

تحلیل فضایی تأثیر توزیع اندازه‌ی شهرها بر رشد اقتصادی در ایران (۹۰-۱۳۸۵)

شکوفه فرهمند*، نرگس فرج قاسمیان^۲

۱. دانشیار، دانشکده‌ی علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، sh.farahmand@ase.ui.ac.ir

۲. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه اصفهان، narges.ghasemian1367@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۷/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۲/۰۹

چکیده

سیستم شهری هر کشور مجموعه‌ای از شهرها با اندازه‌های متفاوت می‌باشد، به گونه‌ای که تعداد کمی شهر بسیار بزرگ در کنار تعداد بسیار زیادی شهر کوچک قرار دارند. با نابرابرتر شدن توزیع اندازه‌ی شهرها، تمرکز منابع در شهرهای بزرگ می‌تواند عامل رشد اقتصادی و کمبود منابع در شهرهای متوسط و کوچک می‌تواند مانع رشد باشد. از این رو، تأثیر توزیع اندازه‌ی شهرها بر رشد اقتصادی مبهم است. هدف اصلی این مطالعه بررسی رابطه‌ی توزیع اندازه‌ی شهرها و رشد اقتصادی در ایران در سال‌های ۹۰-۱۳۸۵ برای ۳۰ استان کشور در قالب مدل رشد سولو- سوان است. مدل رشد دوربین فضایی در قالب مدل پانل پویای تصادفی، تصریح و برآورد می‌شود. برای این منظور، متغیرهای ضریب جینی فضایی و شاخص هیرشمن-هرفیندال به‌عنوان متغیرهای اندازه‌گیری توزیع اندازه‌ی شهرها به همراه وقفه فضایی آن‌ها به سایر متغیرهای مستقل مدل اضافه شده‌اند.

نتایج، نشانگر منفی بودن ضرایب برآوردی وقفه‌ی زمانی و فضایی درآمد سرانه می‌باشند. ضرایب برآوردی متغیرهای ضریب جینی و شاخص هیرشمن - هرfindal و نیز وقفه‌ی فضایی این دو، مثبت و معنادار می‌باشند که تأثیر مستقیم و فضایی مثبت توزیع اندازه‌ی شهرها را بر درآمد سرانه و رشد اقتصادی نشان می‌دهند. ضرایب برآوردی سایر متغیرها از جمله نرخ باروری، بودجه، نرخ تورم، آموزش معنی‌دار و منطبق با انتظار است.

طبقه‌بندی JEL: C23, C33, O47, R12

واژه‌های کلیدی: تخمین زنده‌های پانل پویای GMM آرنالو - بوند، مدل دوربین فضایی،

توزیع اندازه‌ی شهرها، رشد اقتصادی

۱- مقدمه

یکی از عوامل مهم اثرگذار بر رشد اقتصادی، درجه‌ی تمرکز شهری و شکل توزیع اندازه‌ی شهرها^۱ می‌باشد. با تفاوت اندازه‌ی شهرها و توزیع اندازه‌ی آن‌ها، امکانات به‌صورت یکسان در شهرها توزیع نمی‌شود و این سبب می‌شود امکانات کسب درآمد در شهرهای مختلف، متفاوت باشد، بنابراین، هم‌زمان با تغییر اندازه‌ی شهرها و به‌دنبال آن تغییر شکل توزیع اندازه‌ی شهرها، توان اقتصادی، سطح درآمد سرانه، رشد اقتصادی و جمعیت و... نیز تغییر می‌کند. از نگاه دیگر، می‌توان گفت افزایش بیش از اندازه‌ی شهرها یا خیلی کوچک بودن اندازه‌ی شهرها با مشکلاتی که به‌وجود می‌آورد، سبب تخصیص نامناسب منابع می‌شوند. آلودگی و تراکم نمونه‌هایی از عوامل زیان‌آور خارجی در مناطق شهری است که موجب تخصیص نامناسب منابع و به‌دنبال آن موجب نابرابری درآمدی و کند شدن رشد اقتصادی می‌شود (میلز و همیلتون^۲، ۱۹۹۷).

توزیع اندازه‌ی شهرها بیانگر آن است که در هر نقطه از زمان، انواع متفاوتی از شهرها با اندازه‌های مختلف وجود دارند. انواع شهرها در سیستم شهری هر کشور برحسب نوع فعالیت و پایه‌های صنعتی آنها تعریف می‌شود. معمولاً در شهرهای بزرگ تنوع فعالیت وجود دارد و شهرهای متوسط و کوچک‌تر در تولید سبکی از کالا تخصص می‌یابند، بنابراین، شهرهای هر سیستم شهری، توزیع اندازه‌ای دارند که پویاست و در طول زمان تغییر می‌یابد. در ادبیات اقتصاد شهری، توزیع اندازه‌ی شهرها از طریق شاخص‌های مختلف از جمله ضریب جینی فضایی^۳ و شاخص هیرشمن - هرفیندال^۴ قابل محاسبه است (فرهمند، ۱۳۸۶: ۱۶).

شهرهای بزرگ و کوچک هم‌زمان در کشور وجود خواهند داشت و برای هر کشور یک توزیع اندازه‌ی شهرها قابل ترسیم است و براساس انواع صنایع تخصص یافته در شهرهای مختلف، صرفه‌جویی‌ها و عدم صرفه‌جویی‌ها و اختلاف هزینه‌های زندگی در شهرهای با اندازه‌ی متفاوت، امکانات رشد نیز در شهرهای مختلف متفاوت خواهد بود و می‌توان گفت توزیع اندازه‌ی شهرها بر رشد تأثیرگذار است، لذا موضوع و هدف این

1. City size distribution
 2. Mills & Hamilton
 3. Spatial Gini coefficient
 4. Hirschman-Herfindahl index

پژوهش، مطالعه‌ی اثرگذاری توزیع اندازه‌ی شهرها بر رشد اقتصادی در استان‌های ایران می‌باشد.

برای این منظور، از مدل رشد نئوکلاسیک (مدل همگرایی) بهره گرفته شده و شاخص‌های اندازه‌گیری توزیع اندازه‌ی شهرها در قالب دو شاخص ضریب جینی فضایی و شاخص تمرکز هیرشمن-هرفیندال به عنوان متغیر مستقل به صورت جداگانه در مدل وارد و مدل به تفکیک استان برآورد می‌شود. با توجه به ماهیت منطقه‌ای و فضایی داده‌های مورد استفاده، مدل به صورت مدل پانل پویای فضایی^۱، تصریح و برآورد می‌شود. برای دستیابی به هدف مقاله، در ادامه ابتدا به بررسی مبانی نظری توزیع اندازه‌ی شهرها و رشد اقتصادی پرداخته شده است. سپس، پیشینه‌ی پژوهش و مطالعات صورت گرفته در این زمینه آورده شده است. قسمت چهارم مقاله به روش پژوهش اختصاص یافته است. تصریح مدل اقتصادسنجی پژوهش در قسمت پنجم و نتایج حاصل از برآورد مدل در قسمت ششم بیان شده و در نهایت جمع‌بندی ارائه شده است.

۲- مبانی نظری

در کشورهای در حال توسعه، توسعه‌ی شهری و رشد اقتصادی همگام هم پیش می‌روند. با توسعه‌ی اقتصادی، ترکیب تولید اقتصاد از تولیدات کشاورزی و روستایی به سمت تولیدات صنعتی و خدماتی تغییر می‌یابد و با به کارگیری فناوری‌های کاراندوز، نیروی کار از بخش کشاورزی آزاد و به سمت شهرها مهاجرت می‌کند. این تغییر ترکیب تولید سبب توسعه‌ی شهری و افزایش تولید و رشد در اقتصاد می‌شود. بنگاه‌ها و افراد در شهرها جمع می‌شوند تا بتوانند از صرفه‌جویی‌های محلی و شهری ناشی از تجمیع^۲ در صنایع و خدمات بهره بگیرند (هندرسن، ۱۹۷۴؛ فوجیتا و اوگاوا^۳، ۱۹۸۲؛ و دورانتون و پوگا^۴، ۲۰۰۱). هنگامی که تولید صنعتی و خدماتی در مناطق متراکم تجاری - صنعتی در شهرها متمرکز شده باشد، بسیار کارا تر خواهد بود. مجاورت فضایی یا تراکم بالای فعالیت در یک محل سبب افزایش سرریز اطلاعات در میان تولیدکنندگان می‌شود و

-
1. Spatial dynamic panel data model
 2. Localized & Urbanized economies of agglomeration
 3. Fujita & Ogawa
 4. Duranton & Puga

