

**Investigating the effect of inheritance tax  
on income distribution in Iran:  
Autoregression with distributional lag (ARDL) approach**

Nader Mehregan<sup>\*</sup>, Sahar Ghasemi<sup>\*\*</sup>

Ali Sargolzaie<sup>\*\*\*</sup>

**Abstract**

Nowadays, income distribution and ways to adjust inequality in income distribution have been considered by many policymakers. The adverse social and economic consequences of increasing income inequality in society are not hidden from anyone, so it has led governments to prioritize improving income distribution. Inequality is defined as the difference between individuals in society in accessing economic resources, and various factors play a role in the unequal distribution of income. Government fiscal policies can certainly be effective in reducing inequality and income redistribution. In most developed countries, government distribution policies are driven by tax policies. In addition to being one of the most important sources of government revenue, tax is one of the most effective tools in improving revenue distribution. The purpose of this study is to investigate the effect of inheritance tax on income distribution during the period of winter 2006 to autumn 2018. According to the results of this study, inheritance tax and economic growth rate in the long term can reduce the Gini coefficient and improve

<sup>\*</sup> Professor of Economics, Department of Economics, Bu - Ali Sina University, Hamadan, Iran,  
mehregannader@basu.ac.ir

<sup>\*\*</sup> M.A. in Economics, Department of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran,  
(Corresponding Author), sahar\_ghasemi@modares.ac.ir

<sup>\*\*\*</sup> Ph.D. Candidate in Economics, University of Sistan and Baluchestan, ali.sargolzaie@pgs.usb.ac.ir

Date received: 17/02/2022, Date of acceptance: 20/07/2022



Copyright © 2010, IHCS (Institute for Humanities and Cultural Studies). This is an Open Access article. This work is licensed under the Creative Commons Attribution 4.0 International License. To view a copy of this license, visit <http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/> or send a letter to Creative Commons, PO Box 1866, Mountain View, CA 94042, USA.

income distribution. Moreover, rising government spending, rising inflation, rising population growth, and long-term unemployment can increase the Gini coefficient and make income distribution more unfair.

**Keywords:** Income distribution, Inheritance tax, ARDL, Gini coefficient, Economic growth.

**JEL Classification:** D31, E01, C32, H71

## بررسی اثر مالیات برارث بر توزیع درآمد در ایران:

### رهیافت خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL)

نادر مهرگان\*

سحر قاسمی\*\*، علی سرگلزایی\*\*\*

#### چکیده

امروزه توزیع درآمد و راه‌های تعدیل نابرابری در توزیع درآمد مورد توجه بسیاری از سیاست‌گذاران قرار گرفته است. پیامدهای نامطلوب اجتماعی و اقتصادی افزایش نابرابری درآمد در جامعه بر هیچ‌کس پنهان نیست؛ لذا دولت‌ها را بر آن داشته تا بهبود توزیع درآمد را در صدر اولویت‌های خود قرار دهند. نابرابری به صورت تفاوت افراد جامعه در دستیابی به منابع اقتصادی تعریف می‌شود و عوامل مختلفی در توزیع نابرابر درآمد نقش دارند. سیاست‌های مالی دولت قطعاً می‌تواند در کاهش نابرابری و توزیع مجدد درآمد مؤثر باشد. در اکثر کشورهای توسعه‌یافته، سیاست‌های توزیعی دولت، از طریق سیاست‌های مالیاتی صورت می‌گیرد. مالیات علاوه بر این که از مهم‌ترین منابع درآمدی دولت‌ها محسوب می‌شود یکی از ابزارهای مؤثر در بهبود توزیع درآمد است. هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر مالیات برارث بر توزیع درآمد ایران طی دوره زمانی زمستان ۱۳۸۵ الی پاییز ۱۳۹۷ هست. بدین منظور از روش اقتصادسنجی ARDL بهره گرفته شده است. بر طبق نتایج این پژوهش، مالیات برارث و نرخ رشد اقتصادی می‌تواند ضریب جینی را در بلندمدت کاهش دهد و باعث

\* استاد گروه اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران، mehregannader@basu.ac.ir

\*\* کارشناسی ارشد گروه اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران (نویسنده مسئول)،

sahar\_ghasemi@modares.ac.ir

\*\*\* دانشجوی دکتری گروه اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران، ali.sargolzaie@pgs.usb.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۱/۲۸، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۴/۲۹



بهبود توزیع درآمد شود. بعلاوه افزایش مخارج دولتی، افزایش نرخ تورم، افزایش نرخ رشد جمعیت و نرخ بیکاری می‌تواند در بلندمدت باعث افزایش ضریب جینی و ناعادلانه‌تر شدن توزیع درآمد شود.

**کلیدواژه‌ها:** توزیع درآمد، مالیات‌برارث، ARDL، ضریب جینی، رشد اقتصادی

طبقه‌بندی JEL: D31, E01, C32, H71

## ۱. مقدمه

در تمام کشورهای جهان درجات نابرابری درآمدی وجود دارد و بین ثروتمندان و فقرا در هر دو گروه کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه تفاوت‌های زیادی وجود دارد. با این حال، شکاف بین ثروتمندان و فقرا در کشورهای کمتر توسعه‌یافته معمولاً بیشتر از کشورهای توسعه‌یافته است (فرامرزی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۰۳-۱۲۲). نابرابری به صورت تفاوت افراد جامعه در دستیابی به منابع اقتصادی تعریف می‌شود. نابرابری می‌تواند در توزیع درآمد، ثروت، مصرف، دستمزد و پس‌انداز جامعه ظاهر شود. توزیع عادلانه درآمد همواره یکی از مهم‌ترین مسائل در اقتصاد کشورهای مختلف بوده است. اگرچه فقر در طول دهه گذشته به طور پیوسته در حال کاهش بوده است؛ ولی نابرابری تغییر چندانی نیافته است. اهمیت موضوع توزیع درآمد به معضلات اجتماعی و پیامدهای منفی اقتصادی که در نتیجه نابرابری زیاد به وجود می‌آید، برمی‌گردد (مهرآرا و اصفهانی، ۱۳۹۴: ۲۰۹-۲۲۸). امروزه تمامی دولت‌ها به پیامدهای نامطلوب افزایش نابرابری در ابعاد اقتصادی - اجتماعی پی برده‌اند و همواره در نیل به عدالت اجتماعی و فراهم نمودن اسباب توزیع درآمد، در جهت کسب حداکثر رفاه اجتماعی تلاش می‌نمایند (خانزادی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۳۵-۱۵۸). سیاست‌های مالی دولت قطعاً می‌تواند در کاهش نابرابری و توزیع مجدد درآمد مؤثر باشد. در اکثر کشورهای توسعه‌یافته، سیاست‌های توزیعی دولت، از طریق سیاست‌های مالیاتی صورت می‌گیرد. بدین صورت که دولت برای بهبود توزیع درآمد، مالیات بیشتری از گروه‌های بالای درآمدی دریافت کرده و با افزایش درآمدهای مالیاتی، خدمات بیشتری را به صورت تأمین اجتماعی در اختیار گروه‌های فقیر جامعه قرار می‌دهد (سالم و نادمی، ۱۳۹۵: ۱۳۹-۱۶۲).

درآمدهای مالیاتی شامل، مالیات مستقیم و غیرمستقیم به صورت مالیات بر شرکت‌های دولتی و غیردولتی، مالیات بر درآمد (از جمله حقوق کارکنان بخش‌های دولتی و خصوصی،

مشاغل و مستغلات)، مالیات بر ثروت (مانند ارث، نقل و انتقالات و سرقفلی)، مالیات بر واردات (شامل حقوق گمرکی، سود بازرگانی، عوارض اتومبیل‌های وارداتی و حق ثبت سفارش کالا) و مالیات بر مصرف و فروش (از جمله مالیات بر فرآورده‌های نفتی، مالیات اتومبیل و مالیات بر فروش دخانیات) هست که هر سال توسط دولت از اشخاص حقیقی و حقوقی وصول می‌شود (باغبان نظری و همکاران، ۱۳۹۳).

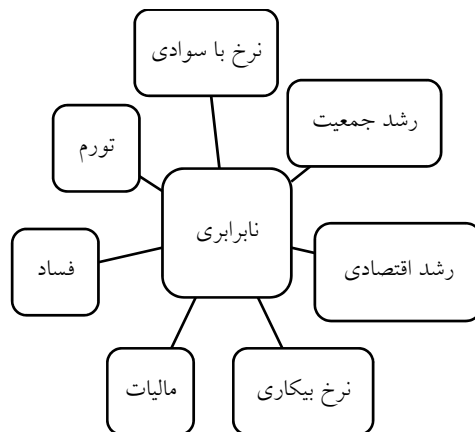
در خصوص نقش مالیات‌ها در توزیع درآمد، مالیات بر ثروت از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است و طرف‌داران برجسته‌ای دارد. در این رابطه، کالدور (Kaldor) (۱۹۵۶) خواستار مالیات بر ثروت برای کشورهای در حال توسعه شد، آلا (Allais) (۱۹۷۷) پیشنهاد داد که مالیات‌های مستقیم را با دو درصد مالیات بر ثروت در فرانسه جایگزین کنند و پیکیتی (Piketty) (۲۰۱۵) مالیات بر ثروت جهانی را خواستار شد (شوئر و اسلمورد (Scheuer & Slemrod)، ۲۰۲۱: ۲۰۷-۲۳۰). تحقیقات مختلفی نشان داده‌اند که اهمیت ثروت ناشی از ارث در به وجود آمدن نابرابری بسیار حائز اهمیت است (پیکیتی، ۲۰۱۱؛ اولسون و همکاران، ۲۰۱۴). اگر فرزندان ثروتمند از والدین ثروتمند ارث ببرند در این صورت آن‌ها از این فرایند نفع می‌برند که این می‌تواند بیانگر ارتباط بین افزایش جریان ارث و افزایش نابرابری در توزیع ثروت باشد (الیندر و همکاران، ۲۰۱۸: ۳۰-۱۷).

در مقاله حاضر، به تأثیر مالیات برارث (که نوع خاصی از مالیات بر ثروت است) بر توزیع درآمد پرداخته شده است. در رابطه با اثر انواع مالیات بر توزیع درآمد پژوهش‌های مختلفی انجام شده است (سیفی پور و رضایی، ۱۳۹۰؛ موسی‌پور احمدی و همکاران، ۱۳۹۳؛ پژویان و همکاران، ۲۰۲۰؛ امین رشتی و رفعت میلانی، ۱۳۹۰؛ نادری و سلاطین، ۱۳۹۷؛ ایندوونگو و رایبسنون، ۲۰۲۱) اما در مطالعات قبلی به مالیات برارث توجه نشده است. در پژوهش حاضر این خلأ علمی مورد توجه قرار گرفته است و سعی بر آن است تا با استفاده از روش اقتصادسنجی ARDL به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت مالیات برارث بر توزیع درآمد در ایران پرداخته شود. به منظور انجام هدف مطالعه حاضر، در ابتدا مقدمه‌ای در رابطه با مالیات و اثرات آن بر توزیع درآمد بیان شد. در بخش دوم به مبانی نظری و سپس مطالعات پیشین پرداخته می‌شود. در بخش سوم روش تحقیق و در بخش چهارم نتایج برآورد مدل ارائه شده است و در نهایت در بخش پنجم به بحث و نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها و سیاستی پرداخته شده است.

