فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال دوازدهم، شماره ۱ «پیاپی ٤١» بهار ۱۳۹۷، صفحه‌های ۱۷۸-١٦١)

بررسی همگرایی توزیع درآمد در استان‌های ایران

سارا معصوم‌زاده*، مهدی شیرافکن، مجتبی محمدنژادی+**

تاریخ دریافت: ۹٦/۰۳/۲۹ تاریخ پذیرش: ۹٦/۰۹/۱۲

چکیده

هدف این مقاله بررسی همگرایی توزیع درآمد در استان‌های ایران در دوره زمانی ۱۳۹۳- ۱۳۷۵ با استفاده از روش همگرایی ناهار و ایندر و سنجش همگرایی هر یک از استان‌ها نسبت به متوسط ضریب جینی کشوراست. نتایج نشان داد همگرایی و یا عدم همگرایی ضریب جینی از استانی به استان دیگر متفاوت بوده و در بیش از نصف استان‌ها همگرایی به سمت متوسط مشاهده نمی‌شود. از میان استان‌های همگرا، ضریب جینی استان بوشهر و گلستان به ترتیب دارای بالاترین و پایین‌ترین سرعت همگرایی به سمت متوسط ضریب جینی هستند. در راستای تحقق همگرایی توزیع درآمد میان استان‌های کشور، به سیاست گذاران پیشنهاد می‌شود برای استان‌های واگرا برنامه‌های تنظیم قیمت و استفاده کارآمد از سرمایه را در دستور کار قرار دهند.

طبقه‌بندی JEL: C22, D33, O11.

واژگان کلیدی: همگرایی، توزیع درآمد، روش ناهار و ایندر، استان‌های ایران، ضریب جینی.

* کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه تبریز، پست الکترونیکی: sarahmasoomzadeh@yahoo.com

** مربی دانشگاه دریانوردی و علوم دریایی چابهار (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: mehdieconomy84@gmail.com

+ مربی دانشگاه دریانوردی و علوم دریایی چابهار، پست الکترونیکی: mojtaba1982@gmail.com

۱. مقدمه

با پایان جنگ جهانی دوم، کشورهای توسعه‌نیافته به منظور رسیدن به توسعه اقتصادی، به دنبال دستیابی به نرخ‌های رشد اقتصادی بالاتر بودند. مطابق نظریه رشد سولو- سوان[1]، کشورهای فقیر دارای نرخ رشد اقتصادی بالاتر در مقایسه با کشورهای ثروتمند می‌باشند. این به مفهوم آن است که نرخ رشد اقتصادی کشورهای فقیر و ثروتمند در بلندمدت به یک سمت همگرا می‌شوند. این امر شروع مبحث همگرایی بود که پس از آن به حوزه‌های دیگری همچون همگرایی در قیمت‌ها و توزیع درآمد گسترش یافت.

برقراری عدالت اقتصادی از دیرباز یکی از اهداف مهم جوامع بوده است. یکی از طیف‌های عدالت اقتصادی، توزیع درآمد می‌باشد. توزیع درآمد ابعاد گسترده‌ای دارد؛ اما آنچه به عدالت و رفاه اقتصادی مرتبط است، توزیع درآمد بین افراد و خانوارها و حتی بخش‌های یک کشور می‌باشد. توزیع منطقه‌ای درآمد نیز به دلیل تحقق عدالت و کارایی از اهمیت بالایی برخوردار است.

هر یک از استان‌های کشور بخش مهمی از جمعیت کشور را تشکیل می‌دهند؛ به همین جهت و در راستای برنامه‌ریزی منطقه‌ای، چگونگی توزیع درآمد در هر یک از این مناطق و تغییرات آن تا حدود زیادی وضعیت توزیع درآمد را مشخص می‌کند. شناخت استان‌های دارای توزیع نابرابرتر، جهت اعمال سیاست‌های عقلایی در راستای متعادل نمودن توزیع درآمد، بسیار حائز اهمیت است. در کنار توزیع درآمد عادلانه برای بخش‌های مختلف استانی، انتظار بر آن است که توزیع درآمد استان‌ها در بلندمدت به یک سمت متمایل شوند. به عبارتی، نرخ رشد شاخص توزیع درآمدی در استان‌هایی که از ضعف نسبی برخوردار هستند در بلندمدت می‌بایست به سمت نرخ رشد متوسط استان‌ها نزدیک شود.

یکی از شاخص‌های بررسی توزیع درآمد، ضریب جینی است. در خصوص این شاخص مطالعاتی انجام شده است؛ برای مثال، آلبو[2] (۲۰۱۲) به بررسی همگرایی ضریب جینی در کشورهای اتحادیه اروپا طی سال‌های ۲۰۱۱- ۲۰۰۰ پرداخته است. نتایج نشان داد همگرایی

[1] Solow- Swan
[2] Albu

ضریب جینی در یک گروه وجود دارد و در گروه دیگر وجود ندارد. هم‌چنین چنبرز و دانب[1] (۲۰۱۶) به بررسی همگرایی ضریب جینی در تعدادی کشور منتخب با استفاده از روش بتا پرداختند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد، همگرایی وجود داشته است. از همین رو، با توجه به شکاف تحقیقات انجام شده و اینکه مطالعه‌ای در این خصوص در داخل کشور انجام نشده است؛ مطالعه حاضر به دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا همگرایی توزیع درآمد با استفاده از ضریب جینی در هر یک از استان‌های ایران نسبت به متوسط توزیع درآمد طی دوره زمانی ۱۳۹۳- ۱۳۷۵برقرار است؟

برای پاسخ‌گویی به این پرسش، مقاله به این ترتیب سازمان یافته است بعد از مقدمه، ادبیات تحقیق مرور می‌شود؛ بخش سوم، روش تحقیق را دربر می‌گیرد؛ بخش چهارم به تجزیه و تحلیل یافته‌ها می‌پردازد و بخش پایانی به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادهای سیاستی اختصاص یافته است.

۲. ادبیات موضوع

در این بخش، ابتدا پایه‌های نظری همگرایی و سپس پیشینه تجربی آورده می‌شود.