عملکرد بازار کار را نیز کارا تر می‌کند. از سویی، هزینه‌های حمل و نقل و مبادله کاهش می‌یابد و آثار خارجی مثبت قابل ملاحظه‌ای ایجاد می‌شود (هندرسن، ۲۰۰۰). صرفه‌های محلی از طریق تجمیع بنگاه‌های یک صنعت خاص در یک منطقه و تخصصی عمل کردن آن منطقه حاصل می‌گردد. با تجمیع بنگاه‌های تولیدی یک صنعت در یک منطقه، آن‌ها با استفاده مشترک از نهاده‌های اولیه، استفاده مشترک از ذخیره نیروی کار و بهره‌گیری از سرریز اطلاعات و دانش - به ویژه دانش تخصصی مرتبط با هر صنعت خاص - می‌توانند افزایش تولید و رشد را تجربه کنند و منجر به رشد منطقه شوند. صرفه‌های شهری منافع ناشی از مقیاس یک شهر است که به‌طور حتم در شهرهای بزرگ‌تر بیش‌تر است (اسولیوان، ۲۰۰۳). هرچه مقیاس یک شهر بزرگ‌تر باشد، بنگاه‌های مستقر در آن به خدمات بیش‌تر و تخصصی‌تر دسترسی دارند. به عبارت دیگر، صرفه‌های شهری، منافع ناشی از تنوع فعالیت‌های اقتصادی در شهرها است. نتایج مطالعات شهری نشان می‌دهد که میزان بهره‌گیری از این صرفه‌ها که خود تابعی از اندازه‌ی شهرهاست، تولید و رشد مناطق را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

در هر کشور سیستمی از شهرهای مختلف با اندازه‌های متفاوت، تابعی از توزیع اندازه‌ی شهرهای مربوط به خود را تعریف می‌کند. اندازه‌ی شهرها بر حسب نوع صنایعی که در آن تخصص یافته‌اند، متفاوت خواهد بود. به‌طور حتم براساس انواع صنایع تخصص یافته و تنوع فعالیت در شهرهای مختلف با اندازه‌های متفاوت، امکانات تولید و رشد نیز متفاوت خواهد بود. از سویی، نحوه‌ی پراکندگی این امکانات و فعالیت‌ها در بین شهرهای یک منطقه رشد آن منطقه را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین، می‌توان گفت توزیع اندازه‌ی شهرها بر رشد اقتصادی مؤثر است.

مطابق با ادبیات نظری اقتصاد شهری، شکل‌گیری هر شهر همزمان با تعیین اندازه‌ی آن مستلزم وجود یک رابطه‌ی متقابل بین منافع و هزینه‌های تغییر اندازه‌ی شهرهاست. تفاوت در اندازه‌ی شهرها تا حدودی به‌وسیله اختلاف‌ها در صرفه‌های محلی ناشی از تجمیع در بین صنایع ایجاد می‌شود. هر نوع تفاوت ابتدایی در اندازه‌های شهرها از جمله مزیت‌های منطقه‌ای، به‌وسیله‌ی صرفه‌های شهری ناشی از تجمیع و فراهم آوری کالاها و خدمات محلی، تشدید می‌شود (اسولیوان^۱، ۲۰۰۳: ۹۲). توزیع اندازه‌ی شهرها در یک اقتصاد، تنها با تغییر فناوری که متغیرهای بازارهای ملی (بازار کار،

سرمایه و کالاهای تجاری) را تغییر می‌دهد، یا با تغییر در ترکیب ستاده‌ی ملی که تعداد نسبی هر نوع شهر را تغییر می‌دهد، تغییر می‌یابد و تولید و رشد را تحت تأثیر قرار خواهد داد.

صرفه‌های محلی و شهری که از صرفه‌های بیرونی ناشی از مقیاس می‌باشند، بر تولید و هزینه‌های تولید بنگاه‌ها و صنایع مختلف تأثیرگذارند، زیرا صرفه‌های بیرونی، نیروی محرک نوآوری‌های تکنولوژیکی هستند (رومر^۱، ۱۹۸۶) و سبب کاهش هزینه و افزایش تولید و رشد می‌شوند. با کاهش هزینه‌ها، قیمت تمام شده محصولات کاهش می‌یابد، بنابراین، با تغییر شدت صرفه‌های محلی و شهری و با در نظر گرفتن نوع صناعی که هر شهر در آن تخصص پیدا می‌کند، اندازه‌ی شهرها و به دنبال آن توزیع اندازه‌ی شهرها تغییر می‌کند و سبب تغییر تولید و رشد می‌شود (اسولیوان، ۲۰۰۳).

در این مطالعه، همانند مطالعات هندرسن (۲۰۰۰ و ۲۰۰۲) که به بررسی تأثیر تمرکز شهری بر رشد اقتصادی پرداخته است^۲، به منظور اندازه‌گیری تأثیر توزیع اندازه‌ی شهرها بر رشد، از مدل رشد نئوکلاسیک بهره گرفته می‌شود. مدل رشد نئوکلاسیک یا مدل رشد سولو-سوان^۳ یک مدل رشد اقتصادی با ویژگی‌های برون‌زا بودن، بلندمدت بودن و در چارچوب نظریات مکتب کلاسیک است. نتایجی که از این مدل می‌توان به دست آورد، فرضیه‌ی همگرایی مشروط^۳ بین مناطق است که در این پژوهش بررسی خواهد شد. این مدل تلاش می‌کند رشد اقتصادی بلندمدت را با بررسی انباشت سرمایه، رشد جمعیت یا نیروی کار و افزایش در بهره‌وری که به طور معمول پیشرفت فنی شناخته می‌شود، توضیح دهد. هسته‌ی اصلی این مدل تابع تولید تراکمی نئوکلاسیک کاب داگلاس است، که این امر ارتباط با مبانی اقتصاد خرد را فراهم می‌کند. این مدل جایگزین مدل پساکینزینی هارود-دومار شده است که تابع تولید را به صورت تابع تولید با بازده ثابت نسبت به مقیاس در نظر می‌گیرد (تقوی، ۱۳۸۳):

$$Y(t) = F(K(t), A(t)L(t)) \quad (1)$$

متغیرهای اساسی مدل شامل تولید Y ، سرمایه K ، نیروی کار L ، و دانش فنی A است. به عبارت دیگر، تولید تابعی از سرمایه، نیروی کار و دانش فنی در نظر گرفته

2. Romer
2. Solow-Swan growth model
3. Conditional convergence hypothesis

می‌شود. در این تابع تولید، زمان به صورت مستقیم وارد تابع در نظر گرفته نمی‌شود و اثر آن بر تولید از طریق عوامل تولید است.

نرخ رشد سرمایه‌ی سرانه از طریق رابطه‌ی زیر حاصل می‌شود:

$$\dot{k}(t) = sf(k(t)) - (n + g + \sigma)k(t) \quad (2)$$

که این معادله‌ی اصلی الگوی سولو نام دارد. در این رابطه s نرخ پس انداز، k سرمایه‌ی سرانه، n نرخ رشد نیروی کار، g نرخ رشد تکنولوژی، و σ نرخ استهلاک است. عبارت $sf(k(t))$ سرمایه‌گذاری سرانه برحسب نیروی کار مؤثر و عبارت $(n+g+\sigma)k(t)$ سرمایه‌گذاری سربه‌سر، یا مقدار سرمایه‌گذاری لازم برای نگهداشتن k در سطح جاری است. در الگوی رشد نئوکلاسیکی که نخستین بار توسط سولو مطرح شده است، عامل تکنولوژی به صورت برون‌زا در نظر گرفته می‌گردد. در این الگو افزایش پس‌انداز و انباشت سرمایه به افزایش حالت پایدار تولید و به دنبال آن فقط افزایش موقت نرخ رشد منجر می‌شود. در ابتدا، ذخیره سرمایه سرانه افزایش می‌یابد و در نتیجه‌ی آن تولید سرانه نیز بالا می‌رود، اما از آنجا که فرض می‌شود سرمایه، بازدهی کاهشی دارد، تا زمانی که پس‌اندازهای بالاتر دقیقاً با میزان نهاده سرمایه لازم برای ثابت نگاه داشتن سرمایه سرانه برابر شود، افزایش تولید سیر کاهنده خواهد داشت. در وضعیت پایدار، تولید سرانه افزایش پیدا نمی‌کند. میزان رشدی که تحقق می‌یابد در اثر پیشرفت فن‌آوری است، که در چارچوب این نظریه قابل فهم است (شاه آبادی و پوران، ۱۳۸۸). لازم به ذکر است که معادله‌ی رشد نئوکلاسیک با دیفرانسیل‌گیری از تابع تولید سرانه و جایگزینی تغییرات سرمایه‌ی سرانه در آن حاصل می‌شود.^۱

در مدل رشد نئوکلاسیک، نرخ رشد تابعی از درآمد سرانه‌ی دوره‌ی پایه به دست می‌آید و یکی از مهم‌ترین فرضیه‌هایی که می‌توان از این مدل رشد به دست آورد، فرضیه‌ی همگرایی است. این فرضیه بیان می‌کند مناطقی که مقادیر اولیه‌ی سرمایه به کار پایین‌تری دارند، نرخ رشد بالاتری را نشان می‌دهند، بنابراین به همگرایی به سمت مناطق دارای سرمایه‌ی سرانه بالاتر تمایل دارند. این فرضیه که اقتصادهای فقیر تمایل به رشد سریع‌تر از اقتصادهای ثروتمند دارند، بدون در نظر گرفتن سایر مشخصات اقتصادها، همگرایی مطلق نامیده می‌شود. در مقابل نوعی دیگر از همگرایی وجود دارد

۱. به منظور جلوگیری از طولانی شدن مقاله از ذکر جزئیات استخراج آن خودداری شده است. برای جزئیات بیشتر به رومر (۲۰۰۱) مراجعه نمایید.

