

فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۵۴، بهار ۱۳۸۹، ۵۵ - ۲۵

## تأثیر شاخص‌های کلان بر توزیع درآمد در ایران (۱۳۵۳ - ۱۳۸۶)

دکتر نظر دهمرده \* دکتر مهدی صفدری \*\* مهیم شهبیکی تاش \*\*\*

پذیرش: ۸۸/۷/۲۸

دریافت: ۸۶/۱۱/۹

توزیع درآمد / شاخص‌های کلان / FM-OLS / رولینگ (R-R)

### چکیده

در این تحقیق برای بررسی اثر شاخص‌های کلان بر توزیع درآمد در ایران از متغیرهای سهم مجموع مالیات بر درآمد و ثروت بر کل درآمد مالیاتی، سهم هزینه‌های تامین اجتماعی و بهزیستی در بودجه دولت، اختلال نرخ ارز، رشد درآمد سرانه و نرخ بیکاری استفاده شده است.

در مطالعه جاری برای تعیین ارتباط بلندمدت متغیرها از روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FM-OLS)<sup>۱</sup> فیلیپس و هنسن (۱۹۹۰) استفاده شده است. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد که با توجه به شواهد موجود در دوره ۱۳۵۳-۱۳۸۶ بیکاری موثرترین عامل در افزایش سطح نابرابری در ایران بوده است.

نتایج این تحقیق حاکی از آن است که سیاست‌های مالیاتی و تامین اجتماعی و بهزیستی باعث کاهش نابرابری در اقتصاد ایران شده ولیکن رشد اقتصادی، بیکاری و اختلالات نرخ ارز منجر به افزایش نابرابری شده است.

[nazar@hamoon.usb.ac.ir](mailto:nazar@hamoon.usb.ac.ir)

\* استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان

\*\* استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان

[mohimtach@yahoo.com](mailto:mohimtach@yahoo.com)

\*\*\* دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد UM

■ مهیم شهبیکی تاش، مسئول مکاتبات.

همچنین در این مقاله از رگرسیون رولینگ (R-R)<sup>۱</sup> برای ارزیابی تغییرات پارامترهای تاثیرگذار بر توزیع درآمد استفاده شده است. نتایج رگرسیون رولینگ بیانگر آن است که تغییرات مربوط به سیاست‌های اتخاذ شده در بخش تامین اجتماعی و بهزیستی (SSCG) و همچنین سیاست‌های بازار کار (UN) برای کاهش نابرابری و بهبود توزیع درآمد در جامعه، با نوسانات قابل توجهی همراه بوده و این شرایط بیانگر آن است که رویکرد سیستماتیک و استراتژی هدفمند در سیاست‌گذاری این بخش‌ها وجود نداشته است.

طبقه‌بندی JEL: D31, C33, C23.

---

1. Rolling Regression(R-R).

## مقدمه

وضعیت توزیع درآمد در هر جامعه‌ای، علاوه بر جنبه‌های اقتصادی، در ابعاد سیاسی و اجتماعی نیز حائز اهمیت است و هر رویکرد اقتصادی به توزیع درآمد، ناگزیر پیامدهای سیاسی و اجتماعی نیز خواهد داشت. تاریخ علم اقتصاد نشان‌دهنده این واقعیت است که، علی‌رغم تفاوت دیدگاه‌های اقتصاددانان از لحاظ متدولوژی و عملیاتی نمودن توزیع درآمد، این موضوع همواره دارای اهمیت و جایگاه خاص خود بوده است.

تجارب گسترده و ادبیات متنوع رشد و توسعه نیز بر این واقعیت اذعان دارند که هر اقدام بلند مدت و پایدار در عرصه رشد و توسعه اقتصادی منوط به ملحوظ داشتن آثار و پیامدهای توزیعی سیاست‌ها، از جمله توزیع عادلانه درآمد در جامعه است.

دستیابی واقعی به سطح قابل قبولی از توزیع درآمد، ارزیابی پیامد سیاست‌های توسعه‌ای در عرصه توزیع، اطلاع از موقعیت و رفاه افراد جامعه و در نهایت برنامه‌ریزی به منظور ارتقای عدالت اجتماعی همگی در گرو شناخت وضعیت فعلی توزیع درآمد جامعه و اطلاع از موقعیت افراد در گروه‌های درآمدی مختلف است. این مهم میسر نیست مگر اینکه در تحلیل علمی، چارچوب نظری توزیع درآمد، شاخص‌های نابرابری توزیع درآمد و عوامل مؤثر در نابرابری و در نهایت شیوه‌های اندازه‌گیری توزیع درآمد بررسی گردند.

مشکل توزیع درآمد غالباً از دید مسایل عدالت اجتماعی و فقر مورد توجه قرار می‌گیرد و همین امر موجب شده است تا راه‌حلهای کوتاه‌مدت برای رفع این مشکل توصیه شود در حالی که پدیده نابرابری توزیع درآمد، به خاطر مقاومت نیروهای درونی، پایداری از خود نشان می‌دهد و اجرای سیاست‌های کوتاه‌مدت و بدون شناخت عوامل تاثیرگذار، پیامدهای نامطلوبی بر توزیع درآمد و رشد اقتصادی بدنبال دارد<sup>۱</sup>. بنابراین برای مقابله با مشکل توزیع ناعادلانه درآمد باید عوامل مؤثر بر آن را شناخت و با اتخاذ سیاست‌های مناسب، در راستای بهبود توزیع درآمد اقدام نمود.

در این مقاله در راستای بررسی اثر شاخص‌های کلان بر توزیع درآمد در ایران ابتدا به

پیشینه تحقیق و مهمترین مطالعات در ایران و خارج از کشور اشاره شده است و پس از آن به مبنای نظری مدل اقتصاد سنجی و ارتباط تئوریک بین متغیرها اشاره شده و سپس با اشاره به مباحث اقتصاد سنجی و روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FM-OLS)<sup>۱</sup> فیلیس و هنسن (۱۹۹۰) به برآورد روابط بلندمدت بین متغیرها اشاره شده است و در نهایت با توجه به نتایج برآوردی به ارائه توصیه سیاستی برای بهبود توزیع درآمد در ایران پرداخته شده است.

### ۱. پیشینه تحقیق

مطالعه رابطه متغیرهای کلان بر توزیع درآمد از مطالعه شولتز (۱۹۶۹) آغاز شد. مطالعات بعدی نیز نظیر بلایندر و اساکی (۱۹۷۸)، تولان (۱۹۹۸)، شولتز (۱۹۶۱)، موریس و بورایگنان (۱۹۹۰)، رومر (۱۹۹۸)، جوهانسن و شیپ (۱۹۹۹)، کوزنتس (۱۹۹۵)، گاپتا و داودی (۲۰۰۰)، گالی و هایون (۲۰۰۱)، ولا و اولالا (۲۰۰۵)، پنالوسا و همکاران (۲۰۰۴)، ولسچ (۲۰۰۴)، آلا و والا (۲۰۰۵)، ایسلند، کندرسی و اسکوپیلیتی (۲۰۰۵) و... به پیروی از شولتز به بررسی رابطه میان مدت اثر متغیرهای کلان بر توزیع درآمد پرداختند. مطالعات متنوعی نیز در مورد کشور ایران انجام شده است. تعداد قابل توجهی از این مطالعات در راستای محاسبه شاخص‌های نابرابری (که عمدتاً ضریب جینی بوده است) انجام شده که در این جا سعی می‌شود از این مطالعات چشم پوشی گردد و عمدتاً به مطالعاتی اشاره شود که در آن تاثیر متغیرهای کلان بر توزیع درآمد در ایران بررسی شده است. از مهمترین مطالعات در ایران می‌توان به مطالعات ابونوری و خوشکار (۱۳۸۶)، بختیاری (۱۳۸۲) صدر منوچهری (۱۳۷۶) ابونوری (۱۳۷۶) سپهری (۱۳۷۱) صمدی (۱۳۷۱) نیلی و فرح بخش (۱۳۷۷) خطیب‌زاده (۱۳۷) گرجی (۱۳۷۶) پازوکی (۱۳۶۹) احمدی (۱۳۸۲) طاهری (۱۳۶۶) سلمانی و آقاجانزاده (۱۳۶۰) اشاره نمود. سلمانی و آقاجانزاده (۱۳۶۰)، به بررسی وضعیت رشد اقتصادی و توزیع درآمد برای سال‌های ۱۳۳۸-۱۳۵۶ پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که رشد اقتصادی سبب بدتر شدن وضع توزیع درآمد شده است. طاهری

1. Full Modified – Ordinary Least Square (FM-OLS).

(۱۳۶۶) با استفاده از سهم دهک‌ها و اثر متغیرهای اقتصادی بر آن، به بررسی توزیع درآمد برای سال‌ها ۱۳۶۶-۱۳۴۷ اقدام نمود. وی نشان می‌دهد که رشد اقتصادی، سهم ۴۰ درصد از خانوارهای کم درآمد و ۴۰ درصد خانوارهای با درآمد متوسط را افزایش داده است، در صورتی که بر ۲۰ درصد خانوارهای با درآمد بالا تأثیر نداشته است. صمدی (۱۳۷۱) با استفاده از تابع تقاضای مصرف، وضعیت توزیع درآمد را برای دوره ۱۳۶۷-۱۳۴۷ بررسی نمود و یافته‌های وی نشان می‌دهد که تورم تأثیر منفی بر توزیع درآمد دارد ولی در سال‌های ۱۳۶۷ و ۱۳۶۵ این تأثیر مثبت بوده است. پروین (۱۳۷۵) در مقاله خود به برخی از زمینه‌های تأثیر متقابل رشد و توزیع درآمد در اقتصاد ایران توجه کرده است و ضمن اشاره به برخی از شاخص‌های نابرابری توزیع درآمد، و با توجه به محدودیت آماری، نشان داده است که وجود درآمدهای نفتی این امکان را در اقتصاد ایران فراهم نموده است که فرایند توسعه بدون توجه به زمینه‌های نابرابری توزیع درآمد و پیامدهای آن شکل بگیرد. در حالی که توزیع نابرابری درآمد با ایجاد محدودیت در ساختار کیفی و کمی بازار بر دوگانگی اقتصاد تأکید می‌ورزد. همچنین در این تحقیق آثار توزیعی مخارج و درآمدهای مالیاتی دولت هم مد نظر قرار گرفته است. ابونوری (۱۳۷۶) نیز در مطالعه خود به بررسی اثر بیکاری، تورم و تغییرات در سهم درآمد عوامل تولید بر توزیع درآمد پرداخت. برای ارزیابی مطالعات صورت گرفته و تعیین متغیرهای به کاررفته در مدل‌های اقتصادسنجی و به منظور اجتناب از طولانی شدن سابقه تحقیق در زمینه مطالعات صورت گرفته در مورد اثر شاخص‌های کلان بر توزیع درآمد در ایران، مطالعات انجام شده در جدول (۱) ذکر می‌گردد.

