

## Relationship between Income Inequality and Economic Growth in Iran

Hassan Heidari<sup>1</sup>, Akbar Hassanzadeh<sup>2</sup>

**Introduction:** Providing social justice and eradication of poverty and deprivation by creating balance between the distribution of income and wealth among the people of society is emphasized in the constitution. In this regard, explaining the relationship between income inequality and economic growth has been the most challenging economic issues in the recent decades and despite extensive research in this area, there are still unclear topics in this subject and empirical studies have also led to contradictory results. Some believe that there is a conflict between these two categories and argue that the unequal distribution of income in the early stages of development of each country is essential for growth and in contrast, opponents of this theory argue that an increase in the income inequality prevents economic growth. In this regard and in the present study, in addition to reviewing the theoretical foundations of the different effects of income inequality on economic growth, the level of inequality as a determinant

حسن حیدری<sup>\*</sup>, اکبر حسن‌زاده<sup>\*\*</sup>

**مقدمه:** تأمین عدالت اجتماعی و رفع فقر و محرومیت از طریق ایجاد تعادل در توزیع درآمد و ثروت میان آحاد جامعه مورد توجه و تأکید قانون اساسی است. در این میان، تبیین ارتباط میان نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی از عرصه‌های چالش برانگیز مباحث اقتصادی در دهه‌های اخیر بوده و با وجود تحقیقات گسترده در این زمینه، هنوز هم موضوعات مبهم فراوانی در این خصوص وجود داشته و مطالعات تجربی نیز به یک سری نتایج ضد و تعیض منتهی شده است. گروهی با اعتقاد به وجود تضاد و ناسازگاری میان این دو مقوله، توزیع نابرابر درآمد را در مراحل اولیه رشد هر کشور خسروی تلقی می‌کنند و در مقابل، مخالفان این نظریه معتقدند افزایش نابرابری درآمدی مانع رشد اقتصادی می‌شود. در این راستا و در مطالعه حاضر، ضمن معرفی بر مبانی نظری تأثیرات متفاوت نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی، سطح نابرابری به عنوان عامل تعیین‌کننده علامت این ارتباط در نظر گرفته شده و رابطه‌ای غیرخطی میان این دو متغیر تصریح شده است.

روش: با استفاده از الگوریتم رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم (STR)، تأثیر نابرابری درآمدی بر

1. Ph.D of Economics

2. Ph.D student in Economics,  
<ak.hassanzadeh@urmia.ac.ir>

\* دکتر اقتصاد، دانشگاه ارومیه

\*\* دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه ارومیه، (نویسنده  
مسئول)، <ak.hassanzadeh@urmia.ac.ir>

factor of this relation has been taken into account and a non-linear relationship between these two variables has been specified.

**Method:** Using smooth transition non-linear regression model, the effects of income inequality on Iran's GDP per capita over the period of 1391-1348 have been examined.

**Findings:** The link between income inequity and economic growth in Iran is nonlinear and includes a two-regime structure, that is the effect of income inequality on GDP per capita is negative in the first regime and positive in the second. Therefore, a net positive or negative impact of the inequality on growth that was achieved in most studies, cannot be accepted. Additionally, an optimal rate of Gini coefficient equal to 0.3838 was estimated that maximizes GDP per capita and at levels less than this rate, an increase in GDP per capita has led to an increase inequality and vice versa.

**Discussion:** The role and impact of income inequality on the path to economic growth achievement is important and economic development strategies must be based on rapid economic growth and equitable distribution of income. Considering the results and estimating

تولید ناخالص داخلی سرانه ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۴۸ مورد بررسی قرار گرفته است.

یافته‌ها: ارتباط میان دو متغیر نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی در ایران غیرخطی بوده و دارای ساختار دو رژیمی است؛ بهطوری که در رژیم اول تأثیر نابرابری درآمدی بر تولید ناخالص داخلی سرانه منفی و در رژیم دوم مثبت است. بنابراین نمی‌توان تأثیر مثبت یا منفی خالص نابرابری بر رشد اقتصادی که در غالب مطالعات تجزیی حاصل شده است را پذیرفت. در ضمن نرخی بهینه برای ضریب جینی معادل  $0.3838$  برآورده شده که حداکثرکننده تولید ناخالص داخلی سرانه بوده در سطوح کمتر از این نرخ، افزایش نابرابری موجب افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه می‌شود و برعکس.

بحث: نقش و تأثیر نابرابری درآمدی در مسیر نیل به رشد اقتصادی بسیار مهم بوده و راهبردهای توسعه اقتصادی کشور می‌بایست مبتنی بر رشد سریع اقتصادی و توزیع عادلانه درآمد باشد. با توجه به نتایج تحقیق و برآوردنرخی بهینه برای متغیر ضریب جینی، سیاست‌گذاران کشور می‌بایست ضمن اتخاذ سیاست «رشد همراه با توزیع» درجهت کاهش نابرابری درآمدی و افزایش سهم طبقات کم‌درآمد بهویژه طبقه متوسط جامعه، حصول نرخ بهینه نابرابری درآمدی را از طریق اهرمهای بازنریزی درآمد اعم از سیاستهای فقرزدایی مبتنی بر کاهش نابرابری در توزیع

the optimal rate for the Gini coefficient, policymakers should adopt a policy of “growth with distribution” in order to reduce income inequality and increase the share of low-income classes, particularly the middle class while achieving the optimal rate of income inequality through redistribution leverage such as poverty eradication policies based on reducing income inequality and redistribution using targeted subsidies and taxation of high-income groups.

**Keywords:** Income inequality, Economic growth, Nonlinear models, Smooth transition regression.

درآمدها و توزیع مجدد آن با استفاده از یارانه‌های هدفمند و اخاذ مالیات از گروههای پدرآمد در دستور کار خود قرار دهن.  
کلید واژه‌ها: نابرابری درآمدی، رشد اقتصادی، مالیات‌های غیرخطی، رگرسیون انتقال ملایم

تاریخ دریافت: ۹۶/۰/۲۷

تاریخ پذیرش: ۹۵/۹/۲۵

## مقدمه

دستیابی به توسعه اقتصادی در جهت بهبود کیفیت زندگی مردم و افزایش سطح رفاه عمومی از اهدافی است که سیاست‌گذاران در کشورهای مختلف در پی آن می‌باشند. در این راستا دو مقوله رشد اقتصادی و چگونگی توزیع درآمد و رابطه میان این دو متغیر نقش تعیین‌کننده‌ای در فرایند توسعه اقتصادی دارد. رشد اقتصادی که به معنای توسعه و گسترش امکانات و ظرفیت‌های اقتصاد در یک افق زمانی است، به عنوان عامل فراهم آورنده سطح تولیدات بالاتر به منظور مصرف و سرمایه‌گذاری بیشتر مطرح می‌باشد و توزیع برابر درآمد نیز به نحوه توزیع این امکانات بین آحاد مردم اشاره و سبب بهره‌مندی متناسب همگان از امکانات و منابع موجود می‌شود. این دو متغیر همگام با شکل‌گیری سایر نهادهای اجتماعی، فرهنگی و سیاسی، موجبات تسريع و تسهیل فرایند توسعه

اقتصادی در کشورها را فراهم می‌آورند و در مسیر نیل به توسعه اقتصادی، چگونگی تعامل این دو متغیر بسیار مهم است.

کشور ایران از امکانات طبیعی بسیاری برای دستیابی به رشد اقتصادی سریع برخوردار است. از طرفی تأمین عدالت اجتماعی و رفع فقر و محرومیت از طریق ایجاد تعادل در توزیع درآمد بین آحاد مردم مورد تأکید قانون اساسی می‌باشد. بنابراین ضروری است که راهبردهای توسعه کشور بر مبنای رشد اقتصادی سریع و توزیع عادلانه درآمد پایه‌ریزی شود و برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاریها بر مبنای اهداف فوق صورت گیرد.

بحث پیرامون ارتباط میان توزیع درآمد و رشد اقتصادی در ادبیات توسعه اقتصادی، با نظریه‌های کوزنتس<sup>1</sup> (۱۹۵۵) آغاز می‌شود. وی در مقاله‌ای تحت عنوان «رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی» برای اولین بار نظریه مشهور خود را ارائه داد. طبق نظریه کوزنتس، نابرابری درآمدی طی اولین مراحل رشد اقتصادی رو به افزایش می‌گذارد؛ سپس هم‌تراز شده و بالاخره پس از گذشت مراحلی از توسعه، کاهش می‌یابد. در نتیجه از نظر کوزنتس یک رابطه  $U$  معکوس بین نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی برقرار می‌باشد.

به طور کلی، مطالعاتی که در حیطه ارتباط میان رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی می‌باشند، همگی در قالب دو الگوی کلاسیک یا مدرن و یا تلفیقی از این دو می‌گنجند. در الگوی کلاسیک، این دو مقوله از طریق عامل پسانداز یا سرمایه فیزیکی با یکدیگر ارتباط پیدا می‌کنند. به این صورت که هرچه نابرابری درآمدی افزایش یابد، ثروت بیشتری در اختیار قشر مردم جامعه که میل نهایی به پسانداز بالاتری دارند قرار می‌گیرد و این موضوع سبب افزایش

1. Kuznets

پس انداز کل و انشاست سرمایه بیشتر گردیده و در نهایت رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. برخلاف الگوی کلاسیک، در الگوی مدرن ارتباط میان رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی منفی ارزیابی می‌شود و سرمایه انسانی عامل این ارتباط می‌باشد. به این صورت که برابری بیشتر در جامعه امکان سرمایه‌گذاری در آموزش را برای افراد بیشتری از جامعه فراهم می‌کند. در نتیجه هرچه نابرابری درآمدی کمتر باشد، سرمایه انسانی بیشتری حاصل گردیده و رشد اقتصادی بهبود می‌یابد (گالور، ۲۰۰۰).