که با عنوان همگرایی شرطی مطرح می‌شود. ایده‌ی اصلی همگرایی شرطی آن است که هرچه فاصله‌ی اقتصادی از حالت پایدار خودش بیش‌تر باشد سریع‌تر رشد می‌کند. یعنی، حتی اگر منطقه فقیری به حالت پایدار خودش نزدیک باشد، رشد پایینی دارد و لزوماً همه‌ی مناطق فقیر تمایل به رشد بالا ندارند و این امر به ساختار آن‌ها وابسته است. (بارو^۱، ۱۹۹۱).

در مطالعات تجربی، بر اساس مدل رشد سولو و سوان، رشد اقتصادی تابعی از درآمد سرانه‌ی دوره‌ی پایه و عوامل مؤثر بر درآمد پایا در نظر گرفته می‌شود. مطالعات مختلف در طی زمان به عوامل گوناگون مؤثر بر رشد اشاره کرده‌اند. همانگونه که در اول این بخش توضیح داده شد، یکی از عواملی که می‌تواند بر رشد مؤثر باشد توزیع اندازه‌ی شهرها می‌باشد. در مدل‌های ایستا، توزیع نامناسب اندازه‌ی شهرها سبب تخصیص ناکارای منابع و کاهش بهره‌وری و تولید می‌شود، چرا که، برای مثال، با نابرابری بیش از حد در توزیع اندازه‌ی شهرها، توسعه‌ی شهری در تنها یک یا چند شهر متمرکز می‌شود و هم صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس و هم تراکم و هزینه‌های سرانه‌ی زیربنایی در آنها افزایش می‌یابد. در مقابل، شهرهای کوچک با کمبود سرمایه‌گذاری و صرفه‌های ناشی از مقیاس ناکافی مواجه می‌شوند (تولی، گاردنر و گریوز^۲، ۱۹۷۹؛ فوجیتا، ۱۹۸۹؛ هندرسن و بکر^۳، ۲۰۰۰؛ و او^۴ و هندرسن، ۲۰۰۰). در مدل‌های پویا، برای مثال در مدل بلک و هندرسن (۱۹۹۹)، درجه‌ی سرریزهای دانش محلی بر اندازه‌ی شهرها اثر مثبت دارد و سبب افزایش رشد می‌شود.

تمرکز شهری بیشتر یا کمتر از حد می‌تواند هزینه‌هایی را از نظر کارایی اقتصاد و نرخ‌های رشد ملی بر اقتصاد تحمیل کند (هندرسن، ۲۰۰۰). تمرکز بالای فضایی یا شهری در مراحل اولیه‌ی توسعه‌ی اقتصادی مفید و لازم است. با تمرکز فضایی صنایع، زیرساخت‌های اقتصادی از جمله سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی فیزیکی (در حمل و نقل و ارتباطات) و منابع مدیریتی ایجاد می‌شود. بدین ترتیب، این تمرکز فضایی سبب افزایش سرریز اطلاعات و انباشت دانش و نیز رشد اقتصادی را سبب می‌شود (لوکاس، ۱۹۸۸؛ و بلک و هندرسن، ۱۹۹۹؛ به نقل از فرهمند، ۱۳۸۶: ۶۴).

-
1. Barro
 2. Tolly, Gardner & Graves
 3. Becker
 4. Aw

۳- پیشینه‌ی پژوهش

مطابق با بررسی‌های صورت گرفته توسط پژوهشگر، مطالعات موجود به بررسی رابطه‌ی تمرکز شهری (نتیجه‌ای از شکل توزیع اندازه‌ی شهرها) و رشد اقتصادی پرداخته‌اند. عظیمی (۱۳۹۳)، تمرکز منطقه‌ای و رشد کلان اقتصادی در ایران را مورد مطالعه قرار داده است. این مقاله در پی آن است تا به موضوع عدم توازن منطقه‌ای (تمرکز منطقه‌ای) پرداخته و رابطه‌ی میان رشد در سطح ملی (کلان) و تمرکز منطقه‌ای را مورد ارزیابی قرار دهد. نتایج نشان می‌دهند تمرکز منطقه‌ای در ایران، روندی افزایشی (هر چند بطئی) داشته و همبستگی منفی میان تمرکز منطقه‌ای و رشد اقتصادی در سطح ملی، قابل انتظار است.

شاطریان، اشویی و زارعی فرشاد (۱۳۹۰)، در مطالعه‌ای به تحلیل و مقایسه‌ی توزیع اندازه‌ی شهرها در سیستم شهری ایران و کشورهای همسایه با استفاده از دو شاخص نخست شهری و عدم تمرکز پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که پدیده‌ی نخست شهری در ایران و همسایگان در همه دوران وجود داشته است. تمرکزگرایی به‌عنوان الگوی پیشرفت و توسعه در کشورهای مورد مطالعه، بیشتر امکانات و فرصت‌های توسعه را به خود اختصاص داده است. پس از چندی مشکلات و عوارض سوء تمرکزگرایی در چارچوب مسائل شهری به صورت ایجاد نابرابری در بسیاری زمینه‌ها، گسیختگی در شبکه شهری و جذب تمام فرصت‌ها و برهم زدن برابری و رشد و توسعه در سطح این کشورها نمودار می‌شود.

فرهمنده، طیبی و اکبری (۱۳۸۸)، به بررسی تأثیر تمرکز شهری (در قالب پدیده‌ی نخست شهری) بر رشد اقتصادی ایران در دوره‌ی ۸۱-۱۳۳۹، و تعیین سطح بهینه‌ی آن پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که نخست تمرکز شهری بر رشد اقتصادی مؤثر بوده است و شکل اثرگذاری آن پویا و تابعی از سطح درآمد و مقیاس کشور است.

رویلا، ونری و ریموس^۱ (۲۰۱۴)، به بررسی تأثیر اندازه‌ی شهرها بر رابطه‌ی میان نابرابری و رشد اقتصادی برای کشورهای عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه^۲ (OECD) در دوره‌ی ۱۲-۲۰۰۴ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که تأثیر

1. Royuela, Veneri & Ramos

2. Organization of Economic Cooperation and Development

منفی نابرابری بر رشد در شهرهای بزرگ‌تر، بسیار بیش‌تر بوده و این تأثیر در شهرهای کوچک و نواحی روستایی اندک می‌باشد.

دوران‌تون^۱ (۲۰۰۸)، با استفاده از چارچوبی تحلیلی، به بررسی اثرات شهرنشینی و شهرها بر بهره‌وری و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه پرداخته است. مطابق با نتایج این مطالعه، کاهش موانع بازتوزیع عوامل و فعالیت‌ها و به طور کلی‌تر افزایش تحرک سرمایه‌ی انسانی و کالاها در بین شهرها، اثرات ایستا و پویا بر رشد اقتصادی خواهد داشت.

برتینلی و استروبل^۲ (۲۰۰۳)، به بررسی چگونگی تأثیر تمرکز و شهرنشینی بر رشد اقتصادی برای کشورهای در حال توسعه پرداخته‌اند. آن‌ها با استفاده از تکنیک‌های نیمه-پارامتریک برای ۳۹ کشور در حال توسعه در دوره‌ی زمانی ۹۰-۱۹۶۰، به یک رابطه‌ی U-شکل میان تمرکز شهری و رشد اقتصادی دست یافته‌اند. به عقیده‌ی آن‌ها این نتیجه نشانگر وجود دام تمرکز شهری است که کاهش رشد اقتصادی با افزایش نهایی در تمرکز شهری در حدود یک سوم از کشورهای نمونه را نشان می‌دهد. آن‌ها به این نتیجه می‌رسند که هیچ رابطه‌ی سیستماتیکی میان رشد اقتصادی و تمرکز شهری وجود ندارد.

هندرسن (۲۰۰۰ و ۲۰۰۲)، به استفاده از داده‌های ۱۰۰-۸۰ کشور جهان به آزمون تأثیر تمرکز شهری بر رشد اقتصادی پرداخته است. نتایج مطالعه‌ی وی نشان می‌دهد که این رابطه به صورت غیر خطی است. به عبارت دیگر، با افزایش تمرکز در ابتدا رشد اقتصادی افزایش می‌یابد، در یک نقطه به اوج می‌رسد و سپس با افزایش بیشتر تمرکز شهری، رشد اقتصادی شروع به کاهش یافتن می‌کند.

