https://erd.um.ac.ir

Research Article

Vol. 29, No. 1, 2022, p. 116-147

The Spatial Spillover Effects of Urbanization on the Convergence of Iranian Provinces (Beta Spatial Convergence)

M.A. Shabani[1], A.A. Naji Meidani[2]*, M. Hooshmand[3], M. Ghorbani[4]

1- This Article Is Part of the First Author's Doctoral Dissertation at the International Campus of Ferdowsi University of Mashhad, Iran
2- PhD Student in Economics, International Campus, Ferdowsi University of Mashhad, Iran
3- Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Administrative and Economic Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Iran
4- Professor, Department of Economics, Faculty of Administrative and Economic Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Iran
5- Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Ferdowsi University of Mashhad, Iran

(*- Corresponding Author Email: naji@um.ac.ir)
https://doi.org/10.22067/erd.2021.68839.1012

Received: 2021/02/09 Revised: 2021/10/30 Accepted: 2021/11/28	**How to cite this article:** Shabani, M. A.; Naji Meidani, A. A., Hooshmand, M., & Ghorbani, M. (2022). The Spatial Spillover Effects of Urbanization on the Convergence of Iranian Provinces (Beta Spatial Convergence. *Economics and Regional Development Journal*, *29*(1): 116-147. (in Persian with English abstract). https://doi.org/10.22067/erd.2021.68839.1012
Available Online: 2021/12/08	

1- INTRODUCTION

Economic growth in a country is always one of the important goals and achieving this goal requires growth in all areas related to that economy.

Achieving this goal is possible when the competitiveness of the regions increases and its economic performance improves and economic growth in all economic regions tends to a steady trend and becomes so-called convergent. One of the factors that have been considered in recent years as a factor explaining economic growth is the proximity and spatial position of regions. Therefore, the purpose of this article is to investigate the effects of spatial urban spillover on economic growth of the provinces and also the role of urbanization on the rate of convergence of provinces.

2-THEORETICAL FRAMEWORK

One of the important issues in urban economics is how the relationship between urban population growth and economic growth. In this regard, Lefebvre (2009) considered the economic structure and economic growth. According to Bertinley and Black (2004), the channels through which urbanization affects economic growth: First, cities play an important role in the economies and societies of developed and developing countries by providing opportunities for people to benefit from educational, employment and health services in the economic structure of the city.

Second, urbanization allows businesses to take advantage of economies of scale due to externalities, and this makes it possible for companies to specialize and reduce transaction costs. Third, urbanization is a major factor in entrepreneurship. The concentration of population and businesses in cities makes the urban population easily finance their idea and provide the conditions for promoting business ideas and access to local markets with higher consumer density, and ultimately there are spillover effects, these positive external effects of development. Cities in neighboring areas are identified through migration and active interaction. Therefore, according to these theories, there is no separate region and the growth of each region is affected by the growth of the surrounding regions. Thus, despite the effects of urban spillovers, the economic growth of the provinces is converging. In the economic literature, the main idea of convergence is that the lower per capita economy experiences a higher growth rate than the higher per capita economy.

3-METHODOLOGY

Econometric researchers believe that due to the impact of economic performance of an area on neighboring areas, if the spatial dependence between observations and these effects are not taken into account, the conventional estimation method will be biased and the effect of factors trying to study them will be erroneous. Since the variables used in this study have a spatial aspect and are affected by spatial correlation, and considering that the main purpose of this study is to analyze the role of urbanization in the spatial convergence rate of the provinces, the spatial econometric model is used. Consider each other's observations and the effect of changes in dependent and explanatory variables on neighboring observations. Spatial growth models explicitly include spatial factors in growth models. These models pay more attention to spillovers and seek to find the main drivers of long-term growth in space.

4-DISCUSSION

Before estimation of spatial models, to emphasize the need to use spatial patterns in this study, diagnostic tests were performed to estimate the pattern as panel data. As stated in the methodology section, the research model is estimated in three stages. In the first stage, the absolute convergence model is estimated in which there is no urbanization variable. In the second stage, to evaluate the effect of urbanization on convergence and its speed, conditional beta convergence is estimated in terms of urbanization effects, and in the third stage, the space camera model is estimated in terms of urban spatial effects. In absolute beta convergence, it is assumed that the model parameters are the same and the only cause of changes in the economic growth of the provinces are their initial values. Another important point that should be considered before estimation is the spatial effects test that was analyzed in the above sections and therefore the estimation patterns should be estimated in terms of these spatial effects. The results of the first stage estimate show that the sign of convergence coefficient is negative and significant and indicates the existence of absolute

beta convergence, i.e., provinces with lower per capita production have faster economic growth than provinces with higher per capita production. Convergence rate is estimated to be 0.0563, This coefficient indicates that about 5.63% of the gap between the initial state of per capita production and the state of equilibrium with its stability is eliminated annually. With the introduction of the urbanization variable into the model, the use of absolute beta convergence is no longer correct because economic growth is also affected by other factors such as urbanization, so in this case conditional beta convergence is raised. In the second stage, the results show that the inclusion of the urbanization variable in the convergence equation leads to a decrease in the estimated coefficient for the initial per capita production variable. In other words, the convergence rate has increased by 1.45% compared to the previous case. The positive effect of urbanization on the convergence of provinces.

Finally, the general convergence hypothesis that other parameters are not constant is investigated and the conditional beta convergence is estimated using the space camera model in terms of other effective variables. The results indicate that in this case, each province has an average rate of 14.29% are moving towards sustainable growth. Therefore, it can be claimed that in terms of direct effects and spatial effects (spillover) of urbanization, the rate of convergence increases.

5- CONCLUSIONS & SUGGESTIONS

The purpose of this study is to investigate the economic convergence among the provinces of Iran during the years 2005 to 2017. For this purpose, two types of convergence, absolute beta and conditional beta, were investigated by using spatial growth models. Therefore, first, by performing Moran I test and LM test, the necessity of using spatial models was confirmed. In the present study, in order to better explain the role of urbanization in the rate of convergence of the provinces, the research model was examined in three stages. The results of all models show that the provinces of the country are economically convergent and the existence of absolute and conditional beta convergence between the provinces is

confirmed, i.e., less developed provinces have a higher economic growth rate and provinces that are stable from equilibrium. They are more distant; they have a higher economic growth rate. Considering the significance and positive effects of urban spatial spillover, it can be concluded that increasing the interaction and return of citizens to neighboring areas in the provinces due to the effects of the spillover will cause economic growth in neighboring provinces and this will increase the speed of economic convergence.

Keywords: Beta Convergence, Spatial Dynamic Panel, Urbanization, Spillover Effects.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

اقتصاد و توسعه منطقه‌ای، سال بیست و نهم، دوره جدید شمارهٔ ۱، پیاپی ۲۳، بهار و تابستان ۱۴۰۱
https://erd.um.ac.ir

اثرات سرریز فضایی شهرنشینی بر همگرایی اقتصادی استان‌های ایران (در چارچوب همگرایی فضایی بتا)[۱]

محمدعلی شعبانی
دانشجوی دکتری اقتصاد پردیس بین‌الملل دانشگاه فردوسی مشهد، ایران
علی‌اکبر ناجی میدانی [۲]
دانشیار گروه اقتصاد دانشکده علوم اداری و اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد، ایران
محمود هوشمند
استاد گروه اقتصاد دانشکده علوم اداری و اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد، ایران
محمد قربانی
استاد گروه اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد، ایران

نوع مقاله: پژوهشی
https://doi.org/10.22067/erd.2021.68839.1012

چکیده

یکی از محورهای برنامه‌های توسعه اقتصادی در ایران، گرایش از برنامه‌ریزی بخشی به سمت برنامه‌ریزی منطقه‌ای است و هدف این گرایش، تخصیص منابع و فعالیت‌ها به هر نقطه بر مبنای استعدادها و ویژگی‌های خاص آن و کاهش شکاف رشد اقتصادی بین مناطق مختلف کشور است. بر این اساس، مطالعاتی در زمینه شناخت وضع موجود این مناطق، روند آن در آینده و شناسایی عوامل مؤثر در رشد اقتصادی هر منطقه می‌تواند برای برنامه‌ریزان اقتصادی و منطقه‌ای در تنظیم برنامه‌های توسعه اقتصادی سودمند باشد. هدف این مقاله بررسی اثرات سرریز فضایی شهرنشینی بر رشد اقتصادی استان‌های کشور و همچنین نقش شهرنشینی بر سرعت همگرایی استان‌هاست. برای این منظور، ابتدا همگرایی (بتا) رشد اقتصادی استان‌های ایران در طی سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۷ با استفاده از مدل پانل فضایی برآورد شده، سپس به نقش شهرنشینی در سرعت همگرایی استان‌ها پرداخته شده است. نتایج به دست آمده در این پژوهش، نشان می‌دهد با توجه به اینکه رشد اقتصادی استان‌های کشور دارای اثرات فضایی و مکانی بوده و رشد هر استان متأثر از استان‌های مجاور نیز است. ازاین‌رو همگرایی فضایی از نوع بتا بین استان‌های کشور تأیید می‌شود. همچنین شهرنشینی یکی از متغیرهای مؤثر بر رشد اقتصادی استان‌ها است و اثر فضایی آن به لحاظ آماری معنی‌دار بوده و باعث افزایش سرعت همگرایی اقتصادی استان‌ها می‌شود.

کلیدواژه‌ها: همگرایی بتا، پانل پویای فضایی، شهرنشینی، اثرات سرریز
طبقه‌بندی JEL: R10 ،O40،O14

۱- این مقاله بخشی از رساله دکتری نویسنده اول در پردیس بین‌الملل دانشگاه فردوسی مشهد است.

۲ - نویسنده مسئول- naji@um.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۱/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۹/۰۷
صفحات: ۱۴۷-۱۱۶

۱- مقدمه

رشد و توسعه اقتصادی در یک کشور همواره یکی از اهداف مهم محسوب می‌شود و دستیابی به این هدف، مستلزم رشد و توسعه در تمام مناطق مرتبط با آن اقتصاد است. تحقق این هدف زمانی امکان‌پذیر است که قدرت رقابت منطقه‌ای افزایش و عملکرد اقتصادی آن بهبود پیدا کرده و رشد اقتصادی در همه‌ی مناطق اقتصادی به یک روند ثابتی گرایش پیدا کند و به‌اصطلاح همگرا شود.