شایان ذکر است نظریه‌های کلاسیک در این حوزه برای سالهای طولانی ایده غالب در عرصه اقتصادی بوده و به عنوان یک واقعیت مسلم در برنامه‌های توسعه اقتصادی کشورهای در حال توسعه تلقی می‌گردیدند. اما ارتباط توزیع درآمد و رشد اقتصادی در دهه‌های اخیر مورد مجادله صاحبنظران و اقتصاددانان بوده است. گروهی با تبعیت از نظریه‌های کلاسیک، با اعتقاد به وجود تضاد ناسازگاری میان این دو مقوله، توزیع نابرابر درآمد را در مراحل اولیه رشد هر کشور لازم و ضروری می‌دانند و در مقابل، مخالفان این نظریه معتقدند افزایش نابرابری درآمدی مانع رشد اقتصادی می‌شود. آنها به وضعیت کشورهای جهان سوم اشاره کرده و بیان می‌کنند که طبقه ثروتمند در این کشورها تمایل چندانی به صرفه‌جویی یا پس‌انداز و سرمایه‌گذاری مولد ندارند. همچنین سطح پایین زندگی فقر را علت کاهش بهره‌وری آنان می‌دانند که موجب کندی رشد اقتصادی می‌شود. در این میان، توزیع درآمد برابرتر، با افزایش میل نهایی به مصرف در میان گروههای درآمدی پایین‌تر، موجب افزایش تقاضای داخلی، سرمایه‌گذاری، اشتغال و در نهایت رشد و توسعه اقتصادی می‌شود.

---

1. Galor

با توجه به نتایج مطالعات تجربی و نحوه تعامل این دو متغیر، سیاست‌گذاران اقتصادی همواره با این دو سؤال مواجه هستند که آیا برای تسريع در رشد اقتصادی باید سطحی از نابرابری درآمدی را پذیرفت و یا اینکه برای بهبود در توزیع درآمد باید به کند شدن رشد اقتصادی تن داد؟ بنابراین تبیین ارتباط بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد می‌تواند پاسخگوی یکی از پرسش‌های اساسی و بنیادین برنامه‌ریزان اقتصادی به ویژه در کشورهای در حال توسعه باشد، زیرا کشورهای مزبور همواره از سطح پایین درآمد سرانه و نیز گستردگی شکافهای درآمدی در رنج بوده‌اند. لذا انسایی ارتباط این دو و بررسی این موضوع که آمار و شواهد موجود در کشورها چه نوع رابطه‌ای را میان رشد و نابرابری درآمد نشان می‌دهد، از الزامات سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی در اقتصاد جهت نیل به توسعه اقتصادی بوده و می‌تواند در جهت‌دهی سیاست‌های اثربار بر رشد اقتصادی در این کشورها مؤثر باشد.

مطالعه آلمتن<sup>۱</sup> (۲۰۰۳) نشان داد در مواردی مانند کشورهای چین، کاستاریکا، هنگ‌کنگ، سریلانکا، کره جنوبی، تایوان و...، سطح بالاتر رشد اقتصادی می‌تواند با کاهش نابرابری و نه با افزایش آن همراه باشد این موضوع کاملاً بستگی به چگونگی فرایند توسعه دارد. به تبع آن در کشوری مانند ایران نیز چگونگی فرایند توسعه می‌تواند در نوع ارتباط میان رشد و توزیع درآمد مؤثر باشد. در این راستا در مطالعه حاضر سعی شده است مبانی نظری تأثیرات مختلف نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی تحلیل و سپس این ارتباط به صورت تجربی آزمون گردد. ساختار این مقاله در پنج بخش تنظیم شده است؛ در پی آمد مقدمه و در قسمت دوم، مبانی نظری این ارتباط مورد بحث و تحلیل قرار گرفته و

1. Altman

سپس به بحث پیشینه تحقیق پرداخته شده و برخی از مطالعات مهم انجام شده در این حوزه شامل مطالعات داخلی و خارجی مورد کنکاش قرار می‌گیرد. در بخش سوم، روش‌شناسی تحقیق شامل الگوی رگرسیونی انتقال ملایم و آزمونهای مربوطه معرفی و تشریح می‌شود. در بخش چهارم الگوی نظری تحقیق معرفی شده و تحلیل تجربی و تخمین روایط اقتصادسنجی و تفسیر نتایج صورت می‌گیرد و در نهایت در بخش پنجم و پایانی، بحث و نتیجه‌گیری از یافته‌ها صورت می‌گیرد.

### مبانی نظری

به رغم مطالعات بسیاری که در ارتباط با رشد و نابرابری درآمد صورت گرفته است، همچنان ارتباط بین این دو متغیر مسئله‌ای سوال برانگیز و دارای ابهام است. لذا در این قسمت، مجاری مختلفی که نابرابری درآمدی از طریق آنها فرایند رشد اقتصادی را متأثر می‌سازد در دو بخش مورد بررسی قرار می‌گیرد، به اینصورت که ابتدا تأثیرات مثبت نابرابری بر رشد اقتصادی و سپس اثرات منفی آن تحلیل می‌شود.

#### ۱- اثرات مثبت توزیع نابرابر درآمد بر رشد اقتصادی

سه مجرای متفاوت که نابرابری در توزیع درآمد به واسطه آنها به طور مثبت بر فرایند رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد عبارتند از:

۱- اولاً رشد و نابرابری درآمدی از طریق عامل پسانداز و سرمایه‌فیزیکی با یکدیگر ارتباط پیدا می‌کنند. به این صورت که طبق نظریه عمومی کینز، میل نهایی به مصرف در بین افراد کم‌درآمد بیش از افراد با درآمد بالا است،

لذا چون تمایل به پسانداز میان قشر غنی و مرفه جامعه بیشتر است، هر چه نابرابری درآمدی در یک کشور بالاتر باشد، پسانداز و بنابراین سرمایه‌گذاری فیزیکی و انسانی بیشتری در کشور صورت می‌گیرد و متعاقب آن رشد اقتصادی نیز افزایش می‌یابد. بنابراین در این مفهوم، نابرابری توزیع درآمد شرط لازم برای افزایش پسانداز و سرمایه‌گذاری و بنابراین رشد اقتصادی است (کالدور<sup>۱</sup>، ۱۹۵۶؛ گالور، ۲۰۰۰). هرچند در کشورهای در حال توسعه از جمله ایران، مازاد شکل گرفته به وسیله طبقه غنی جامعه ممکن است عمدتاً صرف واردات و مصرف کالاهای لوکس و یا خروج به صورت سرمایه‌گذاری در سایر کشورها شده و امکان رشد پسانداز را سلب نماید. همچنین به دلیل عدم سیستمهای نظارتی و مالیاتی، بخش عمده‌ای از سرمایه‌های شکل گرفته توسط طبقه مرفه، ممکن است صرف سفته‌بازی در بخش‌های غیرمولود و حتی ورود این سرمایه‌ها به اقتصاد زیرزمینی شود.

۲- نابرابری درآمدی در شرایط وجود اصطکاک در اعتبارات و همچنین غیرقابل تقسیم بودن سرمایه‌گذاری، باز هم باعث افزایش سرمایه‌گذاری و انشاست سرمایه و بنابراین رشد اقتصادی می‌شود (آگیون<sup>۲</sup> و همکاران، ۱۹۹۹).

۳- نابرابری توزیع درآمد باعث ایجاد مشوقه‌ای برای انشاست سرمایه و خلق نوآوریهای جدید شده و رشد اقتصادی را متاثر می‌سازد (میرلیس<sup>۳</sup>، ۱۹۷۱). به عبارتی، توزیع نابرابر درآمد در یک جامعه، انگیزه را برای مخترعان و کارآفرینان که در مقایسه با انواع دیگر نیروی کار در جامعه، نقش مؤثرتری در پیشرفت

1. Kaldor  
2. Aghion  
3. Mirrlees

تکنولوژی و رشد اقتصادی دارند افزایش می‌دهد (Baumol، ۲۰۰۷). همچنین برخی اقتصاددانان استدلال می‌کنند که نابرابری بیشتر درآمد موجب انگیزش افراد با سطوح درآمدی پایین می‌شود تا سخت‌تر کار کرده و درآمد بالاتری کسب کنند (بوشی و پرایس، ۲۰۱۴).

## ۲-۲- اثرات منفی نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی

برخلاف مواردی که در بالا عنوان گردید، کانالهای مختلفی نیز وجود دارند که از طریق آنها، توزیع نابرابر درآمد به عنوان عامل تضعیف‌کننده روند رشد اقتصادی عمل می‌کند. این مجاری عبارتند از:

۱- اگر توزیع درآمد در جامعه نابرابر باشد، قشرهای متوسط و پایین درآمدی که نسبت بالایی از جمعیت کشور را نیز تشکیل می‌دهند، سهم کمتری از درآمد را به خود اختصاص خواهند داد و این موضوع سبب نارضایتی قشر وسیعی از جمعیت خواهد شد. بنابراین نابرابری بالاتر درآمد معمولاً دلالت بر بی ثباتی بیشتر اجتماعی- سیاسی و بنابراین تعارضها و تنشهای وسیع‌تر خواهد داشت. با ایجاد و گسترش اعترافات و شورش‌های عمومی، اولاً بسیاری از استعدادها و امکانات جامعه از بین رفته و یا تعطیل می‌گردد و از طرفی این امر، امنیت و ثبات اجتماعی را که از پیش‌شرط‌های لازم و ضروری سرمایه‌گذاری است، از بین می‌برد و موجب نااطمینانی هر چه بیشتر در حقوق مالکیت شده و بنابراین رشد اقتصادی را به طور منفی تحت تأثیر قرار می‌دهد (آلسینا و پروتی، ۱۹۹۶).