مبانی الگوهای رشد ابتدا توسط رمزی[2] (۱۹۲۸) شکل گرفت، سپس توسط سولو و سوان (۱۹۵۶) توسعه یافت. مدل رشد برون‌زا که به عنوان مدل رشد نئوکلاسیک شناخته می‌شود پایه مدل‌های رشد محسوب می‌شود. در مدل رشد نئوکلاسیک با بازدهی کاهنده نظیر مدل سولو و سوان (۱۹۵۶) نرخ رشد درآمد سرانه یک کشور به طور معکوس با سطح اولیه درآمد سرانه ارتباط داشته، لذا در غیاب شوک‌های خارجی کشورهای فقیر و ثروتمند به لحاظ سطوح درآمد سرانه همگرا خواهند شد (شهبازی و حمیدی زری، ۱۳۹۳).

در ادبیات اقتصادی حداقل سه روش جداگانه برای بررسی همگرایی وجود دارد: همگرایی بتا، همگرایی سیگما و همگرایی تصادفی (لی، پسران و اسمیت[3]، ۱۹۹۷: ۳۵۸). در همگرایی بتا، کشوری با سطوح پایین درآمد سرانه با نرخ سریع‌تری رشد می‌یابد و در صورتی که

[1] Chambers and Dhongde.
[2] Ramsey
[3] Lee, Pesaran & Smith.

ساختار اقتصادی کشورها مشابه باشد به سطح مشترک درآمد سرانه همگرا خواهد شد. همگرایی سیگما بیانگر کاهش پراکندگی و نابرابری درآمد سرانه بین کشورها در طول زمان است. همگرایی تصادفی نیز در مورد اثر شوک‌ها صحبت می‌کند. ناهار و ایندر[1] (۲۰۰۲) به دنبال بررسی همگرایی یک یک مشاهدات بودند، بر خلاف روش‌های قبلی که به دنبال همگرایی مشاهدات به صورت یک‌جا نسبت به یک سطح معین می‌باشند (ناهار و ایندر، ۲۰۰۲: ۲۰۱۳).

طی چند دهه گذشته در رابطه با رشد اقتصادی و توزیع درآمد نظریات گوناگونی مطرح شده و سیاست‌های مختلفی نیز اتخاذ شده است. در دهه‌های ۱۹۵۰ و ۱۹٦۰ افراد بسیاری از جمله هیرشمن[2] (۱۹۵۸) بر این باور بودند که رشد اقتصادی، توزیع مساوی درآمد را به دنبال خواهد داشت. به همین علت بر اجرای سیاست‌های رشد اقتصادی تأکید می‌شد. نتایج مطالعات اواخر دهه‌های ۱۹٦۰ و اوایل ۱۹۷۰ از جمله آدلمن و موریس[3] (۱۹۷۳) نشان داد که رشد اقتصادی لزوماً توزیع متعادل درآمد را به دنبال ندارد. لذا توزیع درآمد به عنوان یکی از اهداف اصلی برنامه‌های اقتصادی و سیاست‌گذاری منطقه‌ای تلقی شد. برای دستیابی به عدالت منطقه‌ای با در نظر داشتن عدالت اجتماعی بایستی توزیع درآمد به طریقی باشد که نیازهای جمعیت منطقه برآورده شود، تخصیص منابع به صورتی باشد که ضریب فزایندگی بین مناطق به حداکثر برسد، تخصیص منابع اضافی در رفع مشکلات محیط اجتماعی و فیزیکی مؤثر باشد و سازوکارهای نهادی و اقتصادی به گونه‌ای باشد که وضعیت زندگی در محروم‌ترین مناطق تا حد امکان بهتر شده و توزیع عادلانه درآمد محقق گردد (ارسلان بد، ۱۳۸۳: ۱٤۳ و ۱٤٤).

شواهد تجربی کشورهای مختلف نشان از آن دارد که عوامل زیادی بر نابرابری اقتصادی تأثیرگذار هستند. طبق گفته کاسا[4] (۲۰۰۳) این عوامل در پنج گروه رشد و توسعه اقتصادی، عوامل جمعیت‌شناسی، عوامل سیاسی، تاریخی، فرهنگی و عوامل اقتصاد کلان بخش‌بندی می‌شوند. بررسی اثر رشد و توسعه بر نابرابری با مطالعات کوزنتس[5] شروع شده است. طبق

[1] Nahar and Inder
[2] Hirschman
[3] Adelman & Morris
[4] Kaasa.
[5] Kuznets

فرضیه وی، نابرابری در توزیع درآمد طی اولین مراحل رشد اقتصادی افزایش می‌یابد، سپس هم‌تراز شده و در نهایت کاهش می‌یابد (ابونوری و خوشکار، ۱۳۸۷: ٦٧). برای اندازه‌گیری نابرابری درآمد، شاخص‌های ضریب پراکندگی، انحراف از میانگین نسبی، انحراف از میانه نسبی، واریانس لگاریتم درآمدها، ضریب جینی، شاخص تایل و شاخص اتکینسن با استفاده از ریز داده‌های هزینه خانوارها استفاده می‌شود. در میان تمام این شاخص‌ها ضریب جینی دارای ویژگی‌های مطلوبی است (ابونوری و ذوقی، ۱۳۹۲: ١٤). ضریب جینی به عنوان متغیری برای اندازه‌گیری نابرابری توزیع درآمد از اهمیت بالایی برخوردار بوده است؛ زیرا جهت تحقق بهبود کیفیت زندگی مردم و افزایش سطح رفاه در کشورها، رشد اقتصادی و توزیع عادلانه درآمد نقش بسزایی دارند (وفایی، محمدزاده، فلاحی و اصغرپور، ١٣٩٦: ٨٣).

همگرایی توزیع درآمد اولین‌بار در سال ۱۹۵۵ توسط کوزنتس مطرح شد، از جمله دلایل مطرح شدن این بحث می‌توان به موارد زیر اشاره کرد: ۱. کشورهای در حال توسعه با نابرابری اولیه کمتر، افزایش در نابرابری را در بلندمدت تجربه می‌کنند؛ ۲. کشورهای توسعه‌یافته در ابتدا نابرابری خواهند داشت که با گذر زمان کاهش در نابرابری را تجربه خواهند نمود؛ ۳. نابرابری پیش‌بینی شده در بلندمدت برای تمام کشورها در حال کاهش خواهد بود. شواهد تجربی نتایج مبهمی در خصوص رابطه کوزنتس به دست آورده‌اند.

اخیراً هوانگ، لین، سوئن و یه[1] (۲۰۰۷) نشان دادند که رابطه معکوس بین نابرابری در توزیع درآمد و تولید ناخالص داخلی در کشورهایی وجود دارد که نابرابری خفیف داشته‌اند نه در کشورهایی که نابرابری آن‌ها شدید و یا بسیار کم بوده است. باتاچاریا[2] (۲۰۱۱) مشاهده نمود که ممکن است ضریب جینی ابتدا افزایش و سپس کاهش یابد؛ در حالی که نابرابری افزایش داشته باشد. فرضیه کوزنتس، به طور ضمنی، با همگرایی توزیع درآمد هم‌پوشانی دارد؛ لذا آزمون همگرایی توزیع درآمد می‌تواند فرضیه کوزنتس را به طور آشکارتری مطرح نماید. تی لیوس[3] (۲۰۰۹) استدلال می‌کند که جریان سرمایه در کشورهای با درآمد بالا (نابرابری پایین‌تر) نسبت به کشورهای با درآمد پایین (نابرابری بالاتر) به وفور یافت می‌شود، تنوع فضایی کاهش یافته و درآمد سرانه و توزیع درآمد همگرا خواهند شد. به طور مشابه افراد برای

[1] Huang, Lin, Suen &Yeh
[2] Bhattacharya
[3] Tselios

یافتن شغل بهتر به مناطق با درآمد بالاتر مهاجرت می‌نمایند که این پدیده در بلندمدت منجر به همگرایی در توزیع درآمد می‌شود.

گالوپ[1] (۲۰۱۲) همگرایی در توزیع درآمد را از طریق کانال‌های دیگر مطرح نمود. به این صورت که با افزایش سطح درآمد، مشارکت دموکراتیک نیز افزایش می‌یابد. فعالان سیاسی گروه‌های کم درآمد جامعه توزیع درآمد را از راه‌هایی همچون تغییر نرخ مالیات و افزایش بودجه عمومی آموزش و پرورش و یا سلامت تغییر می‌دهند. چنین سیاست‌هایی از طریق توزیع مجدد همگرایی توزیع درآمد را در کشورهای نابرابر ممکن می‌سازد. از مطالعه شواهد تجربی گسترده در خصوص همگرایی درآمد سرانه و همگرایی توزیع درآمد چنین برمی‌آید که این بخش کمتر مورد توجه محققان قرار گرفته است. از طرفی، اغلب مطالعات به بررسی همگرایی در کشوری خاص و یا بین کشورها پرداخته‌اند و کمتر مطالعه‌ای به تحقیق در سطوح یک کشور پرداخته است. همگرایی توزیع درآمد یکی از معیارهای مهم برای بررسی و ارزیابی سیاست‌های برنامه‌ریزان است که در صورت واگرایی بین مناطق مختلف، شکاف طبقاتی و نابرابری در جامعه افزایش و افزایش نابرابری تبعات منفی بسیاری از خود به جای خواهد گذاشت. لذا سیاست‌گذاران اغلب به دنبال افزایش همگرایی توزیع درآمد بین مناطق هستند. جهت تحقق این هدف می‌بایستی مناطق فقیر و توسعه‌نیافته سرعت رشد بالاتری در توزیع عادلانه درآمد نسبت به مناطق غنی داشته و توسعه متوازن بین مناطق به وجود آید (وفایی، محمدزاده، فلاحی و اصغرپور، ۱۳۹٦: ۸۸).

در ارتباط با همگرایی، مطالعات تجربی گسترده‌ای در داخل و خارج از کشور صورت پذیرفته است که در جدول (۱) به برخی از این مطالعات اشاره شده است.

با مرور مطالعات تجربی مرتبط با توزیع درآمد و همگرایی چنین برمی‌آید که اکثر مطالعات صورت گرفته در زمینه همگرایی به صورت بررسی همگرایی رشد اقتصادی کشورها با استفاده از روش‌های معمول همچون بتا، سیگما و آزمون‌های ریشه واحد و به صورت داده‌های تابلوئی بوده است و کمتر مطالعه‌ای به بررسی همگرایی به صورت سری زمانی نسبت به مقطع خاص پرداخته است. به نظر می‌رسد که مطالعه‌ای در خصوص همگرایی ضریب جینی در بین مناطق کشور به صورت سری زمانی وجود ندارد. بر همین اساس، مطالعه حاضر به بررسی

[1] Gallup

همگرایی ضریب جینی در استان‌های ایران می‌پردازد. بدین ترتیب، وجه تمایز مطالعه حاضر با سایر مطالعات در زمینه همگرایی، انتخاب توزیع درآمدی بین استان‌ها و تکنیک مورداستفاده به منظور بررسی همگرایی (بررسی یک یک مقاطع نسبت به سطح معین) می‌باشد.