## ۲. مبانی نظری

یکی از مهم‌ترین معیارهای نشان‌دهنده وضعیت توزیع درآمد در اقشار مختلف جامعه در کشورهای مختلف، ضریب جینی است. مقدار این ضریب بین صفر و یک متغیر است و هر چه مقدار آن به صفر نزدیک‌تر باشد؛ یعنی توزیع ثروت عادلانه‌تر و نشان‌دهنده این است که تمام افراد جامعه تقریباً از سطح درآمد یا ثروت یکسانی برخوردارند و هر چه به یک نزدیک‌تر باشد، یعنی ثروت در دست اقشار ثروتمند محدود شده است و توزیع درآمد به سمت نابرابری بیش‌تر سوق پیدا می‌کند. براین اساس، کشورهای دارای ضریب جینی بیش از ۰/۵ کشورهایی هستند که توزیع درآمد آن‌ها نابرابر است. کشورهای دارای ضریب جینی بین ۰/۴ تا ۰/۵ کشورهایی هستند که از توزیع درآمد مناسب‌تری برخوردارند. سرانجام، کشورهایی با ضریب جینی کمتر از ۰/۴ کشورهای دارای توزیع عادلانه درآمد هستند (بانک جهانی، ۲۰۱۴؛ رضاقلی‌زاده و آقایی، ۲۰۱۵: ۱۲۹-۱۵۶).

بررسی نظریات حوزه نابرابری توزیع درآمد، بیانگر وجود نگاه چندبعدی در سنجش نابرابری توزیع درآمدی است. به‌گونه‌ای که اهمیت هر یک از ابعاد کمتر از بعد دیگر نخواهد بود. ابعاد مختلف مؤثر بر نابرابری توزیع درآمدی را می‌توان به‌صورت زیر نشان داد:



شکل ۱. عوامل تأثیرگذار بر نابرابری درآمد

منبع: قائد و همکاران (۱۳۹۸) و اسدالله زاده بالی (۱۳۸۷) و پژویان و همکاران (۱۴۰۱)

مالیات‌ها یکی از عواملی است که بر توزیع درآمد مؤثرند و به بهبود توزیع درآمد کمک می‌کنند (اسدالله زاده بالی، ۱۳۸۷: ۱). یکی از وظایف اقتصادی دولت توزیع مناسب

درآمد و ثروت است که از طریق سیاست‌های مالی قابل‌دستیابی است. توزیع نابرابر درآمد و ثروت در جامعه مشکلات اقتصادی، اجتماعی و سیاسی را ایجاد خواهد کرد. عوامل مختلفی بر سطح توزیع درآمد تأثیر می‌گذارد، مانند رشد و توسعه اقتصادی، عوامل جمعیت‌شناختی، عوامل سیاسی، عوامل تاریخی، عوامل فرهنگی و طبیعی و عوامل کلان اقتصادی (آذربایجانی و همکاران، ۲۰۱۴: ۶۹-۸۲). در این بین، عوامل سیاسی و کلان اقتصادی همچون سیاست‌های مالی دولت تأثیر مستقیمی بر توزیع درآمد دارد. مالیات‌ها به‌عنوان یکی از ابزارهای سیاست‌های مالی می‌توانند بر بازارها، پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و مهم‌تر از همه بر توزیع درآمد و تخصیص منابع اثر بگذارند. تأثیر مالیات بر توزیع درآمد بستگی به سیستم مالیاتی اتخاذ شده (مالیات مستقیم و غیرمستقیم) دارد. در بیشتر کشورها، مالیات مستقیم شامل مالیات‌بردرآمد افراد، ثروت و شرکت‌ها می‌شود. (پژویان و همکاران، ۱۴۰۱: ۹۵).

مالیات بر ثروت نسبت به ثروت تجمعی افراد اعمال می‌شود و وجه تصاعدی مالیات‌ها را به‌ویژه در گروه‌های درآمدی بالا افزایش می‌دهد، زیرا مالیات بر ثروت خالص همراه با مالیات‌بردرآمد موجب توزیع بهتر مالیات‌ها با توجه به توان پرداخت افراد می‌شود. علاوه بر این، مالیات بر ثروت خالص از طریق توزیع مجدد ثروت، جلوگیری از تصاعدی شدن آن و تشویق استفاده مؤثر از دارایی‌ها، می‌تواند به‌صورت ابزار مفیدی با هدف انجام اصلاحات اقتصادی و اجتماعی بکار رود (پژویان و همکاران، ۱۴۰۱: ۹۶).

در اغلب موارد، مالیات‌بردرآمد و مالیات‌های غیرمستقیم تأثیر بسزا و کارایی بر تولید و رفاه ندارند، اما مالیات‌برارث، برخلاف مالیات‌بردرآمد یا مالیات‌های غیرمستقیم کارآمدتر است. مالیات‌برارث یک مالیات قدیمی است که حتی در روم باستان نیز اخذ می‌شد. تقریباً همه کشورهای صنعتی نوعی مالیات‌برارث دارند. در کشورهای انگلیسی‌زبان، برارث به‌طور سنتی بدون توجه به اینکه چه کسی ارث می‌برد (مالیات بر دارایی) مالیات اخذ می‌شود. از سوی دیگر، تقریباً تمام کشورهای اروپایی با در نظر گرفتن رابطه هر یک از وارثان با متوفی در ارزیابی میزان مالیاتی که باید پرداخت شود، از وارثان مالیات‌برارث یا مالیات بر دارایی‌های دریافت شده می‌گیرند (دیوید، ۲۰۰۹: ۳۳۵۹-۳۳۶۶).

اولین بینش‌ها را در مورد ارتباط بین مالیات‌برارث و نابرابری ثروت با استفاده از داده‌های ثبت‌شده از فراوانی ارث و ثروت در سوئد ارائه شد. وارث ثروتمندتر معمولاً به‌صورت مطلق، مالیات بیشتری را پرداخت می‌کند؛ اما به‌صورت نسبی در مقایسه با وارثی که ثروت کمتری را به ارث برده است، مالیات کمتری پرداخت می‌کنند. در نتیجه اگر درآمدهای ناشی از

مالیات برارث صرف توزیع مجدد درآمد شود آنگاه مالیات برارث می تواند برابری را افزایش دهد؛ بنابراین مالیات برارث به صورت کلی می تواند منجر به کاهش نابرابری شود (الیندر و همکاران، ۲۰۱۸: ۱۷-۳۰).

اخیراً سازمان های بین المللی همچون سازمان همکاری اقتصادی و توسعه و صندوق بین المللی پول خواستار مالیات بالاتری بر ثروت شده اند. آن ها خواستار تغییر مالیات از مالیات بر نیروی کار به مالیات بر ثروت هستند که بسیار قابل توجه است و بدین واسطه به نقش بالقوه مالیات برارث تأکید شده است (سازمان همکاری اقتصادی و توسعه، ۲۰۱۸). آن ها انتظار دارند که مالیات برارث نسبت به مالیات بر نیروی کار اثربخشی بیشتری داشته باشد که به اثرات مفیدی بر رشد اقتصادی منتهی می شود (سازمان همکاری اقتصادی و توسعه، ۲۰۱۹؛ باستانی و والدنستروم (Bastani and Waldenström)، ۲۰۲۰: ۸۱۲-۸۴۶). این امر به استفاده از مالیات برارث از منظر کارایی تأکید می کند (جستل (Jestl)، ۲۰۲۱: ۳۶۳-۳۸۵).

با این وجود، افرادی که حقوق مالکیت آزاد را در اولویت قرار می دهند با مالیات برارث مخالف اند. اگرچه انتقال ثروتی که توسط ارث شکل می گیرد ممکن است نابرابری ثروت را تقویت کند و در نتیجه نابرابری فرصت ها را افزایش دهد (جستل، ۲۰۲۱). در این رابطه، مارترباوتر و شورز (Marterbauer and Schürz) (۲۰۰۷: ۳۲-۵۲) بحث های اصول برابری، عدالت و خانواده را که از مفاهیم اساسی مالیات است از هم متمایز می کنند. با پیروی از اصل برابری، مالیات برارث باید نابرابری در ثروت را کاهش دهد و در نتیجه از رشد تمرکز ثروت در خاندان های فامیلی و طبقات بالا بکاهد؛ بنابراین، مالیات برارث می تواند باعث دست یافتن به سطح بالاتری از برابری فرصت ها در یک جامعه باشد. اصل عدالت حاکی از آن است که افراد مرفه باید در حمایت از گروه های فقیرتر جامعه مشارکت بیشتری داشته باشند، زیرا توانایی پرداخت بالاتری دارند. در مقابل، اصل خانواده بر ادعای خانواده نسبت به اموال فردی و در نتیجه انتقال آن از طریق وصیت تأکید دارد. ثروت یک فرد متوفی از اموال خانواده محسوب می شود و دولت حق دخالت در آن را ندارد. بدیهی است که دو دلیل اول در تقابل با آخرین بحث در مورد اجرای مالیات برارث است.

از آنجایی که مالیات بر دارایی دارای نرخ های درجه بندی شده است، هر چه دارایی مشمول مالیات متوفی بزرگ تر باشد، نرخ نهایی مالیات بیشتر می شود و تعداد ذی نفعان بر میزان یا نرخ مالیات تأثیر نمی گذارد. از سوی دیگر، مالیات برارث بر دریافت اموال شخص از متوفی اعمال می شود. اگر مالیات دارای نرخ های درجه بندی شده باشد، در صورت تقسیم اموال متوفی



بررسی اثر مالیات برارث بر توزیع درآمد در ... (نادر مهرگان و دیگران) ۳۰۱

بین گروه بزرگ تری از ذی نفعان، مجموع مالیات برارث کاهش می یابد. نرخ های درجه بندی شده به طور جداگانه برای هر ذی نفع اعمال می شود، بنابراین تعداد ذی نفعان بر میزان کل مالیات تأثیر می گذارد (داگلاس (Douglas)، ۲۰۰۴: ۶۱۳).

