فصلنامه مطالعات نوین بانکی

ISSN: 2645-5420 ((شماره نهم-زمستان ۱۳۹۹)) شماره مجوز: 83289

بررسی رابطه‌ی علی رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی در منتخب استان های ایران (رهیافت علیت پانلی کونیا)

(تاریخ دریافت۱۳۹۹/۰۳/۰۲ ، تاریخ تصویب ۱۴۰۰/۰۲/۲۰)

زهرا مهری[1]

دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه تبریز

چکیده

مطالعه‌ی تغییرات توزیع عادلانه درآمد در مسیر رشد اقتصادی، همیشه مورد علاقه اقتصاددانان و دولتمردان بوده است. لازمه رشد اقتصادی، انباشت سرمایه است که از راه تجمیع پس‌انداز خانوارها حاصل می‌شود. مطالعات انجام شده در دهه‌های گذشته عمدتا مبنی بر این فرض بود که نسبت پس‌انداز به درآمد در گروه‌های درآمدی،متناسب افزایش می‌یابد. درنتیجه جامعه در مرحله‌ی اول توسعه که نیاز به نرخ بالای سرمایه‌گذاری دارد، به ناچار باید درجه‌ای از نابرابری درآمدی را بپذیرد تا به تدریج پس از توسعه و افزایش منابع امکان اعمال سیاست-های توزیعی، فراهم شود. بر همین اساس جمله معروف ‹‹ توزیع درآمد برای اینکه بهتر شود باید بدتر شود›› در مطالعات تجربی انجام شده توسط کوزنتس تبدیل به فرضیه‌ای فراگیر شد. پیامد فرضیه کوزنتس آن است که توزیع نابرابر درآمد، هزینه اجتناب ناپذیر رسیدن به رشد اقتصادی است. با توجه به آزمون فرضیه کوزنتس در ایران و به‌دست آوردن ارتباط متقابل رشد اقتصادی و توزیع درآمد، به دلیل اهمیت و حساسیت‌های موجود در این باره در پژوهش حاضر به بررسی جهت علیت بین نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی با استفاده از رویکرد علیت گرنجری تلفیقی ارائه شده توسط کونیا (۲۰۰۶) در بازه زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۱در منتخب

[1] mehri.zahra704@gmail.com

استان‌های ایران پرداخته شده است و مبتنی بر رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط **(SUR)** و آزمون‌های والد با مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص هراستان است، می‌باشد. یافته‌های این پژوهش برای استان های منتخب حاکی از رابطه علیت یک طرفه بین رشد اقتصادی و نابرابری‌درآمد است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

واژگان کلیدی: نابرابری درآمدی، رشد اقتصادی، رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط(**SUR**)، کونیا، علیت گرنجری پانلی مبتنی بر بوت استرپ

مقدمه

توزیع درآمد از جمله مباحث مهم اقتصادی و اجتماعی است که همواره مورد توجه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران بوده است. مطالعات انجام گرفته نشان‌دهنده روند افزایشی نابرابری درآمدی، نرخ بالای بیکاری، فقر و نبود عدالت اجتماعی در جوامع مختلف، به ویژه کشورهای درحال‌توسعه است که نشان‌دهنده نقش ویژه دولت‌ها در رسیدن به توزیع مناسب درآمد و بهبود شرایط اقتصادی است. بنابراین ایجاد توزیع درآمد متعادل یکی از اهداف مهم دولت‌ها در سیاست‌گذاری‌های کلان اقتصادی است (حسینی و نجفی، ۱۳۸۸). رابطه میان رشد اقتصادی و توزیع درآمد، مورد توجه نهادهای سیاست‌گذاری قرار دارد، زیرا سیاست-گذاراقتصادی نمی‌تواند از برنامه‌ریزی برای دستیابی به اهداف مشخص برای این دو مولفه غافل بماند. برای سیاست‌گذار همیشه این دغدغه وجود دارد که آیا برای تسریع در رشد اقتصادی باید سطحی از نابرابری درآمد را پذیرفت یا برای بهبود در توزیع درآمد، باید به کند شدن رشد اقتصادی تن داد؟بنابراین، تبیین نظری ارتباط متقابل بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد می‌تواند پاسخگوی یکی از پرسش‌های اساسی و بنیادین برنامه‌ریزان اقتصادی، به ویژه در کشورهای درحال توسعه باشد. زیرا کشورهای مزبور همواره از درآمد سرانه و نیز گستردگی شکاف درآمدی در رنج بوده‌اند (زینالی،۱۳۹۱). به طور کلی رابطه میان نابرابری درآمد با رشد اقتصادی یک موضوعات مهم در اقتصاد است. جهت علّیت میان نابرابری درآمد، رشد اقتصادی به واسطه ماهیت اثرگذاری به صورت نامشخص باقی مانده است. نظریه روشن و شواهد تجربی قطعی در رابطه با جهت علّیت وجود ندارد. عده‌ای از پژوهشگران نابرابری درآمدی را علت کاهش رشد اقتصادی می‌دانند. از سوی دیگر برخی از محققین معتقدند که رشد اقتصادی یکی از عوامل تعیین‌کننده نابرابری درآمدی است. با توجه به مطالب عنوان شده بررسی رابطه علی بین نابرابری درآمد با رشد اقتصادی از اهمیت به‌سزایی برخوردار است. در این راستا هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی رابطه علی بین نابرابری درآمد با رشد اقتصادی در منتخب استان‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۵ است.

بخش اول: مبانی نظری

بر اساس نظریه کلاسیک‌ها، درنظر گرفتن منفعت شخصی، باعث انباشت سرمایه می‌گردد و رشد اقتصادی را در پی دارد. طی سال‌های گذشته تصور می‌شد که کشورها با صنعتی شدن، توانایی بیشتری در اجرای هدف‌های خود دارند و این عامل موجب افزایش رشد اقتصادی شد. به‌گونه‌ای که طبق نظریه هیرشمن[1]، رشد اقتصادی، توزیع مناسب‌تر درآمد را به‌دنبال خواهد داشت(سنت پول و وردیر[2]، ۱۹۹۶). اما کوزنتس[3](۱۹۵۵) براین باور بود که در مسیر توسعه اقتصادی هر کشور، نابرابری درآمدی رخ می دهد. به این معنا که ابتدا نابرابری درآمدی افزایش پیدا می‌کند و پس از ثابت ماندن در یک سطح معین، به تدریج کاهش می‌یابد. او همچنین نشان داد که نابرابری درآمدی در کشورهای توسعه یافته، نسبت به کشورهای درحال-توسعه، بیشتر است (آکیتا و میاتا[4]، ۲۰۰۸). از این رو، نابرابری درآمدی، تفاوت موجود در معیارهای مختلف از نظر رفاه اقتصادی درمیان افراد یک گروه، درمیان گروه‌های موجود در یک جمعیت، یا درمیان مردمان کشورها است. به عبارت دیگر، اگر جامعه‌ای درآمد بالایی داشته باشد ولی درآمد درآن به صورت نامتعادل توزیع گردد، نابرابری توزیع درآمدی به وجود می‌آید (شی و زو[5]،۲۰۱۴).

نظریه کوزنتس را می توان به صورت رابطه (۱) نشان داد:

$$\boldsymbol{ININ = \alpha + \beta_1 GDP^1 + \beta_2 GDP^2 + \varepsilon t} \qquad (۱)$$

در رابطه بالا **ININ** نابرابری درآمد، **GDP** تولید ناخالص داخلی و $\boldsymbol{\varepsilon t}$ نشان دهنده جز اخلال است. چنانچه $\boldsymbol{\beta_1}$ عددی مثبت و $\boldsymbol{\beta_2}$ عددی منفی باشد، نظریه کوزنتس را می‌توان

[1] hirschman
[2] Saint Paul and Verdier
[3] Kuznets
[4] Akita and Miyata
[5] Xie and Zhou

پذیرفت. یعنی با افزایش تولید ناخالص داخلی، نابرابری درآمد ابتدا افزایش پیدا کرده و پس از ثابت ماندن در یک سطح معین به تدریج کاهش می یابد.

بخش دوم: پیشینه تحقیق

در این قسمت ابتدا به بررسی مطالعات انجام‌گرفته در خارج از کشور و سپس به مطالعات انجام‌گرفته در داخل کشور پرداخته می‌شود.

بند اول: مطالعات خارجی

مطالعات زیادی رابطه بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی را مورد بررسی قرار داده است.

پانیزا [1] (۲۰۰۲) به بررسی رابطه بین نابرابری و رشد اقتصادی در ۴۸ ایالت آمریکا برای دوره زمانی ۱۹۸۰-۱۹۴۰ با روش داده های ترکیبی (پانل) و با استفاده از مدل گشتاورهای تعمیم یافته (**GMM**)، پرداخته است. براساس نتایج این تحقیق هیچ گونه رابطه‌ی مثبتی بین نابرابری و رشد اقتصادی وجود ندارد. همچنین رابطه‌ای مبنی بر وجود ارتباط بین دو متغیر ضریب جینی و سهم درآمد با رشد اقتصادی مشاهده نشده است.

هیسینگ [2] (۲۰۰۵) با استفاده از روش **GARCH** ارتباط بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمد را طی سال‌های ۲۰۰۱-۱۹۶۸ در امریکا مورد بررسی قرار داد و به این نتیجه رسید که نابرابری درآمد تاثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد.

کین و ژو [3] (۲۰۰۹) به بررسی نابرابری درآمد در کشور چین و آزمون نظریه **U** معکوس کوزنتس، برای سال‌های ۲۰۰۶-۱۹۷۸ با استفاده از روش پانل دیتا پرداختند. در این بررسی از ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری درآمد استفاده شده است و متغیرهای مستقل عبارت‌اند از سرانه تولید ناخالص داخلی، شهرنشینی، نسبت درآمد قابل تصرف از ساکنان شهری و

[1] Panizza, Ugo
[2] Hsing
[3] Qin and Zhou

درآمد خالص از ساکنان روستایی و متغیر مجازی. متغیر مجازی برای سال‌های قبل از اصلاحات در چین (۱۹۷۸-۱۹۸۳) یک و بعد از اصلاحات (۱۹۸۴ به بعد) صفر در نظر گرفته شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که علاوه بر تایید فرضیه **U** معکوس کوزنتس، با افزایش شهرنشینی توزیع درآمد بدتر شده و نابرابری درآمد افزایش پیدا کرده است.

چو و همکاران[1] (۲۰۱۴) در قالب یک مدل پنل غیرخطی به بررسی ارتباط نابرابری درآمد و رشد اقتصادی ۷۷ کشور جهان پرداختند. نتایج نشان می‌دهند نابرابری مانع رشد اقتصادی در بسیاری از کشورهای درحال توسعه می‌باشد.

هانگ و همکاران[2] (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات رشد اقتصادی بر توزیع درآمد در ایالات متحده با استفاده از روش میانگین گروه های تجمعی (**PMG**) طی سال‌های۲۰۰۴-۱۹۴۵ پرداخته‌اند. آن‌ها نشان دادند که نوسانات رشد اقتصادی تنها زمانی که رشد اقتصادی مثبت باشد موجب افزایش نابرابری می‌شود. اما در دوره ای که رشد اقتصادی منفی است، نوسانات رشد اقتصادی اثر معناداری بر نابرابری درآمدی آمریکا نداشته است.

بند دوم: مطالعات داخلی

نیلی و فرح بخش(۱۳۷۷) ارتباط رشد اقتصادی و توزیع درآمد را مورد بررسی قرار دادند. آنها با استفاده از مدل سری زمانی طی سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۴۷ به این نتیجه رسیدند که رشد اقتصادی و توزیع درآمد با جهت‌گیری علّی دوطرفه، حرکتی هم جهت دارند. رشد اقتصادی باعث بهبود توزیع درآمدها می‌گردد، ضمن آنکه بیکاری و تورم وضعیت توزیع درآمدها را نامطلوب‌تر می‌کند. از سوی دیگر بدتر شدن توزیع درآمد، کندی رشد اقتصادی را به دنبال خواهد داشت.

---

[1] Cho et al.

[2] Hung et al.

ابریشمی و همکاران(۱۳۸۴) در مقاله ای به بررسی رابطه رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران بر اساس آزمون علیت گرنجر و آزمون همگرایی یوهانسن-جوسیلیوس پرداخته‌اند. یافته‌های بدست آمده براساس اطلاعات سالیانه دوره ۱۳۸۱-۱۳۵۰ نشان می‌دهد که یک رابطه علی یکطرفه از سمت نابرابری درآمد به رشد اقتصادی وجود دارد.

سلمانی و بیژنی(۱۳۹۰) با استفاده از روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی به بررسی تاثیر نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی ایران و تاثیر درجه باز بودن طی دوره زمانی۱۳۸۵-۱۳۴۷ پرداختند. نتایج مطالعات آنان نشان می‌دهد که نابرابری درآمد در بلند مدت دارای تاثیر منفی و معنی دار بر رشد اقتصادی ایران است و افزایش درجه باز بودن تجاری باعث کاهش اثر منفی نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی ایران می‌شود.

موسوی جهرمی و همکاران(۱۳۹۳) به بررسی عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد در ایران طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۶۳ با رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیع شونده پرداختند.یافته‌های تحقیق دلالت بر آن دارد که رشد اقتصادی و تورم تاثیر منفی،متغیرهای درآمد حاصل از مالیات بردرآمد، درآمدهای حاصل از نفت و گاز و بهره‌وری نیروی کار تأثیری مثبت بر برابری درآمد دارند. همچنین،براساس نتایج به دست آمدده می‌توان اظهار داشت که رابطه میان رشد اقتصادی و توزیع درآمد با دیدگاه کوزنتس و کالدور مطابقت دارد.

مؤتمنی(۱۳۹۴) با استفاده از رگرسیون هم جمعی کانونی به بررسی اثر نوسانات رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد در ایران طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۰ پرداخته است. نتیجه برآورد نشان از وجود رابطه‌ای معنادار و بلندمدت بین دو متغیر دارد؛ به نحوی که با افزایش نوسانات رشد اقتصادی، نابرابری درآمد نیز بیشتر می‌شود. افزایش یا کاهش رشد اقتصادی در صورتی که منجر به تحریک نوسانات شود، تشدید نابرابری درآمد رابه همراه خواهد داشت.

حسین‌زاده (۱۳۹۶) در مطالعه‌ی خود به بررسی رابطه میان رشد اقتصادی و توزیع درآمد در کشورهای منطقه منا طی دوره۲۰۱۴-۱۹۹۴ و با استفاده از روش دوربین فضایی[1] بر مبنای مطالعه لی و همکاران[2](۲۰۱۳) پرداخته است. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد رشد اقتصادی دارای تاثیر مثبت و معنی‌دار بر نابرابری توزیع درآمد بوده در حالی که مجذور رشد اقتصادی دارای تاثیر منفی و معنی‌دار بر نابرابری توزیع درآمد دارد. همچنین سرمایه انسانی دارای تاثیر مثبت و معنی‌دار بر نابرابری توزیع درآمد داشته و تراکم جمعیت نیز نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد. نتایج حاصل از آزمون وابستگی فضایی نیز حاکی از وجود رابطه فضایی میان متغیرهای مدل مورد بررسی است

بخش سوم: روش شناسی

مطالعه حاضر از لحاظ نتایج، از نوع تحقیقات کاربردی بوده و از لحاظ روش تجزیه و تحلیل از نوع تحقیقات تحلیلی است. آمار و اطلاعات مورد نیاز تحقیق، به روش اسنادی یا کتابخانه ای جمع‌آوری شده است. جامعه آماری پژوهش حاضر، منتخب استان‌های ایران و محدوده زمانی مورد بررسی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۶ است. آمار و اطلاعات مربوط به متغیرهای تحقیق شامل ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری درآمد، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه به عنوان رشد اقتصادی از سالنامه‌های آماری استان‌های ایران استخراج شده است. نرم افزارهای مورد استفاده در این مطالعه نیز ۵ **TSP**، ۱۶ **GAUSS** و ۱۵**STATA** خواهد بود.

در این پژوهش با استفاده از رویکرد علیت گرنجری کونیا (۲۰۰۶) رابطه علی بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی بررسی شده است. تاکنون مطالعه ای در استان‌های ایران با استفاده از روش‌های اقتصاد سنجی بر مبنای علیت گرنجری بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی با

[1] Durbin Model Spatial

[2] Lee and et al

رویکرد بوت استرپ انجام نگرفته است. بنابراین نوآوری تحقیق حاضر از لحاظ جامعه آماری و روش اقتصاد سنجی مورد استفاده می‌باشد.

بند اول: آزمون علیت گرنجری مبتنی بر بوت استرپ

برای آزمون جهت علیت در داده‌های پانلی از رویکرد کونیا(۲۰۰۶)، استفاده کرده‌ام. که مبتنی بر رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط **(SUR)** و آزمون‌های والد با مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص هراستان است، می‌باشد.روش علیت پانلی که توسط (**Konya,**۲۰۰۶) ارائه شده، یک سیستم شامل دو مجموعه از معادلات به صورت زیر است:

$$y_{1,t} = \alpha_{1,1} + \sum_{l=1}^{mly_1} \beta_{1,1,l} y_{1,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_1} \gamma_{1,1,l} x_{1,t-l} + \varepsilon_{1,1,t}$$

(۱)

$$y_{2,t} = \alpha_{1,2} + \sum_{l=1}^{mly_1} \beta_{1,2,l} y_{2,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_1} \gamma_{1,2,l} x_{2,t-l} + \varepsilon_{1,2,t}$$

$$y_{N,t} = \alpha_{1,N} + \sum_{l=1}^{mly_1} \beta_{1,N,l} y_{N,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_1} \gamma_{1,N,l} x_{N,t-l} + \varepsilon_{1,N,t}$$

و

$$X_{1,t} = \alpha_{2,1} + \sum_{l=1}^{mly_2} \beta_{2,1,l} y_{1,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_2} \gamma_{2,1,l} x_{1,t-l} + \varepsilon_{2,1,t}$$

$$X_{2,t} = \alpha_{2,2} + \sum_{l=1}^{mly_2} \beta_{2,2,l} y_{2,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_2} \gamma_{2,2,l} x_{2,t-l} + \varepsilon_{2,2,t}$$

(۲)

$$X_{N,t} = \alpha_{2,N} + \sum_{l=1}^{mly_2} \beta_{2,N,l} y_{N,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_2} \gamma_{2,N,l} x_{N,t-l} + \varepsilon_{2,N,t}$$

رابطه‌های ۱و۲ داراب دو ویژگی متمایز است: اولا، هر معادله در سیستم‌های ۱ و۲، دارای متغیرهای از پیش تعیین ششده مختلف هستند و جملات خطا ممکن است یک همبستگی مقطعی داشته باشند، از این رو این مجموعه معادلات سیستم **VAR**[1] نیست، بلکه این مجموعه یک سیستم **SUR** است. ثانیاً: ازآنجاکه مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص هر استان مورد استفاده قرار می‌گیرد، نیازی نیست که متغیرهای سیستم پایا باشند و این دلالت بر این دارد که متغیرها بدون در نظر گرفتن ویژگی‌های سری زمانی آن‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرند. با انجام آزمون علّیت گرنجر در این سیستم:

۱. چنانچه تمام $\boldsymbol{\gamma_{1,i}}$ ها از نظر آماری غیر صفر و تمام $\boldsymbol{\beta_{2,i}}$ ها در رابطه (۴-۳) از نظر آماری صفر باشند، علّیت یک‌طرفه از **x** به **y** خواهیم داشت.

۲. چنانچه تمام $\boldsymbol{\gamma_{1,i}}$ ها از نظر آماری صفر و تمام $\boldsymbol{\beta_{2,i}}$ ها در رابطه (۴-۳) از نظر آماری غیر صفر باشند، علّیت یک‌طرفه از **y** به **x** خواهیم داشت. اگر تمام $\boldsymbol{\gamma_{1,i}}$ ها و $\boldsymbol{\beta_{2,i}}$ ها از نظر آماری غیر صفر و معنادار باشند، علّیت دوطرفه یا یک جریان بازخورد بین **x** و **y** خواهیم داشت.

۳. اگر تمام $\boldsymbol{\gamma_{1,i}}$ ها و $\boldsymbol{\beta_{2,i}}$ ها از نظر آماری غیرصفر و معنادار نباشند، هیچ رابطه علّی بین **x** و **y** وجود ندارد و دو متغیر مستقل خواهند بود.

۴. اگر تمام $\boldsymbol{\gamma_{1,i}}$ ها و $\boldsymbol{\beta_{2,i}}$ ها از نظر آماری غیرصفر و معنادار نباشند، هیچ رابطه علّی بین **x** و **y** وجود ندارد و دو متغیر مستقل خواهند بود.

روش مناسب برای برآورد رابطه‌های ۱و۲ به ویژگی‌های جملات خطا بستگی دارد. اگر هیچ‌گونه وابستگی مقطعی در میان استان‌ها وجود نداشته باشد، می‌توان معادلات به‌طور مستقل

[1]. Vector Autoregressive

یک به یک با روش **(OLS)** تخمین زده شوند، در نتیجه **OLS** بهترین برآوردگر غیر خطی است. ولی با وجود همبستگی هم زمان در میان اعضای پانل، روش **OLS** ناکارآمد است و تخمین‌زن رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط **(SUR)** کاراتر از تخمین‌زن های **OLS** هستند (کونیا، ۲۰۰۶).

پیش از تخمین باید تعداد وقفه‌ها مشخص شود. تعیین درست وقفه‌ها یک گام اساسی است، زیرا نتایج آزمون علیت، به ساختار وقفه‌ها وابسته است. به طور کلی، اگر طول وقفه انتخابی، کمتر از طول وقفه واقعی باشد، به مفهوم این است که برخی از متغیرهای مهم از مدل حذف شده‌اند که این موجب ایجاد اریب در ضرایب رگرسیون خواهد شد و اگر طول وقفه انتخابی بیشتر از طول وقفه واقعی باشد، وقفه‌های اضافی در مدل سبب افزایش خطاهای استاندارد ضرایب برآورد شده و تخمین‌های ناکارا می‌شوند. در یک پانل نسبتاً بزرگ تغییر ساختار وقفه بار محاسباتی را افزایش می‌دهد. متأسفانه، قانون مشخصی در مورد تعیین حداکثر وقفه وجود ندارد اگرچه معیارها و ضوابطی وجود دارد که از آن‌ها می‌توان برای تعیین حداکثر وقفه استفاده کرد از جمله آماره‌های آکائیک **(AIC)** و شوآرزبیزین **(SC)**. در هر سیستم حداکثر وقفه‌های متفاوتی برای **X** و **Y** در یک زیر بخش اعمال می‌شوند و در میان زیر بخش‌های مختلف این وقفه‌ها متفاوت خواهند بود. با فرض آنکه دامنه این وقفه‌ها ۱ تا ۴ است، (۱) و (۲) را برای هر زوج ممکن $\boldsymbol{mlx_1}$ ، $\boldsymbol{mly_1}$ و $\boldsymbol{mlx_2}$ و $\boldsymbol{mly_2}$ برآورد و ترکیباتی انتخاب می‌شوند که آماره‌های آکائیک[۱] **(AIC)** و شوآرزبیزین[۲] **(SC)** را حداقل کند. مطابق با روش کونیا، در نظرگرفتن حداکثر وقفه‌های متفاوت برای کشورها باعث پیچیدگی محاسبات خواهد شد به همین دلیل برای کشورها یکسان در نظر گرفته‌ایم و فقط برای متغیرها حداکثر وقفه تعیین کرده‌ایم. (کونیا، ۲۰۰۶).

$$\boldsymbol{AIC_k = LN|W| + \frac{2N^2{}_q}{T}}$$

۱. Akaike Information Criterion
۲. Schwartz Criterion

(۳)

و

$$SC_k = LN|W| + \frac{N^2 Q}{T} + LN(T)$$

در روابط فوق، **W** ماتریس کوواریانس باقیمانده تخمین زده شده، **N** تعداد معادلات، **q** تعداد ضرایب هر معادله و **T** اندازه نمونه کل در ۱،۲ **=k** است.

برای آزمون همبستگی مقطعی در میان اعضای پانل فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی مقطعی و فرضیه جایگزین همبستگی مقطعی می‌باشد. آزمون همبستگی مقطعی معادل آزمون همبستگی همزمان جملات خطا در سیستم‌های توصیف شده در (۱) و (۲) است. در صورت رد فرضیه صفر استفاده از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط **(SUR)** منجر به افزایش کارایی نسبت به روش **OLS** خواهد شد (کونیا، ۲۰۰۶)

(۵)

$$\lambda = T \sum_{i=2}^{N} \sum_{j=1}^{i-1} r^2{}_{ij}$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

چون تمام استان‌ها به طور هم‌زمان باهم درنظر گرفته شده‌اند، بنابراین، امکان وجود همبستگی مقطعی در میان اعضای پانل وجود دارد. با استفاده ازآزمون‌های والد با مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص هر استان به بررسی علّیت گرنجر از **x** به **y** در رابطه (۱) پرداخته می‌شود. بوت استرپ اساساً یک روش بازنمونه‌گیری است. به خاطر سادگی، بر روی آزمون علّیت از **x** به **y** در سیستم رابطه (۱) تمرکز می‌کنیم. یک فرآیند مشابه نیز در رابطه (۲) برای بررسی جهت علّیت از **x** به **y** به کاربرده می‌شود. فرآیند تولید نمونه‌های بوت استرپ و مقادیر بحرانی خاص هر استان شامل چهار گام زیر است:

گام اول: تخمین معادلات سیستم (۱) تحت فرضیه صفر که هیچ علیتی از **x** به **y** وجود ندارد (با اعمال محدودیت $\boldsymbol{\gamma_{1,i,l} = 0}$ برای تمام $\boldsymbol{l}$ ها (استان‌ها) و **i** ها (وقفه ها))، باقیمانده‌ها[1] را به دست می‌آوریم:

$$\boldsymbol{e_{H0,i,t} = y_{i,t} - \hat{\alpha}_{1,i} + \sum_{l=1}^{mly_1} \hat{\beta}_{1,i,l} y_{i,t-l} \quad for\ i = 1, \dots, N\ and\ t = 1, \dots, T} \qquad (۹-۴)$$

از این باقیمانده‌ها، ماتریس $\boldsymbol{\left[e_{H0,i,t}\right]_{N\times T}}$ را به دست می‌آوریم.

گام دوم: این باقیمانده‌ها را بازنمونه‌گیری می‌کنیم. برای حفظ همبستگی مقطعی همزمان در جملات خطا در سیستم (۱)، باقیمانده‌ها را برای هر استان به صورت یکی-یکی ترسیم نمی‌کنیم، بلکه یک ستون کامل از ماتریس $\boldsymbol{\left[e_{H0,i,t}\right]_{N\times T}}$ را در یک زمان به طور تصادفی انتخاب می‌کنیم. باقیمانده‌های بوت استرپ انتخاب شده را به‌صورت $\boldsymbol{e^*_{H0,i,t}}$ نشان می‌دهیم که $\boldsymbol{t = 1, \dots, T^*}$ و $\boldsymbol{T^*}$ می‌تواند از $\boldsymbol{T}$ بزرگ‌تر باشد.

گام سوم: دوباره با فرض آنکه هیچ‌گونه علیتی توسط $\boldsymbol{X}$ وجود ندارد، نمونه استرپ $\boldsymbol{Y}$ را با استفاده از فرمول زیر تولید می‌کنیم:

$$\boldsymbol{y^*_{i,t} = \hat{\alpha}_{1,i} + \sum_{l=1}^{mly_1} \hat{\beta}_{1,i,l}\, y^*_{i,t-1} + e^*_{H0,i,t} \qquad t = 1, \dots, T^*} \qquad (۷)$$

گام چهارم: $\boldsymbol{y^*_{i,t}}$ را جایگزین $\boldsymbol{y_{i,t}}$ کرده و سیستم معادلات رابطه (۱) را بدون اعمال هیچ‌گونه محدودیت پارامتری بر روی آن تخمین می‌زنیم، سپس آزمون والد را برای هر استان به طور جداگانه برای بررسی فرضیه صفر یعنی عدم علیت، انجام می‌دهیم.

[1]. Residuals

گام پنجم: در این مرحله گام‌های ۲ تا ۴ چندین بار تکرار می‌شوند تا توزیع‌های تجربی آماره‌های آزمون والد به دست آید. آنگاه مقادیر بحرانی بوت استرپ با انتخاب صدک مناسب از این توزیع‌های نمونه‌ای تولید می‌شود. در این گام، ممکن است توزیع نمونه‌ای بوت استرپ برای هر آماره آزمون از ۱۰ هزار بار تکرار به دست می‌آید.

بخش چهارم: آزمون‌های همبستگی مقطعی

برای انجام آزمون‌های همبستگی مقطعی می‌توان ازآماره ضریب لاگرانژ زیر که توسط بروش- پاگان (۱۹۸۰) ارائه شده، استفاده کرد.

$$CD_{BP} = T\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\hat{p}_{ij} \qquad (۸)$$

که در آن $\hat{p}_{ij}$ ضریب همبستگی جفت پیرسون از جملات پسماندهای معادله رگرسیونی رابطه زیر است:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + u_{it} \qquad (۹)$$

تحت فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همبستگی مقطعی ؛ با یک مقدار ثابت N و $T \longrightarrow \infty$، CD_{BP} به طور مجانبی دارای توزیع X^2 با $N(N-1)/2$ درجه آزادی است.هرگاه CD محاسباتی در یک سطح معنا داری معین از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندار بیشتر باشد، درآن صورت فرضیه صفر رد و وابستگی مقطعی نتیجه خواهد شد (هویس و سارافیدیس[1]، ۲۰۰۶).

پسران(۲۰۰۴) نشان داد که آزمون CD_{BP} وقتی $N \longrightarrow \infty$ قابل اجرا و اعمال نست. برای غلبه بر این مشکل می‌توان از آماره ضریب لاگرانژ که توسط پسران(۲۰۰۴) برای همبستگی مقطعی ارائه شده است. استفاده کرد.

$$CD_{lm} = \sqrt{1/N(N-1)}\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{i+1}^{N}(T\hat{p}_{ij}^2 - 1) \qquad (۱۰)$$

[1] Hoyose &Sarafidis

تحت فرضیه صفر عدم وجود وابستگی؛ با $T \longrightarrow \infty$ و $N \longrightarrow \infty$ آزمون **CD** به طور مجانبی دارای توزیع نرمال استاندارد است. با انجام آزمون‌های همبستگی مقطعی بیان شده، اگر آماره محاسباتی از مقادیر بحرانی جدول بزرگتر باشد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همبستگی همزمان رد می‌شودواگر آماره محاسباتی از ارزش بحرانی جدول کوچکتر باشد فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد. در عمل برای بدست آوردن آماره آزمون باید مقادیر هریک از معادلات را به روش **OLS** تخمین زده و پس از محاسبه ضرایب همبستگی در رابطه بالا قرار داد این که مناسب ترین آزمون برای هر تحقیق کدام است بستگی به تعداد مقاطع و سری‌های زمانی دارد. چنانکه تعداد سری‌های زمانی از مقاطع کمتر باشد، ازمون استقلال مقطعی پسران مناسب است در صورتی که تعداد سری‌های زمانی از مقاطع بیشتر باشد، آزمون وابستگی به روش بروش-پاگان مناسب است(پسران،۲۰۰۴).

بند اول: آزمون ناهمگنی ضرایب

به منظور انجام آزمون ناهمگنی بین اعضای پانل ازازمون ارائه شده توسط پسران و یاماگاتا(۲۰۰۸) که به آن ازمون دلتا نیز گفته می‌شود استفاده شده است. فرضیه صفر این ازمون یکسان بودن شیب برای تمامی اعضای پانل است و فرضیه متقابل آن، عدم یکسان بودن شیب است. آماره این آزمون به صورت زیر است.

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N}\left(\frac{N^{-1}\overline{S}-K}{\sqrt{2K}}\right) \qquad \mathbf{N(0,1)} \qquad (11)$$

در رابطه فوق **K** تعداد ضرایب تخمین زده شده است و $\overline{S}$ از طریق زیر بدست می‌آید:

$$\overline{S} = \sum_{i=1}^{N}(\widehat{\beta}_i - \frac{\grave{X}_i M_\tau X_i}{\tilde{\sigma}_i^2}(\widehat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE}) \qquad (12)$$

$\tilde{\beta}_{WFE})$

که در آن $\widehat{\beta}_i$ و $\tilde{\beta}_{WFE}$ به ترتیب تخمین زن **OLS** تلفیقی و تخمین‌زن تلفیقی اثرات ثابت وزنی β_i از معادله (۶)، M_τ ماتریس شناسایی و $\tilde{\sigma}_i^2$ تخمین‌زن σ_i^2 است. باید به این نکته توجه داشت این آزمون در صورتی معتبر می‌باشد که پانل بسیار گسترده باشد.

بند دوم: یافته‌ها

درابتدا، آزمون‌های هبستگی مقاطع **CD** پسران (۲۰۰۴) و $\tilde{\Delta}$ پسران ویاماگاتا (۲۰۰۸) انجام شده و نتایج این آزمون‌ها در جدول‌های ۱و۲ آمده است. باتوجه به مقدار آماره این آزمون‌ها و مقادیر بحرانی آن‌ها که از توزیع نرمال برخوردار است، وابستگی و عدم وابستگی و عدم تجانس بین اعضای پانل در تحقیق حاضر نتیجه‌گیری می‌شود. بنابراین لزوم استفاده از آزمون-های علیت گرنجری پانلی ارائه شده توسط کونیا (۲۰۰۶) در این تحقیق تأیید می‌شود. براساس نتایج جدول (۱)، فرضیه صفر مبنی بر نبود وابستگی رد و وابستگی بین مقاطع نتیجه‌گیری می-شود و همچنین براساس نتایج جدول (۲)، فرضیه صفر مبنی بر یکسان بودن شیب تمام مقاطع رد نشده است. بنابراین تجانس (همگنی) بین اعضای نمونه نتیجه‌گیری می‌شود.

جدول (۱): نتایج آزمون‌های همبستگی بین مقاطع

	LM بروش و پاگان		LM_{adj} پسران		***CD*** تست پسران	
	آماره	**Prob**	آماره	**Prob**	آماره	**Prob**
Income→GDP	۱۵۸	/۰۰۰ ۰	۴۲/۰۷	/۰۰۰ ۰	۱۲/۴	/۰۰۰ ۰
GD→Income	۷۹/۴۷	/۰۰۰ ۰	۱۶/۵۶	/۰۰۰ ۰	۸/۳۹۷	/۰۰۰ ۰

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۲): نتایج تجانس (همگنی) بین اعضای پانل

	Δ		$\tilde{\Delta}$	
	آماره	Prob	آماره	Prob
Income→GDP	-۲/۴۵۵	۰/۹۹۳	-۲/۷۴۵	۰/۹۹۷
GDP→Income	-۰/۸۵۱	۰/۸۰۳	-۰/۹۵۲	۰/۸۲۹

منبع: یافته‌های تحقیق

انجام آزمون علیت گرنجری پانلی ارائه شده توسط کونیا (۲۰۰۶)، مستلزم تعیین طول وقفه بهینه بین متغیرهای مدل است. نتایج تعیین طول وقفه بهینه بین متغیرهای مدل در هر یک از استان‌ها با استفاده از معیار شوارتز **(SC)** با حداکثر طول وقفه ۴ انجام شده است.

بعد از تعیین وقفه لازم، آزمون رابطه علیت گرنجری تلفیقی کونیا (۲۰۰۶) انجام شده و نتایج آن درجداول ۳، ۴ آمده است. با توجه به مقدار آماره والد و مقادیر بحرانی بوت استرپ (که برای هر استان متفاوت است)، فرضیه‌های صفر (عدم علیت گرنجری درآن استان) آزمون می‌شوند. چنانچه مقدار آماره والد به دست آمده برای استانی از مقادیر بوت استرپ آن استان بزرگتر باشد، فرضیه صفر رد و فرضیه مقابل آن یعنی پذیرش علت گرنجری درآن استان تایید می‌شود و برعکس. با توجه به این توضیحات به تشریح نتایج دست آمده می‌پردازیم.

جدول (۳): نتایج آزمون علیت کونیا (۲۰۰۶)

فرضیه صفر: نابرابری توزیع درآمد علت گرنجری GDP نیست.

استان	آماره والد	مقادیر بحرانی بوت استرپ		
		۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد

زنجان	۴/۴۹۵	۱۵/۸۶۳	۲۷/۳۳۹	۵۴/۶۶۶
یزد	۲/۷۶۹	۱۵/۶۱۸	۲۲/۶۱۴	۳۸/۲۹۰
آذربایجان غربی	**15/612***	۱۳/۱۸۴	۲۰/۳۷۵	۴۰/۲۸۵
سیستان و بلوچستان	**27/330****	۱۷/۳۱۹	۲۶/۹۶۳	۵۱/۷۰۴
سمنان	۰/۱۵۳	۱۳/۸۹۰	۲۱/۸۲۲	۵۰/۵۸۷
قم	۱۲/۶۷۵	۱۸/۵۳۲	۲۷/۸۹۶	۶۰/۹۵۸
قزوین	۷/۸۱۰	۱۸/۸۰۸	۳۰/۵۹۶	۷۶/۰۸۲

توضیحات: *، ** و *** معناداری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول ۳ که به بررسی فرضیه صفر مبنی بر اینکه نابرابری درآمدی علت گرنجری رشد اقتصادی نیست، می‌پردازد مقدار آماره والد به‌دست آمده برای استان‌های زنجان، یزد، سمنان، قم، قزوین در تمامی سطوح احتمال ۱، ۵ و ۱۰ درصد کوچک تر از مقادیر بوت استرپ خاص این استان‌هاست. این به آن معناست که فرضیه صفر نابرابری درآمدی علت گرنجری رشد اقتصادی نیست، برای این استان‌ها پذیرفته می‌شود. این در حالی است که مقدار آماره والد به دست آمده برای استان آذربایجان غربی در سطح ۱ درصد و در استان سیستان بلوچستان در سطح ۱و ۵ دصد از مقادیر بوت استرپ خاص آن‌ها بزرگتر بوده

بنابراین وجود رابطه علیت از سمت نابرابری درآمدی به رشد اقتصادی در این استان‌ها پذیرفته می‌شود.

جدول (۴): نتایج آزمون علیت کونیا (۲۰۰۶)

فرضیه صفر: GDPعلت گرنجری نابرابری توزیع درآمد نیست.

استان	آماره والد	مقادیر بحرانی بوت استرپ		
		۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد
زنجان	۰/۴۷۴	۶/۷۵۸	۱۰/۲۳۹	۲۰/۴۳۵
یزد	**24/09****	۱۱/۳۴۶	۱۷/۰۱۲	۳۱/۱۳۲
آذربایجان غربی	۳/۹۵۷	۱۰/۴۶۲	۱۵/۴۱۸	۳۳/۸۰۹
سیستان و بلوچستان	۶/۶۶	۱۳/۲۷۳	۱۹/۰۰۲	۳۷/۸۵۶
سمنان	**20/972*****	۷/۸۸۸	۱۱/۵۶۱	۱۹/۳۳۵
قم	**20/241****	۹/۴۸۴	۱۴/۹۳۷	۲۴/۲۶۸
قزوین	**53/087*****	۸/۱۰۲	۱۲/۷۳۸	۲۶/۳۷۴

توضیحات: *، ** و *** معناداری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

بر اساس نتایج جدول ۴ که به بررسی فرضیه صفر مبنی بر اینکه رشد اقتصادی علت گرنجری نابرابری درآمدی نیست، می‌پردازد مقدار آماره والد به‌دست آمده برای استان‌های سمنان و قزوین در سطوح احتمال ۱، ۵ و ۱۰ درصد بزرگتر از مقادیر بوت استرپ خاص هر استان است. بنابراین وجود رابطه علی از سمت رشد اقتصادی به نابرابری درآمدی در این استان‌ها در تمامی سطوح پذیرفته می‌شود. . همچنین، مقدار آماره والد به دست آمده برای استان‌هایی یزد و قم از مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص هر استان در سطوح ۱ و ۵ درصد بزرگتر از مقادیر بوت استرپ خاص هر استان است. بنابراین، وجود رابطه علیت از سمت رشد اقتصادی به نابرابری درآمدی در استان‌های یزد و قم در سطح احتمال۱و۵ درصد پذیرفته می‌شود. این در حالی است که مقدار آماره والد به دست آمده برای استان های زنجان، سیستان و آذربایجان غربی در تمامی سطوح احتمال ۱، ۵ و ۱۰ درصد کوچک تر از مقادیر بوت استرپ خاص این استان‌هاست. این به آن معناست که فرضیه صفر رشد اقتصادی علت گرنجری نابرابری درامدی نیست، برای این استان‌ها پذیرفته می‌شود. همچنین برای استان‌های دیگر از جمله یزد و قم در سطوح احتمال۱۰ درصد از مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص آن‌ها کوچک‌تر است. این به آن معناست که فرضیه صفر علت گرنجری نابرابری درآمدی نیست، برای این استان‌ها پذیرفته می‌شود.

نتیجه گیری

هدف اصلی این مقاله، بررسی وجود رابطه علی بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی در منتخب استان‌های ایران طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۹۸ بوده است. به این منظور از متغیر ضریب جینی و رشد اقتصادی استفاده شده است. از آنجا که وجود وابستگی مقطعی و عدم تجانس بین اعضای نمونه محتمل به نظر می‌رسید، از آزمون‌های همبستگی مقطعی پسران(۲۰۰۴) و آزمون ناهمگنی بین اعضای پانل پسران و یاماگاتا(۲۰۰۸) استفاده شده است. پس از تایید وابستگی مقطعی و عدم یکسان بودن شیب بین اعضای پانلُ به منظور تخمین رابطه علیت بین متغیرهای مدل از روش کونیا (۲۰۰۶) که وابستگی و ناهمگنی بین مقاطع را در نظر می گیرد و مبتنی بر

رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط(**SUR**) و آزمون‌های والد با مقادیر بوت استرپ خاص هر استان است، استفاده شده است. نتایج این پژوهش به صورت خلاصه در جدول ۵ ارائه شده است. در این جدول علامت ✓ نشان‌دهنده وجود رابطه علیت از طرف نابرابری درآمدی به سمت رشد اقتصادی یا از طرف رشد اقتصادی به سمت نابرابری درآمدی و علامت ○ نشان-دهنده عدم وجود علیت بین نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی است.

جدول حاکی از وجود رابطه علیت یک طرفه از سمت رشد اقتصادی به نابرابری درآمدی در استان‌های یزد، سمنان، قم و قزوین و عدم وجود رابطه علیت از بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمد برای استان‌زنجان و وجود رابطه‌ی علیت یک طرفه از سمت نابرابری درآمدی به رشد اقتصادی در استان‌های آذربایجان غربی و سیستان و بلوچستان است. این نتایج توصیه-های سیاستی مهمی در زمینه رابطه رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی برای استان‌های منتخب شامل زنجان، یزد، آذربایجان غربی، سیستان و بلوچستان، سمنان، قم و قزوین است.

در زنجان هیچ رابطه‌ی معناداری بین نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی وجود ندارد. که نشان می‌دهد نابرابری درآمدی علت رشد اقتصادی نیست. ولی در سایر استان‌ها یک رابطه‌ی علی یک‌طرفه‌ای بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی وجود دارد.

در حالت کلی می‌توان عنوان کرد که رشد اقتصادی رابطه ای متقابل، تفکیک ناپذیر و پیچیده با توزیع درآمد دارد. ارتباط متقابل ازآن جهت که هم رشد اقتصادی بر توزیع در آمد اثر داشته است و هم توزیع درامد بر رشد اقتصادی اثر خواهد گذاشت، تفکیک ناپذیری از آن جهت که نمی‌توان رشد را بدون اثرات توزیعی و توزیع درآمد را بدون اثر آن بر رشد مورد بررسی قرار داد، پیچیده از آن جهت که پارامترهای بسیاری مانند متغیرهای اقتصادی، سیاسی، نهادی و غیره بر روابط آن‌ها تاثیر میگذارند(صادقی و همکاران ۱۳۸۸).

جدول (۵): نتایج جهت علیت بین نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی در منتخب استان‌های ایران

کشور	زنجان	یزد	آذربایجان غربی	سیستان و بلوچستان	سمنان	قم	قزوین
علیت از نابرابری درآمدی به رشد اقتصادی	○	○	✓	✓	○	○	○
علیت از رشد اقتصادی به نابرابری درآمدی	○	✓	○	○	✓	✓	✓

منبع: یافته‌های تحقیق

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع و مآخذ

ابریشمی، حمید، مهرآرا، حسین و خطابخش، پریسا (۱۳۸۴). بررسی رابطه رشد و توزیع درآمد در ایران. پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی۵(۱۷):۵۲-۱۳.

زینالی، آیسان(۱۳۹۱). بررسی رابطه بین تورم، نابرابری درآمد و رشد اقتصادی. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه اورمیه.

سلمانی، بهزاد و بیژن، طاهره (۱۳۹۰). نابرابری درآمد، باز بودن تجاری و رشد اقتصادی در ایران. پژوهشنامه اقتصاد کلان،۸(۱۶) ۱۲۰-۱۱۰.

موتمنی، مانی(۱۳۹۴). بررسی اثر نوسانات رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد در ایران با استفاده از رگرسیون هم جمعی کانونی. دوفصلنامه جستارهای اقتصادی در ایران، ۱۲(۱۶۳)،۱۷۹-۱۶۳.

موسوی جهرمی، یگانه، خدادادکاشی، فرهاد و موسوی پوراحمدی، عالمه (۱۳۹۳). ارزیابی عوتمل موثر بر نابرابری در آمدی در جامعه. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۹(۶۱) ۱۴۷-۱۱۷.

حسینی، سیده مریم و نجفی، سید عباس (۱۳۸۸). توزیع درآمد در مناطق روستایی و شهری ایران (۱۳۶۳-۱۳۸۶). مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی، ۱(۳)، ۱۶۵-۱۴۷.

حسین زاده، هدایت(۱۳۹۶) تاثیر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد در کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا: رهیافت اقتصاد سنجی فضایی. پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی،۸۲(۲۵)، ۲۶۰-۲۳۳.

صادقی،حسینی، باسخا، مهدی، شقاقی شهری، وحید(۱۳۸۸). رابطه رشد اقتصادی با فقر و نابرابری درآمدی در کشورهای درحال توسعه.رفاه اجتماعی،۳۳(۹)،۴۴-۲۷

نیلی، مسعود و فرح بخش، علی (۱۳۷۷). ارتباط رشد اقتصادی و توزیع درآمد. مجله برنامه و بودجه ۳۴(۳۵)، ۱۵۴-۱۲۱.

Hsing, Y. (**2005**). "Economic growth and income inequality: The Case of The US". *International Journal of Social Economics*, **32(7), 639–647.**

Hung, H., Fang, W., Miller, S. & Yeh, C. (**2015**). "The effect of growth volatility on income inequality". *Economic modelling*, **45, 212-222.**

Kuznets, S. (**1955**). Economic growth and income inequality, *The American Economic Review*,**45(1),1-28.**

Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (**2008**). Testing slope homogeneity in large panels. Journal of econometrics, **142(1), 50-93.**

Qin, Y., & Zhou, Y. (**2009**). Urbanization and income inequality of China's total residents: The test of Kuznets's inverted-U Hypothesis, *Journal of business and policy research*, **4(1), 99-110.**

Saintpaul, G., & Verdier, T. (**1996**). Inequality, redistribution and growth: A challenge to the conventional political economy approach, *European economic review*, **40(5), 719-728.**