تفاوت پژوهش حاضر با مطالعات انجام یافته، به لحاظ متغیرهای مورد استفاده در اندازه‌گیری توزیع اندازه‌ی شهرها در کشف ارتباط بین توزیع اندازه‌ی شهرها و رشد مناطق در ایران است که در این پژوهش از ضریب جینی فضایی و شاخص هریشمن-هرفیندال برای اندازه‌گیری توزیع اندازه‌ی شهرها بهره گرفته می‌شود. در این پژوهش از رویکرد مدل گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)^۳ یا مدل پانل پویای تصادفی (DPD) با

1. Duranton

2. Bertinelli & Strobl

3. Generalized Method of Moments

برآوردگر دوربین در اقتصادسنجی فضایی و از متغیر ضریب جینی فضایی و شاخص هریشمن-هرفیندال به عنوان متغیر دوربین استفاده خواهد شد.

۴- روش پژوهش

در این مطالعه با توجه به پانل و پویا بودن مدل، به منظور برآورد مدل تصریح شده از روش برآورد گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) بهره گرفته می‌شود. لازم به ذکر است که به دلیل مکان‌مند بودن داده‌های مورد استفاده، در نهایت مدل به صورت دوربین فضایی گشتاورهای تعمیم یافته تصریح و برآورد می‌شود. برآوردگر گشتاورهای تعمیم یافته برآوردگر پرتوانی است که بر خلاف روش حداکثر درست‌نمایی (ML)^۱ نیاز به اطلاعات دقیق توزیع جملات اختلال ندارد (مشکی، ۱۳۹۰). وجود وقفه‌ی متغیر وابسته در سمت راست مدل پانل سبب می‌شود که فرض عدم خودهمبستگی میان متغیرهای مستقل (توضیحی) و جملات اختلال به‌عنوان یکی از فروض کلاسیک نقض شود. در نتیجه استفاده از روش‌های حداقل مربعات معمولی (در مدل پانل اثرات ثابت و اثرات تصادفی) نتایج تورش‌دار و ناسازگاری را ارائه خواهد کرد (بالتاجی^۲، ۲۰۰۸، آرلانو و بوند، ۱۹۹۱). استفاده از روش تعمیم‌یافته گشتاورها با به‌کارگیری متغیرهای ابزاری این ایراد یعنی درون‌زایی متغیرهای توضیحی یا ساختار پویای مدل را برطرف می‌کند و به‌منظور حذف تورش ناشی از درون‌زایی متغیرهای توضیحی، اجازه می‌دهد تمام متغیرهای رگرسیونی حتی با وقفه، اگر همبستگی با اجزاء اختلال ندارند، به‌عنوان متغیر ابزاری وارد مدل شوند (گرین^۳، ۲۰۱۲).

روش تفاضلی مرتبه‌ی اول GMM ابتدا توسط آرلانو و بوند (۱۹۹۱) مطرح شده است. در روش تفاضلی مرتبه‌ی اول آرلانو و باند ابتدا وقفه‌ی متغیر وابسته به سمت راست اضافه می‌شود، سپس از متغیرها تفاضل مرتبه‌ی اول گرفته می‌شود و مدل به روش برابر قرار دادن گشتاورهای اولیه و مرکزی در نمونه و جامعه مورد برآورد قرار می‌گیرد (پارسیان، ۱۳۸۹). در این روش عرض از مبدأ حذف می‌شود (یاوری، اشراف‌زاده، ۱۳۸۴). آرلانو و باور (۱۹۹۵) و بوندل و بوند^۴ (۱۹۹۸)، با لحاظ تغییراتی در

1. Maximum Likelihood
2. Baltagi
3. Green
4. Blundell & Bond

روش تفاضلی مرتبه‌ی اول GMM، روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) متعامد را پیشنهاد داده‌اند. تفاوت این دو روش یعنی آرلانو- بوند و آرلانو- باور/ بوندل- بوند، براساس شیوه‌ای است که تأثیرات فردی در مدل لحاظ می‌شود (ندیری، محمدی، ۱۳۹۱). از برتری‌های روش دوم بر روش اول، افزایش دقت و کاهش تورش محدودیت حجم نمونه، تخمین‌های کارآمدتر و دقیق‌تر می‌باشد (بالتاجی، ۲۰۰۸). برای تخمین مدل پانل با ویژگی‌های ذکر شده، این پژوهش از تخمین‌زن پانل پویای تعمیم‌یافته (DPD) به روش آرلانو- باور/ بوندل- باند دومرحله‌ای^۱ بهره خواهد برد. به‌منظور تصریح مدل فوق و استخراج برآوردگرهای روش آرلانو- باور/ بوندل - باند دو مرحله‌ای، یک مدل پانل پویا (DPD) به‌صورت زیر در نظر گرفته می‌شود (آرلانو، ۲۰۰۳):

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \alpha_j y_{i,t-j} + x_{it}\beta_1 + w_{it}\beta_2 + v_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

α_j تعداد p پارامتری است که باید برآورد شود. x_{it} یک بردار $1 \times k_1$ از متغیرهای کاملاً برون‌زا می‌باشد. β_1 یک بردار $1 \times k_1$ از پارامترهایی است که برآورد خواهند شد و w_{it} یک بردار $1 \times k_2$ از متغیرهای از پیش تعیین‌شده یا برون‌زا می‌باشد. β_2 یک بردار $1 \times k_2$ از پارامترهایی که برآورد خواهند شد، می‌باشد. v_i اثر سطح پانلی است (که ممکن است با متغیرهای توضیحی همبستگی داشته باشد). ε_{it} دارای توزیع یکنواخت مستقل (i. i. d) در کل نمونه با واریانس σ_ε^2 است. در ضمن فرض می‌شود ε_{it} و v_i برای هر مقطع i در طول تمام دوره‌ی زمانی t مستقل می‌باشند. x_{it} و w_{it} است شامل وقفه‌ی متغیرهای برون‌زا (مستقل) و متغیرهای مجازی باشند، ولی در مدل‌های پانل پویا این دو متغیر معادل هم هستند.

برآوردگرهای روش آرلانو- باور/ بوندل - باند دو مرحله‌ای پانل پویای گشتاورهای تعمیم یافته (GMM/DPD) بدین صورت محاسبه می‌شود:

$$\hat{\beta}_2 = W_2^{-1} Q_{xz} A_2 Q_{zy} \quad (4)$$

بدین ترتیب، آرلانو و باور (۱۹۹۵)، بوندل و بوند (۱۹۹۸)، سیستمی از برآوردگرها را پیشنهاد داده‌اند که در یک مرحله از شرایط گشتاوری با وارد کردن وقفه‌ی تفاضل، به‌عنوان ابزار برای معادلات سطح و در مرحله‌ی بعد از شرایط گشتاوری با وارد کردن وقفه‌ی سطح به‌عنوان ابزار برای معادلات تفاضلی استفاده کرده‌اند.

اقتصادسنجی فضایی زیر شاخه‌ای از اقتصادسنجی است، که با رابطه‌ی متقابل فضایی و ساختار فضایی در مدل‌های رگرسیونی با داده‌های مقطعی یا ترکیب مقطعی-سری زمانی سر و کار دارد (پیلینک و کلاسن^۱، ۱۹۷۹). در داده‌های مکانی دو مشکل در مدل‌سازی روابط می‌تواند رخ دهد: ۱- وابستگی موجود بین مشاهدات. ۲- ناهمسانی فضایی. این دو مسأله که باعث نقض فروض گاس-مارکوف می‌گردد، برای وارد کردن اثرات مکان در مدل‌های رگرسیونی از ماتریس وزنی فضایی استفاده می‌گردد که این ماتریس بر اساس فاصله (طول و عرض جغرافیایی) یا رابطه‌ی مجاورت تعریف می‌شود، بنابراین با در نظر گرفتن وابستگی فضایی، واحدهایی که دارای رابطه‌ی همسایگی یا مجاورت هستند، نسبت به محل‌ها یا واحدهایی که دورتر هستند باید درجه‌ی وابستگی فضایی بالاتری را نشان دهند. این پژوهش از روش داده‌های تابلویی پویا با متغیر تأخیری فضایی که مجاورت فضایی را در نظر می‌گیرد استفاده می‌کند. فرم عمومی داده‌های تابلویی پویایی فضایی به شکل زیر است:

$$Y_{it} = \alpha + \rho WY_{it} + \beta X_{it} + v_{it} \quad (5)$$

W ماتریس وزنی فضایی استاندارد شده، ρ ضریب متغیر تأخیر فضایی و نشانگر پارامتر رگرسیون است که باید تخمین زده شود، Y_{it} نشان‌دهنده‌ی درآمد سرانه، i استان، t زمان، α عرض از مبدأ، X نشان‌دهنده‌ی یک ماتریس $n \times n$ از متغیرهای توضیحی (البته متغیر توضیحی در مدل با داده‌های پانل می‌تواند متقارن نباشد) و پارامتر β نشان‌دهنده‌ی تأثیر متغیرهای توضیحی بر انحراف در متغیر وابسته‌ی Y می‌باشد. برای تعیین ماتریس مجاورت می‌توان از روش مجاورت استفاده کرد (لی سیج^۲، ۱۹۹۹). روش‌های متفاوتی به منظور تشکیل روش ماتریس مجاورت وجود دارد: مجاور رخ مانند، خطی، فیل مانند، خطی دو طرفه، رخ مانند دو طرفه و ملکه (انسلین و گریفیث^۳، ۱۹۸۸). در این مطالعه از روش مجاورت ملکه (وجود مرز یا گوشه‌ی مشترک) برای تعریف رابطه‌ی مجاورت استفاده می‌شود.

