Archive of SID

# تحلیل فضایی تأثیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی در ایران

# Spatial Analysis of the Effect of Income Inequality on Economic Growth in Iran

علی‌حسین صمدی*، زهرا دهقان‌شبانی**،
عاطفه مرادی‌کوچی***

دریافت: ۱۳۹۳/۲/۱۷ پذیرش: ۱۳۹۳/۷/۵

**چکیده:**

هدف اصلی مقاله حاضر، تحلیل فضایی تأثیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی در ۲۸ استان کشور در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ است. برای رسیدن به این هدف، از روش رگرسیون وزنی جغرافیایی استفاده شده و در آن ناهمسانی فضایی در نظر گرفته شده است. برای بررسی ناهمسانی فضایی از آزمون‌های مونت-کارلو و آزمون دامنهٔ میان- چارکی استفاده می‌شود. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که ناهمسانی فضایی در استان‌های ایران وجود دارد. نتایج حاصل از برآورد رگرسیون وزنی جغرافیایی نشان می‌دهد که تأثیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی منفی بوده است. این نتیجه با استفاده از رگرسیون داده‌های پانلی پویا نیز تأیید شده است.

**کلمات کلیدی**: نابرابری توزیع درآمد، رشد اقتصادی، تحلیل فضایی، رگرسیون وزنی جغرافیایی، داده‌های پانلی پویا، ایران.
**طبقه‌بندی JEL**: I32، C23، C21.

* دانشیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز (نویسنده مسئول)
Email: asamadi@rose.shirazu.ac.ir
** استادیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز
Email: zahra_dehghan2003@yahoo.com
*** کارشناس ارشد اقتصاد از دانشگاه شیراز
Email: atefemoradi2010@yahoo.com

*Ali Hussein Samadi*, Zahra Dehghan Shabani**, Atefeh Moradi Kouchi****

Received: 7/May/2014 Accepted: 27/Sep/2014

**Abstract:**

The aim of this paper is to analyze the effects of income inequality on economic growth in 28 provinces of Iran during 2000-2011 by using Geographically Weighted Regressions (GWR) and Dynamic Panel Data (DPD) models. This paper has tried to study the spatial heterogeneity among 28 provinces in Iran by using the Mont-Carlo and Inter-quartile tests. The results show that spatial heterogeneity exists for income inequality, human capital and logarithm of real per capita income. This paper is focused on geographic weighted model that contain spatial heterogeneity. The empirical results of GWR and DPD models have shown that income inequality has a negative effect on economic growth in Iran.

**Keywords:** Income Inequality, Economic Growth, Spatial Analysis, Geographically Weighted Regressions, Dynamic Panel Data, Iran.
**JEL:** I32, C23, C21.

* Associate Professor in Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran (Corresponding Author).
** Assistant Professor in Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran.
*** M.A. in Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran.

www.SID.ir

Archive of SID



## ۱- مقدمه

دو دلیل عمده برای بررسی ارتباط میان نابرابری توزیع درآمد و رشد اقتصادی وجود دارد. اول اینکه، به طور کلی رابطه میان نابرابری و رشد اقتصادی یک موضوع بحث برانگیز در ادبیات رشد است. جهت علّیت میان نابرابری و رشد اقتصادی به واسطه ماهیت اثرگذاری، به صورت نامشخص باقی مانده است. همچنین نظریهٔ روشن و شواهد تجربی قطعی در رابطه با جهت علّیت وجود ندارد. عده‌ای از پژوهشگران از یک رابطه معکوس درجهٔ دوم بین نابرابری و رشد اقتصادی دفاع می‌کنند. این رابطه، دلالت بر این دارد که در مراحل اولیهٔ توسعه، افزایش نابرابری منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌شود. اما این رابطه تغییر می‌یابد و بعد از چند دوره اثرگذاری مثبت، به یک سطح بحرانی خاص می‌رسد و ارتباط میان نابرابری و رشد اقتصادی معکوس می‌شود. دوم اینکه، اگرچه تحقیقات تجربی، تأثیر مثبت نابرابری بر رشد اقتصادی را نشان داده‌اند، اخیراً این روند معکوس شده است (رایماس زیوسکا و همکاران[1]، ۲۰۱۰: ۲).

سابقهٔ مطالعهٔ رابطه بین رشد و نابرابری به مطالعات کوزنتس[2] باز می‌گردد. براساس نظر وی، رشد اقتصادی قبل از اینکه به یک حد معین برسد، می‌تواند باعث نابرابرتر شدن توزیع درآمد شود. البته او معتقد است بعد از اینکه رشد اقتصادی از این سطح معین فراتر می‌رود، به برابری بیشتر منجر می‌شود. کوزنتس این ایده را مطرح کرد که توزیع درآمد ممکن است به شکلی نظام‌مند با مسیر توسعهٔ یک کشور مرتبط باشد. او بیان کرد که در مراحل اولیهٔ توسعه، افزایش درآمد سرانه به بدتر شدن توزیع درآمد منجر می‌شود، در حالی‌که در مراحل بعدی توسعه، افزایش درآمد سرانه با بهتر شدن توزیع درآمد همراه است. این رابطه معکوس بین درآمد سرانه و نابرابری در درآمد به منحنی کوزنتس معروف است.

در کلیهٔ مطالعات موجود در اقتصاد ایران، رابطه بین رشد و نابرابری، در قالب سری‌های زمانی مورد بحث و بررسی قرار گرفته است، اما در این بررسی‌ها به نقش فضا[3] در این زمینه پژوهشی توجهی نشده است. بنابراین هدف مطالعهٔ حاضر پر کردن چنین شکافی بوده است.

مقالهٔ حاضر در پنج قسمت تنظیم شده است. در بخش دوم، پیشینهٔ تحقیق به صورت خلاصه آورده شده است. بخش سوم به بررسی مبانی نظری تأثیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی با تأکید بر نقش فضا پرداخته است. نتایج تجربی در بخش چهارم و نتیجه‌گیری و پیشنهادها در بخش پنجم آورده شده است.

## ۲- پیشینه تحقیق

مطالعات انجام شده در زمینهٔ بررسی تأثیر توزیع درآمد بر رشد اقتصادی را می‌توان به سه گروه تقسیم بندی کرد[4]:

۱- مطالعات با داده‌های سری زمانی

۲- مطالعات با داده‌های پانل

۳- مطالعات با داده‌های فضایی

به دلیل فراوانی مطالعات مربوط به رابطه نابرابری توزیع درآمد و رشد اقتصادی و همچنین کمبود فضا در این مقاله، تعدادی از این مطالعات و خلاصهٔ یافته‌های آنها در جدول (۱) آورده شده است.

همچنان‌که از جدول شماره (۱) پیداست، هرچند رابطه بین رشد اقتصادی و نابرابری توزیع درآمد با استفاده از داده‌های مختلف، نامشخص است، اما عمدتاً شاهد تأثیر منفی و معنادار نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی هستیم. در بیشتر مطالعاتی که بر روی مسئله توزیع درآمد و رشد اقتصادی متمرکز شده‌اند، از داده‌های سری زمانی استفاده شده است. تفاوت این مقاله با مطالعات پیشین انجام شده در داخل، در نظر گرفتن نقش مکان و فضا است. در واقع، در بررسی تأثیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی استان‌های ایران، مسئلهٔ ناهمسانی فضایی[5] بین استان‌ها در نظر گرفته شده است.

1. Rymaszewska et al. (2010)
2. Kuznets (1955)

3. Space

۴. این دسته‌بندی از نویسندگان است و برای تأمین هدف مقاله صورت گرفته است.

5. Spatial Heterogeneity

www.SID.ir

Archive of SID



## ۳- مبانی نظری و ساختار الگو

### ۳-۱- نظریه‌های مربوط به ارتباط بین نابرابری توزیع درآمد و رشد اقتصادی

نظریه‌های بسیاری برای ارزیابی رابطه بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی وجود دارد. بارو[1] این نظریه‌ها را به ٤ دستهٔ کلی تقسیم کرده است که عبارتند از:

۱- نواقص بازار اعتبارات[2] ۲- نرخ‌های پس‌انداز[3] ۳-اقتصاد سیاسی[4] ٤- ناپایداری‌های اجتماعی و سیاسی[5].

در ادامه توضیح مختصری دربارهٔ هر کدام از نظریه‌ها ارائه می‌شود.

**نظریه نواقص بازار اعتبارات**

بر طبق نظریهٔ نواقص بازار اعتبارات، نابرابری؛ توانایی افراد را در جمع‌آوری و انباشت سرمایهٔ فیزیکی و انسانی محدود می‌کند. به طور کلی، سطح درآمد مردم و مالکیت دارایی‌ها به میزان زیادی، دسترسی آنها به بازارهای اعتباری را تعیین می‌کند. بنابراین، مردم به طور معمول در جوامع نابرابر، با محدودیت‌های قرضی مواجه هستند که این محدودیت‌ها، مانع آنها برای سرمایه‌گذاری در سرمایهٔ فیزیکی و انسانی است. ذخیرهٔ سرمایه‌های فیزیکی و انسانی در یک جامعهٔ نابرابر در مقایسه با یک جامعهٔ تساوی طلب، بسیار پایین‌تر است که منجر به کاهش درآمد سرانه و نرخ رشد درآمد می‌شود. از سوی دیگر، تمرکز دارایی‌ها و درآمد در دست تعداد کمی از افراد (شاید ثروتمندان)، رشد اقتصادی را تسهیل می‌کند. زیرا بازدهی سرمایه‌گذاری‌های در ابعاد بزرگ‌تر، نسبت به سرمایه‌گذاری‌های کوچک‌تر، بیشتر است (راجارام[6]، ۲۰۰۹: ۵).