فرضیه همگرایی، ازجمله نتایج حاصله از مدل‌های رشد نئوکلاسیک‌ها است. بنا به تعریف، مفهوم همگرایی عبارت است از رشد سریع‌تر مناطق (یا اقتصادهای) با درآمد سرانه کمتر، نسبت به مناطق با درآمد سرانه بیشتر (Barro & Sla-i-Martin,1991). بنابراین مطابق این مفهوم بعد از گذشت مدت‌زمان مشخصی و با فرض ثابت بودن سایر شرایط، مناطق فقیرتر از حیث وضعیت اقتصادی به مناطق ثروتمندتر نزدیک می‌شوند(Motafaker Azad et al., 2012) .

یکی از عواملی که در سال‌های اخیر به‌عنوان عامل توضیح دهنده رشد اقتصادی مورد توجه قرار گرفته، مجاورت و موقعیت فضایی مناطق می‌باشد واقعیت این است که در پژوهش‌های تجربی درباره پروسه رشد منطقه‌ای نمی‌توان یک منطقه را مستقل از مناطق دیگر در نظر گرفت؛ چراکه طبق قانون جغرافیایی اول توبلر (۱۹۷۰)، هر مکانی به مکان دیگر وابسته است و مکان‌هایی که به هم نزدیک‌ترند، بیشترین تأثیر را نسبت به مکان‌های دورتر، بر همدیگر دارند (Tobler, 1970). در این زمینه برتنلی و بلک (۲۰۰۴) یکی از کانال‌های مؤثر بر رشد را اثرات سرریز شهرنشینی می‌دانند بدین‌صورت که این اثرات بیرونی مثبت توسعه شهری روی مناطق همجوار از طریق مهاجرت و تعامل فعال افراد شناخته می‌شوند. جمعیت شهری با انتقال اطلاعات و مهارت‌های تولید و فناوری از طریق مهاجرت و برگشت به مناطق قبلی‌شان باعث بهبود آن نواحی می‌شود (McKenzie & Sasin, 2007). لذا بر طبق این نظریات هیچ منطقه‌ای مجزا نیست و توسعه هر منطقه تحت تأثیر توسعه مناطق اطراف است؛ بنابراین با وجود اثرات سرریز شهرنشینی، رشد اقتصادی استان‌ها همگرا می‌گردد.

با توجه به مطالب ارائه شده، در این تحقیق به بررسی اثرات فضایی شهرنشینی بر سرعت همگرایی رشد اقتصادی استان‌های ایران در طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۵ پرداخته می‌شود. بدین منظور در بخش دوم مبانی نظری اثرات مستقیم و سرریز شهرنشینی بر رشد اقتصادی از دیدگاه ادبیات اقتصادی تشریح شده، سپس در بخش سوم به مروری بر مطالعات انجام شده و نوشتارهای تجربی در این رابطه

پرداخته شده است. بخش چهارم مربوط به روش‌شناسی تحقیق است که به اقتصادسنجی فضایی و معرفی مدل می‌پردازد و بخش پایانی مطالعه حاضر شامل برآورد مدل و نتیجه‌گیری است.

۲- مبانی نظری

۲-۱- همگرایی

در ادبیات اقتصادی، رابطه میان نرخ رشد و درآمد اولیه، با توجه به شرایط ساختاری، تحت عنوان همگرایی اقتصادی[1] موردبررسی قرار می‌گیرد (Akbari & Farahmand, 2005). ایده اصلی همگرایی به این صورت می‌باشد که بر اساس آن اقتصاد با درآمد سرانه کمتر، نسبت به اقتصاد با درآمد سرانه بیشتر نرخ رشد بالاتری را تجربه می‌کند. از دهه ۱۹۸۰ یکی از مسائل مهم و برجسته ادبیات اقتصاد کلان، مسئله همگرایی یا واگرایی اقتصادی بر حسب درآمد سرانه (یا تولید سرانه) بین کشورها یا مناطق جهان بوده است. مسئله همگرایی از مدل‌های رشد نئوکلاسیک مانند مدل‌های سولو (۱۹۶۵) به دست آمده است که بر پایه فرضیه بازده نهایی نزولی سرمایه تجدیدپذیر استوار است (Foroughipour, 2006).

بارو و سالایی مارتین (۱۹۹۱) مفهوم همگرایی را به همگرایی سیگما (σ) و همگرایی بتا (β) تقسیم کردند. همگرایی بتا خود به دو نوع همگرایی مطلق[2] و همگرایی شرطی[3] تقسیم می‌شود. در همگرایی بتای مطلق، تمامی اقتصادها درنهایت به یک سطح از تعادل باثبات و درآمد سرانه همگرا می‌شوند و هر اقتصادی از نقطه مشترک تعادل باثبات، فاصله بیشتری داشته باشد، رشد اقتصادی بالاتری خواهد داشت. در همگرایی بتای شرطی هر اقتصاد به سطح تعادلی باثبات ویژه خود همگرا می‌شود و اقتصادی که از تعادل باثبات خود فاصله بیشتری داشته باشد، رشد اقتصادی بالاتری را تجربه خواهد کرد (Motafaker Azad et al., 2012). در مورد همگرایی سیگما نیز می‌توان گفت گروهی از کشورها یا مناطق با هم همگرایی سیگما خواهند داشت اگر پراکندگی (واریانس) درآمد سرانه‌شان در طی زمان کاهش یابد؛ یعنی $\sigma_{yt+T} < \sigma_{yt}$ باشد، به‌طوری‌که σ_{yt} نشانگر انحراف معیار y در زمان t است (Fallahi & Rodriguez, 2007).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[1] Economic Convergence
[2] Absolute β convergence
[3] Conditional β convergence

مدل‌های همگرایی سنتی

در بسیاری از موارد مدل‌های همگرایی تحت عنوان همگرایی سنتی بیان شده است. این مفهوم از همگرایی بر اساس فرضیه مدل‌های رشد نئوکلاسیک[1] شکل گرفته است و بیان می‌کند که مناطق با سطوح درآمد اولیه پائین‌تر نرخ رشد و توسعه اقتصادی بالاتری نسبت به مناطق با سطوح درآمد اولیه بالاتر دارند؛ به‌عبارت‌دیگر سطح اولیه درآمد و توسعه اقتصادی با هم همبستگی منفی دارند. همگرایی بتا مطلق به‌صورت رابطه شماره یک بیان می‌شود:

$$\frac{1}{T}Ln\left(\frac{y_{i.t+T}}{y_{i.t}}\right) = \alpha + \beta Ln(y_{i.t}) + \varepsilon_{i.t} \quad (1)$$

که در آن میزان $y_{i.t}$ درآمد (میزان تولید) ناحیه i در سال t و Tطول دوره موردبررسی است. α و β نشانگر ضرایب رگرسیون و ε نیز نشان دهنده جمله خطا است. اگر بتا (β) منفی باشد یک همبستگی منفی و معنی‌داری بین سطح درآمد اولیه و رشد اقتصادی وجود دارد و نشان دهنده این است که مناطق کمتر توسعه یافته دارای رشد اقتصادی سریع‌تری می‌باشند و این یعنی مناطق در حال همگرا شدن به یک سطح پایدار هستند (Zhang et al., 2016).

همگرایی شرطی به‌صورت رابطه شماره (۲) برآورد می‌گردد:

$$\frac{1}{T}Ln\left(\frac{y_{i.t+T}}{y_{i.t}}\right) = \alpha + \beta Ln(y_{i.t}) + \gamma X_{i.t} + \varepsilon_{i.t} \quad (2)$$

که در آن $X_{i.t}$ متغیر شرطی و γ ضریب آن را نشان می‌دهد. همچنین لازم به ذکر است که در مدل‌های همگرایی فوق اگر $\beta < 0$ باشد، استدلال می‌کنیم که همگرایی وجود دارد و درنتیجه استان‌های کمتر توسعه یافته، رشد اقتصادی سریع‌تری دارند (Keung, 2010).

[1] Neoclassical Economic Growth Model

مدل‌های همگرایی فضایی

در اقتصادسنجی فضایی مرسوم وقتی گفته می‌شود که دو متغیر X و Y به‌طور مستقیم به هم همبسته‌اند، بدین معنی است که مقادیر بالای X با مقادیر بالایY، همبسته و همچنین مقادیر متوسط X ، به سمت مقادیر متوسط Y گرایش داشته و درنهایت مقادیر کمتر X با مقادیر کمتر Y، همبسته است؛ اما در اقتصادسنجی فضایی ما با یک متغیر Y سر و کار داریم و درصورتی‌که همبستگی فضایی مثبت باشد، بدین معنی است که مناطقی که دارای Y بیشتر هستند توسط مناطق با مقادیر Y بیشتر، احاطه شده‌اند، همچنین مناطق با Y متوسط، توسط مناطق با Y متوسط، و درنهایت مناطق با Y کمتر، توسط مناطقی با Y کمتر، احاطه شده‌اند (Paelinck & Griffith, 2011). در حقیقت وابستگی فضایی، پدیده‌ای است که در داده‌های نمونه‌ای دارای عنصر مکانی روی می‌دهد. به‌طوری‌که وقتی مشاهده‌ای مربوط به یک محل مانند i وجود داشته باشد، این مشاهده به مشاهدات دیگر در مکان‌های j $(i \neq j)$وابسته است (Mameipour & Abdi, 2017).

