دهد. همان‌طور که در جداول ۳. ملاحظه می‌شود، بر اساس نتایج آماره‌ی آزمون ماتریس اثر؛ وجود دو بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای الگو تاییدشده و بر اساس نتایج مربوط به آماره‌ی آزمون حداکثر مقادیر ویژه نیز سه بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای الگو تایید شده است. حال با توجه به مبانی نظری مربوط به روش همجمعی جوهانسن- جوسیلیوس، چون آماره‌ی آزمون حداکثر مقادیر ویژه دارای فرضیه‌ی مقابل دقیق‌تر و قوی‌تری است؛ به نتایج مربوط به این آماره‌ی آزمون استناد کرده و می‌توان بیان نمود که سه بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل وجود دارد. در ادامه، مطابق رابطه‌ی ۷. رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مدل تخمین زده شده و بردار نرمال شده نسبت به متغیر درون‌زای اول انتخاب شده‌است. این بردار بایستی از نظر علامت ضرایب متناسب با تئوری‌های اقتصادی بوده و هم‌چنین ضرایب متغیرهای توضیحی به لحاظ آماری معنی‌دار باشد. 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 است.

$$LLEXP = 2.660 - 0.244\ LJINI + 0.085\ LDOCT + 0.082\ LLITR + 0.007\ LGDPP$$

(t= -16.02) (t= 26.08) (t= 10.26) (t= 5.94) رابطه‌ی (۷)

بر اساس رابطه‌ی ۷. می‌توان بیان داشت که در بلندمدت، یک درصد افزایش در نابرابری درآمدی باعث کاهش ۰/۲۴ درصد در امید به زندگی شده و یک درصد افزایش در هریک از متغیرهای تعداد پزشکان، نرخ باسوادی و تولید ناخالص داخلی سرانه به ترتیب باعث افزایش ۰/۰۸، ۰/۰۸ و ۰/۰۰۷ درصد در امید به زندگی می‌شود. در مرحله‌ی بعد، الگوی تصحیح خطای برداری (Vector Error Correction Model) برآورد شده و نتایج مربوط به آن در رابطه‌ی ۸. نشان داده‌شده‌است. با توجه به رابطه‌ی ۸. ملاحظه می‌شود که ضریب جمله‌ی تصحیح خطا {ECM(-1)}؛

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-09-14]
[DOR: 20.1001.1.16807626.1393.13.5.1.5]

معنی‌دار بوده و بین اعداد صفر و منفی‌یک بوده و برابر رقم ۰/۰۱- به‌دست آمده‌است. این عدد بیان‌گر این مطلب است که در هر دوره ۰/۰۱ از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

$$\Delta LLEXP = -0.0007 - 0.0148\ ECM(-1)$$
$$(t= -4.55)\ \ (t= -4.70)$$ رابطه‌ی (۸)

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

نام متغیر	سطح		تفاضل مرتبه ی اول	
LLEXP	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۹۴	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۳/۰۲
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۵۶	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۴
LJINI	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۱/۸۵	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۳/۷۷
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۴	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۱/۹۵
LDOCT	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۳/۰۴	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۱/۹۶
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۵۷	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۱/۹۵
LLITR	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۸۹	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۴/۲۱
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۴	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۵۳
LGDPP	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۱۵	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۳/۳۱
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۶	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۱/۹۵

