

تأثیر نامتقارن تعداد واحدهای صنعتی بزرگ بر ضریب جینی ایران

حسین اکبری فرد، رضا اشرف گنجویی، ام البنین جلالی و مجید هاتفی مجومرد*

تاریخ وصول: ۱۳۹۴/۸/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۰/۷

چکیده:

هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر تعداد واحدهای صنعتی بزرگ بر ضریب جینی دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۲ است. در این راستا به تخمین الگوهای خطی و غیرخطی پرداخته شد. نتایج نشان داد مدل غیرخطی قدرت توضیح دهندگی بالاتری در مقایسه با مدل خطی دارد. با توجه به تأیید الگوی غیرخطی سه آستانه بالا، وسط و پایین تعریف شد. نتایج همچنین نشان داد که تغییر در تعداد واحدهای صنعتی دوره قبل بر ضریب جینی دوره جاری در حد آستانه‌ای پایین بیشترین تأثیر را دارد و با حرکت به سمت آستانه بالا از تأثیر آن کاسته می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: E24، L6، L60

واژه‌های کلیدی: صنعت، ضریب جینی، خود رگرسیون انتقال ملایم لاجستیک

* به ترتیب، استادیار و کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان، دانشجوی دوره دکتری و دانشجوی دوره دکتری (نویسنده مسئول) باشگاه پژوهشگران جوان و نخبگان، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران
(mhatefi63@gmail.com)

۱- مقدمه

تجربه جوامع توسعه یافته حاکی از ارتباط مستقیم رفاه و سطح زندگی بهتر مردم با گسترش صنایع در آن جوامع است. امروزه دستیابی به رشد و توسعه پایدار یکی از مباحث عمده کشورها، به ویژه کشورهای در حال توسعه، به شمار می‌رود. کشورهای در حال توسعه جهت جبران عقب ماندگی‌ها، فرار از فقر سیاسی، اقتصادی، فرهنگی، ... و برای رسیدن به توسعه متوازن و همه جانبه، که بتواند به بهبود وضع زندگی همه مردم منجر شود، نیازمند شناخت صحیح از پتانسیل‌ها، توان‌ها، محدودیت‌ها در تمامی زمینه‌ها و مناطق خود هستند.

تفاوت در سطوح برخورداری مناطق همواره تحت تأثیر توان‌های محیطی، روحیه کار و تلاش، ویژگی‌ها و گسست‌های تاریخی، درجه مدنیت و شهرنشینی، ایدئولوژی، ارزش‌های حاکم و ... بوده است. در کشور و در بین مناطق مختلف آنها نیز تحت تأثیر سابقه تاریخی و نیروهای خارجی، شرایط سیاسی و حکومتی تمرکزگرا، نفوذ و تأثیر شدید نخبگان ملی، تمرکز فزاینده فعالیت‌های اقتصادی در قطب‌ها و محورهای خاص، حاکم بودن برنامه‌ریزی‌های متمرکز بخشی، عدم رویکرد مناسب به برنامه‌ریزی، دوگانگی در تمرکز جمعیت و فعالیت‌های اقتصادی اجتماعی، زیرساخت‌ها و امکانات و در نهایت تفاوت در سطوح برخورداری و توسعه یافتگی بین آنهاست. تفاوت‌های مذکور، موجب تفاوت‌های فرهنگی، اجتماعی و حتی اقتصادی زیادی می‌شود. یکی از معیارهای مهم بررسی تفاوت اقتصادی، تفاوت درآمد است؛ که خود منشاء ایجاد تفاوت‌های اجتماعی و فرهنگی است (هارکینسون^۱، ۲۰۱۵). بنابراین برای ارتقاء و رشد یک جامعه باید سیاست‌هایی در جهت کاهش نابرابری‌های درآمدی اتخاذ شود. از طرفی اجرای سیاست کاهش نابرابری درآمد منوط به شناخت معیار اندازه‌گیری، منبع و منشاء این نابرابری است که، متناسب با اهمیت نسبی آنها در بروز نابرابری درآمد، بتوان سیاستی کارا تر اتخاذ نمود.

از منابع ایجاد نابرابری درآمد، می‌توان به نابرابری میان مناطق، مشاغل، عوامل تولید، وجود انحصار در تولیدات یا عدم وجود رقابت سالم بین تولیدکنندگان را نام برد؛ که از این میان وجود انحصار (تعداد واحدهای صنعتی بزرگ) در مطالعه حاضر مورد بررسی قرار گرفته است. از معیارهای اندازه‌گیری نابرابری نیز می‌توان به

¹ Harkinson

شاخص‌هایی چون نابرابری تیل^۲، آتکینسون^۳ و ضریب جینی (کوزنتس^۴، ۱۹۵۵) اشاره کرد. ویژگی مطلوب اکثر این معیارها، به عنوان شاخص سنجش نابرابری، مستقل از میانگین بودن آنهاست. به عبارت دیگر این ویژگی بدین معنی است که اگر درآمد تمام افراد λ برابر شود، شاخص تغییر نخواهد کرد. به‌طور کلی مستقل بودن از حجم جامعه، تقارن^۵، ارضای خاصیت پیگو- دالتون^۶ و تجزیه‌پذیری را می‌توان از جمله ویژگی‌های یک شاخص مناسب دانست. از میان شاخص‌های موجود، شاخص ضریب جینی^۷ در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفته است. این شاخص مقادیری بین صفر و یک را به خود اختصاص می‌دهد؛ که صفر یعنی برابری کامل و یک یعنی نابرابری کامل.

با توجه به مطالب مذکور، هدف مطالعه حاضر بررسی اثر تعداد واحدهای صنعتی بزرگ بر ضریب جینی ایران است. به عبارت دیگر اثر تغییر ساختار از انحصاری به رقابتی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این راستا، فروض اصلی مطالعه به صورت زیر قابل بررسی است:

- افزایش تعداد واحدهای صنعتی یا به عبارتی کاهش انحصار موجب کاهش ضریب جینی و افزایش برابری درآمد می‌شود.
- افزایش تغییرات ضریب جینی دوره قبل موجب افزایش ضریب جینی دوره حاضر می‌شود؛ به عبارت دیگر، نابرابری خود منشاء ایجاد نابرابری بیشتر است.

برای دستیابی به این مهم، اثرات نامتقارن تعداد واحدهای صنعتی بزرگ بر توزیع درآمد با استفاده از الگوهای غیرخطی سنجیده می‌شود. دلیل استفاده از روش غیرخطی نیز ویژگی‌های متمایز این روش نسبت به روش خطی است؛ که از این میان می‌توان به موارد زیر اشاره کرد.

- تعدیل پویا بین تعداد واحدهای صنعتی و ضریب جینی ثابت نبوده و به وضعیت و آستانه‌ای که اقتصاد در آن قرار دارد، وابسته است.

² Theil

³ Atkinson

⁴ Kuznets

^۵ بدین معنا که اگر درآمد دو فرد معاوضه شود، شاخص تغییر نمی‌کند.

^۶ در این حالت انتقال درآمد از افراد غنی به فقیر باعث کاهش نابرابری می‌شود.

⁷ Gini Coefficient

- تغییر رژیم یا شکست‌های ساختاری به صورت درون‌زا توسط مدل تعیین می‌شود؛ بنابراین نیازی به وارد کردن متغیر موهومی و یا بررسی جداگانه شکست ساختاری نیست.
 - مدل‌های غیرخطی قابلیت مشخص کردن سرعت انتقال از یک وضعیت به وضعیت دیگر را دارا هستند.
- در ادامه مطالعه به صورت زیر دنبال می‌شود: در قسمت بعد ادبیات و پیشینه تحقیق، در قسمت سوم مبانی نظری و روش تحقیق، پس از آن یافته‌های تحقیق و در نهایت نتایج و پیشنهادات ارائه شده است.