جدول ۱. اهم مطالعات تجربی داخلی و خارجی

مؤلف (سال)	دوره مورد بررسی	حوزه بررسی همگرایی و روش مورد استفاده	نتایج
ناهار و ایندر (۲۰۰۲)	۱۹۹۸-۱۹۵۰	درآمد سرانه ۲۲ کشور OECD با استفاده از روش ناهار و ایندر	وجود همگرایی در اکثر کشورهای مورد مطالعه
اپستین، هاولت و شولز[1] (۲۰۰۷)	۱۹۵۰- ۱۹۹۸	توزیع درآمد در ۱۱۵ کشور منتخب با استفاده از روش بتا	وجود همگرایی
آلبو[2] (۲۰۱۲)	۲۰۰۰-۲۰۱۱	همگرایی ضریب جینی در کشورهای اتحادیه اروپا با استفاده از روش متفاوت	وجود همگرایی در یک گروه کشورهای مورد بررسی و عدم وجود آن در گروه دیگر
بولوت، کایا و کوجاک[3] (۲۰۱۵)	۲۰۰۳-۲۰۱٤	همگرایی بازدهی نرخ سود بانکی در ترکیه با استفاده از روش ناهار و ایندر	وجود همگرایی در برخی بانک‌های مورد مطالعه
چنبرز و دانب (۲۰۱٦)	۱۹۹۰-۲۰۱۰	همگرایی توزیع درآمد در ۸۱ کشور منتخب و استفاده از روش همگرایی بتا	وجود همگرایی به سمت متوسط
پورعبادالهان، اصغرپور و معصوم زاده (۱۳۹۵)	۱۳۹٤:۱۱- ۱۳۸۱:۰۲	همگرایی بازدهی بازارهای دارایی در ایران با استفاده از روش ناهار و ایندر	وجود همگرایی در یک بازار مورد مطالعه
معصوم‌زاده، شیرافکن و سیاره (۱۳۹٦)	۱۳۸٦ و ۱۳۸۹	همگرایی بتای صنعتی در استان‌های ایران با استفاده از روش فضایی	وجود همگرایی مطلق و شرطی
معصوم‌زاده و شیرافکن (۱۳۹٦)	۱۳۷۸:۰۲- ۱۳۹٤:۱۱	همگرایی بازدهی بازارهای ارز در ایران با استفاده از روش ناهار و ایندر	وجود همگرایی در برخی بازارهای مورد مطالعه

منبع: گردآوری محقق

[1] Epstein, Howlett & Schulze
[2] Albu
[3] Bulut, Kaya, & Kocak

۳. روش تحقیق

در این بخش آزمون همگرایی ناهار و ایندر (۲۰۰۲) (که در این مطالعه مورداستفاده قرار گرفته است) معرفی می‌شود. روش یاد شده به بررسی همگرایی یک یک مقاطع نسبت به یک سطح معین می‌پردازد. به عنوان مثال، فرض کنید که y_{it} ضریب جینی استان i اُم $(i = 1, 2, \dots, N)$ طی دوره زمانی t باشد، روش معرفی شده توسط ناهار و ایندر برای بررسی همگرایی ضریب جینی استان‌ها بدین صورت است که پیش‌بینی بلندمدت تفاوت ضریب جینی هر استان از متوسط ضریب جینی تمام استان‌ها، به سمت صفر میل می‌کند.

$$\lim_{n\to\infty} E_t\left(y_{i,t+n} - \bar{y}_{t+n}\right) = 0 \qquad (۱)$$

که در آن $\bar{y}_t$ به عنوان متوسط ضریب جینی استان‌ها از طریق رابطه زیر به دست می‌آید:

$$\bar{y}_t = \frac{\sum_{i=1}^{N} y_{i,t}}{N} \qquad (۲)$$

فرض کنید که $\mathbf{z_{it}}$ به عنوان اختلاف ضریب جینی هر استان از متوسط ضریب جینی استان‌ها به صورت زیر تعریف شود:

$$z_{it} = y_{it} - \bar{y}_t \qquad (۳)$$

در این صورت، می‌توان میل به صفر بودن z_{it} با گذشت زمان را دلالتی بر همگرایی ضریب جینی استان iاُم به سمت متوسط ضریب جینی استان‌ها دانست. اگر z_{it} در طول زمان به سمت صفر میل نماید؛ در آن صورت، برای هر z_{it} مثبت و منفی، تغییرات z_{it} نسبت به زمان بایستی به ترتیب منفی و مثبت باشد. به عبارت دیگر، اگر z_{it} به سمت صفر همگرا می‌شود؛ در آن صورت، برای هر z_{it}، تغییرات $|z_{it}|$ نسبت به زمان بایستی منفی باشد، یعنی:

$$\left(\frac{\partial}{\partial t}\right)|z_{it}| < 0 \qquad (٤)$$

برای سادگی فرض کنید که w_{it} را به صورت زیر تعریف نمائیم:

$$w_{it} = z_{it}^2 \qquad (۵)$$

به منظور برقراری همگرایی، w_{it} بایستی به سمت صفر نزدیک شود. به عبارت دیگر، تغییرات w_{it} نسبت به زمان بایستی منفی باشد، یعنی:

$$\left(\frac{\partial}{\partial t}\right) w_{it} < 0 \qquad (۶)$$

تعریف همگرایی مطلق موجود در رابطه (۱) دلالت بر رابطه زیر می‌کند:

$$\lim_{n\to\infty} E_t\left(w_{i,t+n}\right) = 0 \qquad (۷)$$

جایی که $w_{it} > 0$ بوده و شرط همگرایی $\left(\frac{\partial}{\partial t}\right) w_{it} < 0$ با $w_{i,t+n} \to 0$ (به ازای $n \to \infty$) سازگار می‌باشد. بنابراین، همگرایی توزیع درآمد در هر استان می‌تواند به وسیله علامت $\left(\frac{\partial}{\partial t}\right) w_{it}$ مورد ارزیابی قرار گیرد. برای پیدا کردن علامت $\left(\frac{\partial}{\partial t}\right) w_{it}$، w_{it} را تابعی از روند زمانی به صورت زیر در نظر می‌گیریم:

$$w_{it} = f(t) + u_{it} = \theta_0 + \theta_1 t + \theta_2 t^2 + \cdots + \theta_{k-1} t^{k-1} + \theta_k t^k + u_{it} \qquad (۸)$$

جایی که θ_i پارامترها بوده و u_{it} جملات اخلال مستقل از هم با میانگین صفر و واریانس σ^2 می‌باشند. رابطه (۸) را در قالب فرم ماتریسی می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$W = X\theta + U \qquad (۹)$$

