SALMAND
IRANIAN JOURNAL OF AGEING

Autumn 2021. Vol 16. Issue 3

Research Paper

Does Population Aging Affect Income Inequality in Iran?

Somayeh Koochakzadeh[1], *Hasan Heydari[1], Vahid Yazdi-Feyzabadi[2], Alireza Shakibaiee[3]

1. Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.
2. Health Services Management Research Center, Institute for Futures Studies in Health, Kerman University of Medical Sciences, Kerman, Iran.
3. Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran.

Use your device to scan and read the article online

Citation: Koochakzadeh S, Heydari H, Yazdi-Feyzabadi V, Shakibaiee A. [Does Population Aging Affect Income Inequality in Iran? (Persian)]. Iranian Journal of Ageing. 2021; 16(3):396-411. http://dx.doi.org/10.32598/sija.2021.16.3.3113.1

http://dx.doi.org/10.32598/sija.2021.16.3.3113.1

CC BY NC

Received: 22 Nov 2020
Accepted: 17 Feb 2021
Available Online: 01 Oct 2021

Keywords:
Aging, Income inequality, IRAN

ABSTRACT

Objectives The aging of the population in recent years in Iran has raised concerns among policymakers in various fields. Some economic theories consider the changes in the age structure and population aging as one of the important issues affecting the income inequality of societies. This study aims to assess the effect of population aging on the income inequality in Iran.

Methods & Materials This study was conducted in 2020 using economic data from 1970 to 2018 extracted from the websites of the Statistical Center of Iran and the World Development Indicators. First, a model for income inequality was presented and demographic variables were considered in the model. Then, its coefficients were estimated using the AutoRegressive Distributed Lag method in Eviews 10 software. To evaluate the speed of adjustment from the short-run to the long-run equilibrium, the Error Correction Model (ECM) was estimated.

Results The increase in aging population led to increased income inequality in the long run such that 1% increase in aging index caused a 0.14% increase in Gini index ($P<0.05$). The literacy rate, trade openness, and the square of Gross Domestic Product (GDP) per capita had a negative significant effect, and GDP per capita and the Consumer Price Index had a positive significant effect on income inequality, both in the short and long term. The ECM value was reported 44.8%.

Conclusion The aging of the population increases income inequality in Iran. Policymakers should reduce income inequality by investing in education and expansion of trading with other countries as well as stabilizing economic conditions, controlling inflation, and planning to reduce the effects of aging.

Extended Abstract

1. Introduction

The process of economic development, along with the advances in the field of health, has led to an increase in life expectancy in different parts of the world. On the other hand, the fertility rate has decreased in different countries. These two issues have ultimately led to the aging of the population [1]. According to statistics published by international organizations and the censuses conducted by the Statistics Center of Iran, the Iranian population is aging. One of the sectors that is most affected by the demographic structure of communities is the economic sector. Population aging can reduce the active population and, consequently, reduce labor supply. Reduction in labor supply affects production costs, economic growth and income inequality [4]. This study aims to investigate the effect of population aging on income inequality in Iran from 1970 to 2018.

* *Corresponding Author:*
Hasan Heydari, PhD.
Address: Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.
Tel: +98 (912) 1546150
E-mail: hassan.heydari@modares.ac.ir

2. Methods

In this study, data were collected using the library method and those related to Iran's economy. Based on the studies on modeling the effect of aging on income inequality, important demographic and economic variables affecting income inequality are: Aging, Literacy, Gross Domestic Product (GDP), Consumer Price Index (CPI), and trade openness [8, 9, 11, 33, 41]. Gini index was used as a variable indicating the status of income inequality in Iran. The income inequality Equation 1 is defined as follows:

1) $LGINI_t=\alpha+\beta_1\ LAgeing_t+\beta_2\ LLiteracy_t+\beta_3\ LGDP_t+\beta_4\ (LGDP_t)^2+\beta_5\ LCPI_t+\beta_6\ LOpenness_t+\beta_7\ Du+\varepsilon_t$

Where, LGINI= logarithm of income inequality, LAgeing= Logarithm of aging index (population aged >65 / population aged <15); LLiteracy= Logarithm of literacy rate (enrollment rate in the second academic year), LCPI= Logarithm of CPI, LOpenness= Logarithm of trade openness index (sum of exports and imports / total GDP), LGDP= Logarithm of GDP, and=square of logarithm of GDP. The last two variables were used to test the Environmental Kuznets Curve (EKC) hypothesis. In the Equation 1, Du represents the years of Islamic Revolution and Iran-Iraq war. Data and information related to all variables were extracted from the websites of the Statistics Center of Iran and the World Development Indicators (WDI). All data were reported annually. After determining the income inequality pattern, its coefficients were estimated using AutoRegressive Distributed Lag (ARDL) model in Eviews 10 software. Moreover, in order to evaluate the speed of adjustment from the short-term equilibrium to the long-run equilibrium, the Error Correction Model (ECM) was estimated.

3. Results

First, in order to prevent false regression, the stationary of the data was tested. Augmented Dickey-Fuller (ADF) test was used for this purpose. The results showed that except for LLiteracy and LOpenness, which were stationary, all other variables became stationary by differencing once. Given that the variables had values as 0 or 1, the ARDL method can be used to estimate the model. The results of the showed that the increase in the aging population, both in short and long periods could significantly increase income inequality such that, in the long run, a 1% increase in the aging index led to a 0.14% increase in Gini coefficient ($P<0.05$). Other variables in the model also had significant changes. The increase in CPI also increases income inequality, while the increase in literacy improves income equality. GDP per capita in the long run had a negative impact on income distribution and exacerbated income inequality. The square of GDP per capita had also a negative value. Thus, in the long run, the EKC hypothesis is confirmed. This is acceptable given that Iran is a developing country; according to EKC hypothesis, the relationship between income inequality and income per capita is positive at the initial stages of economic development, and becomes negative at the final stages. The Du had a positive significant impact on income inequality. Coefficient of the ECM also had a significance value. The ECM coefficient indicated that 44.8% of the income disequilibrium was corrected from the short run to the long run; almost in two periods, a large part of the short-run error was compensated and the model moved towards a long-run equilibrium. Negative value of the ECM coefficient indicated that any long-run disequilibrium moves towards equilibrium. The values <1 indicated the convergence of the model in the short run.

4. Discussion and Conclusion

The increase in the aging population, which is the result of a decrease in the birth rate and an increase in survival probability, has intensified income inequality in Iran during 1970-2018. Other effective factors are literacy rate, GDP per capita, CPI, and trade openness. As the country's aging population grows in the coming years, population aging is a potential factor for increased income inequality. Therefore, policymakers should plan to reduce the adverse effects of aging on income inequality, such as increased retirement age and increased participation rate of the elderly in the labor market, by investing in workers' education (education based on current and future needs of the labor market), expansion of trading with other countries, stabilizing economic conditions, and controlling inflation.

Ethical Considerations

Compliance with ethical guidelines

This study was approved by the Ethics Committee of Tarbiat Modares University (Code: IR.MODARES.REC.1399.127).

Funding

This study was extracted from the PhD. dissertation of first author at the Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University.

Authors' contributions

All authors equally contributed to preparing this article.

Conflicts of interest

The authors declared no conflict of interest.

This Page Intentionally Left Blank

مقاله پژوهشی

آیا سالمندی جمعیت بر نابرابری درآمدی در ایران تأثیرگذار است؟

سمیه کوچک‌زاده[۱]، *حسن حیدری[۱]، وحید یزدی فیض‌آبادی[۲]، علیرضا شکیبایی[۳]

۱. گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
۲. مرکز تحقیقات مدیریت ارائه خدمات سلامت، پژوهشکده آینده پژوهی در سلامت، دانشگاه علوم پزشکی کرمان، کرمان، ایران.
۳. گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران.

تاریخ دریافت: ۰۲ آذر ۱۳۹۹
تاریخ پذیرش: ۲۹ بهمن ۱۳۹۹
تاریخ انتشار: ۰۹ مهر ۱۴۰۰

چکیده

اهداف سالمندی جمعیت در سال‌های اخیر نگرانی‌هایی را در میان سیاست‌گذاران حوزه‌های مختلف ایجاد کرده است. این در حالی است که برخی از نظریه‌های اقتصادی، تحولات ساختار سنی و سالمندی جمعیت را یکی از مسائل مهم و اثرگذار بر نابرابری درآمد جوامع می‌دانند. هدف از انجام این مطالعه، بررسی اثر سالمندی جمعیت بر نابرابری درآمد ایران است.

مواد و روش‌ها این پژوهش در سال ۱۳۹۹ به روش کتابخانه‌ای و تحلیل ثانویه و با استفاده از داده‌های مرکز آمار ایران و داده‌های بانک جهانی (مربوط به ایران)، برای دوره زمانی ۱۳۹۷- ۱۳۴۹ انجام شد. ابتدا الگویی برای نابرابری درآمد ارائه و متغیرهای جمعیتی در آن لحاظ شد. سپس ضرایب آن با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) و با استفاده از نرم‌افزار Eviews ۱۰ برآورد شد. همچنین به منظور بررسی سرعت تعدیل مدل کوتاه‌مدت به مدل بلندمدت، الگوی تصحیح خطا (Ecm) برآورد شد.

یافته‌ها نتایج به‌دست‌آمده نشان داد افزایش جمعیت سالمند در بلندمدت منجر به افزایش نابرابری درآمد می‌شود، به طوری که یک درصد افزایش در شاخص سالمندی (نسبت جمعیت بالای ۶۵ سال به جمعیت زیر ۱۵ سال) در سطح معناداری ۹۵ درصد منجر به ۰/۱۴ درصد افزایش در ضریب جینی می‌شود. همچنین در بلندمدت رشد متغیرهای آموزش، آزادسازی تجاری و مجذور تولید ناخالص داخلی سرانه اثر منفی و معنادار و رشد متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه و شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی اثر مثبت و معنادار بر نابرابری درآمد دارند. ضریب تصحیح خطا نیز ۴۴/۸ درصد به دست آمد.

نتیجه‌گیری بر اساس نتایج به‌دست آمده سالمندی جمعیت که حاصل برآیند کاهش نرخ رشد زاد و ولد و افزایش احتمال بقا است، افزایش نابرابری درآمد را در پی خواهد داشت؛ بنابراین سیاست‌گذاران بایستی در کنار برنامه‌ریزی برای کاهش اثرات سوء سالمندی با سرمایه‌گذاری در آموزش و گسترش روابط تجاری با سایر کشورها و همچنین تثبیت شرایط اقتصادی و کنترل تورم موجبات کاهش نابرابری درآمد را فراهم آورند.

کلیدواژه‌ها:
سالمندی جمعیت، نابرابری درآمد، ایران

مقدمه

فرایند توسعه اقتصادی به همراه پیشرفت‌هایی که حوزه سلامت ایجاد کرد، منجر به بهبود استانداردهای زندگی شد که حاصل آن را می‌توان در افزایش طول عمر و افزایش امید به زندگی افراد در مناطق مختلف جهان مشاهده کرد. در کنار افزایش امید به زندگی، نرخ باروری زنان نیز هر ساله در کشورهای مختلف کاسته شده است. این دو موضوع در نهایت رشد افراد مسن در جامعه را به دنبال داشته است [۱].

گسترش پدیده سالمندی[1] یکی از مهم‌ترین معضلات کشورهای توسعه‌یافته در دهه‌های اخیر بوده و پایداری رشد و توسعه اقتصادی در این کشورها را با نگرانی‌های جدی روبه‌رو ساخته است [۲]. پیش‌بینی‌های جمعیتی نشان می‌دهد کشورهای در حال توسعه هم در مسیر سالمندی جمعیت قرار دارند و در سال‌های آینده با مشکلات مربوط به این پدیده مواجه می‌شوند [۳].

بر اساس آمارهای منتشرشده توسط سازمان‌های بین‌المللی و

1. Ageing

* نویسنده مسئول:
دکتر حسن حیدری
نشانی: تهران، دانشگاه تربیت مدرس، دانشکده مدیریت و اقتصاد، گروه اقتصاد.
تلفن: ۵۴۶۲۰۸۵ (۹۱۲) ۹۸+
پست الکترونیکی: hassan.heydari@modares.ac.ir

همچنین سرشماری‌های انجام‌شده توسط مرکز آمار ایران، ساختار سنی جمعیت کشور به سوی سالمندی پیش می‌رود و ایران، ازجمله کشورهای در حال توسعه‌ای است که به شدت با مسئله پیری دست به گریبان است. ایران بعد از امارات و بحرین سومین کشور جهان از نظر سرعت رشد جمعیت سالمند است [۲].

کشور ایران در سه دهه اخیر تحولات جمعیتی چشمگیری را تجربه کرده است. رشد جمعیت از حدود ۳/۹ درصد در دهه ۱۳۶۵-۱۳۵۵ به ۱/۲۹ درصد در دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۵ و به ۱/۲۴ در دوره ۱۳۹۵-۱۳۹۰ کاهش یافته و میزان باروری کل نیز در دوره مشابه از حدود هفت فرزند به ازای هر زن، به ۱/۸ فرزند کاهش یافته است. تحولات باروری و مرگ‌ومیر و به تبع آن رشد جمعیت در دوره بعد از انقلاب اسلامی ایران، تورم جوانی را موجب شده که به تدریج گذار میان‌سالی و سالخوردگی جمعیت در دهه‌های آینده را رقم خواهد زد.

بر اساس سرشماری‌های سه دهه اخیر (۱۳۹۵-۱۳۶۵) مرکز آمار ایران، نسبت جمعیت زیر پانزده سال کشور از ۴۵/۵ درصد به ۲۴ درصد کاهش یافته است. در کنار آن سهم جمعیت در سنین فعالیت (۱۵-۶۴ سال) در طی این مدت از ۵۱/۵ درصد به حدود ۷۰ درصد افزایش یافته است. همچنین سهم جمعیت سالمند (۶۵ ساله و بالاتر) نیز از ۳/۱ درصد در سال ۱۳۶۵ به ۶/۱ درصد در سال ۱۳۹۵ افزایش یافته است. بر اساس سرشماری سال ۱۳۹۵، در دوره ۱۳۹۵-۱۳۸۵ میانگین سنی جمعیت کشور از ۲۴/۷ سال به ۳۱/۱ سال افزایش یافته است.

یکی از بخش‌هایی که بیشترین اثرپذیری از ساختار جمعیتی جوامع را دارد، بخش اقتصادی است. ساختار جمعیتی می‌تواند بر سرمایه‌گذاری، پس‌انداز، مصرف و درنهایت، رشد اقتصادی اثرگذار باشد. سالمندی جمعیت می‌تواند موجب کاهش جمعیت فعال شود و به تبع آن، عرضه نیروی کار را کاهش دهد. کاهش در عرضه نیروی‌کار بر رشد اقتصادی و رفاه کشور تأثیرگذار است [۴].

یکی دیگر از پیامدهای مهم سالمندی جمعیت ایجاد تغییرات توزیعی در اقتصاد است، زیرا سالمندی تأثیر مستقیم بر بازار کار و دستمزدها؛ بنابراین بر هزینه‌های تولید دارد. از سوی دیگر، افزایش تعداد سالمندان، افزایش هزینه‌های بهداشت و درمان و افزایش بار تکفل در جامعه را در پی دارد و هر فرد شاغل باید مخارج افراد بیشتری را تأمین کند؛ بنابراین ممکن است توزیع درآمد با افزایش جمعیت سالمند نابرابرتر شود. افزایش نابرابری ممکن است از یک طرف، به گسترش فقر در جوامع منجر شود و از طرف دیگر، مجدداً رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد [۵].

در چند دهه گذشته نابرابری درآمد در جهان افزایش یافته است. نابرابری درآمد پدیده‌ای جهان‌شمول و تا حدودی اجتناب‌ناپذیر است [۶]. در ادبیات اقتصادی به عوامل مختلفی اشاره می‌شود که بر نابرابری مؤثر هستند. اولین مطالعات انجام‌شده در زمینه عوامل تأثیرگذار بر توزیع درآمد در مورد تأثیر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد بوده است [۷].

بحث در این زمینه با فرضیه «u معکوس» کوزنتس آغاز شد. این تئوری روی حرکت نیروی کار از بخش کشاورزی به صنعت تمرکز دارد. درآمد سرانه در بخش کشاورزی پایین‌تر و در بخش صنعت بالاتر فرض می‌شود. توسعه اقتصادی مستلزم حرکت نیروی کار و سرمایه از بخش کشاورزی به بخش صنعت بود.

طبق نظریه کوزنتس، در مراحل اولیه توسعه، رابطه نابرابری درآمد و تولید سرانه مثبت است، زیرا فرض می‌شود که با وجود نابرابری و وجود افراد ثروتمند، پس‌انداز افزایش می‌یابد و تولید بیشتر می‌شود؛ سپس با کوچک‌تر شدن بخش کشاورزی و در مراحل پایانی توسعه، این رابطه منفی می‌شود. این رابطه که با منحنی u معکوس نشان داده می‌شود، به منحنی کوزنتس معروف است [۷-۱۱].

بیشتر مطالعات تجربی که در دهه ۱۹۷۰ و ابتدای دهه ۱۹۸۰ انجام شد، تئوری کوزنتس را تأیید کردند. از این مطالعات می‌توان به مطالعه کراویس، کوزنتس، استوارت و وینگرن اشاره کرد، اما مطالعات تجربی انجام‌شده بعد از دهه ۱۹۹۰، ضعیف شدن رابطه نابرابری درآمد و توسعه‌یافتگی را نشان دادند که از مهم‌ترین آنها می‌توان به مطالعه چن و همکاران اشاره کرد [۸]. پیکتی معتقد است هرگاه نرخ بازدهی سرمایه، بالاتر از نرخ رشد اقتصادی باشد، نابرابری درآمدی افزایش می‌یابد؛ بنابراین افزایش نابرابری درآمدی که در چند دهه اخیر شاهد آن بوده‌ایم، نتیجه مستقیم کندتر شدن رشد اقتصادی بوده است [۱۲].

بدبینی مالتوس، بنیان حضور متغیرهای جمعیتی در اقتصاد را شکل داده و سبب مطرح شدن نظریه‌های جمعیتی شده و پیشرفت‌های شگرفی را در تشریح مسائل اقتصادی ایجاد کرده است. نظریه‌های مطرح‌شده توسط اقتصاددانان معروفی مانند جان استوارت میل، رابرت سولو و گری بکر نمونه‌هایی از این پیشرفت‌های نظری است که به گسترش نظریه‌گذار جمعیتی کمک شایان توجهی کرده است. کشورهای توسعه‌یافته در مقایسه با کشورهای در حال توسعه سالخوردگی جمعیت را زودتر تجربه کردند؛ بنابراین نظریه‌گذار جمعیتی ابتدا در کشورهای توسعه‌یافته مطرح و به تشریح میزان تولد و مرگ‌ومیر زیاد به کم (سالمند شدن جمعیت) پرداخته و به مرور در کشورهای در حال توسعه نیز به آثار اقتصادی آن توجه شده است [۱۳، ۱۴]. علیرغم مطالعات زیادی که در زمینه تأثیر سالمندی بر متغیرهای گوناگون اقتصادی انجام شده است [۲۴-۱۶، ۱۵، ۱۲، ۱۰، ۲]، مطالعات اندکی به بررسی کانال‌های اثرگذار سالمندی جمعیت بر نابرابری درآمد پرداخته‌اند.

گروبر و ویس رابطه سالمندی جمعیت و نابرابری درآمد را در یازده کشور عضو OECD طی دوره زمانی ۱۹۹۵-۱۹۸۰ بررسی

کردند. نتایج نشان داد که سالمندی موجب کاهش سهم منابع تخصیص یافته به سالمندان و افزایش نابرابری درآمد شده است [۲۵]. نتایج مطالعه شیراهس نشان داد نابرابری درآمد در کشور ژاپن، بین خانوارهایی با اعضای سالمند از اواسط دهه ۱۹۸۰ به بعد کاهش یافته، درحالی‌که نابرابری در خانوارهایی با سرپرست جوان افزایش یافته است. این نتیجه، تحت تأثیر سیستم حمایت فامیلی از سالمندان در این کشور است [۲۶].

همچنین نتایج مطالعات انجام‌شده توسط بارت و همکاران، بیشاپ و همکاران، براون و پروس، دولس و همکاران، دروسدوسکی و همکاران و جونز رابطه مثبت بین سالمندی جمعیت و نابرابری درآمد در کشورهای با درآمد بالا را نشان می‌دهند [۳۲-۲۷].

اگرچه در کشورهای در حال توسعه، میزان پیری جمعیت کمتر از کشورهای توسعه یافته است، اما در نتیجه کاهش سریع باروری و انتشار گسترده دانش پزشکی، گروه‌های مسن‌تر آنها با سرعت بیشتری نسبت به کشورهای صنعتی رشد می‌کنند. همچنین ساختارهای اجتماعی و اقتصادی به طور قابل توجهی بین کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته متفاوت است؛ بنابراین میزان تأثیر پیری جمعیت بر نابرابری درآمد در یک کشور در حال توسعه ممکن است با یک کشور توسعه‌یافته متفاوت باشد [۳۳].

نتایج پژوهش انجام‌شده توسط ژونگ نشان داد یکی از علل گسترش نابرابری درآمد در کشور چین، افزایش سالخوردگی جمعیت این کشور، متأثر از اجرای سیاست تک‌فرزندی از دهه ۱۹۸۰ به بعد است. تجزیه شاخص نابرابری بر حسب گروه‌های سنی در این کشور نشان داد افزایش قابل توجه نابرابری درآمد در مناطق روستایی، متأثر از افزایش جمعیت سالمند است [۳۳].

ژانگ و شیانگ بعد از بررسی درآمد و هزینه‌های خانوارهای شهری چین طی دوره زمانی ۲۰۰۳-۲۰۰۹ نتیجه می‌گیرند که حدود ده درصد از نابرابری درآمد در چین، مربوط به سالمندی جمعیت است [۳۴]. همچنین پژوهش‌های انجام‌شده در کشورهای در حال توسعه توسط چن و همکاران، ژانگ و همکاران، و وانگ و همکاران تأثیر مثبت سالمندی جمعیت بر نابرابری درآمد را تأیید کردند [۳۵، ۱۱، ۸].

با این حال، پژوهش‌های اندکی مانند پژوهش‌های انجام‌شده توسط چو و جیانگ، مورلی و فیک رابطه سالمندی جمعیت و نابرابری درآمد را منفی ارزیابی کردند [۳۷، ۳۶، ۱۷]. همچنین کاروناراتن مشاهده کرد که رابطه بین رشد سالمندی و نابرابری درآمد در سریلانکا، در ابتدا مثبت است، اما با رشد سالمندی جمعیت، جهت معکوس به خود می‌گیرد [۳۸].

در ایران نیز محققان زیادی به مطالعه جنبه‌های مختلف آثار اقتصادی سالمندی جمعیت پرداخته‌اند. در پژوهش‌های انجام‌شده توسط راغفر و همکاران، باسخا و همکاران و همچنین میری و همکاران تأثیر سالمندی جمعیت بر رشد اقتصادی ایران مثبت ارزیابی شد [۳۹، ۴، ۲]. نتایج پژوهش یاوری و همکاران نشان داد تأمین اجتماعی و بازنشستگی، یکی از مهم‌ترین بخش‌هایی است که از تغییر ساختار سنی جمعیت در آینده متأثر خواهد شد. ادامه روند سالمندی جمعیت و افزایش هزینه‌های تأمین اجتماعی، منجر به افزایش مالیات‌ها و کاهش رشد اقتصادی خواهد شد. یکی از پیشنهادات این محققان برای مقابله با این اثرات، افزایش سن بازنشستگی است [۱].

پروین و همکاران با استفاده از آمار هزینه (درآمد) خانوارها در دوره ۱۳۹۴-۱۳۷۴ اقدام به بررسی تأثیر سالمندی جمعیت بر نابرابری در ایران کردند. نتایج این مطالعه نشان داد همراه با افزایش سن سرپرست خانوار، نابرابری درآمد بین گروه‌های سنی و نیز در گروه سالمند (خانوارهای بالای ۶۵ سال) افزایش می‌یابد [۵].

بررسی مطالعات پیشین نشان می‌دهد تأثیر سالمندی جمعیت بر نابرابری درآمد در کشورهای مختلف متفاوت بوده و از نوع و کیفیت سیستم‌های حمایتی و بازنشستگی، قوانین بازنشستگی، منشأ درآمد دریافتی خانوارهای سالمند و... متأثر است. از سوی دیگر، جمعیت در یک اقتصاد اغلب از گروه‌های سنی مختلف تشکیل شده و در گروه‌های سنی مختلف، نابرابری درآمد اغلب متفاوت است؛ بنابراین تغییر در نسبت جمعیت یک گروه خاص ممکن است بر نابرابری کل اقتصاد تأثیر بگذارد [۴۰].

زمانی که تنها منبع درآمد خانوار حقوق و دستمزد باشد، در صورت فقدان یک سیستم حمایتی کارا، بدیهی است خروج از بازار کار، کاهش درآمد و رشد نابرابری را به همراه خواهد داشت، اما در صورت وجود سیستم بازنشستگی کارآمد یا در صورتی که خانوارها به جز حقوق و دستمزد از درآمدهایی مانند ارث، بهره، سود و... بهره‌مند باشند، خروج از بازار کار، الزاماً به افزایش نابرابری درآمد منجر نمی‌شود.

اگرچه مطالعات متعددی در زمینه عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد در ایران صورت گرفته است، اما خلأ مطالعاتی جدی در زمینه تأثیر ساختار سنی و سالمندی جمعیت بر نابرابری درآمد احساس می‌شود. به دلیل اهمیت موضوع و با توجه به فقدان مطالعات متعدد در این زمینه، در این مطالعه تلاش شده تا تأثیر سالمندی جمعیت بر نابرابری درآمد ایران با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۹۷- ۱۳۴۹ و الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده[2] بررسی شود. همچنین به منظور بررسی سرعت تعدیل مدل کوتاه‌مدت به مدل بلندمدت، الگوی تصحیح خطا[3] نیز برآورد شده است تا پویایی‌های کوتاه‌مدت و چگونگی رفتن به سمت تعادل بلندمدت بررسی شود. تفاوت در روش و مدل مورد استفاده و نیز قلمرو مکانی این تحقیق را می‌توان به عنوان نوآوری آن قلمداد کرد.

2. Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)
3. Error Correction Model (ECM)

روش مطالعه

با توجه به اهمیت موضوع سالمندی و تأثیر آن بر نابرابری درآمد، مطالعه حاضر قصد دارد تا با استفاده از روش کتابخانه‌ای و با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران اقدام به بررسی تأثیر سالمندی بر نابرابری درآمد کند. با بررسی مطالعات انجام‌شده در زمینه الگوسازی تأثیر سالمندی بر نابرابری درآمد می‌توان دریافت که مهم‌ترین متغیرهای جمعیتی و اقتصادی اثرگذار بر نابرابری درآمد عبارت‌اند از: سالمندی جمعیت، آموزش، تولید (درآمد) ناخالص داخلی سرانه، نرخ تورم و شاخص آزادسازی تجاری [۴۱، ۳۳، ۱۱، ۹، ۸].

اگرچه معیارهای مختلفی برای اندازه‌گیری نابرابری درآمد وجود دارد، اما در بیشتر مطالعات داخلی و خارجی از ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری درآمد استفاده شده است [۳۵-۳۳، ۳۱، ۳۰، ۲۳، ۱۱، ۸، ۲]؛ بنابراین در این مطالعه از ضریب جینی به عنوان متغیر نشان‌دهنده وضعیت نابرابری درآمد در کشور استفاده شده است. متعاقب مطالعات تجربی صورت‌گرفته معادله نابرابری درآمد به صورت فرمول شماره ۱ تصریح می‌شود [۳۳، ۱۹، ۱۱، ۹، ۸]:

۱.

$$GINI_t=\alpha+\beta_1 Ageing_t+\beta_2 Literacy_t+\beta_3 GDP_t+\beta_4 (GDP_t)^2+\beta_5 CPI_t+\beta_6 Openness_t+\beta_7 Du+\varepsilon_t$$

طوری که در آن:

Ageing (شاخص سالمندی): همان‌گونه که پیشتر نیز بیان شد، دو مؤلفه برای ایجاد سالمندی، افزایش امید به زندگی و کاهش نرخ باروری هستند. هرچند سالمندی جمعیت در ایران، تاکنون به طور کامل بروز و ظهور نیافته است، اما افزایش تدریجی امید به زندگی و کاهش نرخ زاد و ولد، علائم زودرس این پدیده هستند؛ بنابراین با ترکیب این دو مؤلفه، می‌توان شاخصی به دست آورد که نشان‌دهنده روند سالمندی جمعیت باشد. این شاخص نسبت جمعیت بالای ۶۵ سال به جمعیت زیر پانزده سال است و نشانگر مسیر حرکت ساختار جمعیت در دهه‌های آتی است.

Literacy (سطح باسوادی): سطح سواد به عنوان یکی از مؤلفه‌های اصلی سرمایه انسانی همیشه مورد توجه قرار دارد و از آن به عنوان یکی از عوامل کاهش نابرابری درآمد یاد می‌شود. در این مطالعه از نرخ ثبت نام در دوره دوم تحصیلی به عنوان شاخصی برای سطح باسوادی استفاده شده است. GDP (تولید (درآمد) ناخالص داخلی سرانه): تولید ناخالص داخلی سرانه و $(GDP_t)^2$ مجذور تولید ناخالص داخلی سرانه است. استفاده از این دو متغیر مطابق با مبانی نظری تحقیق و برای بررسی فرضیه کوزنتس است.

CPI (شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی): رشد بهای کالاها و خدمات مصرفی (نرخ تورم) از مهم‌ترین عوامل ایجاد نابرابری و فقر در جامعه است، زیرا در شرایط تورمی افرادی که درآمد اسمی ثابت دارند، مانند کارمندان دولت، دستمزد واقعی‌شان کاهش می‌یابد و قدرت خرید واقعی آنها کاسته می‌شود و افرادی که دارایی‌های ثابت از قبیل مسکن دارند، به طور معمول به ارزش دارایی‌هایشان اضافه می‌شود که این مسئله در واقع به نوعی انتقال دارایی از افراد دارای درآمد اسمی ثابت به افراد دارای سرمایه فیزیکی به شمار می‌رود.

Openness (آزادسازی تجاری): از نسبت صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخصی برای آزادسازی تجاری (شاخص باز بودن اقتصاد) یاد می‌شود. افزایش سهم تجارت در کل اقتصاد، با افزایش رقابت‌پذیری در میان بنگاه‌های داخلی و خارجی عاملی در جهت تقویت بنیان‌های اقتصاد ملی است و موجب ایجاد اشتغال و کاهش نابرابری درآمد است.

GINI (شاخص نابرابری درآمد): برای محاسبه نابرابری، شاخص‌های متفاوتی تعریف شده است، اما در بیشتر مطالعات برای بررسی وضعیت توزیع درآمد در کشورها و در سطح بین‌المللی از ضریب جینی استفاده می‌شود، چرا که شکاف درآمدی و چگونگی توزیع درآمد را نیز مشخص می‌کند و تنها ضریبی است که آمار و داده‌های آن در دسترس است. شاخص جینی بین صفر و یک است و معمولاً به صورت درصد بیان می‌شود. عدد صفر نشان‌دهنده برابری کامل است و بالا رفتن این عدد به معنای نابرابری بیشتر است.

همچنین در فرمول شماره ۱ متغیر مجازی سال‌های انقلاب و جنگ تحمیلی ایران و عراق (Du) نیز در نظر گرفته شده است. این متغیر نشان دهنده تأثیر شرایط اجتماعی و جنگ بر وضعیت نابرابری در ایران است.

با توجه به اینکه فرمول شماره ۱ غیرخطی است، برای خطی‌سازی آن اقدام به لگاریتمی کردن متغیرهای توضیحی و متغیر وابسته (به استثنای متغیر مجازی) مدل کردیم. استفاده از فرم لگاریتمی داده‌ها به جز خطی‌سازی مدل فواید دیگری نیز دارد. زمانی که داده‌ها به صورت لگاریتمی وارد مدل می‌شوند، ضرایب تخمینی میزان تغییر در متغیر وابسته را به ازای یک درصد تغییر در متغیر توضیحی با فرض پایداری سایر متغیرها نشان می‌دهند. در این مدل ضرایب β_1 تا β_6، درصد تغییر در ضریب جینی را به ازای یک درصد تغییر در متغیرهای توضیحی نشان می‌دهند که از آن تحت عنوان کشش هم یاد می‌شود.

همچنین ضرایب به‌دست‌آمده مستقل از واحد اندازه‌گیری هستند؛ بنابراین مدل نهایی تحقیق به صورت زیر معرفی می‌شود (حرف L قبل از متغیرها بیانگر لگاریتم است) (فرمول شماره ۲):

۲.

$$LGINI_t=\alpha+\beta_1 LAgeing_t+\beta_2 LLiteracy_t+\beta_3 LGDP_t+\beta_4 (LGDP_t)^2+\beta_5 LCPI_t+\beta_6 LOpenness_t+\beta_7 Du+\varepsilon_t$$

در فرمول شماره ۲، جمله خطای معادله رگرسیون، عرض از مبدأ و t سال است. برای تخمین ضرایب، از داده‌های سری زمانی اقتصاد ایران در دوره زمانی ۹۷- ۱۳۴۹ استفاده شده است. آمار و اطلاعات مربوط به همه متغیرها از سایت مرکز آمار ایران و سایت بانک جهانی[4] استخراج شد و همه داده‌ها به صورت سالانه هستند.

وقفه در اقتصادسنجی به دلایل مختلف وجود دارد. مهم‌ترین آنها را می‌توان شامل ایستایی عادات انسان‌ها، مدت زمان لازم برای دائمی فرض شدن درآمد، تأخیرهای موجود در دنیای واقعی، دلایل تکنولوژیک، نهادی، قانونی و قراردادهای نیروی کار دانست. مدل‌هایی که شامل وقفه توزیعی هستند، نوعی از مدل‌های علّی پویا هستند که دارای متغیرهای توضیحی زیاد با وقفه‌های اندک یا وقفه‌های نامحدودی از یک متغیر به عنوان متغیرهای توضیحی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

در این وضعیت احتمال وجود هم‌خطی میان متغیرها وجود دارد و پایین بودن درجات آزادی در مسیر تخمین، اشکال ایجاد خواهد کرد. در این وضعیت، امکان تخمین دقیق پارامترها از طریق روش حداقل مربعات معمولی[5] وجود ندارد و استفاده از روش‌های مدل‌سازی با استفاده از توزیع وقفه، توصیه می‌شود [۲]. مدل خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی ARDL (p,q) یکی از مدل‌های پویا است که برای انجام تحلیل‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت استفاده می‌شود. علاوه بر آن، در نمونه‌های کوچک نیز به دلیل در نظر گرفتن پویایی‌های کوتاه‌مدت بین متغیرها، از کارایی بالایی برخوردار است [۴۲]. در مدل ARDL مرتبه خودتوضیح برابر p و مرتبه وقفه‌های توزیعی برابر با q تعریف شده است. (فرمول شماره ۳):

۳.

$$y_t=\alpha+\beta_1 z_1+\sum_{i=1}^{p}\beta_{2i} y_{t-i}+\sum_{j=0}^{q}\beta_{3j} z_{t-j}+\varepsilon_t$$

فرمول شماره ۳ نشان می‌دهد متغیر وابسته y، تابعی از متغیرهای با وقفه از خود y و سایر متغیرهای توضیحی z است. جهت تخمین مدل با استفاده از روش ARDL ابتدا بایستی مانایی همه متغیرها بررسی شود، تا این اطمینان حاصل شود که هیچ یک از متغیرها ایستا از مرتبه دو (۲) انباشت نباشد تا بدین وسیله از نتایج ساختگی اجتناب شود.

4.World Development Indicators (WDI)
5. Ordinary Least Square

بر اساس مطالعه اوتارا در صورت وجود متغیرهای I(2) در مدل، آماره F محاسبه‌شده، قابل اعتماد نیست؛ زیرا آزمون F مبتنی بر این فرض است که همه متغیرهای موجود در مدل I(0) یا I(1) باشند [۲۲]. تجزیه و تحلیل با استفاده از روش ARDL، مبتنی بر تخمین سه معادله پویا[6]، بلندمدت[7] و تصحیح خطا[8] است. برای برآورد مدل پویا، ابتدا باید تعداد وقفه‌های بهینه مربوط به متغیرها را بر اساس یکی از معیارهای آکائیک (AIC)، شوارز بیزین (SBC) و حنان کوئین (HQC) تعیین کرد. پس از برآورد الگوی پویا، جهت برآورد الگوی بلندمدت بایستی وجود و یا عدم وجود همجمعی بین متغیرهای موجود در الگو آزمون شود. برای انجام آزمون، مجموع ضرایب متغیر وابسته با وقفه در تخمین پویا از یک کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم می‌شود. اگر قدر مطلق این کسر از مقدار بحرانی جدول محاسبه‌شده توسط بنرجی، دولادو و مستر بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت تأیید می‌شود. در این مطالعه جهت انجام مراحل تخمین مدل، از نرم‌افزار Eviews 10 استفاده می‌شود.

یافته‌ها

آمار توصیفی متغیرها در جدول شماره ۱ ارائه شده است. مطابق این جدول میانگین ضریب جینی طی دوره ۹۷-۱۳۴۹ مقدار ۰/۰۰۴±۰/۴۱ بوده است. میانگین نرخ ثبت نام در دوره دوم تحصیلی (متوسطه) ۲/۵۸±۶۳/۲ درصد است. در این دوره درآمد ملی سرانه بین ۳۶۳۸/۳ دلار تا ۱۰۲۶۱/۳ دلار نوسان داشته و شاخص قیمت مصرف‌کننده نیز بین ۰/۱۶۷ تا ۵۵۰ واحد نوسان داشته است. شاخص آزادسازی تجاری هم در این دوره بین ۰/۱۶۷ تا ۰/۸۵ متغیر بوده است.

در این مطالعه از نسبت جمعیت بالای ۶۵ سال به جمعیت زیر پانزده سال به عنوان شاخص سالمندی استفاده شده است. میانگین این شاخص در دوره مورد بررسی ۰/۰۰۹±۰/۱۲۷ بوده است. به عبارتی نسبت جمعیت بالای ۶۵ سال به جمعیت زیر پانزده سال طی این دوره زمانی از ۰/۰۶۳ در ابتدای دوره به ۰/۲۶ در انتهای دوره افزایش یافته است.

ابتدا به منظور جلوگیری از رگرسیون کاذب، مانایی داده‌ها مورد آزمون قرار گرفت. بدین منظور از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته[9] استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون مانایی در جدول شماره ۲ گزارش شده است.

نتایج جدول شماره ۲ نشان می‌دهد که متغیرهای لگاریتم ضریب جینی، لگاریتم شاخص سالمندی، لگاریتم تولید ناخالص

6. Dynamic
7. Long-run
8. Error-Correction
9. Augmated Dickey Fuller (ADF)

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرها در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۴۹

متغیر	میانگین±انحراف معیار	حداقل	حداکثر
GINI (شاخص نابرابری درآمد)	۰/۴۱±۰/۰۰۴	۰/۳۷	۰/۵۰
Ageing (شاخص سالمندی)	۰/۱۲۷±۰/۰۰۹	۰/۰۶۳	۰/۲۶
Literacy (سطح باسوادی)	۶۳/۲±۲/۵۸	۲۶	۸۶/۸
GDP (تولید ناخالص داخلی سرانه)	۵۹۲۹/۵±۲۳۳/۵	۳۶۳۸/۳	۱۰۲۶۱/۳
CPI (شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی)	۶۷±۱۷/۱۲	۰/۱۶۷	۵۵۰
Openness (شاخص آزادسازی تجاری)	۰/۵۰±۰/۰۱۹	۰/۲۲	۰/۸۵

منبع: یافته‌های پژوهش

داخلی سرانه و لگاریتم شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در سطح مانا نیستند و با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند. متغیرهای لگاریتم سطح باسوادی و لگاریتم شاخص آزادسازی تجاری در سطح مانا می‌باشند. با توجه به اینکه متغیرها انباشته از درجات صفر و یک هستند، می‌توان از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) برای تخمین مدل استفاده کرد. همچنین به منظور بررسی شکست ساختاری در متغیرهای نامانا، آزمون پرون انجام شد که وجود شکست در این متغیرها را تأیید نمی‌کند.

در این مطالعه برای تعیین وقفه بهینه از معیار شوارز بیزین (SBC) بهره گرفته شده است؛ زیرا در تعداد وقفه‌های بهینه صرفه‌جویی می‌کند؛ بنابراین برای نمونه‌هایی با کمتر از پنجاه مشاهده بسیار مناسب است [۴۳]. نتایج حاصل از تخمین معادله پویا (معادله‌ای که در آن متغیر وابسته به شکل با وقفه، سمت راست معادله ظاهر می‌شود) در جدول شماره ۳ آورده شده است. همان‌طور که جدول شماره ۳ نشان می‌دهد مدل برآورد شده از R^2 بالایی برخوردار است و به این معناست که ۸۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی، توضیح داده شده است. همچنین تمام متغیرهای موجود در مدل معنادار هستند و آماره F که بیانگر معناداری کل مدل هست با اطمینان ۱۰۰ درصد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن همه ضرایب الگو را رد می‌کند. برای اطمینان از صحت اعتبار مدل، آزمون‌های تشخیصی لازم در انتهای جدول شماره ۴ گزارش شده است. آزمون‌های تشخیصی عدم وجود خودهمبستگی بین جملات اخلال، شکل تبعی صحیح، توزیع نرمال جملات پسماند و همسانی واریانس را تأیید می‌کنند.

پس از برآورد الگوی پویا، جهت برآورد الگوی بلندمدت بایستی فرضیه وجود یا عدم وجود هم جمعی بین متغیرهای موجود در الگو آزمون شود. در این مطالعه قدر مطلق مقدار بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۲/۹۳۶-) و آماره تی محاسباتی برای مدل مورد بررسی، برابر (۳/۸۷۹-) به دست آمد. با توجه به اینکه قدر مطلق تی به دست آمده از مقدار بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر بیشتر است، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و فرضیه وجود رابطه تعادلی

جدول ۲. نتایج آزمون مانایی بر اساس آماره دیکی فولر تعمیم‌یافته

متغیر	با عرض از مبدأ و بدون روند			با عرض از مبدأ و روند		
	آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	وضعیت مانایی	آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	وضعیت مانایی
$LGINI_t$	-۲/۹۰	-۲/۰۱	I(1)	-۳/۷۴	-۳/۲۱	I(1)
$LAgeing_t$	-۳/۴۴	-۲/۹۳	I(1)	-۶/۶۵	-۳/۱۵	I(1)
$LLiteracy_t$	-۴/۵۷	-۲/۹۲	I(0)	-۴/۲۷	-۳/۵۱	I(0)
$LGDP_t$	-۴/۴۶	-۲/۹۲	I(1)	-۴/۶۶	-۲/۲۱	I(1)
$LCPI_t$	-۴/۷۰	-۲/۹۳	I(1)	-۴/۶۳	-۳/۰۹	I(1)
$LOpenness_t$	-۵/۴۲	-۲/۹۲	I(0)	-۵/۳۷	-۳/۵۰	I(0)

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۳. نتایج برآورد رابطه پویا ARDL(1,1,0,1,0,1,1,0)

متغیر	ضریب	آماره تی [احتمال]
LGINI(-1)	۰/۴۵۱	۳/۱۸۶ [۰/۰۰۳]
$LAgeing_t$	۰/۱۱۳	۱/۸۵۳ [۰/۰۶۰]
LAgeing_t (-1)	۰/۰۱۶	۲/۰۴۵ [۰/۰۴۸]
$LLiteracy_t$	-۰/۲۱۸	-۳/۲۱۴[۰/۰۰۰]
$LGDP_t$	۰/۳۱۲	۲/۹۱۱ [۰/۰۳۸]
$LGDP_t$ (-1)	۰/۱۲۶	۲/۴۲۴ [۰/۰۲۰]
$(LGDP_t)^2$	-۰/۱۳۷	-۱/۷۲۹[۰/۰۵۰]
LCPI_t	۰/۰۲۹	۱/۹۳۸ [۰/۰۲۳]
$LCPI_t$(-1)	۰/۰۰۰۴۷	۱/۸۸۰ [۰/۰۶۸]
$LOpenness_t$	-۰/۰۰۱۰	-۳/۰۲۴[۰/۰۰۴]
$LOpenness_t$(-1)	-۰/۰۰۱۳	-۲/۴۷۷[۰/۰۰۱]
Du	۰/۰۴۲	۱/۴۰۲ [۰/۳۲۱]
c	-۲/۴۹۳	-۰/۹۰۵[۰/۳۷۱]
Adjusted R-Squared=۰/۸۵		R-Squared=۰/۸۹
F=۲۴/۷[۰۰۰/۰]		D.W=۲/۰۴۷

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۴. نتایج برآورد ضرایب تصحیح خطا ARDL(1,1,0,1,0,1,1,0)

متغیر	ضریب	آماره تی [Prob]
D(LAgeing)	۰/۰۱۳	۲/۰۴۵ [۰/۰۴۸]
D(LLiteracy)	-۰/۱۵۲	-۱/۹۱۷[۰/۰۳۲]
D(LGDP)	۰/۳۱۲	۱/۹۱۱ [۰/۰۳۶]
$D((LGDP)^2)$	-۰/۱۳۷	-۱/۷۲۹[۰/۰۴۷]
D(LCPI)	۰/۰۲۱	۱/۴۳۰ [۰/۲۲۱]
D()	-۰/۰۰۱۲	-۳/۰۲۴[۰/۰۰۴]
D()	۰/۸۰۹	۲/۰۱۱ [۰/۰۳۴]
Ecm(-1)	-۰/۴۴۸	-۳/۸۶۶[۰/۰۰۰]
آزمون‌های تشخیصی مدل ARDL		
آزمون	آماره F [احتمال]	آماره LM [احتمال]
عدم وجود خودهم‌بستگی (Serial Correlation)	۱/۹۱۳[۰/۳۸۴]	۲/۰۰۹[۰/۱۲۴]
تصریح فرم تبعی مدل (Functional Form)	۱/۵۹۲[۰/۲۱۵]	۱/۲۶۱[۰/۲۰۸]
نرمال بودن جملات پسماند (Normality)	قابل کاربرد نیست	۲/۰۶۵[۰/۳۵۱]
ناهمسانی واریانس (Heteroskedasticity)	۱/۶۵۲[۰/۱۲۱]	۱۷/۳۶۲[۰/۱۳۶]

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. نتایج برآورد رابطه بلندمدت ARDL(1,1,0,1,0,1,1,0)

متغیر	ضرایب	آماره تی [احتمال]
LAgeing	۰/۱۴۱	۱/۸۹۳ [۰/۰۴۴]
LLiteracy	-۰/۱۹۷	-۲/۴۰۱[۰/۰۰۲]
LGDP	۰/۱۶۲۳	۲/۱۸۶ [۰/۰۰۱]
$(LGDP)^2$	-۰/۲۵۱۱	-۱/۸۰۶[۰/۰۴۳]
LCPI	-۰/۰۲۱۴	-۱/۹۱۴[۰/۰۲۹]
LOpenness	-۰/۰۰۶۲	-۱/۸۴۹[۰/۰۱۸]
Du	۰/۸۱۵	۲/۱۵ [۰/۰۳۳]
C	-۰/۵۴۸۲	-۰/۸۴۹[۰/۴۰۱]

منبع: یافته‌های پژوهش

بلندمدت بین متغیرهای مدل تأیید می‌شود. نتایج حاصل از تخمین رابطه بلندمدت در جدول شماره ۵ آورده شده است.

در بلندمدت همه متغیرها در سطح ۹۵ درصد معنادار بوده و از علائم مورد انتظار برخوردار هستند. با توجه به وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها، می‌توان از مدل تصحیح خطا (ECM) برای تعیین رابطه میان نوسانات کوتاه‌مدت و ضرایب بلندمدت و تعادلی بهره برد. الگوی تصحیح خطا، نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد و واکنش پویای کوتاه‌مدت بین متغیرهای الگو را نیز بررسی می‌کند. نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا در جدول شماره ۴ آورده شده است.

بحث

نتایج حاصل از برآورد مدل بلندمدت که در جدول شماره ۵ گزارش شده است، نشان می‌دهد در بلندمدت افزایش جمعیت سالمند نابرابری درآمد را تشدید می‌کند. یک درصد افزایش در شاخص سالمندی (نسبت جمعیت بالای ۶۵ سال به جمعیت زیر پانزده سال) در سطح معناداری ۹۵ درصد، منجر به افزایش ۰/۱۴ درصد ضریب جینی شده است.

با توجه به اینکه آمارهای سازمان ملل نشان می‌دهند ایران در قرن بیست و یکم، سومین کشور جهان از نظر سرعت رشد پیری در جهان خواهد بود و در دهه‌های آتی، آثار مختلف اقتصادی این پدیده، دامان بخش‌های مختلف اقتصاد ایران را خواهد گرفت، از اکنون بایستی راه کارهای لازم برای مواجهه با آثار بلندمدت این پدیده اندیشیده شود [۲].

نتایج به‌دست‌آمده در این تحقیق با بسیاری از تحقیقات قبلی، ازجمله پژوهش‌های ژانگ و شیانگ، وانگ و همکاران، چن و همکاران و همچنین دالس و همکاران که نشان می‌دهند سالمندی اثر منفی بر نابرابری درآمد دارد، هم جهت است [۳۵، ۳۴، ۳۰، ۸]. همچنین نتایج این مطالعه، نتایج پژوهش انجام شده توسط پروین و همکاران که بر اساس آمار هزینه (درآمد) خانوارها در مناطق شهری و روستایی ایران انجام شده را تأیید می‌کند.

آموزش و باسوادی هم به عنوان متغیر اصلی تشکیل‌دهنده توسعه انسانی در مدل تصریح شده است. این متغیر در بلندمدت، هم‌راستا با مبانی نظری و مطالعات تجربی صورت‌گرفته در این زمینه، آثار مثبتی بر بهبود توزیع درآمد سرانه ایران داشته است و نتایج مطالعات قبلی را تأیید می‌کند [۱۹، ۱۷، ۱۵]. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده در این پژوهش، یک درصد افزایش در نرخ باسوادی منجر به ۰/۱۹ درصد کاهش ضریب جینی در بلندمدت شده است (سطح اطمینان ۹۹ درصد). به طور کلی، توزیع برابرتر آموزش به طور قابل توجهی در کاهش نابرابری درآمد نقش دارد. گسترش تحصیلی عامل مهمی در کاهش نابرابری آموزشی و در نتیجه نابرابری درآمد است.

تولید ناخالص داخلی سرانه در بلندمدت تأثیر منفی بر توزیع درآمد داشته و نابرابری درآمد را تشدید می‌کند. همچنین ضریب مجذور تولید ناخالص داخلی سرانه نیز منفی به دست آمد و هر دو ضریب در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار هستند؛ بنابراین در بلندمدت، فرضیه کوزنتس تأیید می‌شود. این موضوع با توجه به اینکه اقتصاد ایران در گروه کشورهای در حال توسعه بوده و مطابق فرضیه کوزنتس در مراحل اولیه توسعه، رابطه نابرابری درآمد و تولید سرانه مثبت است و در مراحل پایانی توسعه این رابطه منفی می‌شود، چندان غیرطبیعی به نظر نمی‌رسد. نتایج به‌دست‌آمده در این تحقیق با بسیاری از تحقیقات قبلی که در سایر کشورهای انجام‌شده هم‌راستا است [۴۴، ۸].

ضریب متغیر شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی نیز در بلندمدت منفی و از معناداری مناسبی (سطح اطمینان ۹۷ درصد) برخوردار است. با یک واحد افزایش در شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی در بلندمدت، نابرابری درآمد ۰/۰۲۱ درصد افزایش می‌یابد. این نتایج منطبق با ادبیات اقتصادی و بسیاری از مطالعات قبلی است [۱۸، ۲۰، ۲۱]؛ زیرا در شرایط تورمی افرادی که درآمد اسمی ثابت دارند، مثل کارمندان دولت، بازنشستگان، مستمری‌بگیران و... دستمزد واقعی‌شان کاهش یافته و قدرت خرید واقعی آنها کاسته می‌شود و افرادی که دارایی‌های ثابت از قبیل مسکن، زمین، جواهرات و... دارند، به طور معمول به ارزش دارایی‌هایشان اضافه می‌شود که این مسأله در واقع به نوعی انتقال دارایی از افراد دارای درآمد اسمی ثابت به افراد دارای سرمایه فیزیکی به شمار می‌رود؛ بنابراین تورم می‌تواند به افزایش شکاف درآمدی منجر شود.

ضریب بازبودن اقتصاد در بلندمدت منفی بوده و در سطح بیش از ۹۵ درصد اطمینان معنادار است. بر اساس ادبیات اقتصادی بازبودن اقتصاد و گسترش مبادلات تجاری از طریق افزایش رقابت‌پذیری بنگاه‌های داخلی و نیز گسترش تکنولوژی و سرمایه‌های خارجی در کشور، موجب کاهش نابرابری در کشور می‌شود. نتایج به‌دست‌آمده در این تحقیق هم‌جهت با بسیاری از تحقیقات قبلی انجام شده است [۲۴، ۴۵].

همچنین مشاهده می‌شود، آثار جنگ و انقلاب نیز در الگوی بلندمدت تاثیر مثبت و معنادار (سطح اطمینان۹۶ درصد) بر نابرابری درآمد داشته و موجب تشدید نابرابری درآمد شده است. بر اساس نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا که در جدول شماره ۴ آورده شده است در کوتاه‌مدت نیز همانند بلندمدت با افزایش سالمندی، نابرابری درآمد تشدید می‌شود. ضرایب همه متغیرها در الگوی تصحیح خطا همانند الگوی بلندمدت بوده و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار هستند.

ضرایب مربوط به مدل تصحیح خطا نیز از معناداری مناسبی برخوردار هستند. ضریب تصحیح خطا نشان می‌دهد که ۴۴/۸ درصد از عدم تعادل در درآمد سرانه از میزان بلندمدت آن در کوتاه‌مدت تصحیح می‌شود و تقریباً در دو دوره، بخش عمده‌ای از خطای کوتاه‌مدت جبران می‌شود و مدل به سمت تعادل بلندمدت حرکت خواهد کرد. به عبارتی اگر در کوتاه‌مدت یک شوک ایجاد شود در هر دوره تقریباً ۴۴/۸ درصد انحراف ناشی از شوک از بین می‌رود و دوباره متغیرها به روند بلندمدت خود برمی‌گردند. منفی بودن ضریب تصحیح خطا نشان‌دهنده این است که هر عدم تعادلی در الگو در بلندمدت به سمت تعادل حرکت می‌کند. کوچک‌تر از یک بودن ضریب تعدیل بیانگر همگرایی مدل در کوتاه‌مدت است.

نتیجه‌گیری نهایی

مطالعه حاضر با هدف بررسی اثرات سالمندی جمعیت بر نابرابری درآمد در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۴۹ انجام شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد افزایش جمعیت سالمند که خود پیامد کاهش نرخ باروری و افزایش امید به زندگی است، موجب تشدید نابرابری درآمد شده است. از سوی دیگر، سالمندی جمعیت تنها عامل اثرگذار بر نابرابری درآمد نیست و عواملی نظیر آموزش، تولید، تورم و جهانی شدن که در ادبیات اقتصادی به آن اشاره شده است نیز بر نابرابری اثرگذار هستند. در این مطالعه در کنار سالمندی جمعیت، تأثیر متغیرهای فوق بر نابرابری درآمد بررسی شد. نتایج نشان می‌دهد که فرضیه کوزنتس در اقتصاد ایران تأیید شده و آموزش و جهانی شدن نابرابری درآمد را کاهش می‌دهند، درحالی‌که رشد قیمت کالاها و خدمات نابرابری درآمد را تشدید می‌کند.

از آنجا که در سال‌های آتی جمعیت سالخورده کشور با سرعت بیشتری رشد خواهد کرد، سالمندی جمعیت، نیروی بالقوه‌ای برای رشد نابرابری درآمد است؛ بنابراین پیش‌بینی تمهیدات لازم برای کاهش آثار منفی سالمندی ضروری به نظر می‌رسد. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده سیاست‌گذاران بایستی در کنار برنامه‌ریزی برای کاهش اثرات سوء سالمندی بر نابرابری درآمد نظیر افزایش سن بازنشستگی، افزایش نرخ مشارکت سالمندان در بازار کار، سرمایه‌گذاری در آموزش کارگران (آموزش‌هایی مبتنی بر نیازهای حال و آینده بازار کار) و... با سرمایه‌گذاری در آموزش و گسترش روابط تجاری با سایر کشورها و همچنین تثبیت شرایط اقتصادی و کنترل تورم موجبات کاهش نابرابری درآمد را فراهم آورند. با توجه به محدودیت‌های آماری، دسته‌بندی تفصیلی ساختارهای سنی و همچنین بررسی به تفکیک استانی امکان‌پذیر نبود. با توجه به رشد سالمندی جمعیت در دهه‌های آتی و تأثیر منفی این پدیده بر توزیع درآمد، نقش صندوق‌های بازنشستگی در کاهش نابرابری درآمد می‌تواند در مطالعات آتی پژوهشگران بررسی شد.

ملاحظات اخلاقی

پیروی از اصول اخلاق پژوهش

این مقاله مورد تایید کمیته اخلاق دانشگاه تربیت مدرس قرار گرفته است (کد: IR.MODARES.REC.1399.127).

حامی مالی

این پژوهش بخشی از رساله دکتری نویسنده اول در گروه اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس تهران بوده است.

مشارکت‌نویسندگان

تمام نویسندگان در طراحی، اجرا و نگارش همه بخش‌های پژوهش حاضر مشارکت داشته‌اند.

تعارض منافع

در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.

References

[1] Yavari K, Basakha M, Sadeghi H, Naseri AR. [Economic aspects of ageing (Persian)]. Salmand: Iranian Journal of Ageing. 2015; 10(1):92-105. http://salmandj.uswr.ac.ir/article-1-702-en.html

[2] Basakha M, Yavari K, Sadeghi H, Naseri A. [Population aging and Iran's non-oil economic growth (Persian)]. Payavard Salamat. 2015; 9(2):131-46._http://payavard.tums.ac.ir/article-1-5689-en.html

[3] Mirzaie M, Darabi S, Babapour M. [Population aging in Iran and rising health care costs (Persian)]. Salmand: Iranian Journal of Ageing. 2017; 12(2):156-69. [DOI:10.21859/sija-1202156]

[4] Miri N, Maddah M, Raghfar H. [Aging and economic growth (Persian)]. Salmand: Iranian Journal of Ageing. 2019; 13(5):626-37. [DOI:10.32598/SIJA.13.Special-Issue.626]

[5] Parvin S, Bagheri Pormehr Sh, Pagard Alishahi F. [The affect of population aging on income inequality in Iran (Persian)]. Population Studies. 2019; 5(1):103-25. http://jips.psri.ac.ir/article_108262.html?lang=en

[6] Alvaredo F. World inequality report 2018. Cambridge, MA/London: Harvard University Press; 2018. [DOI:10.4159/9780674984769]

[7] Nili M, Frahbakhsh A. [The relationship between economic growth and income distribution (Persian)]. The Journal of Planning and Budgeting. 1999; 3(10-11):121-54. http://jpbud.ir/article-1-244-fa.html

[8] Chen X, Huang B, Li S. Population aging and inequality: Evidence from China. The World Economy. 2018; 41(8):1976-2000. [DOI:10.1111/twec.12551]

[9] Gustafsson B, Johansson M. In search of smoking guns: What makes income inequality vary over time in different countries? American Sociological Review. 1999; 64(4):585-605. [DOI:10.2307/2657258]

[10] Kuznets S. Economic growth and income inequality. The American Economic Review. 1955; 45(1):1-28. https://www.jstor.org/stable/1811581

[11] Zhang H, Ke L, Ding D. The effect of chinese population aging on income inequality: Based on a micro-macro multiregional dynamic cge modelling analysis. Emerging Markets Finance and Trade. 2021; 57(5):1399-419. [DOI:10.1080/1540496X.2019.1623781]

[12] Piketty T. Capital and wealth taxation in the 21st century. National Tax Journal. 2015; 68(2):449-58. [DOI:10.17310/ntj.2015.2.10]

[13] Malthus TR. First essay on population, 1798. London: Palgrave Macmillan; 1966. https://link.springer.com/book/10.1007/978-1-349-81729-0

[14] Dallali Esfahani R, Esmaeilzadeh R. [A new view on population ideas (Malthus, Keynes and Becker Revisions) (Persian)]. Journal of Social Sciences. 2007; 4(1):97-120. [DOI:10.22067/JSS.V0I0.8719]

[15] Barro RJ. Inequality and growth in a panel of countries. Journal of Economic Growth. 2000; 5(1):5-32. [DOI:10.1023/A:1009850119329]

[16] Faik J. Impacts of an ageing society on macroeconomics and income inequality - the case of Germany since the 1980s. SOEPpaper. 2012; Desember;No. 518. [DOI:10.2139/ssrn.2190302]

[17] De Gregorio JD, Lee JW. Education and income inequality: New evidence from cross_country data. Review of Income and Wealth. 2002; 48(3):395-416. [DOI:10.1111/1475-4991.00060]

[18] Law CH, Soon SV. The impact of inflation on income inequality: the role of institutional quality. Applied Economics Letters. 2020; 27(21):1735-8. [DOI:10.1080/13504851.2020.1717425]

[19] Lee JW, Lee H. Human capital and income inequality. Journal of the Asia Pacific Economy. 2018; 23(4):554-83. [DOI:10.1080/13547860.2018.1515002]

[20] Monnin P. Inflation and income inequality in developed economies. CEP Working Paper Series. 2014; June. [DOI:10.2139/ssrn.2444710]

[21] Muhibbullah M, Das MR. The impact of inflation on the income inequality of Bangladesh: A time series analysis. International Journal of Business and Technopreneurship. 2019; 9(2):141-50. http://103.86.130.60/handle/123456789/61023

[22] Ouattara B. Foreign aid and fiscal policy in Senegal. Manchester, UK: University of Manchester; 2004.

[23] van der Ploeg F. Natural resources: Curse or blessing? Journal of Economic literature. 2011; 49(2):366-420. [DOI:10.1257/jel.49.2.366]

[24] Wu JY, Hsu CC. Foreign direct investment and income inequality: Does the relationship vary with absorptive capacity? Economic Modelling. 2012; 29(6):2183-9. [DOI:10.1016/j.econmod.2012.06.013]

[25] Gruber J, Wise D. An international perspective on policies for an aging society. NBER Working Paper. 2001; January:No. 8103. [DOI:10.3386/w8103]

[26] Shirahase S. Income inequality among older people in rapidly aging Japan. Research in Social Stratification and Mobility. 2015; 41:1-10. [DOI:10.1016/j.rssm.2015.03.001]

[27] Barrett GF, Crossley TF, Worswick C. Consumption and income inequality in Australia. Economic Record. 2000; 76(233):116-38. [DOI:10.1111/j.1475-4932.2000.tb00011.x]

[28] Bishop JA, Formby JP, Smith WJ. Demographic change and income inequality in the United States, 1976-1989. Southern Economic Journal. 1997; 64(1):34-44. [DOI:10.1002/j.2325-8012.1997.tb00003.x] [PMID]

[29] Brown RL, Prus SG. Income inequality over the later-life course: A comparative analysis of seven OECD countries. Annals of Actuarial Science. 2006; 1(2):307-17. [DOI:10.1017/S1748499500000178]

[30] Dolls M, Doorley K, Paulus A, Schneider H, Sommer E. Demographic change and the European income distribution. The Journal of Economic Inequality. 2019; 17(3):337-57. [DOI:10.1007/s10888-019-09411-z]

[31] Drosdowski T, Stöver B, Wolter MI. The impact of ageing on income inequality. GWS Discussion Paper Series. 2015; 15-16. https://ideas.repec.org/p/gws/dpaper/15-16.html

[32] Jones RS. Income inequality, poverty and social spending in Japan. OECD Economics Department Working Papers. 2007; No. 556. https://www.oecd-ilibrary.org/economics/income-inequality-poverty-and-social-spending-in-japan_177754708811

[33] Zhong H. The impact of population aging on income inequality in developing countries: Evidence from rural China. China Economic Review. 2011; 22(1):98-107. [DOI:10.1016/j.chieco.2010.09.003]

[34] Zhang J, Xiang J. How aging and intergeneration disparity influence consumption inequality in China. China & World Economy. 2014; 22(3):79-100. [DOI:10.1016/j.chieco.2010.09.003]

[35] Wang Ch, Wan G, Luo Zh, Zhang X. Aging and inequality: The perspective of labor income share. ADBI Working Paper. 2017; No. 764. https://www.econstor.eu/handle/10419/179220

[36] Chu CYC, Jiang L. Demographic transition, family structure, and income inequality. The Review of Economics and Statistics. 1997; 79(4):665-9. [DOI:10.1162/003465397557079]

[37] Morley SA. The effect of changes in the population on several measures of income distribution. The American Economic Review. 1981; 71(3):285-94. https://www.jstor.org/stable/1802779

[38] Karunaratne HD. Age as a factor determining income inequality in Sri Lanka. The Developing Economies. 2000; 38(2):211-42. [DOI:10.1111/j.1746-1049.2000.tb00877.x]

[39] Raghfar H, Mousavi MH, Ardalan Z. [Aging phenomenon impacts and efficiency changes effects on pension and macroeconomic variables using a dynamic general equilibrium approach-over lapping generation model (OLG) (Persin)]. Journal of Population Association of Iran. 2014; 9(17):7-35. http://www.jpaiassoc.ir/article_20067.html

[40] Dong Zh, Tang C, Wei X. Does population aging intensify income inequality? Evidence from China. Journal of the Asia Pacific Economy. 2018; 23(1):66-77. [DOI:10.1080/13547860.2017.135427]

[41] Lui HK. Ageing population and rising income inequality in post-handover Hong Kong. Review of Integrative Business and Economics Research. 2019; 8(1):51-63. http://buscompress.com/uploads/3/4/9/8/34980536/riber_8-1_x01_b18-028_51-63.pdf

[42] Ahmad M, Tashkini A, Soori AR. [The estimation of consumption function in Iran's economy (Persian)]. Economics Research. 2008; 8(28):15-39. https://joer.atu.ac.ir/article_3230.html

[43] Noferesti M. [Demographic changes and demand for money in Iran (Persian)]. Ravand. 2011; 19(58):15-32. https://www.cbi.ir/page/8353.aspx

[44] Saith A. Development and distribution: A critique of the cross-country U-hypothesis. Journal of Development Economics. 1983; 13(3):367-82. [DOI:10.1016/0304-3878(83)90006-8]

[45] Asteriou D, Dimelis S, Moudatsou A. Globalization and income inequality: A panel data econometric approach for the EU27 countries. Economic Modelling. 2014; 36:592-9. [DOI:10.1016/j.econmod.2013.09.051]

This Page Intentionally Left Blank