به عقیده عارف<sup>۴</sup> (۲۰۱۶)، نابرابری بالاتر درآمدی موجب نارضایتی رأی‌دهندگان شده و منجر به مقاومت آنان در قبال پرداخت مالیات و قوانین کشور و حتی

1. Baumol                    2. Boushey and Price  
2. Alesina and Perotti      4. Aref

سیاستهای بازرگانی دولت می‌شود و این عوامل ممکن است موجب کاهش انگیزه سرمایه‌گذاری شود. این مسئله در شرایط حادتر ممکن است به بیثباتی سیاسی و ناارامیهای اجتماعی منجر شود که اثرات مضر آن بر رشد اقتصادی محرز می‌باشد.

۲- توزیع نابرابر درآمد باعث به وجود آمدن فشارهای توزیع مجلد می‌شود که ممکن است منجر به موانع و انحرافات اقتصادی شود که روند رشد اقتصادی را با مشکلات جدی مواجه سازد. به عنوان مثال، با توجه به اینکه معمولاً ارائه خدمات مختلف دولتی از طریق مالیات بر سرمایه انجام می‌گیرد، افراد غنی جامعه که تقریباً تمام درآمشان ناشی از سرمایه است، نرخهای مالیاتی را ترجیح می‌دهند که حداقل کننده رشد است، ولی بقیه افراد که اکثریت جامعه را تشکیل داده و درآمشان ترکیبی از کار و سرمایه است، نرخهای مالیاتی بیشتری را انتخاب می‌کنند که کاهنده رشد محسوب می‌شود، و چون دولتها سیاست‌گذاریهای خود را بر اساس خواسته‌های اکثریت تنظیم می‌کنند، لذا به خاطر درنظرگرفتن ملاحظات توزیعی، نرخهای مالیاتی انتخاب و اعمال می‌شود که بیشتر از مقدار بهینه برای رشد بوده و این موضوع منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌گردد (آلسینا و روذریک<sup>۱</sup>، ۱۹۹۴). این موضوع حتی در مواردی مثل کشور مانیز از جنبه‌ای دیگر تأثیر منفی بر رشد اقتصادی می‌گذارد. در ایران که قسمت کمتری از بودجه دولت از طریق مالیات تأمین می‌شود، استفاده از ابزار مالیاتی جهت سیاستهای توزیعی کمتر مورد توجه قرار می‌گیرد، اما این کار از طریق سیاستهایی چون پرداخت یارانه، قیمت‌گذاری کالاهای اجرای محدودیتهای صادرات اعمال می‌شود. با توجه به اینکه دولت، قسمت عمده‌ای

1. Alesina and Rodrik

از بودجه خود را صرف پرداخت یارانه می‌نماید، افزایش یارانه (جهت سیاستهای توزیعی) به افزایش مصرف و درنتیجه کاهش پسانداز و اباحت سرمایه و افول رشد اقتصادی منجر می‌شود (نیلی و فرجبخش، ۱۳۷۷).

۳- در شرایطی که در بازار اعتبارات (بازار مالی)، نواقصی از قبیل عدم شفافیت اطلاعات، محدودیتهای نهادی و قانونی و غیره وجود داشته باشد، همه افراد امکان استفاده از منابع موجود در این بازار را نخواهند داشت. در این صورت تنها کسانی امکان استفاده از این منابع را دارند که دارای وثیقه‌های بهتر و معتبرتری هستند، لذا فقط افراد ثروتمندتر قادر خواهند بود از امکانات و منابع این بازار استفاده کنند. با درنظرگرفتن این شرایط، نابرابری درآمدی بالاتر، ظرفیت بسیاری از افراد را برای سرمایه‌گذاری حتی در وضعیت بدتری قرار داده و باعث افزایش بی‌ثباتی در اقتصاد کلان می‌شود و بنابراین تأثیری منفی بر رشد بالقوه بلندمدت اقتصاد می‌گذارد (آگیون، کارولی و پنالوسا، ۱۹۹۹). مالینن<sup>۱</sup> (۲۰۱۳) استدلال می‌کند که نواقص بازارهای اعتبار و آشفتگیهای اجتماعی منجر به ارتباط منفی میان نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی می‌شود. به عقیده هالت و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۱۴)، نابرابری درآمدی رفاه اقتصادی را از طریق مکانیسمهای بسیاری تحت تأثیر قرار می‌دهد. به دلیل سرمایه‌گذاری کمتر در سرمایه انسانی در شرایط توزیع نابرابر درآمد و در شرایط نواقص بازارهای اعتبار، رشد اقتصادی به طور منفی تحت تأثیر قرار می‌گیرد و این شرایط منجر به ناکارآمدی اقتصاد می‌شود؛ چرا که موجودی سرمایه انسانی در سطح تعادلی خود نبوده و بنابراین سطح تولید جامعه کارا نمی‌باشد. عارف (۲۰۱۶) استدلال می‌کند که در شرایط

---

1. Malinen  
2. Halter

نواقص بازارهای مالی (که در آن توانایی افراد مختلف برای سرمایه‌گذاری بستگی به سطح درآمد و ثروت آنها دارد)، افراد فقیر ممکن است قادر به تأمین هزینه‌های سرمایه‌گذاری نباشند و این عوامل موجب می‌شود تولید کل پایین‌تر از شرایط بازارهای کامل مالی قرار بگیرد.

۴- نابرابری درآمدی بیشتر باعث می‌شود که نسبت بیشتری از مردم قدرت خرید پایین‌تری داشته باشند و با توجه به اینکه فقر تمایل بیشتری به تقاضای محصولات داخلی دارند، این موضوع باعث کاهش تقاضای کل و در نتیجه کاهش رشد اقتصادی می‌شود (Todaro<sup>۱</sup>، ۱۹۹۷). به عقیده برنستین<sup>۲</sup> (۲۰۱۳)، از آنجا که به کارگیری تکنولوژیهای پیشرفته در صنایع به حداقل مقداری بحرانی از تقاضای داخل بستگی داشته و تقاضای داخل نیز کاملاً وابسته به سطح توزیع درآمد می‌باشد، بالا بودن نابرابری درآمدی از این مجرما نیز می‌تواند عملکرد اقتصاد را به طور منفی تحت تأثیر قرار دهد.

۵- نابرابری بیشتر در توزیع درآمد همواره همراه با نرخهای زاد و ولد بالاتر بوده است. در این شرایط، همچنان‌که تعداد کودکان در هر خانواده افزایش می‌یابد، متوسط سرمایه‌گذاری در آموزش، بهداشت و سلامت و به طور کلی سرمایه انسانی بر روی فرزندان کاهش یافته و این موضوع رشد اقتصادی را به طور منفی تحت تأثیر قرار می‌دهد (Barro<sup>۳</sup>؛ Ehrhart<sup>۴</sup>، ۲۰۰۹).

۶- نابرابری درآمدی از طریق تأثیر بر سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی نیز رشد اقتصادی را به صورت منفی متأثر می‌سازد. به این صورت که چنانچه نیروی کار به علت نابرابری درآمدی بالا در جامعه، منابع مالی کافی را برای

1. Todaro  
3. Barro

2. Bernstein  
4. Ehrhart

تامین سلامتی، آموزش و تغذیه در اختیار نداشته باشد، کارایی لازم را نیز نخواهد داشت و این مسئله اثر منفی بر نرخ رشد اقتصادی می‌گذارد (بامول، ۲۰۰۷). به عقیده مینجوک و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۱۶)، نابرابری درآمدی می‌تواند مانع انشاست سرمایه انسانی بهویژه درخصوص آموزش شود. این بدین علت است که افراد با سطح درآمدی بالاتر می‌توانند مخارج بیشتری نسبت به افراد فقر صرف آموزش کرده و چنین افرادی انتخابهای به مراتب بیشتری برای اشتغال خواهند داشت. بر اساس یافته‌های مطالعه کاسیو و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۱۶)، نابرابریهای موجود در سطوح درآمد و آموزش از عوامل اصلی تفاوت نرخهای رشد در ایالتهای بزرگی موجود باشند. به عبارتی، با کاهش نابرابری درآمدی و افزایش سالهای تحصیل افراد، نرخ رشد اقتصادی به طور مثبت تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

در کل، هر یک از این کانالها احتمالاً قدرت توضیح دهنگی متفاوتی بسته به شرایط کشورها خواهند داشت و لذا اینکه برایند این تأثیرات منجر به تقویت یا تضعیف رشد اقتصادی خواهد شد، بررسیهای تجربی دقیقی را می‌طلبید. مطالعات صورت گرفته در این زمینه، قدرت تأثیر و توضیح دهنگی هر یک از مجاری بالا در هر کشور، احتمالاً بستگی به دو عامل خواهد داشت:

اول اینکه تأثیر نابرابری بر رشد اقتصادی در کشورها احتمالاً با توجه به سطوح توسعه کشورها متفاوت خواهد بود و منظور از سطح توسعه در این مبحث نیز سطح تولید ناخالص داخلی سرانه می‌باشد (پارتریج، ۱۹۹۷؛ بارو، ۲۰۰۰). به عنوان مثال، بارو (۲۰۰۰) و (۲۰۰۸) با رویکرد داده‌های تابلویی و درنظر گرفتن دو گروه از کشورها با سطوح درآمدی متفاوت و استفاده از متغیر ضریب جینی

---

1. Maneejuk  
2. Cassio  
3. Partridge

نشان داد که نابرابری درآمدی در کشورهای با درآمد پایین، تأثیری منفی بر رشد اقتصادی دارد، درحالیکه تأثیر این متغیر در کشورهای با درآمد بالا مثبت می‌باشد، به این معنی که در کشوری با سطوح درآمدی پایین، نابرابری کمتر و توزیع مجدد درآمد منجر به رشد اقتصادی بالاتر می‌شود، اما در کشوری با درآمد سرانه بالا عکس این حالت اتفاق می‌افتد.