### جدول ۱ - مروری بر مطالعات صورت گرفته در مورد اثر شاخص‌های کلان

#### بر توزیع درآمد در ایران

متغیرهای مورد استفاده در مدل		دوره زمانی مورد بررسی	نام محقق و سال انتشار
متغیر مستقل	متغیر وابسته		
درآمد سرانه، مجذور درآمد سرانه، تورم، هزینه‌های دولتی (جاری و سرمایه‌ای) و نسبت مالیات استانی به تولید ناخالص استانی	ضریب جینی	سری زمانی ۱۳۷۹-۱۳۸۱	ابونوری و خوشکار (۱۳۸۶)
نرخ بیکاری، نرخ تورم، اشتغال، یارانه، هزینه‌های آموزشی، هزینه‌های بهداشتی و سهم درآمد قابل تصرف از GDP	ضریب جینی	سری زمانی ۱۳۷۵-۱۳۶۱	بختیاری (۱۳۸۲)

متغیر های مورد استفاده در مدل		دوره زمانی مورد بررسی	نام محقق و سال انتشار
متغیر وابسته	متغیر مستقل		
ضریب جینی	تولید ناخالص سرانه ملی، نرخ رشد GDP، نرخ بیکاری، نرخ ثابت نام در آموزش متوسطه رشد جمعیت، نرخ بیکاری، نسبت مالیات بر ثروت بر کل مالیات‌های غیرمستقیم، نرخ شهرنشینی، سهم بخش‌های مختلف اقتصادی، اختلال نرخ ارز	سری زمانی ۱۳۴۷-۷۰	صدر منوچهری (۱۳۷۶)
ضریب جینی	GNP، اشتغال کل، تورم، درآمد شخصی کل نیروی کار، پرداخت‌های انتقالی، هزینه دولت و تعداد خانوارها	سری زمانی ۱۳۷۵-۱۳۷۰	ابونوری (۱۳۷۶)
سهم گروه‌های مختلف اهم از دهک‌ها ۲۰ درصدها و ۴۰ درصدها	نرخ بیکاری، هزینه های واقعی دولت، نرخ واقعی ارز، نرخ بهره واقعی و تورم	سری زمانی ۱۳۴۷-۶۹	سپهری (۱۳۷۱)
ضریب جینی	نرخ رشد اقتصادی، نرخ بیکاری، لگاریتم نرخ تورم	سری زمانی ۱۳۴۷-۱۳۷۵	نیلی و فرح بخش (۱۳۷۷)
مجموع هزینه دهک نهم و دهم بر مجموع هزینه دهک اول و دوم	رشد GDP، کل مخارج دولت سرمایه گذاری دولت، مالیات بر درآمد واقعی	سری زمانی ۱۳۵۵-۱۳۷۵	خطیب زاده (۱۳۷۶)
..	مقایسه ضریب جینی قبل و بعد از اعمال سیاست های مالی و پولی ارزیابی شده است.	سری زمانی ۱۹۸۵_۱۹۷۴	گرچی (۱۳۷۶)
نسبت مصرف سرانه شهری به روستایی	رشد GDP به قیمت ثابت	..	پازوکی (۱۳۶۹)
ضریب جینی، ضریب تایل، نسبت ۲۰ درصد بالا و پایین	نرخ بیکاری، نرخ تورم، نسبت مخارج اجتماعی دولت به GDP، نرخ ارز حقیقی، نرخ رشد اقتصادی، نسبت صادرات به GNP نسبت مالیات بر شغل و ثروت به GDP، درجه آزادی اقتصادی	سری زمانی ۱۳۶۸-۱۳۷۹	احمدی (۱۳۸۲)

منبع: بررسی پژوهش جاری (۱۳۸۷)

## ۲. معرفی متغیرها و مبانی نظری مدل

بررسی سیاست‌های دولت و تعیین تاثیر متغیرهای کلان بر توزیع درآمد، کاری بسیار مهم در ارزیابی عملکرد دولت‌ها است. در این تحقیق برای بررسی اثر شاخص‌های کلان بر توزیع درآمد در ایران از متغیرهای زیر استفاده شده است:

- ۱- سهم مجموع مالیات بر درآمد و ثروت بر کل درآمد مالیاتی (STAX).
- ۲- سهم هزینه‌های تامین اجتماعی و بهزیستی در بودجه دولت (SSCG).
- ۳- اختلال نرخ ارز (SFER).
- ۴- رشد درآمد سرانه (YD).
- ۵- نرخ بیکاری (UN).
- ۶- ضریب جینی (GINI).

که برای تعیین اثر هر یک از متغیرهای کلان فوق بر توزیع درآمد از مدل اقتصادسنجی زیر استفاده شده است:

$$GINI_t = F[YD, STAX, SFER, SSCG, UN]$$

که از نظر تئوریک انتظار بر آنست که ارتباط زیر بین متغیرهای توضیحی و ضریب جینی بعنوان معیار ارزیابی توزیع درآمد در ایران وجود داشته باشد:

### ۱-۲. نرخ بیکاری (UN)

کار به عنوان مهمترین منبع در دسترس گروه‌ها و خانوارهای فقیر نقش قابل توجهی در تأمین درآمدهای مورد نیاز این خانوارها دارد. مطالعات و بررسی‌های اقتصادی نشان می‌دهد که گروه کثیری از افراد، زندگی خود را از طریق فروش منابع کاری خود تأمین می‌نمایند و عدم وجود فرصت‌های مناسب برای عرضه این عامل می‌تواند تأثیر بسزایی در وضعیت زندگی آنان و کشاندن آن‌ها در ورطه فقر و محرومیت و گسترش نابرابری داشته باشد.

به عبارت دیگر باید گفت که امروزه تنها داشتن سرمایه انسانی و مهارت‌های لازم تضمین‌کننده شغل‌های موفق و درآمدهای مناسب برای داشتن یک زندگی در سطح استاندارد نمی‌باشد چرا که این سرمایه‌های انسانی صرفاً بیانگر ویژگی‌های طرف عرضه بازار کار می‌باشد و علائم و ویژگی‌های طرف تقاضای بازار کار را نشان نمی‌دهد.

بیکاری وضعیتی می‌باشد که در آن با کمبود تقاضا برای نیروی کار روبرو می‌شویم. یعنی در این شرایط فرصت‌های شغلی موجود در بازار تأمین‌کننده نیاز عرضه‌کنندگان در بازار نمی‌باشد و در نهایت تعداد کثیری از افراد جامعه بدون دسترسی به یک شغل مجبور به زندگی در وضعیت نامناسب می‌باشند.

به عبارت دیگر باید گفت که هرچه میزان مشارکت نیروی کار فعال در فعالیت‌های اقتصادی کمتر باشد در نهایت میزان شدت فقر و نابرابری در جامعه افزایش خواهد یافت و بالعکس با افزایش تقاضا برای کار و کاهش بیکاری که در نهایت به افزایش درآمدها منجر می‌شود وضعیت زندگی مردم بهتر و از میزان و شدت فقر و نابرابری در جامعه کاسته

می‌گردد. لذا از نظر تئوریک انتظار بر آن است که بیکاری همواره رابطه مستقیمی با شاخص‌های توزیع درآمد داشته باشد.

## ۲-۲. نسبت مخارج تامین اجتماعی و بهزیستی به کل مخارج دولت (SSCG)

اثر هزینه‌های دولت بر توزیع درآمد قاعدتاً در جهت کاهش نابرابری است. اما با نگرش خرد به این مسأله می‌توان ادعا نمود اثر هزینه‌های دولتی بر توزیع درآمد، بستگی به توزیع این مخارج بین بخش‌ها، مناطق و گروه‌های درآمدی خواهد داشت. مخارج سرمایه‌ای می‌توانند با افزایش بهداشت و آموزش و پرورش از حلقه بهره‌وری نیروی کار بر وضعیت توزیع درآمد آثار مساعدی داشته باشد. به عبارت دیگر هزینه‌های دولت از طریق افزایش ظرفیت درآمدی اشخاص و خانوارها (برخی از هزینه‌های اجتماعی دولت همچون هزینه مدارس ابتدایی به صورت با وقفه بر توزیع درآمد اثر دارد) می‌تواند به تقلیل نابرابری کمک نماید.<sup>۱</sup>

طبق مطالعات تجربی داودی، چاو و گاپتا (۲۰۰۰) و بلیجر و گاریرریو (۱۹۹۰) هزینه‌های دولتی ممکن است به دلایل مختلف مانند، روش تأمین مالی هزینه‌های دولتی، ترکیب هزینه‌های دولتی و توزیع این مخارج بین بخش‌ها، آثار مساعد یا نامساعدی بر توزیع درآمد داشته باشد. بنابراین با وجود ابهامات از دیدگاه نظری نتایج حاصل از برآزش الگوها نکات مهمی را نشان خواهد داد.

در این تحقیق از متغیر نسبت هزینه‌های تامین اجتماعی و بهزیستی به کل مخارج دولت (بودجه دولت) برای ارزیابی تاثیر مخارج دولت بر توزیع درآمد استفاده شده است. دلیل انتخاب این بخش از هزینه‌های دولت آن است که به‌طور مستقیم جهت کاهش فقر و نابرابری صرف می‌گردد. این شاخص در این تحقیق بوسیله رابطه زیر محاسبه شده است؛ که SSC کل هزینه‌های تامین اجتماعی و بهزیستی و g مخارج دولت می‌باشد.

$$Sscg = \frac{SSC}{g} \cdot 100$$



## ۳-۲. اختلال نرخ ارز (SFER)

اختلال نرخ ارز بسته به ساختار اقتصادی می‌تواند دارای تاثیر مثبت یا منفی بر توزیع درآمد باشد. برای مثال اگر اختلال نرخ ارز باعث افزایش صادرات، تولید و اشتغال شود، لذا می‌توان انتظار داشت که زمینه کاهش شاخص توزیع درآمد را فراهم آورد و یا اگر اختلال نرخ ارز منجر به تاثیر منفی بر ترازپرداخت‌ها و یا افزایش شاخص هزینه زندگی شود می‌توان انتظار داشت که نابرابری افزایش یابد.

در تنوری‌های اقتصادی تاثیر نرخ ارز بر توزیع درآمد از دو بعد بررسی می‌شود. در حالت اول انتظار بر آن است که افزایش نرخ ارز ثابت به افزایش در حاشیه نرخ ارز منجر شود که این نیز به کاهش صادرات و تولید می‌انجامد. لذا در رژیم نرخ ارز ثابت، افزایش در نرخ ارز به سبب بالا بردن هزینه‌های صادرات، به زیان بخش تجاری و به نفع بخش غیر تجاری است.

حال اگر در این حالت نابرابری کاهش یابد نشان دهنده این است که کسانی که در بخش تجاری قرار دارند، از درآمد بالاتر نسبت به کسانی که در بخش غیر تجاری فعالیت دارند، برخوردارند.

در حالت دوم انتظار بر آن است که افزایش نرخ ارز در رژیم نرخ ارز آزاد، به افزایش در صادرات منجر شود زیرا حاشیه نرخ ارز کاهش یافته و نیز سودآوری صادرات را افزایش می‌دهد و این نشان می‌دهد، افزایش نرخ ارز شناور به نفع بخش تجاری و به زیان بخش غیر تجاری است و لذا منجر به افزایش نابرابری می‌گردد. این شاخص در این تحقیق بوسیله تفاضل نرخ ارز بازار (unfer) از نرخ ارز رسمی (fer) به دست آمده است.

$$Sfer = unfer - fer$$

## ۴-۲. نسبت مالیات بر مشاغل و ثروت به کل درآمد مالیاتی (STAX)

مالیات‌ها، یکی از اجزای مهم سیاست‌های دولت در بهبود توزیع درآمد هستند. تمامی مالیات‌ها دارای اثر درآمدی هستند و به نحوی در توزیع درآمد تاثیر دارند.

نکته حائز اهمیت این است که برخی از نتایج تاثیر مالیات بر توزیع درآمد بر مبنای

تحلیل نظری استوار است. در حالی که در دنیای کنونی، به علت مشکلات مختلف انتقال مالیات، فرار مالیاتی و غیره نتایج عملی مشاهده شده اغلب با نتایج نظری و تئوری تاثیر بر توزیع درآمد متفاوت است.

یکی از مالیات‌های موثر بر توزیع درآمد که قادر است نابرابری را تخفیف دهد، مالیات بر درآمد تصاعدی اشخاص است. اگر چه بیشترین بار این مالیات بر دوش افراد پر درآمد سنگینی می‌کند، اما در کاهش توزیع ناعادلانه درآمد موثر است، هر چه نرخ این نوع مالیات بیشتر باشد، تاثیر آن بر توزیع درآمد بیشتر خواهد بود اما اگر نرخ نهایی مالیات بسیار بالا باشد، به علت تاثیر نامساعد این نوع مالیات بر تولید، عرضه کار، پس انداز و غیره ممکن است نه تنها توزیع درآمد بهبود نیابد بلکه نابرابری را نیز افزایش دهد. بنابراین سیستم مالیات بر درآمد تصاعدی می‌تواند یک سیستم معتدل باشد. اگر مالیات بر درآمد شرکت‌ها تصاعدی تلقی شود و بار این مالیات بر صاحبان سهام تحمیل شود، می‌تواند نقش موثری در کاهش نابرابری درآمد ایفا کند، ولی اگر این بار مالیات به صورت افزایش قیمت، به مصرف‌کنندگان کالاهای تولیدی شرکت‌ها منتقل شود، در این صورت بر توزیع درآمد، تاثیر نامساعد خواهد داشت.

مالیات‌های تنازلی دارای اثرات مساعد بر توزیع درآمد هستند در حالیکه مالیات تناسبی تاثیر چندانی بر توزیع درآمد نخواهد داشت البته باید توجه داشت مبنای مالیات بر درآمد می‌تواند نقش مهمی در تاثیر این مالیات بر توزیع درآمد داشته باشد چنانچه مبنای مالیات، درآمد واقعی افراد باشد، در این صورت این مالیات به خوبی می‌تواند نقش تثبیت‌کننده و تاثیر مثبت بر توزیع درآمد داشته باشد. در مقابل چنانچه مبنای مالیات، درآمد جاری باشد اثرات مالیات بر توزیع درآمد ممکن است منفی شود.

علاوه بر مالیات که نام بردیم سایر مالیات‌های مستقیم مانند مالیات بر ثروت و دارایی و مستغلات، مالیات بر ارث، مالیات بر درآمدهای بادآورده و منافع سرمایه‌ای می‌توانند در کاهش نابرابری توزیع درآمد نقش مهمی ایفا کنند. مالیات‌های غیرمستقیم نقش کمتری در تغییر توزیع درآمد دارند زیرا این نوع مالیات‌ها اغلب طبیعت تنازلی دارند، در نتیجه بار بیشتر این نوع مالیات‌ها بر دوش افراد کم درآمد سنگینی می‌کند. بنابراین چنین مالیاتی

ممکن است تاثیر نامطلوبی در توزیع درآمد داشته باشند. لذا بسته به سیاست‌های اتخاذ شده در بخش مالیاتی ممکن است نابرابری کاهش یا افزایش یابد. این شاخص در این تحقیق بوسیله رابطه زیر محاسبه شده است؛ که  $RTAX$  مالیات بر درآمد و  $WTAX$  مالیات بر ثروت و  $TAX$  کل درآمد مالیاتی کشور می‌باشد.

$$STAX = \frac{RTAX + WTAX}{TAX} \cdot 100$$

### ۵-۲. نرخ رشد اقتصادی (YD)

رشد اقتصادی بالا و برخورداری از شرایط اقتصادی مناسب‌تر، فرصت‌های بیشتری را برای افزایش درآمدهای جامعه از طریق گسترش بازارها، فرصت‌ها و محرک‌های لازم برای افزایش درآمد همه گروه‌های کم درآمد جامعه، می‌تواند ایجاد نماید. در این وضعیت تولیدکنندگان در پاسخ به فرصت‌های جدید ایجاد شده در بازارها نیروی کار بیشتری را تقاضا می‌نمایند که این مسأله از طریق جذب کار مازاد و حتی افزایش دستمزدها می‌تواند نقش قابل توجهی در کاهش فقر و نابرابری در جامعه محسوب گردد. برای سیاست‌گذاران اقتصادی همواره این مسأله اهمیت دارد که آیا برای تسریع در رشد اقتصادی باید سطحی از نابرابری در آمد را پذیرفت و آیا برای بهبود در توزیع درآمد باید به کند شدن رشد اقتصادی تن داد؟

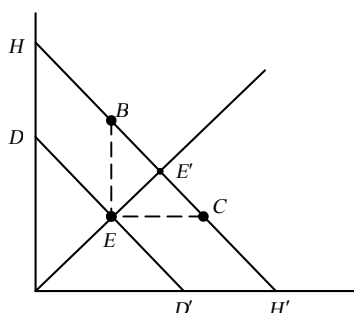
شاید بتوان مدعی شد که از بین بردن فقر و کاهش نابرابری درآمد، هنگامی که با رشد اقتصادی در نظر گرفته شود، دشوارترین وظیفه سیاست‌گذاران اقتصادی است.

بر اساس شکل (۱)، خط  $DD'$  و نقطه  $E$  بر روی آن به ترتیب بیانگر سطح درآمد و وضعیت توزیع آن در جامعه است. در صورتی که در نتیجه رشد اقتصادی، سطح درآمد جامعه افزایش پیدا کند خط  $DD'$  به سمت بالا جابجا می‌شود و به صورت  $HH'$  در شکل می‌آید. از سوی دیگر خط  $OE$  و ادامه آن  $OE'$  منعکس‌کننده نقاطی است که نسبت درآمد گروه اول به گروه دوم و یا به عبارت دیگر توزیع درآمد در آن ثابت است. بنابراین، اگر جامعه از نقطه  $E$  به  $E'$  تغییر وضعیت بدهد، رشد اقتصادی به بهبود وضعیت مطلق هر دو گروه منجر می‌شود، بدون آن که در وضعیت نسبی آن‌ها تغییری ایجاد شود.

در صورتی که توزیع درآمد در وضعیت جدید، نقطه‌ای در فاصله بین  $E'$  و  $B$  باشد می‌توان نتیجه گرفت ضمن آن که وضعیت هر دو گروه بهبود پیدا می‌کند، اما گروه پر درآمد از بهبود بیشتری برخوردار می‌شوند و لذا ناحیه  $BE'$  منعکس کننده وضعیت بهبود فقر و بدتر شدن توزیع درآمد است.

بر همین اساس، فاصله نقطه  $E'$  و  $C$  نشان دهنده بهبود فقر و بهبود توزیع درآمد است. تفاوت اساسی میان مجموعه نقاط واقع بر فاصله  $HB$  و  $CH'$  با نقاط واقع بر فاصله  $BC$  در این است که در فاصله  $BC$  وضعیت هیچ یک از دو گروه بدتر نمی‌شود، در حالی که در فواصل  $HB$  و یا  $CH'$  منعکس کننده بدتر شدن وضعیت مطلق یکی از دو گروه درآمدی است. در صورتی که پس از رشد، جامعه در فاصله بین  $H, B$  قرار گیرد، فقر و توزیع درآمد به صورت توامان نامطلوب‌تر می‌شود. به این معنا که گروه پر درآمدتر و فقرا فقیرتر می‌شوند. در فاصله  $CH'$ ، گروه پردرآمد، نه تنها بهره‌ای از رشد نبرده، بلکه بخشی از درآمد قبل از رشد خود را نیز از دست داده است. در مجموع می‌توان انتظار داشت که اگر حاصل رشد انتقال به نقطه‌ای در فاصله اخیر باشد، گروه پردرآمد که به طور مطلق در وضعیت بدتری قرار گرفته است در دوره بعد، تصمیم‌گیری مانند انتقال سرمایه به خارج را خواهد گرفت و انگیزه‌ای برای مشارکت در سرمایه‌گذاری نخواهد داشت.

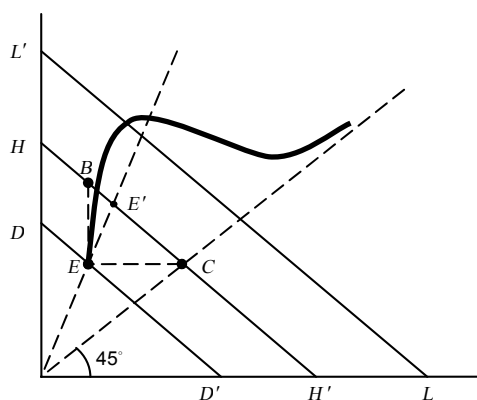
به طور کلی، شرایط پس از رشد در یکی از چهار ناحیه:  $HB$ ،  $BE'$ ،  $CE'$ ،  $CH'$  خواهد بود و در این چارچوب و از طریق این نمودار ساده، ارتباط بین فقر، توزیع درآمد و رشد اقتصادی تبیین می‌شود.<sup>۱</sup>



شکل ۱ - حالات مختلف توزیع ناشی از رشد اقتصادی بین گروه‌های اجتماعی

به نظر می‌رسد مطلوب آن است که وضعیت توزیع درآمد بعد از رشد، واقع بر نقطه‌ای در فاصله  $E', C$  باشد. در واقع انتظار تئوریک ما این است که در یک فرایند بلندمدت به تدریج ضمن حرکت خط  $HH'$  به سمت بالا که به معنی رشد مستمر اقتصادی است، از نقاط واقع بر مثلث  $EBE'$  به ناحیه مثلث  $ECE'$  حرکت کنیم.

به عبارت دیگر، در طول زمان، همزمان با رشد اقتصادی از نقطه  $B$  به سمت  $C$  حرکت کنیم. مطالب ارائه شده می‌تواند تفسیر دیگری از فرضیه کوزنتس باشد که براساس آن، در مراحل اولیه توسعه، ممکن است از مسیر  $OE$  انحراف به سمت بالا هم اتفاق بیفتد که به معنی بدتر شدن توزیع درآمد در عین بهبود فقر است. اما این فرایند پس از رسیدن به مقدار حداکثر، دگرگون می‌شود و بهبود فقر و توزیع درآمد به طور توأمان اتفاق می‌افتد. مطلب ذکر شده در شکل (۲) مشاهده می‌شود. همان‌گونه که در شکل مشاهده می‌شود در مرحله‌ای از توسعه  $L$  توزیع منافع ناشی از رشد اقتصادی در فاصله  $BE'$  قرار می‌گیرد. به این معنا که ضمن آن که گروه کم درآمد، به طور مطلق از شرایط رفاهی بهتری برخوردار می‌شود اما میزان بهبود وضعی گروه پردرآمد بیشتر است و منجر به بدتر شدن توزیع درآمد می‌گردد.



شکل (۲) - تحولات پویای توزیع درآمد و فقر در فرآیند رشد اقتصادی

در نتیجه اثرات رشد و توسعه اقتصادی بر توزیع درآمد، تا حد زیادی بستگی به الگوی رشد دارد. لذا تعیین اثر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد مشخص نیست و همانطور که عنوان

شد به الگوی رشد آن کشور بستگی دارد. این شاخص در این تحقیق بوسیله رابطه زیر محاسبه شده است؛ که  $YYD$  درآمد ملی کشور می‌باشد.

$$YD = \frac{YYD - YYD(-1)}{YYD(-1)} \cdot 100$$

### ۶-۲. ضریب جینی (GINI)

رایج‌ترین شاخص نا برابری درآمد شاخص ضریب جینی است. برای محاسبه این شاخص درصد تجمعی درآمد از کوچکترین دهک به سمت بزرگترین دهک استفاده می‌شود. ضریب جینی در این تحقیق بوسیله رابطه زیر تعریف شده است:

$$GiNi = \frac{1}{2\mu} \cdot \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |X_i - X_j| = 1 - \frac{1}{n^2\mu} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \min(X_i - X_j)$$

$$= 1 + \frac{1}{n} - \frac{2}{n^2\mu} (nX_1 + (n-1)X_2 + (n-2)X_3 + \dots + X_n)$$

$$X_n \rangle X_{n-1} \rangle X_{n-2} \rangle \dots \dots X_2 \rangle X_1$$

رابطه فوق با استفاده از داده‌های هزینه خانوار مرکز آمار ایران محاسبه شده است. در واقع این شاخص به عنوان پراکسی<sup>۱</sup> توزیع درآمد در نظر گرفته شده و اثر متغیرهای کلان بروی این متغیر ارزیابی شده است. به‌طور خلاصه از نظر تئوریک انتظار بر آنست که ارتباط بین متغیرهای فوق بصورت زیر باشد. (جدول (۲))

جدول (۲) - ارتباط تئوریک بین متغیرهای توضیحی و ضریب جینی

متغیر	تعریف	علامت انتظاری از نظر تئوریک	ملاحظات	مقیاس داده
GINI	ضریب جینی	-	-----	درصد
STAX	سهم مالیات بر درآمد و ثروت در کل درآمد مالیاتی	Cov(Gini, Stax) میهم	$STAX = \frac{RTAX + WTAX}{TAX} \cdot 100$	درصد
SSCG	سهم هزینه تامین اجتماعی و بهزیستی	Cov(Gini, Sscg) میهم	$Sscg = \frac{SSC}{g} \cdot 100$	درصد

متغیر	تعریف	علامت انتظاری از نظر تئوریک	ملاحظات	مقیاس داده
SFER	اختلال ارزی	Cov(Gini, Sfer) مثبت	$Sfer = unfer - fer$	ریال
YD	رشد درآمد سرانه	Cov(Gini, Yd) مثبت	$YD = \frac{YYD - YYD(-1)}{YYD(-1)} \cdot 100$	درصد
UN	نرخ بیکاری	Cov(Gini, UN) > 0	-----	درصد

منبع: تحقیق جاری (۱۳۸۵)

در این تحقیق برای تعیین ارتباط بلندمدت متغیرها از روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FM-OLS) استفاده شده است. لذا لازم است قبل از برآورد معادله ویژگی‌های این روش سنجی ذکر شود.

### ۳. برآورد اقتصاد سنجی

در این بخش برای بررسی اثر متغیرهای اقتصاد کلان بر توزیع درآمد ابتدا به مباحث اقتصاد سنجی و روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FM-OLS)<sup>۱</sup> فیلپس و هنسن (۱۹۹۰) اشاره شده و پس از آن روابط بلندمدت بین متغیرها برآورد شده است.

#### ۳-۱. روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FM-OLS)

در اغلب متغیرهای سری زمانی اقتصادی گرایش به حرکت هم جهت وجود دارد و این به دلیل وجود روند مشترکی است که در غالب آنها مشاهده می‌شود. به طور کلی متغیرهای اقتصادی که خصوصیات آماری آنها (مثل میانگین و واریانس) تابعی از زمان باشد، متغیرهای نامانا می‌نامند. تخمین مدل رگرسیون با استفاده از متغیرهای نامانا را رگرسیون کاذب می‌نامند به آن دلیل که استناد به نتایج چنین مدلی به نتایج گمراه کننده‌ای منجر خواهد شد. یک راه برای اجتناب از رگرسیون کاذب، تفاضل گیری و استفاده از تفاضل متغیرها در مدل است. ولی چنین مدلی هیچ گونه اطلاعاتی در خصوص رابطه بلندمدت متغیرها ارائه نمی‌کند. تحت چنین شرایطی، می‌توان به روش‌های هم انباشتگی

1. Full Modified – Ordinary Least Square (FM-OLS).

متوسل شد<sup>۱</sup> و مدل مورد نظر را به دور از کاذب بودن بر اساس سطح متغیرها برآورد کرد. به طور کلی روش‌های آماری متنوعی برای آزمون هم‌انباشتگی توسط انگل و گرنجر (۱۹۸۷)<sup>۲</sup>، استاک (۱۹۸۷)<sup>۳</sup>، جوهانسن (۱۹۸۸)<sup>۴</sup>، پارک و فیلیپس (۱۹۸۸ و ۱۹۸۹)<sup>۵</sup>، فیلیپس (۱۹۸۸ و ۱۹۹۱)<sup>۶</sup>، فیلیپس و هنسن (۱۹۹۰)<sup>۷</sup>، سیمز، استاک و واتسون (۱۹۹۰)<sup>۸</sup> و... ارائه شده است. در این تحقیق از روش فیلیپس و هنسن (۱۹۹۰) برای بررسی هم‌انباشتگی و روابط بلندمدت متغیرها استفاده شده است. زیرا:

- ۱- روش حداقل مربعات معمولی انگل - گرنجر (OLSEG) اگرچه فوق‌سازگارند، ولی به طور مجانبی بدون تورش و دارای توزیع نرمال نیستند.<sup>۹</sup>
- ۲- روش OLS برای برآورد رگرسیون هم‌انباشته‌ای که دارای حجم نمونه و تعداد مشاهدات زیاد است، نتایج سازگار و کارایی را به همراه دارد ولی در نمونه‌های کوچک برآوردگرهای روش OLS دارای توزیع غیر نرمال بوده و نتایج توأم با تورش است و همچنین آماره  $t$  بصورت مجانبی نیز قابل اعتماد نخواهد بود. در چنین شرایطی روش فیلیپس و هنسن (۱۹۹۰) روش مناسبی است.<sup>۱۰</sup> در جدول (۳) مهمترین ویژگی‌های روش FM-OLS ذکر شده است.

۱. یک بردار از متغیرها هنگامی انباشته است که ترکیب خطی متغیرها مانا باشد.

2. Engle and Granger (1987).

3. Stock (1987).

4. Johansen (1988).

5. Park and Phillips (1988, 1989).

6. Phillips (1988, 1991).

7. Phillips and Hansen (1990).

8. Sims, Stock and Watson (1990).

۹. روش EG و FM-OLS بعنوان روش تک معادله هم‌انباشتگی دارای دو ویژگی مشترک است:

الف) هر دو فرض می‌کنند که بردار هم‌انباشتگی منحصر به فرد است.

ب) متغیرهای توضیحی در بردار هم‌انباشتگی فرض می‌شود که برون‌زای ضعیف (weakly exogenous) هستند.

۱۰. برآوردگرهای OLS دچار تورش خواهند شد اگر متغیرهای توضیحی برون‌زای ضعیف نباشند، اگر متغیرهای برون‌زای ضعیف باشند با مشکل "تورش درون‌زایی" روبرو خواهیم بود. در غیر اینصورت بهترین روش FM-OLS است.

(Deadman and Charemza (1997))



## جدول ۳- ویژگی‌های آماری روش FM-OLS

<ul style="list-style-type: none"> <li>• به طور کلی می‌توان بیان کرد که روش FM-OLS، دو تصحیح روی روش OLS اعمال می‌کند که عبارتند از:</li> <li>• تصحیح تورش</li> <li>• تصحیح درون‌زایی</li> </ul>
<p>نتایج مطالعات نشان می‌دهد که نتایج FM-OLS در نمونه‌های کوچک نتایج کاراتری در مقایسه با روش جوهانسن (۱۹۸۸) ارائه می‌کند. از طرف دیگر مزیت این روش در مقایسه با روش ML جوهانسن آن است که متأثر از طول وقفه نیست. در حالی که نتایج به دست آمده از روش جوهانسن شدت مبتنی بر انتخاب وقفه بهینه است. همچنین فیلیپس<sup>۱</sup> (۱۹۹۱) نشان داد که برآوردهای FM-OLS همانند روش جوهانسن (۱۹۸۸) در شرایطی که همه متغیرها درون‌زا هستند بطور مجانبی کارا می‌باشد.<sup>۲</sup></p>
<p>در مجموع می‌توان گفت بوسیله روش FM-OLS که توسط فیلیپس و هنسن مطرح شد می‌توان یک برآورد بهینه از بردار هم‌انباشتگی را داشت.</p>
<p>- در مجموعه مطالعات پارک و فیلیپس، فیلیپس و هنسن و هنسن و فیلیپس نشان می‌دهد که، روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده دارای خصوصیات زیر است:</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>• فوق سازگارند</li> <li>• به طور مجانبی بدون تورش هستند.</li> <li>• به طور مجانبی بطور نرمال توزیع شده‌اند.</li> <li>• معیارهای اصلاح شده ای را ارائه می‌کند که امکان انجام استنباط‌های آماری را فراهم می‌کند.</li> </ul>
<p>در روش FM-OLS که توسط فیلیپس و هنسن مطرح شد می‌توان از تکنیک تک معادله بهینه بصورت مجانبی، نتایجی همانند روش حداکثر درست نمایی (ML) دارد را به دست آورد.</p>
<p>تکنیک FM-OLS برای رفع مشکل خود همبستگی و تورش درون‌زایی نیز استفاده می‌شود.</p>

قبل از برآورد روابط بلندمدت بین متغیرها بر مبنای روش FM-OLS لازم است مانایی یا نامانایی<sup>۳</sup> متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در مدل و همچنین وجود بردار هم‌انباشتگی<sup>۴</sup> بررسی شود. لذا قبل از برازش مدل، به بررسی مانایی و تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی می‌پردازیم.

## 1. Phillips (1990).

۲. ویژگی روش ML بر مبنای VAR جوهانسن آن است که محقق را قادر می‌سازد تعداد بردارهای هم‌انباشتگی و روابط بلندمدت متغیرها را به دست آورد. روش تک معادله هم‌انباشتگی (مانند روش EG و FM-OLS) و روش سیستمی (مانند VAR جوهانسن و گریگوری هنسن) بعنوان روش‌های مکمل یکدیگر محسوب می‌شوند نه به عنوان روش‌های جانشینی.

۳. در این مقاله مترادف واژه STATIONARY از اصطلاح ایستایی و یا مانایی استفاده شده است.

۴. در این مقاله مترادف واژه CO-INTEGRATION از اصطلاح هم‌انباشتگی و یا هم‌جمعی استفاده شده است.

## ۲-۳. آزمون مانایی متغیرها

همانطور که گفته شد، استفاده از روشهای معمولی اقتصادسنجی در کارهای تجربی مبتنی بر فرض مانایی متغیرهای سری زمانی موجود در مدل می‌باشد. از طرفی دیگر اکثر سری‌های زمانی اقتصاد کلان نامانا هستند. از این رو قبل از استفاده از این متغیرهای سری زمانی لازم است نسبت به مانایی یا نامانایی آن اطمینان حاصل کرد. برای دستیابی به مانایی یا نامانایی متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در مدل از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)، فیلپس و پرون (PP) و آزمون کیت کاسکی، شین، پرون و اسکمیدت (KPSS)<sup>۱</sup> استفاده شده است.

مطالعات مقایسه‌ای چانگ بامن<sup>۲</sup> (۲۰۰۶) نشان می‌دهد که برای بررسی ریشه واحد و درجه جمعی<sup>۳</sup> متغیرها بوسیله سه آزمون معرفی شده نتایج همسو یا متفاوت می‌توان داشت. این محقق در مطالعات خود به چهار حالت عرف در متغیرهای اقتصادی اشاره می‌کند که در جدول (۴) به آن اشاره شده است.

## جدول ۴- مطالعات مقایسه‌ای چانگ بامن بوسیله آزمون ADF, PP, KPSS

نتیجه	KPSS	PP	ADF	آزمون
I(1) متغیر نامانا	رد می‌شود	پذیرفته می‌شود	پذیرفته می‌شود	آزمون $H_0$
I(0) متغیر مانا	پذیرفته می‌شود	رد می‌شود	رد می‌شود	آزمون $H_0$
متغیر اطلاعات بلند مدت مناسبی را نمی‌تواند همراه داشته باشد	پذیرفته می‌شود	پذیرفته می‌شود	پذیرفته می‌شود	آزمون $H_0$
میهم	رد می‌شود	رد می‌شود	رد می‌شود	آزمون $H_0$

SOURCE: Chong-Buman(2006)

اکنون با توجه به مقدمه فوق میتوان به بررسی مانایی (عدم وجود ریشه واحد) و نامانایی (وجود ریشه واحد) در متغیرهای مدنظر در تحقیق (یعنی UN، GINI و...) پرداخت.

1. Kwiatkowski, Philips, Schmidt, Shin (1992).

2. Chong-Buman.

3. Integrated order.

## جدول ۵- بررسی آزمون‌های PP، ADF و KPSS در سطح اطمینان ۹۵ درصد

شین، پرون و همکاران (KPSS)				فیلیس و پرون (PP)		دبکی فولر تعمیم یافته (ADF)			
۰/۰۵	***KPSS ( $f_0, c, t$ )	LM	۰/۰۵	**B( $f_0, c, t$ )	$Z(t_\alpha)$	۰/۰۵	*N(lag, c, t)	ADF	متغیر
۰/۴۶	B(۴, c)	۰/۶۴۰۷	-۲/۹۶	B(۲, c)	-۰/۵۳۶۴	-۲/۹۶	N(۱, c)	-۰/۲۹	GINI
۰/۳۴	B(۴, c)	۰/۴۱	-۳/۵۶	B(۱, c, t)	-۲/۴۲	-۳/۵۶	N(۰, c, t)	-۲/۳	STAX
۰/۴۶	B(۰, c)	۰/۶۵۳۸	-۳/۵۸	B(۰, c, t)	-۲/۴۵	-۳/۵۷	N(۰, c, t)	-۲/۴۵	SSCG
۰/۴۶	B(۳, c)	۰/۴۷	-۲/۹۶	B(۳, c)	-۲/۱۵	-۲/۹۹	N(v, c)	-۰/۴۱	SFER
۰/۰۹	B(۳, c, t)	۰/۱۱	-۳/۳	B(۴, n)	-۲/۶	-۱/۹۵	**** N(۱, n)	-۱/۱۶	YD
۰/۱۴	B(۳, c, t)	۰/۱۴۷	-۳/۵۶	B(۱, c, t)	-۱/۷۶	-۳/۵۷	N(۱, c, t)	-۱/۷۶	UN

منبع: تحقیق جاری (۱۳۸۵)

\* بیانگر مشخصات ADF است که بر ترتیب وقفه بهینه (lag) و عرض از مبدأ (c) و روند (t) است. که وقفه بهینه (lag) بر مبنای شوارتز بی‌زین تعیین شده است.

\*\* بیانگر مشخصات PP است. که به ترتیب پهنای باند ( $f_0$ )، عرض از مبدأ (c) و روند (t) است، که  $f_0$  بوسیله روش بارتلت کرنل محاسبه شده است.

\*\*\* بیانگر مشخصات KPSS است. که به ترتیب پهنای باند ( $f_0$ )، عرض از مبدأ (c) و روند (t) است، که  $f_0$  بوسیله روش بارتلت کرنل محاسبه شده است.

\*\*\*\* به معنای فاقد عرض از مبدأ و روند است.

همانگونه که در جداول (۵) و (۶) مشاهده می‌شود تمامی متغیرهای نامانای هستند. به عبارتی متغیرهای GINI، STAX، SSCG، SFER، YD و UN بوسیله هر سه معیار بررسی ریشه واحد (یعنی KPSS، ADF، PP) نامانای هستند. همچنین نتایج تفاضل‌گیری متغیرهای نامانای ذکر شده، حاکی از عدم وجود ریشه واحد در تفاضل مرتبه اول داده هاست. لذا می‌توان نتیجه گرفت تمامی متغیرهای فوق I(1) هستند.

در این تحقیق نیز به منظور تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی از کمیت‌های آماره آزمون  $\lambda_{trace}$  و  $\lambda_{max}$  استفاده شده است. همانطور که در جدول (۷) مشاهده می‌شود بر مبنای هر دو آماره (یعنی آماره تریس و آماره حداکثر مقدار ویژه) وجود حداکثر دو بردار هم‌انباشتگی تأیید می‌شود.

### جدول ۶- بررسی ریشه واحد و تعیین مانائی و نا مانائی متغیر و تعیین درجه جمعی (انباشتگی)

متغیر	ADF	PP	KPSS	نتیجه	درجه جمعی پس از تفاضل گیری
GINI	دارای ریشه واحد	دارای ریشه واحد	متغیر نامانا	متغیر نامانا است	I(1)
STAX	دارای ریشه واحد	دارای ریشه واحد	متغیر نامانا	متغیر نامانا است	I(1)
SSCG	دارای ریشه واحد	دارای ریشه واحد	متغیر نامانا	متغیر نامانا است	I(1)
SFER	دارای ریشه واحد	دارای ریشه واحد	متغیر نامانا	متغیر نامانا است	I(1)
YD	دارای ریشه واحد	دارای ریشه واحد	متغیر نامانا	متغیر نامانا است	I(1)
UN	دارای ریشه واحد	دارای ریشه واحد	متغیر نامانا	متغیر نامانا است	I(1)

منبع: تحقیق جاری (۱۳۸۵)

\*قابل ذکر است که فرضیه  $H_0$  آزمون ADF و PP بیانگر وجود ریشه واحد (نامانا بی متغیر) و فرضیه  $H_0$  مربوط به KPSS بر عکس دو آزمون فوق بیانگر عدم وجود ریشه واحد (مانایی متغیر) است.

### جدول ۷- کمیت‌های آماره آزمون $\lambda_{max}$ و $\lambda_{trace}$ به منظور تعیین تعداد بردارهای هم انباشتگی

مقدار بحرانی ۵٪	آماره حداکثر مقدار ویژه ( $\lambda_{max}$ )	مقدار بحرانی ۵٪	آماره تریس ( $\lambda_{trace}$ )	ریشه مشخصه ( $\lambda$ )	فرضیه $H_0$	فرضیه $H_0$
۴۰/۰۷۷۵۷	۵۹/۰۹۵۹۰ P(۰/۰۰۰۱)	۹۵/۷۵۳۶۶	۱۳۱/۹۱۳۴ P(۰/۰۰۰۰)**	۰/۸۹۶۹۸۹	$r \geq 1$	* $r \geq 1$
۳۳/۸۷۶۸۷	۳۴/۸۴۰۴۶ P(۰/۰۳۸۳)	۶۹/۸۱۸۸۹	۷۲/۸۱۷۴۵ P(۰/۰۲۸۳)	۰/۷۳۸۱۵۹	$r \geq 2$	* $r \leq 1$
۲۷/۵۸۴۳۴	۱۹/۸۸۰۲۴ P(۰/۳۴۹۵)	۴۷/۸۵۶۱۳	۳۷/۹۷۶۹۹ P(۰/۳۰۳۰)	۰/۵۳۴۴۹۱	$r \geq 3$	$r \leq 2$
۲۱/۱۳۱۶۲	۸/۶۰۶۹۷۱ P(۰/۸۶۲۸)	۲۹/۷۹۷۰۷	۱۸/۰۹۶۷۵ P(۰/۵۵۸۹)	۰/۲۸۱۸۲۲	$r \geq 4$	$r \leq 3$
۱۴/۲۶۴۶۰	۶/۱۶۱۵۱۳ P(۰/۵۹۲۶)	۱۵/۴۹۴۷۱	۹/۴۸۹۷۸۴ P(۰/۳۲۲۰)	۰/۲۱۰۹۹۴	$r \geq 5$	$r \leq 4$

منبع: تحقیق جاری (۱۳۸۵)

\*نشان دهنده رد شدن فرضیه  $H_0$  در سطح ۵٪ است.

\*\*بیانگر مقدار p-values است که توسط MacKinnon-Haug-Michelis (1999) برای آزمونهای  $\lambda_{max}$  و  $\lambda_{trace}$  معرفی شده است.

### ۳-۳. تصریح اقتصادسنجی مدل بروش FM-OLS

روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FM-OLS)، امکان تخمین پارامترهای یک معادله هم انباشتگی را فراهم می‌کند. مدل رگرسیون خطی به صورت رابطه زیر مفروض

است:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1' X_t + u_t$$

به طور کلی  $Y$  یک متغیر  $I(1)$  و  $X$  یک بردار  $K \times 1$  از رگرسیون‌های  $I(1)$  است که فرض می‌شود رابطه هم‌انباشتی بین آنها وجود ندارد. هم‌چنین فرض می‌شود که  $X$  از یک فرآیند تفاضل مانا به صورت رابطه زیر پیروی می‌کند که با توجه به روابط نظری (بلندمدت) بردار متغیر بصورت زیر مشخص می‌شود:

$$X_t = [YD, STAX, SFER, SCCG, UN]$$

$$t=2,3,\dots,n$$

$$\Delta X_t = \mu + v_t,$$

$\mu$  یک بردار  $K \times 1$  از پارامترهای رانش و  $v$  یک بردار  $K \times 1$  از جملات  $I(0)$  است. برآوردگرهای فیلیپس و هسنس  $\beta = (\beta_0, \beta_1')$  در این روش حتی در شرایطی که  $X_t$  و  $U$  به صورت هم‌زمان همبسته هستند سازگار است<sup>۱</sup>، ولی به طور عمومی توزیع مجانبی برآوردگر OLS غیر استاندارد است و انجام استنباط آماری را برای ضرایب، با آماره  $t$  معمول، غیرمعتبر خواهد کرد. برای فایق شدن بر این مسأله، بهتر آن است که ارتباط بین  $u$  و  $v$  و مقادیر با وقفه آنها لحاظ شود. روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده، این همبستگی را در یک شیوه شبه پارامتریک لحاظ می‌کند. البته باید توجه داشت که اعتبار این شیوه منوط به آن است که بردار  $x$  تفاضل مانا و هم‌انباشتی بین آنها وجود نداشته باشد.

برای به کار بردن روش FM-OLS و به دست آوردن پارامترهای بلندمدت لازم است که ارتباط هم‌انباشته مجموعه‌ای از متغیرهای  $I(1)$  وجود داشته باشد. بنابراین ابتدا نیاز است که آزمون ریشه واحد و سپس وجود بردار هم‌انباشتی بین متغیرها بررسی شود. برای این منظور ابتدا وجود ریشه واحد بوسیله آزمون مانایی که عبارتند از ADF، PP، KPSS بررسی شد که همان‌طور که بیان گردید تمامی متغیرها بر مبنای هر سه آزمون  $I(1)$  هستند. در ادامه به بررسی وجود بردار هم‌انباشتی پرداختیم. همان‌طور که در جدول (۶) مشاهده شد، آزمون  $\lambda_{trace}$  و  $\lambda_{max}$  نشان می‌دهد که حداکثر دو بردار هم‌انباشتی وجود

دارد. لذا دو شرط اولیه که در روش FM-OLS وجود دارد برقرار است. لذا از این تکنیک اقتصادسنجی می‌توان برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها استفاده نمود.

### جدول ۸- برآورد معادله رگرسیونی بروش FM-OLS فیلیپس و هنسن (۱۹۹۰) در دوره زمانی ۱۳۵۳-۸۶

GINI = -3.78 - .146STAX - .11SSCG + .0005SFER + .04YD + .28UN			
متغیرها	ضرایب*	انحراف معیار ضرایب	**T-Ratio[Prob]
عرض از مبدا	-۳/۷۸	۲/۹۳۰۲	-۱/۲۹۱ [. 110]
سهم مجموع مالیات بر درآمد و ثروت بر کل درآمد مالیاتی	-۰/۱۴۰۲	۰/۰۶۹۹	-۲/۰۰۳ [. 042]
سهم هزینه‌های تامین اجتماعی و بهزیستی در بودجه دولت	-۰/۱۱۶۵	۰/۰۵۴۲	-۲/۱۴۸۷ [. 031]
اختلال نرخ ارز	۰/۰۰۰۵۷۴	۰/۰۰۰۱	۳/۳۴۲ [. 001]
رشد درآمد سرانه	۰/۰۴۶۲	۰/۰۱۶۵	۲/۷۹۱ [. 002]
نرخ بیکاری	۰/۲۸۴۳	۰/۰۹۱۵	۳/۱۰۴ [. 002]

منبع: تحقیق جاری (۱۳۸۸)

\* برای برآورد برآوردگرهای FM-OLS از معیار Equal Weight در شرایطی که وقفه  $K=1$  در نظر گرفته شده، استفاده شده است.

\*\* مقادیر مجانبی t فیلیپس و هنسن ذکر شده است.

### ۴-۳. تحلیل روابط بلندمدت متغیرها

جدول (۷) نشان می‌دهد که با توجه به شواهد موجود در دوره ۱۳۵۳-۱۳۸۶ نرخ

بیکاری، موثرترین عامل در تغییر سطح نا برابری در ایران بوده است.

عوامل مهم دیگر مانند، سهم مالیات بر درآمد و ثروت در کل درآمد مالیاتی از یک سو و رشد درآمد سرانه، نرخ بیکاری و اختلال ارزی از سوی دیگر در دو جهت مخالف بر سطح نابرابری تاثیر گذاشته‌اند.

از آنجا که مالیات و مخارج دولت در زمینه تامین اجتماعی و بهزیستی، با هدف کمک به طبقات پایین و فقیر در جهت کاهش شکاف درآمدی و کاستن سطح نابرابری، دریافت و هزینه می‌شود. از دیدگاه نظری و تئوریک انتظار بر آن است که در صورت تخصیص بهینه، منجر به کاهش نابرابری گردند. نتایج مدل برآوردی نیز حاکی از آن است که

سیاست‌های مالیاتی و تامین اجتماعی و بهزیستی در عمل نیز به این نتیجه دست یافته و باعث کاهش نابرابری در اقتصاد ایران شده است.

از نظر تئوریک انتظار بر آن است که افزایش درآمد سرانه در شرایط ناعادلانه بودن توزیع درآمد نابرابری را افزایش دهد زیرا باعث می‌گردد درآمد افراد ثروتمند به میزان بیشتری نسبت به درآمد افراد فقیر جامعه افزایش یافته و توزیع درآمد ناعادلانه تر شود. همان طور که در جدول (۷) مشاهده می‌شود نتایج مدل برآوردی بیانگر آن است که رشد اقتصادی منجر به افزایش نابرابری در ایران شده است. به عبارتی رشد اقتصادی در خلال سال‌های مورد مطالعه به نفع طبقات پر درآمد و به ضرر طبقات محروم جامعه در جریان بوده است.