در عناصر ماتریس W اگر مناطق با همدیگر مجاور باشند، عدد یک و در صورتی که مجاور نباشند صفر است. W ماتریس متقارن با عناصر قطر اصلی صفر می‌باشد.

-
1. Pilinek & Klasen
 2. LeSage
 3. Anselin & Griffith

ماتریس مجاورت تشکیل شده باید برحسب سطر استاندارد شود. با ضرب این ماتریس در هر متغیر، وقفه فضایی آن ایجاد می‌شود. متغیر وقفه‌ی فضایی میانگین مشاهدات ناشی از مناطق مجاور را نشان می‌دهد. تأخیرهای فضایی شبیه به انتقال به عقب در تحلیل سری‌های زمانی است. برخلاف دامنه‌ی زمان، تأخیر فضایی به مفهوم انتقال در طول فضا می‌باشد (لیسیج^۱، ۱۹۹۹). به منظور تصریح مدل، مدل‌های خودهمبستگی فضایی (SAR)^۲ و دوربین فضایی (SDM)^۳ به صورت خلاصه در قالب یک مدل فضایی پانل پویای تصادفی (SDPD)^۴ نوشته می‌شود:

$$y_{it} = \alpha + \tau y_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} y_{jt} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{itk} \quad (۶)$$

$$+ \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^n D_{ij} Z_{itk} \theta_k + a_i + \gamma_t + v_{it}$$

جزء اخلاص مدل دارای سه بخش است: جزء اخلاص مدل پانل v_{it} ، جزء اخلاص درون گروهی γ_t ، و جزء اخلاص بین گروهی a_i . ماتریس فضایی است. a_i اثرات ثابت انفرادی (مقطعی) یا اثرات تصادفی انفرادی (مقطعی) را نشان می‌دهد، γ_t نیز بیانگر اثرات ثابت و تصادفی زمان می‌باشد. اگر $\tau = 0$ باشد، مدل‌ها ایستا خواهند بود و اگر $\tau \neq 0$ باشد مدل‌ها پویا خواهند بود. یعنی، متغیر وابسته تأخیری نیز وارد مدل خواهد شد که پانل پویای تصادفی فضایی (SDPD) یا همان مدل گشتاورهای تعمیم یافته فضایی (SGMM) می‌باشد (یو، جانگ و لی^۵، ۲۰۰۸). لازم به ذکر است که در مدل خودهمبستگی فضایی وقفه‌ی فضایی متغیر وابسته و در مدل دوربین فضایی، وقفه‌ی فضایی متغیرهای مستقل به مدل اضافه می‌شود. مدل تصریح شده ترکیبی از این دو می‌باشد که در عین حال پویا نیز هست. به عبارت دیگر، هم وقفه زمانی و هم وقفه مکانی متغیر وابسته در مدل لحاظ شده است.

۵- تصریح مدل پژوهش

با توجه به مکانمند بودن داده‌های پژوهش باید اثرات فضایی در مدل لحاظ می‌شود. برای این منظور مدل به صورت پانل پویا در قالب دوربین فضایی تصریح

-
1. Lesage
 2. Spatial Auto-Regressive model
 3. Spatial durnin model
 4. Spatial Dynamic Panel Data
 5. Yu, Jong & Lee

می‌گردد. به عبارت دیگر، وقفه‌های فضایی متغیرهای ضریب جینی فضایی و شاخص هریشمن هرفیندال در دو مدل جداگانه وارد می‌شوند. بنابراین، تصریح مدل‌های دوربین فضایی در قالب گشتاورهای تعمیم یافته‌ی فضایی به صورت زیر خواهد بود:

$$\ln \text{GDP}_{it} = \alpha + \tau \ln \text{GDP}_{it-1} + \beta_1 \text{CSD}_{it} + \beta_2 \text{PN}_{it} + \beta_3 \text{INF}_{it} + \beta_4 \text{BU}_{it} + \beta_5 \text{ED}_{it} + \beta_6 \text{FR}_{it} + \rho \text{WGDP}_{it} + \gamma \text{WCSD}_{it} + \mu_{it} + v_{it} \quad (7)$$

در رابطه‌ی فوق GDP درآمد سرانه (تولید ناخالص داخلی هر استان تقسیم بر جمعیت)، PN نرخ مشارکت (نسبت جمعیت فعال ۱۰ ساله و بیش‌تر به جمعیت در سن کار)، INF نرخ تورم (نرخ رشد شاخص قیمت مصرف کننده در هر استان)، BU سهم بودجه‌ی استان (مجموع بودجه‌ی عمرانی و جاری هر استان تقسیم بر تولید ناخالص داخلی)، ED آموزش (نسبت نیروی کار تحصیل کرده‌ی دانشگاهی بر کل نیروی کار هر استان) و FR نرخ باروری استانی (میانگین تعداد فرزندان که یک زن به دنیا می‌آورد که به صورت مستقیم از سایت مرکز آمار ایران استخراج شده) می‌باشد. CSD شاخص توزیع اندازه‌ی شهرها است که از طریق دو متغیر ضریب جینی فضایی (SGini) و شاخص هیرشمن-هرفیندال (HHI) به صورت مجزا در مدل لحاظ می‌شود. i نمایشگر مکان و t نمایشگر زمان است. جمله‌ی v_{it} اخلاص مدل پانل است و μ_{it} دلالت بر باقیمانده‌ی جمله اخلاص^۱ یا جز اخلاص حالت ویژه^۲ دارد که به دو بخش جملات اخلاص مقطعی ε_i و جملات اخلاص سری زمانی ε_t تقسیم می‌شود. α عرض از مبدأ، τ و β_k ضرایب برآوردی می‌باشند. در مدل‌های رشد، نرخ رشد از طریق لگاریتم درآمد سرانه دوره‌ی جاری منهای لگاریتم درآمد سرانه‌ی دوره‌ی قبل $(\ln \text{GDP}_{it} - \ln \text{GDP}_{it-1})$ اندازه‌گیری می‌شود که اگر $\ln \text{GDP}_{it-1}$ به سمت راست معادله منتقل شود، معادله بر حسب درآمد سرانه خواهد بود.

ضریب جینی فضایی یک معیار کلی از نابرابری فضایی توزیع اندازه‌ی شهرها می‌باشد. برای محاسبه‌ی ضریب جینی فضایی، اگر شهرها از ۰ تا s رتبه‌بندی شوند و s بزرگ‌ترین شهر نمونه مورد بررسی باشد، محور x از ۰ تا s و محور y از ۰ تا s تا $\sum_{(z)}^s N_i (\bar{N}_s)^{-1}$ خواهند بود که \bar{N}_s اندازه‌ی میانگین است. مساحت زیر خط ۴۵ درجه، $S/2$ و مساحت ناحیه‌ی بین خط ۴۵ و منحنی لورنز،

1. Reminder Disturbance
2. Idiosyncratic error term

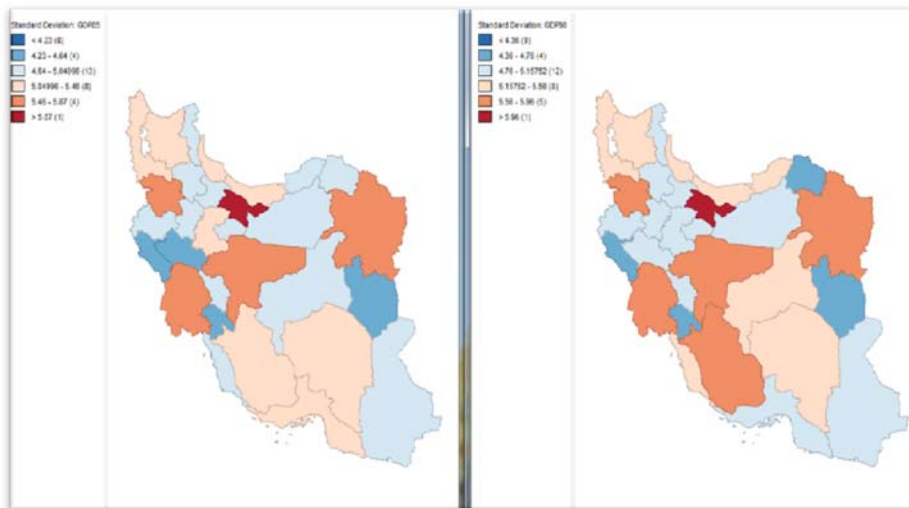
این قسمت تقسیم بر $S/2$ است. ضریب جینی فضایی، سهم ناحیه‌ی بین خط ۴۵ درجه و منحنی ترسیم شده نسبت به ناحیه‌ی زیر خط ۴۵ است. هر چه این سهم بیشتر و ضریب جینی فضایی بزرگ‌تر باشد، توزیع اندازه‌ی شهرها نابرابرتر خواهد بود (فرهمند، ۱۳۸۶: ۲۸). شاخص هیرشمن-هرفیندال، مطلوب‌ترین شاخص برای سنجش درجه‌ی تمرکز شهری و از معیارهای مطلق نابرابری می‌باشد و به صورت مجموع توان دوم سهم جمعیت نظام شهری کشور محاسبه می‌شود:

$$HHI = \sum_{i=1}^n \left[\frac{X_i}{\sum_{i=1}^n X_i} \times 100 \right]^2 \quad (۸)$$

که X_i جمعیت شهر i و $\sum X_i$ کل جمعیت شهری است. در این مطالعه منظور از X_i جمعیت هر شهر و منظور از $\sum X_i$ جمعیت شهری کل استان می‌باشد. لازم به ذکر است مدل تصریح شده برای ۳۰ استان کشور برای دوره‌ی زمانی ۹۰-۱۳۸۵ برآورد شده است. در این مطالعه به دلیل محدودیت دسترسی به داده‌های استان البرز، این استان به عنوان بخشی از استان تهران لحاظ شده است. داده‌های مورد استفاده از سالنامه‌های آماری مرکز آمار ایران و بانک مرکزی به دست آمده است.

۶- نتایج حاصل از برآورد مدل

پیش از برآورد مدل، برای اطلاع از وضعیت درآمد سرانه که به عنوان متغیر وابسته‌ی مدل است، نقشه پراکندگی درآمد سرانه‌ی استان‌های ایران به صورت انحراف از میانگین در سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰ در شکل (۱) نمایش داده شده است. این نقشه‌ها، استان‌های ایران را براساس درآمد سرانه‌ی آن‌ها در طیف‌های رنگی دسته‌بندی می‌کند؛ بدین ترتیب استان‌های طیف قرمز، درآمد سرانه‌ی بالاتر از میانگین، و طیف آبی استان‌هایی با درآمد سرانه‌ی پایین‌تر از میانگین را نشان می‌دهد. با نگاهی اجمالی می‌توان دریافت که درآمد سرانه در سال‌های ۸۵ و ۹۰ نوسان زیادی نداشته است و بیش‌تر استان‌ها درآمد سرانه‌ی در اطراف میانگین درآمد سرانه‌ی کل استان‌های ایران را دارا بوده‌اند.



شکل ۱. انحراف از میانگین مربوط به درآمد سرانه‌ی استان‌های ایران ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول زیر آمار توصیفی متغیرهای مستقل مدل را نشان می‌دهد. با توجه به ضریب جینی فضایی به عنوان یک متغیر اندازه‌گیری توزیع اندازه‌ی شهرها (CSD)، میانگین نابرابری در توزیع اندازه‌ی شهرها ۰/۷۵ است و نابرابرترین توزیع اندازه‌ی شهرها در استان خراسان رضوی وجود دارد و کمترین نابرابری مربوط به استان چهارمحال و بختیاری بوده است. پس از استان خراسان رضوی، استان‌های تهران و آذربایجان شرقی بیشترین نابرابری در توزیع اندازه‌ی شهرها را داشته‌اند. شاخص HHI که تمرکز شهری را نشان می‌دهد و یکی از شاخص‌های اندازه‌گیری CSD است، دارای میانگین ۰/۲۵ می‌باشد. کمترین تمرکز شهری در استان مازندران و بیشترین آن در استان قم وجود داشته است که البته دلیل آن بزرگ بودن شهر قم و کم بودن تعداد شهرهای این استان می‌باشد. پس از قم، تهران و خراسان رضوی بیشترین تمرکز شهری را دارند که باز به دلیل بزرگ بودن مراکز این استان‌ها می‌باشد. اطلاعات سایر متغیرهایی که مطابق با مبانی نظری در مدل به‌عنوان متغیر مستقل لحاظ شده‌اند، در جدول (۱) قابل مشاهده است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرها مستقل مدل

متغیر	SGINI	HHI	PN	INF	BU	ED	FR
میانگین	۰/۷۵	۰/۲۵	۰/۴۲	۰/۱۷	۰/۰۶۰	۰/۰۴۸	۲/۰۳۹
میانه	۰/۷۵	۰/۲۳	۰/۴۲	۰/۱۹	۰/۰۴۹	۰/۰۳۵	۲/۱۹۲
انحراف معیار	۰/۰۵	۰/۱۶	۰/۰۴	۰/۱۳	۰/۰۴	۰/۰۰۸	۰/۸۰
کمینه	۰/۵۴	۰/۰۸	۰/۳۱	۰/۰۶	۰/۰۰۴	۰/۰۱	۰/۰۹
	(چهارمخال ۸۵)	(مازندران ۸۵)	(قزوین ۹۰)	(بوشهر ۸۵)	(تهران ۹۰)	(اردبیل ۹۰)	(خراسان ج ۹۰)
بیشینه	۰/۸۷	۰/۹۶	۰/۶۳	۰/۲۶	۰/۲۲	۰/۰۹	۳/۴۶
	(خراسان ۹۰)	(قم ۸۵)	(فارس ۸۵)	(خراسان ج ۹۰)	(ایلام ۸۵)	(خراسان ۸۵)	(سیستان ۸۵)

ماخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه، نتایج حاصل از برآورد مدل، در قالب مدل پانل پویای فضایی در دو مدل مجزا در جدول زیر ارائه و سپس نتایج با هم مقایسه می‌شود. در مدل I، توزیع اندازه‌ی شهرها (CSD) از طریق ضریب جینی فضایی اندازه‌گیری شده و در مدل II، از شاخص هیرشمن-هرفیندال برای اندازه‌گیری CDS بهره گرفته شده است.

معنی‌داری ضرایب برآوردی متغیرهای فضایی (ρ) و ضریب وقفه‌های فضایی متغیرهای توزیع اندازه‌ی شهرها، یعنی ضریب جینی فضایی در مدل I و شاخص هیرشمن-هرفیندال در مدل II نشان از وجود اثرات وابستگی فضایی دارد، اما برای بررسی وجود این اثرات فضایی معمولاً از آزمون‌های مختلف استفاده می‌شود که از متداول‌ترین این آزمون‌ها می‌توان به آزمون موران I اشاره کرد. نتایج حاصل از آزمون موران I در پایین جدول نشان می‌دهد که اثرات وابستگی فضایی در مدل وجود دارد و نشان می‌دهد برآورد مدل بدون در نظر گرفتن اثرات فضایی منجر به تورش ضرایب برآورد شده خواهد گردید.

ضریب برآوردی وقفه‌ی زمانی درآمد سرانه منفی و از نظر آماری معنی‌دار است که این به معنی پذیرفته شدن فرضیه‌ی همگرایی شرطی در استان‌های ایران در دوره‌ی مطالعه است. در مدل رشد سولو - سوان ضریب وقفه درآمد سرانه معادل $(1 - e^{-\beta})$ - است که β سرعت همگرایی می‌باشد. در مدل این مقاله، چون لگاریتم وقفه‌ی درآمد سرانه از سمت چپ نیز به راست معادله منتقل شده، ضریب وقفه درآمد سرانه معادل $e^{-\beta}$ است و بنابراین سرعت همگرایی $0/03$ به دست می‌آید و نشان می‌دهد هر ساله ۳

درصد (۸ درصد در مدل II) از شکاف میان درآمد سرانه‌ی هر استان با حالت پایای آن برطرف خواهد شد.

جدول ۲. برآورد ضرایب مدل دوربین فضایی داده‌های پانل پویا

مدل II	مدل I	
-۱/۱۹۸*** (-۹/۱۲)	-۱/۳۶۵*** (-۸/۳۰)	α
-۰/۹۱۳*** (-۵/۷۸)	-۰/۹۷۱*** (-۵/۱۲)	GDP _{t-1}
۱/۹۲۴** (۲/۷۵)	۱۴/۰۲۵** (۲/۷۶)	CSD
۱/۱۱۰** (۲/۵۳)	۱/۳۸۴** (۲/۹۵)	PN
-۰/۰۸۵** (-۲/۳۹)	-۰/۰۸۳** (-۲/۳۳)	INF
۰/۱۲۰* (۲/۰۹)	۰/۰۸۵** (۲/۷۷)	BU
۰/۰۰۸** (۳/۳۳)	۰/۰۰۳** (۲/۱۱)	ED
-۰/۰۸۹* (-۲/۰۱)	-۰/۰۸۰ (-۱/۷۶)	FR
۱/۳۸۱*** (۳/۲۸)	۱/۰۷۸** (۲/۷۰)	W.CSD
-۰/۱۹۳* (-۲/۷۴)	-۰/۱۷۸*** (-۸/۶۳)	Rho
۲/۳۷۰ P= ۰/۰۱۰۹	۲/۲۹۸ P= ۰/۰۶۵۶	آزمون موران

اعداد داخل پرانتز آماره Z می‌باشند. *معنادار در سطح خطای ۰.۰۵ تا ۰.۱،

معنادار در سطح خطای ۰.۰۱ و *معنادار در سطح خطای ۰.۰۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

ضرایب برآوردی ضریب جینی فضایی و شاخص هیرشمن-هرفیندال مثبت و معنی‌دار است. مطابق ضرایب برآوردی، اگر نابرابری توزیع اندازه‌ی شهرها یک انحراف معیار (۰/۰۵ واحد) افزایش یابد، رشد اقتصادی ۰/۷ درصد و اگر تمرکز شهری نیز یک انحراف معیار (۰/۱۶ واحد) زیاد شود، رشد ۰/۳ درصد زیاد می‌شود.^۱ با گسترش تمرکز شهری، تمرکز امکانات و سرمایه‌گذاری در شهرهای بزرگ‌تر منجر به افزایش درآمد سرانه و رشد می‌شود. به عبارت دیگر، همچنان منافع ناشی از افزایش تمرکز شهری و نابرابری در اندازه‌ی شهرها در استان‌های کشور از هزینه‌های آن بیش‌تر است و صرفه‌های ناشی از تجمیع به عنوان یک عامل افزایش دهنده‌ی رشد می‌باشد. با افزایش تمرکز شهری و تمرکز جمعیت در تعداد محدودی از شهرهای هر استان (با توجه به میزان بهره‌مندی شهرها از امکانات تکنولوژیکی، آموزشی، سرمایه‌ی انسانی و...) امکانات و فرصت‌های اشتغال، تولید و رشد بیشتر می‌شود. در حقیقت بعضی از شهرها به دلیل بزرگ‌تر شدن و افزایش جمعیت مورد توجه بیشتری قرار می‌گیرند و سیر امکانات و خدمات بیشتری به سمت آن‌ها روانه می‌شود و شرایط بهتری نسبت به سایرین برای کسب درآمد و رشد پیدا می‌کنند.

به نظر می‌رسد منافع محلی و شهری ناشی از تجمیع در ایران بر هزینه‌های ناشی از تمرکز شهری و بزرگ شدن اندازه‌ی شهرها (افزایش هزینه‌ی مسکن، رفت و آمد، آلودگی، جرم و جنایت و ...) و نیز بر هزینه‌های نابرابری در توزیع اندازه‌ی شهرها غالب می‌باشد. اگر فرضیه ویلیامسون مبتنی بر لامعکوس بودن رابطه‌ی تمرکز شهری و رشد اقتصادی را پذیرفته شود (هندرسن، ۲۰۰۰)، در این صورت می‌توان گفت ایران هنوز به نقطه حداکثر در تمرکز شهری نرسیده است و هنوز افزایش تمرکز به ویژه در استان‌هایی که دارای نخست‌شهرهای کوچک‌اند، به رشد اقتصادی این استان‌ها و نیز استان‌های مجاورشان کمک خواهد کرد.

سایر ضرایب برآوردی نیز همگی (به غیر از ضریب نرخ باروری در مدل I) معنی‌دار و علامت آن‌ها متناظر با مبانی است. با توجه به نتایج برآوردی دو مدل، با افزایش یک انحراف معیار (۰/۰۴) در نرخ مشارکت، رشد اقتصادی حدود ۰/۰۶-۰/۰۴ درصد افزایش می‌یابد. انتظار بر آن است که در اقتصاد ایران که یک اقتصاد رانتیر مبتنی بر رانت نفت

۱. تغییرات در نرخ رشد از حاصلضرب میزان تغییرات متغیر مستقل (که در اینجا یک انحراف معیار هر یک از متغیرها در نظر گرفته شده است) در ضریب برآوردی حاصل می‌گردد.

است، تخصیص بودجه‌ی عمرانی و جاری سالیانه بر رشد مناطق مختلف تأثیر مستقیم داشته باشد که نتایج برآوردی هم این اثر مستقیم را تأیید می‌کند. هم‌چنین با افزایش $0/04$ در سهم بودجه هر استان از GDP آن، رشد اقتصادی $0/003-0/005$ درصد بالا خواهد رفت. در ارتباط با آموزش نیز می‌توان گفت افزایش یک درصدی در نسبت نیروی کار تحصیل کرده‌ی دانشگاهی، رشد اقتصادی را بین $0/003$ تا $0/008$ واحد افزایش می‌دهد، چرا که توانایی و مهارت نیروی کار که به‌طور مستقیم با سطح تحصیلات فرد ارتباط دارد، اثر مستقیمی بر رشد اقتصادی مناطق مختلف خواهد گذاشت. از میان متغیرهای با ارتباط مستقیم، کمترین تأثیر از آموزش و بیش‌ترین اثر از نرخ مشارکت بوده است.

متغیرهای تورم و نرخ باروری نیز بر درآمد سرانه و رشد اثر معکوس داشته‌اند. وجود تورم بالا، هزینه‌های زندگی را افزایش داده و لذا تشکیل سرمایه‌ی فیزیکی و انسانی را تحت الشعاع قرار می‌دهد و از این طریق رشد اقتصادی را متأثر می‌کند (اشرفی، یحیی‌آبادی و صمدی، ۱۳۹۲). با کاهش یک انحراف معیاری ($0/13$ درصد) در نرخ تورم، رشد اقتصادی $0/01$ درصد افزایش خواهد یافت. افزایش نرخ باروری با کاهش مشارکت زنان در جامعه می‌تواند منجر به کاهش درآمد و رشد شود، به‌طوری‌که، مطابق نتایج برآوردی، نرخ رشد $0/06-0/07$ درصد بالا می‌رود، اگر نرخ باروری $0/8$ واحد کاهش یابد.

ضریب متغیرهای دوربین فضایی شاخص‌های اندازه‌گیری توزیع اندازه‌ی شهرها در هر دو مدل تأثیر مثبت و معنی‌داری بر درآمد سرانه و نرخ رشد داشته است، یعنی با افزایش $0/05$ واحد در نابرابری توزیع اندازه‌ی شهرها در استان‌های اطراف هر استان، نرخ رشد $0/06$ درصد و با افزایش $0/16$ واحد در تمرکز شهری استان‌های اطراف هر استان، نرخ رشد $0/22$ درصد زیاد خواهد شد. ضرایب نشان می‌دهند اثرات فضایی از اثرات مستقیم کمتراند. اما، ضریب وقفه‌ی فضایی متغیر وابسته در هر دو حالت منفی و معنی‌دار به دست آمده است که نشان‌دهنده‌ی اثرات فضایی منفی بر درآمد سرانه‌ی استان‌های کشور می‌باشد. بدان معنی که اثرات مجاورت بر درآمد سرانه، منفی است.

۷- جمع‌بندی

در این پژوهش به بررسی اثر توزیع اندازه‌ی شهرها بر درآمد سرانه و رشد اقتصادی مناطق در ایران با رویکرد اقتصاد سنجی فضایی پرداخته شده است. نتایج با

منفی و معنادار شدن وقفه‌ی زمانی متغیر وابسته، نشان دهنده‌ی همگرایی شرطی در استان‌های ایران است و بیان می‌کند که درآمد سرانه‌ی استان‌های ایران به سمت حالت پایای خود همگرا هستند. سایر متغیرها دارای اثر معنادار و منطبق با مبانی بر متغیر وابسته بوده‌اند. نتایج آزمون مورآن I نشانگر وجود وابستگی فضایی در مدل است که نادیده گرفتن آن منجر به تورش نتایج برآوردی می‌شود و در نهایت مدل اقتصادسنجی فضایی برتری نسبی بر مدل اقتصادسنجی متعارف خواهد داشت. ضریب برآوردی وقفه‌ی فضایی متغیر وابسته تأثیر منفی و معنی‌دار بر درآمد سرانه و متغیرهای دوربینی فضایی شاخص‌های اندازه‌گیری توزیع اندازه‌ی شهرها تأثیر مستقیم بر درآمد سرانه و رشد اقتصادی استان‌های کشور داشته است. در کل بر اساس نتایج می‌توان گفت که تمرکز شهری یکی از عوامل مثبت در افزایش درآمد سرانه و رشد منطقه‌ای در کشور است که این اثرات مثبت هم به صورت مستقیم و هم فضایی است. به عبارت دیگر، برای دستیابی به امکانات رشد در هر منطقه به شهر یا شهرهایی نیاز است که نسبت به سایر شهرها اندازه‌ی بزرگ‌تری دارند و این شهرها به دلیل بهره‌گیری از صرفه‌های محلی و شهری بیش‌تر دستیابی به رشد اقتصادی و افزایش درآمد سرانه را امکان‌پذیر می‌کنند.