از طرفی، تأثیر توزیع نابرابر درآمد بر رشد اقتصادی احتمالاً به سطوح پایه<sup>۱</sup> نابرابری در کشورها نیز بستگی خواهد داشت. به عنوان مثال، چن<sup>۲</sup> (۲۰۰۳) با استفاده از داده‌های مقطعی نشان داد که وقتی سطح پایه نابرابری درآمدی در کشوری پایین باشد، تأثیر افزایش این نابرابری بر رشد اقتصادی مثبت بوده اما زمانی که سطح نابرابری پایه بالا است، این تأثیر منفی می‌باشد.

#### پیشینه تجربی

همان‌طور که در جدول (۱) ملاحظه می‌شود، مطالعات تجربی صورت گرفته در خارج از کشور، منعکس‌کننده نتایجی کاملاً ضد و نقیض بوده و با وجود تحقیقات گسترده در این راستا، هنوز هم عنصر ابهام درخصوص اثرات نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی مشهود است.

1. initial levels  
2. Chen

جدول (۱۱) مطالعات خارجی درخصوص تأثیر نابرابری بر رشد اقتصادی

سال	تأثیر مثبت نابرابری بر رشد	سال	تأثیر منفی نابرابری بر رشد
۱۹۹۷	پارtridge (Partridge)	۱۹۹۱	Persson and Tabellini (Persson and Tabellini)
۱۹۹۸	Deininger and Ollinto (Deininger and Ollinto)	۱۹۹۳	پروتی (Perotti) (Perotti)
۱۹۹۸	لی و زو (Li and Zou)	۱۹۹۴	Alesina and Rodrik (Alesina and Rodrik)
۱۹۹۹	Székely and Hilgert (Székely and Hilgert)	۱۹۹۴	Persson and Tabellini (Persson and Tabellini)
۲۰۰۰	فوربز (Forbes)	۱۹۹۵	کلارک (Clarke) (Clarke)
۲۰۰۲	Castello and Domenech (Castello and Domenech)	۱۹۹۶	Alesina and Perotti (Alesina and Perotti)
۲۰۰۳	Croix and Doepke (Croix and Doepke)	۱۹۹۶	پروتی (Perotti) (Perotti)
۲۰۰۴	Bleaney and Nishi (Bleaney and Nishi)	۱۹۹۷	گالور و زانگ (Galor and Zang) (Galor and Zang)
۲۰۰۴	کاستلو (Castello)	۱۹۹۷	Larraín and Vergara (Larraín and Vergara)
۲۰۰۵	ایرادیان (Iradian)	۱۹۹۸	دینینگر و اسکوایر (Deininger and Squire) (Deininger and Squire)
۲۰۰۵	پارtridge (Partridge)	۱۹۹۹	فیگینی (Figini) (Figini)
۲۰۰۵	Schipper and Hoogeveld (Schipper and Hoogeveld)	۱۹۹۹	تانین نن (Tanninen) (Tanninen)
-	-	۲۰۰۱	اددوکان و راند (Odedokun and Round) (Odedokun and Round)
-	-	۲۰۰۱	زو (Zhu) (Zhu)
سال	رابطه‌ای غیرخطی میان این دو متغیر	۲۰۰۲	کرم و چن (Kremer and Chen) (Kremer and Chen)
		۲۰۰۲	کیفر و ناک (Keefer and Knack) (Keefer and Knack)
۲۰۰۰	بارو (Barro)	۲۰۰۳	جاستن (Josten) (Josten)

سال	تأثیر مثبت نابرابری بر رشد	سال	تأثیر منفی نابرابری بر رشد
۲۰۰۳	(Banerjee and Duflo) بانرژی و دالفو	۲۰۰۳	Ahituv and (Moav) آهیتف و مواف
۲۰۰۳	(Chen) چن	۲۰۰۴	(Kenworthy) کنورتی
۲۰۰۵	(Voitchovsky) ویچوفسکی	۲۰۰۵	(Knowles) نولز
۲۰۰۵	Bengoa and San- (chez) بنگوا و سانچز-	۲۰۰۵	Litschig) لیچیگ
۲۰۰۸	(Barro) بارو	۲۰۰۶	بنجامین و همکاران (Benjamin et al)
۲۰۱۰	(Castello) کاستلو	۲۰۰۷	Davis) دیویس
۲۰۱۱	Castells and (Royuela) کاستلز و رویوللا	۲۰۰۷	Easterly) استرلی
۲۰۱۲	Charles) چارلز	۲۰۰۹	کوئین و همکاران (Qin et al)

اما در سطح داخل کشور، در تنها مطالعه‌ای که بر وجود رابطه‌ای غیرخطی میان نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی تأکید شده، مطالعه‌ای است که توسط پیرایی و رضایی (۱۳۸۹) و تحت عنوان «اندازه بهینه نابرابری درآمدی در ایران» صورت گرفته است. در این مطالعه، مقدار بهینه نابرابری درآمدی تحت عنوان حد آستانه‌ای نابرابری با استفاده از مدل رگرسیون آستانه‌ای دوبخشی هانسن برآورد شد و نتایج نشان داد که نابرابری درآمدی در ایران از یک الگوی حد آستانه‌ای دوبخشی پیروی کرده و مقدار این آستانه نیز معادل  $0/441$  می‌باشد. اکبریان و فام‌کار (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای باعنوان «بررسی ارتباط بین نابرابری درآمد، مخارج آموزشی و رشد اقتصادی»، چگونگی ارتباط بین رشد و نابرابری درآمد در کشور ایران را با درنظر گرفتن مخارج آموزشی دولت به عنوان یک عامل واسطه مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از برآورد الگوهای تحقیق

نیز نشان داد که متغیر نابرابری درآمد با واسطه و بدون واسطه مخارج آموزشی دولت، ارتباط منفی با نرخ رشد اقتصادی ایران دارد.

ابریشمی و همکاران (۱۳۸۴) در مطالعه‌ای تحت عنوان «بررسی رابطه رشد و توزیع درآمد در ایران»، رابطه بین نابرابری و رشد اقتصادی را بر اساس آزمون علیت گرنجر و آزمون همگرایی یوهانسن- یوسیلیوس در دوره زمانی ۱۳۵۰-۸۱ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان داد که یک رابطه علی یکطرفه از سمت نابرابری درآمدی به رشد اقتصادی وجود دارد. به اینصورت که تغییرات نابرابری، علت تغییرات در رشد اقتصادی است، اما رابطه علیت از سمت رشد اقتصادی به نابرابری را نمی‌توان پذیرفت. نتایج تخمین رابطه عادلی بلندمدت بین این دو متغیر بر اساس الگوهای بازار کامل و ناقص سرمایه نیز نشان داد که افزایش نابرابری درآمدی در بلندمدت سبب کاهش رشد اقتصادی می‌شود.

مهدوی عادلی و رنجبرکی (۱۳۸۴) در مقاله‌ای با عنوان «بررسی رابطه بلندمدت بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران» به بررسی چگونگی تعامل دو شاخص توزیع درآمد و رشد اقتصادی در ابعاد مختلف نظری و تجربی طی دوره ۱۳۴۷-۸۱ پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان داد که فرضیه کوزنتس در این دوره در ایران صادق نمی‌باشد و یک رابطه همگرایی بلندمدت مثبت میان رشد اقتصادی و شاخص توزیع نابرابر درآمد (شاخص ضریب جینی) وجود دارد؛ همچنین آزمون علیت گرنجری بین دو متغیر نشان‌دهنده وجود تأثیری متقابل و دوطرفه بین آنها است.

ابونوری و اژدری (۱۳۸۴) در تحلیل اثر توزیع درآمد بر رشد اقتصادی، در تحقیقی با عنوان «اثر توزیع درآمد بر رشد اقتصادی، یک تحلیل بین کشوری با تأکید بر ایران» با توجه به اطلاعات مقطعی ۸۶ کشور مورد مطالعه (از جمله

ایران) در دوره ۱۹۸۰-۱۹۹۳ و همچنین اطلاعات سری زمانی ۱۳۵۰-۱۳۷۵ ایران نشان داده‌اند که اثر نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی منفی بوده است. همچنین مشخص شده که اثر سهم بیست درصد میانی (طبقه متوسط) بر رشد، بیشتر از اثر سهم چهل درصد پایین (طبقه فقیر) است.