بهره‌برداری از فرصت‌های سرمایه‌گذاری، با وجود دسترسی محدود به اعتبارات، تا حدودی به سطوح دارایی‌ها و درآمدهای افراد بستگی دارد. به طور خاص، افراد فقیر تمایل به چشم پوشی از سرمایه‌گذاری در سرمایهٔ انسانی را دارند که در نتیجه نرخ نسبتاً بالایی از بازدهی‌ها را از دست می‌دهند. یک توزیع مجدد دارایی‌ها و درآمدها از ثروتمندان به فقرا، منجر به افزایش بازدهی متوسط سرمایه‌گذاری می‌شود. از طریق این سازوکار است که کاهش در نابرابری، باعث افزایش نرخ رشد اقتصادی، حداقل در دوران انتقال به حالت پایدار می‌شود (بارو، ۱۹۹۹: ۵).

به طور کلی می‌توان بیان کرد که نظریهٔ «نواقص بازار اعتبارات» ادعا می‌کند که نابرابری درآمد به‌واسطهٔ ممانعت از تأمین مالی سرمایهٔ انسانی، باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود (چمبرز و کراوس[7]، ۲۰۱۰: ۱۵٤).

**نظریه نرخ‌های پس‌انداز**

برخی از اقتصاددانان اعتقاد دارند که نرخ پس‌انداز افراد با افزایش سطح درآمد آنها افزایش می‌یابد. اگر این نظر درست باشد، یک توزیع مجدد منابع از ثروتمندان به فقرا، منجر به کاهش مجموع نرخ پس‌انداز در اقتصاد می‌شود. بنابراین، افزایش در نابرابری، منجر به افزایش سرمایه‌گذاری (اگر اقتصاد تا حدی بسته باشد) می‌شود. در این مورد نابرابری بیشتر، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. این بحث اثر مثبت نابرابری بر رشد را نشان می‌دهد (بارو، ۱۹۹۹: ٦).

بر طبق این نظریه، نرخ پس‌انداز در اقتصاد، ارتباط مستقیم با سطح درآمد دارد. بنابراین یک فرد ثروتمند نسبت به یک فرد فقیر، بخش بیشتری از درآمدش را پس‌انداز می‌کند. در نتیجه تمرکز درآمد در دست تعداد کمی از افراد ثروتمند می‌تواند مجموع نرخ پس‌اندازها را در مقایسه با یک توزیع عادلانهٔ درآمد در جامعه، حداکثر کند (فیلدز[8]، ۱۹۷۹: ۱۷۳).

**نظریه اقتصاد سیاسی**

نظریهٔ اقتصاد سیاسی بر مداخلات انحرافی در یک جامعهٔ نابرابر تمرکز دارد که منجر به رشد اقتصادی آهسته‌تر می‌شود. بحث اقتصاد سیاسی بر پایهٔ این فرض است که تغییر توزیعی تصاعدی، اثر منفی بر رشد دارد. در این بحث، توزیع مجدد از طریق دو معبر[9] مختلف اثر منفی بر رشد دارد: ۱- توزیع مجدد مانع فعالیت کسانی است که دریافتی از این

1. Barro (1999)
2. Credit-Market Imperfection
3. Saving Rates
4. Political Economy
5. Socio-political Unrest
6. Rajaram (2009)
7. Chambers & Krause (2010)
8. Fields (1979)
9. Channel

www.SID.ir

Archive of SID



طریق به‌دست می‌آورند و ۲- توزیع مجدد مانع سرمایه‌گذاری کسانی می‌شود که بخش عمده‌ای از منابع‌شان را انتقال می‌دهند.

آلسینا و رودریک[1] (۱۹۹٤) و پرسون و تابلینی[2] (۱۹۹٤) ادعا می‌کنند که اگر درآمد اکثریت رأی دهندگان کمتر از درآمد متوسط جامعه باشد، ممکن است در حمایت از سیاست‌های توزیع مجدد رأی دهند. چنین سیاست‌هایی عمدتاً به شکل مالیات‌های سرمایهٔ بالاتر می‌باشد که به کاهش انگیزه‌های سرمایه‌گذاری می‌انجامد و در نتیجه باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود. با این‌حال، به دلیل اعمال نفوذ ثروتمندان ذینفع، این اثر در اقتصادها حداقل خواهد بود (راجارام، ۲۰۰۹: ٦).

**نظریه ناپایداری‌های اجتماعی و سیاسی**

نابرابری درآمد و ثروت، باعث ایجاد انگیزهٔ شرکت در جرم، شورش و دیگر فعالیت‌های مخرب در بین فقرا می‌شود. ثبات نهادهای سیاسی ممکن است حتی به وسیلهٔ انقلاب در معرض خطر قرار گیرد. مشارکت فقرا در جرم و دیگر اقدامات ضد اجتماعی، باعث اتلاف مستقیم منابع می‌شود. زیرا زمان و انرژی فقرا به فعالیت‌های تولیدی اختصاص داده نمی‌شود. علاوه بر این، تهدید نسبت به حقوق مالکیت مانع سرمایه‌گذاری می‌شود. نابرابری بیشتر به دلیل اینکه ناپایداری‌های اجتماعی و سیاسی را افزایش می‌دهد، منجر به کاهش بهره‌وری اقتصاد می‌شود و رشد اقتصادی، حداقل در زمان انتقال به حالت پایدار کاهش می‌یابد (بارو، ۱۹۹۹: ۵).

آلسینا و پروتی[3] معتقدند که ناپایداری اجتماعی، یک محیط سیاسی اقتصادی ناامن ایجاد می‌کند که سرمایه‌گذاری و در نتیجه رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. جوامع نابرابر، موجب افزایش انگیزه‌های ارتکاب به جرم و جنایت بین افراد می‌شود. بی‌ثباتی سیاسی و اجتماعی به دلیل اختلالات فعلی و عدم اطمینان نسبت به آینده، مانع انباشت سرمایه و رشد می‌شود (آلسینا و پروتی ۱۹۹٦: ۱۲۰۳).

در زمینه ارتباط بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی، نظریه‌های متعدد دیگری وجود دارد. خلاصه ای از برخی نظریه‌ها در شکل (۱) آورده شده است. در این شکل، رابطه ۱ نشان‌دهندهٔ دیدگاه بن‌حبیب و رستی‌چینی[4] (۱۹۹٦) و کیفر و کنک[5] (۲۰۰۲)؛ رابطه ۲ نشان‌دهندهٔ دیدگاه آلسینا و پروتی (۱۹۹٦)؛ رابطه ۳ نشان‌دهندهٔ دیدگاه آلسینا و رودریک (۱۹۹٤) و پرسون و تابلینی (۱۹۹٤)؛ رابطه ٤ نشان‌دهندهٔ دیدگاه پروتی[6] (۱۹۹٦)؛ رابطه ۵، نشان‌دهندهٔ دیدگاه بورگویگنون و واردیر[7] (۲۰۰۰) و رابطه ٦ نشان‌دهندهٔ دیدگاه میرلس[8] (۱۹۷۱) می‌باشد[9].

**۳-۲- ساختار الگو و شیوه تخمین**

اقتصادسنجی فضایی یک رشته از اقتصادسنجی است که با تعامل فضایی[10] (وابستگی فضایی[11]) و ساختار فضایی[12] (ناهمسانی فضایی[13]) در الگوهای رگرسیونی سروکار دارد. این رشته، شبیه آمار جغرافیایی[14] و آمار فضایی[15] است؛ با این‌حال، اقتصادسنجی فضایی از آمار فضایی مجزاست، همان‌طور که اقتصادسنجی به طور کلی از آمار جدا می‌باشد. تمرکز بر روی موقعیت و تعامل فضایی به تازگی نه تنها در مسائل کاربردی، بلکه در اقتصادسنجی نظری نیز یک موقعیت ویژه یافته است. در گذشته، الگوهایی که با صراحت، فضا (جغرافیا) را در نظر بگیرند، وجود نداشت و کاربردهای اقتصادسنجی فضایی در درجهٔ اول در زمینه‌های تخصصی مانند علوم منطقه‌ای، اقتصاد شهری، املاک و مستغلات و جغرافیای اقتصادی یافت می‌شد (آنسلین[16]، ۱۹۸۸: ۱).

1. Alesina & Rodrik (1994)
2. Persson & Tabellini (1994)
3. Alesina & Perotti (1996)

4. Benhabib & Russtichini (1996)
5. Keefer & Knack (2002)
6. Perotti (1996)
7 Bourguignon & Verdier (2000)
8. Mirrlees (1971)
۹. برای مطالعه بیشتر این نظریه‌ها به رایماس زیوسکا و همکاران (۲۰۱۰) مراجعه کنید.
10. Spatial Interaction
11. Spatial Autocorrelation
12. Spatial Structure
13. Spatial Heterogeneity
14. Geostatistics
15. Spatial Statistics
16. Anselin (1988)