در مدل‌های فضایی، فرض وابستگی فضایی میان مناطق به معنی تحت تأثیر قرار گرفتن یک منطقه نسبت به موقعیت مکانی‌اش در منطقه است؛ بنابراین در همگرایی شرطی، یک قید منطقه‌ای به فضای جغرافیایی اطراف یک منطقه اضافه و نرخ رشد تولید سرانه با سطوح اولیه آن مربوط می‌شود (Kasraei, 2007). در توضیح بیشتر وابستگی فضایی می‌توان گفت که پدیده رشد اقتصادی یا بهره‌وری کل عوامل تولید در مکانی مانند i تحت تأثیر صرفاً عوامل درون منطقه‌ایi نیست، بلکه عوامل دیگری تحت عنوان وابستگی فضایی که ناشی از مجاورت این منطقه با دیگر مناطق است و همچنین بعد فاصله این منطقه با سایر مناطق (j) بر وضعیت متغیرها در منطقهi دخالت دارند (Akbari, 2005)؛ بنابراین با در نظر گرفتن اثرات سرریز و وابستگی فضایی، همگرایی در مناطق مختلف به هم مرتبط است، به‌طوری‌که در این حالت، نرخ رشد (سرعت همگرایی) یک منطقه، نه‌تنها به سطح اولیه درآمد(تولید) آن منطقه بستگی دارد بلکه به سطح اولیه درآمد مناطق مجاورش نیز وابسته خواهد بود. علاوه بر این، حالت پایدار یک منطقه هم به پارامترهای ساختاری خود منطقه و هم به پارامترهای ساختاری مناطق مجاور آن نیز بستگی خواهد داشت و این ارتباط توسط ماتریس وزنی فضایی میسر می‌شود (Pfaffermayr, 2009).

۲-۲- اثرات مستقیم و سرریز شهرنشینی بر رشد اقتصادی

یکی از مباحث مهمی که در اقتصاد شهری مطرح است، چگونگی رابطه‌ی بین رشد جمعیت شهری

و رشد اقتصادی است. در این رابطه لوفور (۲۰۰۹) ساختار اقتصادی و رشد اقتصادی را مورد توجه قرار داد، به اعتقاد او انقلاب شهری مجموع دگرگونی‌هایی است که در جامعه معاصر رخ می‌دهد و سبب گذار از دوره تسلط مسائل رشد اقتصادی و صنعتی شدن به دوره تسلط و تعیین‌کنندگی مسائل شهری می‌شود. به اعتقاد او صنعتی شدن تنها در شهرنشینی به کمال می‌رسد و این شهرنشینی است که در حال حاضر بر تولید و سازمان‌یابی صنعتی غلبه دارد. درنتیجه نقش ویژه فضا در سازمان‌یابی تولید و الگویابی روابط اجتماعی در ساخت شهر آشکار می‌شود (Lefebvre, 2009) .

از نظر برتینلی و بلک (۲۰۰۴) کانال‌های مختلفی وجود دارد که از طریق آنها شهرنشینی بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد. ۱- شهرها در اقتصاد و جامعه کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه با فراهم کردن فرصت‌هایی برای مردم جهت بهره‌مندی از خدمات آموزشی، اشتغال و سلامت نقش مهمی در ساختار اقتصادی شهر ایفا می‌کنند (Aghion & Howitt, 2009).

۲- شهرنشینی شامل تراکم مردم و بنگاه‌های اقتصادی است که باعث کاهش هزینه‌های تولید آنها می‌شود. شهرنشینی به بنگاه‌های اقتصادی این امکان را می‌دهد تا در صرفه‌های خارجی ناشی از مقیاس از مزایایی برخوردار باشند و این عامل تخصصی شدن و کاهش هزینه‌های معاملات شرکت‌های تولیدی را امکان‌پذیر می‌نماید (Kumar & Kober, 2012).

۳- شهرنشینی عامل اصلی کارآفرینی است (Glaeser et al., 2010). تمرکز جمعیت و بنگاه‌های اقتصادی در شهرها باعث می‌شود جمعیت شهری به‌راحتی ایده خود را تأمین مالی نموده و شرایط را برای ترویج ایده‌های تجاری و دسترسی به بازارهای محلی با تراکم مصرف‌کننده بالاتر فراهم آورد. لوفران و شولتز(Loughran & Schultz, 2005) نشان دادند که در صورت ثبات سایر عوامل، جغرافیا بر عملکرد شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد و شرکت‌های شهری سودآورتر از روستایی هستند این تفاوت باعث می‌شود مناطق شهری برای کارآفرینان و شرکت‌ها جذاب‌تر شود (Bacolod et al., 2010).

۴- اثرات سرریز وجود دارد، این اثرات بیرونی مثبت توسعه شهری روی مناطق همجوار از طریق مهاجرت و تعامل فعال شناخته می‌شوند (Cali & Menon, 2009). جمعیت شهرها با انتقال اطلاعات و مهارت‌های تولید و فناوری از طریق مهاجرت و برگشت به مناطق قبلی‌شان باعث بهبود آن نواحی می‌شوند (McKenzie & Sasin, 2007). هرگونه افزایش یا کاهش در تولید که ناشی از ورود عوامل تولید از

مناطق دیگر به منطقه موردنظر باشد به‌عنوان سرریز معرفی می‌گردند این سرریزها، تحت عنوان پیامدهای خارجی[1]، نیز مطرح می‌شوند که توزیع فضایی آنها بین مناطق مختلف، در نظریات متعددی مورد توجه قرار گرفته است. نظریات حوزه رشد منطقه‌ای، اقتصاد شهری و اقتصاد نوآوری ازجمله حوزه‌هایی هستند که توجه ویژه‌ای به مبحث سرریزهای منطقه‌ای یا پیامدهای خارجی داشته‌اند (Blad & Lannergren, 2010).

مباحث رشد اقتصادی و توسعه منطقه‌ای بیشتر بر وابستگی اقتصادی مناطق تمرکز دارند و به‌طورکلی از پیش فرض می‌کنند که اقتصاد یک منطقه مستقل از اقتصاد سایر مناطق نیست و بهبود و پیشرفت یک منطقه بر تولید مناطق دیگر تأثیر خواهد داشت در این زمینه الیوت (۱۹۹۳)، اداس و چیو (۱۹۹۷)، کوا (۱۹۹۳) و مورینو و ترهان (۱۹۹۷) بیان می‌کنند نرخ رشد یک منطقه، تابعی از خصوصیات قابل‌مشاهده (مانند نیروی کار و سرمایه)، خصوصیات غیر قابل مشاهده هر منطقه (مانند آب‌وهوا) و سرریزهای بین مناطق می‌باشد. سرریزها بسیار بیشتر از خصوصیات غیر قابل مشاهده هر منطقه بر نرخ رشد منطقه اثرگذار است و اهمیتی در حد خصوصیات قابل مشاهده مناطق دارد (Conely & Ligon, 2002). عنصر مهم و تأثیرگذار بر استفاده یک منطقه از سرریزهای مناطق دیگر موقعیت جغرافیایی و مجاورت آنها با یکدیگر می‌باشد. به این صورت که سرریز تکنولوژی در مناطقی که از نظر جغرافیایی و اقتصادی فاصله کمتری دارند، بیشتر است (Brata, 2009).

۳- پیشینه تحقیق

در زمینه سوابق و شواهد تجربی تحقیق حاضر دو حوزه مطالعاتی را می‌توان در نظر گرفت ۱- مطالعات تجربی در خصوص ارتباط شهرنشینی و رشد اقتصادی، ۲- بررسی مفهوم همگرایی بین مناطق با تأکید بر نقش شهرنشینی. در حوزه ارتباط شهرنشینی و رشد اقتصادی مطالعات متعددی در داخل و خارج از کشور صورت گرفته است غالب این مطالعات به بررسی رابطه علی بین شهرنشینی و رشد اقتصادی و به دنبال بررسی جهت رابطه علی بین این دو متغیر بوده‌اند ازجمله می‌توان به مطالعات ویلیامسون (۱۹۶۵)، شابو (۲۰۱۰) و فی و اوپال (۲۰۰۰) اشاره کرد. نتایج این مطالعات ارتباط بین شهرنشینی و رشد اقتصادی را نشان داده است.

---

[1] Externalities

در حوزه همگرایی نیز مطالعاتی در داخل و خارج صورت گرفته است اکثر مطالعات بجای همگرایی رشد اقتصادی، به همگرایی متغیرهای اقتصادی همانند همگرایی بهره‌وری انرژی، درآمد سرانه نیروی‌کار و همگرایی بخشی پرداخته‌اند. غالب این مطالعات به مفهوم همگرایی سنتی در زمینه تحقیقاتی خود پرداخته‌اند و اثرات سرریزهای فضایی مربوط بین مناطق را در نظر نگرفته‌اند. بالأخص در داخل کشور، مطالعات کمتری در خصوص همگرایی با رویکرد فضایی صورت گرفته است و غالب مطالعات، اثرات فضایی و نقش مجاورت در همگرایی مناطق را نادیده گرفته‌اند. ازاین‌رو اهم مطالعات تجربی که در سال‌های اخیر در زمینه شهرنشینی، رشد و همگرایی اقتصادی صورت گرفته‌اند به شرح زیر می‌باشند.

انفلو و همکاران (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای رابطه شهرنشینی و رشد تولید ناخالص داخلی سرانه در ۱۷۳ منطقه اتحادیه اروپا برای یک دوره بلندمدت از ۱۹۰۰ تا۲۰۱۰ به تفکیک ۱۱ میان‌دوره بررسی نموده‌اند. یافته‌های اصلی این است که این رابطه تا سال ۱۹۷۰ و قبل از جنگ جهانی دوم با ضریب بسیار بزرگ‌تر مثبت و قدرت این روابط به‌مرورزمان کاهش می‌یابد و بعد از دهه ۱۹۷۰ ضعیف و قابل‌توجه نیست. این نتیجه را به پدیده‌ای متصل می‌نمایند که فی و اوپال از آن به‌عنوان «شهرنشینی بدون رشد» در مورد کشورهای درحال‌توسعه یاد می‌کند(Enflo et al., 2019).

لی و فانگ (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای تجزیه‌وتحلیل اقتصادسنجی فضایی از همگرایی رشد اقتصادی در سطح ۲۲۸۶ شهر از شهرهای چین برای دوره ۲۰۱۰-۱۹۹۲ انجام دادند نتایج رگرسیون داده‌های پانل فضایی نشان می‌دهد که همگرایی بتای مطلق و شرطی در تولید سرانه شهرهای چین وجود دارد. آن‌ها همچنین دریافتند که تأثیرات مکانی، موقعیت جغرافیایی و نزدیکی فضایی تأثیر قابل‌توجهی در رشد اقتصادی منطقه‌ای دارد. تجزیه‌وتحلیل آنها از همگرایی در سه دوره نشان می‌دهد که استراتژی‌های ملی که پس از سال ۲۰۰۰ در چین اجرا شد نقش عمده‌ای در افزایش نرخ همگرایی منطقه‌ای دارد (Li & Fang, 2016).

نگیان و همکاران (۲۰۱۸) رابطه بین شهرنشینی و رشد اقتصادی در هفت کشور درحال‌توسعه آسه‌آن (برونئی، کامبوج، اندونزی، مالزی، فیلیپین، تایلند و ویتنام) با روش داده‌های پانلی پویا و ایستا برای دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۳ بررسی نموده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که شهرنشینی اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی کشورهای منطقه آسه‌آن دارد. با این حال، رابطه بین شهرنشینی و رشد اقتصادی غیرخطی است و شهرنشینی به حد آستانه‌ای می‌رسد که پس از آن می‌تواند مانع از رشد اقتصادی شود حدآستانه تخمین زده شده ۶۷.۹۴ درصد برآورد می‌کند (Nguyen et al., 2018).

هندرسون (۲۰۰۳) در مقاله‌ای تحت عنوان فرآیندهای شهرنشینی و رشد اقتصادی: چرا و چه اندازه؟ به‌صورت کمی و بر اساس داده‌هایی در دوره‌های زمانی ۵ ساله طی دوره ۹۵-۱۹۶۰ این فرضیه را که سطح بهینه‌ای از شهرنشینی وجود دارد را برای ۷۰ کشور تخمین زده است. در این مطالعه نشان داده شده ۱) در شرایط حداکثر رشد بهره‌وری، سطح بهینه‌ای از تراکم شهری وجود دارد. ۲) این سطح بهینه درجه توسعه و اندازه کشور را تغییر می‌دهد. ۳) تراکم بیش از حد بالا یا پایین می‌تواند در شرایط رشد بهره‌وری بسیار پر هزینه باشد (Henderson, 2003).

معصوم زاده و شیرافکن (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای به بررسی همگرایی هزینهٔ خانوارهای شهری در استان‌های ایران مبتنی بر رهیافت اقتصادسنجی فضایی در طی سال‌های ۲۰۱۵-۲۰۰۰ پرداخته‌اند آنها بیان می‌کنند توزیع درآمد و هزینهٔ خانوارها یکی از شاخص‌های بررسی وجود تفاوت بین استان‌ها به لحاظ اقتصادی است. چه‌بسا یکی از اهداف برنامه‌های توسعهٔ کشور، از میان برداشتن چندگانگی بین استان‌ها و تحقق رشد و توسعهٔ متوازن است؛ ازاین‌رو، برای تحقق اهداف توسعه‌ای، بالابردن سطح رشد مناطقی لازم است که نسبت به متوسط استان‌ها در سطح پایین‌تری قرار دارند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد همگرایی بتای شرطی در هزینهٔ خانوارهای شهری وجود داشته و سرعت همگرایی استان‌ها در همگرا شدن برابر ۰/۰۷ درصد بوده است. در همگرایی شرطی برخی متغیرهای توضیحی دیگر نیز لحاظ شده‌اند که اثر متغیرهای رشد اقتصادی، تورم و سرمایهٔ انسانی بر همگرایی هزینهٔ خانوارهای شهری منفی بوده و جمعیت بر همگرایی هزینهٔ خانوارهای شهری اثر مثبت داشته است(Masoomzadeh & Shirafkan, 2019).

کازرونی ، علیلو و مظفری (۲۰۱۸) تأثیر همزمان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نرخ شهرنشینی بر رشد اقتصادی ایران را در دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۶ مطالعه نمودند نتایج نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، اندازه دولت، موجودی سرمایه و شاخص سرمایه انسانی تأثیر مثبت و معنی‌دار و همچنین اثر نرخ شهرنشینی بر رشد اقتصادی منفی و معنی‌دار بوده است (Kazeruni et al., 2018).

فتاحی و عطار (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای بررسی همگرایی درآمدی استان‌های ایران با رویکرد داده‌های تابلویی برای دوره زمانی ۲۰۱۰-۲۰۰۰ انجام داده‌اند. در این موضوع استان‌های کشور به استان‌های با درآمد سرانه پایین، استان‌های با درآمد سرانه میانی و استان‌های با درآمد سرانه بالا و همچنین کل استان‌ها تفکیک شده است. نتایج حاکی از آن است که هر دو نوع فرضیه همگرایی مطلق و همگرایی شرطی درآمدی در هر یک از گروه‌های فوق مورد تأیید قرارگرفته است؛ اما سرعت همگرایی در گروه استان‌های با درآمد متوسط بیشتر می‌باشد(Fattahi & Attar, 2015).

٤- روش‌شناسی تحقیق

٤-١- اقتصادسنجی فضایی

محققان اقتصادسنجی بر این باور هستند با توجه به تأثیر عملکرد اقتصادی یک منطقه بر مناطق همجوار، در صورت وابستگی فضایی بین مشاهدات و عدم لحاظ این اثرات، روش تخمین سنجی مرسوم تورش‌دار خواهد بود و تأثیر عواملی که سعی در بررسی آنها است دچار خطای تخمین خواهد شد (Corrado, 2012).

٤-١-١- وابستگی فضایی

وابستگی فضایی در مجموعه‌ای از داده‌های نمونه‌ای به این معنی است که مشاهدات در مکان i وابسته به مشاهدات دیگر در مکان j می‌باشند به‌بیان‌دیگر:

$$Y_{it} = f(Y_{jt})\ i = ۱, ۲, \dots, n\ i \neq j \quad (۳)$$

این همبستگی می‌تواند میان مشاهدات مختلف و اجزاء اخلال وجود داشته باشد، به این معنا که شاخص i می‌تواند هر مقداری از ۱ تا n را اختیار کند. انتظار می‌رود اطلاعات نمونه‌ای مشاهده شده در یک نقطه از فضا وابسته به مقادیر مشاهده شده در مکان‌های دیگر باشد. به این معنا که مشاهدات نزدیک‌تر باید منعکس‌کننده درجه وابستگی فضایی بیشتری نسبت به آن‌هایی باشند که از یکدیگر دورتر هستند. وقتی در تحلیل رگرسیون از داده‌های کلی حاصل از مناطق جغرافیایی مختلف مانند استان‌ها یا شهرستان‌ها استفاده می‌کنیم، وجود خودهمبستگی فضایی در اجزای اخلال طبیعی است. هرچند ممکن است خودهمبستگی در اجزای اخلال همیشگی نباشد، اما معمولاً در تحلیل‌های رگرسیون کلاسیک که اندازه‌های متغیر وابسته با یکدیگر خود همبسته‌اند؛ متداول است وجود این مشکل در اجزای اخلال فرض استقلال جملات خطا در مدل رگرسیون چند متغیری خطی کلاسیک را نقض می‌کند (Akbari, 2005).

٤-١-٢- ناهمسانی فضایی

اصطلاح ناهمسانی فضایی اشاره به انحراف در روابط بین مشاهده‌ها در سطح مکان‌های جغرافیایی دارد در اغلب موارد انتظار بر روابط گوناگون برای هر نقطه در فضا وجود دارد بدین منظور رابطه خطی به‌صورت رابطه شماره ۴ به تصویر کشیده می‌شود:

$$Y_{it} = X_{it}\beta_i + \varepsilon_{it} \quad i = ۱, ۲, \cdots, n \quad (۴)$$

که در آن i بیانگر مشاهدات به دست آمده در فضا، X_{it} نشان‌دهنده بردار$(k \times n)$ از متغیرهای توضیحی همراه با مجموعه پارامترهای β_i مربوط به آن، Y_{it} متغیر وابسته در مشاهده یا مکان i و ε_i بیانگر خطای تصادفی در رابطه مذکور است. با در نظر گرفتن رابطه شماره ۲، نمی‌توان برآورد مجموعه‌ای n پارامتری از بردار β_i با توجه به یک نمونه از مشاهدات و تخمین منحصربه‌فردی برای هر نقطه در فضا را داشت. به‌طورکلی ناهمسانی فضایی نیز این فرض گاوس- مارکف که می‌گوید تنها یک رابطه خطی مشخص با واریانس ثابت بین مشاهده‌های نمونه‌ای وجود دارد نقض می‌نماید (LeSage & Pace, 2009).

٤-۱-۳- انواع مدل‌های اقتصادسنجی فضایی

سه نسل از مدل‌های اقتصادسنجی فضایی در ادبیات موردمطالعه قرار می‌گیرد. نسل اول شامل مدل‌های مبتنی بر داده‌های مقطعی است. نسل دوم شامل مدل‌های غیر پویا مبتنی بر داده‌های ترکیبی فضایی است. این مدل‌ها می‌توانند داده‌های مقطعی و سری‌های زمانی را ادغام نمایند، اما آنها اغلب فضایی تصادفی یا ثابت بوده و اثرات فضایی دوره زمانی را کنترل می‌کنند. نسل سوم از مدل‌های اقتصادسنجی فضایی شامل مدل‌های پویا با داده‌های ترکیبی فضایی است (Elhorst, 2014). مدل عمومی پانل فضایی غیر پویا به‌صورت رابطه شماره ۵ می‌باشد.

$$y_t = \delta w y_t + x_t b_1 + w x_t b_2 + u_t \quad (۵)$$
$$u_t = \lambda w u_t + \varepsilon_t$$

درصورتی‌که در این مدل $b_2 = 0$ و $\lambda = 0$ باشد این مدل تبدیل به مدل وقفه فضایی[1] خواهد شد و درصورتی‌که $\delta = 0$ و $\lambda = 0$باشد تبدیل به مدل تاخیردار متغیر مستقل[2] می‌شود، اگر $\delta = 0$ و $b_2 = 0$

[1] SAR (Spatial Lag Model)
[2] SLX (Spatial Lag of X)

باشد تبدیل به مدل خطای فضایی[1] و درنهایت درصورتی‌که فقط $\lambda = 0$ باشد تبدیل به مدل دوربین فضایی[2] خواهد شد (Elhorst, 2014).

تفاوت اصلی مدل دوربین فضایی نسبت به سایر مدل‌های فضایی، وارد کردن همزمان وقفه فضایی متغیر وابسته و وقفه فضایی متغیرهای توضیحی به‌عنوان متغیرهای توضیحی جدید به مدل می‌باشد. در مدل‌های دوربین فضایی درصورتی‌که یک متغیر توضیحی در یک واحد مشخص فضایی تغییر کند، نه‌تنها متغیر وابسته در همان واحد تغییر می‌کند بلکه متغیر وابسته در واحدهای همسایه هم تغییر خواهد کرد. اولین بخش به‌عنوان اثرات مستقیم و دومین بخش به نام اثرات غیرمستقیم شناخته می‌شود. این اثرات غیرمستقیم به‌عنوان اثرات سرریز فضایی شناخته می‌شوند که محور تمرکز مطالعات انجام شده به‌وسیله تکنیک اقتصادسنجی فضایی همین اثرات سرریز فضایی هستند(Elhorst, 2014).

برای تعیین همبستگی فضایی از آزمون‌های I موران و C جری با فرضیه صفر عدم همبستگی فضایی استفاده می‌شود، همچنین آزمون‌های ضریب لاگرانژ خطا[3] و ضریب لاگرانژ وقفه[4] به ترتیب برای تشخیص عدم همبستگی فضایی در اجزاء اخلال و عدم وابستگی فضایی در مشاهدات متغیرهای وابسته مورداستفاده قرار می‌گیرد. در صورت رد فرضیه صفر عدم همبستگی فضایی در اجزاء اخلال از مدل خطای فضایی و در صورت رد فرضیه صفر عدم وابستگی فضایی در مشاهدات متغیرهای وابسته از مدل مختلط رگرسیون- خودرگرسیونی برای رفع همبستگی فضایی استفاده می‌شود اما در حالتی که هر دو فرضیه صفر رد شوند، از مدل فضایی عمومی کمک گرفته می‌شود. به‌اضافه برای انتخاب یکی از مدل‌ها با داده‌های تلفیقی، داده‌های تابلویی با اثر ثابت یا تصادفی از آزمون‌های نسبت درستنمایی و هاسمن استفاده می‌شود. فرضیه صفر آزمون نسبت درستنمایی مدل با داده‌های تلفیقی در مقابل فرضیه یک مدل با اثر ثابت یا تصادفی است. به‌علاوه فرضیه صفر آزمون هاسمن مدل با اثر تصادفی در مقابل فرضیه یک مدل با اثر ثابت است که نتایج آنها در بخش برآورد مدل ارائه می‌شوند.

گروه بعدی مدل‌های فضایی به نام مدل‌های پانل پویای فضایی[5] می‌باشند. در مدل پانل پویای

---

[1] SEM (Spatial Error Model)
[2] SDM (Spatial Durbin Model)
[3] Lagrange Multiplier Error
[4] Lagrange Multiplier Lag
[5] Spatial Dynamic Panel Data

فضایی اگر یکی یا بیشتر از متغیرها درونزا باشند باید به‌صورت ابزاری وارد مدل شوند. در اقتصادسنجی کاربردی، وجود متغیر درونزا در سمت راست معادله معمول بوده و می‌تواند در نتیجه خطای اندازه‌گیری متغیرهای مستقل، متغیرهای حذف شده، وجود همبستگی با متغیرهای مستقل با وجود یک سری معادلات ساختاری همزمان رخ دهد. بهترین روش تخمین در این شرایط روش IV/GMM ارائه شده توسط فینگلتون (Fingleton, 2008) است. مدل عمومی پانل پویای فضایی عمومی به‌صورت رابطه شماره ۶ می‌باشد.

$$y_t = \tau y_{t-1} + \delta w y_{t-1} + \rho w y_t + \beta x_t + \theta w x_t + \mu + u_t \quad (۶)$$

$$u_t = \lambda W u_t + \varepsilon_t$$

در این مدل زمانی که فقط $\rho w y_t$ باشد مدل وقفه فضایی پویا[1]، زمانی که فقط جزء خطا دارای وقفه فضایی باشد مدل خطای فضایی پویا[2] خواهد بود. مدلی که در آن هم متغیرهای مستقل و هم متغیر وابسته وزن داده شده‌اند، مدل دوربین فضایی پویا[3] است (Montmartin & Herrera, 2014).

۵- معرفی الگوی رگرسیونی و متغیرها

تصریح الگوی رگرسیونی در این پژوهش با توجه به مطالعات برولهارت و اسبرگامی (۲۰۰۹)، برتینلی و بلک (۲۰۰۴) و هندرسن (۲۰۰۴) می‌باشد که در آن اثر شهرنشینی بر رشد از طریق الگوی سولو تصحیح یافته توسط منکیو و همکاران (۱۹۹۲)، موردبررسی قرار می‌گیرد. در این حالت تابع تولید به‌صورت زیر موردبررسی قرار می‌گیرد.

$$Y_t = A_t(K_t)^{\alpha}(H_t L_t)^{1-\alpha} \quad (۷)$$

$$L_t = L_0 e^{n_t}$$

$$A_t = A_0 e^{(g_1 + g_2 U)*T}$$

[1] Dyn SLM
[2] Dyn SEM
[3] Dyn SDM

ازآنجاکه متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه دارای جنبه‌ی مکانی هستند و تحت تأثیر همبستگی مکانی قرار می‌گیرند و با توجه به اینکه هدف اصلی این تحقیق تجزیه‌وتحلیل نقش شهرنشینی در سرعت همگرایی فضایی استان‌های کشور است لذا از مدل اقتصادسنجی فضایی استفاده می‌شود که وابستگی مشاهدات به یکدیگر و اثر تغییر در متغیرهای وابسته و توضیحی مشاهدات همسایه را مد نظر قرار دهد. مدل‌های رشد فضایی به‌طور صریح فاکتورهای فضایی را در مدل‌های رشد وارد می‌نمایند این مدل‌ها اهمیت بیشتری به سرریزها می‌دهند و به دنبال جستجوی محرک‌های اصلی رشد بلندمدت در سطح فضا هستند (Dehghan Shabani & Shahnazi, 2017). ازاین‌رو جهت بررسی دقیق‌تر این موضوع از یک فرآیند تکاملی در مدل‌سازی استفاده شده است. بدین مفهوم که در مرحله اول، همگرایی بین مناطق بدون در نظر گرفتن متغیر شهرنشینی برآورد می‌شود ضریب و سطح معنی‌داری سرعت همگرایی به دست می‌آید (همگرایی مطلق). در مرحله دوم، متغیر شهرنشینی بدون اثرات فضایی به مدل اضافه شده، ضریب و سطح معنی‌داری سرعت همگرایی استان‌ها برآورد می‌شود (مدل همگرایی شرطی بدون اثرات فضایی شهرنشینی). در مرحله پایانی یا سوم، مدل دوربین فضایی برآورد می‌شود که در آن اثرات فضایی شهرنشینی و سایر متغیرهای توضیحی مؤثر بر همگرایی تولید سرانه ناخالص داخلی استان‌ها در نظر گرفته می‌شود (مدل همگرایی شرطی با در نظر گرفتن اثرات فضایی شهرنشینی). با عنایت به اینکه مبانی نظری رابطه غیرخطی شهرنشینی و تولید سرانه را تائید می‌نمایند لذا متغیر شهرنشینی به‌صورت درجه دوم ($urb_{i.t}^{2}$) نیز در این مدل وارد شده است با مقایسه ضریب و سطح معنی‌داری سرعت همگرایی در این مراحل، می‌توان نقش و جایگاه شهرنشینی در میزان سرعت همگرایی استان‌ها را مورد تجزیه‌وتحلیل قرار داد.

مرحله اول همگرایی مطلق بدون اثرات فضایی

$$\frac{1}{T}Ln\left(\frac{y_{i.t+T}}{y_{i.t}}\right)=\alpha+\beta Ln(y_{i.t})+\varepsilon_{i.t} \quad (۸)$$

مرحله دوم: همگرایی شرطی با اثرات شهرنشینی (مدل خودرگرسیو)

$$\frac{1}{T}Ln\left(\frac{y_{i.t+T}}{y_{i.t}}\right)=\alpha+\beta Ln(y_{i.t})+\gamma Ln(urb_{i.t})+\varepsilon_{i.t} \quad (۹)$$

مرحله سوم: همگرایی شرطی با اثرات فضایی شهرنشینی (مدل دوربین فضایی)

$$\frac{1}{T}Ln\left(\frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}}\right)=\alpha+\beta Ln(y_{i,t})+\gamma Ln(urb_{i,t})+\varphi Ln(urb_{i,t}^{2})+\theta WLn(urb_{it})+\delta Ln(x_{i,t})+\rho WLn(x_{it})+\varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

به‌طوری‌که در معادلات بالا y نشان دهنده تولید سرانه، β نشان دهنده ضریب همگرایی است که از طریق رابطه $\phi=-\frac{Ln\beta}{T}$ می‌توان سرعت همگرایی ϕ را محاسبه نمود و X_{it} برداری از متغیرهای توضیحی تأثیرگذار بر رشد اقتصادی می‌باشند (Shahbazi et al., 2015). متغیرهای توضیحی که در این پژوهش موردبررسی قرار گرفته‌اند شامل: سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی می‌باشند میزان بارندگی هر استان به‌عنوان شاخص عوامل محیطی و اقلیمی استانی و بودجه عمرانی به‌عنوان اعتبارات دولتی در استان به‌عنوان متغیرهای کنترل نیز استفاده شده‌اند. i شاخصی برای بعد مقطع (واحدهای فضایی همان استان‌ها) و t شاخصی برای بعد زمان (سال) می‌باشد. W ماتریس وزنی فضایی n×n که نشان دهنده مجاورت و همسایگی استان‌هاست. در این مطالعه برای تشکیل ماتریس مجاورت از الگوی مجاورت رخ مانند، استفاده شده بدین‌صورت که عناصر ماتریس مجاورت برای استان‌های همسایه یا مجاور (دارای مرز مشترک) مقدار یک و برای استان‌های غیر مجاور مقدار صفر در نظر گرفته شده است. ماتریس مجاورت یک ماتریس متقارن ۳۰×۳۰ با عناصر روی قطر اصلی صفر و عناصر خارج از قطر اصلی صفر و یک می‌باشد. در مرحله بعد، به‌منظور تعریف ماتریس وزنی فضایی از ماتریس مجاورت استاندارد شده استفاده شده است. در این ماتریس، استانداردسازی بر مبنای مجموع هر یک از سطرهای ماتریس مجاورت صورت گرفته به‌طوری‌که مجموع درایه‌های هر یک از سطرهای ماتریس مجاورت یک می‌باشد. δ ضریب متغیرهای توضیحی در سطح که نشان دهنده اثر مستقیم است. γ ضریب متغیر شهرنشینی که نشان دهنده اثر مستقیم می‌باشد. θ ضریب فضایی متغیر شهرنشینی که نشان دهنده اثر غیرمستقیم (سرریز) این متغیر در استان j بر تولید سرانه استان i می‌باشد. ρ ضریب فضایی سایر متغیرهای توضیحی که نشان دهنده اثر غیرمستقیم (اثر سرریز) می‌باشد.