نیلی و فرجبخش (۱۳۷۷) در مقاله‌ای با عنوان «ارتباط رشد اقتصادی و توزیع درآمد» به بررسی رابطه میان این دو متغیر در ایران پرداخته‌اند. در مطالعه فوق نشان داده شده که رشد اقتصادی و توزیع درآمد با جهت‌گیری علی دو طرفه، حرکتی هم‌جهت دارند. در این مقاله استدلال شده که حلقه واسطه بین توزیع درآمد و رشد اقتصادی، مخارج دولت است. به این صورت که نامطلوب شدن توزیع درآمد، افزایش مخارج دولت را در پی دارد و افزایش مخارج دولت، موجب کاهش رشد اقتصادی می‌گردد.

همان‌طور که ملاحظه شد، نحوه تأثیر نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی در مطالعات تجربی بسیار متفاوت بوده و این در حالیست که اکثربت قریب به اتفاق این تحقیقات، ضمن تصریح رابطه‌ای خطی میان این دو متغیر، بر تأثیر خالص مثبت یا منفی نابرابری بر رشد تأکید کرده‌اند و در اندک مطالعات به بررسی ارتباطی غیرخطی میان این دو متغیر پرداخته شده است. اما همان‌طور که اشاره شد، در مطالعه حاضر ضمن تصریح رابطه‌ای غیرخطی میان نابرابری درآمدی و تولید ناخالص داخلی سرانه، سطح نابرابری به عنوان عامل تعیین‌کننده علامت این ارتباط در نظر گرفته شده و با استفاده از مدل رگرسیون غیرخطی انتقال مالیم (*STR*)، تأثیر نابرابری درآمدی بر تولید ناخالص داخلی سرانه ایران مورد بررسی قرار گرفته است.

## روش

بر اساس نظریه‌های اقتصادی، برخی متغیرهای سری زمانی دارای رفتار غیرخطی بوده و لذا رفتار آنها در طی زمان ثابت نمی‌باشد. بنابراین برای مطالعه اینگونه متغیرها بایستی از روش‌های غیرخطی بهره گرفت. یکی از مدل‌های غیرخطی مفید که در ادبیات سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد، مدل رگرسیون انتقال ملایم<sup>۱</sup> (*STR*) است. در این مدل‌ها، انتقالات بین رژیمهای مختلف توسطتابع لاجستیک<sup>۲</sup> یا تابع نمایی<sup>۳</sup> تبیین می‌شود. استفاده از روش رگرسیون انتقال ملایم در این تحقیق، مزایایی به شرح ذیل داشته است:

۱- مطابق مبانی نظری که مطرح شد، تأثیر نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی ممکن است خالص (مثبت یا منفی) بوده و بستگی به سطح نابرابری که سیستم در آن قرار دارد، داشته باشد. بنابراین نکته فوق باید در مطالعه تأثیر نابرابری بر رشد مدنظر قرار گیرد که مدل *STR* قابلیت لحاظ نمودن این امر را دارد.

۲- در مدل *STR*، تغییر در رژیمهای شکستهای ساختاری به صورت درونزا توسط مدل مشخص می‌شود، بنابراین نیازی به وارد کردن متغیر موهومی و یا بررسی جداگانه شکست ساختاری نیست.

۳- مدل *STR* علاوه بر اینکه قابلیت مشخص کردن تعداد دفعات و زمان تغییر رژیم را دارد، سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را نیز ارائه می‌دهد. یک مدل *STR* استاندارد با تابع لاجستیک که توسط تراسویرتا<sup>۴</sup> (۲۰۰۴) معرفی شده است، به صورت معادله (۱) می‌باشد:

1. Smooth Transition Regression
2. logistic function
3. exponentian function

$$y_t = \phi' z_t + (\theta' z_t) G(\gamma, c, s_t) + u_t$$

(۱)

$$\gamma > 0 \quad , \quad G(\gamma, c, s_t) = \left( 1 + \exp \left\{ -\gamma \prod_{k=1}^K (s_t - c_k) \right\} \right)^{-1}$$

در این رابطه،  $z$  برداری شامل متغیرهای برونزای مدل،  $\phi$  بردار پارامترهای خطی و  $\theta$  بردار پارامترهای غیرخطی مدل می‌باشد. تابع  $G$  نیز که یک تابع لاجستیک می‌باشد، نشان‌دهنده نحوه انتقال از رژیمی به رژیم دیگر است. در این تابع،  $s$  نشانگر متغیر انتقال،  $\gamma$  پارامتر یکنواختی<sup>۱</sup> و  $c$  نشان‌دهنده حد آستانه یا نقطه وقوع تغییر رژیم است. تابع انتقال  $G$  یک تابع پیوسته و کراندار بین صفر و یک می‌باشد. در ضمن در مدل  $STR$  بحث شده توسط ون دایک و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۰۰)، متغیر انتقال  $s$  می‌تواند وقفه‌های متغیر درونزا، روند زمانی یا خود متغیر برونزای باشد و پارامتر  $k$  نیز تعداد دفعات تغییر رژیم می‌باشد. همچنین  $\gamma$  نشان‌دهنده سرعت انتقال بین رژیمهای بوده و مقادیر بیشتر  $\gamma$ ، تغییر سریع تر رژیم را نشان می‌دهد. هنگامی که  $\gamma \rightarrow \infty$  و  $s_i = 0$  آنگاه  $G = 1$  بوده و زمانی هم که  $s_i = 0$  است  $G = 0$  خواهد بود، در این حالت رابطه ۱ به یک مدل آستانه‌ای<sup>۳</sup> ( $TR$ ) تبدیل می‌شود. هنگامی هم که  $0 < \gamma < \infty$  می‌باشد، رابطه ۱ به یک مدل خطی تبدیل می‌شود.

برآورد مدل‌های  $STR$  در سه مرحله به ترتیب ذیر صورت می‌گیرد:

#### ۱- تشخیص مدل: شروع این مرحله با تصریح یک مدل خطی $AR$ است

1. smoothness parameter
2. Van Dijk
3. threshold model

که به عنوان نقطه شروع تحلیل مورد استفاده قرار می‌گیرد. ادامه این مرحله شامل آزمون وجود رابطه غیرخطی میان متغیرها، انتخاب  $\delta$  و تصمیم‌گیری در مورد تعداد دفعات تغییر رژیم می‌باشد.

**۲- برآورده مدل:** این مرحله شامل یافتن مقادیر مناسب اولیه برای برآورده غیرخطی و برآورده مدل با استفاده از الگوریتم نیوتون – رافسون<sup>۱</sup> و روش حداقل درستنمایی می‌باشد.

**۳- ارزیابی مدل:** در این مرحله، معمولاً آزمونهای مختلفی نظیر آزمون نبود خطاهای خودهمبستگی، ثابت بودن پارامترها بین رژیمهای مختلف، نبود رابطه غیرخطی باقیمانده در پسماندها، ناهمسانی واریانس و آزمون نرمال بودن صورت می‌پذیرد.

**آزمون وجود رابطه غیرخطی میان متغیرها**

این آزمون برای بررسی وجود رابطه غیرخطی از نوع  $LSTR$  و تشخیص متغیر انتقال و مورد استفاده قرار می‌گیرد. اگر متغیر انتقال  $\delta$  عنصری از  $\zeta$  در نظر گرفته شود، رگرسیون تقریبی معادله (۲) به کار برده می‌شود:

$$y_t = \beta'_0 z_t + \sum_{j=1}^3 \beta'_j \tilde{z}_t s_t^j \quad (2)$$

که در آن،  $z_t = (1, \tilde{z}_t)^'$  می‌باشد. اگر  $s_t$  قسمتی از  $\zeta$  نباشد، معادله (۳) را خواهیم داشت:

---

1. Newton-Raphson

$$y_t = \beta'_0 z_t + \sum_{j=1}^3 \beta'_j z_t s_t^j \quad (3)$$

فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن مدل در این حالت بصورت  $H_0 = \beta_1 = \beta_2 = 0$  می‌باشد که آماره آزمون مورد استفاده برای آزمون فرضیه نیز آماره  $F$  می‌باشد. به عبارتی در صورت قبول فرضیه صفر در این آزمون، وجود رابطه غیرخطی در الگو به کلی رد شده و معادله به صورت خطی برآورده شود؛ اما در صورت عدم پذیرش فرضیه صفر بر اساس آزمون فرضیه آماره  $F$  وجود رابطه غیرخطی از نوع  $LSTR$  محرز و تشخیص متغیر انتقال صورت می‌گیرد.

### تعیین نوع مدل

پس از آنکه فرضیه خطی بودن رابطه میان متغیرها در مرحله قبل رد و وجود رابطه غیرخطی از نوع  $LSTR$  محرز شد، باید برای تشخیص نوع مدل غیرخطی ( $ESTR$  یا  $LSTR2$ ،  $LSTR1$ ) در معادله (۲) انجام پذیرد:

$$H_{04}: \beta_3 = 0 - 1$$

$$H_{03}: \beta_2 = 0 \quad \left| \quad \beta_3 = 0 - 2 \right.$$

$$H_{02}: \beta_1 = 0 \quad \left| \quad \beta_2 = \beta_3 = 0 - 3 \right.$$

آماره آزمونهای مربوط به فرضیه‌های صفر یاد شده به ترتیب با  $F_4$ ،  $F_3$  و  $F_2$  نشان داده می‌شوند. در صورت رد فرضیه  $H_{03}$  یکی از مدل‌های  $LSTR2$  و  $LSTR$  با دو بار تغییر رژیم) یا  $ESTR$  (مدل انتقال رژیم نمایی) تأیید و انتخاب می‌شود که با آزمون فرضیه صفر  $c_1 = c_2$  می‌توان یکی از این دو را به عنوان الگوی بهینه انتخاب کرد. در صورت رد فرضیه‌های  $H_{04}$  و  $H_{02}$  نیز الگوی

(مدل  $LSTR$  با یک بار تغییر رژیم) به عنوان الگوی نهایی انتخاب می‌شود.

### آزمون نبود خطای خودهمبستگی

یکی از فروض کلاسیک در برآورد الگوهای اقتصادسنجی، نبود ارتباط میان پسماندها (باقیماندها یا خطاهای مختلف زمانی است. نقض این فرض، مشکلی به نام خودهمبستگی<sup>۱</sup> ایجاد می‌کند. به عبارت دیگر مدل کلاسیک فرض می‌کند که جزء اخلال مربوط به یک مشاهده، تحت تأثیر جزء اخلال مربوط به مشاهده دیگر قرار نمی‌گیرد. آزمون نبود خطای خودهمبستگی در مدل‌های  $STR$  توسط تراسویرتا (۱۹۹۸) معرفی شده که حالت خاصی از آزمون عمومی بحث شده توسط گادفری<sup>۲</sup> است. این آزمون شامل رگرس کردن باقیمانده‌های برآورده‌ی  $\hat{u}_t$  روی باقیمانده‌های وقفه‌دار خودش و مشتقات جزئی تابع حداکثر درستنمایی نسبت به پارامترهای مدل است.

### آزمون نبود رابطه غیرخطی باقیمانده‌ها در پسماندها

پس از برآورد مدل  $STR$ ، می‌بایست غیرخطی بودن باقیمانده‌های<sup>۳</sup> مدل بررسی شود. این آزمون فرض می‌کند که نوع مدل غیرخطی باقیمانده‌ها دوباره از نوع  $STR$  است. فرضیه مخالف به شکل معادله (۴) می‌باشد:

$$y_t = \phi' z_t + \theta' z_t G(\gamma_1, c_1, s_{1t}) + \psi' z_t H(\gamma_2, c_2, s_{2t}) + u_t \quad (4)$$

$$u_t \approx iid(0, \sigma^2)$$

که عنوان می‌کند برای توضیح کامل رابطه غیرخطی، استفاده تنها از  $G$  کافی

1. test of no autocorrelation
2. Godfrey
3. test of no remaining nonlinearity

نبوده و تابع انتقال دیگری مثل  $H$  نیز می‌بایست در الگو وارد گردد. برای آزمون این فرضیه از تقریب خطی مدل به شکل معادله (۵) استفاده می‌شود:

$$y_t = \beta'_0 z_t + \theta' z_t G(\gamma_1, c_1, s_{1t}) + \sum_{j=1}^3 \beta'_j \tilde{z}_t s_{2t}^j + u_t^* \quad (5)$$

این آزمون به وسیله رگرس کردن  $\tilde{u}_t$  روی  $(\tilde{z}'_t s_{2t}, \tilde{z}'_t s_{2t}^2, \tilde{z}'_t s_{2t}^3)$  و مشتقات تابع حداکثر راستنمایی نسبت به پارامترهای مدل انجام می‌گیرد. فرضیه صفر مبنی بر عدم غیرخطی بودن باقیماندها به صورت زیر است:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3$$

انتخاب  $s_{2t}$  می‌تواند از میان متغیرهای موجود در  $z_t$  بوده و یا همان  $s_{1t}$  باشد.

### آزمون ثابت بودن پارامترها در رژیمهای مختلف

این آزمون عبارت از آزمون فرضیه ثابت بودن پارامترها بین رژیمهای مختلف<sup>۱</sup> در مقابل تغییر پارامترها است (یعنی آزمون ثابت بودن پارامترها در بخشهای خطی و غیرخطی). مدل جایگزین به صورت معادله (۶) نوشته می‌شود:

$$y_t = \phi(t)' z_t + \theta(t)' z_t G(\gamma, c, s_t) + u_t \quad (6)$$

که در آن معادلات ۷ تا ۱۰ برقرار می‌باشند:

$$\phi(t) = \phi + \lambda_\phi H_\phi(\gamma_\phi, c_\phi, t^*) \quad (7)$$

$$\theta(t) = \theta + \lambda_\theta H_\theta(\gamma_\theta, c_\theta, t^*) \quad (8)$$

$$u_t \approx iid(0, \sigma^2) \quad (9)$$

---

1. test of parameter constancy

$$t^* = \frac{t}{T} \quad (10)$$

و فرضیه صفر عدم تغییر در پارامترها، بیانگر  $\gamma_\phi = \gamma_\theta = 0$  می‌باشد. برای این منظور، از تقریب رگرسیون غیرخطی بالا با فرض ثبات پارامترهای  $\gamma$  و  $c$  به شکل معادله (۱۱) استفاده می‌شود:

$$y_i = \beta'_0 z_i + \sum_{j=1}^3 \beta'_j z_i (t^*)^j + \sum_{j=1}^3 \beta'_{j+3} z_i (t^*)^j G(\gamma, c, s_i) + u_i^* \quad (11)$$

که این کار را می‌توان برای سهتابع انتقال دیگر به شکل معادله (۱۲) انجام داد:

$$H(\gamma, c, t^*) = \left( 1 + \exp \left\{ -\gamma \prod_{k=1}^K (t^* - c_k) \right\} \right)^{-1} - \frac{1}{2}, \quad \gamma > 0 \quad (12)$$

برای  $k=1,2,3$  و با فرض  $\gamma_\phi = \gamma_\theta$ . همان‌طور که وندایک و همکاران (۲۰۰۰) عنوان می‌کنند، آزمون خطاهای خودهمبستگی، غیرثابت بودن پارامترها و وجود رابطه غیرخطی باقیمانده‌ها در پسمندتها به عنوان آزمونهای اصلی در ارزیابی مدل‌های  $STR$  به شمار می‌روند. به علاوه آزمونهای  $ARCH$  و نرمال بودن پسمندها نیز برای ارزیابی مدل‌های  $STR$  در مطالعات مختلف مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

#### یافته‌ها

تحلیل تجربی تأثیر نابرابری درآمدی بر تولید ناخالص داخلی سرانه ساختار الگو و داده‌های آماری

با توجه به اینکه به عقیده بسیاری از اقتصاددانان، وجود مقدار مشخصی نابرابری در اقتصاد، طبیعی و حتی ضروری می‌باشد، سوالی که مطرح می‌باشد

این است که چه مقدار نابرابری برای رشد مفید و چه سطحی از آن مضر است. عمدۀ مطالعات صورت گرفته در زمینه تأثیر نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی، رابطه‌ای خطی میان این دو تصریح نموده‌اند، لذا در این مطالعات، سطوح نابرابری هیچ نقشی در تعیین نوع رابطه بازی نکرده و بنا بر این مضر یا سودمند بودن نابرابری در آنها مطرح نمی‌باشد و در واقع در این مطالعات، تأثیر نابرابری بر رشد، صرف‌نظر از اندازه آن بررسی شده است. از طرفی در عمدۀ معادله مطالعاتی که رابطه‌ای غیرخطی را تصریح کرده‌اند، تأکید بر توضیح تفاوت‌های نتایج، با استفاده از عوامل تعیین‌کننده رشد یا سطوح درآمد سرانه کشورها شده و به سطوح نابرابری توجهی نشده است.

با توجه به این موارد، در این مطالعه پس از انجام آزمونهایی در جهت‌شناسایی ماهیت رابطه میان نابرابری و تولید ناخالص داخلی سرانه، رابطه‌ای غیرخطی میان این دو با این فرض که متغیر اصلی تعیین‌کننده این ارتباط، خود نابرابری است در نظر گرفته می‌شود. برای این منظور، شکل اولیه مدل تحقیق به صورت معادله (۱۳) تصریح می‌شود:

$$GDPPE_{t_i} = \beta_1 + \beta_2 Gini_{t_i} + u_t \quad (13)$$

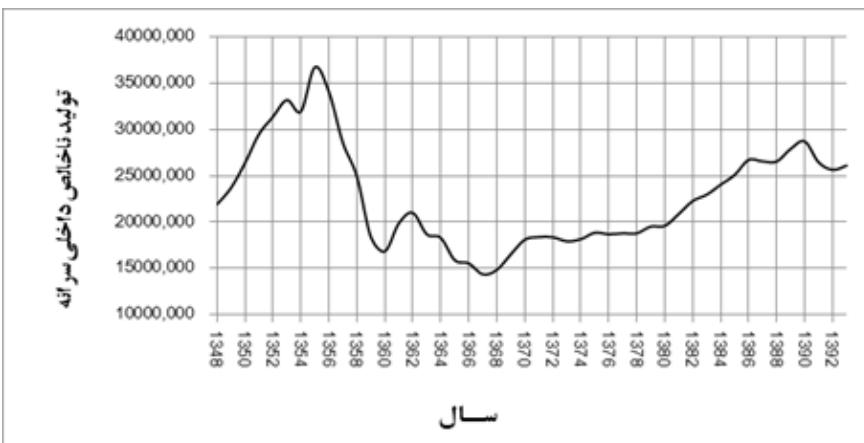
که در آن؛  $GDPPE$  تولید ناخالص داخلی سرانه (به عنوان نماینده متغیر رشد اقتصادی)،  $Gini$  ضریب جینی (به عنوان نماینده نابرابری درآمدی) و  $u_t$  جزء اخلاق می‌باشد.