همچنین از رابطه (۸) به آسانی می‌توان نتیجه گرفت که:

$$\left(\frac{\partial}{\partial t}\right) w_{it} = f'(\mathrm{t}) \qquad (۱۰)$$

که بیانگر تابع شیب می‌باشد. از تابع شیب یاد شده می‌توان برای بررسی همگرایی ضریب جینی استان‌ها استفاده کرد. ممکن است که در عمل، سری‌های w_{it} به صورت یکنواختی در طول زمان کاهش نیابند، اما اگر استانی متمایل به همگرا شدن باشد، در آن صورت سری‌های w_{it} عموما بایستی کاهشی باشند. بدین منظور، منفی بودن متوسط این شیب‌ها مدنظر قرار می‌گیرد. به عبارت دیگر، برای همگرایی بایستی تابع شیب متوسط[1] w_{it} منفی باشد، یعنی:

$$\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} \frac{\partial}{\partial t} w_{it} < 0 \qquad (۱۱)$$

این تابع شیب متوسط از رابطه (۱۰) به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} \frac{\partial}{\partial t} w_{it} = \theta_1 + \theta_2 r_2 + \cdots + \theta_{k-1} r_{k-1} + \theta_k r_k = r\theta' \qquad (۱۲)$$

[1] Average Slope

جایی که

$$r_2 = \frac{2}{T}\sum_{t=1}^{T} t\,, \ldots,\ \ r_{k-1} = \frac{k-1}{T}\sum_{t=1}^{T} t^{k-2},\ \ r_k = \frac{k}{T}\sum_{t=1}^{T} t^{k-1} \qquad (۱۳)$$

$$r = [0\ \ 1\ \ r_2 \ldots\ \ r_{k-1} r_k]\ \ \&\theta = [\theta_0 \theta_1 \ldots\ \theta_{k-1} \theta_k]$$

برای بررسی همگرایی، فرضیه $H_0: r\theta' \geq 0$ (عدم وجود همگرایی) در مقابل $H_1: r\theta' < 0$ برای تک‌تک ضریب جینی‌ها مورد آزمون قرار می‌گیرد. به این منظور، ابتدا رابطه (۸) به وسیله روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌شود. سپس ترانهاده بردار پارامترهای تخمین‌زده شده ($\hat{\theta}'$) در بردار r پس‌ضرب می‌شود تا تخمین شیب متوسط ($r\hat{\theta}'$) به دست آید. برای تخمین خطای استاندارد $r\hat{\theta}'$ نیز از رابطه (١٤) استفاده می‌شود:

$$se(r\hat{\theta}') = \sqrt{(r'[s^2(X'X)^{-1}]r)} \qquad (١٤)$$

که در آن s^2 تخمین σ^2 می‌باشد. آماره مناسب برای آزمون فرضیه H_0 در نظر گرفته می‌شود:

$$t_\theta = \frac{r\hat{\theta}'}{se(r\hat{\theta}')} \qquad (۱۵)$$

مطالعه حاضر به دنبال بررسی همگرایی ضریب جینی استان‌هاست. نرخ رشد ضریب جینی هر استان به صورت زیر محاسبه شده است:

$$y_{it} = lnp_{i,t} - lnp_{i,t-1} \qquad (۱٦)$$

که در آن ln نشان‌دهنده لگاریتم طبیعی بوده و $p_{i,t}$ بیانگر ضریب جینی استان iاُم در زمانtاُم می‌باشد. آمار مورد نیازمطالعه برای سال‌های ۱۳۹۳– ۱۳۷۵ از نتایج تفصیلی آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارها در مرکز آمار ایران به روش اسنادی جمع‌آوری شده است.

قبل از آزمون همگرایی ضروری است که وضعیت استان‌ها در خصوص توزیع درآمد مورد بررسی قرار گیرد. به این منظور، خلاصه‌ای از آماره‌های توصیفی ضریب جینی به عنوان شاخصی از توزیع درآمد استان‌ها در جدول (۲) ارائه شده است که شامل بالاترین، پایین‌ترین و متوسط ضریب جینی در هر استان می‌باشد.

با توجه به اطلاعات جدول، استان‌های خراسان شمالی و اردبیل با ضریب جینی ۰/٤۳ بالاترین میزان ضریب جینی در بازه زمانی مورد مطالعه را به خود اختصاص داده‌اند. خراسان جنوبی با ضریب جینی ۰/۲۱ در این بازه کمترین میزان ضریب جینی را داشته است. استان‌های

قم و چهارمحال بختیاری با داشتن کمترین متوسط ضریب جینی ۰/۳۳ از وضعیت عادلانه توزیع درآمد برخوردار بوده‌اند و در مقابل، استان خراسان شمالی در مقایسه با سایر استان‌ها با متوسط ضریب جینی ۰/٤۰ وضعیت ناعادلانه توزیع را شاهد بوده است.

جدول ۲. آماره‌های توصیفی ضریب جینی در استان‌ها

استان	بالاترین	پایین‌ترین	متوسط	استان	بالاترین	پایین‌ترین	متوسط
خراسان رضوی	۰/٤۳	۰/۲۳	۰/۳۸	تهران	۰/٤۰	۰/۳۱	۰/۳٦
خراسان جنوبی	۰/۳۹	۰/۲۱	۰/۳٤	مازندران	۰/٤۱	۰/۲۸	۰/۳٦
قم	۰/۳۸	۰/۳۰	۰/۳۳	گلستان	۰/٤۲	۰/۳۲	۰/۳۸
آذربایجان غربی	۰/٤۲	۰/۳۱	۰/۳۷	خراسان شمالی	۰/٤۵	۰/۲٤	۰/٤۰
آذربایجان شرقی	۰/٤۲	۰/۲۹	۰/۳۷	سمنان	۰/٤۱	۰/۳۰	۰/۳٤
اردبیل	۰/٤۳	۰/۲۵	۰/۳۷	اصفهان	۰/٤۲	۰/۳۲	۰/۳۸
کردستان	۰/۳۸	۰/۲۸	۰/۳٤	خوزستان	۰/٤۰	۰/۲۹	۰/۳٤
کرمانشاه	۰/٤۱	۰/۲۸	۰/۳۵	چهارمحال بختیاری	۰/۳۸	۰/۲۵	۰/۳۳
ایلام	۰/۳۹	۰/۲۳	/۳٤	کهکیلویه و بویر احمد	۰/٤۰	۰/۲۵	۰/۳٦
لرستان	۰/۳۷	۰/۲۹	۰/۳٤	فارس	۰/٤۰	۰/۳۱	۰/۳٦
همدان	۰/٤۱	۰/۲۹	۰/۳٦	سیستان و بلوچستان	۰/٤۲	۰/۳۲	۰/۳۸
زنجان	۰/٤۱	۰/۲٦	۰/۳۵	کرمان	۰/٤۲	۰/۲۹	۰/۳۸
گیلان	۰/٤۱	۰/۳۱	۰/۳٦	یزد	۰/٤۱	۰/۲۸	۰/۳٦
قزوین	۰/۳۹	۰/۲۸	۰/۳٤	بوشهر	۰/٤۰	۰/۲۸	۰/۳٤
مرکزی	۰/٤۲	۰/۲۹	۰/۳۵	هرمزگان	۰/٤۰	۰/۲۹	۰/۳۵

منبع: متوسط ضریب جینی کشور

٤. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل آن

به منظور آزمون همگرایی، ابتدا باید برای توزیع درآمد هر استانی، یک فرم خاص $f(t)$ برای تخمین رابطه (۸) انتخاب شود. فرم‌های مختلف $f(t)$ که صرفا در توان t با یکدیگر اختلاف

دارند، برای هر استان در نظر گرفته شده و تخمین زده می‌شوند. آن گاه با توجه به معیار آکائیک، مدل بهینه برای هر استان انتخاب می‌شود.

جدول ۳. توان بهینه t بر اساس معیار آکائیک برای هر استان در فرم‌های مختلف $f(t)$

استان	توان بهینه t	استان	توان بهینه t	استان	توان بهینه t
خراسان رضوی	۹	همدان	۱۰	اصفهان	۱۰
خراسان جنوبی	۹	زنجان	۹	خوزستان	۱
قم	۱۰	گیلان	۸	چهارمحال بختیاری	۱۰
آذربایجان غربی	۱۰	قزوین	۹	کهکیلویه و بویر احمد	۱۰
آذربایجان شرقی	۱	مرکزی	۹	فارس	۱
اردبیل	٦	تهران	۱۰	سیستان و بلوچستان	۱
کردستان	۱	مازندران	۱۰	کرمان	۱۰
کرمانشاه	۲	گلستان	۳	یزد	۱
ایلام	۱۰	خراسان شمالی	۹	بوشهر	۱۰
لرستان	۱	سمنان	۱۰	هرمزگان	۹

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۳) نشان‌دهنده ارزش معیار آکائیک انتخاب شده برای هر استان در فرم‌های مختلف $f(t)$ می‌باشد که از روی آن، k (توان بهینه t) و در نتیجه، فرم بهینه $f(t)$ انتخاب می‌شود.

جدول ٤. تخمین‌های شیب متوسط و آماره آزمون برای بررسی همگرایی ضریب جینی استان‌ها

ردیف	استان	شیب متوسط	آماره آزمون t	ردیف	استان	شیب متوسط	آماره آزمون t
۱	بوشهر	-۱/۳۹٤	-٦/۷۸٦	۱٦	قزوین	-۰/۰۳۵	-۱/٦۷۷
۲	کهکیلویه و بویر احمد	-۰/۸۸۱	-۱۵/۹۱۹	۱۷	گلستان	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱

ردیف	استان	شیب متوسط	آماره آزمون t	ردیف	استان	شیب متوسط	آماره آزمون t
۳	همدان	-۰/۸۲۱	-۲/۰۲۷	۱۸	کردستان	-۵/۶۹e-۰۵	-۲/۵۷
٤	ایلام	-۰/۷۵٦	-۳/۰۲۲	۱۹	سیستان و بلوچستان	-۳/۷۲e-۰۵	٤/٦۱
۵	قم	-۰/٤۳۲	-٤/۳۰۵	۲۰	آذربایجان شرقی	۰/۰۰۰۱	۵٤٦۹/۲٤٦
٦	اصفهان	-۰/۳۲٤	-۱٦/٤٤	۲۱	فارس	۰/۰۰۰٤	۲٦٦۹/۱۰٦
۷	کرمان	-۰/۲٦۹	-۸/٤۵٦	۲۲	لرستان	۰/۰۰۰٤	٤۵۳۷/۱۷۵
۸	مازندران	-۰/۲۳۸	-۱۱/٤۲۵	۲۳	یزد	۰/۰۰۰٦	۱۸۵٦/۷۲۹
۹	آذربایجان غربی	-۰/۲۳۵	-۹/۰۱۲	۲٤	خوزستان	۰/۰۰۰۸	٦۵۵۳/۳٦۷
۱۰	اردبیل	-۰/۰٤۹	-٤۰/۱٤٦	۲۵	کرمانشاه	۰/۰۰۱	٤۹٦/۰۸۵
۱۱	تهران	۰/۰۷۸	۲/۹٦۷	۲٦	گیلان	۰/۲۱۷	۳۳/۰۲۵
۱۲	چهارمحال بختیاری	۰/٤۸۸	۱۰/۷٤۲	۲۷	مرکزی	۰/٦۳	۱۲/۰۰۳
۱۳	زنجان	۰/۷۳٦	۱۱/۲۵۲	۲۸	هرمزگان	۱/۰۸۱	٦/۹۳۷
۱٤	خراسان جنوبی	۱/۲۵۷	۰/۵۸۵	۲۹	خراسان رضوی	۱/۳۷۰	۰/٦٤۸
۱۵	خراسان شمالی	۱/۳۸۵	۰/٦۵۷	۳۰	سمنان	۱/۷٤٦	۷/۱۲۲

منبع: یافته‌های پژوهش

تخمین شیب متوسط توزیع درآمد هر استان از مجموع حاصل‌ضرب θ_iهای تخمینی در r_iهای محاسبه شده تا مرتبه k (توان بهینه t) به دست می‌آید. در صورت منفی بودن تخمین شیب متوسط محاسباتی برای ضریب جینی هر استان، همگرایی ضریب جینی آن استان به سمت متوسط ضریب جینی استان‌ها تأیید می‌شود؛ هر چند این مسئله بایستی از لحاظ معناداری آماری نیز تایید شود.