در بخش مبانی نظری اشاره شد که تغییرات نرخ ارز از طریق تراز پرداخت‌های خارجی و تغییر قیمت‌های داخلی به خارجی بوسیله تحت تاثیر قرار دادن شاخص هزینه زندگی و یا تغییر سطح اشتغال و تولید بر سطح نابرابری در جامعه تاثیر دارد. شواهد تجربی و نتایج مدل برآوردی در ایران موید این واقعیت است که اختلالات ارزی (بدلیل تاثیر منفی بر شاخص هزینه زندگی و یا تغییر سطح اشتغال و تولید) منجر به افزایش نابرابری درآمد در کشور شده است. (جدول (۷)).

نتایج مدل برازش شده نشان می‌دهد که سیاست‌های بازار کار بگونه‌ای بوده که منجر به افزایش نابرابری درآمد شده است. بعبارت دیگر با افزایش نرخ بیکاری تعداد افراد بدون منبع درآمدی در جامعه افزایش یافته و به توزیع ناعادلانه درآمد کمک کرده است. یعنی روابط برآوردی بلند مدت فیلیپس و هسنس (۱۹۹۰) نشان دهنده ارتباط مثبت بین نرخ بیکاری و افزایش نابرابری در اقتصاد ایران است.

بر اساس علامت آماره‌های تی-استیودنت استنباط می‌شود که عوامل بیکاری، اختلافات ارزی و رشد درآمد سرانه، آثار افزایشی به سطح نابرابری داشته ولی نظام مالیاتی و سیاست‌های تامین اجتماعی و بهزیستی در بودجه دولت، آثار کاهش‌ی بر آن داشته است. با توجه به این الگو یک درصد اثر افزایش در سهم مالیات بر درآمد و ثروت در کل درآمد مالیاتی، منجر به ۱۴صدم درصد کاهش سطح نابرابری هزینه خانوار می‌شود. در اثر

یک درصد افزایش در سهم هزینه اجتماعی و بهزیستی در بودجه دولت، به میزان ۱۱ صدم درصد از سطح نابرابری هزینه خانوارها کاسته می‌شود. با یک درصد افزایش در رشد درآمد سرانه، چهارصدم درصد بر سطح نابرابری اضافه می‌شود و همچنین با افزایش یک درصدی در نرخ بیکاری، میزان نابرابری هزینه خانوارها ۲۸ صدم درصد افزایش می‌یابد و یک واحد افزایش در اختلالات ارزی  $10^{-3} \times 0.57$  درصد بر سطح نابرابری در هزینه خانوارها افزوده می‌شود. قابل ذکر است تمامی ضرایب تحلیل شده فوق، بیانگر روابط بلندمدت بین متغیرها می‌باشد که در قالب بردار همگرایی هنسن (۱۹۹۰) استخراج شده اند.

### ۵-۳. بررسی ضرایب رگرسیون رولینگ<sup>۱</sup>

در مدل رگرسیون خطی فوق، پارامترها در طول زمان ثابت در نظر گرفته می‌شوند، بدان مفهوم که با بروز تحولات سیاسی، اقتصادی و . . . . . (به‌طور کلی بروز تغییرات ساختاری)، پارامترها تغییر نمی‌کنند، به‌عبارتی عواملان اقتصادی انتظارات خود را در قبال بروز این تحولات تغییر نمی‌دهند؛ ولی احتمال آن بسیار بعید به نظر می‌رسد که پارامترهای اقتصادسنجی تخمین زده شده در طول زمان ثابت باشند. به آن دلیل که با تغییر رژیم‌های سیاسی، عواملان اقتصادی انتظارات خود را تغییر خواهند داد، بنابراین قواعد تصمیم‌گیری تخمین زده شده تغییر خواهد کرد. تحت این شرایط وجود روشی مناسب برای بررسی تغییرات پارامترها در طول زمان ضروری است. می‌توان گفت رگرسیون رولینگ (R-R) به‌عنوان روشی مناسب برای بررسی تغییرات پارامترها در طول دوره‌های مختلف استفاده می‌شود. این روش در واکنش به انتقاد لوکاس<sup>۲</sup> (۱۹۷۶) مطرح شد. وی در یک مقاله انتقادی بیان نمود که پارامترهای اقتصادسنجی تخمین زده شده بعید است که باثبات باشند. از آنجایی که با تغییر رژیم‌های سیاسی، عواملان اقتصادی انتظارات خود را تغییر خواهند داد بنابراین قواعد تصمیم‌گیری تخمین زده شده تغییر خواهند کرد. با توجه به مطالب فوق می‌توان از رگرسیون رولینگ برای ارزیابی تغییرات پارامترهای تاثیرگذار بر توزیع درآمد استفاده نمود.

1. Rolling regression.

2. Lucas(1976).



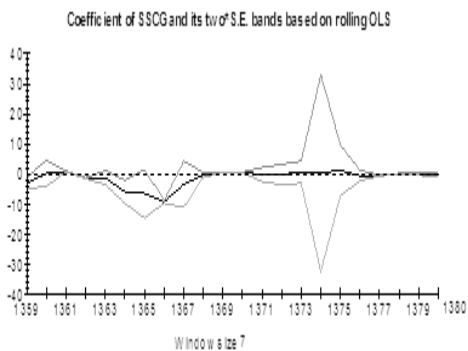
همانگونه که در جدول (۸) مشاهده می‌شود بردار ضرایب پارامترهای معادله ضریب جینی بوسیله رگرسیون رولینگ برآورد شده است و برای تحلیل بردار ضرایب و ارزیابی تغییر سیاست‌ها از نمودار و شاخص‌های آماری استفاده شده است.

نمودار (۱) تا (۴) به ترتیب ضرایب متغیر STAX، SFER، SSCG، YD در سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۵۹ بوسیله رگرسیون رولینگ را نشان می‌دهد. با بررسی روند بردار ضرایب در نمودارهای مدنظر می‌توان نتیجه گرفت سیاست‌های اتخاذ شده در بخش‌های مختلف منجر به نوساناتی در تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی شده است. در بین متغیرها، نوسان قابل توجهی در نمودار SSCG مشاهده می‌شود. همچنین می‌توان بر مبنای شاخص‌های آماری (انحراف معیار، ضریب چولگی و ضریب کشیدگی) نیز به چنین نتیجه‌ای دست یافت. شاخص‌های آماری مدنظر بیانگر آن است که تغییرات مربوط به سیاست‌های اتخاذ شده در بخش تامین اجتماعی و بهزیستی (SSCG) و همچنین سیاست‌های بازار کار (UN) برای کاهش نابرابری و بهبود توزیع درآمد در جامعه توأم با نوسانات قابل توجهی همراه بوده و این شرایط بیانگر آن است که رویکرد سیستماتیک و استراتژی هدفمند در این بخش‌ها وجود نداشته است. همچنین بر مبنای نتایج جدول (۹) می‌توان نتیجه گرفت که سیاست‌های ارزی (SFER) نوسانات قابل توجهی در توزیع درآمد بوجود نیاورده است.

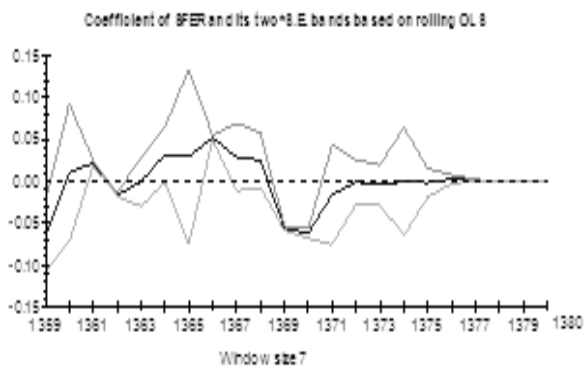
### جدول ۹- تحلیل آماری بردار پارامترهای رگرسیون رولینگ

شاخص آماری	TAX	SCG	FER	YYD	UUN
میانگین	۰/۰۱۶۰۵۴	-۱/۲۷۲۴۷۲	-۰/۰۰۰۵۹۹	۰/۰۱۶۲۵۸	-۰/۴۸۱۷۰۶
میانه	۰/۰۰۴۵۱۳	-۰/۱۵۹۱۵۴	۰/۰۰۰۱۷۱	-۰/۰۲۵۱۳۴	۰/۰۳۷۱۷۲
دامنه تغییرات در بردار ضرایب	$-۱/۸۰ < \beta_0 < ۰/۶۳$	$-۹/۲۶ < \beta_0 < ۱/۲۶$	$-۰/۰۶ < \beta_0 < ۰/۰۵$	$-۰/۲۳ < \beta_0 < ۰/۴۲$	$-۵/۱ < \beta_0 < ۱/۸۵$
انحراف معیار	۰/۹۵۳۵۶۰	۲/۷۱۱۴۷۲	۰/۰۲۹۶۵۹	۰/۱۵۴۱۲۶	۱/۹۰۰۲۲۹
ضریب چولگی	۰/۹۹۱۵۴۹	-۱/۷۱۱۶۷۷	-۰/۷۴۸۶۷۰	۱/۴۸۸۳۴۹	-۱/۰۵۲۲۰۳
ضریب کشیدگی	۴/۷۸۴۴۴۷	۴/۹۸۲۱۲۶	۲/۳۶۲۵۷۱	۵/۰۸۲۸۹۳	۳/۳۷۲۵۴۲
آزمون جاک بار (J-B)	۶/۵۳۲۱۹۹	۱۴/۳۴۴۱۶	۲/۱۷۵۶۹۶	۱۲/۱۰۳۰۶	۴/۱۸۶۷۰۲
حد احتمال P-Value	۰/۰۲۸۲۲۷	۰/۰۰۰۷۶۸	۰/۳۳۶۹۴۱	۰/۰۰۲۳۵۴	۰/۱۲۳۲۷۳
تعداد پارامترها	۲۲	۲۲	۲۲	۲۲	۲۲

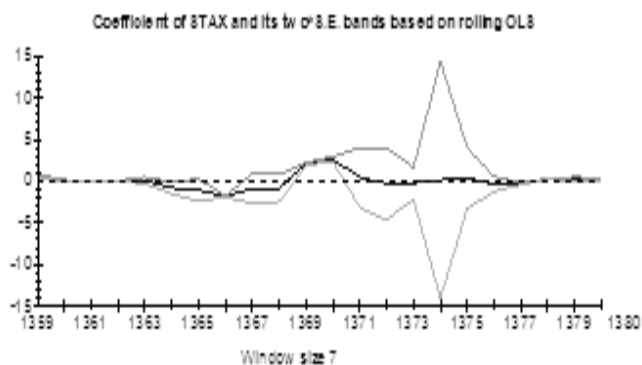
منبع: بررسی پژوهش جاری (۱۳۸۵)



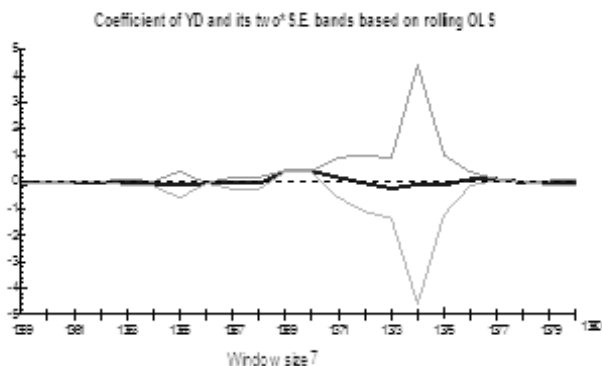
نمودار ۱- ضرایب متغیر SSCG در سال‌های ۱۳۵۹-۱۳۸۰ بوسیله رگرسیون رولینگ



نمودار ۲- ضرایب متغیر SFER در سال‌های ۱۳۵۹-۱۳۸۰ بوسیله رگرسیون رولینگ



نمودار ۳- ضرایب متغیر STAX در سال‌های ۱۳۵۹-۱۳۸۰ بوسیله رگرسیون رولینگ



نمودار ۴- ضرایب متغیر YD در سال‌های ۱۳۵۹-۱۳۸۰ بوسیله رگرسیون رولینگ

### جمع‌بندی و ارائه توصیه‌های سیاستی

این تحقیق با هدف بررسی توزیع درآمد در ایران و تعیین تأثیر شاخص‌های کلان بر توزیع درآمد تدوین شده است. نتیجه مطالعات اکثر محققین نشان می‌دهد که برای دستیابی به سطوح بالای رشد اقتصادی در بسیاری از کشورهای در حال گذار، توزیع عادلانه درآمد تحت‌الشعاع قرار گرفته است. البته آموزه‌های برخی تئوری‌ها و مطالعات مانند فرضیه کوزنتس در تشدید این رویکرد بی‌تأثیر نبوده است. یافته‌های این پژوهش نیز نشان داد که جریان برنامه‌ریزی توسعه در اقتصاد ایران، از این امر مستثنی نبوده و اولویت دادن به رشد اقتصادی و انتقال مقوله توزیع به بلندمدت از ویژگی‌های الگوی رشد و توسعه در ایران به شمار می‌آید. در مستندات و محتوای برنامه‌های توسعه کشور، تمایل شدید به تثبیت اقتصاد و حصول به نرخ بالای رشد اقتصادی، بهبود توزیع درآمد را تحت تأثیر قرار داده و عملاً هیچ استراتژی مشخصی در مستندات برنامه‌ها برای بهبود توزیع درآمد به استثنای رشد مخارج اجتماعی دولت وجود ندارد. این امر می‌تواند تحقق توسعه همه‌جانبه و عدالت اجتماعی را با مشکل مواجه سازد.

با توجه به یافته‌های این تحقیق توصیه‌های سیاستی زیر ارائه می‌شود:

۱- نتیجه مدل برآوردی نشان می‌دهد که نرخ بیکاری از جمله متغیرهایی است که بر توزیع ناعادلانه درآمد تأثیر داشته است، بر این اساس توصیه می‌شود که دولت با اتخاذ تدابیر مناسب از جمله اعطای یارانه به واحدهای تولیدی و اشتغال‌زا، توسعه سرمایه‌گذاری

صنعتی، نظارت دقیق بر اعتبارات اشتغالزائی، زمینه سازی برای تشویق سرمایه گذاری، جذب سرمایه های خارجی، با توسعه فرصت های شغلی، در تعدیل نرخ بیکاری و در نتیجه کاهش نابرابری اقدام جدی به عمل آورد.

۲- عنوان شد که با توجه به شواهد موجود در دوره ۱۳۸۶-۱۳۵۳ سهم هزینه تامین اجتماعی و بهزیستی در بودجه دولت، تاثیر معنی داری بر تغییر سطح نا برابری داشته است. لذا پیشنهاد می شود از این سیاست بعنوان یک سیاست کوتاه مدت و میان مدت برای کاهش نابرابری استفاده شود و در کنار آن برنامه ریزی های بلندمدت در قالب تغییر الگوی نظام مالیاتی و بازار کار برای مرتفع نمودن شکاف طبقاتی دنبال شود.

۴- نتایج رگرسیون رولینگ بیانگر آن بود که تغییرات مربوط به سیاست های اتخاذ شده در بخش تامین اجتماعی و بهزیستی (SSCG) و همچنین سیاست های بازار کار (UN) برای کاهش نابرابری و بهبود توزیع درآمد در جامعه توام با نوسانات قابل توجهی همراه بوده و این شرایط بیانگر آن است که رویکرد سیستماتیک و استراتژی هدفمند در این بخش ها وجود نداشته است. لذا پیشنهاد می شود در قالب یک برنامه مدون و هدفمند، الگوی مناسبی برای سیاست گذاری توزیع درآمد در ایران تدوین شود.

## منابع

- بختیاری، صادق (۱۳۸۲)؛ تحلیلی از درآمد با استفاده از روش پارامتریک، انتشارات معاونت امور اقتصادی، وزارت امور اقتصادی دارایی.
- مصدر منوچهری نائینی، علیرضا، (۱۳۷۶)؛ «عوامل کلان اقتصادی بر توزیع درآمد در ایران»، مجله اقتصاد و مدیریت دانشگاه آزاد.
- ابونوری، اسمعیل (۱۳۷۶)؛ «اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران»، مجله تحقیقات اقتصادی، ش ۵۱.
- سپهری، عباس (۱۳۷۱)؛ تاثیر سیاست‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد (مطالعه موردی ۱۳۴۷-۱۳۶۹) پایان نامه دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی.
- نیلی، مسعود و علی فرهبخش (۱۳۷۳)؛ «ارتباط رشد اقتصادی و توزیع درآمد»، مجله برنامه و بودجه، شماره ۳۴.
- خطیب‌زاده، مریم (۱۳۷۷)؛ «بررسی اثر مالیات بر درآمد بر توزیع درآمد در ایران»، مجله بانک و اقتصاد، شماره ۷.
- کیانگک چو. داوودی و گوپتا (۲۰۰۰)؛ ترجمه محسن کلانتری، سیاست‌های مخارج اجتماعی دولت و مالیات‌ها و توزیع درآمد در کشورهای در حال توسعه، مجله پژوهش پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی.
- گرگی، ابراهیم (۱۳۷۶)؛ «بررسی آثار سیاست‌های اقتصادی دولت بر توزیع درآمد»؛ فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۲.
- پازوکی، مهدی (۱۳۶۹)؛ توزیع درآمد و دوگانگی ساختار اقتصادی در کشورهای عقب‌نگه داشته شده (مطالعه موردی ایران)، پایان نامه کارشناسی ارشد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.
- جرجر زاده، علیرضا و علی‌رضا اقبالی (۱۳۸۴)؛ «بررسی اثر درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد در ایران»؛ فصلنامه علمی پژوهشی رفاه اجتماعی، سال چهارم شماره ۱۷.
- احمدی، علی محمد و نادر مهرگان (۱۳۸۴)؛ «تاثیر سیاست‌های تعدیل اقتصادی بر توزیع

- درآمد در ایران"، فصلنامه پژوهشی اقتصادی، شماره ۵.
- شهیکی تاش، مهیم (۱۳۸۵)؛ بررسی توزیع درآمد در ایران با رویکرد ناپارامتریک، پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشکده اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان.
- نیلی، مسعود (۱۳۸۶)؛ اقتصاد و عدالت اجتماعی، انتشارات نشرنی.
- داوودی، پرویز و محمدعلی براتی (۱۳۸۶)؛ "بررسی آثار سیاست‌های اقتصادی بر توزیع درآمد در ایران"، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۴۳.
- ابونوری، اسمعیل و آرش خوشکار، (۱۳۸۶)؛ اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران (مطالعه بین استانی)، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۷.
- Adelman and Fuwa (1992); "Income Inequality and Development During 1980s", *Indian Economic Review*, pp 329-45
- Ahuja, V., B. Bidani, F. H. G. Ferreira and M. Walton (1997); *Everyone's Miracle?: Revisiting Poverty and Inequality in East Asia* (Washington, DC: The World Bank. ) [www.worldbank.org](http://www.worldbank.org)
- Blejer, M. I, and I. Guerrero, (1990); "The Impact of Macroeconomic Policies on Income Distribution: An Empirical Study of the Philippines," *Review of Economics and Statistics*, 72 (No. 3), pp. 414-23.
- Blinder, A. S., and H. Y. Esaki, (1978); "Macroeconomic Activity and Income Distribution in the Postwar United States," *Review of Economics and Statistics*, 60, pp. 604-9.
- Bourguignon, F. (1979); "Decomposable Income Inequality Measures", *Econometrica*, 47, pp. 901.
- Cowell, F. A. and S. P. Jenkins (1995); "How much inequality can we explain? A methodology and an application to the USA", *Economic Journal*, 105, pp. 421-430.
- Morrison and Bourguignon (1990); *Income Distribution Development and Foreign Trade: A Cross-Sectional Analysis*, *European Economic Review*, 34 & No6. PP//3-3.

---

Olalla L. F. and Vell A. F. (2005); "Macroeconomic Activity and Distribution of Income in Spain", [www.ssrn.com](http://www.ssrn.com)

Paglin, M. (1975); "The Measurement and Trend of Inequality: A Basic Revision," *American Economic Review*, 65, pp. 598-609.

Schultz, T. W., (1961); "Human Resources" National Bureau of Economic Research, New York. <http://www.nber.org>