آمار و ارقام مربوط به هر دو متغیر به کار رفته در الگو از بانک اطلاعات سریهای زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج گردیده است.<sup>۱</sup>

۱. عدد ضریب جینی مربوط به سال ۱۳۶۰ براساس میانگین سالهای ۱۳۵۹ و ۱۳۶۱ برآورد شده است.

نمودار شماره (۱)، روند متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه (به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳) را در دوره زمانی مورد مطالعه نشان می‌دهد. در ضمن، نمودار روند متغیر ضریب جینی در قسمت برآورد الگو ارائه می‌شود.

نمودار (۱) روند متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه طی سالهای ۱۳۴۸-۱۳۹۳



### برآورد الگو و تحلیل یافته‌ها

نخستین گام برای برآورد مدل‌های  $STR$ ، تعیین وقفه‌های بهینه متغیرهای مورد استفاده در الگو می‌باشد. برای این منظور می‌توان از مقایسه معیارهای اطلاعات آکائیک<sup>۱</sup>، شوارتز<sup>۲</sup> و حنان کوئین<sup>۳</sup> یا اینکه از بررسی شکل خودهمبستگی متغیرها استفاده نمود. با بررسی هر دو روش، تعداد وقفه بهینه یک برای هر دو متغیر GINI و GDPPER تعیین می‌شود.

در این مرحله باید متغیر انتقال و نوع تابع انتقال با توجه به آزمونهای

1. Akaike info criterion
2. Schwarz criterion
3. Hannan-Quinn criterion

تشریح شده در بخش روش‌شناسی تعیین گردد. نتایج این آزمونها در جدول شماره (۲) گزارش شده است و همانگونه که ملاحظه می‌شود، الگوی پیشنهادی برای متغیرهای انتقال (LSTR2 و GINI(t-1)، خطی و برای متغیر انتقال  $p$ -value GINI(t)، مدل GPPPER(t-1) می‌باشد، لیکن با توجه به اینکه کمترین مقدار GINI(t) آماره F مربوط به متغیر انتقال GINI(t) و مدل LSTR2 می‌باشد، لذا متغیر(t) به عنوان متغیر انتقال و مدل لاجستیک با دو نقطه آستانه‌ای به عنوان مدل بهینه انتخاب می‌شود.

جدول (۲) انتخاب متغیر انتقال و نوع الگو

متغیر انتقال	$p$ -value	الگوی پیشنهادی
GPPPER(t-1)	۳/۷۵۰۶e <sup>-۱</sup>	Linear
GINI(t)	۱/۴۴۶۵e <sup>-۲</sup>	LSTR2
GINI(t-1)	۱/۷۸۶۶e <sup>-۱</sup>	Linear

اکنون برآورده الگو انجام می‌گیرد که با توجه به غیرخطی بودن الگو، این کار با یافتن مقادیر اولیه مناسب برای برآورده شروع می‌شود. پس از مشخص شدن مقادیر اولیه، الگو با استفاده از الگوریتم نیوتون- رافسون و حداقل‌سازی تابع راستنمایی پارامترها برآورده می‌شود. نتایج برآورده در ذیل گزارش شده است: (اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده آماره  $t$  می‌باشند).

$GDPPER_t = [278/81 + 0.98GDPPER(t-1) + 3389/73GINI(t) - 3929/92GINI(t-1)] + [-354/0.6 - 0.93GDPPER(t-1) - 12466/62GINI(t) + 18940/53GINI(t-1)] * [G(\gamma, \zeta, \varsigma_t)]$			
<i>t-stat</i>	(0.6327)	(<0.0001)	(0.0704)
	-354/0.6	-3929/92GINI(t-1)	-12466/62GINI(t)
	(0.0153)	(0.6734)	(0.0010)
$\gamma = 25/2574$	$C_1 = 0.3838$	$C_2 = 0.4605$	

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، الگو دارای یک ساختار دو رژیمی است. در ضمن به جز پارامترهای عرض از مبدأ در هر دو قسمت که غیرمعنادار هستند و ضریب  $GINI(t)$  که در سطح اعتماد ۹۰ درصد معنادار است، سایر ضرایب در سطح اعتماد ۹۵ درصد معنادار می‌باشند. مقدار گاما در حدود  $25/26$  نیز حاکی از شیب بالای انتقال در نقاط حد آستانه‌ای می‌باشد.

با توجه به اینکه در رژیم اول (قسمت خطی)،  $G=0$  و در رژیم دوم (قسمت غیرخطی)،  $G=1$  می‌باشد، بنابراین در مورد رژیم اول خواهیم داشت:

$$GDPPER_t = [278/81 + 0.98GDPPER(t-1) + 3389/73GINI(t) - 3929/92GINI(t-1)] + 150.10/81GINI(t-1)$$

و همچنین برای رژیم دوم:

$$GDPPER_t = [-75/25 + 0.05GDPPER(t-1) - 90.76/89GINI(t) + 150.10/81GINI(t-1)]$$

جمع ضرایب متغیر ضریب جینی در رژیم اول برابر با  $-540/19$  و در رژیم دوم معادل  $5933/72$  می‌باشد که نشان می‌دهد تأثیر نابرابری درآمدی بر تولید

ناخالص داخلی سرانه در رژیم اول (قسمت خطی) منفی و در رژیم دوم مثبت بوده است. در ضمن شدت این تأثیر در رژیم دوم بیشتر بوده است. این موضوع مؤید رفتار غیرخطی نابرابری درآمدی در مقابل تولید ناخالص داخلی سرانه و بنابراین تأثیر متفاوت آن بر این متغیر می‌باشد. بدین ترتیب وجود رابطه مثبت یا منفی خالص میان نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی رد می‌شود.

نمودار (۲)، سالهای مربوط به نظام اول و دوم را با توجه به مقدار آستانه‌ای ضریب جینی ( $0.3838$ ) و دوره زمانی مورد مطالعه ( $1348-1393$ ) مشخص می‌کند. با توجه به نمودار، سالهای  $1348-1389$  جزء رژیم اول و رژیم دوم شامل سالهای  $1390-1393$  می‌باشد.

نمودار (۲) روند متغیر ضریب جینی طی سالهای  $1348-1393$



در این حالت عدد ضریب جینی معادل  $0.3838$  می‌تواند به عنوان مقدار بهینه این متغیر در نظر گرفته شود که حداقل کننده تولید ناخالص داخلی سرانه می‌باشد. یعنی در نرخهای پایین‌تر از این رقم، افزایش نابرابری از طریق کanalهایی که تشریح شد، می‌تواند منجر به افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه گردد و بر عکس در نرخهای بالاتر نیز عواملی باعث کاهش این متغیر می‌گردند.

## ارزیابی الگو

همان‌طور که در قسمت روش‌شناسی تحقیق بحث گردید، در این مرحله به بررسی و آزمون خطاهای احتمالی در مرحله برآورد پرداخته می‌شود.

### آزمون نبود خطای خودهمبستگی

ارزش احتمال آماره  $F$  این آزمون برای ۸ وقفه به ترتیب برابر  $0.04, 0.06, 0.09, 0.12, 0.18, 0.06, 0.09$  و  $0.12$  برآورد گردیده است. بر اساس این ارزش احتمالها، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر نبود خطای خودهمبستگی به جز وقفه دوم، برای تمامی وقفه‌ها در سطح اعتماد ۹۵ درصد تأیید شده است.

آزمون باقی نماندن رابطه غیرخطی باقیماندها در پسماندها با توجه به مقدار  $F$  برآورده شده برای این آزمون ( $0.535$ )، فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه غیرخطی اضافی در سطح اعتماد ۹۵ درصد تأیید می‌شود. لذا الگوی برآورده به طورکلی توانسته است رابطه غیرخطی میان متغیرها را تصریح کند.

### آزمون ثابت بودن پارامترها در رژیمهای مختلف

ارزش احتمال آماره  $F$  این آزمون برایتابع انتقال  $H_2$ ، برآورد گردیده است که بر اساس آن، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر یکسان بودن ضرایب در قسمت خطی و غیرخطی در سطح احتمال ۹۵ درصد رد می‌شود.

از طرفی، علاوه بر این آزمونهای اصلی در مدل‌های  $STR$ ، می‌توان از آزمونهای  $Jarque-Bera$  و  $ARCH-LM$  نیز که به ترتیب برای بررسی خطاهای وجود ناهمسانی واریانس و نرمال نبودن باقیماندها می‌باشند بهره برد. مطابق نتایج

آزمون LM-ARCH، ارزش احتمال آماره‌های  $F$  و  $\chi^2$  به ترتیب برابر ۰/۹۱ و ۰/۹۴ برآورد گردیده است. بر اساس ارزش احتمال هر دوی این آماره‌ها، فرضیه صفر آزمون فوق مبنی بر نبود ناهمسانی واریانس شرطی خودگرسیونی (ARCH) در سطح اعتماد ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود. علاوه بر این، بر اساس نتایج آزمون نرمال بودن، مقدار آماره Jarque-Bera برابر با ۰/۱۳ بوده و بنابراین فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن پسماندها در سطح اعتماد ۹۵ درصد تأیید می‌شود. لذا در کل، مطابق نتایج آزمونهای ارزیابی مدل، الگوی غیرخطی برآورد شده از نظر کیفی قابل قبول ارزیابی می‌شود.

## بحث

تأمین عدالت اجتماعی و رفع فقر و محرومیت از طریق ایجاد تعادل در توزیع درآمد و ثروت میان آحاد جامعه، مورد توجه و تأکید قانون اساسی است. از این رو ضروری است راهبردهای توسعه کشور مبنی بر رشد سریع اقتصادی و توزیع عادلانه درآمد باشد و برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری بر اساس اهداف فوق صورت گیرد. در این میان، دو مقوله رشد اقتصادی و توزیع عادلانه درآمد که از جمله موضوعات اساسی اقتصاد هستند، مورد مجادله می‌باشند. گروهی با اعتقاد به وجود تضاد و ناسازگاری میان این دو مقوله، توزیع نابرابر درآمد را در مراحل اولیه رشد هر کشور ضروری تلقی می‌کنند؛ در مقابل، مخالفان این نظریه معتقدند افزایش نابرابری درآمدی به طرقی که قبلًاً عنوان شد، مانع رشد اقتصادی می‌شود. در این راستا مطالعه حاضر در صدد پاسخ به این سؤال اساسی بود که «نابرابری درآمدی در ایران چگونه بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارد؟» یا اینکه «آیا نابرابری در مسیر نیل به رشد اقتصادی، مفید و یا

ضر است؟». برای این منظور با بهره‌گیری از روش رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم (*STR*) و در دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۴۸، به بررسی تأثیر نابرابری درآمدی بر

تولید ناخالص داخلی سرانه ایران پرداخته شد و نتایج زیر حاصل گردید:

۱- تأثیر نابرابری درآمدی بر تولید ناخالص داخلی سرانه در ایران در طی

دوره مورد بررسی غیرخطی بوده و دارای یک ساختار دو رژیمی می‌باشد.

۲- علامت ضریب متغیر جینی (به عنوان نماینده نابرابری درآمدی) در رژیم

اول منفی و در رژیم دوم مثبت برآورد شد که این موضوع مؤید تأثیر متفاوت

نابرابری درآمدی بر تولید ناخالص داخلی سرانه می‌باشد. بدین ترتیب وجود

رابطه مثبت یا منفی خالص میان این دو متغیر رد شده و بنابراین علت اختلافات

مشاهده شده در نتایج مطالعات مشابه، از همین حقیقت ناشی شده که آنها سطح

نابرابری را به عنوان عامل تعیین‌کننده جهت ارتباط میان این دو متغیر در نظر

نگرفته‌اند.

۳- تعیین مقداری بهینه برای متغیر ضریب جینی معادل ۰/۳۸۳۸ که در این

نرخ، تولید ناخالص داخلی سرانه حداکثر بوده و در سطوح کمتر از این نرخ،

افزایش نابرابری موجب افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه شده و بر عکس در

سطوح بالاتر از این نرخ، افزایش نابرابری درآمدی منجر به کاهش این متغیر

می‌شود.

نتیجه‌گیری که می‌توان از یافته‌های تحقیق حاضر گرفت این است که

نقش و تأثیر نابرابری درآمدی در مسیر نیل به رشد اقتصادی بسیار مهم

می‌باشد و سیاست‌گذاران در کشور به نوعی می‌بایست از سیاست «رشد همراه

با توزیع» پیروی کرده و در جهت کاهش نابرابری درآمدی و افزایش سهم طبقات

کم‌درآمد، بهویژه طبقه متوسط جامعه گام بردارند. اما نکته قابل توجه آن است

که سیاستهای اتخاذی برای دستیابی به رشد اقتصادی باید ضمن توجه خاص به این مقوله، حصول نرخ بھینه نابرابری درآمدی را (از طریق اهرمها) با توزیع درآمد اعم از سیاستهای فقرزدایی مبنی بر کاهش نابرابری در توزیع درآمدها و توزیع مجدد آن با استفاده از یارانه‌های هدفمند و اخذ مالیات از گروههای پردرآمد) در دستور کار خود قرار دهند.

- Abounoori, E., and Azhdari, H., (2005), "The effect of income distribution on economic growth, a cross-country analysis with an emphasis on Iran", *Journal of Humanities Sciences of Al-Zahra University*, No 32, pp. 52-73.159
- Abrishami. H., Mehrara. M., and Khatabakhsh, P., (2005), "Examine the Relationship between Growth and Income Distribution in Iran", *Journal of Humanities and Social Sciences*, No 17, pp. 13-50.
- Aghion, P., Caroli, E., and Garcia-Peñalosa, C., (1999), "Inequality and economic growth: the perspective of the new growth theories", *Journal of Economic Literature*, 37(4), pp. 1615–1660.
- Aref, A. A., (2016), "Income Inequality and its Impact on Economic Growth: Evidence from Jordan", *European Journal of Business and Management*, Vol.8, No.6.
- Akbarian, R., and Famkar, M., (2010), "Examine the Relationship between Income Inequality, Education Expenditures and Economic Growth", *Journal of Economic Growth and Development Researches*, No 1, pp. 161-185.
- Alesina, A. and Perotti, R., (1996), "Income distribution, political instability, and investment", *European Economic Review*, 40, pp. 1203-1228.
- Alesina, A. and Rodrik, D., (1994), "Distributive politics and economic growth", *The Quarterly Journal of Economics*, 109, pp. 465-490.
- Altman, M. (2003), "Economic Growth and Income Equity: Implications of a Behavioral Model of Economic Growth for Public Policy", *Canadian Public Policy*, Vol 60, pp.87-118.
- Barro, R. J., (2000), "Inequality and growth in a panel of countries", *Journal of Economic Growth*, 5, pp. 5-32.
- Barro, R. J., (2008), "*Inequality and growth revisited*", Asian Development Bank, Working Paper Series, (11).
- Baumol, W. J., (2007), "On income distribution and growth", *Journal of Policy Modeling*, Vol. 29: pp. 545-548.
- Bernstein, J., (2013), "*The Impact of Inequality on Growth*", Center for American Progress, December.
- Boushey, H. and Price, C. C., (2014), "*How are Economic Inequality and Growth Connected? A Review of Recent Research*", Washington Center for Equitable Growth.

- Cassio, D. N. B., Jevuks, M. D. A., Andrea, F. D. S., Eryka, F. M. S., and Thiago, G. P., (2016), “*Effects of Income Inequality on the Economic Growth of Brazilian States: An Analysis using the Cointegrated Panel Model*”, Area 6, Crescimento, Desenvolvimento Economico e Instituicoes.
- Chen, B., (2003), “An inverted-U relationship between inequality and long-run growth”, *Economic Letters*, 78, pp. 205-212.
- Ehrhart, C., (2009), “The effects of inequality on growth: a survey of the theoretical and empirical literature”, *ECINEQ Working Paper Series* 2009, 107.
- Galor, O., (2000), “Income distribution and the process of development”, *European Economic Review*, Vol. 44: pp. 706 -712.
- Halter, D., Oechslin, M., & Zweimüller, J., (2014), “Inequality and growth: the neglected time dimension”, *Journal of Economic Growth*, 19(1), pp. 81-104.
- Kaldor, N., (1956), “Alternative Theories of Distribution”, *the Review of Economic Studies*, vol. 23, No. 2, pp. 83-100.
- Kuznets, s. (1955), “Economic Growth and Income Inequity”, *American Economic Review*, 65, 1-28.
- Mahdavi, A. M. H., and Ranjbaraki, A., (2005), “Examine the Long-run Relationship between Economic Growth and Income Distribution in Iran”, *Journal of Economics*, No 18, pp. 113-137.
- Malinen, T., (2013), “Inequality and growth: Another look with a new measure and method” *Journal of International Development*, 25.1: 122–138.
- Maneejuk, P., Pastipatkul, P., and Sriboonchitta, S., (2016), “*Economic Growth and Income Inequality: Evidence from Thailand*”, Springer International Publishing, DOI: 10.1007/978-3-319-49046-5\_55, pp. 649–663.
- Mirrlees, J., (1971), “An Exploration in the Theory of Optimal Income Taxation”, *Review of Economic Studies*, 38:114, pp. 175-208.
- Nili, M., and Farahbakhsh, A., (1998), “Relationship between Economic Growth and Income Distribution”, *Journal of Plan and Budgeting*, No 34-35, pp. 121-154.
- Partridge, M. D., (1997), “Is inequality harmful for growth? A note”, *American Economic Review* 87(5), pp. 1019-1032.

- Piraei, K., and Rezaei, H., (2010), "Optimal Rate of Income Inequality in Iran", *Journal of Economic Studies of Islamic Azad University of Shiraz*, No 1, pp. 17-31.
- Teräsvirta, T., (1998), "**Modeling Economic Relationships with Smooth Transition Regressions**", in Handbook of Applied Economic Statistics, ed. by Ullah, A. and Giles, D., pp. 507–552.
- Teräsvirta, T., (2004), "Smooth Transition Regression Modeling, in H. Lutkepohl and M. Kratzig (eds); *Applied Time Series Econometrics*", Cambridge University Press, Cambridge, 17.
- Todaro, M. (1997), "**Economic Development**", 6th edition, New York: Longman.
- Van Dijk, D. T., Teräsvirta and P. H. Franses, (2000), "Smooth Transition Autoregressive Models, a Survey of Recent Developments", *Econometric Reviews*, vol. 21, pp. 1–47.