جدول (۳) نتایج تخمین شیب متوسط ضریب جینی هر استان به همراه آماره آزمون تی استیودنت همگرایی ضریب جینی استان‌ها را نشان می‌دهد. مطابق نتایج این جدول، استان‌هایی که دارای شیب متوسط منفی بوده و حائز شرط لازم همگرایی نسبت به متوسط ضریب جینی استان‌هادر مطالعه حاضر می‌باشد؛ شامل قم، آذربایجان غربی، اردبیل، کردستان، ایلام، همدان، قزوین، مازندران، گلستان، اصفهان، کهکیلویه و بویر احمد، کرمان و بوشهر می‌باشد. اما شرط کافی برای تایید همگرایی ضریب جینی در این استان‌ها، معناداری این ضرایب به لحاظ آماری می‌باشد. آماره آزمون تی نشان می‌دهد که معناداری برای ضرایب جینی همه استان‌های همگرا جز استان‌های گلستان و قزوین وجود دارد.

شیب متوسط استان‌های خراسان رضوی، خراسان جنوبی، آذربایجان شرقی، کرمانشاه، لرستان، زنجان، مرکزی، خراسان شمالی، سمنان، خوزستان، سیستان و بلوچستان، گیلان، فارس، یزد و هرمزگان، تهران، چهار محال بختیاری مثبت می‌باشد. به این معنا که وجود همگرایی ضریب جینی این استان‌ها به سمت متوسط ضریب جینی استان‌ها مورد تایید نیست. در این میان، شرط معناداری به لحاظ آماری در تمام استان‌های واگرا به جز استان‌های خراسان رضوی، خراسان جنوبی و خراسان شمالی صدق می‌نماید. تخمین‌های شیب متوسط می‌توانند به عنوان نرخ متوسط همگرایی (واگرایی) ضریب جینی هر استان به سمت متوسط ضریب جینی استان‌ها تفسیر شود؛ به عنوان مثال، ضریب جینی با نرخ ۱/۳۹٤٤۲ درصد استان بوشهر بالاترین سرعت همگرایی به سمت متوسط ضریب جینی استان‌ها را داشته و ضریب جینی با نرخ ۰/۰۰۱۷۲ درصد گلستان کمترین سرعت همگرایی را داشته است. هم‌چنین، بالاترین سرعت عدم همگرایی ضریب جینی استانی به سمت متوسط ضریب جینی استان‌ها برای استان سمنان با نرخ ۱/۷٤٦۲۱ درصد بوده است. استان فارس با نرخ ۰/۰۰۰٤۳۹ درصد پایین‌ترین سرعت عدم همگرایی را به خود اختصاص داده است.

۵. نتایج و پیشنهادها

با توجه به اهمیت توزیع درآمد عادلانه به عنوان یکی از معیارهای عدالت اقتصادی در استان‌های کشور و انتظار توزیع برابر درآمد در استان‌ها برای مسیر بلندمدت، مطالعه حاضر به بررسی همگرایی توزیع درآمد استان‌ها به سمت متوسط توزیع درآمدی طی دوره زمانی

۱۳۹۳- ۱۳۷۵ با استفاده از روش همگرایی ناهار و ایندر پرداخته است. بر اساس نتایج، از سی استان مورد بررسی ضریب جینی ۱۳ استان به سمت متوسط ضریب جینی استان‌ها تمایل داشته و از بین این ۱۳ استان ۱۱ استان شیب متوسط معنادار داشته‌اند. اما ۱۷ استان دیگر مورد مطالعه دارای شیب متوسط مثبت بوده‌اند که به این معناست که توزیع درآمد در این استان‌ها در بلندمدت به سمت متوسط توزیع درآمدی میل نداشته و در نتیجه همگرایی ضریب جینی در این استان‌ها وجود ندارد. از بین این ۱۷ استان واگرا ١٤ استان ضریب واگرایی معنادار داشته‌اند.

نتایج این پژوهش با مطالعات تجربی مشابه سازگار است؛ برای مثال، مطالعه آلبو (۲۰۱۲) که به بررسی همگرایی ضریب جینی در کشورهای اتحادیه اروپا طی سال‌های ۲۰۰۰- ۲۰۱۱ پرداخته است، نشان می‌دهد که نتایج با توجه به گروه کشورها متفاوت بوده و در گروهی شاهد وجود همگرایی و در دیگر گروه شاهد عدم وجود همگرایی بوده است. هم‌چنین چنبرز و دانب (٢٠١٦) به بررسی همگرایی ضریب جینی در برخی کشورها با استفاده از روش بتا پرداختند که نتایج نشان می‌دهد همگرایی وجود داشته است.

نتایج این مقاله در مقایسه با مطالعاتی که به بررسی همگرایی موضوعی با استفاده از روش ناهار و ایندر پرداخته‌اند، سازگار است؛ زیرا در روش این پژوهش، همگرایی تک تک مقاطع نسبت به سطح معینی مورد آزمون قرار می‌گیرد و برخلاف سایر روش‌ها که تمام مقاطع یکجا مورد بررسی و آزمون واقع می‌شوند؛ در این روش، برای هر مقطع یک نتیجه جداگانه به دست می‌آید. برای مثال، ناهار و ایندر (۲۰۰۲) به بررسی همگرایی درآمد سرانه در کشورها با استفاده از روش ناهار و ایندر پرداختند. نتایج نشان داد در برخی کشورها همگرایی وجود دارد و در برخی کشورها وجود ندارد و نیز پورعبادالهان، اصغرپور و معصوم زاده (۱۳۹۵) به بررسی همگرایی بازدهی بازارهای دارایی در ایران با استفاده از روش ناهار و ایندر پرداختند و به این نتیجه رسیدند که در برخی دارایی‌ها همگرایی بازدهی وجود داشته و در برخی نیز وجود نداشته است.

با توجه به نتایج، پیشنهاد می‌شود دولت با برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری مناسب به افزایش بهره‌وری دارایی‌های متعلق به استان‌های کم‌درآمد - برای مثال، از طریق افزایش دسترسی به دارایی‌های مکمل –کمک نماید. در این راستا، دولت‌مردان می‌توانند از سیاست‌های تنظیم

قیمت به عنوان وسیله‌ای برای افزایش کارایی و بهبود توزیع درآمد در مناطقی که توزیع درآمد واگرا است؛ استفاده نمایند. به این صورت که قیمت کالاها را در بخش‌های واگرا کاهش دهند و به این ترتیب، شدت نابرابری در توزیع درآمد تا حدی اصلاح و در بلندمدت، توزیع درآمد استان‌ها به یک سمت همگرا شود. سیاست‌گذاران می‌توانند در تدوین برنامه‌های توسعه اقتصادی- اجتماعی منطقه‌ای به استان‌های نابرابر، جهت نیل به اهداف رشد اقتصادی، صرف هزینه‌های دولتی با هدف افزایش اشتغال در این استان‌ها، توجه ویژه نمایند. هم چنین می‌توانند در دوره‌های تورمی‌از تعدیل‌کننده‌های مالی همچون افزایش حقوق بازنشستگان و بیمه‌های بیکاری برای جلوگیری از شکاف توزیع درآمد استفاده نمایند. در نهایت، دولت می‌تواند با اعمال درست قوانین اخذ مالیاتی از دهک‌های بالای درآمدی در جهت توزیع دوباره درآمد و میل دادن ضریب جینی استان‌های نامتعادل به سمت متوسط ضریب جینی‌ها گام‌های‌مؤثری بردارد.

منابع

- ابونوری، اسماعیل، خوشکار، آرش (۱۳۸۷). اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران: مطالعه بین استانی. *مجله تحقیقات اقتصادی*،۷۷: ٦۷-۹۵.
- ابونوری، اسماعیل، ذوقی، الناز (۱۳۹۲). برآورد و مقایسه نابرابری توزیع درآمد با روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک. *پژوهش نامه اقتصاد کلان*، ۸ (١٦): ۱۳- ۳۰.
- ارسلان بد، محمدرضا (۱۳۸۳). تغییرات توزیع درآمد در مناطق روستایی و شهری ایران. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱۲(٤٥): ١٤١- ١٤٧.
- پورعبادالهان کویچ، محسن، اصغرپور، حسین، معصوم‌زاده، سارا (۱۳۹۵). بررسی همگرایی بازدهی بازارهای دارایی در ایران. *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۳ (۳): ۱۱۵- ۱۳۲.
- شهبازی، کیومرث، حمیدی زری، داوود (۱۳۹۳). همگرایی شدت انرژی بین کشورهای عضو اوپک (یک رویکرد دو جانبه). *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۲ (۷۱): ۱۷۳- ۱۹۸.
- معصوم‌زاده، سارا، شیرافکن، مهدی (۱۳۹٦). همگرایی بازدهی بازارهای ارز در ایران. *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۵ (۱۸): ۲۳۱- ٢٤٥.

- معصوم‌زاده، سارا، شیرافکن، مهدی، سیاره، مرتضی (۱۳۹۶). بررسی همگرایی صنعتی در استان‌های ایران: رهیافت اقتصادسنجی فضایی (SDM). *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۱۱ (۲): ۱۵۷– ۱۷۶.
- وفایی، الهام، محمدزاده، پرویز، فلاحی، فیروز، اصغرپور، حسین (۱۳۹۶). بررسی همگرایی رفاه اجتماعی استان‌های ایران با استفاده از تکنیک غیرخطی استار فضایی. *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ٤ (۲): ۷۹– ۱۰۲.

- Akaike, H. (1973). Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. *Proceedings of the Second International Symposium on Information Theory*, B.N. Petrov and F. Csaki, Akademial Kiado, Budapest, 267- 281.
- Adelman, I.,& Morris.C.T. (1973).Economic growth and social equity in developing countries. Stanford University Press, Stanford.
- Albu, L. L. (2012). The convergence in the EU estimated by gini coefficient.*Romanian Journal of Economic Forecasting*, 4: 5- 16.
- Barro, Robert j., & Salai- Martin, X. (1992).Convergence. *The Journal of Political Economy*, 100(2): 223-251.
- Bhattacharya, P. (2011). Informal sector, income inequality and economic development. *Econ.Model*. 28: 820–830.
- Bulut, H., Kaya, P., & Kocak, E. (2015).Testing convergence of return on assets: Empirical evidence from the Turkish banking sector. *Journal of International and Global Economic Studies*, 8(2): 40-48.
- Chambers, D., & Dhongde, SH. (2016). Convergence in income distributions: Evidence from a panel of countries. *Economic Modeling*59: 262–270.
- Epstein,PH., Howlett, P., & Schulze, M. S. (2007). Trade, convergence, and globalization: The dynamics of the international income distribution, 1950–1998. *Explorations in Economic History*, 44: 100–113.
- Gallup, J. (2012). The global convergence of income distribution. Portland State University Working Paper.
- Huang, H., Lin, S., Suen, Y., &Yeh, C. (2007). A quintile inference of the Kuznets hypothesis.*Econ.Model*. 24: 559–570.
- Kaasa, A. (2003). Factors influencing income inequality in transition Economics. University of Tartu Faculty of Economics and Business Administration, www.tyk.ut.ee, Order No. 207.
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. American *Economic Review*, 45: 1-28.
- Hirschman, A. O. (1958). The strategy of economic development. New Haven, Conn, Yale University Press.

- Lee, K., Pesaran, M. H., & Smith, R. (1997). Growth and convergence in a Multi- Country empirical stochastic Solow model. *Journal of Applied Econometrics*, 12(4): 357- 392.
- Nahar, S., & Inder, B. **(**2002). Testing convergence in economic growth for OECD countries. *Applied Economics,* 34(16), 2011-2022.
- Ramsey, F. P. (1928). A mathematical theory of saving.*Economic Journal*, 28(152): 543- 549.
- Sala-i- Martin, Xavier. (1996).The classical approach to the convergence analysis. *The Economic Journal*, 106(437): 1019-1036.
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70(1): 65-94.
- Swan, T. (1956). Economic growth and capital accumulation.*Economic Record*, 32(2): 334-361.
- Tselios, V. (2009).Growth and convergence in income per capita and income inequality in the regions of the EU. *Spat. Econ*.Anal. 4: 343–370.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی