ISSN (Print): 2008-6407 ISSN (Online): 2423-7248

Research Paper

Relationship between Growth and Income Distribution - In Rural Areas of Iran With Spatial Panel Approach

Fazel Ghobeyshavi[1*], Ahmad Akbari[2], Amir Dadrasmoghadam[3], Mahdi Safdari[4], Ali Sardar Shahraki[4]

1- Ph.D. Student, Department of Agricultural Economics, Faculty of Management and Economics, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran.
2- Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Management and Economics, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran.
3- Assistant Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Management and Economics, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran.
4- Associate Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Management and Economics, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran.

Received: 2021/07/19
Accepted: 2021/12/19
PP:17-27

Use your device to scan and read the article online

DOI: 10.30495/JAE.2023.28497.2264

Keywords:
Economic Growth, Income Inequality, Rural Areas, Spatial Panel, Kuznets Curve.

Abstract

Introduction: Considering the effect of income distribution on poverty and economic well-being of villagers, knowledge of the factors affecting how income is distributed in rural areas of the country will be necessary to formulate poverty alleviation policies. Economic growth is recognized as one of the factors influencing the income distribution pattern.

Materials and Methods: In this study, using composite data in the Kuznets hypothesis curve, the relationship between economic growth and income inequality in rural areas of Iran has been investigated using the Spatial panel approach during the period 2011-2019.

Findings: The results of the study indicate the existence of spatial over, so that in this study the effect of spatial economic growth (GDP per capita) is a positive and significant relationship with the rural Gini coefficient in the provinces of Iran. However, the effect of the Spatial over of the economic growth space of the agricultural sector (value added of the agricultural sector) has had a negative and significant effect on the rural Gini coefficient in the provinces of Iran. The results also show that there is an inverse U-shaped relationship between agricultural sector growth and income distribution. Therefore, Kuznets hypothesis is confirmed in rural areas of Iran.

Conclusion: It is suggested that given that economic growth has not been justice-oriented and poor growth based on the distribution of incomes in rural areas of the provinces, in order to improve income distribution in rural areas of the country, economic policies should be in line with accelerating the growth of agriculture.

Citation: Ghobeyshavi F, Akbari A, Dadrasmoghadam A, Safdari M, Mahdi S. Relationship between Growth and Income Distribution - In Rural areas of Iran With Spatial Panel Approach: Journal of Agricultural Economics Research. Spring Issue; 2023:17-27

⁎ **Corresponding Author:** Fazel Ghobeyshavi
Address: PhD student, Department of Agricultural Economics, Faculty of Management and Economics, University of Sistan and Baluchestan
Tell: 00989160958791
Email: Fazel_1367@pgs.usb.ac.ir

Extended Abstract

Introduction

The relationship between economic growth and income distribution because of its importance and its role in the issue of social justice, as well as these two indicators in examining the economic performance of governments is one of the important issues that are always considered by economic policymakers. Evaluating and identifying how the relationship between economic growth and income distribution is necessary for policymaker (1).

In addition, there is always a concern about this issue that should we accept the Inequality in incomes in society, in order to obtain the economic growth? And does the improvement of income distribution has decreasing effect on economic growth? Therefore, determining the relation between the distribution of income and economic growth is very important. In this regard, Simon Kuznets wrote an article in 1955.

Entitled, economic growth and income inequality presented this hypothesis that, in economic development in, at first there will be inequality in income and then it will be constant in a specific level and then it will significantly decrease. This process is known as the Kuznets inverted u curve. As Kuznets believed in economic development as a process of transition from a traditional economy (rural) to the modern economy (urban) that, there will be a bad situation in the first stages of development, because of the difference in income between traditional and modern sectors, there will be a large difference between incomes. In the next stages of the development, due to the employment of people in modern sectors, there will be a lack of human labor in traditional sectors (2).

Given that various previous studies on economic growth and income inequality have been focused on the country and at the urban level. They also used traditional econometric models and time series data to investigate the issue. The innovation of this research in comparison with existing studies is considering the spatial dimension and the problem of spatial heterogeneity between provinces.

Materials and Methods

In this study, first, the stationary test was investigated to prevent false regression. The Levin-Lin-Chou method is used to investigate the static changes in panel data regression in the common root state. The basic premise of this test is that the cross-sectional units are independent of each other. They believe that in composite data, they use the single root test for data that has more power than any section. Spatial econometrics adds spatial space to the function of cross-sectional or hybrid (panel) models. When samples have spatial components, they can be classified as spatial dependence or spatial autocorrelation. Spatial heterogeneity or spatial structure can be explained. Among the advantages of using spatial composite data (panel) are considering the location dimension, limiting the existence of variance inequality, less alignment between variables, more degrees of freedom, and more efficiency and studying the dynamics between variables (3). There are different methods in terms of spatial relationship of the assumed variables in the model. Proximity includes location, economic distance and use of social networks. The proximity method is based on system zero and one. In this method, the areas that have a common border are assigned the number one and the areas that do not have a common border are assigned the number zero (4). After constructing the spatial matrix using terrestrial distances between the provinces and before estimating the spatial regression model, to investigate and ensure the existence of spatial correlation between the studied variables, Moran, Jerry and LM Lag (Robust) diagnostic tests Used. Hypothesis zero shows the spatial independence of the perturbation components. Given the null hypothesis that there is no spatial dependence, I can use the spatial econometrics method. Statistics of Moran, Jerry, and LM Lag (Robust) diagnostic tests are used to determine whether sources are clustered at different levels similar to space or random.

$$I = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}(x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^{n}\sum_{i=1}^{n} w_{ij}} \quad (1)$$

Hypothesis zero shows the spatial dependence of the perturbation composition. Mann-Moran statistic is a test of the correlation space between observations known by the neighboring weight matrix. It weighs each pair through distance functions. In the more formal case, for n locations of changes, Moran's statistics are defined as follows; where Xi and Xj are the observations of the location i and location, and $\bar{x}$ the average values visible in all locations, respectively. The general elements of a spatial weight matrix are the spatial relationship between place i and place j. If the null hypothesis about the lack of spatial correlation is rejected, the spatial correlation is positive (5). This means that in provinces with similar facilities, the data are clustered more spatially than by accident. If the statistic is lower than expected, the spatial correlation itself is negative. The overall spatial set affects the regression equation through dependent variables, error sentences, and explanatory changes, and in the form of spatially interrupted (SAR), spatial error (SEM), public space (SAC), and finally space spatial models. (SDM) is examined.

In this study, initially, the root mean of the variables was investigated by performing the Levin, Lin and Chou stationary test. According to the results of the stationary test, it was shown that all variables are meaningful. Moran, Jerry and LMlag_robust diagnostic tests then confirmed the existence of spatial dependence and spatial model (SDM).

Results and discussion

The results show the estimation of the space spatial model. Spatial investment of logarithm of value added share of agricultural sector and squared of value added of agricultural sector on income index (Gini coefficient) in the provinces of Iran with coefficients of -0.03 and 0.05 negative and positive, respectively, are significant. . That is, by changing the ratio of the logarithm of the value added share of the agricultural sector and the square root of the value added share of the agricultural sector in a province, in addition to affecting the province in question, it also has a Spatial over on neighbors, which provinces can be related. There is no inverse relationship between the spatial o Spatial over to the growth of the agricultural economy and the income inequality index (Gini coefficient) in the provinces of Iran.

The Spatial over of the per capita GDP logarithm (economic growth) has had a positive and significant effect on the logarithm of the rural Gini coefficient, which indicates that the higher the volume of economic activities in the provinces, the province in terms of income index. It will be worse and even this production has affected the rural Gini coefficient index of neighboring provinces.

Conclusions

According to the research findings, the economy has not been justice-oriented and supportive of the poor in order to distribute the incomes of the rural areas of the provinces. Reforming the relations of other economic sectors with the agricultural sector in order to improve the income of more sections of the rural community of the provinces is one of the effective and necessary economic relations. Also, given the positive impact of agricultural development to improve income, economic policies should be in the field of accelerating the growth of the agricultural sector.

شاپا الکترونیکی: ۷۲۴۸-۲۴۲۳ شاپا چاپی: ۶۴۰۷-۲۰۰۸

مقاله پژوهشی

رابطه بین رشد اقتصادی و نابرابری‌درآمدی در مناطق روستایی ایران با استفاده از تکنیک پانل فضایی

فاضل غبیشاوی[۱]، احمد اکبری[۲]، امیر دادرس مقدم[۳]، مهدی صفدری[۴]، علی سردار شهرکی[۴]

۱- دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران.
۲- استاد، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران.
۳- استادیار، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران.
۴- دانشیار، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۴/۲۸
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۹/۲۸
شماره صفحات: ۲۷-۱۷

از دستگاه خود برای اسکن و خواندن مقاله به صورت آنلاین استفاده کنید

DOI: 10.30495/JAE.2023.28497.2264

واژه‌های کلیدی:
رشد اقتصادی، نابرابری درآمد، سریزفضایی، مناطق روستایی، کوزنتس.

چکیده

مقدمه و هدف: با توجه تأثیرگذاری توزیع درآمد بر مقدار فقر و رفاه اقتصادی روستاییان، آگاهی از عوامل مؤثر بر چگونگی توزیع درآمد در مناطق روستایی کشور، برای تدوین سیاست‌های فقرزدایی، ضروری خواهد بود. رشد اقتصادی به عنوان یکی از عوامل تأثیرگذار بر الگوی توزیع درآمد، شناخته شده است.

مواد و روش‌ها: در این پژوهش با استفاده از داده‌های ترکیبی در چارچوب منحنی فرضیه کوزنتس به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی در مناطق روستایی ایران با استفاده از رهیافت پانل فضایی طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۹۰ پرداخته شده است. نوآوری این پژوهش در مقایسه با مطالعات موجود، در نظر گرفتن بعد مکانی و مسئله ناهمسانی فضایی بین استان‌ها می‌باشد.

یافته‌ها: نتایج پژوهش نشان‌دهنده وجود اثرات سرریز فضایی بوده، به گونه‌ای که در این مطالعه اثر سرریز فضایی رشد اقتصادی (تولید ناخالص داخلی سرانه)، رابطه‌ای مثبت و معنی‌داری با ضریب جینی روستایی در استان‌های ایران داشته است، اما اثر سرریز فضایی رشد اقتصادی بخش کشاورزی (ارزش افزوده بخش کشاورزی) تأثیری منفی و معنی‌دار بر ضریب جینی روستایی در استان‌های ایران داشته است. هم‌چنین، نتایج نشان دهنده آن است که فرضیه کوزنتس در استان‌های کشور رشد اقتصادی بخش کشاورزی با توزیع درآمد نه به صورت U وارونه بلکه U شکل است.

بحث و نتیجه‌گیری: پیشنهاد می‌شود با توجه به اینکه رشد اقتصادی بر چگونگی توزیع درآمدهای مناطق روستایی استان‌ها عدالت محور و رشد فقیرگرا نبوده است، بمنظور بهبود توزیع درآمد در مناطق روستایی کشور، می‌بایستی سیاست‌های اقتصادی در راستای تسریع رشد بخش کشاورزی باشد.

* نویسنده مسئول: فاضل غبیشاوی
نشانی: دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران.
تلفن: ۰۹۱۶۰۹۵۸۷۹۱
پست الکترونیکی: Fazel.ghobaishavi@gmail.com

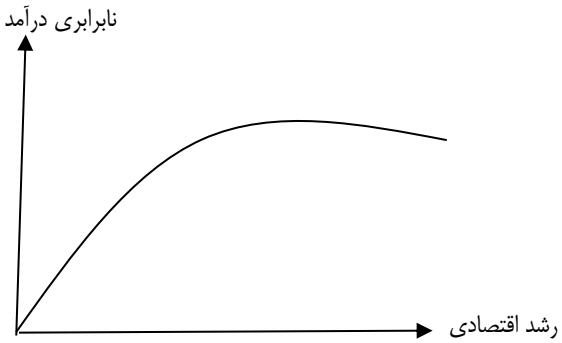
مقدمه

رابطه بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد به دلیل اهمیت و نقش آن در مبحث عدالت اجتماعی و نیز اثرات این دو شاخص در بررسی چگونگی عملکرد توسعه اقتصادی دولت‌ها از موضوعات مهم اقتصادی است که همواره مورد توجه سیاستگذاران قرار گرفته است. اما از جمله سوالاتی که در جواب به آن توافق عمومی وجود ندارد و توجه اقتصاددانان توسعه را به خود جلب کرده، این است که آیا تسریع در رشد اقتصادی منتهی به تغییرات در شاخص‌های نابرابری درآمدی جامعه خواهد شد؟ بهبود نابرابری درآمد روی رشد اقتصادی اثری مثبت یا منفی دارد؟ زیرا سیاست‌گذاران اقتصادی نمی‌توانند از برنامه‌ریزی برای دستیابی به اهداف مشخص برای این دو مؤلفه غافل بمانند. تبیین نظری ارتباط متقابل بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمد، می‌تواند پاسخگوی یکی از پرسش‌های اساسی برنامه‌ریزان اقتصادی، بویژه درکشورهای درحال توسعه باشد به این دلیل که کشورهای مذبور، همواره از سطح پایین درآمد و گستردگی شکاف درآمدی در رنج بوده‌اند. معمولاً هر کشوری می‌تواند با بهبود مسئله تولید، توزیع و تخصیص درآمد، سطح رفاه جامعه خود را افزایش دهد(۲۹). البته موقعی رشد اقتصادی منجر به کاهش فقر و توسعه اقتصادی خواهد شد که منافع حاصل از این رشد به صورت عادلانه میان مردم توزیع شود البته این موضوع بدان معنی نیست که رشد اقتصادی سبب بهبود وضع همه افراد جامعه می‌شود(۲۴). در طرح سامان‌دهی و برنامه‌های توسعه پس از انقلاب، تأکید برکاهش فقر و متمایل بودن کشور به رشد اقتصادی همراه با گسترش عدالت اجتماعی بوده است. با وجود تمام تلاش‌های صورت گرفته، هنوز بسیاری از بررسی‌های انجام‌شده نشان می‌دهد که خانوارهای ایرانی طی دو دهه گذشته به شدت تحت فشارهای اقتصادی بوده‌اند. به طوری که مطالعات در ایران نشان می‌دهد فقر در میان خانوارهای روستایی بسیار بیش‌تر از خانوارهای شهری رواج داشته است(۱۳). برنامه های ضد فقری که به روستا و مسائل روستایی توجهی نداشته باشد، با موفقیت روبرو نخواهد بود. زیرا بسیاری از صاحبنظران بر این باورند که توسعه کشاورزی و روستایی محور اصلی توسعه ملی بوده و توسعه ملی در گرو توسعه روستایی می‌باشد. چرا که ریشه تمامی مشکلات و مسائل عقب ماندگی مثل فقر، نابرابری در حال رشد، رشد سریع جمعیت و بیکاری فزاینده در مناطق روستایی قرار دارد(۲۶).

مناطق روستایی ایران از یک سو، به عنوان سکونت‌گاه حدود ۲۹ درصد از جمعیت کشور و از دیگر سو، به عنوان قطب تولید محصولات کشاورزی شناخته شده است (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۶). تداوم حیات اقتصادی و اجتماعی در مناطق روستایی، تا حدود زیادی تابع الگوی توزیع درآمد و دارایی‌های روستایی است. با توجه تأثیرگذاری توزیع درآمد بر مقدار فقر و رفاه اقتصادی روستائیان، آگاهی از عوامل مؤثر بر چگونگی توزیع درآمد در مناطق روستایی کشور، برای تدوین سیاست‌های فقرزدایی، ضروری خواهد بود. رشد اقتصادی به عنوان یکی از عوامل تأثیرگذار بر الگوی توزیع درآمد، شناخته شده است.

در ادبیات اقتصاد توسعه، آدام اسمیت (۱۷۷۶) موضوع رشد اقتصادی را مطرح نمود و ریکاردو (۱۸۱۷) موضوع توزیع درآمد را مورد بررسی قرار داده، اما ارتباط بین دو موضوع در علم اقتصاد نادیده گرفته شده بود. نخستین مطالعه تجربی در راستا رابطه‌ی رشد و توزیع درآمد توسط سیمون کوزنتس[1] (۱۹۵۵) در مقاله‌ای تحت عنوان رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی این فرضیه را ارائه داد که در مراحل گوناگون توسعه اقتصادی هر کشوری، نابرابری درآمدی ابتدا افزایش یافته، به اوج خود می‌رسد و به تدریج کاهش می‌یابد. این روند بعدا به نام منحنی U معکوس کوزنتس معروف گردید. کوزنتس چون توسعه اقتصادی را به عنوان فرایند گذار از اقتصاد سنتی (روستایی) به اقتصاد نوین (شهری) می‌داند؛ نتیجه می‌گیرد که در مراحل اولیه توسعه، نابرابری درآمدی ابتدا افزایش می‌یابد، چرا که به دلیل اختلاف سطح دستمزد بین بخش‌های سنتی و نوین، تفاوت دستمزدها و در نتیجه چگونگی توزیع درآمد زیاد می‌شود. در مراحل بعدی توسعه به دلیل جذب تعداد بیشتری از شاغلان به بخش نوین، چگونگی توزیع درآمد رو به بهبودی بوده و بدین ترتیب به تدریج با کمیابی نیروی کار در بخش سنتی، سطح دستمزدها نیز در این بخش افزایش پیدا کرده و به سطح دستمزد بخش نوین نزدیک خواهد شد(۱۷).

در ادبیات اقتصادی، فرضیه کوزنتس از لحاظ نموداری بیانگر رابطه‌ای به شکل U وارون بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد است که به صورت نمودار (۱) نشان داده می‌شود.



نمودار ۱- منحنی U وارون فرضیه کوزنتس

منبع: (Arbia & Piras, 2005)

نمودار بالا، بیانگر تابع درجه دومی است که یک نقطه ماکزیمم دارد و تابع ریاضی آن به شکل رابطه (۱) می‌باشد.

$$G = \alpha + \beta_1 Y + \beta_2 Y^2 \qquad (۱)$$

بر اساس معادله درجه دوم بالا، فرضیه توزیع درآمد کوزنتس (U معکوس) زمانی صادق است که اولاً ضرایب β_1 و β_2 معنی‌دار بوده و ثانیاً علامت این ضرایب به ترتیب مثبت و منفی باشد.

[1] Kuznets (1955)

رشد کشاورزی و رشد اقتصادی

یکی از مهم ترین عوامل اقتصادی به وجود آورنده انقلاب صنعتی تغییر در شیوه تولید کشاورزی، در نیمه تخست قرن هجدهم در انگلستان است. تغییر و تحولاتی که در این مدت در بخش کشاورزی انگلستان به وقوع پیوست و بعداً به انقلاب کشاورزی معروف شد موجب گردید تا متوسط مازاد تولیدات کشاورزی به حدود ۵۰ درصد برسد. به بیان دیگر، در حالی که انگلیس در ابتدای قرن هجدهم در صادرات محصولات کشاورزی تقریباً سهمی نداشت، در سال۱۷۵۰با مازاد۲۰۰ هزارتن انبار غله که معادل ۱۵ درصد مصرف سالیانه کشورهای اروپایی در آن زمان بود، انبار غله اروپا خوانده شد. به این ترتیب جامعه انگلیس توانست از بحران‌هایی که باعث از هم گسیختگی اساس زندگی اقتصادی- اجتماعی شده بودند، مصون بماند. در اکثر کشورهای در حال توسعه، بخش کشاورزی با توجه به تجربه رشد اقتصادی کشورهای صنعتی و به دلایل اقتصادی (تأمین منابع مالی و ارزی و تأمین مواد اولیه بخش صنعت) و اجتماعی (ایجاد اشتغال) و هم‌چنین، به دلیل شاغل بودن بخش چشمگیری از جمعیت در بخش کشاورزی چه به طور مستقیم و چه غیر مستقیم، مورد توجه ویژه قرار گرفته است. به این ترتیب، بخش کشاورزی به گونه مستقیم از راه تولید و صادرات بیش‌تر و به صورت غیرمستقیم از راه افزایش تقاضا برای خدمات و کالاهای صنعتی در جوامع روستایی، به رشد اقتصادی کمک کرده و در نتیجه موجب خلق فرصت‌های شغلی جدید می‌شود. اگر در بخش کشاورزی مواردی چون افزایش درآمد حاصل از افزایش محصولات، اشتغال و غیره در نظرگرفته نباشد روند توسعه صورت گرفته در بخش کشاورزی، منجر به حاشیه‌ای شدن تدریجی و تقابل با سایر بخش‌های اقتصادی خواهد شد. در نتیجه، این امر خود منجر به تشدید عقب‌افتادگی کشاورزی و تأثیر معکوس در رشد اقتصادی می شود(۲۵). جانستون و ملور [1] (۱۹۶۱) پنج حلقه بین بخشی در زمینه نقش کشاورزی در رشد اقتصادی را که شامل پیوندهای پسین و پیشین بخش کشاورزی با سایر بخش‌ها می‌باشند معرفی نموده‌اند، که عبارتند از: (۱) فراهم نمودن مواد غذایی برای مصرف؛ (۲) عرضه نیروی کار (بویژه بخش صنعت) ؛ (۳) ایجاد بازار برای محصولات صنعتی؛ (۴) عرضه پس‌انداز؛ و (۵) امکان تحصیل درآمد ارزی. آخرین آمارها نشان می‌دهد تولید ناخالص داخلی سرانه و ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی روند صعودی داشته است. به گونه‌ای که با افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه، ضریب جینی کاهش یافته است (۱۳۹۶، بانک جمهوری اسلامی ایران). مقدار تولید ناخالص داخلی سرانه و رشد آن در بخش کشاورزی از سال ۱۳۸۴ الی ۱۳۸۶ روند افزایشی داشته و در سال ۱۳۸۷ و ۱۳۸۹ با نرخ رشد منفی مواجه شده و دوباره روند صعودی به خود گرفته است (مرکز آمارایران، ۱۳۹۸). رشد بخش کشاورزی با بهره گیری از ظرفیت‌ها و توانمندی‌های خود موجب تسریع در رشد اقتصادی، بمنظور تحقق اهداف دولت‌ها در راستای دستیابی به توسعه اقتصادی بوده و از سوی دیگر، توجه و حمایت بیش‌تر دولت از بخش کشاورزی، می‌تواند بنیانی محکم برای حرکت رو به رشد اقتصادی کشور پی‌ریزی نماید.

در زمینه رابطه بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد، مطالعات گوناگونی در ایران و خارج از کشور صورت گرفته است که در ادامه، به برخی از آن‌ها اشاره می‌شود. پس از کوزنتس، در پژوهش‌هایی چون (۲،۱۱،۲۱،۲۲،۲۸) نیز با استفاده از داده های مقطعی، نظریه U واژگون کوزنتس را بررسی نموده و نظریه کوزنتس تایید شد. دوراجان و همکاران(۱۹۹۶)، با استفاده از داده‌های سری زمانی، نتیجه گرفته‌اند که در نود درصد از کشورهای مورد بررسی آنها (برخی از کشورهای در حال توسعه از قاره‌های گوناگون جهان)، هیچ گونه ارتباطی بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد به صورت U واژگون ندارد(۷). بلانکو و رم(۲۰۱۹)، با استفاده از داده‌های پانل طی سال‌های ۲۰۰۸-۲۰۱۶ به بررسی این موضوع که آیا سطح توسعه و نابرابری درآمد در ایالات متحده، از الگوی U منظم پیروی می‌کند یا خیر؟ پرداختند(۵). یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد شواهد آماری قابل‌توجهی برای حمایت از این دیدگاه که یک الگوی U منظم رابطه بین درآمد و نابرابری در ایالات‌متحده در سال‌های اخیر را توصیف کند، وجود ندارد. لی و اسمیت(۲۰۱۳)، به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی با استفاده از منحنی فرضیه کوزنتس طی سال‌های ۲۰۰۰- ۲۰۰۷برای کشور کره جنوبی پرداخته‌اند(۱۵). نتایج آن‌ها عدم تأیید فرضیه کوزنتس بود. چدا و همکاران(۲۰۱۲)، در مطالعه‌ای با عنوان بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی منطقه‌ای: یک تحلیل مبتنی بر اقتصادسنجی فضایی از استان‌های کشور فیلیپین پرداخته‌اند(۲۳). نتایج نشان می‌دهد نابرابری درآمدی بر رشد درآمد سرانه اثر مثبت و معنی‌داری دارد هم‌چنین، نابرابری رشد و شواهدی از وجود تغییرات فضایی نابرابری در مناطق موجود می‌باشد. چن(۲۰۱۰)، در رابطه کاهش نابرابری مناطق گوناگون چین به بهای کاهش رشد، نشان داد که کاهش نابرابری درآمدی، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی را تنها در کوتاه مدت کاهش داده ولی بر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی در بلندمدت هیچ‌گونه اثری نداشته است(۶). بختیاری و فریادر (۲۰۱۴) با استفاده از داده‌های سری زمانی، ارتباط بین رشد اقتصادی، توزیع درآمد و فقر در مناطق روستایی ایران طی سال‌های ۸۹-۱۳۶۴ پرداخته‌اند(۴). نتایج حاکی از قدرت توضیح‌دهندگی بالای رشد کشاورزی و درآمد ملی در مورد نوسان‌های فقر روستایی است؛ ضمن این‌که آثار متقابل رشد اقتصادی (درآمد ملی) و نابرابری نیز تأیید شده است. حیدری و حسن زاده(۲۰۱۷)، به بررسی رابطه نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی طی دوره سال‌های ۱۳۴۸- ۱۳۹۱ پرداخته‌اند(۹). نتایج این پژوهش نشان می‌دهد ارتباط میان دو متغیر نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی در ایران غیرخطی بوده است.

ابریشمی و خطابخش(۲۰۰۸)، در مطالعه‌ای با عنوان بررسی رابطه بین متغیرهای نابرابری و رشد اقتصادی طی سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۸۱ بر اساس آزمون علیت گرنجر و همگرایی جوهانسون پرداخته‌اند(۱). نتایج نشان داد که تغییرات در نابرابری درآمدی علت تغییرات در رشد اقتصادی است، اما عکس آن را نمی‌توان پذیرفت. هم‌چنین، افزایش

[1] Johnston and Mallor (1961)

درآمد در بلندمدت، منتج به کاهش رشد اقتصادی می‌شود. خالدی و صدرالشرفی(۲۰۰۵)، در مطالعه‌ای با عنوان بررسی رابطه متقابل رشد اقتصادی بخش کشاورزی و توزیع درآمد در مناطق روستایی ایران با بهره گیری از مدل‌های خطی و غیرخطی اهلووالیا به این نتیجه رسیدند که بین رشد اقتصادی بخش کشاورزی و توزیع درآمد در مناطق روستایی ایران رابطه وجود ندارد(۱۲). مهرجان و همکاران (۲۰۰۸)، در پژوهشی رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران طی سال‌های ۱۳۴۷– ۱۳۸۵ را بررسی نموده‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که ترکیب و سهم بخش‌ها در رشد اقتصادی، بر چگونگی توزیع درآمد تاثیر می‌گذارد(۲۰). هرچقدر سهم کشاورزی افزایش یابد، توزیع اقتصادی متعادل‌تر می‌شود.

با توجه به اینکه مطالعات گوناگون گذشته در زمینه رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی در مقیاس کشور و درسطح شهری متمرکز بوده است. همچنین، از مدل‌های اقتصادسنجی سنتی و داده‌های سری زمانی برای بررسی موضوع استفاده نموده‌اند. نوآوری این پژوهش در مقایسه با مطالعات موجود، در نظر گرفتن بعد مکانی و مسئله ناهمسانی فضایی بین استان‌ها می‌باشد.

روش پژوهش

در این پژوهش، ابتدا آزمون مانایی متغیرها بمنظور جلوگیری از رگرسیون کاذب مورد بررسی قرار گرفته است. برای بررسی ایستایی متغیرها در رگرسیون داده‌های تابلویی، در حالت ریشه واحد مشترک از روش لوین–لین–چو[1] استفاده شده است. فرض اساسی این آزمون مستقل بودن واحدهای مقطعی از یکدیگر می‌باشد. آنها معتقدند که در داده‌های ترکیبی، استفاده از آزمون ریشه واحد برای ترکیب داده‌ها دارای قدرت بیش‌تری نسبت به هر مقطع به صورت جداگانه است. اقتصادسنجی فضایی، اثرات فضایی را به کارکرد مدل‌های مقطعی یا ترکیبی (پنل) رگرسیونی اضافه می‌کند. زمانی که داده‌های نمونه‌ای دارای جزء مکانی هستند می‌توان آن‌ها را تحت عناوین وابستگی فضایی یا خودهمبستگی فضایی و ناهمسانی فضایی یا ساختار فضایی توضیح داد. از جمله مزایای استفاده از داده‌های ترکیبی(پانل) فضایی در نظر گرفتن بعد مکان، محدود شدن وجود ناهمسانی واریانس، هم‌خطی کم‌تر میان متغیرها، درجات آزادی بیش‌تر، کارایی بیش‌تر و مطالعه پویایی بین متغیرها می‌باشد(۸). روش‌هایی متفاوت برای لحاظ رابطه مکانی متغیرهای مفروض در مدل وجود دارد. از جمله مجاورت، فاصله مکانی، فاصله اقتصادی و استفاده از شبکه‌های اجتماعی است. روش مجاورت بر اساس سیستم صفر و یک است. در این روش، به مناطقی که دارای مرز مشترک هستند، عدد یک و مناطق فاقد مرز مشترک، عدد صفر تعلق می‌گیرد(۱۸). پس از ساخت ماتریس فضایی با استفاده از فواصل زمینی بین استان‌ها و پیش از برآورد مدل رگرسیون فضایی، جهت بررسی و اطمینان از وجود رابطه همبستگی فضایی بین متغیرهای مورد بررسی، از آزمون‌های تشخیصی موران، جری و LM Lag (Robust) استفاده شده است. فرضیه صفر، عدم وابستگی فضایی در اجزای اخلال را نشان می‌دهد. با توجه به رد فرضیه صفر مبنی بر عدم وابستگی فضایی، می‌توان از روش اقتصادسنجی فضایی استفاده کرد. برای تعیین این که آیا منابع با سطوح توزیع مشابه به صورت فضایی یا تصادفی خوشه بندی شده‌اند، از آماره‌های آزمون‌های تشخیصی I موران، جری و LM Lag (Robust) استفاده شده است. فرضیه صفر، عدم وابستگی فضایی در اجزای اخلال را نشان می‌دهد. آماره I موران، آزمونی از همبستگی فضایی بین مشاهداتی است که توسط ماتریس وزنی همسایه شناخته شده‌اند. هر جفت را از راه توابع فاصله‌ای وزن‌دهی می‌کند. در حالت رسمی‌تر برای n مکان از متغیر ، آماره‌ی I موران به صورت زیر تعریف می‌شود (Viton, 2010).

$$I = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}(x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^{n}\sum_{i=1}^{n} w_{ij}} \qquad (۲)$$

که در آن X_i و X_j به ترتیب مقدار مشاهدات مکان i و مکان j و $\bar{x}$ میانگین مقادیر مشاهده در همه مکان‌ها است. عناصر کلی ماتریس وزنی فضایی است که رابطه فضایی بین مکان i و مکان j را نشان می‌دهد. اگر فرضیه صفر مربوط به فقدان همبستگی فضایی رد شود، نشان‌دهنده خود همبستگی فضایی مثبت است (۲۷). به این معنی که در استان‌های با سطوح توزیع مشابه، داده‌ها بیش‌تر به صورت فضایی خوشه‌بندی شده‌اند تا از روی تصادف. اگر آماره کم‌تر از ارزش مورد انتظار باشد نشان‌دهنده خود همبستگی فضایی منفی است. بطور کلی اثرات فضایی از راه متغیر وابسته، جملات خطا و متغیرهای توضیحی در معادله رگرسیون تاثیر گذاشته و در قالب مدل‌های با وقفه فضایی (SAR)[2] ، خطای فضایی (SEM)[3]، فضایی عمومی(SAC)[4] و در نهایت، دوربین فضایی (SDM)[5] مورد بررسی قرار می‌گیرد.

با توجه به ادبیات نظری و مطالعات‌تجربی انجام شده نظیر مطالعه لی و همکاران (۲۰۱۳) و کوزنتس (۱۹۵۵)، هدف این پژوهش، بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و نابرابری توزیع درآمدی مناطق روستایی ایران با استفاده از رهیافت اقتصاد سنجی فضایی در چارچوب منحنی فرضیه کوزنتس بوده و از افزار Stata16 استفاده شده است.

$$GINI_{it} = \beta_0 + \beta_1 GDP_{it} + \beta_2 VA_{it} + \beta_3 (VA_{it})^2 + \mu_{it} \qquad (۳)$$

در بین تمام معیارهای نابرابری، شاخص ضریب جینی دارای بیش‌ترین کاربرد بمنظور سنجش نابرابری درآمدی جامعه یا ثروت است. ضریب جینی عبارت از دو برابر نسبت مقدار توزیع درآمد مورد بررسی به حداکثر مقدار نابرابری درآمدی ممکن در یک توزیع کاملاً ناعادلانه درآمدی است. در حالتی که توزیع کاملا برابر درآمد باشد، اندازه ضریب جینی برابر صفر بوده و چنانچه توزیع درآمد کاملاً نابرابر برابر باشد، اندازه ضریب جینی برابر یک خواهد بود.

[1] Levin, Lin & Chu, 2002

[2] Spatial Autoregressive Model (SAR)
[3] Spatial Error Model (SEM)
[4] Spatial Autocorrelation Model (SAC)
[5] Spatial Durbin Model (SDM)

در این مدل gini نشان‌دهنده ضریب جینی و به عنوان شاخص توزیع درآمد در استان‌های ایران در نظر گرفته شده است. روش محاسبه ضریب جینی به صورت زیر است.

$$GINI = \{1-\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(Y_i + Y_{i-1})\} \quad (۴)$$

که (GINI) ضریب‌جینی؛ (Yi) درصد تجمعی درآمد خانوارها و (n): تعداد گروه‌های درآمدی می‌باشد (۱۰).

متغیرهای دیگر ،Ln□□□ LnVA، LnVA² به ترتیب بیانگر لگاریتم تولید ناخالص داخلی‌سرانه، لگاریتم سهم ارزش‌افزوده بخش‌کشاورزی هر استان می‌باشند. برای بررسی نظریه کوزنتس و منحنی U وارون، متغیرVA^2 که معرف مربع لگاریتم تولید ناخالص داخلی است به مدل اضافه گردید. فرضیه توزیع درآمد کوزنتس (U وارون) زمانی صادق است که اولاً ضرایب β_1 و β_2 معنی‌دار بوده و ثانیاً علامت این ضرایب به ترتیب مثبت و منفی باشد.

برای بررسی نظریه کوزنتس و منحنی U وارون، به صورت تواماً سهم ارزش‌افزوده بخش‌کشاورزی هر استان، مربع آن مورد آزمون قرار گرفته است، بنابراین، با تکیه بر توجیه مبانی نظری و توجیه تجربی، در این پژوهش متغیرهای سهم ارزش‌افزوده بخش‌کشاورزی و مجذور آن هم‌زمان در مدل مورد بررسی وارد می‌کنیم. در اکثر مطالعات نظیر لی (۲۰۰۶)، مطالعه اسپلیمبرگ، لاندنو و اسزکلی (۱۹۹۹) بمنظور فرضیه کوزنتس به صورت هم‌زمان از متغیر رشد اقتصادی و مجذور آن درمدل مورد آزمون قرار گرفته است. فرضیه توزیع درآمد کوزنتس (U وارون) زمانی درست است که نخست، ضرایبβ_1 و β_2 معنی‌دار بوده و دوم، علامت این ضرایب به ترتیب مثبت و منفی باشد.

داده‌های سالانه مربوط به تولید ناخالص داخلی سرانه هر استان و ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی هر استان به قیمت‌های ثابت از سال ۱۳۹۰–۱۳۹۸ از مرکز آمار ایران گردآوری شده است.

نتایج و بحث

بمنظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد استفاده شد. آزمون‌های گوناگونی برای بررسی مانایی متغیرها در داده‌های ترکیبی وجود دارد. در این مطالعه از آزمون ریشه واحد لوین، لین، چو (LLC)استفاده می‌شود.

جدول ۱- نتایج آزمون لوین، لین و چو (LLC) برای متغیرها

معرفی متغیرهای	آماره‌دیکی فولر- تعمیم‌یافته	احتمال آن برای متغیرها در سطح	وضعیت مانایی
ضریب جینی روستایی	-۱۴/۶۵	۰/۰۰۰	I(0) متغیر در سطح ماناست
لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه	-۳/۵۱	۰/۰۵	I(0) متغیر در سطح ماناست
لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی هر استان	-۱/۳۶	۰/۰۰۰	I(0) متغیر در سطح ماناست
مربع لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی هراستان	-۰/۵۴	۰/۰۰۰	I(0) متغیر در سطح ماناست

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول و بررسی مقادیر آماره محاسبه‌شده نشان می‌دهد تمامی متغیرهای مورد استفاده برای تخمین مدل در سطح مانا هستند. بنابراین، با حصول اطمینان از مانایی متغیرها، دیگر نیازی به انجام آزمون هم انباشتگی پانلی و هراس از کاذب بودن رگرسیون وجود نداشته و می‌توان به برآورد مدل پرداخت.

با توجه به متدولوژی انتخاب الگوی بهینه الهورست و مکان‌مند بودن سرریزها، برای بررسی و اطمینان از وجود رابطه همبستگی فضایی بین متغیرهای مورد بررسی از آزمون‌های تشخیصی موران، جری و LMlag_robust استفاده شده است.

جدول ۲- آزمون‌های تشخیصی موران و ضریب لاگرانژ برای مدل پانل فضایی

مدل	موران	گری	Lmlag- robust	
SDM	۴/۴۹	۰/۹۲۲۱	۰/۰۱۸	۱/۵۵
	۰/۰۰۰			۰/۰۰۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج این آزمون‌ها در جدول (۲) نشان می‌دهد که فرضیه صفر هر دو آزمون، عدم وابستگی فضایی در اجزای اخلال می‌باشد. با توجه به رد فرضیه صفر مبنی بر عدم وابستگی فضایی، می‌توان از روش اقتصادسنجی فضایی استفاده کرد. تمامی آماره‌های فضایی از جمله آزمون‌های موران و جری و LMlag_robust در مدل دوربین فضایی معنی‌دار شده و حاکی از آن است که نتایج مدل SDM بهتر

است. مهمترین ویژگی این مدل نسبت به سایر مدل‌های فضایی از جمله SAR و SEM، وارد کردن همزمان وقفه فضایی متغیرهای وابسته و متغیر توضیحی در مدل می‌باشد (۱۹). معنادار بودن ضریب خود رگرسیون فضایی نشان می‌دهد که بخشی از افزایش ضریب جینی هریک از استان‌ها مورد بررسی به واسطه اثر فاصله (یا مجاورت) بوده است.

جدول ۳- نتایج برآورد مدل دوربین فضایی (SDM)

مدل SDM		
متغیر	ضریب	انحراف معیار
VA	-۰/۰۶**	-۰/۹۴۰
VA^2	۰/۰۹*	۱/۵۸
GDP	۰/۰۱۱**	۰/۱۱۷
W1VA	-۰/۰۳**	۰/۹۷۷
$W1VA^2$	۰/۰۵**	۰/۹۶۱
W1XGDP	۰/۰۶**	۰/۹۵۴
λ	۰/۰۲۷**	۰/۰۲۹

منبع: یافته‌های پژوهش(*و** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد)

با توجه به جدول (۳)، نتایج حاصل از تخمین مدل به روش دوربین فضایی (SDM) نشان می‌دهد که اثرات سرریز فضایی، متغیر لگاریتم سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی (VA) تأثیر منفی و معنی‌داری بر شاخص توزیع درآمد در مناطق روستایی ایران می‌شود. منفی بودن ضریب اثرات سرریز فضایی برای شاخص رشد اقتصادی بخش کشاورزی(متغیر لگاریتم سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی) ، به معنای این است که رشد اقتصادی بخش کشاورزی در هر استان، موجب بهبود توزیع درآمد(ضریب جینی در مناطق روستایی) در سایر استان‌های مجاور، شده است. بر این اساس می‌توان گفت یک درصد افزایش در رشد اقتصاد بخش کشاورزی، موجب بهبود ۰/۰۳- در ضریب جینی مناطق روستایی مجاور خواهد شد. و مجذور لگاریتم سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی (VA^2) تأثیر مثبت و معنی‌داری بر توزیع درآمد دارد.

با توجه به اینکه، ضرایب برآورد شده برای اثرات سرریز فضایی متغیر لگاریتم سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی و مجذور لگاریتم سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی بر شاخص نابرابری درآمدی (ضریب جینی روستایی) در استان‌های ایران به ترتیب با ضرایب ۰/۰۳- و ۰/۰۵ منفی و مثبت، معنادار شده است. یعنی با تغییر مقدار نسبت لگاریتم سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی و مجذور لگاریتم سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی در یک استان افزون بر تاثیرگذاری در استان مورد نظر دارای اثرات سرریز بر استان‌های مجاور نیز می‌باشد. بدین معنا که فرضیه کوزنتس در استان‌های کشور رشد اقتصادی بخش کشاورزی با توزیع درآمد نه به صورت U وارونه بلکه U شکل است. فرضیه کوزنتس زمانی صادق است که علامت ضریب لگاریتم سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی مثبت و علامت ضریب مجذور لگاریتم سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی منفی باشد. یعنی در ابتدا رشد اقتصادی منجر به بهتر شدن توزیع درآمد در مراحل اولیه توسعه اقتصادی و سپس بدتر شدن نابرابری می‌شود. عدم تأیید فرضیه کوزنتس در مناطق روستایی ایران می‌تواند به علت نوسان‌های پی‌درپی در رشد بخش کشاورزی باشد. نتایج تخمین ضریب متغیر اثرات سرریز فضایی لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه (W1x GDP) نشان می‌دهد که متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه (رشد اقتصادی) با متغیر وابسته یعنی لگاریتم ضریب جینی روستایی رابطه مثبت و معنادار است. یعنی با یک درصد افزایش در لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه استان‌ها، نابرابری درآمدی در مناطق روستایی ۰/۰۶ درصد افزایش یافته،که نشان می‌دهد رشد اقتصادی منجر به بدتر شدن توزیع درآمد در نواحی روستایی ایران شده است. به بیان دیگر، می‌توان گفت در جوامع روستایی به دلیل ساختارهای سنتی موجود، رشد اقتصادی در مناطق روستایی ایران عدالت محور و حامی فقرا نبوده است و درآمدهای کلان عاید صاحبان غیر بخش کشاورزی (صاحبان سرمایه) می‌شود. ضریب λ مثبت و معنادار است که حاکی از تأثیرپذیری مثبت هر استان از استان مجاور است

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

مناطق روستایی ایران از یک سو به عنوان سکونتگاه حدود ۲۹ درصد از جمعیت کشور و از دیگر سو به عنوان قطب تولید محصولات کشاورزی شناخته شده است. تداوم حیات اقتصادی و اجتماعی در مناطق روستایی، تا حدود زیادی تابع الگوی توزیع درآمد و دارایی‌های روستایی است. با توجه تأثیرگذاری توزیع درآمد بر مقدار فقر و رفاه اقتصادی روستائیان، آگاهی از عوامل مؤثر بر چگونگی توزیع درآمد در مناطق روستایی استان‌های کشور، برای تدوین سیاست‌های فقرزدایی، ضروری خواهد بود. این پژوهش با استفاده از داده‌های ترکیبی در چارچوب منحنی فرضیه کوزنتس، به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی در مناطق روستایی ایران پرداخته و برای اندازه‌گیری اثرات، از مدل دوربین فضایی (SDM) استفاده شده است. نوآوری این پژوهش در مقایسه با مطالعات موجود، در نظر گرفتن بعد مکانی و مسئله ناهمسانی فضایی بین استان‌ها می‌باشد. زیرا نابرابری درآمدی یک استان نه تنها تحت تأثیر عملکرد رشد اقتصادی خود، بلکه تحت تأثیر عملکرد استان‌های مجاورش نیز قرار می‌گیرد. در این مطالعه در ابتدا با انجام آزمون ریشه‌واحد لوین، لین و

چو وضعیت مانایی متغیرها بررسی شده است. بنابر نتایج بدست آمده از آزمون ریشه واحد، نشان داده شد که همگی متغیرها مانا هستند. سپس آزمون‌های تشخیصی موران، جری و LMlag_robust وجود وابستگی فضایی و مدل دوربین فضایی (SDM) را تایید کرد. نتایج تخمین مدل دوربین فضایی نشان می‌دهد. اثرات سرریز فضایی لگاریتم سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی و مجذور لگاریتم سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی بر شاخص نابرابری درآمدی (ضریب جینی روستایی) در استان‌های ایران به ترتیب با ضرایب ۰/۰۳- و ۰/۰۵ منفی و مثبت، معنادار شده است، یعنی با تغییر مقدار نسبت لگاریتم سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی و مجذور لگاریتم سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی در یک استان افزون بر تاثیرگذاری در استان مورد نظر، بر استان‌های مجاور نیز دارای اثرات سرریز می‌باشد، که براساس آن می‌توان استنباط کرد که رابطه U وارون میان سرریز فضایی نسبت رشد اقتصاد بخش کشاورزی و شاخص نابرابری درآمدی (ضریب جینی) در استان‌های ایران برقرار نیست. اثرات سرریز لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه (رشد اقتصادی) آن بر لگاریتم ضریب جینی روستایی اثر مثبت و معنادار بوده که حاکی از آن است که هر چه حجم فعالیت‌های اقتصادی استان‌ها بیش‌تر باشد، استان از نظر شاخص توزیع درآمدی در وضعیت بدتری قرار خواهد داشت و حتی این تولید بر شاخص ضریب جینی روستایی استان‌های مجاور نیز تاثیرگذار بوده است که با کار پژوهشی پده(۲۰۱۲) سازگار و همسو است(۲۳). با توجه به یافته‌های پژوهش، رشد اقتصادی بر چگونگی توزیع درآمدهای مناطق روستایی استان‌ها، عدالت محور و حامی فقرا نبوده است. لذا، لزوم اصلاح روابط دیگر بخش‌های اقتصادی با بخش کشاورزی بمنظور بهبود توزیع درآمد بیش‌تر اقشار جامعه روستایی استان‌ها، از چنین روابط اقتصادی تاثیرگذار لازم و ضروری است. هم‌چنین، با توجه به اثر مثبت رشد بخش کشاورزی بر بهبود توزیع درآمد، باید سیاست‌های اقتصادی در راستای تسریع رشد بخش کشاورزی باشد.

References

1- Abrishami H, Khatabakhsh P. Examine the Relationship between Growth and Income Dis tribution in Iran. Journal of Humanities and Social Sciences,2008, 17, 53-13.

2- Andrade Araujo J, Cabral J. The Relationship Between Income Inequality and Economic Growth in Brazil: 1995-2012. Problemas del desarrollo, 2015, 46(180), 129-150 .

3- Arbia G, Piras G. Convergence in per-capita GDP across European regions using panel data models extended to spatial autocorrelation effects . 2005.

4- Bakhtiari S, Friaders V. The relationship between economic growth, income distribution and poverty in rural areas of Iran. Journal of Agricultural Economics and Development, 2014, 87, 88-69 .

5- Blanco G, Ram R. Level of development and income inequality in the United States: Kuznets hypothesis revisited once again. Economic Modelling, 2019, 80, 400-406 .

6- Chen A. Reducing China's regional disparities: Is there a growth cost? China Economic Review, 2010, 21(1), 2-13 .

7- Devarajan S, Swaroop V, Zou Hf. The composition of public expenditure and economic growth. Journal of monetary economics, 1996, 37(2), 313-344 .

8- Gujarati, D. (2004). Basic Econometrics-Damodar N. Gujarati: McGraw– Hill.

9- Heidari H, Hassanzadeh A. Investigating the Relationship between Income Inequality and Economic Growth in Iran. Journal of Social Welfare Research, 2017, 63, 125-189.

10- Jalali, M. (2007). Analysis and Estimation of Gini coefficient in Iran. Journal of Economic Research, 36(12), 115-134.

11- Kakwani N, Khandker S, Son H. Pro Poor Growth Strategies in Africa: Poverty Equivalent Growth Rates with applications to Korea and Thailand. Paper presented at the Economic Commission for Africa, Economic Policy Research Center, Expert Group Meeting, June. 2003.

12- Khaledi K, Sadr alSharifi S. Investigating the Relationship between Economic Growth of the Agricultural Sector and the Distribution of Income in Rural Areas of Iran. Journal of Agricultural Sciences, 2005, 11, 25-39 .

13- Khaledi, K., & Permeh, Z. (2004). Analysis poverty in urban and rural areas of Iran's . Journal of Agricultural Sciences, 49(13), 25-39.

14- Kuznets S. Economic growth and income inequality. The American economic review, 1955, 45(1), 1-28 .

15- Lee, Smith R. Growth and Convergence in Multi Country Empirical Stochastic Solow Model. Journal of applied Econometrics, 2013, 12, 357-392 .

16- Lee K, Pesaran MH, Smith R. Growth and convergence in a multi-country empirical stochastic Solow model. Journal of applied Econometrics, 1997, 12(4), 357-392 .

17- Lyubimov I. Income inequality revisited 60 years later: Piketty vs Kuznets. Russian Journal of Economics, 2017, 3(1), 42-53 .

18- Mamipour S, Rezaei A. Economic Growth and Regional Labour Market Development in

Iran's Provinces: Okun’s Law in a Spatial Context. Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 2018, 8(31), 107-122 .

19- Manjzab RM, Nosrati R. Basics of econometrics with Ivyus and Stata. Tehran: Kind Publications. 2018.

20- Mehrgan N, Musaee M, Kayhani R. Economic Growth and Income Distribution in Iran. Journal of Social Welfare Research,2008, 28, 77-57 .

21- Oshima HT. The international comparison of size distribution of family incomes with special reference to Asia. The Review of Economics and Statistics, 1962, 439-445 .

22- Panizza U. Income inequality and economic growth: Evidence from American data. Journal of Economic Growth, 2002, 7(1), 25-41 .

23- Pede VO, Sparks AH, McKinley JD. Regional income inequality and economic growth: a spatial econometrics analysis for provinces in the Philippines. 2012, Retrieved from

24- Sadeghi H, Mehrgan N. Economic growth in agriculture and distribution income. Quarterly Journal of Agricultural Economics and Development. Journal of Agricultural Economics and Development, 2000, 41, 57-70 .

25- Timmer C. Agriculture and Economic Growth in Vietnam. Journalof Agricultural Economics, 2000, 11, 1-34 .

26- Todaro MP, Smith SC. Economic Development 9th edition Addison Wesley .

27- Viton PA. Notes on spatial econometric models. City and regional planning, 2005, 870, 2-17 .

28- Weriemmi M, Ehrhart C. Inequality and growth in a context of commercial openness, Theoretical analysis and empirical study: The case of the countries around the Mediterranean basin. University of nice-Sophia antipolice . 2004.

29- Zaman K, Khilji BA. Retraction notice to" The relationship between growth and poverty in forecasting framework: Pakistan's future in the year 2035"[Econ. Model. 2015, 30 ,20,13, 468-491 .]Economic Modelling, 100(45), 286 .