فصلنامه علمی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال دوازدهم، شماره چهل و هفتم، تابستان ۱۴۰۱ (۷۶-۵۳)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 12, No. 47, June 2022 (53-76)
10.30473/EGDR.2021.57772.6148

بررسی اثرات سرریز فضایی شهرنشینی بر رشد اقتصادی استان‌های ایران (رویکرد داده‌های تابلویی پویای فضایی)

محمدعلی شعبانی[۱]، *محمود هوشمند[۲]، علی‌اکبر ناجی میدانی[۳]، محمد قربانی[۴]

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، پردیس بین‌الملل دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران
۲. استاد گروه اقتصاد دانشکده علوم اداری و اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران
۳. دانشیار گروه اقتصاد دانشکده علوم اداری و اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران
۴. استاد گروه اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران

(دریافت: ۱۳۹۹/۱۲/۲ پذیرش: ۱۴۰۰/۳/۱۸)

Investigating the Urbanization Spatial Spillover Effects on Economic Growth in Iranian Provinces (Spatial Dynamic Panel Data)

Mohammad Ali Shabani[1], *Mahmood Hooshmand[2], Ali Akbar Naji Meidani[3], Mohammad Ghorbani[4]

1. Ph.D. Student in Economics, International Campus, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran
2. Professor, Faculty of Administrative and Economic Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Iran
3. Associate Professor, Faculty of Administrative and Economic Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Iran
4. Professor of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Ferdowsi University of Mashhad, Iran

(**Received:** 20/Feb/2021 **Accepted:** 8/Jun/2021)

مقاله پژوهشی

Original Article

چکیده:

شهرها نقش مهمی در توزیع جمعیت و رشد اقتصادی ایفا می‌کنند. یکی از جنبه‌هایی که در ادبیات اقتصاد شهری به آن پرداخته می‌شود رابطه افزایش جمعیت شهری و رشد اقتصادی است. شهرنشینی ارتباط بین جمعیت، اشتغال، مهاجرت، ساختار کالبدی و محیط انسان ساخت است که توسعه آن در هر زمان و فضای جغرافیایی تحت تأثیر شرایط ملی و بین المللی است. با توجه به اینکه رشد اقتصادی یک منطقه جغرافیایی تحت تأثیر متغیرها و اثرات سرریز مناطق دیگر به ویژه همسایگان آن قرار دارد علاوه بر وابستگی فضایی ایجاد شده از طریق این متغیرها، اثراتی که در میان تمام مناطق جغرافیایی مشترک هستند نیز موجب ایجاد همبستگی در رشد اقتصادی واحدهای جغرافیایی می‌شوند لذا لازم است میان وابستگی ایجاد شده توسط این عوامل و وابستگی فضایی ناشی از اثرات فضایی متغیرها تفاوت قائل شد زیرا در غیر این صورت نقش اثرات فضایی پررنگ‌تر از آنچه واقعیت دارد نشان داده خواهد شد. برای کنترل این اثرات، الگوهای فضایی با و بدون این اثرات در ۳۰ استان ایران برآورد شده است نتایج نشان می‌دهد که حتی با در نظر گرفتن اثرات عوامل عام مشترک، همچنان وجود خودهمبستگی مثبت فضایی بین رشد اقتصادی استان‌ها وجود دارد اما نکته‌ای که نتایج اعمال اثرات عوامل عام مشترک نشان می‌دهد این است که در نظر گرفتن این اثرات، باعث کاهش شدت اثر فضایی شده است. همچنین نتایج برآورد الگوی دوربین فضایی پویا، حاکی از آن است که رابطه شهرنشینی و رشد اقتصادی استان‌های ایران به صورت u معکوس است و اثرات سرریز شهرنشینی بر رشد اقتصادی استان‌های همجوار مثبت و معنی‌دار می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: رشد اقتصادی، پانل پویای فضایی، شهرنشینی، اثرات سرریز.

طبقه‌بندی JEL: O14، O40، R10.

Abstract:

Cities play an important role in population distribution and economic growth. One of the aspects addressed in the urban economics literature is the relationship between urbanization and economic growth. Urbanization is the relationship between population, employment, migration, physical construction and man-made environment, the development of which at any time and geographical space is influenced by national and international conditions. Given that the economic growth of a geographical area is affected by variables and the effects of overflows of other areas, especially its neighbors, in addition to the spatial dependence created through these variables, the effects that are common to all geographical areas also cause correlation in economic growth of units. They become geographical, so it is necessary to differentiate between the dependence created by these factors and the spatial dependence caused by the spatial effects of variables, because otherwise the role of spatial effects will be more colorful than it really is. Therefore, to control these effects, spatial patterns were estimated once without these effects and once with these effects in 30 provinces of Iran. The results show that even considering the effects of common factors, there is still a positive autocorrelation. There is a gap between the economic growth of the provinces of the country. But the point that the results of applying the effects of common factors show is that considering these effects has reduced the intensity of the spatial effect. Also, the results of estimating the dynamic spatial Durbin model indicate that the relationship between urbanization and economic growth of Iranian provinces is inverted U and the effects of urban spillover on economic growth. Neighboring provinces are positive and meaningful.

Keyword: Economic Growth, Spatial Dynamic Panel, Urbanization, Spillover Effects.
JEL: O14, O40, R10.

* **نویسنده مسئول:** محمود هوشمند (این مقاله مستخرج از رساله دکتری علوم اقتصادی نویسنده اول در پردیس بین‌الملل دانشگاه فردوسی مشهد است).
*Corresponding Author: Mahmood Hooshmand E-mail: m-hoshmand@um.ac.ir

۱- مقدمه

در کشورهای در حال توسعه، توسعه شهری و رشد اقتصادی همسو با هم پیش می‌روند. با توسعه اقتصادی ترکیب تولید اقتصاد از تولیدات کشاورزی و روستایی به سمت تولیدات صنعتی و خدماتی تغییر می‌یابد و با به کارگیری فناوری کاراندوز، نیروی کار از بخش کشاورزی آزاد و به سمت شهرها مهاجرت می‌کند. این تغییر ترکیب تولید باعث توسعه شهری در اقتصاد می‌گردد، زیرا بنگاه‌ها و افراد در شهرها جمع می‌شوند تا بتوانند از صرفه‌های محلی و شهری[1] ناشی از مقیاس در صنایع و خدمات بهره گیرند (هندرسن[2]، ۱۹۷۴؛ فوجیتا و اوگاوا[3]، ۱۹۸۲؛ هلسلی و استرنج[4]، ۱۹۹۰ و دورانتون و پوگا[5]، ۲۰۰۱). مجاورت فضایی یا تراکم فعالیت و جمعیت در شهرهای استان‌های کشور به دلیل وجود صرفه‌های ناشی از مقیاس سبب سرریز اطلاعات در میان تولیدکنندگان شده و عملکرد بازار کار را نیز کاراتر نموده و بر تولیدات آنها تأثیر بسزایی بگذارد (فرهمند و بدری، ۱۳۹۱: ۱۳۹). بررسی جمعیت جامعه شهری در ایران حاکی از آن است که نسبت جمعیت شهرنشین به کل جمعیت کشور طی سال‌های ۹۵-۱۳۵۰ از ۴۴ درصد به ۷۴ درصد رسیده است و در این دوره تعداد شهرها از ۴۵۲ مورد به ۱۲۴۵ شهر افزایش یافته است. جمعیت شهرنشین در ایران نه تنها از میانگین جهانی بیشتر است بلکه از میانگین منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا (منا)[6] نیز بیشتر است زیرا میانگین جمعیت شهرنشین در منطقه منا در سال ۱۳۹۵ کمتر از ۶۵ درصد می‌باشد (UN, 2017). این نسبت جمعیت شهرنشین در بین استان‌های ایران متفاوت بوده، استان قم با ۹۵ درصد دارای بالاترین جمعیت شهری و استان سیستان و بلوچستان با ۴۹ درصد کمترین جمعیت شهری را دارا می‌باشد با توجه به مجاورت و هم مرز بودن استان‌ها یکی از عواملی که به عنوان عامل توضیح دهنده رشد اقتصادی مورد توجه قرار می‌گیرد، مجاورت و موقعیت فضایی استان‌ها می‌باشد واقعیت این است که در پژوهش‌های تجربی درباره پروسه رشد منطقه‌ای نمی‌توان یک منطقه را مستقل از مناطق دیگر در نظر گرفت چرا که طبق قانون جغرافیایی اول توبلر[7] (۱۹۷۰) «هر مکانی به مکان دیگر وابسته است و مکان‌هایی که به هم نزدیک‌ترند، بیشترین تأثیر را نسبت به مکان‌های دورتر، بر همدیگر دارند.» برتنلی و بلک (۲۰۰۴) یکی از کانال‌های تأثیر شهرنشینی بر رشد را اثرات سرریز می‌دانند بدین صورت که این اثرات بیرونی مثبت توسعه شهری روی مناطق روستایی و 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 افراد به مناطق قبلی‌شان باعث بهبود آن نواحی می‌شود (مک‌کنزی و ساسین[8]، ۲۰۰۷: ۱۲۷). لذا بر طبق این نظریات هیچ منطقه‌ای مجزا نیست و توسعه هر منطقه تحت تأثیر توسعه مناطق اطراف است. بنابراین از نظر اقتصادسنجی، در صورتی که همبستگی‌های فضایی در مدل‌های رشد لحاظ نشود منجر به نتایج آماری قابل اتکا نخواهد شد (ارتور و کوچ[9]، ۲۰۱۱: ۱۰۳۳). از طرف دیگر بررسی عدم تعادل‌های منطقه‌ای و شکاف‌های موجود میان استان‌های کشور، یکی دیگر از موضوعات مهم مطالعاتی مورد نظر اقتصاددانان و سایر متخصصین حوزه اجتماعی است. یکی از زمینه‌های اصلی عدم تعادل و شکاف میان استان‌ها را می‌توان در زمینه رشد اقتصادی و تفاوت در تولید سرانه آنها انتظار داشت که در صورت وجود می‌تواند عدم تعادل در سایر حوزه‌ها را به دنبال داشته باشد در نقطه مقابل کاهش عدم تعادل در زمینه درآمدی و رشد اقتصادی استان‌ها می‌تواند موجبات کاهش عدم تعادل در سایر حوزه‌ها را فراهم آورد. یکی از ابزارهای اساسی در بررسی روند شکاف و عدم تعادل میان مناطق مختلف در حوزه اقتصاد کلان، آزمون فرضیه همگرایی است که در صورت تأیید آن اقتصادهای فقیرتر دارای نرخ رشد سریع‌تری از اقتصادهای ثروتمند خواهند بود و این تفاوت در سرعت رشد می‌تواند در بلندمدت شکاف و عدم تعادل‌های میان آنها را کاهش دهد. با توجه به توضیحات فوق، هدف اصلی مقاله حاضر بررسی تأثیر اثرات سرریز شهرنشینی بر رشد اقتصادی استان‌های ایران می‌باشد بدین منظور در این تحقیق با توجه به ماهیت منطقه‌ای و فضایی داده‌های مورد استفاده و به دلیل تفکیک اثرات فضایی ناشی از متغیرهای وارد شده به مدل از عوامل عام مشترک، مدل رشد اقتصادی به صورت مدل پانل پویای دوربین فضایی با لحاظ عوامل عام مشترک تصریح و برآورد شده که علاوه بر شناسائی اثرات مستقیم و سرریز متغیرها،

1. Urban and Localized Economes of Scale
2. Henderson
3. Fujita & Ogawa
4. Helsley & Strange
5. Duranton & Puga
6. Middle East & North Africa (MENA)
7. Tobler First Law
8. McKenzie & Sasin
9. Ertur & Koch

اثرات عوامل عام مشترک را نیز آزمون می‌نماید. در مدل پانل پویای فضایی، رشد هر استان تحت تأثیر اثرات فضایی استان‌ها بر یکدیگر است که این تأثیرات فضایی در قالب ماتریس همبستگی فضایی وارد اقتصادسنجی فضایی می‌شود.

بدین منظور در مطالعه حاضر ابتدا مبانی نظری اثرات مستقیم و سرریز شهرنشینی بر رشد اقتصادی از دیدگاه ادبیات اقتصادی و مدل رشد فضایی تشریح شده، سپس به مرور مطالعات انجام شده و نوشتارهای تجربی در این رابطه پرداخته شده است. بخش بعدی مربوط به روش‌شناسی تحقیق است که به اقتصادسنجی فضایی می‌پردازد و بخش پایانی مطالعه حاضر شامل معرفی و برآورد مدل و نتیجه‌گیری است.

۲- مبانی نظری

۲-۱- دلایل پیدایش و رشد شهرها

دلایل پیدایش شهر از دیدگاه‌های مختلف متفاوت است. اولین تئوری توجیه شهر به تئوری مکانی بر می‌گردد. این تئوری‌ها با انتشار کتاب «کشور مجزا» نوشته جان هنریش وان تونن[1] (۱۸۲۶) شروع شد. سپس تئوری‌های دیگری چون تئوری وبر[2] (۱۹۰۹)، کریستالر[3] (۱۹۹۳) و لوش[4] (۱۹۵۴) مطرح شد. وبر با رهیافت حداقل کردن هزینه در تئوری مکانی نشان می‌دهد که یک بنگاه یا صنعت کجا باید مستقر شود تا هزینه‌اش حداقل گردد. همچنین کریستالر با تئوری مکان مرکزی، مسئله مکان‌گزینی بنگاه‌ها و سطح کنترل بازار توسط آن‌ها را تحلیل می‌کند. لوش برای اولین بار دلایل تجمع فعالیت‌ها را تشریح نموده و شکل‌گیری شهر و سیستم‌های مراتب شهری را توضیح می‌دهد (فرهمند، ۱۳۸۶: ۴۷).

دیویس[5] در اواخر دهه ۱۹۶۰، به منحنی (S) یا لوجستیک که به منحنی شهرنشینی نیز معروف است اشاره می‌نماید و بیان می‌کند که پویش شهرنشینی در جهان توسعه یافته به سه مرحله مشخص تقسیم می‌گردد (فلاحیان، ۱۳۸۴: ۶۵).

۱: مراحل اولیه رشد که در آن نرخ (درصد) شهرنشینی و سطح آن اندک است (کمتر از ۲۵ درصد) و در ساختار اقتصادی غلبه بر بخش کشاورزی است.

۲: مرحله شتاب رشد که در آن مهاجرت از روستا به شهر موجب افزایش جمعیت شهری می‌گردد و با دگرگونی در ترکیب فعالیتهای اقتصادی و غلبه بخش‌های دوم و سوم[6]، سهم جمعیت شهری از کل جمعیت به ۶۰ تا ۷۰ درصد می‌رسد.

۳: مرحله بلوغ رشد که به تدریج با کاهش نرخ رشد جمعیت شهری، شکل منحنی رو به نزول می‌گذارد پدیده شهرگریزی به ویژه در کلان‌شهرهای بزرگ آشکار می‌شود. در این مرحله، که با افول صنعت و اشتغال صنعتی همراه است، فعالیت‌های بخش سوم و چهارم[7] اقتصاد اهمیت می‌یابد. مهم‌ترین دلایل شکل‌گیری و رشد شهرها عبارتند از:

۱- مزیت نسبی[8] باعث ایجاد انگیزه تجارت بین افراد و مناطق گشته، تجارت را سودمند می‌کند تجارت نیز موجب تمرکز اقتصادی و توسعه مناطق می‌گردد. البته در اینجا نباید از هزینه‌های حمل و نقل غافل شد. لیکن وجود صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس در حمل و نقل باعث می‌شود تولیدکنندگان و مصرف کنندگان، بلکه سایر بنگاه‌های واسطه‌ای نیز دور هم جمع می‌شوند و نتیجتاً فعالیت‌های اقتصادی در یک فضای خاص متمرکز شده و خدمات تولید و توزیع و مصرف در مکانی به نام منطقه صورت می‌پذیرد (لوی[9]، ۱۹۸۵: ۴۹).

۲- توافق گسترده‌ای در بین اقتصاددانان شهری وجود دارد که صرفه‌های داخلی و خارجی ناشی از مقیاس[10] یکی از علت‌های مهم پیدایش و رشد شهرها است. به عبارت دیگر تراکم فعالیت‌های اقتصادی مختلف در مکانی محدود، منجر به صرفه‌هایی می‌شود که شهرها را به مراکزی کارا برای تولید تبدیل کرده است. عواملی هستندکه برای بنگاه اقتصادی عامل خارجی، اما برای هر صنعت در یک شهر به خصوص اثر داخلی‌اند به این نوع شرایط و عوامل، صرفه‌جویی‌های صنعت یا صرفه‌های محلی می‌گویند. شرایط و عواملی نیز هستند که مربوط به شهری می‌باشند که آن بنگاه اقتصادی در آن قرار

---

1. John Heinrich Von Thünen
2. Weber
3. Christaller
4. Losch
5. Davis

۶. بخش اول :شامل استخراج و تولید مواد خام مثل :ذرت، زغال سنگ، چوب و آهن است .
بخش دوم اقتصاد شامل حمل و نقل مواد اولیه خام و یا تولید کالا از مواد میانی است، برای مثال: ساخت خودرو از فولاد و لباس از پارچه و. ...
بخش سوم اقتصاد شامل فراهم آوردن خدمات به شرکت ها و مصرف کنندگان است، برای مثال: نگهداری از کودکان، سینما و بانکداری.

۷. بخش چهارم اقتصاد شامل فعالیت های فکری می‌باشد، این فعالیت‌ها شامل: دولت، فرهنگ، کتابخانه‌ها، تحقیقات علمی، آموزش و... است.

8. Comparative Advantage
9. Levy
10. External and Internal Economies of Scale

دارد. این‌ها صرفه‌جویی‌هایی هستند که همراه با رشد شهرها به دست می‌آید این نوع صرفه‌ها را صرفه‌های شهری می‌نامند. صرفه‌های ناشی از حمل و نقل نیز یکی دیگر از صرفه‌های ناشی از مقیاس می‌باشند (فرهمند و همکاران، ۱۳۸۸: ۲۸).

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

یکی از مباحث مهمی که در اقتصاد شهری مطرح است، چگونگی رابطه‌ی بین رشد شهرنشینی و رشد اقتصادی است. در رابطه با این موضوع این سوال اساسی مطرح می‌شود که رابطه‌ی رشد شهری و رشد اقتصادی به چه نحو عمل می‌کند؟ لوفور[1] رابطه 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 دوره‌ی تسلط مسائل رشد اقتصادی و صنعتی شدن به دوره‌ی تسلط و تعیین کنندگی مسایل 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. در نتیجه نقش ویژه فضا در سازمان‌یابی تولید و الگویابی روابط اجتماعی در ساخت شهر آشکار می‌شود (لوفور، ۲۰۰۹: ۴۸).

از نظر برتینلی و بلک[2] (۲۰۰۴) کانال‌های مختلفی وجود دارد که از طریق آنها شهرنشینی بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد.

۱- شهرها در اقتصاد و جامعه کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه با فراهم کردن فرصت‌هایی برای مردم جهت بهره‌مندی از خدمات آموزشی، اشتغال و سلامت نقش مهمی در ساختار اقتصادی شهر ایفا می‌کنند (آقیون و هویت[3]، ۲۰۰۹: ۲۴۵).

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 وکاهش هزینه‌های معاملات شرکت‌های تولیدی را امکان پذیر می‌نماید (کومار و کوبر[4]، ۲۰۱۲: ۱۴).

۳- شهرنشینی عامل اصلی کارآفرینی است (گلازر[5] و همکاران، ۲۰۱۰: ۲۷). تمرکز جمعیت و بنگاه‌های اقتصادی در شهرها باعث می‌شود جمعیت شهری به راحتی 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[6] (۲۰۰۵) 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 (باکلود[7] و همکاران، ۲۰۱۰: ۲۴۵).

۴- اثرات سرریز وجود دارد، این اثرات بیرونی مثبت توسعه شهری روی مناطق روستایی و همجوار از طریق مهاجرت و تعامل فعال شناخته می‌شوند (کلی و منون[8]، ۲۰۰۹: ۱۲). جمعیت شهرها با انتقال اطلاعات و مهارتهای تولید و فناوری از طریق مهاجرت و برگشت به مناطق قبلی‌شان باعث بهبود آن نواحی می‌شوند (مک کنزی و ساسین[9]، ۲۰۰۷: ۸۳). هرگونه افزایش یا کاهش در تولید که ناشی از ورود عوامل تولید از مناطق دیگر به منطقه مورد نظر باشد به عنوان سرریز معرفی می‌گردند این سرریزها، تحت عنوان پیامدهای خارجی[10]، 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 از جمله حوزه‌هایی هستند که توجه ویژه‌ای به مبحث سرریزهای منطقه‌ای یا پیامدهای خارجی داشته‌اند (بلد و لانرگرن[11]، ۲۰۱۰: ۲۲).

مباحث رشد اقتصادی و توسعه منطقه‌ای بیشتر بر وابستگی اقتصادی مناطق تمرکز دارند و به طور کلی 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[12] (۱۹۹۳)، اداس و چیو[13] (۱۹۹۷)، کوا[14] (۱۹۹۳) و مورینو و ترهان[15] (۱۹۹۷) بیان می‌کنند نرخ رشد یک منطقه، تابعی از خصوصات قابل مشاهده

1. Lefebvre
2. Bertinelli & Black
3. Aghion & Howitt
4. Kumar & Kober
5. Glaeser et al.
6. Loughran & Schultz
7. Bacolod et al.
8. Cali & Menon
9. McKenzie & Sasin
10. Externalities
11. Blad & Lannergren
12. Elliott
13. Ades & Chua
14. Quah
15. Moreno & Trehan

(مانند نیروی کار و سرمایه)، خصوصیات غیر قابل مشاهده هر منطقه (مانند آب و هوا) و سرریزهای بین مناطق می‌باشد. سرریزها بسیار بیشتر از خصوصیات غیر قابل مشاهده هر منطقه بر نرخ رشد منطقه اثر گذار است و اهمیتی در حد خصوصیات قابل مشاهده مناطق دارد (کونلی و لیگون[1]، ۲۰۰۲: ۱۵۷). 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 (براتا[2]، ۲۰۰۹: ۶۵). در مدل‌های جغرافیای اقتصادی جدید، اصل کلیدی این است که مجاورت و همجواری، عامل مثبتی برای بهره‌وری است زیرا مجاورت با کارگزاران اقتصادی موجب افزایش رقابت، افزایش ابداعات، تسریع نشر و سرریز فناوری و ابداعات می‌شود و بهره‌وری و رشد منطقه را افزایش می‌دهد (ونابلس[3]، ۲۰۰۶: ۶۱).

به هر حال مبادلات اقتصادی در خلاء اتفاق نمی‌افتد آنها در درون فضا، روی مکان و در ابعاد مختلف اتفاق می‌افتند. شهرها به عنوان نقاطی در فضا، روابط و تنش‌های اقتصادی را منعکس، متمرکز یا محدود می‌سازند. بنابراین شکل‌گیری مناطق شهری می‌تواند به عنوان انگیزه و عاملی برای تحرک بخشیدن به اقتصاد ملی محسوب گردد. فلذا شهرها امروزه اغلب به عنوان قلمرو اصلی فعالیت‌های اقتصادی و از نهاده‌های لازم برای ایجاد فرصت‌های نوآوری محسوب می‌شوند. از دید اقتصاد شهری، شهر فرصت‌هایی را برای انتشار آگاهی و دانش، ایده‌های مشترک مردم، آموختن مهارت و یادگیری کارگران از راه تقلید و الگوگیری، توسعه محصولات جدید و فناوری‌های تولید فراهم می‌آورد؛ به عبارتی شهرها تفکر خلاق و نوآوری را تسهیل می‌کنند (اُسولیوان[4]، ۱۳۸۶: 76). در این راستا با توجه به همجواری، مبادلات و تعاملات اقتصادی استان‌های کشور با همدیگر زیاد می‌باشد، تحرک نیروی کار و منابع در بین شهرها به واسطه انتقال تجربیات و انتشار آگاهی و دانش در بین شهروندان تأثیر بسزایی بر تولید سرانه استان‌ها خواهد داشت لذا شناسائی تأثیر شهرنشینی و اثرات فضایی آن بر رشد اقتصادی استان‌های کشور اهمیت می‌یابد.

1. Conely & Ligon
2. Brata
3. Venables
4. Sullivan

۳-۲- مدل رشد فضایی[5]

از نیمه دوم قرن بیستم نظریه‌های مختلفی در ادبیات رشد اقتصادی برای تبیین تفاوت رشد اقتصادی جوامع و تحلیل معمای رشد و عوامل مؤثر بر آن شکل گرفته‌اند که مدل رشد برون‌زای نئوکلاسیک بسط یافته توسط سولو و سوان آغازگر این مسیر بوده است. به طور کلی الگوهای نئوکلاسیکی جزء نظریه‌های سرمایه‌گرا محسوب می‌شوند که رشد اقتصادی را در دوره انتقالی به انباشت سرمایه فیزیکی و در دوره بلندمدت به پیشرفت فنی برون‌زا نسبت داده‌اند (ساگلام و یتکینر[6]، ۲۰۱۴: ۲۵۷). در این الگوها ادعا می‌شود که نرخ جمعیت پایین‌تر و سطح فناوری بالاتر، نرخ رشد کوتاه‌مدت را افزایش می‌دهند همچنین اگر پیشرفت فناوری وجود نداشته باشد، اثرات بازدهی کاهنده به توقف رشد اقتصادی منجر می‌شود. نتیجه اصلی مدل سولو آن است که انباشت سرمایه فیزیکی نمی‌تواند رشد سریع را در گذر زمان (رشد بلندمدت) توضیح دهد. در مدل سولو دو منبع تغییرات در تولید را به ازای هر نفر نیروی‌کار رقم می‌زنند: یکی تفاوت در سرمایه به ازای هر نفر نیروی‌کار و دیگری تفاوت در اثرگذاری نیروی کار است که تنها بهبود اثرگذاری نیروی‌کار یا دانش باعث رشد دائمی تولید سرانه می‌شود و تأثیر سرمایه بر تولید به ازای هر نفر کم است. کاربرد دیگر مدل نئوکلاسیکی، فرضیه همگرایی است. در این مدل هر اقتصاد در بلندمدت به مسیر رشد متوازن همگرا است. وضعیت پایا[7] زمانی است که در آن تمام متغیرهای الگو با نرخ ثابت صفر رشد می‌کنند. اگر در بررسی چند منطقه یا اقتصاد، این مناطق از جهت پارامترهای نرخ پس‌انداز، سطح فناوری و نرخ رشد جمعیت با هم برابر و یکسان بوده و تنها تفاوتشان در سطح سرمایه سرانه مؤثر باشد، آنگاه در بلندمدت این اقتصادها به یک سطح سرمایه سرانه مؤثر دست می‌یابند. در این حالت همگرایی مطلق[8] بتا غیرشرطی رخ خواهد داد. اما اگر اقتصادها نرخ فناوری، نرخ رشد جمعیت و سطح سرمایه سرانه متفاوت داشته باشند، آنگاه در بلندمدت تمام متغیرهای در سطح از جمله سرمایه سرانه و درآمد سرانه با یک نرخ رشد خواهند کرد و هر یک مسیر رشد متوازن مختص خود خواهند داشت. این همگرایی شرطی[9] بتا نام دارد (کهنسال و حمیده‌پور، ۱۳۹۸:

5. Spatial Growth Model
6. Saglam & Yetkiner
7. Steady State
8. Absolute Convergence
9. Conditional Convergence

(۱۱۵

در مدل جامع‌تر، دانش در سرمایه گنجانده شده است و سرمایه نیز در این مدل مفهوم گسترده‌تری دارد و هر دو سرمایه فیزیکی و انسانی را در بر می‌گیرد. با در نظر گرفتن اثرات سرریز دانش، مناطق مختلف به هم مرتبط می‌شوند و نرخ رشد یک منطقه فقط به سطح اولیه تولید آن منطقه بستگی ندارد و به سطح اولیه تولید مناطق مجاورش نیز بستگی خواهد داشت. همچنین در این مدل حالت پایدار یک منطقه هم به پارامترهای خود منطقه و هم به مناطق مجاور بستگی دارد. این ارتباط توسط ماتریس وزنی نشان داده می‌شود. در مدل فضایی هم قرم تابع تولید کاب داگلاس با بازدهی ثابت به مقیاس به صورت رابطه شماره (۱) در نظر گرفته می‌شود.

(۱)

$$Y_i(t) = A_i(t)K_i^{\alpha}(t)H_i^{\beta}(t)L_i^{1-\alpha-\beta}(t)$$

با لحاظ اثرات فضایی تابع تولید، سطح فناوری طبق مطالعات ارتور و کوچ (۲۰۱۱) به صورت رابطه شماره (۲) آورده شده است.

(۲)

$$A_i(t) = \Omega(t)k_i^{\emptyset_K}(t)h_i^{\emptyset_H}(t)\prod_{j\neq i}^{N}A_j^{\gamma w_{ij}}(t)$$

با توجه به رابطه شماره (2) سطح فناوری یک تابع در منطقه i ام به سه عامل بستگی دارد. اولین بخش سمت راست معادله فوق مانند مدل سولو ناشی از پیشرفت فناوری برون‌زاست و برای تمام مناطق مشابه است که همان جزء $\Omega(t)$است. دومین بخش، سهمی از سطح فناوری که با افزایش سطح سرمایه فیزیکی و انسانی سرانه افزایش می‌یابد که پارامترهای $\emptyset_K$ و $\emptyset_H$ به ترتیب شدت اثرات سرریز داخلی ناشی از انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی را نشان می‌دهند. بخش سوم اثرات سرریز فضایی دانش مناطق همسایه است که میزان توسعه اثرات سرریز فضایی دانش با پارامتر γ مشخص می‌شود و از طریق ماتریس وزنی W به سایر مناطق مرتبط می‌شود. بدین صورت اثرات فضایی سرریز قناوری بر رشد تبیین می‌شود. با حل معادله شماره (۱) و جایگزینی رابطه شماره (۲) در آن و تبدیل آن به صورت سرانه هر کارگر رابطه شماره (۳) حاصل می‌شود.

(۳)

$$y_i(t) = \Omega^{\frac{1}{1-\gamma}}(t)k_i^{u_{ii}}(t)h_i^{v_{ii}}(t)\prod_{j\neq i}^{N}k_j^{u_{ij}}(t)h_j^{v_{ij}}(t)$$

$$\mathrm{y}_i(t) = \frac{Y_i(t)}{L_i(t)}$$

$$u_{ii} = \alpha + \emptyset_K(1 + \sum_{r=1}^{\infty}\gamma^r w_{ii}^{(r)})$$

$$v_{ii} = \beta + \emptyset_H(1 + \sum_{r=1}^{\infty}\gamma^r w_{ii}^{(r)})$$

$$u_{ij} = \emptyset_K(1 + \sum_{r=1}^{\infty}\gamma^r w_{ij}^{(r)})$$

$$v_{ij} = \emptyset_H(1 + \sum_{r=1}^{\infty}\gamma^r w_{ij}^{(r)})$$

$$\sum_{j=1}^{N}(u_{ij} + v_{ij}) = \alpha + \beta + \frac{\emptyset_K + \emptyset_H}{1-\gamma} < 1$$

$$\dot{k}_\iota(t) = s_{Ki}y_i(t) - (n_i + \delta)k_i(t)$$

$$\dot{h}_i(t) = s_{Hi}y_i(t) - (n_i + \delta)h_i(t)$$

$$g = \frac{\mu}{(1-\gamma)(1-\alpha-\beta) - \emptyset_K - \emptyset_H}$$

با جایگزین کردن روابط بالا در تابع تولید شماره (3) و لگاریتم‌گیری از آن، درآمد سرانه هر کارگر در حالت پایدار به شکل رابطه شماره (۴) بدست می‌آید.

(۴)

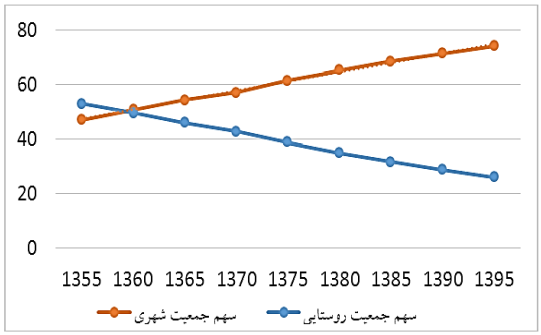
$$lny_i^* = \frac{\alpha + \emptyset_K}{1-\alpha-\beta-\emptyset_K-\emptyset_H}ln\left[\frac{s_{Ki}}{n_i+g+\delta}\right] + \frac{\beta+\emptyset_H}{1-\alpha-\beta-\emptyset_K+\emptyset_H}ln\left[\frac{s_{Hi}}{n_i+g+\delta}\right] - \frac{\alpha\gamma}{1-\alpha-\beta-\emptyset_K+\emptyset_H}\sum_{j\neq i}^{N}w_{ij}ln\left[\frac{s_{Kj}}{n_j+g+\delta}\right] - \frac{\beta\gamma}{1-\alpha-\beta-\emptyset_K-\emptyset_H}\sum_{j\neq i}^{N}w_{ij}ln\left[\frac{s_{Hj}}{n_j+g+\delta}\right] + \frac{(1-\alpha-\beta)\gamma}{1-\alpha-\beta-\emptyset_K-\emptyset_H}\sum_{j\neq i}^{N}w_{ij}lny_j^*$$

این رابطه بیانگر آن است که در مدل رشد فضایی وجود اثرات سرریز باعث می‌شود مناطق عقب افتاده رفتار همسایه‌های ثروتمند خود را تکرار نموده و رشد اقتصادی را بهبود بخشند که این عامل ناشی از اثرات سرریز می‌باشد (همان، ۱۱۸).

٤-۲- مروری بر وضعیت شهرنشینی در استان‌ها

ایران طی دهه‌های گذشته با یک افزایش جمعیت شهری مطابق سایر کشورهای در حال توسعه مواجه بوده و این افزایش جمعیت شهری بر پایه رشدخدمات شکل گرفته است

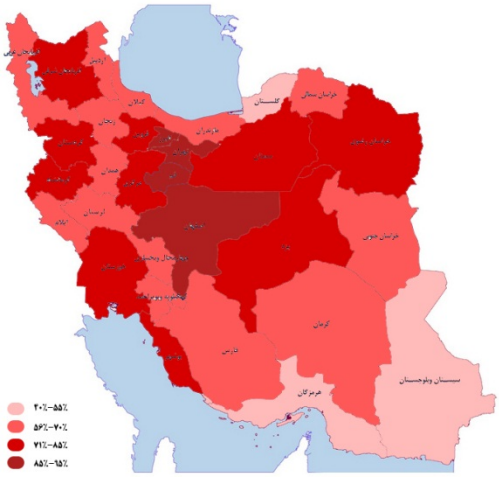
(فیندلی[1]، ۱۳۷۲: ۷۴). شهرنشینی، جامعه ایران را در طی دهه‌های گذشته دستخوش تحولات زیادی ساخته است، در حالی که خود شهرنشینی در ارتباط با پدیده‌های دیگری همچون رشد و تراکم جمعیت قابل بررسی است. در واقع ایران به عنوان یک کشور در حال توسعه با این دو پدیده مرتبط به هم یعنی افزایش جمعیت و رشد شهرنشینی مواجه بوده است. بررسی شهرنشینی ایران طی دوره‌های ۱۳۹۵-۱۳۵۰ مطابق با شکل شماره (۱) نشان می‌دهد علی الرغم اینکه جمعیت کشور طی این دوره حدوداً 2/4 برابر شده اما میزان جمعیت شهری در این دوره به بیش از چهار برابر رسیده است و نسبت جمعیت شهری از ۴۲/۳ درصد در سال ۱۳۵۰ به ۷۴ درصد درسال ۱۳۹۵ افزایش یافته است اگر چه شیب نرخ افزایش جمعیت شهری از سال ۱۳۹۰ به بعد مقداری کاهش یافته اما همچنان تقاضای افزایش شهرنشینی وجود دارد که نتیجه آن تغییر ترکیب جمعیت کشور از یک وضعیت غالباً روستایی و عشایری به یک ترکیب اکثریت شهرنشین می‌باشد. این افزایش جمعیت شهری می‌تواند به دلایل؛ رشد طبیعی جمعیت شهری، پدیده مهاجرت از روستا به شهر، تقسیمات کشوری طبقه‌بندی شهرها، تبدیل نقاط روستایی به شهرها و الحاق قلمرو جدید به شهرهای موجود می‌باشد. براساس شکل شماره (۲) این وضعیت در بین استان‌های کشور متفاوت بوده و استان قم با ۹۵ درصد دارای بالاترین جمعیت شهری و استان سیستان و بلوچستان با ۴۹ درصد کمترین جمعیت شهری را دارا می‌باشد.



شکل ۱. نسبت جمعیت شهری و روستایی به کل جمعیت ایران

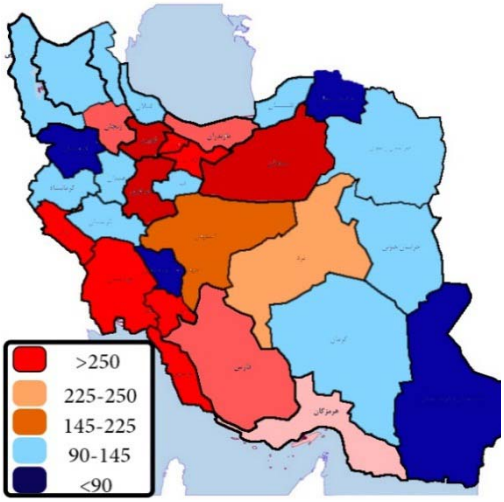
ماخذ: مرکز آمار ایران

در این بخش جهت اطلاع از وضعیت تولید سرانه که به عنوان متغیر وابسته مدل می‌باشد، نقشه پراکندگی تولید سرانه‌ی استان‌های ایران به صورت انحراف از میانگین در سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۹۵ در شکل شماره (۳) نمایش داده شده است. این نقشه‌ها استان‌های ایران را براساس تولید سرانه آنها در طیف رنگی دسته‌بندی می‌کند، بدین ترتیب استان‌های طیف قرمز تولید سرانه بالاتر از میانگین و طیف آبی استان‌هایی با تولید سرانه پایین‌تر از میانگین را نشان می‌دهد. با نگاهی اجمالی می‌توان دریافت که تولید سرانه در سالهای ۱۳۸۵ و ۱۳۹۵ نوسان زیادی نداشته است و بیشتر استان‌ها تولید سرانه‌ای در اطراف میانگین تولید سرانه کل استان‌های ایران را دارا بوده‌اند.

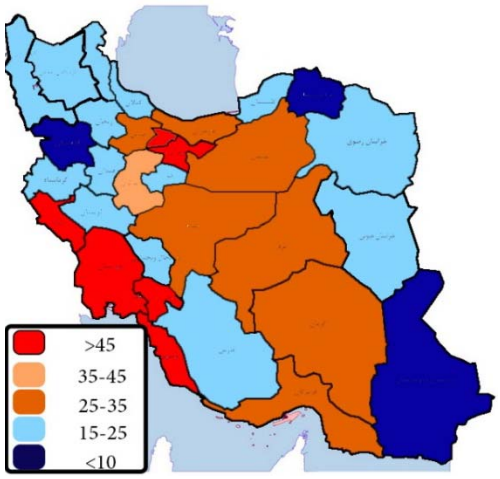


شکل ۲. نقشه فضایی نسبت جمعیت شهری استان‌های کشور سال ۱۳۹۵

مأخذ: مرکز آمار ایران



1. Findley



شکل ۳. انحراف از میانگین مربوط به تولید سرانه استان‌های ایران ۱۳۸۵ و ۱۳۹۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۲-۵- مطالعات داخلی و خارجی

انفلو[1] و همکاران در مطالعه‌ای رابطه شهرنشینی و رشد تولید ناخالص داخلی سرانه در ۱۷۳ منطقه اتحادیه اروپا برای یک دوره بلندمدت از ۱۹۰۰ تا ۲۰۱۰ به تفکیک ۱۱ میان دوره 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 به مرور زمان کاهش می‌یابد و بعد از دهه ۱۹۷۰ ضعیف و قابل توجه نیست. این نتیجه را به پدیده‌ای متصل می‌نمایند که فی و اوپال[2] (۲۰۰۰) از آن به عنوان «شهرنشینی بدون رشد» در مورد کشورهای در حال توسعه یاد می‌کند (انفلو و همکاران، ۲۰۱۹: ۲).

نگیان[3] و همکاران رابطه بین شهرنشینی و رشد اقتصادی در هفت کشور در حال توسعه 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 (نگیان و همکاران، ۲۰۱۶: ۱۲).

سینگ[4] و همکاران رابطه رشد اقتصادی و شهرنشینی را در سه منطقه اقیانوس آرام (فیجی، وانواتو و جزایر سلیمان[5]) مطالعه نمودند آنها از مدل رشد نئوکلاسیک توسعه یافته توسط منکیو، رومر و ویل[6] استفاده نمودند. این مطالعه بیان می‌کند در اقتصادهای کمتر توسعه‌یافته که فرصت‌های شغلی کافی و زیرساخت‌های اقتصادی محدود است، شهرنشینی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد در حالی که در اقتصادهای پیشرفته‌تر که فرصتهای اقتصادی برای حمایت از تراکم بالای شهری وجود دارد، اثر مثبت بر رشد می‌گذارد. آنها بیان می‌کنند شهرنشینی بدون کنترل منجر به بسیاری از مشکلات اجتماعی می‌شود که نمی‌توان از آن چشم پوشی کرد (سینگ و همکاران، ۲۰۱۴: ۵).

هندرسون در مقاله‌ای تحت عنوان فرآیندهای شهرنشینی و رشد اقتصادی: چرا و چه اندازه؟ به صورت کمی و براساس 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 پرهزینه باشد. هندرسون (۲۰۰۳) در مطالعه‌ای دیگر در مورد کشورهای مختلف دریافت، شهرنشینی که به وسیله نسبتی از جمعیت شهری به کل جمعیت اندازه‌گیری می‌شود، نسبت به شاخص نخست شهری که به وسیله درصدی از جمعیت شهری در بزرگ‌ترین شهرها زندگی می‌کنند، اندازه‌گیری می‌شود، اثر کمتری بر رشد اقتصادی دارد (هندرسون، ۲۰۰۳: ۶۹).

کازرونی و همکاران تأثیر همزمان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نرخ شهرنشینی بر رشد اقتصادی ایران را در دوره زمانی ۹۴-۱۳۸۵ 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 (کازرونی و همکاران، ۱۳۹۷: ۲۲۵).

فرهمند و فرج قاسمیان در مطالعه‌ای به تحلیل فضایی تأثیر توزیع اندازه شهرها بر رشد اقتصادی ایران پرداخته‌اند

1. Enflo etal
2. Fay & Opal
3. Nguyen et al.
4. Singh et al.
5. Fiji, Vanuatu and Solomons
6. Mankiw & Romer & Weil

نتایج با منفی و معنی‌دار شدن وقفه‌ی زمانی متغیر وابسته، نشان دهنده همگرایی شرطی در استان‌های ایران است و آنها همچنین بیان می‌کنند شاخص توزیع اندازه شهرها تأثیر مثبت بر درآمد سرانه و رشد اقتصادی استان‌های کشور دارد (فرهمند و فرج قاسمیان، ۱۳۹۶: ۶۸۷).

حیدری و عبدالعلی‌زاده رابطه بین توسعه آموزشی، رشد اقتصادی، شهرنشینی و فناوری اطلاعات را در طول دوره زمانی ۹۱-۱۳۵۰ مطالعه نموده‌اند. نتایج آنها نشان داد که آموزش بر رشد اقتصادی و شهرنشینی تأثیر مثبت دارد، شهرنشینی بر رشد اقتصادی و آموزش دارای تأثیر مثبت است و فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد اقتصادی و شهرنشینی تأثیر مثبت دارد (حیدری و عبدالعلی‌زاده، ۱۳۹۵: ۷۷).

شکیبایی و همکاران رابطه تأثیرشهرنشینی و سرریزهای آن بر توزیع درآمد استان‌های ایران را در دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۰ مورد مطالعه قرار دادند نتایج نشان می‌دهد که افزایش نسبت شهرنشینی منجر به عادلانه‌تر شدن توزیع درآمد در استان‌های ایران گردیده است (شکیبایی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۰۹).

سامتی و همکاران در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر صرفه‌های محلی و شهرنشینی بر رشد اقتصادی استان‌های صنعتی، غیرصنعتی و کل استان‌های ایران پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که صرفه‌های شهرنشینی هم در استان‌های صنعتی و هم غیرصنعتی اثر مثبت و معنادار بر بهره‌وری نیروی کار دارد در حالی که صرفه‌های ناشی از محلی شدن اثر منفی دارد؛ و این بدان معناست تجمع بنگاه‌ها به گونه‌ای نبوده است که بتواند برای آنها صرفه ایجاد نماید. اما همگام با رشد شهرها، تولید نیز افزایش یافته است و این یعنی صرفه‌های شهرنشینی که از کاهش هزینه تولید بنگاه‌ها همگام با افزایش کل تولید شهر به دلیل بزرگ شدن شهرها ایجاد می‌شود، سبب بهبود بهره‌وری نیروی کار در صنایع کارخانه‌ای استان‌های ایران شده است (سامتی و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۷).

فرهمند و همکاران به بررسی تأثیر تمرکز شهری بر رشد اقتصادی ایران پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که تمرکز شهری بر رشد اقتصادی مؤثر بوده و شکل اثرگذاری آن پویا و تابعی از سطح درآمد و مقیاس کشور است (فرهمند و همکاران، ۱۳۸۸: ۲۸).

۲-۶- جنبه نوآوری مقاله

مطالعاتی در زمینه عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی در سطح داخلی و خارجی انجام شده‌اند و در این مطالعات هر کدام از آن‌ها به نتایج مختلفی رسیده‌اند که گاه مشابه و در بعضی موارد نتایج با همدیگر سازگار نبوده‌اند. طبق بررسی‌های انجام شده اکثر پژوهش‌های داخلی موجود در زمینه اثرگذاری شهرنشینی بر رشد اقتصادی به صورت سری زمانی برای کل کشور یا پانل بین کشوری بوده است بنابراین می‌توان اظهار داشت که جنبه نوآوری مطالعه حاضر نسبت به مطالعات قبلی، مورد مطالعه قرار دادن تأثیر شهرنشینی بر رشد اقتصادی در سطح استانی و منطقه‌ای بوده و تأکید ویژه‌ای بر اثرات سرریز داشته است و بدین منظور از مدل رشد فضایی پویا بهره گرفته شده که با استفاده از آن سرعت همگرایی را نیز می‌توان در استان‌های کشور آزمون نمود.

۳- روش شناسی تحقیق

۳-۱- 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 (کورادو و فینگلتون[1]،۲۰۱۲: ۲۱۰). اقتصادسنجی فضایی شاخه‌ای از اقتصادسنجی است که اثرات فضایی را به کارکرد مدل‌های مقطعی یا ترکیبی (پنل) رگرسیونی اضافه می‌کند. تفاوت اقتصادسنجی فضایی با اقتصادسنجی عمومی در توانایی و کاربرد تکنیک اقتصادسنجی در استفاده از داده‌های نمونه‌ای است که دارای جزء مکانی هستند (اکبری،۱۳۸۴: ۳۹). زمانی که داده‌های نمونه‌ای دارای جزء مکانی هستند دو مسئله رخ خواهد داد (لیسیج و پیس[2]، ۲۰۰۹: ۹۷) ۱- وابستگی فضایی[3] میان مشاهده‌ها وجود خواهد داشت، ۲- ناهمسانی فضایی[4] در روابطی که ما مدل‌سازی می‌کنیم، رخ خواهد داد. بنابراین، اقتصادسنجی فضایی با دو ویژگی مشخص می‌شود: الف)وابستگی فضایی بین مشاهده‌های داده نمونه در نقاط مختلف، ب) ناهمسانی فضایی که ناشی از روابط یا پارامترهای مدل

1. Corrado & Fingleton
2. LeSage & Pace
3. Spatial Dependence
4. Spatial Heterogeneity

است که با حرکت بر روی صفحه مختصات همراه با داده نمونه‌ای تغییر می‌یابد (ممی‌پور و عبدی، ۱۳۹۶: ۵۴). بنابراین، با توجه به شواهد موجود که عملکرد اقتصادی و سطح شهرنشینی در استان‌های مختلف کشور از استان‌های همجوار متأثر می‌شود، مطالعه حاضر سعی در شناسایی مناسبترین مدل فضایی دارد که بتواند آثار عوامل اثرگذار بر رشد اقتصادی استان‌های کشور را نشان دهد.

۳-۲- انواع مدل‌های اقتصادسنجی فضایی

سه نسل از مدل‌های اقتصادسنجی فضایی در ادبیات مورد مطالعه قرار می‌گیرد. نسل اول شامل مدل‌های مبتنی بر داده‌های مقطعی است. نسل دوم شامل مدل‌های غیرپویا 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 (الهورست [۱]، ۲۰۱۴: ۱۲۵). مدل عمومی پانل فضایی غیرپویا به صورت رابطه شماره ۵ می‌باشد.

(۵)

$$y_t = \delta w y_t + x_t b_1 + w x_t b_2 + u_t$$
$$u_t = \lambda w u_t + \varepsilon_t$$

در صورتی که در این مدل $b_2 = 0$ و $\lambda=0$ باشد این مدل تبدیل به مدل وقفه فضایی[۲] خواهد شد و در صورتی که $\delta=0$ و $\lambda=0$ باشد تبدیل به مدل تأخیردار متغیر مستقل [۳] می‌شود، اگر $\delta=0$ و $b_2 = 0$ باشد تبدیل به مدل خطای فضایی[۴] و در نهایت در صورتی که فقط $\lambda=0$ باشد تبدیل به مدل دوربین فضایی[۵] خواهد شد (همان، ۱۲۸).

تفاوت اصلی مدل دوربین فضایی نسبت به سایر مدل‌های فضایی، وارد کردن همزمان وقفه فضایی متغیر وابسته و وقفه فضایی متغیرهای توضیحی به عنوان متغیرهای توضیحی جدید به مدل می‌باشد. در مدل‌های دوربین فضایی در صورتی که یک متغیر توضیحی در یک واحد مشخص فضایی تغییر کند، نه تنها متغیر وابسته در همان واحد تغییر می‌کند بلکه متغیر وابسته در واحدهای همسایه هم تغییر خواهد کرد. اولین بخش به عنوان اثرات مستقیم و دومین بخش به نام اثرات غیرمستقیم شناخته می‌شود. این اثرات غیرمستقیم به عنوان اثرات سرریز فضایی شناخته می‌شوند که محور تمرکز مطالعات انجام شده بوسیله تکنیک اقتصادسنجی فضایی همین اثرات سرریز فضایی هستند. در رابطه بالا wy اثرات متقابل درون‌زا[۶] در میان متغیرهای وابسته، wx اثرات متقابل برون‌زا[۷] در میان متغیرهای توضیحی و wu بیانگر اثرات متقابل میان اجزا اخلال واحدهای فضایی مختلف است. δ ضریب خودهمبستگی فضایی و λ ضریب همبستگی فضایی نامیده می‌شوند (همان، ۱۲۹).

برای تعیین همبستگی فضایی از آزمون‌های I موران[۸] و C جری[۹] با فرضیه صفر عدم همبستگی فضایی استفاده می‌شود، همچنین آزمون‌های ضریب لاگرانژ خطا[۱۰] و ضریب لاگرانژ وقفه[۱۱] به ترتیب برای تشخیص عدم همبستگی فضایی در اجزاء اخلال و عدم وابستگی فضایی در مشاهدات متغیرهای وابسته مورد استفاده 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 فضایی‌عمومی کمک گرفته می‌شود. به اضافه 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. به علاوه 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[۱۲] می‌باشند. برای بررسی برآورد مدل داده‌های پانل پویای فضایی، باید مدل پویا در فضا (مکان) و زمان قادر به

1. Elhorst, J. P
2. SAR (Spatial Lag Model)
3. SLX (Spatial Lag of X)
4. SEM (Spatial Error Model)
5. SDM (Spatial Durbin Model)
6. Endogenous Interaction Effects
7. Exogenous Interaction Effects
8. Moran I
9. Geary C
10. Lagrange Multiplier Error
11. Lagrange Multiplier Lag
12. Spatial Dynamic Panel Data

بررسی موارد زیر باشد (همیلتون[1]، ۱۹۹۴؛ اندرس[2]، ۱۹۹۵؛ هندری[3]، ۱۹۹۵): الف) وابستگی سریالی میان مشاهدات در هر واحد فضایی در طی زمان.ب) وابستگی فضایی میان مشاهدات در هر نقطه از زمان. ج) اثرات خاص فضایی یا دوره زمانی غیرقابل مشاهده. د) درون‌زایی یک یا بیش از یک رگرسور به جز متغیرهای وابسته وقفه‌دار در فضا یا زمان. در مدل پانل پویای فضایی اگر یکی یا بیشتر از متغیرها درون‌زا باشند باید به صورت 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[4] (۲۰۰۸) است. مدل عمومی پانل پویای فضایی عمومی به صورت رابطه شماره ۶ می‌باشد.

(۶)

$$y_t = \tau y_{t-1} + \delta w y_{t-1} + \rho w y_t + \beta x_t + \theta w x_t + \mu + u_t$$
$$u_t = \lambda W u_t + \varepsilon_t$$

در این مدل زمانی که فقط $\rho w y_t$ باشد مدل وقفه فضایی پویا[5]، زمانی که فقط جزء خطا دارای وقفه فضایی باشد مدل خطای فضایی پویا[6] خواهد بود. مدلی که در آن هم متغیرهای مستقل و هم متغیر وابسته وزن داده شده‌اند، مدل دوربین فضایی پویا[7] است (مونت مارتین و هررا[8]، ۲۰۱۴: ۱۰۶۵).

۳-۳- عوامل عام مشترک

همان طور که قبلاً بیان شد رشد اقتصادی یک منطقه جغرافیایی تحت تأثیر متغیرها و اثرات سرریز مناطق دیگر به ویژه همسایگان آن قرار دارد به وابستگی ایجاد شده از این طریق، وابستگی فضایی گفته می‌شود. علاوه بر وابستگی فضایی ایجاد شده از طریق عوامل ذکر شده، اثراتی که در میان تمام مناطق جغرافیایی مشترک هستند نیز موجب ایجاد همبستگی در رشد اقتصادی واحدهای جغرافیایی می‌شوند این اثرات عوامل عام مشترک نامیده می‌شوند. لازم است میان وابستگی ایجاد شده توسط این عوامل و وابستگی فضایی ناشی از اثرات فضایی تفاوت قائل شد زیرا در غیر این صورت نقش اثرات فضایی پر رنگ‌تر از آنچه واقعیت دارد نشان داده خواهد شد.

ککلی، فورتز و اسمیت[9] در سال ۲۰۰۲ یک فرآیند دو مرحله‌ای برای تخمین ضرایب در مدل‌های تابلوئی که در آنها وابستگی میان واحدها از طریق عوامل عام مشترک ایجاد شده است ارائه نمودند. در مرحلهٔ اول این فرآیند، متغیر وابسته مدل تابلوئی بر روی متغیرهای توضیحی رگرسیون می‌شود و سپس عوامل اصلی از طریق ماتریس واریانس و کوواریانس عبارت خطا به دست می‌آیند. عامل‌های اصلی در این روش در مرحله بعدی به عنوان متغیر پروکسی در معادلهٔ رگرسیون قرار داده می‌شوند و تخمین‌های جدید از پارامترها به دست می‌آیند.

بای و ان‌جی[10] (۲۰۰۲)، معیاری برای تخمین تعداد مؤلفه‌های عامل‌هایی که در مرحله دوم به عنوان متغیر توضیحی استفاده می‌شوند ارائه کردند. پسران (۲۰۰۴) نشان داد فرض اساسی برای سازگاری در این روش ناهمبستگی یا به طور کامل همبسته بودن این عامل‌ها از میانگین ساده متغیرهای توضیحی در میان واحدها است، در غیر این صورت تخمین به دست آمده در مرحله اول ناسازگار خواهد بود. پسران (۲۰۰۶) روش تخمین اثرات عام مشترک همبسته (CCE[11]) را معرفی کرد. در این روش متغیرهایی به عنوان متغیر پروکسی برای عوامل عام مشترک استفاده می‌شوند. نحوه ساخت متغیرهای پروکسی به این صورت است که از متغیرهای توضیحی و وابسته در بعد مناطق جغرافیایی برای هر دوره t میانگین ساده گرفته می‌شود و به عنوان متغیر توضیحی جدیدی در سمت راست معادله وارد می‌شود (برکچیان و همکاران، ۱۳۹۸: ۴۵).

٤- نتایج برآورد مدل

٤-۱- 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

1. Hamilton
2. Enders
3. Hendry
4. Fingleton
5. Dyn SLM
6. Dyn SEM
7. Dyn SDM
8. Montmartin & Herrera
9. Coakley, Fuertes & Smith
10. Bai & Ng
11. Common Correlated Effects

طریق الگوی سولو تعمیم یافته توسط منکیو و همکاران (۱۹۹۲)، مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این حالت تابع تولید به صورت زیر مورد بررسی قرار می‌گیرد.

(۷)

$$Y_t = A_t(K_t)^{\alpha}(H_t L_t)^{1-\alpha}$$
$$L_t = L_0 e^{n_t}$$
$$A_t = A_0 e^{(g_1+g_2U)*T}$$

از آنجا که متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه دارای جنبه‌ی مکانی هستند و تحت تأثیر همبستگی مکانی قرار می‌گیرند و با توجه به هدف این مطالعه مبنی بر تأثیر سرریزهای فضایی شهرنشینی، بایستی از مدل اقتصادسنجی فضایی استفاده شود که وابستگی مشاهدات به یکدیگر و اثر تغییر در متغیرهای وابسته و توضیحی مشاهدات همسایه را مد نظر قرار دهد. همان‌طور که در بخش قبلی ذکر شد مدل‌های رشد فضایی به طور صریح فاکتورهای فضایی را در مدل‌های رشد وارد می‌نمایند این مدل‌ها اهمیت بیشتری به صرفه‌های ناشی از تجمیع و سرریزها می‌دهند و به دنبال جستجوی محرک‌های اصلی رشد بلندمدت در سطح فضا هستند (دهقان‌شبانی و شهنازی، ۱۳۹۶: ۸۹). برولهارت و اسبرگامی (۲۰۰۹) و نگیان و همکاران (۲۰۱۶) در مطالعات خود رابطه‌ی رشد اقتصادی و شهرنشینی را به صورت غیرخطی آزمون نمودند، بنابراین در این پژوهش مدل تجربی فضایی قابل استفاده جهت شناسائی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی استان‌های کشور، مدل پانل پویای دوربین فضایی با وارد نمودن اثرات عوامل عام مشترک، به صورت رابطه شماره ۸ می‌باشد:

(۸)

$$Ln(y_{it}-y_{it-1}) = \gamma Lny_{it-1} + \rho\sum_{j=1}^{n} w_{ij}Lny_{jt} +$$
$$\alpha Lnx_{it} + \varphi Lnx_{it}^2 + \theta\sum_{j=1}^{n} w_{ij}Lnx_{jt} + \mu f_t + u_{it}$$
$$u_{it} = \lambda w_{ij}u_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن y_{it} متغیر وابسته استان i در زمان t نشان دهنده تولید سرانه، y_{it-1} تولید سرانه دوره قبل، γ نشان دهنده نرخ همگرایی است که از طریق رابطه $\phi = -\frac{Ln\gamma}{T}$ می‌توان سرعت همگرایی ϕ را محاسبه نمود (شهبازی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۵۶) و x_{it} برداری از متغیرهای توضیحی تأثیرگذار بر رشد اقتصادی می‌باشند. متغیرهای توضیحی که در این پژوهش مورد بررسی قرار گرفته‌اند شامل: سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی و شهرنشینی می‌باشند میزان بارندگی هر استان به عنوان شاخص عوامل محیطی و اقلیمی استانی و بودجه عمرانی به عنوان اعتبارات دولتی در استان به عنوان متغیرهای کنترل نیز استفاده شده‌اند. همچنین با عنایت به اینکه مبانی نظری و پیشینه تحقیق رابطه غیرخطی شهرنشینی و رشد اقتصادی را تأیید می‌نمایند لذا متغیر شهرنشینی علاوه بر سطح به صورت درجه دوم (x_{it}^2) در مدل وارد می‌شود در صورتی که ضریب φ به صورت منفی و معنی‌دار برآورد شود نشان دهنده رابطه U معکوس بین شهرنشینی و رشد اقتصادی خواهد بود به عبارت دیگر رابطه بین شهرنشینی و رشد اقتصادی غیرخطی است و شهرنشینی به حد آستانه‌ای می‌رسد که پس از آن می‌تواند مانع از رشد اقتصادی شود یعنی رشد اقتصادی با افزایش شهرنشینی ابتدا افزایش و در یک نقطه به اوج می‌رسد و بعد از آن با افزایش بیشتر شهرنشینی، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. i شاخصی برای بعد مقطع(واحدهای فضایی همان استان‌ها) و t شاخصی برای بعد زمان (سال) می‌باشد. w_{ij} 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 بدین صورت که عناصر ماتریس مجاورت برای استان‌های همسایه یا مجاور (دارای مرز مشترک) مقدار یک و برای استان‌های غیرمجاور 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، به منظور 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 به طوری‌که مجموع درایه‌های هر یک از سطرهای ماتریس مجاورت یک می‌باشد. α ضریب متغیرهای توضیحی در سطح که نشان دهنده اثر مستقیم آن متغیر بر رشد اقتصادی است. θ ضریب وقفه فضایی متغیر توضیحی که نشان دهنده اثر غیرمستقیم متغیر توضیحی در استان j بر تولید سرانه استان i می‌باشد. ρ ضریب وقفه فضایی متغیر وابسته که نشان دهنده اثر غیرمستقیم (اثر سرریز) متغیر وابسته در استان j بر تولید سرانه

استانi می‌باشد. f_t نشان‌دهنده اثرات عوامل عام مشترک می‌باشد از آنجایی که این متغیرها می‌توانند غیرقابل مشاهده باشند برای آنها از متغیرهای پروکسی استفاده می‌شود. در این مقاله از بردار میانگین ساده متغیرهای توضیحی و وابسته در بعد مناطق جغرافیایی به عنوان متغیر پروکسی استفاده شده است، از این متغیرها در بعد مناطق جغرافیایی برای هر دوره t میانگین ساده گرفته می‌شود و به عنوان متغیر توضیحی جدیدی در سمت راست معادله وارد می‌شود.

٤-۲- متغیرهای مورد مطالعه

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

متغیر شهرنشینی: در ادبیات اقتصاد شهری، مطالعاتی در زمینهٔ فرآیند توسعهٔ شهری و رابطهٔ آن با رشد اقتصادی انجام گرفته است. توسعه شهری دو جنبه دارد: یک جنبه‌ی آن خودتوسعه‌ی شهرنشینی و شهری شدن است که در ارتباط با رشد تعداد، اندازه و جمعیت شهرها در یک سیستم شهری می‌باشد. جنبه‌ی دیگر توسعه‌ی شهرنشینی در ارتباط با شکل شهری شدن است. بدین منظور در مطالعات از شاخص‌های مختلفی به عنوان متغیر شهرنشینی استفاده شده است.

شاخص نخست شهری، این شاخص از طریق نسبت جمعیت بزرگ‌ترین کلان شهر کشور (یا استان) به کل جمعیت شهری کشور (یا استان) اندازه‌گیری می‌شود (آدز و گلایزر[1]، ۱۹۹۵: ۱۹۵؛ هندرسن، ۲۰۰۲: ۴۱).

شاخص جمعیت شهرنشین، این شاخص از طریق نسبت جمعیت شهری به کل جمعیت کشور (یا استان) اندازه‌گیری می‌شود (هندرسن، ۲۰۰۳: ۵۶). در این مطالعه از این شاخص به عنوان متغیر شهرنشینی استفاده شده است.

شاخص Urban750، این شاخص از طریق نسبت جمعیت مردمی که در شهرهایی زندگی می‌کنند که جمعیت آنها بیشتر از ۷۵۰۰۰۰ نفر است به کل جمعیت کشور (یا استان) اندازه‌گیری می‌شود (هندرسن، ۲۰۰۴: ۱۲۹).

متغیر سرمایه فیزیکی: ایده‌ای که انباشت سرمایه را به عنوان عامل تعیین کننده رشد اقتصادی معرفی می‌کند و مطالعات نظری تجربی متعددی نیز بر برقراری و پایداری آن صحه گذاشته‌اند، از زمان آدام اسمیت تاکنون در اقتصاد وجود داشته است. این نگرش چنین فرض می‌کند که سازوکار دستیابی به میزان بالای انباشت سرمایه، ذاتاً در اقتصادهای بازار سرمایه‌داری قرار دارد و با تقویت این سازوکارها، رشد اقتصادی بالا تحقق می‌یابد. بنابراین یکی دیگر از متغیرهای مورد استفاده موجودی سرمایه استانی است. از آنجا که از میزان ذخیره سرمایه استانی، آماری در دست نیست، در این تحقیق به استناد مطالعه دلیری و رنانی فرض شده مقدار ذخیره سرمایه استان به سرمایه کل کشور در سال پایه برابر با نسبت تولید ناخالص داخلی استان به تولید ناخالص داخلی کشور است و بدین ترتیب، با ضرب این نسبت در کل سرمایه کشور، میزان ذخیره سرمایه در سال پایه برای تمام استان‌ها به دست آمده و سپس از سال پایه، مجموع تسهیلات پرداختی سالانه بانک‌ها به بخش غیردولتی و میزان هزینه‌های عمرانی (تملک دارائی‌های سرمایه‌ای) به عنوان سرمایه‌گذاری سالانه در هر استان در نظر گرفته شد به میزان ذخیره سرمایه سال قبل اضافه گردید. میزان استهلاک سالانه سرمایه معادل ۵ درصد در نظر گرفته شده که از ذخیره سرمایه استان‌ها کسر شد تا ذخیره سرمایه خالص هر استان به دست آید (دلیری و رنانی، ۱۳۸۶: ۲۵).

متغیر سرمایه انسانی: دومین مورد از بسط مفهوم سرمایه مربوط به سرمایه انسانی (نیروی انسانی متخصص) است که تغییرات در کیفیت نیروی کار را مد نظر دارد. ایده اصلی نظریه سرمایه انسانی مبتنی بر این نکته است که سرمایه‌گذاری در منابع انسانی سبب افزایش توان تولید افراد، انتقال فناوری و در نهایت بهبود رشد اقتصادی می‌شود. در مطالعات لوکاس[2] (۱۹۸۸) و بارو[3] (۱۹۹۵) ثابت شد که سرمایه انسانی و گسترش دانش از جمله متغیرهای تأثیرگذار بر رشد اقتصادی هستند چنین تفکراتی منجر به این شد که در یک تابع تولید، علاوه بر تعداد یا کمیت نیروی‌کار، کیفیت نیروی انسانی (مانند تحصیلات رسمی و آموزش ضمن کار) نیز وارد الگو شود. شاخص‌هایی که به عنوان متغیر سرمایه‌انسانی مورد استفاده قرار می‌گیرند شامل متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار،

1. Ades & Glaeser

2. Lucas
3. Barro

انباشت سرمایه انسانی، تعداد دانش‌آموختگان دانشگاه‌ها، درصد شاغلان دارای تحصیلات عالی و ... می‌باشد.

در این تحقیق به استناد مطالعه دهقان شبانی و شهنازی (۱۳۹۶) متغیر انباشت سرمایه انسانی 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 در استان‌های مختلف استفاده شده است، به طوری که نیروی کار موجود در هر استان بر حسب سطح تحصیلات به ۶ دسته تقسیم شده (که شامل سوادآموزی و بزرگسالان، ابتدایی، راهنمایی، متوسطه، پیش‌دانشگاهی و عالی) است. 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[1]. برای محاسبه این متغیر از آمار و اطلاعات سالنامه‌ی آماری استان‌ها که توسط مرکز آمار ایران منتشر شده، استفاده شده است. بعد از محاسبه‌ی متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار، عدد متوسط سال‌های تحصیل در تعداد نیروی کار استان ضرب شده تا انباشت سرمایه‌ی انسانی برای هر استان به دست آید (دهقان شبانی و شهنازی، ۱۳۹۶: ۸۹).

٤-۳- آزمون‌های آماری داده‌های تابلویی فضایی

در این پژوهش برای برآورد انواع الگوهای داده‌های تابلویی و همچنین تخمین الگوی ترکیبی اثرات فضایی از اطلاعات ۳۰ استان کشور برای دوره ۹۶-۱۳۸۴ که از مرکز آمار ایران و سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استان‌ها جمع‌آوری شده استفاده شده است. از سال ۱۳۹۰ استان البرز از تهران جدا شده اما برای ایجاد ساختار پانل متوازن، داده‌های استان البرز در تهران ادغام شده و این دو استان تحت عنوان استان تهران در محاسبات وارد شده‌اند.

در این پژوهش تصریح فرم تبعی الگو، مبتنی بر الگوی رشد سولو تصحیح شده به صورت لگاریتمی – لگاریتمی در نظر گرفته شده است. پیش از برآورد مدل، ایستایی متغیرهای پژوهش مورد بررسی قرار گرفته است. البته برای اینکه مشخص شود از چه گروه آزمون‌های ایستایی می‌توان استفاده نمود ابتدا آزمون همبستگی مقطعی که در اکثر مطالعات داده‌های ترکیبی مورد توجه قرار نگرفته و اهمیت بالایی دارد، مورد سنجش قرار گرفته است. برای آزمون همبستگی مقطعی، از سه آزمون پسران، فریدمن و فریز استفاده شده است. فرضیه صفر در هر سه آزمون استقلال مقاطع است. با توجه به اطلاعات جدول شماره ۱، مقدار آماره‌های پسران و فریدمن در سطح احتمال ۹۹ درصد معنی‌دار بوده و این موضوع بیانگر عدم تأیید فرضیه صفر و وجود همبستگی بین مقاطع است. همچنین مقدار آماره فریز بسیار بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی بوده و در ناحیه عدم تأیید فرضیه صفر قرار گرفته که بیانگر تأیید نتایج دو آزمون قبلی است یعنی همبستگی بین مقاطع وجود داشته و این ارتباط تأکید بر لزوم بکارگیری روش‌های برآورد جایگزین فضایی جهت لحاظ این اثر دارد.

جدول ۱. آزمون‌های ارزیابی همبستگی مقطعی

نام آزمون	آماره	سطح معنی داری		
پسران	۱۳/۳۱	۰/۰۰		
فریدمن	۷۶/۲۵	۰/۰۰		
		مقادیر بحرانی		
فریز	۲/۲۷	٪۱۰	٪۵	٪۱
		۰/۲	۰/۲۶	۰/۳۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

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 H0 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[2] (VIF) بررسی شد

۱. محدودیت این روش این است که آموزش‌های ضمن خدمت را در نظر نمی‌گیرد. چون آمار دقیقی از آموزش‌های ضمن خدمت که بسیار مفید و متناسب با تخصص مورد نیاز نیروی کار است و موجب افزایش بهره‌وری نیروی‌کار می‌شود، وجود ندارد.

2. Variance Inflation Factor (VIF)

که نتایج بیانگر نبود هم خطی بین متغیرهـای توضـیحی الگـو است.

جدول ۲. آزمون همخطی و ریشه واحد متغیرها

نام اختصاری	نام متغیر	آزمون همخطی	آماره CIPS	آزمون ریشه واحد مقادیر بحرانی			فرضیه H0
		VIF		٪ ۱۰	٪ ۵	٪ ۱	
Lgdp	لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه	۵/۸۶	-۲/۹	-۲/۶۶	-۲/۷۶	-۲/۹۶	رد شد
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
Linf	لگاریتم تورم	۱/۳۹	-۲/۳۲	-۲/۱۴	-۲/۲۵	-۲/۴۵	رد شد
	میانگین VIF	۱/۷۶	-	-	-	-	-

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج سنجش ناهمسانی واریانس در داده‌هـای تـابلویی در جدول شـماره ۳ ارائـه شـده اسـت. فرضـیه صـفر بـرای تمـام آزمون‌ها همسان بودن واریانس است نتایج آنها نشان مـی‌دهـد آماره‌ی تمام آزمون‌ها در سطح ۱ درصد معنی‌دار بوده و حـاکی از رد فرضیه صفر و وجود واریانس ناهمسانی در الگو می‌باشـد. این موضوع نیز بیانگر این است که ناهمگنی‌های موجود در هر مقطع نیز می‌تواند به واسـطه‌ی تغییـرات واریـانس خطاهـا بـه 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

نام آزمون	مقادیر آماره	سطح معنی‌داری

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در بخش مبانی نظری اشاره شد که رشد اقتصادی استان‌ها افزون بر اینکه تحت تأثیر سیاسـت‌هـا و عوامـل داخلـی خـود استان‌ها قرار دارد، متأثر از رشد اقتصادی، سیاست‌هـا و عوامـل داخلی استان‌های مجاور نیز می‌باشد لذا در چنین حالتی استفاده از روش‌های معمول اقتصادسنجی کارا نبوده و منجر بـه اریـب در نتایج می‌شود بنابراین در این حالت بایستی اثرات مکـانی در تصریح الگو وارد شود. برای اطمینـان از تصـریح درسـت الگـو بایستی یک سری آزمون‌ها جهت سنجش تصریح فضایی انجام و تشخیص نوع اثرات فضـایی یعنـی همبسـتگی و ناهمسـانی واریانس انجام شود.

با توجه به نتایج مندرج در جدول شماره ۴، جهت سـنجش اعتبار روش GMM سیستمی از آزمـون آرلانـو-بانـد اسـتفاده شده که در قالب AR(1) و AR(2) گـزارش شـده اسـت. بـا توجه بـه معنـی‌داری AR(1) و بـی‌معنـی بـودن AR(2) در سطح ۵ درصد، کاربرد الگوی سیستمی تأیید می‌شود. همچنین در الگوی داده‌های تابلویی فضایی به روش GMM سیسـتمی برای سنجش اعتبار برون‌زایی و اعتبار ابزارها از آزمون سارگان استفاده شده که نتـایج آمـاره ایـن آزمـون در سـطح ۵ درصـد بی‌معنـی بـوده و بیـانگر تأییـد اسـتقلال و اعتبارکـاربرد روش GMM سیسـتمی اسـت. افـزون بـر ایـن، بـرای تشـخیص

خودهمبستگی فضایی[1] از آماره‌های I موران، جری و گتیس استفاده شده و نتایج آنها در جدول شماره ۵ ارائه شده است. چنانچه آماره‌ی I موران معنی‌دار باشد بایستی به طور حتم اثرات فضایی وارد تصریح الگو قرار گیرد. مقادیر مثبت آمارهI موران بیانگر خودهمبستگی مثبت و مقادیر منفی آن بیانگر خودهمبستگی منفی است. خودهمبستگی مثبت بدان معنی است که دسته بندی فضایی دارای اندازه‌های یکسانی بوده و افزایش یک متغیر در یک استان باعث افزایش همان متغیر در استان‌های مجاور شده و خودهمبستگی منفی اثر بالعکس این مورد را دارد. 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. در نهایت 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 فرضیه مقابل آن است. نتایج آمارهI موران و جری بیانگر وجود خودهمبستگی فضایی مثبت است؛ چرا که مقدار آمارهI موران مثبت و مقدار آماره جری هم کمتر از یک برآورد شده است.

برای تعیین نوع خودهمبستگی فضایی از آزمون‌های LM استفاده شده است. همان طور که در جدول شماره ۵ مشاهده می‌شود دو آماره LMerror و LMlag 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 LMlag مقاوم و بی‌معنی بودن LMerror مقاوم در سطح ۵ درصد، الگوی وقفه فضایی مورد تأیید می‌شود.

جدول ٤. نتایج آماره‌های تصریح الگو

الگو / آزمون	الگوی داده‌های تابلویی پویا	الگوی داده‌های تابلویی پویای فضایی
آماره AR(1)	۲/۳۱ (۰/۰۲)۱	–
آماره AR(2)	−۱/۲۴ (۰/۲۹)	–
آماره سارگان	۲۰/۹ (۱/۰۰)	–
آماره I موران	–	۰/۰۸ (۰/۰۱)
آماره جری	–	۰/۹ (۰/۰۱)
آماره گتیس	–	−۰/۰۸ (۰/۰۱)
آماره LMerror(Burridge)	–	۵/۷۰ (۰/۰۲)
آماره LMerror(Robust)	–	۰/۰۳ (۰/۸۵)
آماره LMlag(Anselin)	–	۱۶/۷۱ (۰/۰۰)
آماره LMlag(Robust)	–	۱۱/۰۴ (۰/۰۰)

۱. اعداد داخل پرانتز سطح معنی داری را نشان می‌دهند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

٤-٤- تحلیل ضرایب متغیرهای مدل

با در نظر گرفتن فرم‌های تابعی مختلف، نتایج الگوهای برآوردی در قالب شش رابطه با و بدون لحاظ اثرات عوامل عام مشترک در جدول شماره ۵ گزارش شده است. الگوهای برآوردی شامل الگوی داده‌های تابلویی ایستا (PD) با اثرات ثابت (رابطه شماره۱)، الگوی داده‌های تابلویی پویا (DPD)(رابطه شماره ۲)، الگوی داده‌های تابلویی پویای وقفه فضایی (SAR-DPD) (رابطه شماره۳)، الگوی داده‌های تابلویی دوربین فضایی پویا (SDM-DPD)(رابطه شماره ۴)، الگوی داده‌های تابلویی پویای وقفه فضایی با لحاظ اثرات عام مشترک (SAR-DPD) (رابطه شماره ۵) و الگوی داده‌های تابلویی دوربین فضایی پویا با لحاظ اثرات عام مشترک (SDM-DPD) (رابطه شماره ۶) می‌باشند. تمام الگوهای داده‌های تابلویی پویا اعم از فضایی و غیرفضایی با استفاده از

1. Spatial Auto correlation
2. Robust

برآوردگرهای پانل پویای گشتاوری تعمیم یافته (GMM-DPD) به روش آرلانو-باور/ بوندل- باند دو مرحله‌ای[1] یا GMM سیستمی با استفاده از نرم‌افزار Stata برآورد شده است.

الگوی رشد اقتصادی بدون اثرات فضایی در قالب دو الگوی داده‌های تابلویی با اثرات یک سویه مکانی و الگوی داده‌های تابلویی پویا با روش GMM سیستمی برآورد شده است. علی رغم تطابق برآوردهای ارائه شده از این دو الگو(رابطه شماره ۱ و۲) با مبانی نظری و تئوری، نتایج این دو الگو به دلیل لحاظ نکردن اثرات فضایی قابل توجیه و دفاع نمی‌باشند. همچنین تنها تفاوت این دو الگو با هم در معنی‌داری متغیر میزان بارندگی است که در الگوی داده‌های تابلویی با اثرات ثابت یک سویه مکانی این متغیر بی معنی ولی در الگوی GMM سیستمی معنی‌دار شده است و در سایر متغیرهای دیگر تقریباً نتایج مشابه‌ای داشته‌اند. در الگوی داده‌های تابلویی پویای وقفه فضایی، ضریب عامل فضایی با Rho مثبت و در سطح ۱ درصد معنی‌دار گزارش شده است که حاکی از وجود خودهمبستگی مثبت فضایی بین رشد اقتصادی استان‌های کشور است لذا افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه یک استان بر تولید ناخالص داخلی سرانه سایر استان‌ها اثر مثبت دارد. به عبارت دیگر، اثرات مثبت سرریز رشد اقتصادی یک استان به استان‌های مجاور وجود داشته و منجر به افزایش رشد اقتصادی سایر استان‌ها نیز می‌شود.

تفسیر ضرایب الگوی داده‌های تابلویی دوربین فضایی پویا (SDM-DPD) (رابطه شماره ۴) نشان می‌دهد ضریب متغیر شهرنشینی مثبت و همچنین ضریب متغیر توان دوم شهرنشینی منفی و معنی‌دار برآورد شده که نشان دهنده رابطه U معکوس بین شهرنشینی و رشد اقتصادی است. به عبارتی رابطه بین شهرنشینی و رشد اقتصادی غیرخطی است و شهرنشینی به حد آستانه‌ای می‌رسد که پس از آن می‌تواند مانع از رشد اقتصادی شود، یعنی رشد اقتصادی با افزایش شهرنشینی ابتدا افزایش و در یک نقطه به اوج می‌رسد و بعد از آن با افزایش بیشتر شهرنشینی، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. دلایل اصلی ارتباط مثبت شهرنشینی و رشد اقتصادی به این شرح است که اولاً افزایش سطح شهرنشینی فرصت‌های لازم برای بهره مندی مردم از خدمات آموزشی، اشتغال و سلامتی را افزایش می‌دهد؛ دوماً افزایش سطح شهرنشینی منجر به تراکم مردم و بنگاه‌های اقتصادی شده که منجر به کاهش هزینه‌های تولید آنها می‌شود؛ سوماً افزایش سطح شهرنشینی منجر به ایجاد وضعیتی می‌شود که جمعیت در آن به راحتی بتواند ایده خود را مطرح و شرایط کارآفرینی خود را فراهم نماید. اما نکته مهمی که در مورد شهرنشینی وجود دارد این است که افزایش آن تا یک آستانه منجر به افزایش رشد اقتصادی شده و فراتر از آن منجر به روند کاهشی رشد اقتصادی می‌شود. همچنین نتایج نشان می‌دهد که متغیر سرمایه فیزیکی اثر مثبتی بر رشد اقتصادی استان‌های کشور دارد به عبارتی، انباشت سرمایه فیزیکی به عنوان عامل اصلی و تعیین کننده رشد اقتصادی است و با تقویت این سازوکارها، رشد اقتصادی بالا تحقق می‌یابد. ضریب متغیر انباشت سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی استان‌ها اثر مثبت و شایان توجهی دارد به عبارتی، با افزایش یک درصدی در این متغیر، رشد اقتصادی استان‌ها به میزان ۰/۱۲ درصد افزایش می‌یابد. این یافته بیانگر این موضوع است که سرمایه‌گذاری در زمینه مهارت و تخصص نیروی کار می‌تواند منجر به افزایش توان تولید شده و در نتیجه شتاب رشد اقتصادی را نیز افزایش دهد. همچنین ارتقای سرمایه انسانی به لحاظ مهارت و تخصص نیر منجر به سرعت پذیرش تکنولوژی و استفاده از آنها می‌شود و لذا اثر مثبت این متغیر منطقی است. اثر متغیر میزان بارندگی بر رشد اقتصادی استان‌ها مثبت بوده ولی این اثر شایان توجه نیست به عبارتی متغیر میزان بارندگی به عنوان شاخص عوامل محیطی و اقلیمی بر رشد بخش کشاورزی اثرگذار بوده و از این طریق بر رشد اقتصادی استان‌ها نیز اثرگذار است. اما دلیل بی‌معنی بودن آن می‌تواند به دلیل نقش کم بخش کشاورزی در رشد اقتصادی استان‌ها باشد. به عبارتی سیاست‌های نادرست رشد اقتصادی و توجه کمتر به بخش کشاورزی نسبت به سایر بخش‌های اقتصاد، می‌تواند توجیه بی‌معنی بودن این متغیر باشد. متغیر بودجه عمرانی استان اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی استان‌ها دارد. اجرای برنامه‌های رشد اقتصادی در هر استان نیازمند منابع مالی است و لذا تأمین این منابع از طریق تخصیص بودجه منجر به افزایش رشد اقتصادی استان‌ها خواهد شد. متغیر نرخ تورم اثر منفی و شایان توجهی بر رشد اقتصادی استان‌ها داشته است به عبارتی با افزایش هر یک درصد نرخ

1. Arellani-Bover/ Blundel- Bond Generalized Method of Moments Dynamic Panel Data Two Step Estimator

تورم، رشد اقتصادی استان‌ها بـه میـزان ۰/۰۳ درصـد کـاهش می‌یابد. وجود تورم بالا، هزینه‌های زندگی را افزایش مـی‌دهـد لذا تشکیل سرمایه فیزیکی و انسانی را تحت تأثیر قرار می‌دهـد و از این طریق رشد اقتصادی را متأثر می‌کند.

در بررسی نرخ همگرایی استان‌ها، طبق مطالعات رحمانی و حسـن زاده (۱۳۹۱)، شـهبازی و همکـاران (۱۳۹۴) و کهنسـال (۱۳۹۸) اگر متغیر وابسته تولیـد ناخـالص داخلـی سـرانه باشـد، علامت نرخ همگرایی مثبت اسـت و تفاضـل آن از یـک، نـرخ همگرایی اصلی را نشان می‌دهـد. ضـریب وقفـه زمـانی تولیـد ناخالص داخلی سرانه استان‌ها برای هر دو الگوی پانـل پویـای وقفه و دوربین فضایی برابر بـا مقـدار ۰/۴۳ بـرآورد شـده و در نتیجه نرخ همگرایی اصلی برابر ۰/۵۷- بوده که در مقایسـه بـا نرخ همگرایی در الگوی بدون اثرات فضایی حـاکی از افـزایش نرخ همگرایی با لحـاظ اثـرات فضـایی اسـت لـذا فاصـله بـین ضرایب کوتاه مدت و بلندمـدت کـاهش مـی‌یابـد. نکتـه مهـم دیگری که از این نتایج استنباط می‌شود ایـن اسـت کـه لحـاظ نکردن اثرات فضایی در الگو باعث برآورد بـیش از حـد[1] اثـرات متغیرها به خصوص در بلند مدت خواهـد شـد. بنـابراین نتـایج نشان می‌دهد که بین استان‌های کشور همگرایی شرطی وجـود دارد و سرعت همگرایی بتای شرطی برابر ۷/۰۳ درصد در سال برای هر استان برآورد شده است. این ضـریب بیـانگر آن اسـت که به طور متوسط هر استان با نرخ ۷/۰۳ درصد در مسیر رشـد متوازن[2] خود به سمت حالت پایدار[3] حرکت می‌کند.

برای بررسی اثـرات غیرمسـتقیم متغیرهـا از الگـوی پانـل پویای دوربین فضایی استفاده شده اسـت؛ چـرا کـه ایـن الگـو نسبت به الگوی وقفه فضایی، الگوی کامل‌تری است چون هـم اثرات مستقیم و هم اثرات سرریز متغیرها را گزارش می‌دهد. به عبارتی براساس این الگو، علاوه بر تحلیل اثرات سـرریز متغیـر وابسته، اثرات سـرریز متغیرهـای توضـیحی را مـی‌تـوان مـورد تحلیل قرار داد. با توجه به نتایج جدول شماره ۵، نتایج ضـرایب مستقیم متغیرها مشابه با الگوی پویای وقفه فضـایی بـوده و از تفسیر مجدد آن‌ها خودداری شده و بـه تفسـیر اثـرات فضـایی متغیرهای توضیحی پرداخته مـی‌شـود. ضـریب متغیـر فضـایی شهرنشینی اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی استان‌هـای مجاور دارد به عبارتی افزایش در سطح شهرنشینی یک اسـتان اثر مثبتی بر رشد اقتصادی استان‌های مجاور دارد یعنی به ازای هر یک درصد افزایش در سطح شهرنشینی یـک اسـتان، رشـد اقتصادی استان‌های مجاور تحت اثرات سرریز افـزایش سـطح شهرنشینی، به میزان ۱/۷۳ درصد افزایش می‌یابد. اثرات سرریز شهرنشینی بر رشد اقتصادی استان‌های مجاور، بـه ایـن دلیـل می‌تواند مثبت باشد که منجر به انتقال اطلاعات، مهـارت‌هـای تولید و فناوری از طریق مهاجرت و برگشـت افـراد بـه منـاطق قبلیشان شده و لـذا باعـث بهبـود آن نـواحی نیـز خواهـد شـد. ضریب متغیر فضایی انباشت سرمایه انسـانی هـم اثـر مثبـت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی استان‌های مجاور دارد بـه عبـارتی افزایش در متغیر انباشت سرمایه انسانی یـک اسـتان بـر رشـد اقتصادی استان‌های مجاور اثر مثبت دارد. ضریب فضایی متغیر سرمایه فیزیکی اثر مثبت و شایان تـوجهی بـر رشـد اقتصـادی دارد یعنی به ازای هر یک درصد افزایش در سرمایه‌گذاری یک استان، رشد اقتصادی استان‌های مجـاور تحـت اثـرات سـرریز سرمایه‌گذاری، به میزان ۰/۰۵ درصد افزایش می‌یابد.

همان طور که نتایج آزمـون‌هـای ارزیـابی نـوع وابسـتگی فضایی بیانگر تأیید الگوی وقفه فضایی بوده و از طرفی به دلیل وجود ناهمسانی فضایی الگویی که بتواند این دو اثـر را در نظـر بگیرد، الگوی دوربین فضایی بوده اسـت. نکتـه مهمـی کـه در الگوهای فضایی نیز اهمیت دارد اثرات همبستگی مقطعی بـوده که این اثرات مقاطع منجر به ایجاد اثرات عوامل عام مشـترک در الگو خواهد شد که اگر در الگوهای فضـایی در نظـر گرفتـه نشود، منجر به ایجاد اریب در نتایج می‌شود. لـذا بـرای کنتـرل این اثرات، الگوهای فضایی یک بار بدون این اثرات و یک بـار با وجود این اثرات (رابطـه شـماره ۵ و۶) بـرآورد و نتـایج آن در جدول شماره ۵ ارائه شده است. برای لحاظ اثرات عوامـل عـام مشـترک از دو متغیـر پروکسـی یعنـی میـانگین متغیرهـای توضیحی در هر منطقه جغرافیایی (ave.X) و میـانگین متغیـر رشد اقتصادی (ave.growth) در الگـو اسـتفاده شـده اسـت. نتایج نشان می‌دهد که حتی با در نظر گرفتن اثرات عوامل عام مشترک، همچنان وجود خودهمبستگی مثبت فضایی بین رشـد اقتصادی استان‌های کشور وجود داشـته؛ یعنـی افـزایش تولیـد ناخالص داخلی سرانه یک استان بر تولید ناخالص داخلی سـرانه سایر استان‌ها اثر مثبت دارد. اما نکته‌ای که نتایج اعمال اثـرات عوامل عام مشترک نشان می‌دهد به این صورت اسـت کـه در

1. Over estimated
2. Balanced Growth Path
3. Steady State

نظر گرفتن این اثرات مقدار ضریب Rho را کاهش داده است. به عنوان مثال مقدار ضریب عامل فضایی Rho در الگوی دوربین فضایی بدون اثرات عوامل مشترک، ۰/۷۴۱ بوده که این مقدار در الگوی دوربین فضایی با اثرات عوامل مشترک ۰/۵۹۱ برآورد شده است. این موضوع بدان معنی است که در نظر گرفتن اثرات عوامل مشترک باعث کاهش شدت اثر فضایی شده است. حتی این موضوع نشان می‌دهد که اثرات عوامل عام مشترک در الگو مؤثر بوده است و در نظر نگرفتن آن منجر به اریب نتایج می‌شود؛ چرا که ضرایب هر دو متغیر در الگو معنی‌دار بوده است. به عبارتی، این موضوع بیانگر آن است که رشد اقتصادی استان‌های ایران نیز مؤثر از این اثرات بوده است. نتایج آزمون والد معنی‌داری کل رگرسیون را برای تمام الگوهای برآورد شده نشان می‌دهد. در بررسی معیارهای خوبی برازش الگو و معیارهای اطلاعات می‌توان الگوی مناسب را انتخاب کرد به عبارتی، بعد از بررسی متغیرها به لحاظ سازگاری با تئوری و اندازه ضرایب متغیرها می‌توان از دو رهیافت ارائه شده برای انتخاب الگوی مناسب استفاده کرد. نتایج متغیرها نشان می‌دهد که در تمام الگوها متغیرها به لحاظ جهت و اندازه اثرگذاری همسو با تئوری می‌باشند همچنین مقادیر ضرایب آکائیک، مقادیر ضریب تعیین و MSE حاکی از مناسب بودن الگوی دوربین فضایی با اثرات عوامل مشترک نسبت به سایر الگوها است.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در این تحقیق تلاش شده که ضمن توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی صورت گرفته، روابط بین متغیر شهرنشینی و رشد اقتصادی ۳۰ استان کشور برای دوره زمانی ۹۶-۱۳۸۴ در کنار سایر عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی با استفاده از مدل‌های ایستا و پویای فضایی با و بدون اثرات عام مشترک مورد بررسی قرار گیرد. معیارهای خوبی براش الگو شامل ضرایب آکائیک، ضریب تعیین و MSE حاکی از مناسب بودن الگوی دوربین فضایی با اثرات عوامل مشترک نسبت به سایر الگوها است. با توجه به مطالب بیان شده در بخش مربوط به مطالعات تجربی نشان داده شد که بین شهرنشینی و رشد اقتصادی به دلیل وجود صرفه‌های ناشی از مقیاس، ارتباط وجود دارد. برخی از اقتصاددانان معتقد بر وجود رابطه خطی و مثبت و برخی معتقد بر وجود رابطه غیرخطی و معکوس بین شهرنشینی و رشد اقتصادی می‌باشند. نتایج بدست آمده از این پژوهش گویای این مطلب است که می‌توان مدعی شد، شهرنشینی دارای اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی استان‌های ایران است به عبارتی رشد جمعیت شهرها و تجمع صنایع در آنها از طریق عواملی از قبیل بهبود بهره‌وری، صرفه‌جویی در مقیاس و سرریز اطلاعاتی سبب رشد تولید و رشد اقتصادی می‌شود. همچنین نتایج به دست آمده در این تحقیق تأییدی بر فرضیه ویلیامسون (۱۹۸۰) مبنی بر وجود رابطه غیرخطی و U معکوس بین افزایش جمعیت شهری و رشد اقتصادی می‌باشد به عبارتی 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. از دیگر نتایج این تحقیق وجود اثرات سرریز مثبت شهرنشینی بر رشد اقتصادی استان‌های مجاور می‌باشد همچنین متغیرهای سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی، بودجه عمرانی و میزان بارندگی در استان‌ها اثرات مستقیم و غیرمستقیم مثبت بر رشد اقتصادی استان‌ها دارند اما نرخ تورم بر رشد اقتصادی اثر منفی دارد. براساس نتایج پژوهش اگر چه شهرنشینی رابطه مثبتی با رشد اقتصادی استان‌ها دارد ولی رشد شتابان آن و بدون برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری، پیامدهای زیادی به دنبال خواهد داشت. لذا همان گونه که شنگ[1] (۲۰۰۴) تأکید دارد مشکل در کشورهای در حال توسعه شهرنشینی نیست بلکه مشکل، شهرنشینی ناقص و مدیریت ناکارآمد هست. فلذا مقامات دولتی باید این نکته را در سیاست‌گذاری‌هایشان در خصوص گسترش شهرنشینی رعایت نمایند. از طرف دیگر با توجه به معنی‌داری و مثبت بودن اثرات سرریز فضایی شهرنشینی، می‌توان پیشنهاد داد که فراهم آوردن زیرساخت‌ها جهت افزایش تعاملات و برگشت شهروندان به مناطق همجوار در استان‌ها به واسطه اثرات سرریز باعث تسریع در رشد اقتصادی استان‌های کشور می‌شود.

1. Sheng

جدول ۵. نتایج الگوهای پانل اثرات ثابت، پانل پویا، پانل پویای وقفه فضایی و پانل پویای دوربین فضایی

	الگوها / متغیرها	پانل اثرات ثابت (FE-PD)	پانل پویا (GMM sys)	پانل پویای وقفه فضایی (SAR-DPD)	پانل پویای دوربین فضایی (SDM-DPD)	پانل پویای وقفه فضایی (SAR-DPD) با لحاظ اثرات عام مشترک	پانل پویای دوربین فضایی (SDM-DPD) با لحاظ اثرات عام مشترک
		رابطه شماره ۱	رابطه شماره ۲	رابطه شماره ۳	رابطه شماره ۴	رابطه شماره ۵	رابطه شماره ۶
اثرات مستقیم	Lcap	۰/۱ (۰/۰۰)۱	۰/۰۹ (۰/۰۰)	۰/۱۱ (۰/۰۰)	۰/۰۸ (۰/۰۰)	۰/۰۹ (۰/۰۰)	۰/۱۲ (۰/۰۰)
	Lhum	۰/۰۹ (۰/۰۰)	۰/۱۱ (۰/۰۰)	۰/۱۲ (۰/۰۰)	۰/۱۲ (۰/۰۰)	۰/۰۶ (۰/۰۰)	۰/۰۶ (۰/۰۰)
	Lur	۲/۸۷ (۰/۰۰)	۲/۳۶ (۰/۰۰)	۱/۰۷ (۰/۰۰)	۱/۵۰ (۰/۰۰)	۲/۰۵ (۰/۰۰)	۲/۰۴ (۰/۰۰)
	Lur2	−۱/۶۹ (۰/۰۰)	−۱/۳۵ (۰/۰۰)	−۰/۶۷ (۰/۰۰)	−۰/۹۰ (۰/۰۰)	−۱/۱۹ (۰/۰۰)	−۱/۲۰ (۰/۰۰)
	Lrain	۰/۰۱ (۰/۲۹)	۰/۰۱ (۰/۰۰)	۰/۰۱ (۰/۳۵)	۰/۰۱ (۰/۴۹)	۰/۰۱ (۰/۰۰)	۰/۰۰۵ (۰/۴۱)
	Lpcf	۰/۰۵ (۰/۰۰)	۰/۰۴ (۰/۰۰)	۰/۰۴ (۰/۰۰)	۰/۰۴ (۰/۰۳)	۰/۰۳ (۰/۰۰)	۰/۰۱ (۰/۴۱)
	Linf	−۰/۰۲ (۰/۰۴)	−۰/۰۳ (۰/۰۴)	−۰/۰۳ (۰/۰۰)	−۰/۶۳ (۰/۰۲)	−۰/۰۱ (۰/۳۶)	−۰/۶۷ (۰/۰۰)
	ave.X	-	-	-	-	۰/۲۶ (۰/۰۰)	۰/۳۲ (۰/۰۰)
	ave.growht	-	-	-	-	۰/۴۴ (۰/۰۰)	۰/۱۹ (۰/۰۷)
	Constant	−۴/۸۲ (۰/۰۰)	−۳/۶ (۰/۰۰)	−۲/۷۲ (۰/۰۰)	−۵/۴۲ (۰/۰۰)	−۲/۲۲ (۰/۰۰)	−۳/۰۵ (۰/۰۰)
وقفه	Lgdpt-1	–	۰/۵۴ (۰/۰۰)	۰/۴۳ (۰/۰۰)	۰/۴۳ (۰/۰۰)	۰/42 (۰/۰۰)	۰/42 (۰/۰۰)
اثرات غیرمستقیم	W*Lcap	–	–	–	۰/۰۵ (۰/۳۷)	–	۰/۱۰ (۰/۶۰)
	W*Lhum	–	–	–	۰/۱ (۰/۰۳)	–	۰/۰۵ (۰/۰۲)
	W*Lur	–	–	–	۱/۷۳ (۰/۰۰)	–	۲/۳۲ (۰/۰۰)
	W*Lur2	–	–	–	−۰/۳۹ (۰/۱۱)	–	−۰/۸۶ (۰/۱۵)
	W*Lrain	–	–	–	۰/۰۴ (۰/۱۳)	–	۰/۰۳ (۰/۲۳)
	W*Lpcf	–	–	–	−۰/۰۱ (۰/۵۰)	–	−۰/۰۱ (۰/۵۳)
	W*Linf	–	–	–	−۰/۵۸ (۰/۰۳)	–	−۰/۶۳ (۰/۰۱)
	W*ave.X	–	–	–	–	–	۰/۵۳ (۰/۰۰)
	W*ave.growht	–	–	–	–	–	۰/۸۰ (۰/۰۱)
	Rho	–	–	۰/۷۳۸ (۰/۰۰)	۰/۷۴۱ (۰/۰۰)	۰/۵۵۶ (۰/۰۰)	۰/۵۹۱ (۰/۰۰)
	آزمون Wald	۳۵۴/۱ (۰/۰۰)	۲۴۳۷/۳۳ (۰/۰۰)	۱۰۸۴۹/۷۴ (۰/۰۰)	۶۲۲۱/۸۴	۱۷۳۳۴/۳۲ (۰/۰۰)	۵۴۷۲/۰۳ (۰/۰۰)
	LLF	۴۰۰/۶۲	۲۲/۰۳	۱۳/۷۶	−۱۲/۴	۴۲۲/۴۲	−۴۳۴/۷۵

الگوها / متغیرها	پانل اثرات ثابت (FE-PD)	پانل پویا (GMM sys)	پانل پویای وقفه فضایی (SAR-DPD)	پانل پویای دوربین فضایی (SDM-DPD)	پانل پویای وقفه فضایی (SAR-DPD) با لحاظ اثرات عام مشترک	پانل پویای دوربین فضایی (SDM-DPD) با لحاظ اثرات عام مشترک
	رابطه شماره ۱	رابطه شماره ۲	رابطه شماره ۳	رابطه شماره ۴	رابطه شماره ۵	رابطه شماره ۶
Root MSE (Sigma)	۰/۴	۰/۱	۰/۰۸	۰/۰۸۸	۰/۰۶۳	۰/۰۷۵
ضریب تعیین	۰/۴۸	۰/۸۷	۰/۹۷	۰/۹۵	۰/۹۸	۰/۹۶
ضریب تعیین لحظه‌ای	۰/۹۶	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۹	۰/۹۹
AIC	-۱/۸۵	-۲/۹۱	-۲/۷۵	-۲/۶۴	-۲/۵۴	-۲/۳۶

۱. اعداد داخل پرانتز سطح معنی داری را نشان می‌دهند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

منابع

اُ سولیوان، آرتور (۱۳۸۶). "مباحثی در اقتصاد شهری". ترجمه جعفر قادری و علی قادری، جلد اول، نشر نور علم.

اکبری، نعمت الله (۱۳۸۴). "مفهوم مکانی و چگونگی اندازه‌گیری آن در مطالعات منطقه‌ای". *فصلنامه تحقیقات اقتصادی ایران*، سال ۷، شماره ۲۳، ۶۸-۳۹.

اکبری، نعمت‌الله و فرهمند، شکوفه (۱۳۸۴). "همگرایی اقتصادی کشورهای اسلامی و بررسی سرریزهای منطقه‌ای با تأکید بر نقش منتخبی از کشورهای حوزه‌ی خلیج فارس (مطالعه‌ای بر مبنای اقتصادسنجی)". *فصلنامه پژوهش‌های بازرگانی*، شماره ۳۴، ۳۲-۱.

برکچیان، سید مهدی؛ مدنی‌زاده، سید علی و پورجهانبخش، علی (۱۳۹۸). "وابستگی فضایی با عوامل مشترک: مطالعه موردی رشد اقتصادی استان‌های ایران". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۹۲، سال ۲۷، ۶۸-۴۵.

حیدری، حسن و عبدالعلی‌زاده، فیروز (۱۳۹۵). "رابطه بین توسعه آموزش، رشد اقتصادی، فناوری اطلاعات، فصلنامه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی". دوره ۲۲، شماره ۲، ۹۸-۷۷.

دلیری، حسن و رنانی، محسن (۱۳۸۶). "تأثیر سرمایه اجتماعی بر رشد اقتصادی: تبیین چارچوب نظری". *مجله سیاست‌های اقتصادی*. سال ۲، شماره ۴، ۵۶-۲۵.

دهقان شبانی، زهرا و شهنازی، روح الله (۱۳۹۶). "تحلیل تأثیر سرریزهای بین استانی سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در ایران". *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۵۲، شماره ۱، ۱۱۵-۸۹.

رحمانی، تیمور و حسن زاده، ابراهیم (۱۳۹۱). "اثر مهاجرت بر رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای در ایران"، *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، دوره ۲، شماره ۵، ۱-۱۹.

سامتی، مرتضی؛ فتح‌آبادی، مهدی و رنجبر، همایون (۱۳۹۳). "اثرات صرفه‌های تجمع صنعتی و شهرنشینی بر رشد اقتصادی: شواهدی از بازارهای ایران". *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، سال هشتم، شماره ۳، ۳۶-۱۷.

شکیبایی، علیرضا؛ کمال الدینی، زهرا؛ طالقانی، فاطمه و احمدی‌نژاد، محمدرضا (۱۳۹۴). "بررسی سرعت همگرایی توزیع درآمد شهری و روستایی در استان‌های منتخب کشور (با رویکرد اقتصادسنجی فضایی)". *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، سال پانزدهم، شماره ۵۷، ۱۳۲-۱۰۹.

شهبازی، کیومرث؛ رضایی، ابراهیم و حمیدی‌رزی، داوود (۱۳۹۴). "بررسی همگرایی اقتصادی کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی (اکو): رهیافت اقتصادسنجی فضایی". *فصلنامه پژوهش بازرگانی*، دوره ۲۲، شماره ۷۴، ۱۹۹-۱۵۶.

فرهمند، شکوفه (۱۳۸۶). "تحلیل فضایی توسعه شهری در ایران (تعامل بین شهر و اقتصاد)". *پایان‌نامه دکتری، دانشگاه اصفهان*، دانشکده علوم اداری و اقتصاد.

فرهمند، شکوفه و بدری، فروزنده السادات (۱۳۹۱). "بررسی رابطه بین تجمیع و رشد اقتصادی در منتخبی از کشورهای آسیا-اقیانوسیه". *فصلنامه تحقیقات راه اندیشه*، ۱۵۷-۱۳۹.

فرهمند، شکوفه و فرج قاسمیان، نرگس (۱۳۹۶). "تحلیل فضایی تأثیر توزیع اندازه‌ی شهرها بر رشد اقتصادی در ایران (۹۰-۱۳۸۵)". *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۵۲، شماره ۳، ۷۱۰-۶۸۷.

فرهمند، شکوفه؛ طیبی، سید کمیل و اکبری، نعمت الله (۱۳۸۸). "تأثیر نخست شهری بر رشد اقتصادی کشور". *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۴، شماره ۲، ۴۲-۲۸.

فلاحیان، ناهید (۱۳۸۴). "تحلیل نقش صنعتی‌سازی در

شکل‌گیری فضایی مناطق کلانشهر تهران". *رساله مقطع دکتری جغرافیای شهری، دانشکده جغرافیا، دانشگاه تهران.*

فیندلی، سلی (۱۳۷۲). "برنامه‌ریزی مهاجرت‌های داخلی". ترجمه عبدالعلی لهسائی‌زاده، چاپ اول، شیراز، انتشارات نوید شیراز.

کازرونی، علیرضا؛ علیلو، خاطره و مظفری، زانا (۱۳۹۷). "بررسی تأثیر همزمان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نرخ شهرنشینی بر رشد اقتصادی ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال هجدهم، شماره ۷۱، ۲۶۰-۲۲۵.

کهنسال، محمدرضا و حمیده‌پور، حمیده (۱۳۹۸). "تحلیل فضایی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی با تأکید بر تجارت در کشورهای OECD". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال نهم، شماره ۳۴، ۱۳۰-۱۱۵.

ممی‌پور، سیاب و عبدی، فهیمه (۱۳۹۶). "بررسی اثرات سرریز فضایی گردشگری بر رشد اقتصادی استان‌های ایران در چارچوب تحلیل همگرایی فضایی بتا". *مجله برنامه‌ریزی و توسعه گردشگری*، شماره ۲۲، ۷۶-۵۴.

Ades, A. F. & Chua, H, B. (1997). "Thy Neighbors Curse: Regional Instability and Economic Growth". *Journal of Economic Growth,* 2, 279-304.

Ades, A. F. & Glaeser, E. L. (1995). "Trade and Circuses: Explaining Urban Giants". *Quarterly Journal of Economics*, 110, 195-227

Aghion, P. & Howitt, P. (2009). "The Economics of Growth". *MIT Press.*

Bacolod, M., Blum, B. S. & Strange, W. C. (2010). "Elements of Skill: Traits, Intelligences, Education, and Agglomeration". *Journal of Regional Science*, 50(1), 245-280.

Bai, J. & Ng, S. (2002). "Determining the Number of Factor in Approximate Factor Models", *Economica*, 70(1), 191-221.

Barro, R. J. & Sala-I- Martin. (1995). "Economic Growth". *The MIT Press*.

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). "Does Geographic Factors DetermineLocal Economic Development?". *MPRA Paper* No. 15817

Brulhart Marius. & Sbergami Federica. (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". *SERC Discussion Paper 14, Spatial Economics Research Centre, the UK.*

Christaller W. (1933). Die Zentralen Orte in Süddeutschland, Wissenschaftliche Buchgesellschaft, Darmstadt, English edition (1966). "The Central Places in Southern Germany", *Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ.*

Coakley, J. Fuertes, A. M. & Smith, R. (2002). "A Principal Components Approach to Cross-Section Dependence in Panels", *10th International Conference on Panel Data*, Berlin, July 5-6, 2002 B5-3, International Conferences on Panel Data.

Conley, T. & Ligon, E. (2002). "Economic Distance and Cross-country Spillover". *Journal of Economic Growth*, 7, 157-187.

Corrado, L. & Fingleton, B. (2012). "Where is The Economics in Spatial Econometrics?". *Journal of Regional Science*, 52, 210–239.

Davis, H. (1960). "The Build-Up Time of Waiting Lines". *Naval Research Logistics Quarterly*, 7(2). 185-193

Duranton, G. & Puga, D. (2001). "From Sectoral to Functional Urban Specialization". *CEPR Discussion*, Paper

2971.

Elhorst, J. P. (2014). "Spatial Econometrics, from Cross-Sectional Data to Spatial Panels". *Springer briefs in Regional Science, Springer.*

Elliott, G. (1993). "Spatial Correlation and Cross Country Regression". *Manuscript.*

Enders, W. (1995). "Applied Econometric Time Series". *Wiley, New York*.

Enflo, Kerstin. Missiaia, Anna. & Rosés Joan. (2019). "The More, the Merrier? Urbanization and Regional GDP Growth in Europe over the 20th Century". *University of Southern Denmark,* Odense 25-26 April 2019, Preliminary draft. Do Not Cite Without Permission. pp. 1-19.

Ertur, C. & Koch, W. (2011). "Growth, Technological Interdependence and Spatial Externalities: Theory and Evidence". *Journal of Applied Econometrics*. 22, 1033-1062.

Fay, M. & Opal, C. (2000). "Urbanization without A Not-So-Uncommon Phenomenon". *Charlotte Opal Was a Summer Intern at The World Bank.*

Fingleton, B. (2008). "A Generalized Method of Moment's Estimator for a Spatial Model with Moving Average Errors with Application to Real Estate Prices". *Empirical Economics*, 34, 35-57.

Fujita, M. & Ogawa, H. (1982). "Multiple Equilibria and Structural Transitional of Non - monocentric Urban Configurations". *Regional Science and Urban Economics*, 12, 161-196.

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

Hamilton, J. D. (1994). "Time Series Analysis". *Princeton University Press, New Jersey*.

Helsley, R. & strange, W. (1990). "Matching and Agglomeration Economies in a system of Cities". *Regional Science and Urban economics,* 20, 189-212

Henderson, J. V. (1974). "The Sizes and Types of Cities". *American Economic Review*, 64, 640-56

Henderson, J. V. (2002). "The Urbanization Process and Economic Growth: The So-What Question". *Journal of Economic Growth,* 24(96), 41-63

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*.

Hendry, D. F. (1995). "Dynamic Econometrics". *Oxford University Press, Oxford*.

Kumar, Alok. & Kober, Brianne. (2012). "Urbanization, Human Capital, and Cross-Country Productivity Differences". *Economics Letters*, 117(1), 14–17.

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

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.*

Lösch A. (1954). "The Economics of Location", *Yale University Press, New Haven, orig. edn*. (1940), Die Räumlische Ordnung der Wirtschaft, Gustav Fischer, Jena

Loughran, T. & Schultz, P. (2005). "Liquidity: Urban Versus Rural Firms". *Journal of Financial Economics*, 78(2), 341-374.

Lucas, R. Jr. (1988). "On the Mechanics of Economic Development". *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42.

Mankiw, N, G. Romer, D. & Weil, D, N. (1992). "A Contribution to the Empirics of Economic Growth". *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2).

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.

Moreno. R & Trehan, B. (1997)." Location and Growth of Nations". *Journal of Economic Growth*. 2 (4). 339-418.

Nguyen, Ha Minh. & Nguyen, Le Dang. (2016). "The Relationship between Urbanization and Economic Growth: an Empirical Study on ASEAN Countries". *International Journal of Social Economics*. Pp. 12-37

Pesaran M. H. (2004b). "Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure", *CESifo Working Paper* 1331.

Pesaran, M. H. (2006). "Estimation and Inference in large Heterogenous Panels with Multifactor Error Structure", *Econometrica*, 74, 967–1012.

Quah, D. (1993a). "Emprical Cross-Section Dynamics in Economic Growth". *European Economic Review*, 95(4), 427-434.

Saglam, B. & Yetkiner, H. (2014). "A Romerian Contribution to the Empirics of Economic Growth". *Journal of Policy Modeling*, 36, 257-272.

Sheng, Y. K. (2004). "Urbanization and Internal Migration, in Selected Papers of the Fifth Asian and Pacific Population Conference". *Theory*, 20(3), 597-625.

Singh, Rup. Swami, Niraj S. & Prasad, Biman C. (2014). "Urbanization and Economic Growth: An Empirical Study of Pacific Island Economies". *faculty of business and economics. The University of the South Pacific*.

Tobler, W. (1970). "A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region. Economic Geography, 46, (Supplement: Proceedings International Geographical Union". *Commission on Quantitative Methods*, 234-240.

United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division. (2017). World Population Prospects: The 2017 Revision, Key Findings and AdvanceTables. Working Paper No. ESA/P/WP/248.

Venables, Anthony, J. (2006). "Shifts in Economic Geography and Their Causes". *Economic Review Fourth Quarter*, 61-85.

Weber, A. (1909). "Theory of the Location of Industry".*University of Chicago Press, Chicago*

Williamson, J, G. & Kelly, A. C. (1980). "Modeling Urbanization and Economic Growth". *International Institute For Appled Systems Analysis Laxenburg, Austria.*