۲- ادبیات و پیشینه تحقیق

به‌طور تاریخی، اجماع اندکی بین اقتصاددانان و محققان اجتماعی در مورد عوامل ایجاد کننده نابرابری وجود دارد. در قرن ۱۹ میلادی، این محققان تلاش نمودند تا عدالت را توجیه کرده یا سطوح بالای نابرابری را نکوهش کنند. مارکس^۸ اولین کسی بود که در مورد استثمار طبقه کارگر صحبت کرد. سنیور^۹ عواید سرمایه را به عنوان پاداش امساک از مصرف سرمایه‌گذاران در نظر گرفت (سنیور، ۱۸۳۶). در ادامه، اقتصاددانان نئوکلاسیک نظریه بهره‌وری نهایی را گسترش دادند؛ که بیان می‌کرد پاداش به‌طور وسیعی منعکس کننده ترکیبات مختلف اشخاص در جامعه است. به عبارت دیگر نظریه استثمار بیان می‌کند سطوح بالای جامعه آنچه متعلق به سطوح پایین است را غصب می‌کنند؛ درحالی‌که نظریه بهره‌وری نهایی بیان می‌کند طبقه بالا آنچه را که اضافه می‌کند، دریافت می‌کند. بر اساس این دیدگاه، در بازار رقابتی، استثمار به راحتی نمی‌تواند دوام بیاورد و افزودن به سرمایه موجب افزایش دستمزد می‌شود؛ بنابراین کارگران باید مدیون پس‌انداز و نوآوری افراد طبقه بالای جامعه باشند. بر طبق نظریه بهره‌وری نهایی، درآمد بالاتر با مشارکت بیشتر در جامعه سازگار است و این عدم برابری را به عنوان مثال می‌توان از طریق برقراری مالیات تصاعدی برای ثروتمندان جبران کرد (منکیو^{۱۰}، ۲۰۱۳). اما این فقط قسمتی از داستان است، چرا که عوامل اثرگذار دیگری نیز برای ایجاد نابرابری وجود دارد. نابرابری می‌تواند

⁸ Marx

⁹ Senior

¹⁰ Mankiw

ناشی از استثمار، تبعیض و اعمال قدرت انحصاری باشد. بعلاوه نابرابری به شدت تحت تأثیر بسیاری از بنگاه‌ها و عوامل سیاسی (به عنوان مثال روابط صنعتی، ساختار بازار نیروی کار، سیستم مالیات و رفاه) است که هر کدام به طور مستقل می‌تواند بر بهره‌وری مؤثر واقع شوند. شواهد حاکی از آن است که بنگاه‌ها در این مورد بسیار با اهمیت تلقی می‌شوند. در این حالت نه تنها می‌توان اثر بنگاه‌ها را تحلیل کرد بلکه اغلب آنها از طریق تاریخی، روابط قدرت و عوامل اقتصادی، تحلیلی استاندارد را فراهم می‌آورند (استیگلیتز^{۱۱}، ۱۹۷۴؛ نورس^{۱۲}، ۱۹۹۰). بنابراین اقتصاد مدرن عمدتاً تمرکز خود را بر فهم نقش بنگاه‌ها در خلق و شکل‌دهی بازارها گذاشته است.

واژه "اجاره"^{۱۳} در ابتدا برای توضیح عواید زمین و پس از آن برای بیان سود ناشی از انحصار بکار می‌رفت (درآمدی که یک نفر از کنترل یک انحصار بدست می‌آورد). بنابراین در جستجوی اجاره^{۱۴} بودن به معنی کسب درآمد نه فقط از طریق خلق ثروت بلکه از طریق کسب ثروت از هر روشی است. در واقع جستجوگران اجاره یا همان انحصارگران، نابودکنندگان ثروت از طریق غصب تولید دیگران هستند (جنسن و مورفی^{۱۵}، ۱۹۹۰؛ میشل و سبادیش^{۱۶}، ۲۰۱۲). تأثیر زیاد انحصارگران در افزایش درآمد قشر مرفه، یادآور نظریه بهره‌وری نهایی توزیع درآمد است. در این حالت، افزایش ثروت یکی موجب کاهش ثروت دیگری می‌شود. بر این اساس عوامل سیاسی و بنگاه‌ها، نقشی عظیم در جابجایی سهم نسبی سرمایه و نیروی کار بازی می‌کنند (فیلیپون و رشیف^{۱۷}، ۲۰۱۲؛ بیبچاک و همکاران^{۱۸}، ۲۰۱۰).

در طول سه دهه گذشته، دستمزدها رشدی کمتر از بهره‌وری را تجربه کرده‌اند. این واقعیت با نظریه بهره‌وری نهایی ارتباطی نداشته اما با استثمار رو به افزایش سازگاری دارد (رینهارد و روگوف^{۱۹}، ۲۰۰۹؛ استیگلیتز، ۲۰۱۶). در این حالت

¹¹ Stiglitz

¹² North

¹³ Rent

¹⁴ Rent- Seeking

¹⁵ Jensen & Murphy

¹⁶ Mishel & Sabadish

¹⁷ Philippon & Reshef

¹⁸ Bebhuk *et al.*

¹⁹ Reinhardt & Rogoff

دستمزدها به دلیل از بین رفتن قدرت چانه‌زنی کارگران، در حداقل خود قرار می‌گیرد. باید اشاره کرد نابرابری نه فقط از طریق توافقات رسمی و قانونی مؤسسات بلکه از طریق رسوم اجتماعی نیز تحت تأثیر قرار می‌گیرد. در این زمان است که دولت از قوانین ضد تراست برای کاهش نابرابری درآمد استفاده می‌کند (الکساندر^{۲۰}، ۲۰۱۰؛ باسو^{۲۱}، ۲۰۱۰).

نابرابری از طرق مختلفی می‌تواند به بدنه اقتصاد صدمه وارد کند. اولین طریق این است که نابرابری منجر به کاهش تقاضای تجمعی می‌شود. دلیل آن هم ساده است: افراد طبقه پایین درصد بیشتری از درآمد خود را خرج می‌کنند (دینان و همکاران^{۲۲}، ۲۰۰۴؛ سینگانو^{۲۳}، ۲۰۱۴؛ برگ و اوستری^{۲۴}، ۲۰۱۱)؛ این موضوع خود منجر به مسائل متعددی می‌شود که یکی از آنها ایجاد بحران‌های اخیر^{۲۵} است. در واقع محققان در تفسیر و توجیه این بحران‌ها به اهمیت مسائل توزیعی تأکید کرده‌اند (جایادو^{۲۶}، ۲۰۱۳؛ استیگلیتز، ۲۰۱۵). دومین طریق این است که نابرابری درآمد با نابرابری در فرصت‌ها سازگار است. سومین روش، شانس کمتر جوامع با نابرابری بیشتر در جذب سرمایه‌گذاری برای ارتقای بهره‌وری است. بنابراین برای جلوگیری از نابرابری باید سیاست‌گذاری کرد، برنامه‌ریزی نمود و مطالعه کرد. سیاست‌های متعددی برای کاهش نابرابری وجود دارد؛ که مهم‌ترین آنها عبارتند از تحصیلات، افزایش حداقل دستمزد، تقویت معیارهای مالیاتی درآمد کسب شده، ایجاد اتحادیه‌های کارگری و قوانین ضد تراست (جایادو، ۲۰۱۳).

از آنجایی که مطالعه حاضر به بررسی اثر نامتقارن تعداد واحدهای صنعتی بزرگ بر توزیع درآمد پرداخته است و افزایش تعداد واحدهای صنعتی از کانال رشد اقتصادی نیز بر ضریب جینی اثر می‌گذارد، لذا مطالعاتی که اثرات رشد اقتصادی بر توزیع درآمد را بررسی کرده‌اند؛ به نوعی در حیطه مطالعه حاضر قرار گرفته و به‌طور

²⁰ Alexander

²¹ Basu

²² Dynan *et al.*

²³ Cingano

²⁴ Berg & Ostry

^{۲۵} مانند جنبش وال استریت یا جنبش ۹۹ درصد.

²⁶ Jayadev

خلاصه به بررسی آنها پرداخته می‌شود. در این راستا، مطالعات انجام شده در دو قسمت مطالعات داخلی و خارجی بررسی می‌شود.

۲-۱- مطالعات خارجی

کوزنتس (۱۹۵۵) با استفاده از آمار و اطلاعات سه کشور انگلیس، آلمان و آمریکا به تخمین تجربی تأثیر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد پرداخت و مشاهده کرد نابرابری توزیع درآمد طی اولین مراحل رشد اقتصادی رو به افزایش می‌گذارد و سپس، هم‌تراز می‌شود و بالاخره طی مراحل نهایی رشد اقتصادی کاهش می‌یابد.

آلسینا و پروتی^{۲۷} (۱۹۹۶) از یک نمونه ۷۱ کشوری در دوره ۱۹۶۰ تا ۱۹۸۵ استفاده کردند تا نشان دهند نابرابری درآمد مانعی در راه رشد است. آنها با استفاده از یک معادله همزمان دو متغیره دریافتند که یک طبقه متوسط توانگر، بی‌ثباتی‌های سیاسی و اجتماعی را که مایه کاهش رشد و سرمایه‌گذاری خواهد شد، کاهش می‌دهد. آنان نتیجه گرفتند که بهبود وضع طبقه متوسط، به انباشت سرمایه خواهد انجامید، زیرا زمینه را برای ثبات اجتماعی فراهم می‌آورد.

فینی و گورگ^{۲۸} (۱۹۹۷) به بررسی جهانی شدن شرکت‌های چندملیتی و نابرابری درآمدی در ایرلند پرداخته و به این نتیجه رسیدند که نابرابری درآمدی دستمزدها با جریان ورودی سرمایه‌گذاری خارجی و حضور این شرکت‌ها افزایش می‌یابد ولی با گذشت زمان هرچه کارکنان ساده یقه آبی (غیرماهر) به مهارت بیشتری دست یابند و به یقه سفید (نیروی کار ماهر) تبدیل گردند، نابرابری به طور منظم کاهش می‌یابد.

بن و اشپیگل^{۲۹} (۱۹۹۸) اثر توزیع بر رشد اقتصادی را برای دوره ۱۹۶۰ تا ۱۹۸۰ با استفاده از روش تخمین GMM بررسی کردند. نتایج آنها نشان داد اثر نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی بی‌معنا است و رابطه علت و معلولی خاصی میان آن دو متغیر وجود ندارد.

کاناویر و روجا^{۳۰} (۲۰۰۸) با استفاده از تکنیک GMM توسعه مالی و توزیع درآمد را در آمریکای لاتین و کارائیب بررسی کردند. نتایج آنها نشان داد که نه تنها

²⁷ Alesina & Perotti

²⁸ Figini & Gorg

²⁹ Ben and Spiegel

³⁰ Canavire & Rioja

توسعه مالی سبب رشد اقتصادی می‌گردد بلکه سبب افزایش توزیع درآمدی نیز می‌شود.

روبین و سگال^{۳۱} (۲۰۱۵) اثر رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد را برای کشور آمریکا بررسی کردند. نتایج آنها نشان داد که رشد اقتصادی و نابرابری دارای همبستگی مثبت هستند.

استیگلیتز (۲۰۱۶) ارتباط میان رشد اقتصادی و نابرابری درآمد را مورد بررسی قرار داد. نتایج این مطالعه حاکی از این است که یک عامل کلیدی و مانع رشد، نابرابری است. از نظر ایشان برای از بین رفتن این مانع باید سیاست‌هایی چون قوانین ضد تراست و ضد تبعیض، سیستم مالی قاعده‌مندتر، حقوق کارگری قوی‌تر و سیاست‌های مالیاتی پیشرفته‌تر را اتخاذ نمود.

لیم و ام‌سی‌نلیس^{۳۲} (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای به بررسی رشد اقتصادی و نابرابری پرداختند. آنها در این مطالعه اثرات انتقالی مبادلات و باز بودن مالی را سنجیدند. نتایج این مطالعه حاکی از این است که مبادله و باز بودن تجاری می‌تواند منجر به رشد بیشتر درآمد شود.

۲-۲- مطالعات داخلی

طاهرخانی (۱۳۸۰)، در بررسی نقش نواحی صنعتی در توسعه نواحی روستائی نتیجه گرفت نظریه صنعتی شدن مناطق روستائی به عنوان یک کاتالیزور در جهت ایجاد اشتغال و افزایش درآمد و آخرین راه‌حل برای حل مشکل فقر مناطق روستائی محسوب می‌گردد.

در حیطه بررسی توزیع درآمد به صورت غیرخطی مطالعاتی انجام شده است که علی‌رغم عدم پوشش کامل موضوع و به علت استفاده از روش غیرخطی در ادامه آورده شده است. سالم و یارمحمدی (۱۳۹۰) به بررسی رابطه توسعه مالی و توزیع درآمد در اقتصاد ایران پرداختند. در این پژوهش، اثر توسعه مالی بر نابرابری توزیع درآمد در اقتصاد ایران به گونه‌ای مدل سازی شد که امکان بازسنجی دو نظریه رقیب که یکی ناظر بر رابطه خطی و دیگری ناظر بر رابطه غیرخطی بین توسعه مالی و نابرابری توزیع درآمد است، فراهم شود. بر اساس نتایج به دست آمده، توسعه مالی

³¹ Rubin & Segal

³² Lim & McNelis

رابطه منفی و معناداری با توزیع درآمد داشته و این رابطه موافق با فرضیه گرین وود و جیوانویچ، غیرخطی است. همچنین نتایج نشان داد که همگام با افزایش درآمد سرانه، نابرابری توزیع درآمد در حال افزایش بوده ولی نرخ این افزایش منفی است. صامتی و سجادی (۱۳۹۱) به بررسی تأثیر توسعه مالی بر نابرابری توزیع درآمد در منتخبی از کشورهای در حال توسعه پرداختند. نتایج نشان داد فرضیه رابطه U وارونه بین نابرابری توزیع درآمد و شاخص‌های توسعه مالی رد و در عین حال وجود رابطه خطی و منفی بین این دو تایید می‌شود.

جلایی و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی و پیش‌بینی توزیع درآمد مناطق شهری و روستایی ایران در افق ۱۴۰۴ پرداختند. در این مقاله، ابتدا با استفاده از الگوریتم بهینه‌سازی انبوه ذرات (PSO) به تخمین تابع ضریب جینی شهری و روستایی در قالب معادلات خطی و نمایی پرداخته شد و سپس بر اساس معیارهای موجود، مدل تخمین برتر انتخاب و با استفاده از آن به پیش‌بینی مقادیر ضریب جینی برای شهر و روستا تحت سناریوهای مختلف پرداخته شد. نتایج تحقیق نشان داد مدل نمایی با دقت بالاتری ضریب جینی شهری و روستایی را توضیح می‌دهد.

۳- مبانی نظری و روش تحقیق

۳-۱- ضریب جینی

اهمیت اجتماعی توزیع درآمد یا ثروت در بسیاری از مطالعات و از طریق شاخص‌های متعددی مورد تأیید قرار گرفته است. از این میان ضریب جینی، که از طریق مقایسه سهم تصاعدی درآمد با نسبت مالکیت آن بدست می‌آید، بیشترین کاربرد را در آنها داشته است (بوودن^{۳۳}، ۲۰۱۶). با این وجود نقض‌هایی نیز در آن وجود دارد که برخی از آنها، مثل قابلیت تجزیه‌پذیری در زیرگروه‌ها، ذاتاً تکنیکی هستند (آلیسون^{۳۴}، ۱۹۷۸). اما از آنجا که ضریب جینی مرکب از دو اثر تجزیه ساده و وزن‌های نسبی مربوط به درآمدهای پایین در مقابل درآمدهای بالا؛ که موجب چولگی مثبت می‌شود (بوودن، ۲۰۱۶)؛ است (که دومی تلاشش پیدا کردن عددی است که معنی اقتصادی داشته و از گشتاور مرتبه ۳ مجزا باشد) استفاده از آن نسبت به سایر شاخص‌ها مقبولیت بیشتری پیدا کرده است.

³³ Bowden

³⁴ Allison

۳-۲- قطب رشد

نظریه قطب رشد به سرمایه‌گذاری کلان در صنایع و در بزرگ‌ترین شهرها تأکید دارد. تئوری پرداز اصلی این نظریه، فرانسوا پرو، معتقد است جوهر و اصل توسعه صنعتی از نظر فضایی این واقعیت است که رشد یکباره و در همه جا ظاهر نمی‌شود، بلکه ابتدا در کانون‌هایی با شدت مختلف ظاهر شده و از طریق مسیرهای متنوع و با تأثیرهای نهایی گوناگون، بر کل اقتصاد تأثیر می‌گذارد. قطب رشد یا راهبرد رشد دارای مفاهیم داخلی است که عبارتند از: صرفه‌جویی‌های داخلی^{۳۵}، صنایع پیشاهنگ و بخش پیشتاز^{۳۶}، مفهوم قطبش^{۳۷} و مفهوم اثربخش. این الگو بیانگر آن است که وقتی اثر قطبی شدن غالب شود، روند نابرابری‌ها فرآیندها شده و هنگامی که اثر انتشار تدریجی شروع شود، نابرابری‌ها کاهنده می‌شود. این اثر در مراحل اولیه توسعه ظاهر شده و موجب واگرایی و فرآیندگی نابرابری‌ها بین مناطق می‌شود (ورتاکووا^{۳۸} و همکاران، ۲۰۱۵).

۳-۳- مرکز - پیرامون

یکی از نظریه‌هایی که برای درک هر چه بهتر فرآیند توسعه و پدیده‌های وابسته به آن (مانند رفاه منطقه‌ای و نابرابری‌های درآمد) در دسترس است، نظریه مرکز-پیرامون است. این الگو ابتدا توسط مارکسیست‌ها در جهت نشان دادن استثمار کشورهای توسعه‌یافته صنعتی از کشورهای جهان سوم مطرح گردید، ولی بعدها توسط اقتصاددانان، جامعه‌شناسان و جغرافی‌دانان برای توجیه و تبیین اختلاف‌های مکانی و منطق‌ها مورد استفاده قرار گرفت. فریدمن (۱۹۸۲) الگوی معیاری و ساده توسعه منطقه‌ای را در کشورهای کمتر توسعه یافته را ارائه کرد. در این الگو نظام فضایی کشور به دو جزء نظام سکونت‌گاهی مرکز به عنوان قدرت و سلطه، و پیرامون به عنوان جزء وابسته به مرکز تقسیم می‌شود. چنین رابطه‌هایی را می‌توان هم در سطح ملی (بین مناطق و مرکز) و هم در سطح درون منطقه‌ای، قاره‌ای و جهانی به کار برد (فلاح مدواری، ۱۳۸۲).

^{۳۵} شامل کاهش هزینه واحد تولید ناشی از دسترسی به خدمات فراهم شده شهری است.

^{۳۶} قطب‌های رشد را می‌توان شرکت‌ها، صنایع یا گروه‌های صنایع و شرکت‌هایی به حساب آورد که به عنوان موتور محرکه رشد اقتصادی عمل می‌کنند.

^{۳۷} رشد سریع صنایع پیشاهنگ، قطبی شدن سایر واحدهای اقتصادی را به سمت قطب رشد به وجود می‌آورد.

^{۳۸} Vertakova

۳-۴- صنعت و توسعه

صنعت و صنعتی شدن پدیده‌ای است که بیش از سه قرن از عمر آن نمی‌گذرد، ولی تأثیرات شگرفی بر انسان و محیط زندگی او گذاشته است. با توجه به انقلاب صنعتی در اروپای غربی و رشد و بسط سریع آن در سایر نقاط جهان، صنعتی شدن به عنوان یکی از رویکردهای اساسی برای توسعه اقتصادی کشورهای در حال توسعه مطرح گردیده است. در کشورهای توسعه یافته، به طور عموم توسعه با صنعتی شدن تحقق یافته و توسعه صنایع با رشد اقتصادی و افزایش سطح زندگی عمومی همراه بوده است. در کشورهای در حال توسعه نیز کارآیی و بهره‌وری در بخش صنعت به میزان قابل ملاحظه‌ای از بخش کشاورزی بیشتر است، به خصوص آنکه صنعت توانسته است کارآیی سایر بخش‌ها را نیز افزایش دهد. امروزه بخش صنعت در مقایسه با سایر بخش‌های مولد اقتصادی، به بخشی رهبری کننده در عرصه اقتصاد مبدل شده است. رشد صنعت این امکان را ایجاد می‌کند که قدرت عوامل تولید با توجه به توسعه روزافزون علم و فناوری به صورت مستمر افزایش یابد. با صنعتی شدن کشور این امکان فراهم می‌شود که نیازهای مادی افراد جامعه بهتر تأمین شود و نیروی کار شاغل در بخش صنعت از حقوق و امنیت اجتماعی بهتری بهره‌مند گردد (چنری و همکاران^{۳۹}، ۱۹۸۶).

توسعه صنعت علاوه بر آنکه موجب افزایش سهم کالاهای صنعتی در صادرات کالایی کشور شده می‌تواند از طریق افزایش در کمیت و بهبود کیفیت کالاها، ارزش افزوده بیشتری ایجاد کرده و تولید ملی و رفاه بیشتری را عاید سازد و از طریق افزایش تولید و افزایش صادرات، موجب رونق بازار کار و اشتغال شده، درآمد طبقه کارگر را بهبود بخشیده و از این طریق باعث بهبود وضعیت توزیع درآمد در جامعه شود. از طریق کمک به سایر بخشهای اقتصادی و ارتقاء بهره‌وری آنها وضعیت درآمدی و رفاه جامعه را بهبود بخشیده و موجب پایه‌ریزی نظام اقتصادی-اجتماعی عادلانه شود.

۳-۵- روش تحقیق

بیشتر تحقیقات انجام شده در این زمینه با استفاده از مدل‌های خطی صورت گرفته است. از آنجایی که مدل خطی نمی‌تواند تغییرات تدریجی متغیرها را در وضعیت‌های مختلف اقتصادی بیان نماید (به عبارت دیگر برای بررسی اثر تغییرات ساختار مجبور

³⁹ Chenery *et al.*

به وارد کردن متغیر موهومی می‌باشد، که این مشکل در روش‌های غیرخطی مرتفع شده است؛ به این صورت که اثر این تغییرات به صورت درون‌زا در مدل بررسی می‌شود (جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۹۲)، مدل‌سازی روابط بین متغیرهای اقتصادی به صورت غیرخطی مورد توجه بسیاری از اقتصاددانان قرار گرفته است؛ در این راستا، مطالعه حاضر نیز از الگوی رگرسیون انتقال ملایم^{۴۰} برای تخمین تابع ضریب جینی کمک گرفته است. این الگو، یک الگوی سری زمانی غیر خطی است که می‌توان آن را شکلی توسعه یافته از الگوی رگرسیونی تغییر وضعیت^{۴۱} تلقی کرد. این الگو در حالت کلی به صورت زیر است.

$$y_t = \pi'w_t + (\theta'w_t)F(s_t, \gamma, c) + u_t \quad (1)$$

به طوری که $w_t = (1, y_{t-1}, \dots, y_{t-p}, x_t, x_{t-1}, \dots, x_{t-q})$ که در آن y_t متغیر درون‌زا، x_t متغیرهای برون‌زا، θ و π بردار پارامترهاست. s_t متغیر انتقال است که تغییرات آن، باعث تغییر ضریب متغیرهای برآوردگر می‌شود. این متغیر می‌تواند وقفه متغیر درون‌زا یا برون‌زا باشد. همچنین می‌تواند متغیر سومی خارج از این چارچوب باشد. تابع $F(s_t, \gamma, c)$ ، تابع انتقال نامیده می‌شود. در تابع انتقال $F(s_t, \gamma, c)$ ، پارامتر γ به پارامتر شیب^{۴۲} و پارامتر c به پارامتر موقعیت معروفند. پارامتر شیب، سرعت انتقال را بین دو الگوی حدی مشخص می‌کند و پارامتر موقعیت، تعیین‌کننده حدآستانه بین این رژیم‌هاست. مقدار انتقال و مقدار تابع انتقال متناظر با آن $F(\cdot)$ ، تعیین‌کننده الگوی حاکم در هر دوره t خواهد بود. تصریح مدل، با جایگذاری متغیرهای وابسته و مستقل این پژوهش در رابطه (۱) حاصل می‌شود:

$$Gini = \pi'w_{t-1} + (\theta'w_t)F(s_t, \gamma, c) + u_t \quad (2)$$

$$w_t = (1, EX_t, UN_t, GDP_t, t)$$

⁴⁰ Smooth Transition

⁴¹ Switching Regression

⁴² Slope Parameter

لازم به ذکر است که در ادبیات اقتصادسنجی، فرم تابعی معمول که برای تابع انتقال در نظر گرفته می‌شود، به دو صورت لجستیک و نمایی است. براین اساس، فرم تابع انتقال لجستیک^{۴۳} (LSTAR) به صورت زیر تعریف می‌گردد.

$$F(s_t, \gamma, c) = \{1 + \exp(-\gamma(s_t - c))\}^{-1}, \quad \gamma > 0 \quad (۳)$$

در حالت حدی اگر γ به سمت صفر و یا $s_t \rightarrow c$ میل کند، آنگاه تابع انتقال F به سمت ۰/۵ میل می‌کند و مدل LSTAR تبدیل به یک مدل خطی تحت آستانه وسط می‌شود. اگر $s_t \rightarrow +\infty$ میل کند، آنگاه تابع انتقال F به سمت یک میل می‌کند و مدل LSTAR تبدیل به یک مدل خطی تحت آستانه بالا می‌شود. اگر $s_t \rightarrow -\infty$ میل کند، آنگاه تابع انتقال F به سمت صفر میل می‌کند و مدل LSTAR تبدیل به یک مدل خطی تحت آستانه پایین می‌شود.

در شکل نمایی^{۴۴} مدل (ESTAR) تابع F در رابطه (۲) با رابطه زیر جایگزین می‌شود.

$$F(s_t, \gamma, c) = \{1 - \exp(-\gamma(s_t - c)^2)\}, \quad \gamma > 0 \quad (۴)$$

در حالت حدی اگر γ به سمت صفر و یا $s_t \rightarrow c$ میل کند، آنگاه تابع انتقال F به سمت صفر میل می‌کند ($F \rightarrow 0$) و مدل ESTAR تبدیل به یک مدل خطی تحت آستانه پایین می‌شود. همچنین اگر $s_t \rightarrow \pm\infty$ میل کند، آنگاه تابع انتقال F به سمت یک میل می‌کند و مدل ESTAR تبدیل به یک مدل خطی تحت آستانه بالا می‌شود.

۳-۵-۱- آزمون خطی بودن در برابر غیر خطی بودن

یکی از مراحل اساسی در تخمین الگوهای رگرسیون انتقال ملایم، آزمون خطی بودن الگو در برابر الگوی غیرخطی است. اگر قرار است از روش غیرخطی برای تخمین مدل استفاده شود باید قبل از آن بر محققان مسلم شود که فرآیند از الگوی غیرخطی تبعیت می‌کند. درواقع هدف اصلی این قسمت از تحقیق بررسی امکان تخمین به صورت غیرخطی است؛ به عبارت دیگر اگر آزمون‌هایی که در ادامه آورده می‌شود بتواند وجود رابطه غیرخطی را تأیید کند، آنگاه می‌توان روابط را به صورت غیرخطی تخمین زده و به تحلیل نتایج پرداخت، در غیر این صورت مدل به همان روش خطی

⁴³ Logistic Smooth Transition Auto Regressive

⁴⁴ Exponential Smooth Transition Auto Regressive

تخمین زده می‌شود. سؤال اساسی آن است که: اولاً آیا مدل خطی است یا از یک الگوی غیر خطی پیروی می‌کند؟ ثانیاً: اگر مدل غیر خطی است؛ از کدام فرآیند (مدل ESTAR یا مدل LSTAR) تبعیت می‌کند؟

بنابراین فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن به صورت $H_0: \gamma = 0$ تعریف می‌شود. در واقع با فرض صفر بودن γ ، معادله (۱) به یک رگرسیون خطی تبدیل می‌شود و در این حالت، θ و c پارامترهای غیرمشخصی^{۴۵} خواهد بود (لوپز، ۲۰۰۸)^{۴۶}. راه‌حلی که لوکونن^{۴۷} و همکاران (۱۹۸۸) برای حل این مشکل بیان کرده‌اند، جایگزین کردن تابع انتقال $F(s_t, \gamma, c)$ با تقریب تیلور^{۴۸} مناسب است. برای انجام این آزمون، از بسط درجه سوم تیلور^{۴۹} بر اساس پیشنهاد لوکونن و همکاران (۱۹۸۸) استفاده می‌شود. بدین ترتیب، رگرسیون کمکی زیر نوشته می‌شود.

$$Gini = \pi'w_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta'_k w_{t-1} s_t^k + v_t \quad (5)$$

که در آن بردار متغیرهای مستقل مدل است. s_t متغیر انتقال و π' پارامترهای ضرایب خطی مدل کمکی و δ'_k پارامترهای ضرایب غیرخطی مدل کمکی است. در این وضعیت، فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن الگو به صورت خواهد بود.

$$H_0: \delta'_1 = \delta'_2 = \delta'_3 = 0 \quad (6)$$

در معادله (۵)، ابتدا متغیر انتقال برای انجام آزمون فوق باید تعیین گردد. انتخاب این متغیر، نه تنها در این آزمون از اهمیت فراوانی برخوردار است، بلکه در تعیین نوع الگو و تخمین نهایی آن نیز سهم بسیاری دارد. برای این منظور، تسای^{۵۰} (۱۹۸۹) و تراسویرتا (۱۹۹۴) آزمونی را ارائه کرده‌اند که در آن متغیر انتقال مناسب، طوری انتخاب می‌شود که آماره آزمون مربوط به آزمون خطی بودن حداقل شود. به عبارت دیگر، به منظور انتخاب متغیر مناسب ابتدا آزمون خطی بودن الگو برای متغیرهای

^{۴۵} از آنجایی که حاصلضرب هر عددی همچون $(s_t - c)$ در صفر، برابر صفر می‌شود، بنابراین $(s_t - c)$ غیرمشخص باقی خواهد ماند.

^{۴۶} Lopez

^{۴۷} Lukkonen

^{۴۸} The Taylor series approximate

^{۴۹} بسط سری تیلور مرتبه سوم تابع $y = f(x)$ در نقطه $x = x_0$ برابر است با

$$y = f(x_0) + f'(x_0)(x - x_0) + \frac{1}{2} f''(x_0)(x - x_0)^2 + \frac{1}{6} f'''(x_0)(x - x_0)^3$$

^{۵۰} Tsay

بالقوه مختلف انجام می‌شود و متغیری انتخاب می‌گردد که مقدار آماره آزمون F آن در بین سایر متغیرها بیشترین باشد. در صورت تأیید غیرخطی بودن الگو، باید فرم تابعی مناسب برای تابع انتقال مورد بررسی قرار گیرد. در این مرحله با استفاده از آماره کای-دو، محدودیت‌های زیر به ترتیب آزمون می‌شود.

$$\begin{aligned} F_3 : \delta'_3 &= 0 \\ F_2 : \delta'_2 = 0 \mid \delta'_3 &= 0 \\ F_1 : \delta'_1 = 0 \mid \delta'_2 = 0, \delta'_3 &= 0 \end{aligned} \quad (7)$$

اگر فرضیه F_3 رد شود مدل دارای الگوی LSTAR خواهد بود و چنانچه محدودیت فوق پذیرفته شود؛ فرضیه F_2 آزمون می‌شود. اگر این فرضیه رد شود مدل دارای الگوی ESTAR خواهد بود و در غیر این صورت فرضیه F_1 آزمون می‌شود؛ اگر این فرضیه رد شود مدل دارای الگوی LSTAR است؛ چنانچه محدودیت F_1 پذیرفته شود، مدل از الگوی خطی پیروی می‌کند.

۳-۵-۲- داده‌ها و اطلاعات

برای بررسی تأثیر نامتقارن کوتاه مدت ایجاد واحدهای صنعتی بزرگ بر ضریب جینی در ایران از داده‌های سالانه (۱۳۵۳-۱۳۹۲) استفاده شده است. اطلاعات مربوط به ضریب جینی (*Gini*) و تعداد واحدهای صنعتی (n) از مرکز آمار ایران به دست آمده است.

۴- یافته‌های تحقیق

۴-۱- آزمون ریشه واحد

با توجه به آن که معمولاً سری‌های زمانی اقتصادکلان نامانای^{۵۱} هستند، به کارگیری روش‌های قدیمی‌تر اقتصادسنجی همچون روش حداقل مربعات معمولی^{۵۲}، برای این سری‌های زمانی منجر به تفسیر نادرست نتایج و رگرسیون کاذب می‌گردد. به همین جهت، برای بررسی مانایی یا نامانایی یک سری زمانی از آزمون ریشه واحد^{۵۳} استفاده

⁵¹ Non-Stationary

⁵² Ordinary least squares

⁵³ Unit Root Test

می‌شود. از آزمون‌های رایج ریشه واحد، آزمون دیکی فولر^{۵۴} و آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته^{۵۵} است که آزمون دوم از اعتبار بیشتری برخوردار است.

جدول ۱: آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) روی سطح متغیرها

| مرتب‌ه هم جمعی | اماره آزمون برای تفاضل مرتبه اول | اماره آزمون در سطح | |
|----------------|----------------------------------|--------------------|-------------|
| I(1) | -۷/۷۶ | -۲/۷۵ | <i>gini</i> |
| I(1) | -۶/۰۷ | -۲/۶۳ | N |

مأخذ: نتایج تحقیق

نتیجه آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته روی سطح متغیرها نشان می‌دهد که متغیرها در سطح نامانا هستند ولی با یکبار تفاضلگیری مانا می‌شوند.

از آنجا که اغلب سری‌های زمانی دارای ریشه واحدند، تحلیل سری‌های زمانی نامانا دچار تحول شده است. انگل و گرنجر (۱۹۷۸) ثابت کردند که ترکیب خطی چند متغیر نامانا می‌تواند مانا باشد. در صورت وجود چنین ترکیبی، سری‌های زمانی نامانا "هم انباشته" نامیده می‌شوند. ترکیب خطی مانا معمولاً معادله هم‌انباشتگی یا همجمعی نامیده می‌شود و معمولاً رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها را نشان می‌دهد^{۵۶}. نتایج در جدول (۲) آورده شده است. ضرایب در سطح یک درصد معنادارند. علامت منفی ضریب تعداد واحدهای صنعتی بیانگر آن است که توزیع درآمد در ایران با افزایش تعداد واحدهای صنعتی بهبود یافته است.

دلیل این موضوع را می‌توان به: اولاً نزدیک‌تر شدن به حالت رقابتی مرتبط دانست. در حقیقت با افزایش تعداد واحدهای صنعتی، تمرکز قدرت از دست عده‌ای خاص خارج شده و با رقابت در حیطه یک صنعت خاص، درآمد ناشی از فروش با سهم متفاوت بین گردانندگان این صنایع تقسیم می‌شود؛ که این خود منجر به بهبود توزیع درآمد در جامعه خواهد شد. ثانیاً می‌توان آن را مرتبط با استخدام کارگران بیشتر و کاهش قدرت چانه‌زنی مدیران صنایع دانست؛ به عبارت دیگر هرچه تعداد صنایع کمتر باشد، تقاضای کارگران برای جذب بیشتر و قدرت تعیین مزد توسط مدیران بیشتر خواهد بود. مدیران نیز از این قدرت حداکثر استفاده را کرده و دستمزد را در حداقل خود نگه می‌دارند که این خود باعث وخیم‌تر شدن وضعیت ضریب

⁵⁴ Dickey-Fuller Test(DF)

⁵⁵ Augmented Dickey-Fuller Test(ADF)

⁵⁶ برای مطالعه بیشتر مراجعه شود به: محمد نوفرستی (۱۳۷۸)، فصل پنجم.

جینی و توزیع ناعادلانه تر درآمد می شود. اما با افزایش تعداد واحدهای صنعتی، تقاضا برای نیروی کار افزایش یافته و چون با جابه جایی منحنی تقاضای نیروی کار مواجه هستیم؛ لاجرم دستمزدها افزایش و قدرت چانه زنی مدیران کاهش خواهد یافت. زیرا از یک طرف تعداد نیروی کار منتظر استخدام کاهش و از طرف دیگر جانشین های استخدام نیروی کار افزایش یافته است که هر دو در جهت افزایش قدرت چانه زنی نیروی کار برای افزایش مزد عمل می کنند. از این طریق است که می توان بهبود ضریب جینی و توزیع عادلانه تر درآمد را انتظار داشت.

جدول ۲: تخمین مدل با توجه به هم انباشتگی

| $Gini_t = C_1 + C_2 * n_t$ | | |
|----------------------------|--------|-------|
| احتمال | مقدار | ضریب |
| ۰,۰۰ | ۰/۴۹ | C_1 |
| ۰,۰۰ | -۰/۰۰۵ | C_2 |
| ۰/۷۵ | | R^2 |
| ۱/۸۷ | | D-W |

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به مطالب مطرح شده می توان گفت فرضیه اول مطالعه تأیید می شود، به عبارت دیگر:

✓ افزایش تعداد واحدهای صنعتی یا به عبارتی کاهش انحصار موجب کاهش ضریب جینی و افزایش برابری درآمد می شود.

آماره دوربین واتسن در جدول (۲)، حاکی از نبود مشکل خود همبستگی بین جملات اخلال است. آماره R^2 بیانگر این موضوع است که حدود ۷۵ درصد تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل توضیح داده شده است. با استفاده از آزمون های انگل-گرنجر تعمیم یافته مشخص شد که مدل هم انباشته و رگرسیون غیرکاذب است. البته ممکن است در کوتاه مدت عدم تعادل وجود داشته باشد، بنابراین جمله خطا در رگرسیون، خطای تعادل است؛ از این جمله می توان برای مرتبط ساختن رفتار کوتاه مدت ضریب جینی با رفتار بلندمدت آن استفاده کرد. بدین منظور از

مکانیزم تصحیح خطا (ECM) استفاده می‌شود که برای اولین توسط سارگان^{۵۷} مورد استفاده قرار گرفت.

$$d(gini)_t = \alpha_0 + \beta ec_{t-1} + \alpha_2 d(gini)_{t-1} + \alpha_3 d(n)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۸)$$

در مرحله بعد با توجه به معادله (۸) تست‌های خطی انجام می‌شود. برای این هدف با استفاده از تک تک متغیرهای تحت بررسی به عنوان متغیر انتقال و برای ارزش‌های متفاوت $(k = 1, 2, 3)$ رگرسیون جداگانه‌ای تخمین زده (بسط تیلور) سپس با توجه به آماره F و احتمال آن متغیری که بیشترین آماره و کمترین احتمال را دارد انتخاب می‌شود. نتایج حاصل در جدول (۳) آورده شده است.

جدول ۳: انتخاب متغیر انتقال

| K=3 | K=2 | K=1 | متغیرهای کاندید |
|-------------|-------------|-------------|-----------------|
| (۰,۰۰) ۱۰/۸ | (۰,۰۰) ۱۰/۹ | (۰,۰۰) ۱۰/۳ | $d(gini)$ |
| (۰,۰۰) ۱۱/۴ | (۰,۰۰) ۱۲/۱ | (۰,۰۰) ۱۰/۷ | $d(n)$ |

مأخذ: نتایج تحقیق

نتایج تست‌های خطی حکایت از آن دارد که فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن الگو رد می‌شود. البته زمانی که متغیر صنعتی شدن به عنوان متغیر انتقال انتخاب می‌شود فرض خطی بودن به احتمال قوت‌تری رد می‌شود؛ بنابراین متغیر صنعت به عنوان متغیر انتقال انتخاب شد. به پیشنهاد تراسورتا (۱۹۹۴) به ترتیب آزمون F_1 ، F_2 و F_3 برای انتخاب تابع انتقال انجام می‌شود. در این راستا با توجه به فرضیه‌های رابطه (۷) مدل مناسب انتخاب می‌شود که نتایج آن در جدول (۴) ارائه می‌شود.

جدول ۴: آزمون تراسورتا برای انتخاب مدل مناسب

| مدل مناسب | F_1 | F_2 | F_3 | آماره آزمون |
|-----------|-------|-------|-------|--------------|
| ESTAR | ۲/۵ | ۲/۷ | ۴/۴ | آماره کای دو |

مأخذ: نتایج تحقیق

⁵⁷ Sargan

جدول ۵: مقدار آستانه و مقدار سرعت انتقال

| مقدار آستانه (C) | مقدار سرعت انتقال (γ) |
|------------------|--------------------------------|
| ۲/۴ | ۱/۱ |

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۶: نتایج مدل خطی و غیرخطی

| مدل خطی | مدل غیرخطی | | | | | |
|-----------------------|------------------|------------------|-----------------|-----------------|------------------|----------------|
| | ضرایب | ضرایب خطی | ضرایب غیر خطی | حد آستانه پایین | مقدار آستانه وسط | حد آستانه بالا |
| درصد تغییر در متغیرها | | | | | | |
| D(gini) | ۰/۳۴ (۰/۰۱) | ۰/۰۱۲ (۰/۰۰) | ۰/۰۷ (۰/۰۳) | ۰/۰۱۲ | ۰/۰۴۷ | ۰/۰۸۲ |
| D(n) | -۰/۰۰۲ (۰/۰۴) | -۰/۰۰۳ (۰/۰۲) | ۰/۰۰۲ (۰/۰۴) | -۰/۰۰۳ | -۰/۰۰۲ | -۰/۰۰۱ |
| ضریب تعیین | ۰/۶۰ | ۰/۷۴ | | | | |

اعداد داخل پرانتز آماره t می باشد.

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به اینکه آماره مربوط به آزمون F3 از مرز بحرانی بیشتر است، طبق نتیجه آزمون فرضیه‌ها مدل LSTAR انتخاب می شود. در مرحله بعد از طریق فرایند همگرایی باید مقدار سرعت انتقال (γ) و مقدار آستانه (C) را تعیین کرد که نتایج در جدول (۵) ارائه شده است.

۴-۲- تحلیل ضرایب

مقایسه نتایج مدل خطی و غیر خطی بیانگر آن است که تخمین مدل غیر خطی قدرت توضیح دهنده مدل را به طور معناداری افزایش داده؛ به عبارت دیگر در مدل خطی ضریب تعیین ۰/۶۰، در حالی که در مدل غیر خطی ۰/۷۴ است. نتایج نشان دهنده آن است که متغیر صنعت دوره قبل تأثیر منفی و معناداری بر ضریب جینی در هر دوره داشته و باعث کاهش نابرابری شده است. دلیل این موضوع را می توان به: اولاً نزدیکتر شدن به حالت رقابتی، ثانیاً استخدام کارگران بیشتر و کاهش قدرت چانه زنی مدیران صنایع مرتبط دانست؛ به عبارت دیگر هرچه تعداد صنایع کمتر باشد، تقاضای کارگران برای جذب بیشتر و قدرت تعیین مزد توسط مدیران بیشتر خواهد بود.

تغییر ضریب جینی دوره قبل تأثیر مثبت و معناداری بر ضریب جینی هر دوره دارد و باعث افزایش نابرابری شده است. این نتایج بیانگر این است که بر اساس مدل خطی، پویایی‌های کوتاه مدت ضریب جینی به شدت وابسته به پویایی‌های ضریب جینی دوره پیشین است. در توجیه این نتیجه می‌توان گفت "نابرابری خود موجب افزایش نابرابری می‌شود". در حقیقت میزان مشخصی از نابرابری درآمد موجب ثروتمندتر شدن ثروتمندان و فقیرتر شدن فقیران می‌شود که این با شواهد عینی نیز تناقضی ندارد؛ بنابراین فرضیه دوم تحقیق نیز تأیید می‌شود، به عبارت دیگر:

✓ افزایش تغییرات ضریب جینی دوره قبل موجب افزایش ضریب جینی دوره حاضر می‌شود؛ به عبارت دیگر، نابرابری خود منشاء ایجاد نابرابری بیشتر است. خصیصه تخمین‌های غیرخطی آن است که، بر خلاف مدل‌های خطی، ضرایب ثابتی از پارامترهای متغیرهای تخمینی ارائه نمی‌دهد؛ بلکه این تخمین‌ها بر حسب این که اقتصاد در چه وضعیتی قرار دارد، مقادیر متفاوتی به خود می‌گیرد. براساس نتایج تخمین غیرخطی سرعت انتقال برابر $2/4$ بدست آمد که بیانگر سرعت تعدیل بالاست؛ به علاوه این مقدار آستانه‌ای برابر $1/1$ بدست آمده است. بر این اساس می‌توان سه کمیت (آستانه) را برای چگونگی تأثیرگذاری متغیرهای مورد بررسی بر پویایی‌های کوتاه مدت ضریب جینی بدست آورد که برای این منظور سه حالت آستانه بالا، آستانه پایین و آستانه وسط مورد بررسی قرار گرفت.

هر چند نتایج مدل غیر خطی در مورد تعداد واحد‌های صنعتی در آستانه‌های مختلف تقریباً نزدیک به هم است، ولی تغییر در تعداد واحدهای صنعتی دوره قبل بر ضریب جینی دوره جاری در حد آستانه‌ای پایین بیشترین تأثیر را دارد. این نتیجه را می‌توان با مبحث بازده نهایی تفسیر کرد. به یاد دارید که در مبحث تولید، با افزایش تعداد نیروی کار و تقسیم آن، تولید در ابتدا افزایشی و به مرور افزایشی کاهنده را تجربه می‌کند و در نهایت به جایی می‌رسید که یک واحد افزایش در نیروی کار موجب کاهش در تولید می‌شود. در اینجا نیز همان مبحث بازده نهایی مطرح است. در واقع افزایش تعداد واحدهای صنعتی در ابتدای امر و در افزایش‌های اولیه، اثرگذاری بیشتری بر کاهش ضریب جینی و توزیع عادلانه‌تر درآمد داشته است. دلیل این امر را می‌توان به تأثیر بیشتر ایجاد رقابت در مراحل اولیه مرتبط دانست؛ به عبارت دیگر با افزایش تعداد واحدهای صنعتی، حتی در سطح اندک، توزیع درآمد عادلانه‌تر شده و ضریب جینی کاهش زیادی را تجربه می‌کند. با رفتن از آستانه

پایین به وسط و بالا، علی‌رغم تأثیر افزایش تعداد واحدهای صنعتی بر ضریب جینی، این اثرگذاری کاهش یافته و باعث کاهش کمتری در ضریب جینی می‌شود. در واقع می‌توان اینگونه تفسیر کرد که با افزایش بیشتر و بیشتر واحدهای صنعتی، توزیع درآمد به حد نهایی خود نزدیک‌تر شده و اثرات توزیعی کاهش می‌یابد.

نتایج همچنین بیانگر اثرگذاری متفاوت تغییر ضریب جینی دوره قبل بر ضریب جینی دوره حاضر در آستانه‌های مختلف است. در مورد تأثیر این عامل، بیشترین اثرگذاری در آستانه بالا رخ داده و با رفتن از آستانه بالا به پایین این اثرگذاری کاهش یافته و در آستانه پایین به کمترین میزان خود می‌رسد. دلیل این امر را می‌توان به اثرات توزیعی درآمد مرتبط دانست. در واقع با شروع از توزیع ناعادلانه و رفتن به سمت توزیع عادلانه درآمد، مقاومت در برابر توزیع درآمد کاهش یافته و به ازای تغییری ثابت در ضریب جینی، ضریب جینی دوره بعد بیشتر تحت تأثیر قرار خواهد گرفت.

۵- نتیجه‌گیری

هدف اصلی این مطالعه بررسی آثار نامتقارن واحدهای صنعتی بر ضریب جینی ایران بود. تحقیقات انجام شده در این زمینه از الگوهای خطی کمک گرفته است، اما مدل‌های خطی توانایی بررسی تغییرات تدریجی متغیرها را در وضعیت‌های مختلف اقتصادی ندارند. جهت ثبت تغییرات ملایم و تدریجی رفتار متغیرها مدل‌های غیر خطی بسیار مناسب‌تر از مدل‌های خطی عمل می‌کنند؛ در مدل‌های اتورگرسیو انتقال ملایم پارامترهای اتورگرسیو به آرامی تغییر می‌کنند. در این راستا نتایج به شرح زیر است:

- بررسی تطبیقی نتایج مدل خطی و مدل غیرخطی نشان می‌دهد که مدل غیرخطی اتورگرسیو انتقال ملایم در ابعاد مختلف توانسته بهتر از مدل خطی رفتار متغیرها را توضیح دهد.
- نتایج بدست آمده از مدل هم‌انباشته بلندمدت نشان دهنده آن است که تعداد واحدهای صنعتی بر کاهش نابرابری مؤثر است. دلیل این موضوع را می‌توان به نزدیک‌تر شدن به ساختار رقابتی و استخدام کارگران بیشتر و کاهش قدرت چانه‌زنی مدیران صنایع مرتبط دانست؛ به عبارت دیگر هرچه تعداد صنایع کمتر باشد، تقاضای کارگران برای جذب بیشتر و قدرت تعیین مزد توسط

مدیران بیشتر خواهد بود و بالعکس. بنابراین پیشنهاد می‌شود برنامه‌ریزان اقتصادی در جهت کاهش انحصار در واحدهای صنعتی و ایجاد رقابت بیشتر گام برداشته و هدف اصلی جامعه اسلامی که همانا توزیع عادلانه درآمد است، را محقق سازند.

- تغییر ضریب جینی دوره قبل تأثیر مثبت و معنی‌داری بر ضریب جینی دوره جاری دارد که باعث افزایش نابرابری شده است. این نتایج بیانگر این است که بر اساس مدل خطی پویایی‌های کوتاه‌مدت ضریب جینی به شدت وابسته به پویایی‌های ضریب جینی دوره پیشین است. در واقع نابرابری خود ایجاد کننده نابرابری بیشتر است. بنابراین پیشنهاد می‌شود دولت برای نزدیک شدن به شرایط آرمانی توزیع درآمد، سعی بر کاهش ضریب جینی در هر دوره داشته باشد، تا از طریق اثر بر ضریب دوره بعد، روند توزیع درآمد با سرعت بیشتری بهبود یابد؛ زیرا این عامل خود چون عاملی خودافزاینده (در صورت مثبت بودن تفاضل ضریب) یا خودکاهنده (در صورت منفی بودن تفاضل ضریب) عمل می‌کند.
- نتایج مدل غیر خطی نشان می‌دهد تعداد واحدهای صنعتی در آستانه‌های مختلف تقریباً نزدیک به هم هستند؛ ولی تغییر در تعداد واحدهای صنعتی دوره قبل بر ضریب جینی دوره جاری در حد آستانه‌ای پایین بیشترین تأثیر را دارد. این نتیجه را می‌توان با مبحث بازده نهایی تفسیر کرد. افزایش تعداد واحدهای صنعتی در ابتدای امر و در افزایش‌های اولیه، اثرگذاری بیشتری بر کاهش ضریب جینی و توزیع عادلانه‌تر درآمد داشته است. دلیل این امر را می‌توان به تأثیر بیشتر ایجاد رقابت در مراحل اولیه مرتبط دانست.
- نتایج همچنین بیانگر اثرگذاری متفاوت تغییر ضریب جینی دوره قبل بر ضریب جینی دوره حاضر در آستانه‌های مختلف است. در مورد تأثیر این عامل، بیشترین اثرگذاری در آستانه بالا رخ داده و با رفتن از آستانه بالا به پایین این اثرگذاری کاهش یافته و در آستانه پایین به کمترین میزان خود می‌رسد. دلیل این امر را می‌توان به اثرات توزیعی درآمد مرتبط دانست. با توجه به این نتیجه به دولت پیشنهاد می‌شود سیستم مالیاتی خود را بر پایه تصاعدی بنا کند تا بتواند به توزیع عادلانه‌تر درآمد در جامعه نائل شود.

فهرست منابع:

- جعفری صمیمی، احمد، جلال، منتظری شورکچالی و موسی تاتار (۱۳۹۲). امید به زندگی و رشد اقتصادی در ایران. مدل رگرسیون انتقال ملایم. پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۴، (۱۳): ۱۱۷-۱۲۸.
- جلایی، سیدعبدالمجید و مصطفی گرگینی. (۱۳۹۲). بررسی تأثیر تجارت خارجی بر توزیع درآمد بین هر یک از دهک‌های درآمدی شهری ایران. اقتصاد و توسعه منطقه‌ای (دانش و توسعه)، ۲۰، (۵): ۴۸-۶۸.
- سالم، علی اصغر و جواد عرب یارمحمدی. (۱۳۹۰). بررسی رابطه توسعه مالی و توزیع درآمد در اقتصاد ایران. روند (روند پژوهش‌های اقتصادی)، ۱۹، (۵۸): ۱۲۷-۱۵۱.
- صامتی، مجید و زهرالسادات سجادی. (۱۳۹۱). تأثیر توسعه مالی بر نابرابری توزیع درآمد: مطالعه موردی منتخبی از کشورهای در حال توسعه. پژوهشنامه اقتصاد کلان (پژوهشنامه علوم اقتصادی)، ۷، (۱۴): ۱۲۹-۱۵۰.
- طاهرخانی، مهدی. (۱۳۷۹). نقش نواحی صنعتی در توسعه نواحی روستائی (مطالعه موردی، نواحی صنعتی روستائی در استان مرکزی. تهران: دانشگاه تربیت مدرس.
- فلاح مداوی، حجت. (۱۳۸۲). بررسی نظام شهری استان یزد و برنامه‌ریزی بهینه آن. یزد: دانشگاه یزد.
- نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸). ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی. چاپ اول. موسسه خدمات فرهنگی رسا. چاپ اول. تهران.
- Alesina, A. & R. Perotti. (1996). Income Distribution, Political Instability and Investment. *European Economic Review*, 40: 1203-1228.
- Alexander, M. (2010). *The New Jim Crow: Mass Incarceration in the Age of Colorblindness*, New York: The New Press.
- Allison, P.D. (1978). Measures of Inequality. *Amer. Social. Rev*, 4: 865-880.
- Atkinson, A.B. (1970). On the Measurement of Inequality. *J. Econom. Theory*, 2: 244-263.
- Basu, K. (2010). *Beyond the Invisible Hand: Groundwork for a New Economics*, Princeton University Press, Princeton.
- Bebchuk, L. & J. Fried. (2006). *Pay without performance: the Unfulfilled Promise of Executive Compensation*, Harvard University Press.
- Ben, h. & M. Spiegel. (1998). *Growth and Investment Across Countries: Are Primitives All that Matter?* Manuscript, New York University.
- Berg, A. & J. Ostry. (2011). *Inequality and Unsustainable Growth: Two Sides of the Same Coin?* International Monetary Fund. IMF Staff Discussion Note No. 11/08.

- Bowden, R. (2016). Giving Gini Direction: An Asymmetry Metric for Economic Disadvantage. *Economics Letters*, 138: 96–99.
- Canavire, G. & F. Rioga. (2008). Financial Development and the Distribution of Income in Latin America and the Caribbean, Discussion Paper Series, 3796:1-18.
- Chenery, H., S. Robinson & M. Syrquin. (1986). *Industrialization and Growth. A Comparative Study*. New York: Oxford University Press.
- Cingano, F. (2014). Trends in Income Inequality and Its Impact on Economic Growth, OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No.163, OECD Publishing.
- Dynan, K. E., J. Skinner & S.P. Zelde. (2004). Do the Rich Save More? *Journal of Political Economy*, 2:397-444.
- Figini, P. & V.H. Gorg. (1999). Multinational Companies and Wage Inequality in The Host Country: The Case of Lerland. *Welt Wirtschaftlfi Chaftliches Archive*, 4: 135-145.
- Harkinson, J. (2015). Bernie Sanders Goes Biblical on Income Nequality, http://www.motherjones.com/politics/2015/04/berniesanders_inequality_president-interview, Mother Jones Publications, (retrieved 08/06/15)
- Jayadev, A. (2013). Distribution and Crisis: Reviewing Some of the Linkages, *Handbook on the Political Economy of Crisis*, ed. G. Epstein and Wolfson, Oxford University Press.
- Jensen, M. & K. Murphy. (1990). Performance Pay and Top Management Incentives, *the Journal of Political. Economy*. 98: 225-264.
- Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality, *American Economic Review*, 45: 1-28.
- Lim, G.C. & P. McNelis. (2016). Income Growth and Inequality: The Threshold Effects of Trade and financial Openness. *Economic Modelling*, 58: 403–412.
- Lopez, A. (2008). Nonlinearities or Outliers in Real Exchange Rates? *Economic Modeling*, 25: 714-730.
- Lukkonen, R., P. Saikkonen & T. Terasvirta. (1988). Testing Linearity against Smooth Transition Autoregressive Models. *Biometrika*, 75: 491-499.
- Mankiw, N.G. (2013). Defending the One Percent, *Journal of Economic Perspectives*, 27: 21-34.
- Mishel, L. & N. Sabadish. (2012). CEO Pay and the Top 1%. *Economic Policy Institute Brief*, 332: 57-78.
- North, D.C. (1990). *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*, Cambridge: Cambridge University Press.

- Philippon, T. & A. Reshef. (2012). Wages and Human Capital in the US Financial Industry: 1909-2006. *The Quarterly Journal of Economics*, 127: 1551-1609.
- Reinhardt, C. & K. Rogoff. (2009). *This Time Is Different: Eight Centuries of Financial Folly*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Rubin, A. & D. Segal. (2015). The Effects of Economic Growth on Income Inequality in the US. *Journal of Macroeconomics*, 45: 258-273.
- Sargan, J.D. (1984). *Wages and Price in The United Kingdom, A Study in Econometric Methodology*, Originally Published in 1964 and Reproduced in K. F. Wallis and D.
- Senior, N. (1938 [1836]). *An Outline of the Science of Political Economy*, London: Allen and Unwin.
- Stiglitz, J. (2016). Inequality and Economic Growth. *The Political Quarterly* Volume 86, Issue Supplement S1, Version of Record online: 22 JUL.
- Stiglitz, J.E. (1974). Incentives and Risk Sharing in Sharecropping. *The Review of Economic Studies*, 41: 219-255.
- Tsay, R.S. (1989). Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes. *Journal of the American Statistical Association*, 84: 231-240.
- Vertakova, Y., Y. Polozhentseva & M. Klevtsova. (2015). The Formation of the Propulsive Industries of Economic Development Acting as the Growth Poles of Regions. *Procedia Economics and Finance*, 24: 750 – 759.