جدول ۲: نتایج حاصل از برآورد مدل خود توضیح برداری

متغیرهای توضیحی	متغیرهای وابسته				
	LLEXP	LJINI	LDOCT	LLITR	LGDPP
LLEXP (-1)	۱/۰۴۲۶۲۱	-۰/۲۱۷۰۴۶	۰/۲۹۴۶۲۷	۰/۶۳۵۵۴۱	۰/۵۴۰۰۷۲
	(۰/۰۱۴۹۳)	(۰/۸۵۳۴۰)	(۰/۸۲۱۲۹)	(۰/۲۶۷۱۶)	(۳/۳۶۱۱۰)
LJINI (-1)	-۰/۰۰۶۳۸۷	۰/۳۹۶۹۲۸	-۰/۲۷۵۲۹۷	۰/۱۳۲۴۷۹	۰/۷۱۴۵۷۷
	(۰/۰۰۳۹۳)	(۰/۲۲۴۷۴)	(۰/۲۱۶۲۸)	(۰/۰۷۰۳۶)	(۰/۸۸۵۱۲)
LDOCT (-1)	-۰/۰۰۶۱۷۶	۰/۰۴۳۷۲۳	۰/۹۹۹۴۱۶	-۰/۰۴۳۸۰۰	۰/۱۶۰۶۶۸
	(۰/۰۰۰۸۶)	(۰/۰۴۸۸۹)	(۰/۰۴۷۰۵)	(۰/۰۱۵۳۰)	(۰/۱۹۲۵۳)
LLITR (-1)	-۰/۰۰۴۱۶۰	-۰/۱۷۴۱۶۶	-۰/۱۰۶۴۲۷	۰/۸۹۱۹۶۷	-۰/۴۸۱۷۵۹
	(۰/۰۰۳۱۹)	(۰/۱۸۲۲۴)	(۰/۱۷۵۳۸)	(۰/۰۵۷۰۵)	(۰/۷۱۷۷۴)
LGDPP (-1)	-۰/۰۰۰۱۱۴	-۰/۰۱۴۹۵۲	-۰/۰۶۰۵۴۲	-۰/۰۰۱۴۹۷	۰/۸۵۸۵۳۱
	(۰/۰۰۰۲۷)	(۰/۰۱۵۱۵)	(۰/۰۱۴۵۸)	(۰/۰۰۴۷۴)	(۰/۰۵۹۶۵)
C	-۰/۰۹۳۴۹۰	۰/۷۶۵۸۶۶	-۰/۴۹۶۲۲۴	-۱/۵۸۷۳۷۱	-۰/۱۲۱۳۷۵
	(۰/۰۴۳۱۴)	(۲/۴۶۵۰۰)	(۲/۳۷۲۲۵)	(۰/۷۷۱۶۸)	(۹/۷۰۸۳۲)
R^2	۰/۹۹۹۹۵۷	۰/۸۱۳۵۸۴	۰/۹۹۸۴۸۷	۰/۹۹۸۴۲۱	۰/۹۱۷۴۸۵
$\overline{R}^2$	۰/۹۹۹۹۴۹	۰/۷۷۶۳۰۱	۰/۹۹۸۱۸۴	۰/۹۹۸۱۰۵	۰/۹۰۰۹۸۲
F	۱۱۷۱۱۹/۳	۲۱/۸۲۱۷۲	۳۲۹۹/۰۲۶	۳۱۶۰/۹۸۵	۵۵/۵۹۵۱۸

جدول ۳: تعیین تعداد بردارهای همگرایی

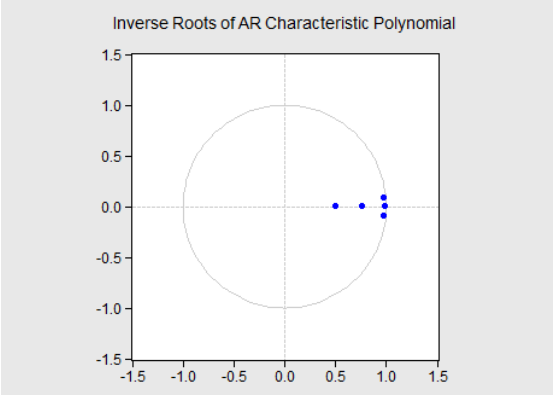
نتایج آزمون ماتریس اثر (χ_{trace})

فرضیه‌ی صفر	فرضیه‌ی مقابل	مقدار آماره‌ی آزمون	مقدار بحرانی در سطح ٪۹۵	ارزش احتمال در سطح ٪۹۵
r = 0 *	r ≥ 1	۱۵۲/۰۰	۶۹/۸۱	۰/۰۰۰۰
r ≤ 1 *	r ≥ 2	۶۷/۶۲	۴۷/۸۵	۰/۰۰۰۳
r ≤ 2	r ≥ 3	۲۶/۲۱	۲۹/۷۹	۰/۱۲۲۳

نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه (χ_{max})

فرضیه‌ی صفر	فرضیه‌ی مقابل	مقدار آماره‌ی آزمون	مقدار بحرانی در سطح ٪۹۵	ارزش احتمال در سطح ٪۹۵
r = 0 *	r = 1	۸۴/۳۷	۳۳/۸۷	۰/۰۰۰۰
r ≤ 1 *	r = 2	۴۱/۴۰	۲۷/۵۸	۰/۰۰۰۵
r ≤ 2 *	r = 3	۲۴/۹۴	۲۱/۱۳	۰/۰۱۳۸
r ≤ 3	r = 4	۱/۲۳	۱۴/۲۶	۰/۹۹۹۴

نمودار (۱): معکوس ریشه‌های مشخصه‌ی چندجمله‌ای‌های AR



بحث و نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر، بررسی تاثیر نابرابری درآمدی بر امید به زندگی در ایران با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس در فاصله‌ی زمانی (۱۳۸۹-۱۳۵۰) 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، نابرابری درآمدی تاثیر منفی و معنی‌دار بر امید به زندگی در ایران دارد. به‌طوری‌که یک درصد افزایش در نابرابری درآمدی باعث کاهش ۰/۲۴ درصد در امید به زندگی در ایران می‌شود. این تاثیر هم مطابق با مبانی نظری مورد انتظار بوده و هم از نظر آماری معنی‌دار است. یعنی با کاهش ضریب جینی و یا به‌عبارتی کاهش نابرابری درآمدی، رفاه اقتصادی افراد در جامعه افزایش‌یافته و به تبع آن توانایی مالی افراد در تامین مخارج

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-09-14]
[DOR: 20.1001.1.16807626.1393.13.5.1.5]

بهداشتی افزایش‌یافته و به دنبال آن سلامتی و امید به زندگی افراد افزایش می‌یابد. از این‌رو، فرضیه‌ی پژوهش مبنی بر پایه‌ی تاثیر منفی و معنی‌دار نابرابری درآمدی بر امید به زندگی در ایران مورد تایید علمی قرارگرفته و بر خلاف برخی مطالعات کار شده در رابطه با موضوع مورد بررسی؛ مثل مطالعه‌ی Wilkinson و Pickett که ۳۷ مطالعه از ۱۶۸ مورد مطالعه‌ی آن‌ها عدم وجود ارتباط بین نابرابری درآمدی و سلامت را تایید می‌کرد و یا مطالعه‌ی قنبری و همکاران که عدم وجود رابطه‌ی معنی‌دار بین نابرابری درآمدی و سلامت را در ۱۲۵ کشور مورد بررسی تایید می‌کرد، در ایران با استناد به الگو به‌کار برده‌شده در پژوهش حاضر و هم‌چنین دوره‌ی زمانی مورد مطالعه و روش اقتصادسنجی استفاده‌شده، نابرابری درآمدی تاثیر منفی و معنی‌دار بر امید به زندگی (سلامت) دارد. بنابراین پیشنهاد می‌شود که دولت و سیاست‌گذاران اقتصادی با کاهش نابرابری درآمدی (توزیع عادلانه‌ی درآمد) در جهت افزایش امید به زندگی افراد تلاش کنند تا همه با هم به اتفاق افراد سالم و با امید به زندگی بالا در جهت آبادانی و پیشرفت اقتصاد؛ دولت و سیاست‌گذاران را همراهی کنیم.

تشکر و قدردانی: این مقاله برگرفته از طرح پژوهشی است که با حمایت مالی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز انجام شده است. بدین وسیله نویسندگان تشکر خود را اعلام می‌دارند.

سهم نویسندگان

رویا آل‌عمران: راهنمایی و نظارت بر فرایند تحقیق
سید علی آل‌عمران: جمع‌آوری مبانی نظری و پیشینه‌های تحقیق و ترجمه‌ی پیشینه‌های لاتین و گردآوری داده‌ها

منابع

1. Freshtenejad S.M, Asadi Lari M, Moradi Lakeh M, Vaez Mahdavi M.R, et al. Estimation of Life Expectancy and its Association With Social Determinants of Health (SDH) in Urban Population of Different Districts of Tehran in 2008 (Urban Heart Study). Teb Va Tazkieh 2010; 77: 25-40
2. Emadzadeh M, Samadi S, Paknezhad S. The Impact of Inequal Distribution of Income on the Health Status in Selected Organization of Islamic Countries (OIC). Health Information Management 2011; 3: 306-314
3. Pulok M.H. Revisiting Health and Income Inequality Relationship: Evidence from Developing Countries. MPRA Paper 2012; 39766: 1-34
4. Allanson P, Gerdtham Ulf-G, Petrie D. Longitudinal Analysis of Income-Related Health Inequality. Journal of Health Economics 2010; 29: 78-86
5. Wilkinson R.G, Pickett K.E. Income Inequality and Population Health: A Review and Explanation of the Evidence. Social Science & Medicine 2006; 7: 1768-84
6. Preston S.H. The Changing Relation Between Mortality and Level of Economic Development. Population Studies 1975; 2: 231-48
7. Ghanbari A, Nikravan A, Fattahi M. Income Inequality and Population Health: Evidence From Panel Data Analysis. Journal of Administration 2011; 45: 77-86
8. Sims C. Macroeconomics and Reality. Econometrica 1980; 48: 1-49
9. Sims C, Stock J, Watson M.W. Inference in Linear Time Series Models With Some Unit Roots. Econometrica 1990; 58: 113-144
10. Sadeghi M, Shavvalpour S. Applied Econometrics Time Series, 2st Edition, Imam Sadiq University Press: Tehran, 2010

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-09-14]
[DOR: 20.1001.1.16807626.1393.13.5.1.5]

ABSTRACT

Income inequality and life expectancy in Iran

Roya Aleemran[1*], Seyed Ali Aleemran[2]

1. Department of Economics, College of Management, Economics and Accounting, Tabriz Branch, Islamic Azad University, Tabriz, Iran
2. Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Business, University of Tabriz, Tabriz, Iran

Payesh 2014; 13: 533-540
Accepted for publication: 21 December 2013
[EPub a head of print-10 September 2014]

Objective (s): The aim of this paper was to assess the relationship between income inequality and life expectancy in Iran from 1971 to 2010.
Method: The Johansen-Juselius method was used for theoretical analysis.
Results: The results indicated that the coefficients of all variables are significant based on theoretical foundations. Findings showed that, in the long run, 1% increase in the income inequality decreases the life expectancy by 0.24% and 1% increase in the number of doctors, literacy and GDP per capita lead to respectively, 0.08, 0.08 and 0.007 percent increases in the life expectancy. Also, the results based on error correction model indicated that to achieve long-term balance, about 0.01 adjustment of short-run imbalance was needed for each period.
Conclusion: The study indicated that income inequality adversely was associated with life expectancy. Indeed the economic policy makers and government should strive to reduce income inequality.

Keywords: Life Expectancy, Income Inequality, Co-integration, Johansen-Juselius Method

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-09-14]

[DOR: 20.1001.1.16807626.1393.13.5.1.5]

[*] Corresponding author: Tabriz Branch, Islamic Azad University, Tabriz, Iran
Tel: 041-35427695
E-mail: Aleemran@iaut.ac.ir