منابع

۱. آسولیوان، ا. (۲۰۰۳). *مباحثی در اقتصاد شهری*. (ترجمه‌ی قادری، ج و قادری، ع). (ج ۱)، همدان: نور علم ۱۳۸۶.
۲. اشرفی، آتنا، یحیی آبادی، ابوالفضل و صمدی، سعید (۱۳۹۲). تحلیل تأثیر رشد جمعیت و تورم بر رشد اقتصادی در کشورهای گروه D8، اولین همایش الکترونیکی ملی چشم انداز اقتصاد ایران با رویکرد حمایت از تولید ملی، http://www.civilica.com/Paper-NCFPIE01-NCFPIE01_003.html
۳. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، *نماگرهای اقتصادی*، اداره‌ی بررسی‌های اقتصادی، سال‌های مختلف.
۴. پارسیان، احمد (۱۳۸۹). *مبانی آمار ریاضی*، چاپ نهم، مرکز نشر دانشگاه صنعتی اصفهان.
۵. رحمت‌زاده، محمد (۱۳۸۱). درآمدی بر توسعه‌ی فیزیکی و شتابان شهرها و عوارض ناشی از آن، *مجله‌ی اطلاعات سیاسی-اقتصادی*، ۱۵ و ۱۶، مؤسسه‌ی اطلاعات.

۶. رومر، دیوید، (۲۰۰۱). *اقتصاد کلان پیشرفته*. ترجمه‌ی مهدی تقوی، تهران: انتشارات دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات، ۱۳۸۳.
۷. شاطریان، محسن، اشنویی، امیر. و زارعی فرشاد، حمید (۱۳۹۰). تحلیل و مقایسه‌ی توزیع اندازه‌ی شهرها در سیستم شهری ایران و کشورهای همسایه. *پژوهش‌های جغرافیای انسانی*، ۷۸، ۹۹-۸۵.
۸. شاه‌آبادی، ابوالفضل و پوران، رقیه (۱۳۸۹). بررسی و محاسبه‌ی اثر مهاجرت مغزها بر رشد اقتصادی از طریق کانال‌های مستقیم و غیرمستقیم، *فصلنامه‌ی پژوهشنامه‌ی بازرگانی*، ۵۵، ۴۶-۱.
۹. عظیمی، میکایل (۱۳۹۳). تمرکز منطقه‌ای و رشد کلان اقتصادی در ایران (۱۳۷۹ تا ۱۳۸۸)، *دو فصلنامه‌ی اقتصاد و توسعه‌ی منطقه‌ای*، ۲۱(۷)، ۲۷-۱.
۱۰. فرهمند، شکوفه، طیبی، سید کمیل، و اکبری، نعمت اله (۱۳۸۸). تأثیر نخست شهری بر رشد اقتصادی کشور، *تحقیقات اقتصادی*، ۸۷، ۱۳۸-۱۱۵.
۱۱. فرهمند، شکوفه (۱۳۸۶). *تحلیل فضایی توسعه‌ی شهری در ایران (تعامل شهر و اقتصاد)*. پایان‌نامه‌ی دکتری، دانشگاه اصفهان، دانشکده‌ی علوم اداری و اقتصاد.
۱۲. فرهمند، شکوفه (۱۳۸۰). ارزیابی همگرایی اقتصادی و تأثیر سرریزهای منطقه‌ای بر رشد درآمد سرانه در ۵۷ کشور عضو OIC در دوره‌ی ۱۹۹۵-۱۹۷۶، پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد، دانشکده‌ی علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان.
۱۳. مرکز آمار ایران (۱۳۹۰). نتایج تفصیلی سرشماری عمومی نفوس و مسکن، برگرفته از سایت: www.amar.org.ir/
۱۴. میلز و همیلتون، ب. (۱۹۹۷). *اقتصاد شهر*. (ترجمه‌ی کوثری، ع.). تهران: شرکت انتشارات علمی و فرهنگی، ۱۳۷۵.
۱۵. ندیری، محمد و محمدی، تیمور (۱۳۹۲). بررسی تأثیر نهادهای خالق بازار و سایر نهادها بر رشد اقتصادی (رویکرد بین‌کشوری)، *فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۳(۴)، ۲۰۷-۱۷۷.
۱۶. یاوری، کاظم و اشرف زاده، سید حمیدرضا (۱۳۸۴). یکپارچگی اقتصادی کشورهای در حال توسعه؛ کاربرد مدل جاذبه با داده‌های تلفیقی به روش GMM و همگرایی، *پژوهشنامه‌ی بازرگانی*، ۳۶، ۲۸-۱.
17. Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.

18. Anselin, L., & Griffith, D.A. (1988). Do Spatial effects really matter in regression analysis?. *Regional Science Association*, 65, 11-34.
19. Arellano, M. (2003). *Panel Data Econometrics (Advanced Texts in Econometrics)*, London: Oxford University Press.
20. Arellano, M., & Bover. O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models, *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.
21. Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment, *Review of Economics Study*, 58, 277-297.
22. Au, C.C. & Henderson, J.V. (2002). How migration restrictions limit agglomeration and productivity in China, NEBR (National Bureau of Economic Research), Working Paper #8707.
23. Baltagi, B. H. (2008). *Econometric Analysis of panel data*, Chichester, John Wiley & Sons Ltd.
24. Barro, R. J. (1997). *Determinants of Economic Growth (a cross-country empirical study)*, London: MIT press.
25. Barro, R. (1991). Economic growth in a cross-section of countries, *Quarterly Journal of Economics*, 106, 407-443.
26. Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (1995). *Economic Growth*, New York: Mc Graw-Hill.
27. Becker, R., & Henderson, J. V. (1999), Intra-industry specialization and urban development, in *The Economic of cities*, Huriot and J.-F. Thisse (eds.), Cambridge University Press
28. Bertinelli, L., & Strobl, E.A. (2003). Urbanization, urban concentration and economic growth in developing countries, Core Discussion Papers, No. 2003076.
29. Black, D., & Henderson, J.V. (1999). Spatial evolution of population and industry, *American Economic Review*, 89(2): 321-327.
30. Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models, *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.
31. Duranton, G. (2008). Viewpoint: From cities to productivity and growth in developing countries, *Canadian Journal of Economics*, 41(3), 689-1119.
32. Duranton, G., & Puga, D. (2001). From Sectoral to Functional Urban Specilization, *CEPR Discussion Paper* 2971.
33. Fujita, M. (1989). *Urban Economic Theory*, Cambridge University Press.
34. Fujita, M., & Ogawa, H. (1982). Multiple Equilibria & Structural Transition of Noon monocentric Urban Configurations, *Regional Sci. & Urban Economics*, 12, 161-196.

35. Greene, W. H. (2012). *Econometric Analysis*, 7th ed, New Jersey, Upper Saddle River, Pearson International.
36. Henderson, J.V. (2002). Urbanization and Economic Growth: The So-What Question. Brown University Mimeo.
37. Henderson, J.V. (2000). The effects of urban concentration on economic growth, NEBR Working Paper.
38. Henderson, J.V. (1974). The Sizes & Types of Cities, *Am. Econ. Review*, 64,56-640.
39. Henderson, J.V., Kuncoro, A., & Turner, M. (1995). Industrial Development in Cities. *Journal of Political economy*, 103, 167-190.
40. Lesage, J. (1999). *Spatial Econometrics*. Dept. of Economics, University of Toledo.
41. Lucas, R.E., Jr. (1988), On the mechanics of Economic Development, *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.
42. Renaud, B. (1981). *National Urbanization Policy in Developing Countries*, Oxford University Press.
43. Romer, P.M. (1986). Increasing returns and long run growth. *J. of Political Econ.*, 94.
44. Royuela, V., Veneri, P., & Ramos, R. (2014), Income. inequality, urban size and economic growth in OECD regions, *OECD Working Papers*.
45. Sala-i Martin, X. (1996). Regional cohesion: evidence and theories of regional growth and convergence, *European Economic Review*, 40(6), 1325-1352.
46. Tolley, G. Gardner, J., & Graves P. (1979), *Urban Growth Policy in a Market Economy*, New York: Academic Press.
47. Yu, J., Jong, R., & Lee L. F. (2008). Quasi-maximum likelihood estimators for spatial dynamic panel data with fixed effects when both n and T are large, *Journal of Econometrics*, 146(1), 118-134.