مالیات برارث از جمله مواردی است که به رغم برخورداری از پیشینه ای ضعیف، در اقتصاد متعارف در عصر حاضر مورد توجه قرار گرفت. در واقع مالیات برارث، مالیات بر تملک دارایی ها است. انتقال دارایی به دو صورت: ۱- اختیاری (معاملات و مانند آن)؛ و ۲- قهری (ارث و مانند آن) صورت می پذیرد. البته در ارث با این استدلال که درآمدی اتفاقی و به نوعی بادآورده است، وضع و اخذ مالیات حتی با نرخ های بالا، توجیه پذیر می گردد. واقعیت آن است که مالیات برارث با وجود فراز و نشیب تاریخی، مجدداً در اقتصاد متعارف ظهور و بروز یافت. بررسی ها نشان می دهد حدود نیمی از کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه دنیا از مالیات برارث برخوردارند. البته همین واقعیت بیانگر آن است که در میان صاحب نظران و قانون گذاران در سراسر جهان، اختلاف نظر در زمینه سطح معافیت مالیات برارث و نرخ آن و حتی صحت وضع مالیات برارث وجود دارد. در حالی که سایر انواع مالیات از قبیل مالیات بر درآمد و مالیات بر شرکت ها تقریباً در تمامی کشورهای دنیا وضع و اخذ می شود و نسبت به آن تشکیکی مشاهده نشده است (حبیبیان نقیعی و همکاران، ۱۳۹۳: ۹۳-۱۱۴).

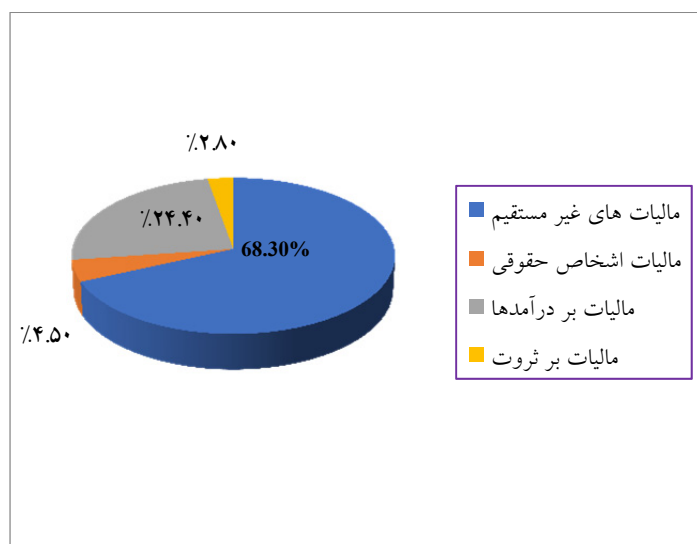
## ۱.۲ مالیات برارث در ایران

مالیات برارث در اکثر کشورهای پیشرفته دنیا جزء منابع مهم درآمدهای مالیاتی به شمار می رود؛ چراکه از نرخ مالیاتی بالایی برخوردار است. به طور مثال، نرخ مالیات برارث در ژاپن ۵۵ درصد و در کره جنوبی ۵۰ درصد است. فرانسه مالیات بر دارایی افراد متوفی را با یک نرخ ۴۵ درصدی مطالبه می کند. این رقم در بریتانیا و آمریکا ۴۰ درصد است. مالیات برارث در سایر کشورها نیز با نرخ های به نسبت بالایی محاسبه و ستانده می شود (سازمان همکاری و توسعه اقتصادی، ۲۰۲۱). مالیات برارث در ایران جزء یکی از پایه های مالیاتی است که برخلاف سایر کشورهای جهان با نرخ های پایین تری محاسبه می شود. در قانون مالیات های مستقیم، نرخ مالیات برارث با توجه به طبقه بندی خاصی که از وراثت وجود دارد، محاسبه می شود. جدول (۱) ساختار کلی نظام مالیاتی ایران و انواع مختلف مالیات ها را به طور خلاصه نشان می دهد.

جدول ۱. انواع مالیات به تفکیک منبع مالیاتی در ایران  
منبع: سازمان امور مالیاتی کشور (۱۴۰۰)

منبع مالیاتی	پایه	نوع مالیات
مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی	پایه درآمد	مالیات‌های مستقیم
مالیات بر درآمد مشاغل		
مالیات بر درآمد حقوق		
مالیات بر مستغلات		
مالیات بر درآمد اتفاقی	پایه ثروت	
مالیات بر ارث		
مالیات بر نقل و انتقال مستغلات		
حق تمیر		
مالیات بر ارزش افزوده	پایه مصرف	مالیات‌های غیرمستقیم
مالیات بر واردات		

شکل (۲) نشان‌دهنده سهم انواع مالیات در ایران هست:



شکل ۲. سهم انواع مالیات در ایران  
منبع: بانک مرکزی (۱۳۹۸)

### بررسی اثر مالیات برارث بر توزیع درآمد در ... (نادر مهرگان و دیگران) ۳۰۳

همان‌طور که از شکل (۲) مشخص هست سهم مالیات بر ثروت و به تبع مالیات برارث بسیار ناچیز و حدود ۰/۴ است.

در ایران اولین قانون مالیات برارث در سال ۱۳۱۶ به تصویب مجلس رسید. اما بعد از آن این قانون چندین بار مورد دستخوش قرار گرفت تا اینکه در سال ۱۳۹۴ قانون مالیات‌های مستقیم توسط مجلس اصلاح شد و در سال ۹۵ ابلاغ شد. طبق این اصلاحیه، موادی از قانون مالیات برارث دچار تغییر شد؛ بنابراین مالیات برارث قبل از سال ۹۵ و بعد از آن با یکدیگر تفاوت دارند. در واقع متوفیان قبل از تاریخ ۹۵/۱/۱ بر اساس قوانین قبلی و متوفیان بعد از این تاریخ بر اساس قوانین جدید تعیین تکلیف خواهند شد. هر چند که اشتراکاتی نیز بین این دو گروه وجود دارد. در قانون قبل از ۹۵/۱/۱ دو عامل تأثیرگذار در تعیین میزان مالیات نقش داشتند که شامل میزان ترکه فرد و همچنین تعداد وراث بود. منظور از ترکه، همان چیزی است که از متوفی باقی می‌ماند. ترکه شامل دو بخش دارایی‌ها و همچنین تعهدات و دیون فرد است. در واقع برای متوفیان قبل از سال ۹۵، ابتدا ماترک آن‌ها ارزش‌گذاری می‌شود و سپس تعهدات و دیون مربوطه از آن کسر خواهد شد. در مرحله بعد معافیت‌های مالیاتی در صورت نیاز به آن تعلق می‌گیرد تا در نهایت بر طبق قانون، میزان مالیات هر ورثه مشخص شود (سازمان امور مالیاتی، ۱۴۰۰).

در قانون بعد از سال ۹۵، وراث به سه دسته وراث طبقه اول (پدر، مادر، زن، شوهر، اولاد و اولاد اولاد)، وراث طبقه دوم (اجداد، برادر، خواهر و اولاد آن‌ها) و وراث طبقه سوم (عمو، عمه، دایی، خاله و اولاد آن‌ها) تقسیم شده‌اند و مالیات‌های متعلقه برای هر گروه با نرخ‌های جداگانه‌ای محاسبه می‌شود. مثلاً در مورد سپرده‌های بانکی، اوراق مشارکت و سایر اوراق بهادار متعلق به متوفی، نرخ مالیات برارث برای وراث طبقه اول ۳ درصد است و در صورتی که وراث جز طبقات دوم و سوم باشند این نرخ به ترتیب دو و چهار برابر خواهد شد. در مورد انواع وسایل نقلیه موتوری، زمینی، دریایی و هوایی نیز در مورد طبقه اول ۲ درصد و در مورد طبقات دوم و سوم نیز به ترتیب دو و چهار برابر خواهد بود. نرخ مالیات برارث در مورد املاک و حق واگذاری محل نیز ۱/۵ برابر نرخ‌های مصرح در ماده ۵۹ قانون مالیات‌های مستقیم است که با توجه به ارزش معاملاتی املاک و مآخذ ارزش روز حق واگذاری در تاریخ ثبت انتقال به نام وراث محاسبه می‌شود. نرخ‌های مصرح در ماده ۵۹ برای املاک ۵ درصد و برای حق واگذاری ۲ درصد است. این بدان معنا است که مالیات بر ملک برای وارثان طبقه اول با نرخ ۷/۵ درصد و برای دو طبقه دیگر نیز به ترتیب دو و چهار برابر این

نرخ است. وراثت شخص متوفی نیز بر اساس ماده ۲۶ قانون مالیات‌های مستقیم مکلف شده‌اند ظرف مدت یک سال از تاریخ فوت متوفی اظهارنامه‌ای حاوی کلیه اقلام ماترک با تعیین ارزش روز زمان فوت و تصریح مطالبات و بدهی‌ها طبق فرم نمونه مخصوصی که از طرف سازمان امور مالیاتی کشور تهیه می‌شود (سازمان امور مالیاتی، ۱۴۰۰).

## ۲.۲ پیشینه پژوهش

مارتینز و همکاران (Martine et al.) (۲۰۱۲)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر سیاست‌های مالیاتی و هزینه‌ای بر توزیع درآمد در گروه بزرگی از کشورها، با تمرکز بر اثرات مالیاتی و مخارج دولت بر توزیع درآمد پرداختند و نشان دادند که مالیات بر درآمد شخصی و مالیات بر درآمد شرکت‌ها نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد. همچنین مالیات بر مصرف عمومی، مالیات غیرمستقیم و عوارض گمرکی بر توزیع درآمد تأثیر منفی دارد. در قسمت مخارج، آن‌ها به این نتیجه رسیدند که سهم بیشتر تولید ناخالص داخلی در رفاه اجتماعی، آموزش، بهداشت و مسکن تأثیر مثبتی بر توزیع درآمد دارد.

بزنسکا و همکاران (Beznoska et al.) (۲۰۲۰)، در مطالعه‌ای به بررسی پاسخ این پرسش پرداختند که آیا مالیات بر ارث می‌تواند یک ابزار امیدوارکننده برای مبارزه با نابرابری ثروت بدون آثار مخرب بر اقتصاد باشد؟ آن‌ها جهت پاسخ به این سؤال ابتدا اثرات توزیعی ارث بر توزیع ثروت در آلمان ارزیابی و سپس با اتریش و فرانسه مقایسه کردند. در مطالعه آن‌ها سپس اثرات تغییر در قانون ارث با استفاده از روش تفاضل در تفاضل برای شناسایی اثرات رفتاری این تغییر بر حجم ارثیه‌ها ارزیابی شد. در مرحله بعد یافته‌های بخش اول در طراحی اصلاح مالیات بر ارث برای آلمان بکار برده شد. یافته‌ها نشان داد که تغییر درآمد، از درآمد حاصل از کار به مالیات بر ارث می‌تواند برای افزایش مشوق‌های کاری با کاهش نرخ مالیات برای جمعیت شاغل استفاده شود. با این حال، مشخص شد که مالیات بر ارث با پاسخ‌های رفتاری قابل توجه اهداکنندگان از طریق برنامه‌ریزی برای مالیات همراه خواهد بود.

جستل (۲۰۲۱)، رژیم‌های مختلف مالیات بر ارث در کشورهای منتخب اروپایی و ایالات متحده را بررسی کرد. نتایج نشان داد که در اکثر کشورها، انتقال ثروت در خانواده‌ها ترجیحی است (نرخ‌های مالیاتی پایین‌تر، معافیت‌های مالیاتی و تخفیف‌ها). این مورد به‌ویژه در مورد دارایی‌های تجاری و خانه‌های خانوادگی است. این تحلیل بیشتر ویژگی‌ها و اثرات رژیم‌های مالیات بر ارث را مورد بحث قرار می‌دهد که شامل واکنش‌های رفتاری افراد و اثرات

بررسی اثر مالیات برارث بر توزیع درآمد در ... (نادر مهرگان و دیگران) ۳۰۵

توزیعی متفاوت مالیات برارث می‌شود. معافیت برای خانه‌های خانوادگی و مبالغ معاف از مالیات برای اعضای خانواده می‌تواند پذیرش مالیات برارث را بیشتر تشویق کند. با این حال، مقادیر معاف از مالیات باید محدود شود تا اثرات منفی بر درآمدهای مالیاتی کاهش یابد. علاوه بر این، برای محدود کردن انگیزه‌های برنامه‌ریزی مالیاتی، باید از تفاوت‌های بین مالیات هدیه و ارث اجتناب شود.

داوودی و براتی (۱۳۸۶)، در پژوهشی به بررسی آثار سیاست‌های اقتصادی بر توزیع درآمد در ایران پرداختند. از جمله سیاست‌های مورد مطالعه در این تحقیق، سیاست مالی افزایش ۱۰ درصدی در درآمدهای مالیاتی مستقیم و غیرمستقیم دولت بود. نتایج تحقیق بیانگر این بود که سیاست مالی فوق که یک سیاست افزایش درآمدهای دولت نیز هست، به کاهش نابرابری درآمدی منجر می‌شود. میزان حساسیت ضریب جینی نسبت به سیاست مالیاتی مستقیم و غیرمستقیم به ترتیب در حدود ۰/۰۲ و ۰/۰۵ بوده است.

عصاری آرانی و همکاران (۱۳۹۰)، در پژوهشی به بررسی تأثیر سیاست‌های مالی دولت بر توزیع درآمد در ایران با بهره‌گیری از الگوی رگرسیون چندک پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که تأثیر سیاست‌های مالی دولت بر ضریب جینی در چندک‌های مختلف ثابت نیست. به طوری که سیاست‌های مالی دولت فقط در چندک‌های بالایی دارای اثری معنادار بر توزیع درآمد است؛ اما در چندک‌های پایینی معنادار نیست.

رضا قلی‌زاده و آقایی (۱۳۹۴)، تأثیر اعمال مالیات‌های مستقیم بر توزیع درآمد را با استفاده از روش ARDL برای ایران طی دوره زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۱ مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن بود که اعمال مالیات بر درآمد اشخاص طی دوره مورد بررسی در ایران باعث بهبود توزیع درآمد و کاهش نابرابری دهک‌های مختلف درآمدی شده است.

مهرآرا و اصفهانی (۱۳۹۴)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر ساختار مالیاتی کشورها بر روی توزیع درآمد با استفاده از داده‌های پانل ۱۹ کشور طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۲ پرداختند. نتایج نشان داد که آموزش، تأثیر معناداری بر روی توزیع درآمد نخواهد داشت. فرضیه U وارون کوزنتس در این بررسی مورد آزمون قرار گرفت که نتایج حاکی از مورد تأیید بودن فرضیه کوزنتس در مدل پانل بود؛ ولی در مورد کشور ایران، فرضیه کوزنتس مورد تأیید قرار نگرفت. با افزایش سهم مالیات بر درآمد شخصی و سهم مالیات بر شرکت‌ها از کل درآمدهای مالیاتی، ضریب جینی کاهش یافته و توزیع درآمد بهبود خواهد یافت. همچنین با افزایش سهم مالیات بر

کالاها و خدمات از کل درآمدهای مالیاتی، توزیع درآمد رو به وخامت خواهد نهاد و ضریب جینی افزایش خواهد یافت.

کریمی و دورباش (۱۳۹۷)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم بر توزیع درآمد در ۲۷ استان منتخب کشور، با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته پرداختند. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان داد که مالیات‌های مستقیم با ضریب جینی رابطه مثبت دارد؛ بدین معنی که وضعیت توزیع درآمد بدتر می‌شود و رابطه مالیات‌های غیرمستقیم با ضریب جینی منفی است، یعنی وضعیت توزیع درآمد بهتر می‌شود؛ از سوی دیگر تولید ناخالص داخلی دارای اثری منفی و معنادار بر نابرابری درآمد بود. همچنین اثر شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی بر توزیع درآمد، مثبت و معنادار شد.

فراهتی (۱۳۹۹)، به بررسی اثر تغییر درآمد - خشی در ساختار مالیاتی بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۶۱-۱۳۹۵ پرداخت. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی مبتنی بر رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) نشان داد که انتقال درآمد - خشی از مالیات‌های غیرمستقیم به هر یک از اقلام مالیات‌برد درآمد و مالیات بر ثروت موجب افزایش رشد اقتصادی در بلندمدت می‌شود. علاوه بر این، یافته‌های مطالعه او نشان داد که بیشترین و کمترین افزایش در رشد اقتصادی به ترتیب به جایگزینی مالیات بر ثروت برای مالیات بر شرکت‌ها و جایگزینی مالیات‌برد درآمد برای مالیات‌های غیرمستقیم مربوط می‌شوند.

پژویان و همکاران (۱۴۰۱) به بررسی تحلیل اثر سیاست مالی (مالیات بر مجموع درآمد) بر توزیع درآمد کشورهای منتخب OECD با استفاده از مدل رگرسیون مبتنی بر داده‌های پانلی برای ۶ کشور منتخب برای سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۵ پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که شاخص تورم و شاخص بیکاری اثر منفی و شاخص مالیات بر مجموع درآمد اثر مثبت بر بهبود توزیع درآمد کشورهای منتخب دارند.

### ۳. روش تحقیق

در پژوهش حاضر از مدل ARDL به منظور تخمین مدل استفاده شده است. در صورت وجود شرایط زیر می‌توان از مدل ARDL استفاده کرد: (منجذب و نصرتی، ۱۳۹۷).

۱. متغیر وابسته در سطح پایا نباشد.

۲. متغیرهای توضیحی می‌توانند در سطح یا یک تفاضل یا دو تفاضل پایا باشند.

بررسی اثر مالیات برارث بر توزیع درآمد در ... (نادر مهرگان و دیگران) ۳۰۷

۳. محقق قصد داشته باشد روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت را به صورت هم‌زمان مطالعه کند.

۴. وجود روابط بلندمدت به اثبات برسد.

۵. عدم نقض فروض کلاسیک.

روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده بر اساس رهیافت پویا، شکل گرفته است و شکل عمومی آن به صورت زیر است:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j x_{t-j} + v_t \quad (1)$$

در این رابطه متغیر وابسته تابعی از متغیرهای توضیحی و وقفه‌های آن‌ها و مقادیر با وقفه خودش است که می‌توان آن را به شکل زیر بازنویسی کرد:

$$A(L)y_t = B(L)x_t + u_t \quad (2)$$

در رابطه بالا،  $L$  عملگر وقفه است که عملگر  $A(L)$  به صورت  $1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots$  و عملگر  $B(L)$  به صورت  $\beta_0 + \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots + \beta_q L^q$  است.

مدل ARDL که ابتدا توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) ارائه شد، مبتنی بر تخمین یک مدل تصحیح خطای نامفید است که دارای چند مزیت نسبت به روش‌های هم انباشتگی است. اولاً، اگر نمونه‌ها کوچک بوده و بعضی رگرسیون‌ها درون‌زا باشند، این مدل یک تخمین‌زن کاراست. دوم، مؤلفه‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت را هم‌زمان باهم تخمین می‌زند: از بین بردن مشکلات با خودهمبستگی و متغیرهای حذف شده. سوم، اجازه می‌دهد متغیرها وقفه‌های بهینه مختلفی داشته باشند، از یک واحد کاهش از معادله استفاده می‌کند، به معنی کمتر از دست دادن درجه آزادی. در نهایت، آماره  $F$  استاندارد استفاده شده در آزمون کرانه‌ها یک توزیع غیراستاندارد تحت فرضیه صفر از عدم هم انباشتگی بین متغیرهای بررسی شده دارد، باین وجود یا متغیرهای اولیه  $I(0)$  و  $I(1)$  هستند یا به طور جزئی انباشته‌اند. مدل ARDL می‌تواند به صورت زیر تشریح شود (طباطبایی و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۳۳-۱۵۱):

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^p \varphi_i y_{t-i} + \beta' x_t + \sum_{i=0}^{m-1} \pi'_i \Delta x_{t-1} + \eta_t \quad (3)$$

$$m = \max(q, s + 1) \quad \pi_i = \beta^*_i - p'_i d \quad i = 0, 1, \dots, m-1 \quad P_0 = I_k \quad (4)$$

که  $I_k$  ماتریس مشخصه  $k * k$  است.  $\beta^*_i = 0$  برای  $i \leq q$ .  $p_i = 0$  برای  $i \leq s$ . در این تعدیل به خصوص،  $\varepsilon_t$  و  $\eta_t$  نامهمبسته هستند و نتایج حالت فوق به طور مستقیم برای

تخمین‌زن‌های حداقل مربعات معمولی پارامترهای کوتاه‌مدت و بلندمدت قابل اجرا خواهد بود (پسران و شین، ۱۹۹۹).

قدم اول در رویکرد آزمون کرانه‌ها در قالب مدل ARDL تخمین معادله زیر است:

$$H_0: \rho = 0 \quad (5)$$

$$H_1: \rho < 0 \quad (6)$$

به منظور بررسی وجود یک رابطه بلندمدت میان متغیرها، یک آزمون F برای معناداری ضرایب به هم پیوسته از سطح متغیرهای وقفه با استفاده از حداقل مربعات معمولی انجام می‌شود. فرضیه صفر از عدم هم‌انباشتگی در برابر فرضیه جایگزین آن یعنی هم‌انباشتگی آزمون شده است. دو مجموعه مقدار بحرانی کرانه‌ها برای آماره F توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) تعریف شده است. اگر آماره F محاسبه شده زیر کران پایین مقدار بحرانی قرار گیرد، فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی نمی‌تواند رد شود. از سویی دیگر، اگر آماره F محاسبه شده فراتر از کران بالایی مقدار بحرانی قرار گیرد، فرضیه صفر رد می‌شود که بیان می‌کند یک رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای این مدل وجود دارد (پسران و همکاران، ۲۰۰۱: ۲۸۹-۳۲۶).

وجود نامانایی در سری‌های مورد استفاده در یک مدل می‌تواند موجب استنباط‌های غلط آماری و در نتیجه رگرسیون کاذب شود. بررسی‌های انجام شده نشان می‌دهد که در مورد بسیاری از سری‌های زمانی کلان اقتصادی، فرض مانایی نادرست است و اغلب این متغیرها ناپایا هستند. اگر متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در برآورد ضرایب الگو ناپایا باشند، در عین حال که ممکن است هیچ رابطه یا مفهومی بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد، می‌تواند ضریب  $R^2$  به دست آمده آن خیلی بالا باشد و موجب شود تا محقق به استنباط‌های غلطی در مورد میزان ارتباط بین متغیرها سوق داده شود. در چنین شرایطی رگرسیون‌های انجام شده واقعی نبوده و کاذب هستند. در ضمن هنگامی که متغیرهای مدل پایا نباشند، دیگر مقادیر بحرانی آماره‌های  $t$  و  $F$  کاربرد ندارد؛ بنابراین طبق نظریه هم‌جمعی در اقتصادسنجی نوین، ضروری است که برای اجتناب از مشکل رگرسیون جعلی در تحلیل رگرسیون، نسبت به پایایی متغیرها اطمینان حاصل کرد (حکمت شعار و همکاران، ۱۳۹۴).



## ۴. برآورد مدل

### ۱.۴ الگوی پژوهش

به منظور بررسی تأثیر مالیات برارث بر ضریب جینی در ایران در دوره زمانی ۱۳۸۵:۴ الی ۱۳۹۷:۳ از مدل زیر استفاده شده است. این مدل بر اساس مبانی نظری و مطالعات پیشین هست.

$$gini_t = \beta_0 + \beta_1 dlGDP_t + \beta_2 tax_t + \beta_3 un_t + \beta_4 ge_t + \beta_5 inflation_t + \beta_6 dlpopulation_t + u_t \quad (V)$$

در اینجا  $gini$  بیانگر ضریب جینی است که به عنوان متغیر وابسته مورد برآزش قرار می گیرد.  $dlGDP$  بیانگر رشد اقتصادی،  $tax$  بیانگر مالیات برارث،  $un$  بیانگر نرخ بیکاری،  $ge$  بیانگر مخارج دولتی،  $inflation$  بیانگر نرخ تورم و  $dlpopulation$  بیانگر نرخ رشد جمعیت است.  $t$  بیانگر زمان،  $\beta_0$  بیانگر عرض از مبدأ و سایر  $\beta$ ها بیانگر ضرایب شیب می باشند. همچنین در این الگو  $u_t$  بیانگر جمله اخلال است.

## ۲.۴ معرفی متغیرهای پژوهش

### جدول ۲. معرفی متغیرهای پژوهش

منبع: یافته‌های پژوهش

متغیر	نام متغیر	منبع	توضیحات
GINI	ضریب جینی	بانک داده وزارت امور اقتصادی و دارایی وبسایت: <a href="https://databank.mefa.ir/data">https://databank.mefa.ir/data</a>	این سری زمانی با استفاده از روش دنتون به صورت فصلی تبدیل شده است.
GDP	تولید ناخالص داخلی	بانک داده وزارت امور اقتصادی و دارایی وبسایت: <a href="https://databank.mefa.ir/data">https://databank.mefa.ir/data</a>	این متغیر در مدل به صورت تفاضل لگاریتمی به کار رفته است.
TAX	مالیات برارث	نماگرهای بانک مرکزی وبسایت: <a href="https://www.cbi.ir">/https://www.cbi.ir</a>	این متغیر با استفاده از روش میانگین گیری از ماهانه به فصلی تبدیل شده است.
UN	نرخ بیکاری	بانک داده وزارت امور اقتصادی و دارایی وبسایت: <a href="https://databank.mefa.ir/data">https://databank.mefa.ir/data</a>	این متغیر بیانگر نرخ بیکاری جمعیت پانزده سال و بیشتر است.

-	بانک داده وزارت امور اقتصادی و دارایی وبسایت: <a href="https://databank.mefa.ir/data">https://databank.mefa.ir/data</a>	مخارج دولت	GE
این سری زمانی با استفاده از روش دنتون به صورت فصلی تبدیل شده است.	پایگاه داده صندوق بین المللی پول وبسایت: <a href="https://www.imf.org/en/Data">https://www.imf.org/en/Data</a>	نرخ تورم	INFLATION
این سری زمانی با روش دنتون به صورت فصلی تبدیل شده است و در مدل به صورت تفاضل لگاریتمی به کاررفته است.	پایگاه داده صندوق بین المللی پول وبسایت: <a href="https://www.imf.org/en/Data">https://www.imf.org/en/Data</a>	جمعیت	POPULATION

باتوجه به این که نامانا بودن متغیر وابسته، در استفاده از مدل ARDL امری ضروری است و برای عدم مانایی متغیر وابسته در سطح الزام وجود دارد؛ لذا در ادامه به بررسی مانایی متغیرها پرداخته شده است. از آنجاکه داده های به کاررفته در این پژوهش فصلی هستند؛ لذا از آزمون ریشه واحد فصلی هگی (Hegy) جهت ارزیابی مانایی متغیرها استفاده شده است.

### ۳.۴ آزمون ریشه واحد هگی

جدول ۳. آزمون ریشه واحد هگی

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه	ریشه واحد فصلی (چهار فصل در هر چرخه)		ریشه واحد فصلی (دو فصل در هر چرخه)		ریشه واحد غیر فصلی (فرکانس صفر)		متغیر
	t-Statistical	P-VALUE	t-Statistical	P-VALUE	t-Statistical	P-VALUE	
نامانا	۱۹/۱۹	۰/۰۰	-۳/۳۹	۰/۰۲	-۰/۸۳	۰/۹۵	GINI
مانا	۲۲/۹۶	۰/۰۰	-۳/۸۳	۰/۰۱	-۳/۶۸	۰/۰۲	DGINI
مانا	۲۹/۵۵	۰/۰۰	-۴/۵۷	۰/۰۰	-۳/۲۶	۰/۰۲	DLGDP
نامانا	۲۱/۶۹	۰/۰۰	-۳/۵۷	۰/۰۱	-۲/۳۹	۰/۳۵	TAX
نامانا	۲۳/۳۲	۰/۰۰	-۴/۰۴	۰/۰۰	-۱/۶۹	۰/۷۲	DTAX
مانا	۱۸/۶۷	۰/۰۰	-۴/۱۴	۰/۰۰	-۳/۴۳	۰/۰۵	DDTAX
نامانا	۳۶/۵۷	۰/۰۰	-۶/۳۶	۰/۰۰	-۲/۹۹	۰/۱۲	UN
مانا	۹/۷۶	۰/۰۰	-۲/۸۷	۰/۰۴	-۴/۴۵	۰/۰۰	DUN
نامانا	۳۰/۸۴	۰/۰۰	-۵/۴۱	۰/۰۰	-۰/۱۴	۰/۹۹	GE
نامانا	۱۲/۲۹	۰/۰۰	-۳/۲۳	۰/۰۲	-۱/۱۳	۰/۹۳	DGE
مانا	۲۸/۶۰	۰/۰۰	-۵/۵۵	۰/۰۰	-۳/۳۴	۰/۰۵	DDGE
نامانا	۲۲/۶۰	۰/۰۰	-۳/۳۹	۰/۰۲	-۰/۱۹	۰/۹۹	INFLATION
نامانا	۲۳/۱۵	۰/۰۰	-۳/۶۸	۰/۰۱	-۱/۰۱	۰/۹۳	DINFLATION

۳۱۲ بررسی مسائل اقتصاد ایران، سال ۹، شماره ۲، پاییز و زمستان ۱۴۰۱

مانا	۷/۱۸	۰/۰۲	-۲/۹۸	۰/۰۴	-۴/۹۳	۰/۰۰	DDINFLATION
مانا	۳۰/۳۷	۰/۰۰	-۴/۷۴	۰/۰۰	-۴/۱۶	۰/۰۱	DLPOPULATION

بنا بر آزمون ریشه واحد هگی، متغیر وابسته (ضریب جینی)، هم انباشته از مرتبه یک هست و با یک مرتبه تفاضل گیری در چرخه سالیانه مانا می شود. همچنین متغیر مالیات برارث، تورم و مخارج دولت، هم انباشته از مرتبه دو هستند و با دو بار تفاضل گیری در چرخه سالیانه مانا می شوند. متغیر نرخ رشد اقتصادی و نرخ رشد جمعیت در سطح مانا هستند، همچنین متغیر نرخ بیکاری بعد از یک مرتبه تفاضل گیری در چرخه سالیانه مانا شد. در سایر چرخه های دو فصل به دو فصل و فصلی هیچ کدام از متغیرها نامانا نیستند.

## ۴.۴ آمار توصیفی

جدول ۴. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

منبع: یافته‌های پژوهش

متغیر	میانگین	میانه	بیشترین	کمترین	چولگی	کشیدگی	PROB جارک- برا	نتیجه تست نرمالتی
GINI	۰/۳۹	۰/۳۹	۰/۴۴	۰/۳۷	۰/۴۱	۲/۱۳	۰/۲۵۸	توزیع نرمال
DLGDP	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۶	-۰/۰۴	۰/۱۵	۵/۶۲	۰/۰۰	توزیع غیرنرمال
TAX	۱۸۹/۸۷	۱۶۲/۷۹	۳۹۳/۷۷	۲۶/۸۰	۰/۳۷	۱۰۷۰	۰/۱۰	توزیع نرمال
UN	۱۱/۶۰	۱۲/۰۰	۱۳/۶۱	۱۰/۱۷	۰/۱۶	۲/۰۴	۰/۳۵	توزیع نرمال
GE	۱/۵۸e+۱۸	۱/۲۴e+۱۸	۳/۴۷e+۱۸	۴/۲۴e+۱۷	۰/۷۱	۲/۲۴	۰/۰۷	توزیع نرمال
INFLATION	۶۶/۷۱	۶۱/۸۷	۱۶۰/۳۵	۱۸/۷۰	۰/۵۴	۲/۳۱	۰/۱۸	توزیع نرمال
DLPOPULATION	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	۰/۰۰۷	۰/۰۰۱	۳/۲۸	۱۸۷۷	۰/۰۰	توزیع غیرنرمال

بررسی اثر مالیات برارث بر توزیع درآمد در ... (نادر مهرگان و دیگران) ۳۱۵

بنا بر جدول (۴)، میانگین متغیرهای ضریب جینی، نرخ رشد اقتصادی، مالیات برارث، نرخ بیکاری، مخارج دولت، نرخ تورم و نرخ رشد جمعیت به ترتیب برابر با ۰/۳۹، ۰/۰۰۲، ۱۸۹/۸۷، ۱۱/۶۰، ۱۵۸۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰، ۶۶/۷۱ و ۰/۰۰۳ است. همچنین بنا بر آزمون جارک - برا، چون مقدار P-Value نرخ رشد اقتصادی و نرخ رشد جمعیت برابر با مقداری کمتر از ۰/۰۵ است؛ لذا توزیع متغیر نرخ رشد اقتصادی و نرخ رشد جمعیت، غیرنرمال است؛ اما سایر متغیرها دارای توزیع نرمال هستند. سایر ویژگی‌های آماری متغیرها در جدول (۴)، گزارش شده است.

#### ۵.۴ آزمون هم‌انباشتگی

به منظور سنجش اثر مالیات برارث بر توزیع درآمد با کمک روش ARDL، اولین اقدام، انجام آزمون ریشه واحد است. در صورتی که ثابت شد که متغیر وابسته در سطح مانا نیست آن‌گاه به بررسی وجود روابط بلندمدت یا عدم وجود روابط بلندمدت پرداخته می‌شود. بدین منظور، در پژوهش حاضر، از آزمون باند (Bounds Test) استفاده شده است. فرضیه صفر این آزمون نشان‌دهنده این است که هیچ رابطه بلندمدتی بین متغیرها وجود ندارد، اگر مقدار آماره F کمتر از مقدار بحرانی  $I(0)$  باشد، فرضیه صفر رد نمی‌شود و رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود ندارد، اگر این مقدار بیشتر از مقدار بحرانی  $I(1)$  باشد آن‌گاه فرضیه صفر رد می‌شود و بین متغیرها رابطه بلندمدت وجود دارد و اگر این مقدار بین دو مرز مقادیر بحرانی باشد نمی‌توانیم درباره روابط بلندمدت قضاوت کنیم.

جدول ۵. باند تست

منبع: یافته‌های پژوهش

آماره F	مقادیر بحرانی					
	۰/۱۰		۰/۰۵		۰/۰۱	
۱۸/۵۹	I(۰)	I(۱)	I(۰)	I(۱)	I(۰)	I(۱)
		۲/۱۸	۳/۲۵	۲/۵۹	۳/۷۶	۳/۵۴

باتوجه به این که مقدار آماره F دارای ارزشی بیشتر از مقادیر بحرانی  $I(1)$  در سطح ده، پنج و یک درصد است؛ لذا وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها اثبات می‌شود.

#### ۶.۴ نتایج برآورد الگوی کوتاهمدت

نتایج تخمین الگو ARDL در کوتاهمدت در جدول (۶) گزارش شده است. در این الگو باتوجه به تعداد مشاهدات حداکثر وقفه ۳ در نظر گرفته شده است. همچنین جهت برآورد از معیار شوارتز (Schwarz) بهره گرفته شده است. مطابق با این شرایط الگوی پیشنهادی  $ARDL(1,1,0,2,1,2,1)$  برآورد شده است.

جدول ۶ نتایج تخمین الگو در کوتاهمدت  
منبع: یافته‌های پژوهش

متغیر	ضریب	انحراف معیار	t-Statistic	Prob
Gini(-۱)	۰/۶۱	۰/۰۶	۹/۵۰	۰/۰۰
GE	۲۰e-۶/۵۲	۲۰e-۱/۵۹	۴/۱۰	۰/۰۰
GE(-۱)	۲۰e-۳/۵۵	۲۱e-۳/۷۸	-۹/۳۷	۰/۰۰
DLGDP	-۰/۱۴	۰/۰۴	-۳/۱۰	۰/۰۰
Tax	-۰/۰۰۰۱	۰۵e-۷/۴۶	-۱/۶۳	۰/۱۱
Tax(-۱)	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۱	۴/۷۳	۰/۰۰
Tax(-۲)	-۰/۰۰۰۴	۰۵e-۶/۴۳	-۷/۳۰	۰/۰۰
Inflation	-۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۰۲	-۴/۴۱	۰/۰۰
Inflation (-۱)	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۲	۵/۸۰	۰/۰۰
UN	۰/۰۰۵	۰/۰۰۲	۲/۰۵	۰/۰۴
UN(-۱)	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	-۰/۰۹	۰/۹۲
UN(-۲)	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۰۹	-۴/۴۸	۰/۰۰
Dlpopulation	-۰/۲۷	۰/۳۴	-۰/۸۱	۰/۴۲
Dlpopulation(-۱)	۱/۱۷	۰/۲۸	۴/۰۷	۰/۰۰
c	-۰/۰۱	۰/۰۰۴	-۲/۹۷	۰/۰۰

بنا بر نتایج تخمین مدل در کوتاهمدت، وقفه متغیر ضریب جینی دارای ضریبی معنادار و مثبت است که دارای مقدار ۰/۶۱ هست؛ بنابراین ضریب جینی به دوره قبل از خود وابسته است. همچنین ضریب متغیر مخارج دولتی و وقفه اولش معنادار است که این مقدار در ابتدا مثبت و در وقفه اول عددی منفی دارد؛ لذا مخارج دولتی در ابتدا توزیع درآمد را بدتر می‌کند؛ اما وقفه دوره قبل مخارج دولتی می‌تواند منجر به بهبود توزیع درآمد شود. متغیر



رشد اقتصادی نیز دارای اثری منفی و معنادار بر ضریب جینی است. به عبارتی رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت منجر به بهبود توزیع درآمد می‌شود.

بر طبق نتایج جدول (۶)، اثر کوتاه‌مدت مالیات برارث بر ضریب جینی، منفی و غیرمعنادار است؛ اما وقفه اول این متغیر دارای اثری مثبت و معنادار و وقفه دوم دارای ضریب منفی و معنادار است. به عبارتی اثر مالیات برارث بر ضریب جینی بعد از یک دوره وقفه ظاهر می‌شود به طوری که در وقفه اول منجر به بدتر شدن توزیع درآمد می‌شود؛ اما در وقفه دوم توزیع درآمد را بهبود می‌بخشد. همچنین اثر نرخ تورم بر ضریب جینی منفی و معنادار است؛ اما اثر وقفه اول این متغیر بر ضریب جینی مثبت و معنادار است. به عبارتی نرخ تورم در ابتدا منجر به بهبود توزیع درآمد می‌شود؛ اما اثر وقفه این متغیر باعث بروز توزیع ناعادلانه درآمد خواهد شد. به طور مشابه اثر نرخ بیکاری بر ضریب جینی مثبت و معنادار است. به عبارتی با افزایش نرخ بیکاری، توزیع درآمد ناعادلانه‌تر خواهد شد. همچنین اثر نرخ رشد جمعیت بر ضریب جینی بعد از یک وقفه ظاهر می‌شود. اثر وقفه نرخ رشد جمعیت بر ضریب جینی مثبت و معنادار است. به عبارتی اگر نرخ رشد جمعیت در دوره قبل افزایش یابد آن‌گاه ضریب جینی در دوره فعلی افزایش خواهد یافت که منجر به توزیع ناعادلانه درآمد خواهد شد.

#### ۷.۴ آزمون‌های فرض کلاسیک

جهت اطمینان از قابل‌اعتماد بودن ضرایب انجام آزمون‌های فرض کلاسیک ضروری است. در جدول‌های (۷)، (۸) و (۹) به ترتیب، نتایج مربوط به آزمون نرمال بودن توزیع جملات خطا، آزمون خودهمبستگی و آزمون ناهمسانی واریانس گزارش شده است.

جدول ۷. آزمون نرمال بودن توزیع جمله خطا

منبع: یافته‌های پژوهش

متغیر	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	Prob آزمون جارت - برا	نتیجه نرمالتی
Residuals	۱/۹۰e-۱۷	۵/۵۰e-۰۵	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۷	-۰/۳۳	۲/۹۲	۰/۶۶	توزیع نرمال

بررسی اثر مالیات برارث بر توزیع درآمد در ... (نادر مهرگان و دیگران) ۳۱۹

مطابق با نتایج آزمون جارک - برا، مبنی بر تست نرمال بودن جملات خطا، باتوجه به این که P-Value آزمون جارک - برا بیشتر از ۰/۰۵ هست؛ لذا توزیع جملات خطا نرمال است.

#### جدول ۸. آزمون خودهمبستگی

منبع: یافته‌های پژوهش

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	Prob. F(۲,۲۶)	Obs*R-squared	Prob. Chi-Square(۲)
۱/۲۴	۰,۳۰	۳,۷۵	۰,۱۵

باتوجه به نتایج گزارش شده در جدول (۸) مبنی بر خودهمبستگی، به دلیل این که آماره F دارای ارزش احتمال بالای ۰,۰۵ است؛ لذا همبستگی سریالی وجود ندارد.

#### جدول ۹. آزمون ناهمسانی واریانس

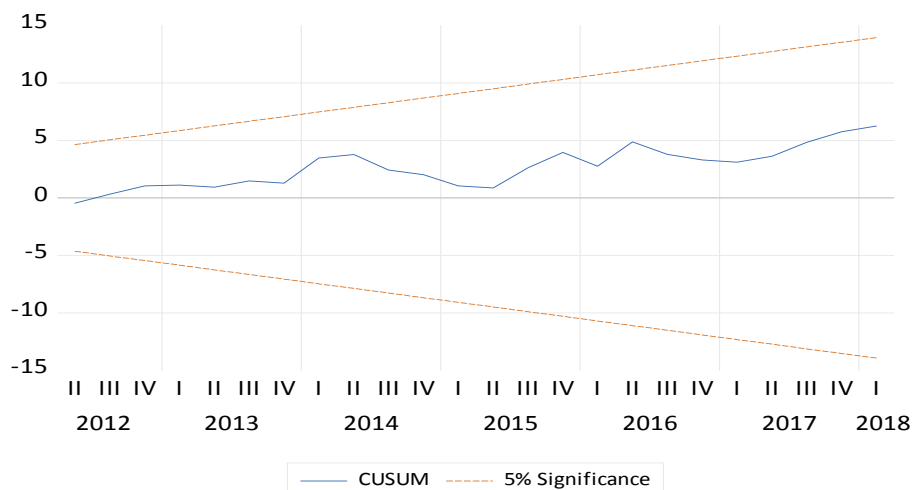
منبع: یافته‌های پژوهش

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	Prob. F(۱,۴۰)	Obs*R-squared	Prob. Chi-Square(۱)
۰,۴۸	۰,۴۹	۰,۴۹	۰,۴۸

باتوجه به نتایج گزارش شده در جدول (۹) مبنی بر ناهمسانی واریانس، به دلیل این که آماره F دارای ارزش احتمال بالای ۰,۰۵ است؛ لذا ناهمسانی واریانس وجود ندارد..

#### ۸.۴ آزمون ثبات ضرایب

به منظور اطمینان از پایدار بودن رگرسیون برآورد شده و صحت نتایج به دست آمده و همچنین رویت نقاط شکست احتمالی، آزمون پایداری CUSUM انجام شده است. در این آزمون مقادیر آماره برآورد شده در بین دو مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد رسم می‌گردد و در صورتی که از این دو کرانه خارج نشود می‌توان به پایدار بودن رگرسیون برآورد شده اطمینان کرد. نتایج حاصل از آزمون CUSUM در شکل (۳) گزارش شده است.



شکل ۳. آزمون ثبات ضرایب (CUSUM)

منبع: یافته‌های پژوهش

باتوجه به شکل (۳)، مقادیر برآورد شده در بازه داخلی مقادیر بحرانی هستند؛ بنابراین می‌توان بیان کرد که شکست ساختاری وجود ندارد و رگرسیون پایدار است.

## ۹.۴ نتایج برآورد بلندمدت الگو

جدول ۱۰. نتایج برآورد بلندمدت الگو

منبع: یافته‌های پژوهش

متغیر	ضریب	t-Statistic	Prob.
GE	$7/68e-20$	۲/۲۳	۰/۰۳
DLGDP	-۰/۳۶	-۳/۴۲	۰/۰۰
TAX	$-2/27e-05$	-۲/۱۷	۰/۰۳
Inflation	۰/۰۰۰۸	۱/۹۲	۰/۰۶
UN	۰/۰۰۱	۲,۳۶	۰,۰۲
Dlpopulation	۲/۳۱	۳/۰۹	۰/۰۰
C	-۰/۰۳	-۳/۳۴	۰,۰۰

باتوجه به جدول (۱۰) که بیانگر نتایج تخمین مدل در بلندمدت است، همه متغیرها در سطح پنج درصد و متغیر نرخ تورم در سطح ده درصد معنادار هستند. مطابق با نتایج، اثر بلندمدت مخارج دولتی بر ضریب جینی  $۷/۶۸۵-۲۰$  است. به عبارتی، اگر یک واحد مخارج دولتی تغییر یابد آنگاه با فرض ثبات سایر شرایط، ضریب جینی به میزان  $۷/۶۸۵-۲۰$  واحد افزایش خواهد یافت؛ در نتیجه، مخارج دولتی در بلندمدت منجر به ناعادلانه‌تر شدن توزیع درآمد خواهد شد.

بر طبق نتایج جدول (۱۰)، اثر بلندمدت نرخ رشد اقتصادی بر ضریب جینی منفی و معنادار است به طوری که دارای ضریب  $۰/۳۶-$  هست. به عبارتی اگر یک واحد نرخ رشد اقتصادی تغییر یابد آنگاه با فرض ثبات سایر شرایط، ضریب جینی  $۰/۳۶$  درصد کاهش خواهد یافت. به عبارتی نرخ رشد اقتصادی در بلندمدت منجر به بهبود توزیع درآمد خواهد شد.

باتوجه به نتایج، اثر متغیر مالیات برارث بر ضریب جینی در سطح پنج درصد منفی و معنادار است. به عبارتی مالیات برارث باعث بهبود توزیع درآمد در بلندمدت خواهد شد. یعنی اگر یک واحد مالیات برارث افزایش یابد، با فرض ثبات سایر شرایط، در بلندمدت ضریب جینی معادل  $۲/۲۷۵-۰۵$  واحد کاهش خواهد یافت که این به منزله بهبود توزیع درآمد است.

بنا بر نتایج جدول (۵)، اثر نرخ تورم بر ضریب جینی، مثبت و از لحاظ آماری در سطح ده درصد معنادار است. به عبارتی اگر یک واحد نرخ تورم افزایش یابد آنگاه با فرض ثبات سایر شرایط ضریب جینی در بلندمدت  $۰/۰۰۰۸$  درصد افزایش خواهد یافت که به منزله بدتر شدن توزیع درآمد است. به طور مشابه اثر نرخ بیکاری بر ضریب جینی در بلندمدت مثبت و از لحاظ آماری در سطح یک درصد معنادار است. به طوری که دارای ضریب  $۰/۰۰۱$  هست. به عبارتی اگر یک واحد نرخ بیکاری افزایش یابد آنگاه با فرض ثبات سایر شرایط، ضریب جینی در بلندمدت معادل  $۰/۰۰۱$  درصد افزایش خواهد یافت که به منزله بدتر شدن توزیع درآمد هست. به طور مشابه اثر نرخ رشد جمعیت بر ضریب جینی مثبت و معنادار است. به عبارتی اگر یک واحد نرخ رشد جمعیت افزایش یابد، آنگاه با فرض ثبات سایر شرایط، ضریب جینی در بلندمدت معادل  $۲/۳۱$  درصد افزایش خواهد یافت که به منزله بدتر شدن توزیع درآمد خواهد بود.

#### ۱۰.۴ مدل تصحیح خطا

باتوجه به وجود رابطه همگرایی بین متغیرهای الگو، الگوی تصحیح خطا برآورد شده است. الگوی تصحیح خطا نشان می‌دهد که چقدر از عدم تعادل در دوره قبلی در دوره فعلی در حال اصلاح است. ضریب مثبت نشان‌دهنده واگرایی است، درحالی‌که ضریب منفی نشان‌دهنده همگرایی است. اگر برآورد  $ECT=1$  باشد، صددرصد تعدیل در دوره انجام می‌شود، یا تعدیل آنی و کامل است، اگر برآورد  $ECT=0/5$  باشد، پنجاهدرصد از تعدیل هر دوره/فصل صورت می‌گیرد،  $ECT=0$  نشان می‌دهد که تعدیل وجود ندارد و ادعای وجود رابطه طولانی‌مدت منطقی نیست. نتایج حاصل از برآورد تصحیح خطای الگو به منظور بررسی فرضیه اصلی در جدول (۱۱) گزارش شده است.

جدول ۱۱. نتایج مدل تصحیح خطا

منبع: یافته‌های پژوهش

ECM Regression

متغیر	ضریب	t-Statistic	Prob.
D(GE)	۶/۵۲e-۲۰	۱۶/۲۱	۰/۰۰
D(TAX)	-۰/۰۰۰۱	-۲/۴۹	۰/۰۱
D(TAX(-۱))	۰/۰۰۰۴	۹/۱۴	۰/۰۰
D(Inflation)	-۰/۰۰۰۹	-۵/۸۵	۰/۰۰
D(UN)	۰/۰۰۵	۶/۰۶	۰/۰۰
D(UN(-۱))	۰/۰۰۴	۵/۹۸	۰/۰۰
D(DIpopulation)	-۰/۲۷	-۱/۲۱	-۰/۲۳
CointEq(-1)	-۰/۳۸	-۱۳/۶۳	۰/۰۰

باتوجه به نتایج جدول (۱۱)، ضریب برآوردی  $CointEq(-1)$ ، از نظر آماری معنادار و دارای علامت منفی است. ضریب الگوی تصحیح خطا برابر با مقدار  $-۰/۳۸$  است که در سطح ۹۹ درصد معنادار و بیانگر همگرایی نتایج کوتاه‌مدت و بلندمدت در الگو است. به عبارت دیگر، باتوجه به ضریب الگوی تصحیح خطا، بین الگوی کوتاه‌مدت و بلندمدت به صورت نمایی همگرایی وجود دارد و در هر دوره ۳۸ درصد از خطای مدل کوتاه‌مدت اصلاح می‌شود و به مدل بلندمدت همگرا خواهد شد.

## ۵. نتیجه گیری

مالیات یک ابزار قدرتمند در سیاست‌های مالی دولت در جهت پیشبرد اهداف اجتماعی و اقتصادی است. یکی از اهداف اصلی و مهم نظام مالیاتی کشورها دستیابی به توزیع درآمد عادلانه‌تر است. در این تحقیق اثر مالیات برارث بر شاخص ضریب جینی به‌عنوان شاخص توزیع درآمد از سال ۱۳۸۵:۴ تا ۱۳۹۷:۳ در ایران و با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) مورد بررسی قرار گرفت. مطابق با نتایج پژوهش حاضر، اثر بلندمدت نرخ بیکاری، مخارج دولتی، نرخ رشد جمعیت و نرخ تورم بر ضریب جینی مثبت و معنادار است. به عبارتی افزایش مخارج دولتی، نرخ تورم، نرخ بیکاری و نرخ رشد جمعیت در بلندمدت می‌تواند منجر به توزیع ناعادلانه درآمد شود. از طرفی اثر نرخ رشد اقتصادی و مالیات برارث بر ضریب جینی در بلندمدت منفی و معنادار است. به عبارتی افزایش درآمدهای مالیاتی ناشی از مالیات برارث که از طریق تغییر در نرخ مالیات و سیاست‌های مالی انقباضی قابل حصول است باعث کاهش نابرابری در جامعه خواهد شد. بر اساس نتایج برآورد مدل، سیاست‌های زیر برای بهبود توزیع درآمد توصیه می‌شود:

مالیات از پایه‌های مختلفی قابل اخذ است. مطابق با قانون جدید مالیات برارث، نرخ این مالیات به نسبت سایر مالیات‌ها کاهش یافته است. مطابق با نتایج پژوهش حاضر، اثر مالیات برارث بر توزیع درآمد منجر به بهبود توزیع درآمد در جامعه خواهد شد؛ لذا توصیه می‌شود که پایه‌های مالیاتی کارآمدتر که توزیع درآمد را بهبود می‌بخشد شناسایی شود و تاحدامکان مالیات بر پایه ثروت و به طور خاص مالیات برارث جایگزین پایه‌های مالیاتی ناکارآمد شود. مطابق با نتایج، مخارج عمومی دولت که بیانگر اندازه دولت است منجر به بدتر شدن توزیع درآمد می‌شود؛ لذا پیشنهاد می‌شود دولت در جهت خصوصی سازی و کاهش مخارج عمومی خود گام بردارد. از طرفی نرخ رشد اقتصادی منجر به بهبود توزیع درآمد می‌شود؛ لذا دولت‌ها می‌بایست هزینه‌های خود را کاهش و در بخش‌های صنعتی کشور و شرکت‌های دانش بنیان هزینه کنند. با سرمایه‌گذاری دولت در بخش‌های صنعتی کشور، نرخ اشتغال افزایش می‌یابد که این به نوبه خود منجر به کاهش نرخ بیکاری و بهبود توزیع درآمد خواهد شد. از طرفی افزایش نرخ تورم تأثیر مثبتی بر ضریب جینی دارد که این به منزله بدتر شدن توزیع درآمد است؛ لذا پیشنهاد می‌شود دولت‌ها در مسیر هدایت نقدینگی به سمت صنعت اهتمام ورزند؛ چراکه با هدایت نقدینگی به سمت تولیدات صنعتی، ضمن افزایش اشتغال و رشد اقتصادی، نرخ تورم هم کنترل خواهد شد.

## کتابنامه

- اسدالله زاده بالی، میررستم. (۱۳۷۸). اثربخشی مالیات بر نابرابری و توزیع درآمد در ایران، پژوهشنامه مالیات، ۱۶(۱).
- امین رشتی، ناریس، رفعت میلانی، مژگان. (۱۳۹۰). بررسی اثر مالیات بر ارزش افزوده بر توزیع درآمد در کشورهای منتخب. پژوهشنامه مالیات، دوره جدید - ۱۹(۱۱) (مسلسل ۵۹)، ۶۳-۸۳.
- حبیبیان نقیبی، مجید؛ نبوی، سیده شریفه؛ هاشمپور، زینب. (۱۳۹۳). بازخوانی مالیات بر ارزش افزوده (رویکرد فقهی، تاریخی و مقایسه با سایر کشورها)، پژوهشنامه مالیات، ۲۲(۶۹)، ۹۳-۱۱۴.
- حکمت شعار، محمدمهدی (۱۳۹۴). بازاریابی اجتماعی: کاربرد و مزیت آن در فرهنگ سازی مالیاتی، کنفرانس بین المللی مدیریت، فرهنگ و توسعه اقتصادی.
- خانزادی، آزاد؛ حیدریان، مریم؛ مرادی، سارا. (۱۳۹۴). بررسی و تحلیل نقش و اثرات درآمدهای مالیاتی بر توزیع درآمد و توسعه انسانی (مطالعه موردی کشور ایران)، فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی)، ۴(۱۱)، ۱۳۵-۱۵۸.
- داوودی، پرویز؛ براتی، محمدعلی. (۱۳۸۶). بررسی آثار سیاست های اقتصادی بر توزیع درآمد در ایران. پژوهشنامه بازرگانی، ۱۱(۴۳)، ۲۸۳-۳۲۲.
- سازمان امور مالیاتی ایران (۱۴۰۰). بازبانی شده در تاریخ آبان هزار و چهارصد .  
<https://www.intamedia.ir/>
- سالم، علی اصغر؛ نادمی، یونس (۱۳۹۵). بررسی فرضیه کارایی ضعیف در دو رژیم پرنوسان و کم نوسان بازدهی بازار سهام تهران، فصلنامه پژوهش ها و سیاست های اقتصادی، ۲۴(۷۷)، ۱۳۹-۱۶۲.
- سیفی پور، رویا؛ رضایی، محمدقاسم. (۱۳۹۰). بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران با تاکید بر مالیات ها. پژوهشنامه مالیات، دوره جدید - ۱۹(۱۰) (مسلسل ۵۸)، ۱۲۱-۱۴۲.
- طباطبائی، سید محمد شهاب؛ محمدی، تیمور؛ خورسندی، مرتضی. (۱۳۹۶). قدرت بازاری اوپیک: آزمون وجود رفتار همکارانه اعضای اوپیک با رویکرد ARDL. اقتصاد انرژی ایران (اقتصاد محیط زیست و انرژی)، ۶(۲۳)، ۱۳۳-۱۵۱.
- عصاری آرانی، عباس؛ عاقلی کهنه شهری، لطفعلی؛ شفیع، سعید؛ رسولی، میر میثم. (۱۳۹۰). بررسی تأثیر سیاست های مالی بر توزیع درآمد در ایران. پژوهشنامه اقتصادی، ۱۱(۱) (پیاپی ۴۰)، ۳۱-۴۸.
- فرامرزی، ایوب؛ شنبان فاروجی، مجید؛ حکیمی پور، نادر؛ علیپور، صادق؛ جباری، امیر. (۱۳۹۴). بررسی رابطه مالیات و رشد اقتصادی، مطالعه موردی ایران و کشورهای عضو اوپیک و سازمان همکاری های اقتصادی (OPEC) و (OECD). اقتصاد مالی (اقتصاد مالی و توسعه)، ۹(۳۲)، ۱۰۳-۱۲۲.



### بررسی اثر مالیات برارث بر توزیع درآمد در ... (نادر مهرگان و دیگران) ۳۲۵

قائد، ابراهیم؛ احمدی شادمهری، محمدطاهر؛ مرادی، مژگان. (۱۳۹۸). عوامل مؤثر بر نابرابری توزیع درآمد در ایران با تأکید بر نقش مهاجرت و شهرنشینی. *دوفصلنامه مطالعات جمعیتی*، ۱۵(۱)، ۱۲۷-۱۴۷.

کریمی، محمد شریف؛ دورباش، معصومه. (۱۳۹۷). بررسی تأثیر مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم بر توزیع درآمد با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته. *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۶(۲۲)، ۴۷-۶۸.

ملاسمعیلی دهشیری، حسن؛ پژویان، جمشید؛ غفاری، فرهاد، حسینی، سید شمس‌الدین. (۱۴۰۱). تحلیل اثر سیاست مالی (مالیات بر مجموع درآمد) بر توزیع درآمد کشورهای منتخب OECD. *اقتصاد مالی*، ۱۶(۵۸)، ۹۳-۱۰۸.

منجذب، محمدرضا؛ نصرتی، رضا (۱۳۹۷). *مدل‌های اقتصادسنجی پیشرفته همراه با ایویوز و استاتاستات*، نشر مهربان: تهران.

مهرآرا، محسن؛ اصفهانی، پوریا. (۱۳۹۴). بررسی رابطه بین توزیع درآمد و ساختار مالیاتی کشورهای منتخب، *پژوهش‌نامه مالیات*، ۲۳(۲۸)، ۲۰۹-۲۲۸.

موسی پوراحمدی، عالمه؛ موسوی جهرمی، یگانه؛ خدادادکاشی، فرهاد. (۱۳۹۳). *ارزیابی عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی در جامعه*، ۱۹(۶۱)، ۱۱۷-۱۴۷.

نادری، سعید؛ سلاطین، پروانه. (۱۳۹۷). تأثیر مالیات بر ارزش افزوده بر توزیع درآمد در گروه کشورهای منتخب درآمد متوسط. *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۶(۲۴)، ۵۶۸-۵۹۴.

Allais, Ma. (1977). *L'Impôt sur le Capital et la Réforme Monétaire*. Paris: Hermann.

Azarbayejani, K., Mollaesmaeili Dehshiri, H., & Daei Karimazadeh, S. (2014). Investigating the Impact of Trade and Foreign Direct Investment on Income Distribution in Iran with ARDL Approach. *Journal of Trading Reviews*, 11(61), 69-82.

Baghban Nazari, R., Tahriri, A., Nonhal Nahr, A. (2014). *Investigating the accounting and auditing factors affecting the instrumental and final profits of taxpayers*. Master Thesis, University of Tehran.(Persian)

Bastani, S. and Waldenström, D. (2020). How Should Capital Be Taxed? *Journal of Economic Surveys*, 34(4), 812-846.

Beznoška, M., Hentze, T., & Stockhausen, M. (2020). The inheritance and gift tax in Germany: Reform potentials for tax revenue, efficiency and distribution. *Public Sector Economics*, 44(3), 385-417.

Central bank of Islamic Republic of Iran ( 2019), [www.cbi.ir](http://www.cbi.ir)

David, N. B. (2009). Efficiency aspects of increasing inheritance taxes while decreasing income taxes. *Applied Economics*, 41(26), 3359-3366. <https://doi.org/10.1080/00036840701416411>

- Douglas, A. K. (2004) The revised uniform estate tax apportionment act real property, *Probate and Trust Journal*, 38, 613.
- Elinder, M., Erixson, O. and Waldenström, D. (2018). Inheritance and wealth inequality: Evidence from population registers. *Journal of Public Economics*, 165, 17-30.
- Farahati, M. (2019), Revenue-Neutral Changes in Tax Structural and Economic Growth in Iran, *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 9(35), 121-136.
- Indongo, A., & Robinson, Z. (2021). An analysis of the impact of fiscal policy on income distribution in Namibia, University of South Africa.
- Iranian National Tax Administrations Research Database, (2021). <http://taxresearch.ir/>
- Jestl, S. (2021), Inheritance tax regimes: a comparison. *Public Sector Economics*, 45(3), 363-385. DOI:10.3326/pse.45.3.3
- Kaldor, N. (1956). Indian Tax Reform. Delhi: Ministry of Finance, Government of India.
- Marterbauer, M. and Schürz, M. (2007). Der Streit um die Abschaffung der Erbschaftssteuer in Österreich. *WISO*, 30(1), 32-52.
- Martinez-Vazquez, J., Moreno-Dodson, B., & Vulovic, V. (2012). The impact of tax and expenditure policies on income distribution: Evidence from a large panel of countries. *Andrew Young School of Policy Studies Research Paper Series*, (12-30).
- OECD. (2018). The Role and Design of Net Wealth Taxes in the OECD. *OECD Tax Policy Studies*, No. 26.
- OECD. (2019). Economic Policy Reforms 2019: Going for Growth. Paris: OECD.
- OECD. (2021), Inheritance Taxation in OECD Countries, OECD Tax Policy Studies, No. 28, OECD Publishing, Paris.
- Ohlsson, H & Roine, J & Waldenström, D, (2014). Inherited Wealth over the Path of Development: Sweden, 1810–2010. IFN Working Paper No. 1033.
- Pajouyan J, Molla Esmaeili Dehshiri, H, Hosseini, Sh & Ghaffari F. (2020), Paper: Analyzing The Impact Of Fiscal Policy (Income Tax) On Income Distribution In Iran By Autoregressive Distributed Lag (Ardl) Approach, *Journal of Money and Economy* (English), 15(2); 221-234.
- Pesaran, H., & Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration “chapter 11. In *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.
- Piketty, T. (2011). On the Long-Run Evolution of Inheritance: France 1820–2050 , *The Quarterly Journal of Economics*, 126(3), 1071-1131.
- Piketty, T. (2015). Capital and wealth taxation in the 21st century. *National Tax Journal*, 68 (2), 449–458.

بررسی اثر مالیات برارث بر توزیع درآمد در ... (نادر مهرگان و دیگران) ۳۲۷

Rezagholizadeh, M., & Aghaei, M. (2015). Investigating the Effect of Direct Tax on Income Distribution in Iran. *Majlis and Rahbord*, 22(84), 129-156.

Scheuer, F., & Slemrod, J. (2021). Taxing Our Wealth. *Journal of Economic Perspectives*, 35(1), 207-230.

World Bank. (2014). *Inequality in Focus, Analyzing the World Bank's Goal of Achieving Shared Prosperity*.