www.SID.ir

Archive of SID



**جدول (۱): مطالعات مربوط به بررسی رابطهٔ بین نابرابری توزیع درآمد و رشد اقتصادی**

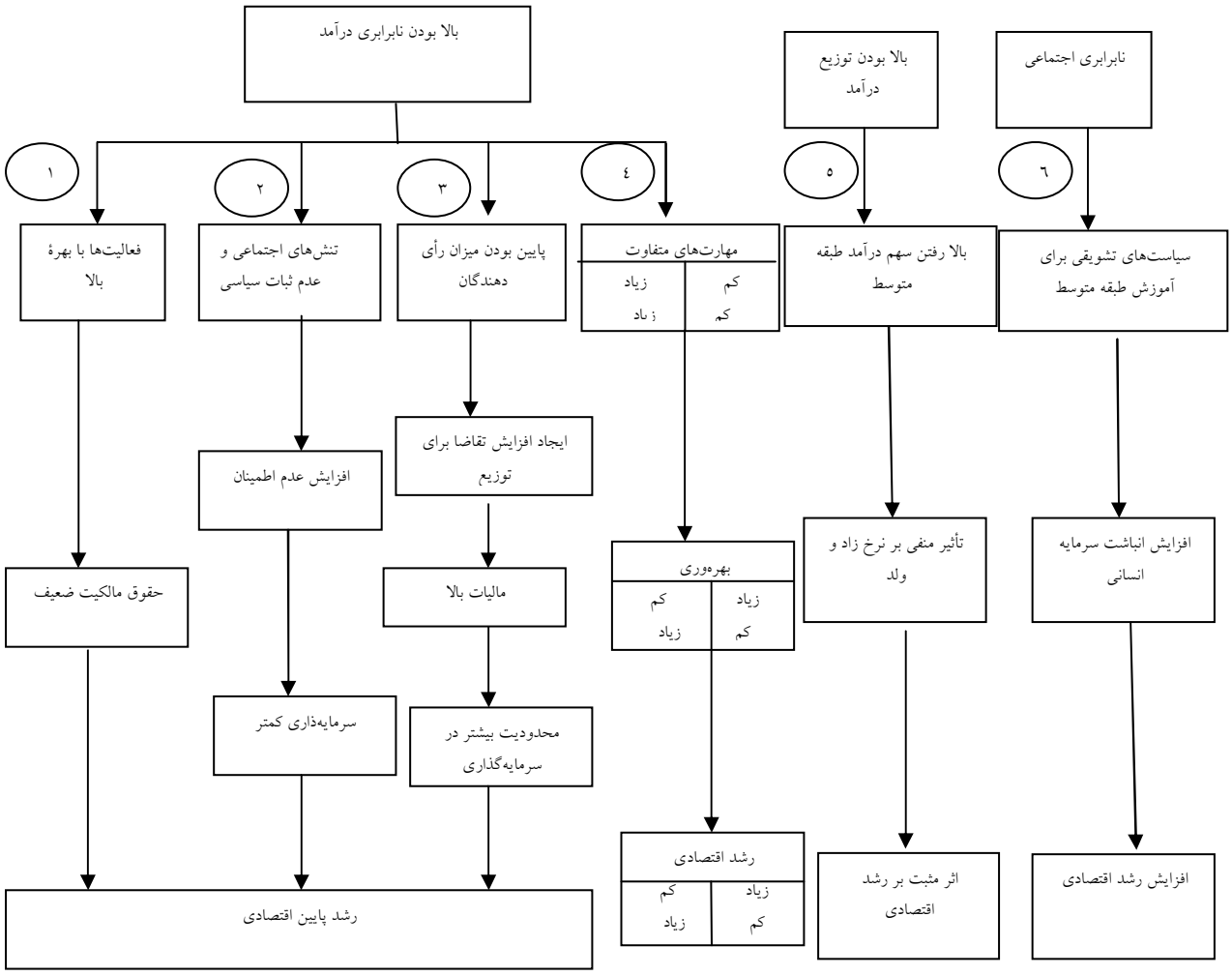
| الف) مطالعات مربوط به تأثیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی بر اساس داده‌های سری زمانی | | | | |
|---|---|---|---|---|
| ردیف | محققین | مطالعهٔ موردی | روش | خلاصه نتایج تحقیق |
| ۱ | ابونوری و اژدری (۱۳۷۸) | ایران | حداقل مربعات وزنی | اثر منفی نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی |
| ۲ | دادخواه (۲۰۰۲) | آمریکا | خودرگرسیون برداری | تأثیر منفی نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی |
| ۳ | گوبین و ریپ (۲۰۰٤) | برخی از کشورها | خودرگرسیون برداری | نتایج در کشورهای مختلف متفاوت بوده است. |
| ٤ | ابریشمی و همکاران (۱۳۸٤) | ایران | آزمون علّیت گرنجری | کاهش رشد اقتصادی در اثر افزایش نابرابری درآمد در درازمدت |
| ٥ | مهدوی و رنجبرکی (۱۳۸٤) | ایران | حداقل مربعات معمولی | ارتباط مثبت بلندمدت بین رشد و توزیع درآمد وجود دارد |
| ٦ | صادقی و مسائلی (۱۳۸۷) | ایران | منطق فازی | هرجا رشد و توزیع درآمد بهبود یابد، فقر کاهش می‌یابد. |
| ۷ | جعفری (۱۳۸۷) | ایران | حداقل مربعات معمولی | تأثیر منفی نابرابری بر رشد |
| ۸ | آندراد و همکاران (۲۰۱۱) | پرتقال | خودرگرسیون برداری | تأثیر منفی نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی |
| ۹ | ریسو و همکاران (۲۰۱۳) | مکزیک | آزمون هم‌جمعی و حداقل مربعات | تأثیر منفی توزیع درآمد بر رشد اقتصادی |
| ۱۰ | داوتیان (۲۰۱٤) | انگلیس-آمریکا-کانادا | خودرگرسیون برداری | توزیع درآمد در انگلیس اثر منفی و در آمریکا و کانادا اثر مثبت بر رشد دارد. |
| ۱۱ | صمدی و آماره (۱۳۸۹) | ایران | هم‌جمعی | نبود رابطه دراز مدت |
| **ب) مطالعات مربوط به تأثیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی بر اساس داده‌های پانل** | | | | |
| **ردیف** | **محققین** | **مطالعهٔ موردی** | **روش** | **خلاصه نتایج تحقیق** |
| ۱ | پانیزا (۲۰۰۲) | آمریکا | گشتاورهای تعمیم‌یافته | عدم وجود رابطه مثبت بین نابرابری و رشد اقتصادی |
| ۲ | گارسیا و باندریا (۲۰۰٤) | آمریکای لاتین و کشورهای حوزه کارائیب | حداقل مربعات معمولی | هیچ رابطه علّی بین رشد و توزیع درآمد وجود ندارد |
| ۳ | ویچوفسکی (۲۰۰٥) | اروپای شرقی | گشتاورهای تعمیم‌یافته | اثر مثبت نابرابری بر رشد در انتهای بالای توزیع و اثر منفی در انتهای پایین |
| ٤ | فرانک (۲۰۰٥ ) | آمریکا | الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده | رابطه منفی بین رشد و نابرابری در درازمدت |
| ٥ | کالویچ و ورچر (۲۰۰۷) | اروپا | حداقل مربعات معمولی | کشش درآمدی با توزیع اولیه درآمد در ارتباط است. |
| ٦ | والکر (۲۰۰۷) | مناطق جهان | حداقل مربعات معمولی | رابطه منفی بین رشد و نابرابری وجود دارد. |
| ۷ | ردریگوز-پوس و تسلیوس (۲۰۰۸) | اروپای غربی | حداقل مربعات معمولی | تأثیر منفی نابرابری درآمدی و آموزشی بر رشد اقتصادی |
| ۸ | هوانگ و همکاران (۲۰۰۹) | ۸۳ کشور جهان | گشتاورهای تعمیم یافته | رابطه متقابل رشد و نابرابری، تأثیر منفی نابرابری بر رشد و اثر مثبت رشد بر نابرابری |
| ۹ | بلانکو (۲۰۱۰) | آمریکای لاتین | حداقل مربعات معمولی | اثر مثبت برابری بر رشد اقتصادی |
| ۱۰ | مکنبایوا و کاراکاس (۲۰۱۱) | ۹ کشور جهان | حداقل مربعات معمولی | تأثیر مثبت نابرابری بر رشد در کشورهای توسعه یافته و تأثیر منفی نابرابری بر رشد در کشورهای در حال توسعه |
| ۱۱ | وو (۲۰۱۱) | ۱۸۰ کشور | حداقل مربعات معمولی | رابطه منفی بین نابرابری توزیع درآمد و رشد وجود دارد. |
| ۱۲ | اوگاس (۲۰۱۲) | تعدادی از کشورها | حداقل مربعات معمولی | اثر نابرابری بر رشد در دهه ۹۰ و دهه ۷۰ متفاوت است. |
| **ج) مطالعات مربوط به تأثیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی بر اساس تکنیک‌های فضایی** | | | | |
| **ردیف** | **محققین** | **مطالعهٔ موردی** | **روش** | **خلاصه نتایج تحقیق** |
| ۱ | مکنبایوا و کاراکاس (۲۰۱۱) | ۹کشور جهان | حداقل مربعات معمولی با استفاده از داده‌های پانلی | تأثیر مثبت نابرابری بر رشد در کشورهای توسعه‌یافته و تأثیر منفی نابرابری بر رشد در کشورهای در حال توسعه |
| ۲ | پد و همکاران (۲۰۱۲) | فیلیپین | رگرسیون وزنی جغرافیایی | اثر مثبت و معنادار نابرابری بر رشد و وجود تغییرات فضایی نابرابری در مناطق |
| ۳ | صامتی و فرهمند (۲۰۱۲) | منطقهٔ یورو-مدیترانه | حداقل مربعات معمولی با استفاده از داده‌های پانلی | وابستگی فضایی رشد و نابرابری، و اثرگذاری همسایه‌های هر کشور بر رشد و نابرابری آن کشور |
| ٤ | آتمز (۲۰۱۳) | آمریکا | گشتاور تعمیم یافته با استفاده از داده‌های پانلی | تأثیر منفی افزایش نابرابری در استان‌های مجاور بر استان مورد بررسی و کاهش رشد این استان |

**مأخذ: یافته‌های تحقیق**

www.SID.ir

Archive of SID






**شکل(١): نظریه‌های مختلف در ارتباط با تأثیر نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی (مأخذ: رایماس زیوسکا و همکاران، ٢٠١٠: ٤)**

مطالعات مورد استفاده در علوم منطقه‌ای به شدت وابسته به داده‌های نمونه‌ای منطقه‌ای است. وجه تمایز اقتصادسنجی فضایی و اقتصادسنجی مرسوم، در توانایی اقتصادسنجی فضایی در استفاده از داده‌های نمونه‌ای است که دارای جزء مکان هستند. وجود جزء مکان در داده‌های نمونه‌ای باعث به‌وجود آمدن دو مشکل می‌شود:

١) وابستگی فضایی[1] بین مشاهدات و ٢) ناهمسانی فضایی[2].

اقتصادسنجی مرسوم تا حد زیادی این دو مسئله را نادیده گرفته است که شاید به این دلیل که آنها فروض گاس-مارکف[3] استفاده شده در الگوی رگرسیونی را نادیده می‌گیرند.

وجود وابستگی فضایی میان نمونه‌ها این فرض گاس-مارکف را که متغیرهای توضیحی در نمونه‌گیری‌های تکراری ثابت‌اند، نقض می‌کند. همچنین قضیهٔ گاس- مارکف، فرض می‌کند که یک رابطه خطی مشخص بین مشاهدات نمونه‌ای وجود دارد.

همچنین، وجود ناهمسانی فضایی در میان نمونه‌ها این فرض را نقض می‌کند، زیرا رابطه میان مشاهدات نمونه‌ای، با وجود وابستگی فضایی میان داده‌ها با حرکت میان داده‌های نمونهٔ فضایی، تغییر خواهد کرد. در این صورت، ضرایب، تابع خطی از متغیر وابسته نخواهند بود. بنابراین روش اقتصادسنجی فضایی باید مورد استفاده قرار گیرد (لسیج[4]، ١٩٩٨: ٢).

بر اساس قضیهٔ گاس- مارکف، داده‌های نمونه‌ای رگرسیون را می‌توان به صورت رابطه (١) در نظر گرفت:

$$Y = X\beta + \varepsilon \qquad (1)$$

1. Spatial Dependence
2. Spatial Heterogeneity
٣. متغیرهای توضیحی در نمونه‌گیری‌های تکراری ثابت‌اند و یک رابطهٔ خطی مشخص بین مشاهدات نمونه‌ای وجود دارد.

4. Lesage (1998)

www.SID.ir

Archive of SID



که در آن Y نشان دهندهٔ برداری از n مشاهده، X بیانگر یک ماتریس n×k از متغیرهای توضیحی، β بردار K پارامتری و ε برداری از n جملهٔ خطای تصادفی است. فرآیند ایجاد داده‌ها به گونه‌ای است که ماتریس X و پارامترهای واقعی β، ثابت‌اند و در نتیجه، توزیع بردارهای نمونهٔ Y دارای ساختار واریانس کوواریانس همانند ε است. بر اساس قضیهٔ گاس- مارکف، توزیع مشاهده‌ها در Y به گونه‌ای است که به هنگام حرکت در بین مشاهده‌ها، مقدار ثابتی را نشان خواهد داد و در نتیجه، کوواریانس بین مشاهده‌ها صفر است؛ در حالی‌که در داده‌های نمونه‌ای که دارای وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی هستند، این پدیده وجود نخواهد داشت.

در علوم منطقه‌ای با داده‌هایی روبرو هستیم که خاصیت مکانی دارند. در داده‌های مکانمند[1]، فروض گاس- مارکف، به دلیل ایجاد وابستگی فضایی (خودهمبستگی فضایی) و ناهمسانی فضایی (تغییرات فضایی) میان مشاهدات، نقض می‌شود. بنابراین، برای الگوسازی صحیح نیاز به روشی غیر از اقتصادسنجی مرسوم است که این روش‌ها در اقتصادسنجی فضایی بیان شده است. دلیل ساده استفاده از اقتصادسنجی فضایی پیروی از قانون اول جغرافیاست که می‌گوید هر چیزی (مانند نیروی کار، نیروی سرمایه و ...) به چیزهای دیگر مربوط است، اما چیزهای نزدیکتر از چیزهای دورتر بیشتر به هم مربوط می‌باشند.

در الگوی رگرسیون خطی معمولی، داده‌های فضایی در تمامی نواحی مورد مطالعه، به صورت ایستا فرض می‌شوند. به عبارت دیگر می‌توان نوشت:

(۲)

$$Y_i=\beta_0+\beta_1X_{1i}+\beta_2X_{2i}+...+\beta_nX_{ni}+\varepsilon_i \quad i=1,2,...,n$$

تخمین‌های پارامتر حاصل از این الگو ثابت هستند. لذا خواهیم داشت:

$$\hat{\beta}=\left(X^TX\right)^{-1}X^TY \qquad (۳)$$

براساس فروض گاس- مارکف، فرض بر این است که متغیرهای توضیحی در نمونه‌گیری‌های تکراری ثابت هستند.

وجود وابستگی فضایی در میان نمونه‌ها، این فرض را نقض می‌کند. همچنین ناهمسانی فضایی، فرض گاس- مارکف را که یک رابطه خطی مشخص بین مشاهدات نمونه‌ای وجود دارد، نقض می‌کند. چرا که با فرض وجود وابستگی فضایی میان داده‌ها، با حرکت بین داده‌های نمونهٔ فضایی، رابطه تغییر خواهد کرد و ضرائب، تابع خطی بر حسب متغیر وابسته نخواهد بود.

موضوع ناهمسانی فضایی (تغییرات فضایی) داده‌ها و تحلیل تغییرات فضایی در روابط، به طور مستقیم توسط روش رگرسیون وزنی جغرافیایی قابل ارائه است.

الگوی رگرسیونی در روش رگرسیون وزنی جغرافیایی را می‌توان به صورت رابطه (٤) در نظر گرفت:

(٤)

$$Y_i=\beta_0(i)+\beta_1(i)X_{1i}+\beta_2(i)X_{2i}+...+\beta_n(i)X_{ni}+\varepsilon_i$$
$$i=1,2,...,n$$

برآورد ضرائب در این روش به صورت زیر خواهد شد:

$$\hat{\beta}(i)=\left(X^TW(i)X\right)^{-1}X^TW(i)Y$$

که در آن W(i) ماتریس وزنی بر حسب موقعیت i (بر حسب طول و عرض جغرافیایی) می‌باشد، به طوری که مشاهدات نزدیک‌تر به i دارای وزن‌های بیشتری نسبت به مشاهدات دورتر از i می‌باشند. این ماتریس به صورت زیر قابل تعریف است:

$$W(i)=diag\left[W_{i1},W_{i2},...,W_{in}\right]$$

یا:

$$W(i)=\begin{bmatrix} W_{i1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & W_{i2} & \dots & 0 \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \dots & W_{in} \end{bmatrix}$$

که در آن $W_{in}$، وزن داده شده به نقطهٔ داده‌ای n برای تخمین پارامترهای منطقه‌ای در موقعیت i می‌باشد. معادله (٤) را می‌توان به صورت رابطه (٥) نیز نوشت:

(٥)

$$Y_i=\beta_0(u_i,v_i)+\beta_1(u_i,v_i)\,x_{1i}+\beta_2(u_i,v_i)\,x_{2i}+\dots+\beta_n(u_i,v_i)\,x_{ni}+\varepsilon_i$$

که در آن $u_i$ و $v_i$ طول و عرض جغرافیایی هستند.

۱. داده‌هایی که بعد مکان در آنها در نظر گرفته شده است.

www.SID.ir

Archive of SID



برخلاف الگوهای رگرسیون معمولی، تخمین ضرایب متغیرهای توضیحی در الگوی رگرسیون وزنی جغرافیایی، ثابت نمی‌باشد و برای هر مکان، ضریب منحصر به فردی ارائه می‌شود. در این مقاله، برای بررسی رشد منطقه از الگوی همگرایی بارو استفاده شده است. این الگو با توجه به رگرسیون وزنی جغرافیایی، در معادله (٦) آورده شده است:

(٦)

$$lny_i = \beta_0(i) + \beta_1(i)Gini_i + \beta_2(i)HCI_i + \beta_3(i)lny79_i + \varepsilon_i$$

که در آن lny رشد استان‌های ایران، Gini نابرابری توزیع درآمد استان‌های ایران[1]، HCI سرمایهٔ انسانی در استان‌های ایران و lny79 درآمد حقیقی سرانهٔ به قیمت ثابت سال ۱۳۷۹ استان‌های ایران است. i در این رگرسیون که در ضرایب متغیرها آورده شده است، نشان‌دهندهٔ قلمرو جغرافیایی مورد بحث یعنی استان‌های ایران می‌باشد.

## ٤- نتایج تجربی

نتایج تجربی این مقاله در دو قسمت عمده ارائه می‌شود: نتایج مربوط به روش رگرسیون وزنی جغرافیایی و نتایج حاصل با استفاده از تخمین الگوهای رگرسیونی پانلی پویا[2].

### ٤-١- داده‌های مورد استفاده

در این تحقیق از داده‌های سالانهٔ استان‌های ایران در سال‌های ۱۳۹۰ - ۱۳۸۰ برای ۲۸ استان[3] کشور استفاده شده است.

### ٤-٢- نتایج آزمون‌های آماری

در برآورد الگوهای اقتصادسنجی فضایی، نیاز به بررسی ناهمسانی فضایی وجود دارد. سپس رگرسیون معمولی و رگرسیون وزنی جغرافیایی برآورد شده و با هم مقایسه می‌شوند و به وسیلهٔ آزمون تحلیل واریانس (ANOVA) برتری این دو رگرسیون نسبت به هم ارزیابی می‌شود. در ادامه هر یک از آزمون‌های آماری آورده می‌شود[4].

**آزمون ناهمسانی فضایی**

برای آزمون ناهمسانی فضایی از دو آزمون استفاده شده است که عبارتند از: الف) آزمون مونت-کارلو ب) آزمون دامنهٔ میان چارکی

**الف) نتایج آزمون مونت-کارلو**

یکی از آزمون‌هایی که تغییرات فضایی موجود در متغیرها را بررسی می‌کند، آزمون مونت-کارلو می‌باشد. معیار تأیید تغییرات فضایی در این آزمون، بر اساس مقدار احتمال می‌باشد که باید مقدار کمتر از ۰/۰۵ داشته باشد. جدول (۲) نتایج آزمون مونت-کارلو در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰را نشان می‌دهد.

نتایج ارائه شده در جدول (۲) نشان می‌دهد که تغییرات فضایی در متغیرهای سرمایه انسانی و درآمد سرانه در سال‌های ۱۳۸۰و ۱۳۹۰، بر اساس آزمون مونت-کارلو وجود ندارد، اما برای ضریب جینی در سال ۱۳۹۰ این تغییرات در سطح ۵ درصد تأیید می‌شود.

**ب) نتایج آزمون دامنهٔ میان- چارکی**

اگر دامنه میان چارکی تخمین منطقه‌ای، بزرگ‌تر از ۲ برابر انحراف معیار (S.E) میانه رگرسیون عمومی باشد، نشان‌دهندهٔ وجود ناهمسانی فضایی می‌باشد. نتایج این آزمون در جدول شمارهٔ (۳) آورده شده است.

آزمون تغییرات فضایی با استفاده از دامنهٔ میان- چارکی در جدول (۳) نشان می‌دهد که متغیر سرمایهٔ انسانی در سال ۱۳۸۰ دارای تغییرات فضایی نمی‌باشد، اما در سال ۱۳۹۰

---

۱. ضریب جینی استان‌های مختلف توسط نویسندگان این مقاله با استفاده از اطلاعات هزینه- درآمد خانوار که توسط مرکز آمار ایران در سال‌های مختلف به صورت استانی منتشر می شود، محاسبه شده است.

۲. به دلیل اینکه خودهمبستگی فضایی وجود ندارد، در این مقاله از داده‌های پانلی پویا به جای داده‌های پانلی فضایی استفاده شده است.

۳. شامل استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، اصفهان، ایلام، بوشهر، تهران، چهارمحال و بختیاری، خراسان، خوزستان، زنجان، سمنان، سیستان و بلوچستان، فارس، قزوین، قم، کردستان، کرمان، کرمانشاه، کهگیلویه و بویراحمد، گلستان، گیلان، لرستان، مازندران، مرکزی، هرمزگان، همدان، یزد. در آمارهای منطقه‌ای، اطلاعات استان‌های خراسان شمالی، خراسان جنوبی و خراسان رضوی به تفکیک از سال ۱۳۸۳ وجود دارد و همچنین آمارهای استان البرز وجود ندارد و با استان تهران ادغام شده است.

٤. با توجه به اینکه طبق آماره موران خودهمبستگی فضایی وجود نداشته است، تنها نتایج ناهمسانی فضایی در اینجا آورده شده است. نتایج این آزمون در اینجا گزارش نشده و نزد نویسندگان موجود است.

www.SID.ir

Archive of SID



دارای تغییرات فضایی بوده است. نابرابری توزیع درآمد در هر دو سال ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ وجود تغییرات فضایی را نشان می‌دهد. درآمد واقعی سرانه نیز در سال ۱۳۸۰ تغییرات فضایی را نشان نمی‌دهد.

**جدول (۲): نتایج آزمون ناهمسانی فضایی (آزمون مونت-کارلو)**

| مقدار احتمال | متغیر | سال |
|---|---|---|
| ۰/٦٦ | HCI | ۱۳۸۰ |
| ۰/٦٥ | Gini | |
| ۰/۳۲ | Ln y | |
| ۰/۱٦ | HCI | ۱۳۹۰ |
| ۰/۰٥ | Gini | |
| ۰/۲۰ | Ln y | |

**مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار GWR**

## ٤-۳- برآورد الگو با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS)

نتایج حاصل از برآورد الگوی (٦) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ و توضیحات مربوط به آن در این قسمت آورده شده است و در ادامه سایر تخمین‌ها مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

**جدول (۳): آزمون تغییرات فضایی (آزمون دامنهٔ میان- چارکی)**

| نتیجه | چارک بالا | چارک پایین | ۲ S.E | S.E | سال | متغیر |
|---|---|---|---|---|---|---|
| نبود تغییرات فضایی | ۰/۰۱۸ | -۰/۰۱٤ | ۰/٦٦ | ۰/۳۳ | ۱۳۸۰ | HCI |
| وجودتغییرات فضایی | ۰/۰۲۸ | -۰/۰۳۳ | ۰/۰۰ | ۰/۰۰ | ۱۳۹۰ | |
| وجودتغییرات فضایی | -۰/۰۰۳ | -۰/۱۸ | ۱۱/۰۸ | ٥/٥٤ | ۱۳۸۰ | Gini |
| وجودتغییرات فضایی | ۱/۲۸ | -۰/۳۱۱ | ۰/۰۰ | ۰/۰۰ | ۱۳۹۰ | |
| نبود تغییرات فضایی | -۰/۰۰٤ | -۰/۰۷ | ۰/۰۰ | ۰/۰۰ | ۱۳۸۰ | Lny |
| وجودتغییرات فضایی | ۰/۳۱ | -۰/۱۷ | ۰/۰۰ | ۰/۰۰ | ۱۳۹۰ | |

**مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار GWR**

دلیل آوردن تخمین‌های روش حداقل مربعات معمولی در این قسمت، مقایسهٔ روش حداقل مربعات معمولی و روش رگرسیون وزنی جغرافیایی است که در قسمت‌های بعد آورده خواهد شد. با مقایسهٔ دو روش حداقل مربعات معمولی و روش رگرسیون وزنی جغرافیایی، نتیجه‌گیری می‌شود که کدام روش برای تخمین الگوی (٦) مناسب‌تر می‌باشد.

در جدول (٤) نتایج مربوط به تخمین الگوی رگرسیون با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی آورده شده است. نتایج ارائه شده در جدول (٤)، یک ضریب برای هر متغیر به صورت کلی ارائه داده است و همهٔ استان‌ها دارای یک تخمین واحد برای متغیرها هستند.

**جدول (٤): نتایج برآورد الگو با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی**

| احتمال آمارهٔ T | انحراف معیار | مقدار برآورد شده | سال | متغیر |
|---|---|---|---|---|
| ۰/۲۱ | ۰/۳۳ | ۰/۰٦۹ | ۱۳۸۰ | HCI |
| ۰/۰۰ | ۰/۰۰ | ۰/۰٥٦ | ۱۳۹۰ | |
| ۰/۱٦ | ٥/٥٤ | ۰/۹۰ | ۱۳۸۰ | Gini |
| ۰/۰۰ | ۰/۰۰ | -۱/۲۲ | ۱۳۹۰ | |
| ۰/۰۰ | ۰/۰۰ | -۰/۲۹ | ۱۳۸۰ | Lny79 |
| ۰/۰۰ | ۰/۰۰ | -۰/۲۳ | ۱۳۹۰ | |

**مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار GWR**

## ٤-٤- نتایج برآورد الگو با استفاده از رگرسیون وزنی جغرافیایی (GWR)

روش رگرسیون وزنی جغرافیایی، دامنهٔ تأثیرات هر یک از این متغیرها بر رشد اقتصادی را نشان می‌دهد. با استفاده از جدول (٥)، حداکثر و حداقل تأثیرگذاری هر متغیر بر رشد اقتصادی مشخص شده است.

**جدول (٥): نتایج تخمین الگو به روش رگرسیون وزنی جغرافیایی**

| حداکثر | چارک بالا | میانه | چارک پایین | حداقل | سال | متغیر |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ۰/۰۲٥ | ۰/۰۱۷ | ۰/۰۱۲ | -۰/۰۱٤ | -۰/۰۳۳ | ۱۳۸۰ | HCI |
| ۰/۰۳۲ | ۰/۰۲۸ | ۰/۰۲٦ | -۰/۰۳۳ | -۰/۰٥۷۹ | ۱۳۹۰ | |
| ۰/۱۳٦ | -۰/۰۰۳ | -۰/۰۳۰ | -۰/۱۸ | -۰/٤۲ | ۱۳۸۰ | Gini |
| ۲/۸۹ | ۱/۲۸ | -۰/۱۹۸ | -۰/۳۱۱ | -۰/۳٦۷ | ۱۳۹۰ | |
| ۰/۰۲۱ | -۰/۰۰٤ | -۰/۰۲۳ | -۰/۰۷٤ | -۰/۰۸۳ | ۱۳۸۰ | Lny79 |
| ۰/٤٥ | ۰/۳۱ | -۰/۲۱ | -۰/۱۷ | -۰/۸٥ | ۱۳۹۰ | |

**مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار GWR**

www.SID.ir

Archive of SID



در جدول (۵) خلاصه‌ای از ضریب متغیرها نشان داده شده و حداقل، حداکثر و میانه آنها آورده شده است. با توجه به میانه می‌توان جهت تأثیر هر یک از متغیرها بر رشد اقتصادی را مشخص کرد. اگر میانه متغیر مثبت باشد، نشان دهندهٔ تأثیر مثبت متغیر مورد نظر بر رشد اقتصادی است و اگر میانه منفی باشد، اثر منفی متغیر بر رشد اقتصادی را نشان می‌دهد.

تخمین GWR دامنهٔ [۰/۱۳٦ و ۰/٤۲-] را برای متغیر ضریب جینی (GINI) در سال ۱۳۸۰ نشان می‌دهد که حداقل و حداکثر تأثیر این متغیر بر رشد اقتصادی استان‌ها می‌باشد. میانه‌ای که برای این متغیر در جدول (۵) در سال ۱۳۸۰ نشان داده شده است، میزان تأثیر منفی توزیع درآمد بر رشد می‌باشد که معادل ۰/۰۳۰- است. این نتیجه به این معنی است که با افزایش نابرابری توزیع درآمد، رشد اقتصادی استان‌ها در ایران کاهش می‌یابد. بر طبق جدول (۵)، دامنه تأثیر ضریب جینی بر رشد در سال ۱۳۹۰ [۲/۸۹ و ۰/۳٦۷-] است. میانه این متغیر ۰/۱۹۸- است که دوباره نشان از تأثیر منفی این متغیر بر رشد اقتصادی استان‌ها دارد. نتایج روش رگرسیون وزنی جغرافیایی نشان می‌دهد که ضریب سرمایه انسانی در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ به ترتیب در دامنهٔ [۰/۰۲۵ و ۰/۰۳۳-] و [۰/۰۳۲ و ۰/۰۵۷-] و میانه این متغیرها به ترتیب برای سال ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰؛ ۰/۰۱۲ و ۰/۰۲٦ بوده است که نشان می‌دهد سرمایهٔ انسانی، اثر مثبت بر رشد اقتصادی استان‌ها داشته است. چنانچه گفته شد، در این مقاله، برای بررسی تأثیر توزیع درآمد بر رشد استان‌ها از الگوی همگرایی بارو استفاده شده است. ضریب لگاریتم درآمد واقعی سرانه در سال ۱۳۸۰ در دامنهٔ [۰/۰۲۱ و ۰/۰۸۳-] در بین استان‌های مختلف تغییر می‌کند و میانهٔ معادل ۰/۰۲۳- داشته است. برای سال ۱۳۹۰، در جدول (۵) دامنهٔ [۰/٤۵ و ۰/۸۵-] نشان داده شده است و میانهٔ این متغیر ۰/۲۱- است. منفی و معنادار بودن ضریب این متغیر نشان دهندهٔ همگرایی درآمد سرانه در استان‌ها است.

### ٤-۵- نتایج آزمون تحلیل واریانس[1]

در جدول (٦) آزمون تحلیل واریانس ارائه و برتری روش رگرسیون وزنی جغرافیایی یا روش حداقل مربعات معمولی نشان داده شده است. در این آزمون، فرضیهٔ صفر عدم برتری GWR بر OLS می‌باشد.

با توجه به این که بزرگ‌تر از ۲ بودن مقدار آمارهٔ F نشان دهندهٔ برتری روش رگرسیون وزنی جغرافیایی بر روش حداقل مربعات معمولی است، نتایج آزمون تحلیل واریانس در جدول (٦) نشان می‌دهد که برای سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ روش رگرسیون وزنی جغرافیایی بر روش حداقل مربعات معمولی برتری دارد.

همچنین در جدول (۷) آماره‌های $R^2$ و $R^2$ تعدیل شدهٔ دو روش حداقل مربعات معمولی و رگرسیون وزنی جغرافیایی آورده شده است. آماره‌های این دو روش با یکدیگر مقایسه می‌شود تا برتری یکی از این دو روش نتیجه شود.

**جدول (٦): آزمون تحلیل واریانس**

| ANOVA | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| مأخذ | SS | DF | MS | F | سال |
| باقیماندهٔ OLS | ۰/۵ | ٤ | – | – | ۱۳۸۰ |
| بهبود الگوی با استفاده از GWR | ۰/٤ | ۳/٤۱ | ۰/۱۰۸ | – | |
| باقیماندهٔ GWR | ۰/۱ | ۲۰/۵۹ | ۰/۰۰٤ | ۲۲/۷۹ | |
| باقیماندهٔ OLS | ۰/٤ | ٤ | – | – | ۱۳۹۰ |
| بهبود الگوی با استفاده از GWR | ۰/۲ | ۲/۹۹ | ۰/۰۷۹ | – | |
| باقیماندهٔ GWR | ۰/۲ | ۲۱/۰۱ | ۰/۰۰۷ | ۱۰/۲۰ | |

یادداشت: SS مجموع مربعات باقی مانده، DF درجهٔ آزادی، MS میانگین مربعات (حاصل تقسیم SS بر DF)، F حاصل تقسیم MS مربوط به بهبود الگو با استفاده از روش GWR بر MS مربوط به باقیماندهٔ GWR

**مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار GWR**

مقایسهٔ آماره‌های دو روش حداقل مربعات معمولی و رگرسیون وزنی جغرافیایی در جدول (۷) نشان می‌دهد که آماره‌های $R^2$ و $R^2$ تعدیل شده رگرسیون وزنی جغرافیایی نسبت به آماره‌های روش حداقل مربعات معمولی بیشتر است

1. Analysis of Variance (ANOVA)

www.SID.ir

Archive of SID



و بر اساس این معیارها نیز، برتری روش رگرسیون وزنی جغرافیایی بر روش حداقل مربعات معمولی، مشخص می‌شود. طبق جدول (۷)، در سال ۱۳۸۰ براساس روش حداقل مربعات، الگوی مورد نظر قادر است تنها ۹ درصد از رشد استان‌ها را توضیح دهد، در حالی‌که در روش GWR، ۳۱ درصد از رشد استان‌ها توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود. در سال ۱۳۹۰ نیز، روش OLS، ۵۳ درصد از تغییرات را توضیح می‌دهد، در حالی‌که در روش GWR، ۸۱ درصد از رشد اقتصادی استان‌ها توسط متغیرهای توضیحی الگو، توضیح داده می‌شود.

**جدول (۷): مقایسهٔ آماره‌های الگو در دو روش حداقل مربعات معمولی و رگرسیون وزنی جغرافیایی**

| | OLS | | | GWR | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| سال | $R^2$ تعدیل شده | ضریب تعیین | AIC | $R^2$ تعدیل شده | ضریب تعیین | AIC |
| ۱۳۸۰ | -۰/۰۵ | ۰/۰۹ | -۲۲/۵۱ | ۰/۰۵ | ۰/۳۱ | -۵۳/٦٧ |
| ۱۳۹۰ | ۰/٤٥ | ۰/۵۳ | -۲٦/۵٤ | ۰/۷٤ | ۰/۸۱ | ٤۰/۸٦ |

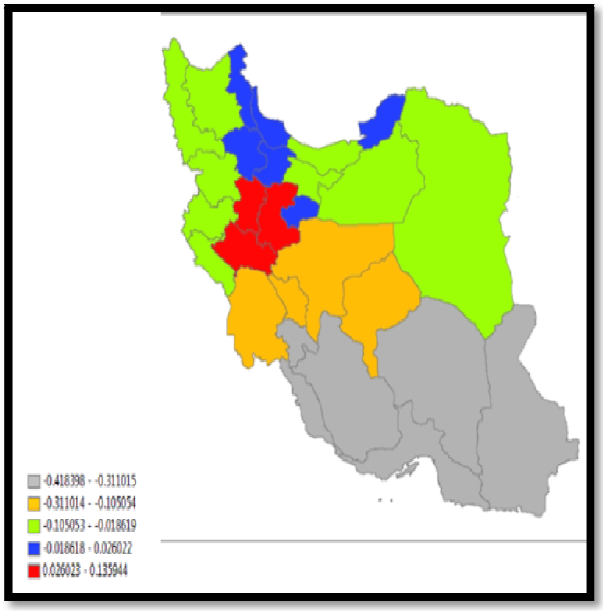
**مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار GWR**

### ٤-٦- تفسیر یافته‌های روش رگرسیون وزنی جغرافیایی

در روش رگرسیون وزنی جغرافیایی، برای همهٔ استان‌ها تخمین جداگانه آورده می‌شود. بر اساس این تخمین‌ها، نقشه‌های اثرگذاری نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی، ترسیم شده است. با توجه به نتایج حاصل از روش رگرسیون وزنی جغرافیایی، می‌توان سهم تأثیرگذاری ضرایب متغیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی را بر روی نقشهٔ جغرافیایی توسط نرم‌افزار GIS نشان داد.

در اینجا، تنها نقشه‌های مربوط به اثر فضایی نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی برای سال‌های ۱۳۸۰و ۱۳۹۰ آورده می‌شود[1]. این نقشه‌ها در شکل‌های (۲) و (۳) آورده شده است.

شکل (۲)، توزیع فضایی اثر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی در سال ۱۳۸۰ را نشان می‌دهد. همچنان‌که از شکل ۲ پیداست، اثرگذاری متغیر نابرابری توزیع درآمد بر حسب هر منطقه در حال تغییر است. حداقل تأثیرگذاری نابرابری بر رشد در استان‌های سیستان و بلوچستان، کرمان، هرمزگان، بوشهر، کهگیلویه و بویراحمد و فارس مشاهده می‌شود. نابرابری توزیع درآمد در استان‌های مرکزی، همدان و لرستان حداکثر تأثیر بر رشد اقتصادی را دارا می‌باشد. این استان‌ها در نقشه قرمز رنگ می‌باشند. در کل، حداقل تأثیرگذاری منفی و حداکثر تأثیرگذاری مثبت متغیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی مربوط به استان‌های فارس و لرستان است. در شکل (۲)، هر چه از استان‌های جنوبی به سمت استان‌های شمالی بر روی نقشه حرکت می‌کنیم، مقدار تأثیر ضریب جینی بر رشد استان‌ها افزایش می‌یابد.




**شکل (۲): پراکندگی اثرگذاری نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی استان‌های ایران، ۱۳۸۰**

**مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار GIS**

شکل (۳) توزیع فضایی اثرگذاری متغیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی استان‌ها را در سال ۱۳۹۰ نشان می‌دهد. اثرگذاری نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی بر حسب هر منطقه متفاوت می‌باشد. همان‌طور که در شکل (۳) مشاهده می‌شود، نابرابری توزیع درآمد در استان‌های خراسان، گلستان، مازندران، تهران، گیلان، قزوین، زنجان، آذربایجان غربی، آذربایجان شرقی و اردبیل کمترین اثر را بر رشد

۱. نقشه‌های مربوط به اثر فضایی سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی و همچنین برای کلیه سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ به دلیل کمبود فضا در اینجا آورده نشده و نزد نویسندگان موجود است.

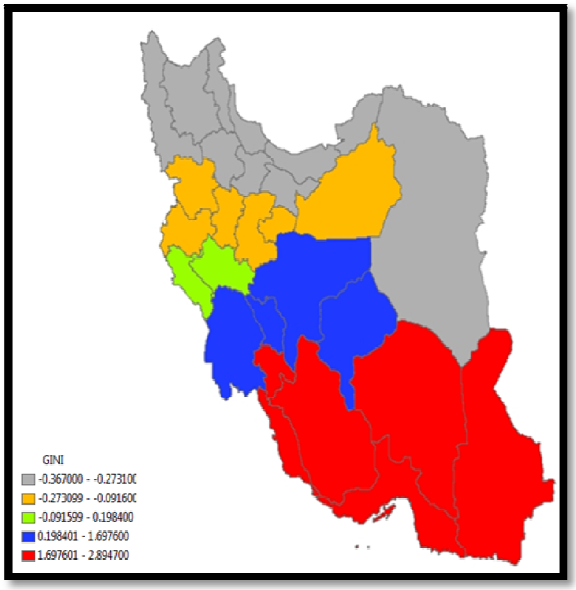
www.SID.ir

Archive of SID



اقتصادی دارد. نابرابری توزیع درآمد در استان سیستان و بلوچستان، کهگیلویه و بویر احمد، فارس، بوشهر و هرمزگان در سال ۱۳۹۰، حداکثر تأثیر بر رشد اقتصادی را داشته است. در کل، حداقل و حداکثر تأثیرگذاری متغیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد به ترتیب در استان‌های اردبیل و هرمزگان است.

نابرابری توزیع درآمد که در سال ۱۳۸۰ در نیمهٔ جنوبی کشور کمترین اثر بر رشد اقتصادی را داشته است، در سال ۱۳۹۰ حداکثر تأثیر بر رشد اقتصادی را دارد. بنابراین ملاحظه می‌شود که تغییرات عمده‌ای در ساختار اثرگذاری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی در این سال‌ها رخ داده است.




**شکل (۳): پراکندگی اثرگذاری نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی استان‌های ایران، ۱۳۹۰**

**مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار GIS**

### ٤-۷- نتایج تخمین با داده‌های پانلی

هنگامی‌که در الگوی داده‌های پانلی، متغیّر وابسته به صورت وقفه در طرف راست ظاهر می‌شود، برآوردگرهای OLS دیگر سازگار نخواهد شد (هشیائو[1]، ۱۹۸٦؛ آرلانو و باند[2]، ۱۹۹۱؛ و بالتاجی، ۱۹۹۵) و باید به روش‌های برآورد دو مرحله‌ای 2SLS (اندرسون و هشیائو)[3] یا گشتاورهای تعمیم یافته GMM متوسل شد. ماتیاس و سوستر[4] بیان می‌کنند که برآورد 2SLS ممکن است به دلیل مشکل در انتخاب ابزارها، واریانس‌های بزرگ برای ضرایب به وجود آورد و برآوردها از لحاظ آماری معنی دار نباشد.

از آنجا که متغیر سرمایه انسانی و رشد منطقه، ارتباطات درونی با یکدیگر دارند، از روش برآورد سیستمی گشتاورهای تعمیم یافته GMM که توسط آرلانو- باور/ بلوندل- باند[5] ارائه شده، استفاده گردیده است. در این روش، ارتباط درونی بین متغیرها در نظر گرفته می‌شود.

البته روش سیستمی آرلانو- باور/ بلوندل- باند تحت شرایطی می‌تواند استفاده شود که این شرایط عبارتند از: ۱- متغیرهای مقطعی (N) بزرگ و تعداد سال‌ها (T) کوچک باشد (در این مقاله تعداد مقطع‌ها ۲۸ و تعداد سال‌ها ۱۰ سال است) ۲- ارتباط متغیرها خطی باشد؛ ۳- متغیرهای مستقل اکیداً برون‌زا نباشند، به این معنی که وابسته به گذشته خود بوده یا ارتباطی با جمله اخلال داشته باشند (در الگوی رشد، سرمایه انسانی با متغیر رشد ارتباط دارد و بنابراین با جمله اخلال وابستگی دارد). ٤- اثرات ثابت در الگو در نظر گرفته شود. ۵- متغیر سمت چپ معادله پویا باشد؛ یعنی وابسته به گذشته آن باشد، که در الگوی رشد به این صورت است (دهقان شبانی، ۱۳۹۲: ۸۵).

با توجه به این مباحث، در این مقاله، معادله رشد توسط روش سیستمی گشتاورهای تعمیم یافته آرلانو- باور/ بلوندل- باند برای ۲۸ استان ایران طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ برآورد شده است.

برای ایجاد اطمینان در خصوص مناسب بودن روش برآورد الگو، در الگوهای GMM از دو آزمون استفاده می‌شود. ۱- آزمون سارگان (برای اثبات شرط اعتبار تشخیص بیش از حد یعنی صحت و اعتبار متغیرهای ابزاری). فرضیه صفر این آزمون نشان دهنده متغیرهای ابزاری مناسب است و ۲- آزمون همبستگی پسماندهای مرتبه اول AR(1) و مرتبه دوم AR(2). این آزمون نیز برای بررسی اعتبار و صحت متغیرهای ابزاری استفاده می‌شود. آرلانو و باند (۱۹۹۱) بیان

1. Hsiao (1986)
2. Arrelano & Bond (1991)
3. Anderson & Hsiao
4. Matyas & Sevestre
5. Arellano-Bover/Blundell-Bond

www.SID.ir

Archive of SID



می‌کنند که در تخمین GMM باید جملات اخلال همبستگی مرتبه اول AR(1) داشته باشند، اما دارای همبستگی پیاپی مرتبه دوم AR(2) نباشند. فرضیه صفر آزمون همبستگی پسماندها؛ همبسته نبودن پسماندها است.

طبق معادله رشد، تولید ناخالص داخلی سرانه تابع ۳ متغیر؛ سرمایه انسانی (Hci)، توزیع درآمد (GINI) و لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه دوره قبل ((Lny(t-1)) است. از آنجا که سرمایه انسانی بر رشد تأثیرگذار است و همچنین رشد نیز بر سرمایه انسانی تأثیر دارد، متغیر سرمایه انسانی به عنوان متغیر درونزا در برآورد الگوی رشد تعریف شده است. نتایج حاصل از برآورد الگو به روش GMM در جدول شماره ۸ آورده شده است.

طبق جدول (۸) سرمایه انسانی، تأثیر مثبتی بر تولید ناخالص داخلی داشته و در سطح اهمیت ۵٪ معنادار می‌باشد. متغیر ضریب جینی دارای تأثیر منفی بر رشد منطقه است، یعنی با افزایش نابرابری توزیع درآمد، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. متغیر تولید ناخالص داخلی دوره قبل نیز دارای تأثیر منفی و معنادار در سطح اهمیت ۵٪ است. ضریب این متغیر به عنوان ضریب همگرایی تفسیر می‌شود و انتظار می‌رود علامت آن منفی و بین صفر و ۱- باشد. منفی بودن این ضریب، نشانگر آن است که طی دورهٔ زمانی مورد بررسی، رشد استان‌های کم درآمد بیشتر از استان‌های با درآمد بالا است. براساس مقادیر آزمون سارگان و آزمون همبستگی پسماندهای مرتبه اول AR(1) و مرتبه دوم AR(2) در جدول (۸)، صحت اعتبار نتایج الگوهای آزمون شده بر اساس روش GMM تأیید می‌شود.

## ۵- بحث و نتیجه‌گیری

در مطالعاتی که در خصوص رشد و نابرابری در ایران وجود دارد، تاکنون توجه چندانی به نقش فضا نشده است. در حالی‌که امروزه بسیاری از مطالعات علمی، مستلزم استفاده از اطلاعات آماری است که بعد مکان (مجاورت و فاصله[1]) دخالت زیادی در آنها دارد و مفهومی تحت عنوان فضا را در مطالعات کنونی مطرح ساخته‌اند. بنابراین در این مقاله، با در نظر گرفتن بعد فضا به بررسی تأثیر توزیع درآمد بر رشد استان‌ها در ایران پرداخته شده است.

نتایج آزمون‌های تغییرات فضایی (آزمون مونت-کارلو و آزمون دامنهٔ میان-چارکی) نشان می‌دهد که تغییرات فضایی متغیرهای نابرابری توزیع درآمد، سرمایهٔ انسانی و درآمد واقعی سرانه در برخی از سال‌ها وجود داشته است. بنابراین، ناهمسانی فضایی در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ در استان‌های ایران به صورت نسبی وجود داشته است.

نتایج برآوردها، برتری رگرسیون وزنی جغرافیایی بر روش حداقل مربعات معمولی را نشان می‌دهد. نتایج روش رگرسیون وزنی جغرافیایی حاکی از آن است که نابرابری توزیع درآمد، اثر منفی بر رشد داشته است.

همچنین یافته‌های این مقاله نشان می‌دهد که نابرابری توزیع درآمد در استان‌های لرستان و هرمزگان حداکثر تأثیر بر رشد اقتصادی در طول سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ را داشته‌اند. حداقل تأثیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی نیز در استان‌های فارس و اردبیل بوده است.

**جدول (۸): نتایج برآورد الگوی رشد برای ۲۸ استان ایران طی دورهٔ (۱۳۹۰-۱۳۸۰) به روش GMM**

| متغیرها | ضرایب |
|---|---|
| C | -۱/۲۳<br>(۰/۰۰۰) -۳۸/۰٤ |
| Hci | ۰/۰۰۲<br>(۰/۰۰۰) ٦/٦٤ |
| Gini | -۳/٤٥<br>(۰/۰۰۰) -٤٤/۸۹ |
| Lny(t-1) | -۰/۰۲٤<br>(۰/۰۰۰) -٤۹/٤۰ |
| آزمون سارگان | ۲۷/۹٦<br>۰/۹۹ |
| آزمون AR(1) | (۰/۰۰۰) -٤/۳۰ |
| آزمون AR(2) | (۰/۱۰۲۲) -۱/٤٥ |
| والد | (۰/۰۰۰) ۹۰۸۸/٤٥ |

یادداشت‌ها: ۱- مقادیر ردیف اول هر متغیر ضریب متغیر در الگو و مقادیر ردیف دوم مقدار آماره t و مقادیر داخل پرانتز مقدار احتمال است.
۲- تعداد مشاهدات، ۲۵۲ می‌باشد.

**مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews 7**

1. Contiguity & Distance

www.SID.ir

Archive of SID



همچنین نتایج تحقیق با استفاده از رگرسیون داده‌های پانلی پویا نشان داد که نابرابری توزیع درآمد (ضریب جینی) تأثیر منفی بر رشد منطقه‌ای دارد. متغیر تولید ناخالص داخلی دوره قبل نیز دارای تأثیر منفی و معنادار در سطح اهمیت ۵٪ بوده است. منفی بودن این ضریب نشانگر آن است که طی دوره زمانی مورد بررسی، رشد استان‌های کم درآمد، بیشتر از استان-های با درآمد بالا بوده است.

از نتایج این مقاله می‌توان به تأثیر منفی نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی و تغییر در ساختار اثرگذاری اشاره کرد. بنابراین، سیاست‌گذاران می‌توانند برای ایجاد رشد اقتصادی در کشور، از سیاست‌هایی استفاده نمایند که ضمن ایجاد تغییرات ساختاری در ساختار برخی از استان‌ها، نابرابری توزیع درآمد را کاهش دهند.

## منابع


ابریشمی، حمید؛ مهرآرا، محسن و خطابخش، پریسا (۱۳۸٤). بررسی رابطه رشد و توزیع درآمد در ایران. *پژوهش نامه علوم انسانی و اجتماعی*، سال پنجم، شماره ۱۷، ۵۲-۱۳.

ابونوری، اسمعیل و اژدری، حسین (۱۳۷۸). اثر توزیع درآمد بر رشد اقتصادی؛ یک تحلیل بین کشوری با تأکید بر ایران. *فصلنامه علمی-پژوهشی علوم انسانی دانشگاه الزهرا*، سال نهم، شماره ۳۲، ۷۳-۵۳.

جعفری، مهدی (۱۳۸۷). بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۵٤. *پایان‌نامه کارشناسی ارشد علوم اقتصادی*، دانشگاه آزاد اسلامی واحد اراک.

دائی کریم‌زاده، سعید؛ آذربایجانی، کریم و جوانمردی، محمد (۱۳۹۲). آزمون همگرایی درآمدی در کشورهای D-8 (رهیافت‌های همگرایی سیگما، شاخص‌های تایل و آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های تابلویی). *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۰، ۷۲-۵۹.

دهقان‌شبانی، زهرا (۱۳۹۲). تأثیر چگالی جمعیت بر تمرکز فعالیت صنعتی و رشد منطقه ای در ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ٥٤، ۹۲-۵۵.

صادقی، حسین و مسائلی، ارشک (۱۳۸۷). رابطه رشد اقتصادی و توزیع درآمد با روند فقر در ایران با استفاده از رویکرد فازی. *رفاه اجتماعی*، شماره ۲۸، ۱۷۲-۱۵۱.

صمدی، علی حسین و آماره، جواد (۱۳۸۹). جرایم اقتصادی، نابرابری توزیع درآمد و توسعه اقتصادی: اقتصاد ایران (۱۳۸۵-۱۳٦٤). *جستارهای اقتصادی*، سال هفتم، شماره ١٤، ۹۲- ٦۹.

محمودی، ابوالفضل (۱۳۹۲). برآورد خط فقر نسبی در مناطق شهری ایران، کاربرد داده‌های پانل در سیستم مخارج خطی. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۳، ٦۰-٤۳.

مهدوی عادلی، محمدحسین و رنجبرکی، علی (۱۳۸٤). رابطه بلندمدت بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۱۸، ۱۳۸-۱۱۳.

Alesina, A. & Perotti, D. (1996). Income Distribution, Political Instability, and Investment. *European Economic Review*, 40, 1203–1228.

Alesina, A. & Rodrik, D. (1994). Distributive Politics and Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 109(2), 465-490.

Andrade, J.A.S., Duarte, A.P.S. & Simoes, M.C.N. (2011). Inequality and Growth in Portugal: A Time Series Analysis. *Pej Meeting*, 1-24.

Anselin L. (1988). Spatial Econometrics: Methods and Models. *Kluwer Academic Publishers*, Dordrecht.

Arellano, M. & Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.

Atems, B. (2013). The Spatial Dynamics of Growth and Inequality: Evidence Using U.S. County-Level Data. *Economics Letters*, 118,


www.SID.ir

Archive of SID



19-22.

Baltagi, B.H. (1995). Econometric Analysis of Panel Data. *New York: John Wiley & Sons*.

Barro, J. B. (1999). Inequality, Growth and Investment. *NBER Working Paper*, 7038, 1-52

Barro, J.B. (2000). Inequality and Growth in A Panel of Countries. *Journal of Economic Growth*, 5, 5-32.

Barro, R.J. & Sala-i-Martin, X. (2004). Economic Growth. *New York: McGraw-Hill.*

Benhabib, J. & Rustichini, A. (1996). Social Conflict and Growth. *Journal of Economic Growth*, 1, 125-142.

Blanco, L. (2010). Life Is Unfair in Latin America, But Does It Matter for Growth. *World Development*, 3(38), 393–404.

Bourguignon, F. & Verdier, T. (2000). Oligarchy, Democracy, Inequality, and Growth. *Journal of Development Economics*, 62, 285-313.

Chambers, D. & Krause, A. (2010). Is The Relationship between Inequality and Growth Affected by Physical and Human Capital Accumulation?. *Journal of Economic Inequality*, 2(8), 153-172.

Dadkhah, K.M. (2001). Income Distribution and Economic Growth in The United States: 1947-2001. *http://www.dac.neu.edu/economics/library/research/03-006.pdf.*

Davtyan, K. (2014). Interrelation among Economic Growth, Income Inequality, and Fiscal Performance: Evidence from Anglo-Saxon Countries. *Universitat de Barcelona. Institut de Recerca en Economia Aplicada Regional i Pública,*Working Paper,IR 141005.

Fields, G.S. (1979). Welfare Economic Approach to Growth and Distribution in the Dual Economy. *Quarterly Journal of Economics*, 93, 325-351.

Garcia, F. & Banderia, A.C. (2004). Economic Reforms, Inequality and Growth in Latin America and The Caribbean. *University of Sao Paulo*, School of Economics and Business.

Glomm, G. & Kaganovich, M. (2008). Social Security, Public Education and The Growth-Inequality Relationship. *European Economic Review*, 52, 1009-1034.

Gobbin N. & Rayp G. (2004). Inequality and Growth: Does Time Change Anything. Ghent University, *Department of Economics*.

Hsiao, C. (1986). Analysis of Panel Data. Cambridge*: Cambridge University Press.*

Huang, H., Lin, Y. & Yeh, C. (2009). Joint Determinations of Inequality and Growth. *Economics Letters*, 103, 163-166.

Kalwij, A. & Verschoor, A. (2007). Not by Growth Alone: The Role of the Distribution of Income in Regional Diversity in Poverty Reduction. *European Economic Review*, 4(51), 805–829.

Keefer, P. & Knack, S. (2002). Polarization, Politics and Property Rights: Links between Inequality and Growth. *Public Choice*, 111(1), 127-154.

Lesage, J. P. (1998). Spatial Econometrics. *Department of Economics*, University of Toledo, 1-273.

Mekenbayeva, K. & Karakus, S.B. (2011). Income Inequality and Economic Growth: Enhancing or Retarding Impact? A Panel Data Analysis. *The Faculty of Economics and Administrative Sciences*, Ege University, Izmir, Turkey, 1-37.

Mirrlees, J. (1971). An Exploration in the Theory of Optimum Income Taxation. *Review of Economic Studies*, 38(114), 175-208.

Ogus Binatli, A. (2012). Growth and Income Inequality: A Comparative Analysis. *Economics Research International*, Article ID 569890, 1-7.

Paas, T. & Schlitte, F. (2010). Spatial Effects of Regional Income Disparities and Growth in The Countries and Regions. *University of Tartu,* Estonia, 1-11.

Panizza, U. (2002). Income Inequality and Economic Growth: Evidence from American Data. *Journal of Economic Growth*, 7, 25-41.

Pede, V.O., Sparks A.H. & McKinley, J.D. (2012). Regional Income Inequality and Economic Growth: A Spatial Econometrics Analysis for Provinces in The Philippines. *International Rice Research Institute*, 1-23.

Perotti, R. (1996). Growth, Income Distribution, and Democracy: What the Data Say? *Journal of Economic Growth*, 1(2), 149-187.

Persson, T. & Tabellini, G. (1994). Is Inequality Harmful for Growth. *The American Economic*

www.SID.ir

Archive of SID



*Review*, 84, 600-621.

Rajaram, R. (2009). Poverty, Income Inequality and Economic Growth in U.S. Counties: a spatial analysis. *Department of Economics*, *Terry College of Business*, The University of Georgia, Athens, 1-33.

Risso, W.A., Punzo, L.F. & Carrera, E.J.S. (2013). Economic Growth and Income Distribution in Mexico: A Cointegration Exercise. *Economic Modeling*, 35, 708-714.

Rodriguez-pose, A. & Tselios, V. (2008). Inequality in Income and Education and Regional Economic Growth in Western Europe. *Department of Geography and Environment*, London School of Economics, 1-33.

Rymaszewska, J.G., Tyrowicz, J. & Kochanowicz, J. (2010). Intra- Provincial Inequalities and Economic Growth in China. *Selected Works of Joanna Tyrowicz*, available at: http://works.bepress.com/jtyrowicz/21.

Voitchovsky, S. (2005). Does the Profile of Income Inequality Matter for Economic Growth? Distinguishing between the Effects of Inequality in Different Parts of the Income Distribution. *Journal of Economic Growth*, 10(3), 273–296.

Walker, D.O. (2007). Patterns of Income Distribution among World Regions. *Journal of Policy Modeling*, 29, 643–655.

Woo, J. (2011). Growth, Income Distribution, and Fiscal Policy Volatility. *Journal of Development Economics*, 96, 289–313.

www.SID.ir