جهت تجزیه‌وتحلیل نقش شهرنشینی در همگرایی استان‌ها می‌توان بدین‌صورت استدلال کرد که اگر سرعت همگرایی استان‌ها با اضافه کردن متغیر شهرنشینی (با و بدون اثر فضایی)، منفی‌تر گردد می‌توان استدلال کرد شهرنشینی منجر به افزایش سرعت همگرایی استان‌ها می‌شود.

متغیرهای موردمطالعه:

در این بخش به معرفی و نحوه محاسبه داده‌های متغیرهای شهرنشینی، سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی پرداخته شده و همچنین متغیرهای کنترل مانند میزان بارندگی و بودجه عمرانی استان‌ها از مرکز آمار ایران استخراج شده است.

متغیر	شاخص مورد استفاده	منبع
تولید ناخالص داخلی سرانه	تقسیم تولید ناخالص داخلی بر جمعیت	(Roemer, 2010)
سرمایه فیزیکی	مقدار ذخیره سرمایه استان به سرمایه کل کشور در سال پایه برابر با نسبت تولید ناخالص داخلی استان به تولید ناخالص داخلی کشور در نظر گرفته شده و با ضرب این نسبت در کل سرمایه کشور، میزان ذخیره سرمایه در سال پایه برای تمام استان‌ها به دست آمده، سپس از سال پایه تسهیلات پرداختی سالانه بانک‌ها به بخش غیردولتی و میزان تملک دارائی‌های سرمایه‌ای به میزان ذخیره سرمایه سال قبل اضافه شده است	(Daliri & Renani, 2010)
سرمایه انسانی	متغیر انباشت سرمایه‌انسانی هر استان از ضرب متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار در تعداد نیروی کار هر استان محاسبه شده است. برای استخراج متغیر متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار هر استان از میزان تحصیلات نیروی کار شاغل بالای ۱۰ سال استفاده شده، به‌طوری‌که متوسط سال‌های تحصیل افرادی که آموزش سوادآموزی و بزرگسالان دیده‌اند ۳ سال، مدرک ابتدایی ۵ سال، سطح راهنمایی ۸ سال، سطح متوسطه ۱۱ سال، سطح پیش‌دانشگاهی ۱۲ سال و نیروی کار با مدرک آموزش عالی ۱۵/۵ سال در نظر گرفته شده است. سپس متوسط سال‌های تحصیل هر سطح تحصیلی در درصد افراد شاغل بالای ۱۰ سال که آن مدرک تحصیلی را دارند برای هر ۶ سطح ضرب شده و در انتها این ارقام با همدیگر جمع شده‌اند.	(Dehghan Shabani & Shahnazi, 2017)
شهرنشینی	نسبت جمعیت شهری به کل جمعیت کشور (یا استان)	(Henderson, 2003)

٦- نتایج برآورد مدل

قبل از برآورد مدل‌های فضایی، برای تأکید بر ضرورت استفاده از الگوهای فضایی در این مطالعه آزمون‌های تشخیصی انجام شده است. برای سنجش این موضوع که الگو به‌صورت داده‌های تابلویی برآورد شود بایستی آزمون‌های تصریح اثرات در الگوی داده‌های ترکیبی انجام شود که نتایج این

آزمون‌ها در جدول شماره یک ارائه شده است. در آزمون چاو فرضیه صفر بیانگر یکسان بودن عرض از مبدأها) و فرضیه مقابل نمایانگر متفاوت بودن عرض از مبدأها (لزوم استفاده از داده‌های تابلویی) است. نتایج آزمون چاو در سطح یک درصد معنی‌دار بوده که این نتیجه حکایت از رد فرضیه صفر و لزوم استفاده از داده‌های تابلویی دارد همچنین نتایج آزمون هاسمن بیانگر تأیید اثرات ثابت در الگوی داده‌های تابلویی است؛ بنابراین، نتایج این دو آزمون بیانگر تأیید الگوی داده‌های تابلویی با اثرات ثابت یک سویه مکانی می‌باشند.

جدول (۱): آزمون تصریح نوع اثرات در الگوی داده‌های تابلویی

نام آزمون	مقادیر آماره	سطح معنی‌داری
آزمون F چاو	۳۶۴/۹۸	۰/۰۰
آزمون هاسمن	۷۴۴/۰۲	۰/۰۰

مأخذ: یافته های پژوهش

با توجه به وجود همبستگی مقطعی دیگر نمی‌توان از آزمون‌های معمول تشخیص ایستایی در داده‌های تابلویی همانند LLC، IPS و هادری استفاده کرد؛ لذا در این حالت پسران (۲۰۰۷) آزمون تشخیص ایستایی تحت عنوان CADF یا آماره CIPS معرفی کرد که این آزمون مشابه IPS بوده و فرضیه H_0 آن وجود ریشه واحد و ناایستایی است. نتایج آزمون CIPS در جدول شماره ۲ نشان می‌دهد که مقادیر محاسباتی آماره CIPS در سطح ۵ درصد برای تمامی متغیرها بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی است که بیانگر رد فرضیه صفر و ایستا بودن متغیرها در سطح ۵ درصد است. همچنین، همخطی بین متغیرها، به‌وسیله آماره عامل تورم واریانس[1] (VIF) بررسی شد که نتایج بیانگر نبود هم خطی بین متغیرهای توضیحی الگو است.

جدول (۲): آزمون همخطی و ریشه واحد متغیرها

نام اختصاری	نام متغیر	آزمون همخطی VIF	آماره CIPS	آزمون ریشه واحد مقادیر بحرانی ٪۱۰	٪۵	٪۱	فرضیه H_0
Lgdp	لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه	۵/۸۶	-۲/۹	-۲/۶۶	-۲/۷۶	-۲/۹۶	رد شد

[1] Variance Inflation Factor (VIF)

Lcap	لگاریتم سرمایه فیزیکی	۶/۷۸	-۳/۱	-۲/۶۶	-۲/۷۶	-۲/۹۶	رد شد
Lhum	لگاریتم انباشت سرمایه انسانی	۷/۳۶	-۲/۳۴	-۲/۱۴	-۲/۲۵	-۲/۴۵	رد شد
Lur	لگاریتم شهرنشینی	۱/۴	-۳/۰۶	-۲/۶۶	-۲/۷۶	-۲/۹۶	رد شد
Lrain	لگاریتم میزان بارندگی	۱/۱۴	-۳/۰۲	-۲/۱۴	-۲/۲۵	-۲/۴۵	رد شد
Lpcf	لگاریتم بودجه عمرانی	۱/۵۱	-۲/۹	-۲/۱۴	-۲/۲۵	-۲/۴۵	رد شد
	میانگین VIF	۱/۷۶	-	-	-	-	-

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در آزمون ناهمسانی واریانس، فرضیه صفر برای تمام آزمون‌ها نشان دهنده همسان بودن واریانس است که نتایج جدول شماره ۳ نشان می‌دهد آماره‌ی تمام آزمون‌ها در سطح ۱ درصد معنی‌دار بوده و حاکی از رد فرضیه صفر و وجود واریانس ناهمسانی در الگو می‌باشد. این موضوع نیز بیانگر این است که ناهمگنی‌های موجود در هر مقطع نیز می‌تواند به واسطه تغییرات واریانس خطاها به مقاطع مجاور سرریز داشته باشد لذا تغییرات مکانی بین متغیرها مشهود است.

جدول (۳): آزمون‌های ناهمسانی واریانس در داده‌های تابلویی

نام آزمون	مقادیر آماره	سطح معنی‌داری
آزمون Hall-Pagan LM	۶۸/۷۱	۰/۰۰
آزمون Harvey LM	۵۱/۳	۰/۰۰
آزمون Wald	۱۲۶/۵۸	۰/۰۰
آزمون Glejser	۱۶۲/۲۴	۰/۰۰
آزمون Breusch-Godfrey	۲۵۰/۲۹	۰/۰۰
آزمون Machado-Santos-Silva	۸۵/۴۶	۰/۰۰
آزمون White	۱۷۸/۵۴	۰/۰۰
آزمون B-P-G	۴۱۲/۷۵	۰/۰۰
آزمون Cook-Weisberg LM	۱۵۸/۸۴	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای تشخیص خودهمبستگی فضایی[1] از آماره‌های I موران، جری و گتیس استفاده شده و نتایج آنها در جدول شماره ۴ ارائه شده است. چنانچه آماره‌ی I موران معنی‌دار باشد بایستی به‌طور حتم اثرات فضایی وارد تصریح الگو قرار گیرد. مقادیر مثبت آماره I موران بیانگرخودهمبستگی مثبت و مقادیر منفی آن بیانگر خودهمبستگی منفی است. همچنین، آماره جری برای تشخیص خودهمبستگی فضایی نیز استفاده می‌شود که مشابه دوربین واتسون بوده و مقدار آماره آن بین صفر و دو است. مقادیر آماره کمتر از یک نشان دهنده خودهمبستگی مثبت فضایی و مقادیر آماره بزرگ‌تر از یک نشان دهنده خودهمبستگی منفی فضایی بوده و مقدار آماره یک بیانگر عدم وجود خودهمبستگی فضایی است. درنهایت آماره گتیس نیز برای تشخیص وجود خوشه‌های فضایی و خودهمبستگی فضایی مثبت استفاده می‌شود. فرضیه صفر برای هر سه آزمون، عدم وجود خودهمبستگی فضایی است. نتایج هرسه آزمون بیانگر رد فرضیه صفر و تأیید وجود خودهمبستگی فضایی مثبت است.

برای تعیین نوع خودهمبستگی فضایی از آزمون‌های LM استفاده شده است. همان طور که در جدول شماره ۴ مشاهده می‌شود دو آماره LM_{error} و LM_{lag} هر دو در سطح ۹۵ درصد معنی دار بوده که به ترتیب حاکی از رد فرضیه صفر نبود خودهمبستگی فضایی در اجزای خطا و نبود خودهمبستگی فضایی در وقفه متغیر وابسته می‌باشد اما نمی‌توان براساس این دو آزمون در مورد نوع خودهمبستگی فضایی در الگو تصمیم گرفت و لذا از آزمون‌های مقاوم[2] دو آزمون ارائه شده استفاده می‌شود. با توجه به معنی‌داری LM_{lag} مقاوم و بی‌معنی بودن LM_{error} مقاوم در سطح ۵ درصد، الگوی فضایی تأیید می‌شود.

جدول (٤): نتایج آماره‌های تصریح

آزمون	الگوی داده‌های تابلویی پویای فضایی
آماره I موران	۰/۰۸ (۰/۰۱)
آماره جری	۰/۹ (۰/۰۱)
آماره گتیس	-۰/۰۸

[1] Spatial Auto correlation
[2] Robust

آزمون	الگوی داده‌های تابلویی پویای فضایی
	(۰/۰۱)
آماره LM_{error}(Burridge)	۵/۷۰
	(۰/۰۲)
آماره LM_{error}(Robust)	۰/۰۳
	(۰/۸۵)
آماره LM_{lag}(Anselin)	۱۶/۷۱
	(۰/۰۰)
آماره LM_{lag}(Robust)	۱۱/۰۴
	(۰/۰۰)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان طور که در قسمت روش‌شناسی بیان شد مدل تحقیق در سه مرحله برآورد می‌شود. در مرحله اول مدل همگرایی مطلق برآورد شده که متغیر شهرنشینی در آن وجود ندارد. در مرحله دوم برای ارزیابی اثر شهرنشینی بر همگرایی و سرعت آن، همگرایی بتا شرطی با لحاظ اثرات شهرنشینی برآورد شده است و در مرحله سوم مدل دوربین فضایی با لحاظ اثرات فضایی شهرنشینی برآورد شده است. در همگرایی مطلق بتا فرض بر این است که پارامترهای الگو یکسان بوده و تنها عامل تغییرات در رشد اقتصادی استان‌ها، مقادیر اولیه آن‌ها هستند. نکته مهم دیگری که بایستی قبل از برآورد مورد توجه قرار گیرد، آزمون اثرات فضایی است که در قسمت‌های فوق مورد تحلیل قرار گرفته شد و لذا الگوهای برآوردی بایستی با لحاظ این اثرات فضایی برآورد شود. در بررسی نرخ همگرایی استان‌ها، طبق مطالعات رحمانی (۲۰۱۱) و کهنسال و حمیده‌پور (۲۰۱۹) اگر متغیر وابسته تولید ناخالص داخلی سرانه باشد، ضریب تولید سرانه اولیه مثبت است و تفاضل آن از یک، ضریب همگرایی اصلی را نشان می‌دهد. نتایج برآورد رابطه شماره ۸ در جدول ۵ نشان می‌دهد که علامت ضریب همگرایی منفی و معنی‌دار بوده و بیانگر وجود همگرایی مطلق بتا می‌باشد یعنی استان‌ها با تولید سرانه کمتر نسبت به استان‌های با تولید سرانه بالاتر، رشد اقتصادی سریعتری دارند. سرعت همگرایی ۰/۰۵۶۳ برآورد شده، این ضریب بیانگر آن است که سالانه حدود ۵/۶۳ درصد شکاف بین وضعیت اولیه تولید سرانه و وضعیت تعادل با ثبات آن از بین می‌رود.

با ورود متغیر شهرنشینی به الگو، دیگر کاربرد همگرایی مطلق بتا درست نبوده چراکه رشد اقتصادی

تحت تأثیر عوامل دیگری چون شهرنشینی نیز قرار می‌گیرد، لذا در این حالت همگرایی بتا شرطی مطرح می‌شود. نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد که ورود متغیر شهرنشینی به معادله همگرایی (رابطه شماره ۹) منجر به کاهش ضریب برآوردی برای متغیر تولید سرانه اولیه شده و به عبارتی سرعت همگرایی افزایش یافته است سرعت همگرایی در این حالت ۰/۰۷۰۸ برآورد شده که بیانگر آن است که سالانه حدود ۷/۰۸ درصد شکاف بین وضعیت اولیه تولید سرانه و وضعیت تعادل با ثبات آن از بین می‌رود که در مقایسه با حالت قبل ۱/۴۵ درصد افزایش یافته و این افزایش بیانگر اثر مثبت شهرنشینی بر همگرایی استان‌ها است. درنهایت، فرضیه همگرایی در حالت عمومی که سایر پارامترها ثابت نیستند بررسی شده و همگرایی بتا شرطی با استفاده از مدل دوربین فضایی با لحاظ سایر متغیرهای مؤثر (رابطه شماره ۱۰) برآورد شده است نتایج نشان می‌دهد که سرعت همگرایی در این حالت ۰/۱۴۲۹ برآورد شده که بیانگر آن است به‌طور متوسط هر استان با نرخ ۱۴/۲۹ درصد در مسیر رشد متوازن خود به سمت پایدار حرکت می‌کند؛ بنابراین می‌توان ادعا نمود که با لحاظ اثرات مستقیم و اثرات فضایی (سرریز) شهرنشینی سرعت همگرایی افزایش می‌یابد. در این مطالعه با توجه به اینکه هدف اصلی شناسائی تأثیر شهرنشینی بر سرعت همگرایی استان‌های کشور می‌باشد لذا فقط ضرایب و سرعت همگرایی تحلیل شده و به دلیل رعایت تعداد صفحات مقاله از تفسیر ضرایب سایر متغیرهای مؤثر بر رشد اقتصادی استان‌ها پرهیز شده است اگر چه ضرایب مستقیم و غیرمستقیم متغیرهای سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی، سهم بودجه استانی و میزان بارندگی برآورد شده در مدل دوربین فضایی با تئوری سازگار می‌باشند.

جدول (۵): همگرایی مطلق بتا و شرطی و اثر شهرنشینی بر سرعت همگرایی

اثرات	متغیرها	رابطه شماره (۸)	رابطه شماره (۹)	رابطه شماره (۱۰)
اثرات مستقیم	LGdp(0)	۰/۹۲ (۰/۰۰)	۰/۷۳ (۰/۰۰)	۰/۴۳ (۰/۰۰)
	Lcap	-	-	۰/۰۸ (۰/۰۰)
	Lhum	-	-	۰/۱۲ (۰/۰۰)
	Lur	-	۰/۵۹ (۰/۰۰)	۱/۵۰ (۰/۰۰)
	Lur^2	-	-	-۰/۹۰

اثرات	متغیرها	رابطه شماره (۸)	رابطه شماره (۹)	رابطه شماره (۱۰)
				(۰/۰۰)
	Lrain	-	-	۰/۰۱ (۰/۴۹)
	Lpcf	-	-	۰/۰۴ (۰/۰۳)
اثرات غیر مستقیم	W*Lcap	-	-	۰/۰۵ (۰/۳۷)
	W*Lhum	-	-	۰/۱ (۰/۰۳)
	W*Lur	-	-	۱/۷۳ (۰/۰۰)
	W*Lur^2	-	-	-۰/۳۹ (۰/۱۱)
	W*Lrain	-	-	۰/۰۴ (۰/۱۳)
	W*Lpcf	-	-	-۰/۰۱ (۰/۵۰)
Constant		-۰/۰۵ (۰/۶۷)	-۰/۱۳ (۰/۱۶)	-۵/۴۲ (۰/۰۰)
ضریب همگرایی		-۰/۰۸ (۰/۰۰)	-۰/۲۷ (۰/۰۰)	-۰/۵۷ (۰/۰۰)
سرعت همگرایی		۰/۰۵۶۳	۰/۰۷۰۸	۰/۱۴۲۹
آزمون Wald		۳۸۶/۶۱	۷۴۰/۱۴	۶۲۲۱/۸۴
ضریب تعیین		۰/۸۰	۰/۸۸	۰/۹۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش * اعداد داخل پرانتز سطح معنی داری را نشان می‌دهند.

۷- جمع‌بندی

هدف این تحقیق بررسی همگرایی واقعی اقتصادی در بین استان‌های ایران طی سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۷ با استفاده از مدل‌های همگرایی استخراج شده از مدل‌های رشد فضایی می‌باشد. برای این منظور دو نوع همگرایی بتای مطلق و بتای شرطی موردبررسی قرار گرفت. لذا ابتدا با انجام آزمون I موران و

آزمون LM، ضرورت انجام این بررسی با استفاده از اقتصادسنجی فضایی مورد تأیید قرار گرفت. با انجام این آزمون‌ها وجود خودهمبستگی فضایی بین جملات اختلال و همچنین وجود وابستگی فضایی بین مشاهدات مورد تأیید قرار گرفت.

در تحقیق حاضر به‌منظور تبیین بهتر نقش شهرنشینی در سرعت همگرایی استان‌های کشور، مدل تحقیق در سه مرحله موردبررسی قرار گرفت. در مرحله اول همگرایی مطلق (بدون در نظر گرفتن متغیر شهرنشینی) برآورد و تحلیل شد در ادامه همگرایی شرطی (با در نظر گرفتن متغیر شهرنشینی) صورت گرفت و در پایان، با در نظر گرفتن اثرات فضایی و غیرفضایی شهرنشینی و سایر متغیرهای مؤثر بر رشد به نقش شهرنشینی در میزان سرعت همگرایی استان‌ها پرداخته شد. نتایج بررسی همه مدل‌ها نشان می‌دهد که استان‌های کشور از نظر اقتصادی به‌صورت معنی‌داری همگرا هستند و وجود همگرایی مطلق و شرطی بتا بین استان‌ها تأیید می‌شود؛ یعنی استان‌های کمتر توسعه یافته از نظر اقتصادی دارای نرخ رشد اقتصادی بالاتری هستند و استان‌هایی که از نقطه تعادل باثبات خود فاصله بیشتری دارند، دارای نرخ رشد اقتصادی بالاتری هستند. با توجه به معنی‌داری و مثبت بودن اثرات سرریز فضایی شهرنشینی، می‌توان نتیجه گرفت که افزایش تعاملات و برگشت شهروندان به مناطق همجوار در استان‌ها به‌واسطه اثرات سرریز باعث رشد اقتصادی در استان‌های مجاور نیز می‌شود و این باعث افزایش سرعت همگرایی اقتصادی استان‌ها می‌شود. شایان‌ذکر است که در این مطالعه علاوه بر شناسایی تأثیر شهرنشینی بر سرعت همگرایی به دلیل اینکه مدل با استفاده از مدل دوربین فضایی و لحاظ کردن متغیر درجه دوم شهرنشینی در آن برآورد شده، اثرات شهرنشینی نیز بر رشد اقتصادی استان‌ها تحلیل شده است.

با توجه به اینکه ضریب متغیر شهرنشینی در سطح مثبت و معنی‌دار و همچنین ضریب متغیر درجه دوم شهرنشینی منفی و معنی‌دار می‌باشد؛ لذا نتایج، رابطه U معکوس بین استان‌های کشور را تائید می‌کند. به عبارتی شهرنشینی و رشد اقتصادی دارای یک حد آستانه است که قبل از حد آستانه، افزایش شهرنشینی موجب رشد و چنانچه از حد آستانه عبور کند، رشد اقتصادی کاهش خواهد یافت.

References

Aghion, P., & Howitt, P. (2009). *The economics of growth*. MIT Press.

Akbari, N. (2005). The concept of space and how to measure it in regional studies. *Iranian Economic Research Quarterly*, *23*, 68-39. (in Persian)

Akbari, N., & Farahmand, S. (2005). Economic convergence of Islamic countries and the study of regional spillovers with emphasis on the selected role

of the Persian Gulf countries (a study based on econometrics). *Quarterly Journal of Business Research, 34*, 1-32. (in Persian)

Barro, R., & X. Salai Martin, (1991), Convergence across states and regions; brookings papers on economic activity, Economic Studies Program. *The Brookongs Institiution, 22(1).* 107-182.

Bertinelli, L., & Black, D. (2004). Urbanization and growth. *Journal of Urban Economics, 56*, 80-96.

Blad, N., & Lannergren, S. (2010). *Spillovers within export processing zones: A field study on domestic export companies in Kenya; Bachelor thesis* NEKK01, LUND University, School of Economics and Management: Sweden.

Brata, A. G. (2009). *Do geographic factors determine local economic development*? MPRA Paper No. 15817.

Brulhart, M., & Sbergami, F. (2009). Agglomeration and growth: cross-country evidence. *Journal of Urban Economics, 65*, 48-63.

Cali, M., & Menon, C. (2009). Does urbanisation affect rural poverty? Evidence from Indian Districts, *Spatial Economics Research Centre, 23*, 87-105.

Conley, T., & Ligon, E. (2002). Economic distance and cross-country spillover. *Journal of Economic Growth, 7(2)*, 157-187.

Corrado, L., & Fingleton, B. (2012). Where is the economics in spatial econometrics? *Journal of Regional Science, 52*, 210–239.

Daliri, H., & Renani, M. (2010). The Effect of social capital on economic growth: explaining the theoretical framework, *Journal of Economic Policy Research, 2*, 25-56. (in Persian)

Dehghan Shabani, Z., & Shahnazi, R. (2017). Analysis of the effect of inter-provincial spillovers of human capital on economic growth in Iran. *Economic Research, 52*, 89-115. (in Persian)

Elhorst, J. P. (2014). *Spatial econometrics, from cross-sectional data to spatial panels*. Springer briefs in Regional Science, Springer.

Enflo, K.; Missiaia, A., & Rosés, J. (2019). *The more, the merrier? Urbanization and regional GDP growth in Europe over the 20th century*. University of Southern Denmark, Odense 25-26, Preliminary draft. Do not cite without permission.

Fallahi, F., & Rodriguez, G. (2007). Convergence in the canadian provinces; evidence using unemployment rates; 54th annual north american. *meetings of the regional science association international*, savannah, USA.

Fattahi, S., & Attar, K (2015). Investigating the income convergence of

Iranian provinces panel data approach, *Journal of Regional Economics and Development*, *22*, 189-210. (in Persian)

Foroughipour, E. (2006). Investigating the convergence of sigma and beta (absolute) between OPEC member countries (Solo and Swan Hypothesis Test 1970 to 2004), *Business Research Journal*, *39*, 135 – 156. (in Persian)

Fingleton, B. (2008). A Generalized method of moment's estimator for a spatial model with moving average errors with application to real sstate prices. *Empirical Economics*, *34*, 35-57.

Fay, M., & Opal, C. (2000). *Urbanization without A not-so-uncommon Phenomenon*. Charlotte Opal was a summer intern at The World Bank.

Glaeser, E. L.; Rosenthal, S. S., & Strange, W.C. (2010). Urban economics and entrepreneurship. *Journal of Urban Economics*, *67*, 1-14.

Henderson, J. V. (2002). The urbanization process and economic growth: the so-what question. *Journal of Economic Growth*, *7*, 47-71.

Henderson, J. V. (2003). *Evidence on the political economy of the urbanization process*. Brown University Mimeo.

Henderson, J. V. (2004). *Urbanization and growth*. Hand Book, Brown University.

Kazeruni, A.; Alilo, k., & Muzaffari, Zana. (2018). Investigating the simultaneous impact of foreign direct investment and urbanization rate on Iran's economic growth, *Quarterly Journal of Economic Research*., *71*, 260-225. (in Persian)

Kasraei, I. (2007). Theory of convergence, spatial Dependence and regional growth (Evidence from the member states of the organization of the Islamic conference for application), *Journal of Economic Research*, *77*, 27-64. (in Persian)

Keung, C. a. (2010). New evidence about regional income divergence in China. *China Economic Review*, *16*, 293-309.

Kohansal, M., & Hamidehpour H. (2019). Spatial analysis of factors affecting economic growth with emphasis on trade in OECD countries. *Economic Growth and Development Research*, *34*, 130-115. (in Persian)

Kumar, A., & Kober, B. (2012). Urbanization, human capital, and cross-country productivity differences. *Economics Letters*, *117(1)*, 14–17.

LeSage, J., & Pace, K.R. (2009). *Introduction to spatial econometrics*. Chapman and Hall/CRC, London.

Levy, M. J. (1985). *Urban and metropolitan economics*. New York:

McGraw Hill Pubilishing Co, 9.

Lefebvre, H. (2009b). *State, Space, World selected essays*. Edited by Neil Brenner and Stuart Elden. University of Minnesota Press.

Li, G., & Fang, C. (2016). Spatial econometric analysis of urban and county level economic growth convergence in China. *International Regional Science Review*. *37*, 1-38.

Mameipour, S., & Abdi, F. (2017). Investigating the effects of tourism spatial Spillover on economic growth of Iranian provinces in the framework of beta spatial convergence analysis, *Journal of Tourism Planning and Development*, *22*, 54-76. (in Persian)

Mankiw, N, G.; Romer, D., & Weil, D, N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, *107(2)*. 407-437.

Masoomzadeh, S., & Shirafkan, M. (2019). Investigating the convergence of urban household costs in Iranian provinces: a spatial econometric approach. *Urban Economics*, *4*, 23-36. (in Persian)

McKenzie, D., & Sasin, M. (2007). Migration, remittances, poverty, and human capital: conceptual and empirical challenges. *Policy Research Working Paper, 4272*, The World Bank.

Montmartin, M., & Herrera, M. (2014). Internal and external effects of R&D subsidies and fiscal incentives: empirical evidence using spatial dynamic panel models. *Research Policy*, *44*, 1065-1079.

Motafaker Azad, M.; Ranjpour, R.; Karimi Takanloo, Z., & Gholami Heydariani, L. (2012). Study of economic convergence of Iranian provinces during the years 1379 to 1387, *Journal of Macroeconomics*, *10*, 141-168. (in Persian)

Nguyen, H., & Nguyen, L. (2018). The relationship between urbanization and economic growth: an empirical study on ASEAN countries. *International Journal of Social Economics*. *45*, 316-339.

Pfaffermayr, M. (2009). Conditional β and σ-Convergence in Space: A maximum likelihood approach, *Regional Science and Urban Economics*, *39*, 63–78.

Shabu, T. (2010). The relationship between urbanization and economic development in developing countries. The *Journal of Asian Finance*, *8*, 561-572.

Shahbazi, K.; Rezaei, I., & Hamidi, D. (2015). Investigating the economic convergence of the member states of the economic cooperation

organization (ECO): a panel on spatial econometrics. *Quarterly Journal of Business Research*, *74*, 155-196. (in Persian)

Roemer, D. (2010). *Advanced Macroeconomics*. translated by Mehdi Taghavi, Islamic Azad University, Science and Research Branch Publications, 2010. (in Persian)

Tobler, W. (1970). A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. *Economic Geography*, 46, 234-240.

Williamson, J. (1965). Regional inequality and the process of national development, *Economic Development and Cultural Change*, 13, 1295-1336.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی