

سطح بهینه شهرنشینی در ایران از دیدگاه اقتصاد

ابوالقاسم گل خندان - دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان

چکیده:

شهرنشینی از راههای گوناگون مایه شتاب گرفتن رشد اقتصادی می‌شود. در برابر، گسترش بیش از اندازه این پدیده با بروز آثار منفی آن، می‌تواند رشد اقتصادی را کاهش دهد. بدین‌سان، می‌توان میان شهرنشینی و رشد اقتصادی یک رابطه به شکل U معکوس، با یک سطح بهینه از شهرنشینی که حداکثر کننده رشد اقتصادی است، در نظر گرفت. بر این پایه و با توجه به رشد فزاینده شهرنشینی در ایران در دهه‌های گذشته، در این نوشتار به بررسی اثرگذاری غیرخطی شهرنشینی بر رشد اقتصادی در ایران در سالهای ۲۰۱۵-۱۹۶۰ پرداخته‌ایم و مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR) را بعنوان یکی از برجسته‌ترین مدل‌های تغییر رژیم به کار گرفته‌ایم. نتایج حاصل از برآورد مدل STR، ضمن تأیید تأثیر غیرخطی شهرنشینی بر رشد اقتصادی، نشان داده است که شهرنشینی در قالب یک ساختار دو رژیمی با سطح آستانه‌ای (بهینه) کمابیش ۶۱/۲۵ درصد، بر رشد اقتصادی در ایران اثر گذاشته است. در رژیم نخست (سالهای ۱۹۹۶-۱۹۶۰)، شهرنشینی اثر مثبت بر رشد اقتصادی داشته که پس از گذشتن از سطح آستانه‌ای (مقدار ۶۱/۲۵ درصد)، در رژیم دوم (سالهای ۲۰۱۵-۱۹۹۷) اثرگذاری آن منفی بوده است. از این‌رو، روند کنونی شهرنشینی در ایران نه تنها نقشی برجسته در تسریع رشد اقتصادی بازی نمی‌کند که افزایش آن مانعی در برابر رشد اقتصادی است.

۱- درآمد

در شهرهای نوین، تبدیل شدن شماری از نقاط روستایی به شهر و دگرگون شدن وضع آبادیهای پیرامون شهرهای بزرگ و افزایش طبیعی جمعیت در نقاط شهری دانست. به هر روی، روند شهرنشینی نه تنها در ایران که در هر کشور نمی‌تواند جدا از مسائل اجتماعی، اقتصادی، سیاسی و... بررسی شود (شکلیابی و همکاران، ۱۳۹۴: ۲). در این راستا، یکی از مسائل مطرح در زمینه شهرنشینی، آثار آن بر رشد اقتصادی (تولید ناخالص داخلی سرانه) است.

پژوهشهای انجام گرفته در این زمینه را می‌توان در چهار دسته کلی جای داد: نتایج بررسی گروهی از پژوهشگران همچون لوئیس (۲۰۱۳) نشان می‌دهد که شهرنشینی، رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد (دسته نخست). در برابر، بیشتر پژوهشگران تجربی مانند مارمارا و عثمان (۲۰۱۵) و یوسفی (۱۳۹۳) به

شهرنشینی که در پی صنعتی شدن یک کشور صورت می‌گیرد، یکی از پیامدهای بزرگ توسعه اقتصادی است؛ به گونه‌ای که رشد انفجاری جمعیت شهری در جهان، بیشتر پس از انقلاب صنعتی و نخست در کشورهای اروپایی و سپس در کشورهای توسعه‌یافته و رو به توسعه نمایان شد. ایران نیز در سالهای گذشته، شاهد توسعه سریع شهرها و افزایش چشمگیر جمعیت شهری بوده است. جمعیت شهری ایران که در نخستین سرشماری در ۱۳۳۵، نزدیک به ۳۱ درصد از کل جمعیت بوده، در واپسین سرشماری در ۱۳۹۰ به ۷۱/۴ درصد و در سال ۱۳۹۵ به ۷۴/۰ درصد افزایش یافته است. پدیده افزایش شهرنشینی در کشور را می‌توان معلول عواملی چون کوچ روستاییان به شهرها در سایه توسعه صنعتی، اسکان و تمرکز عشایر

● جمعیت شهری ایران که در نخستین سرشماری در ۱۳۳۵، نزدیک به ۳۱ درصد از کل جمعیت بوده، در واپسین سرشماری در ۱۳۹۰ به ۷۱/۴ درصد و در سال ۱۳۹۵ به ۷۴/۰ درصد افزایش یافته است. پدیده افزایش شهرنشینی در کشور را می‌توان معلول عواملی چون کوچ روستاییان به شهرها در سایه توسعه صنعتی، اسکان و تمرکز عشایر در شهرهای نوین، تبدیل شدن شماری از نقاط روستایی به شهر و دگرگون شدن وضع آبادیهای پیرامون شهرهای بزرگ و افزایش طبیعی جمعیت در نقاط شهری دانست. به هر روی، روند شهرنشینی نه تنها در ایران که در هر کشور نمی‌تواند جدا از مسائل اجتماعی، اقتصادی، سیاسی و... بررسی شود.

۲-۱-۱- بررسیهای خارجی

لو (۲۰۰۷)، با بهره‌گیری از آزمون علیت گرنجری، رابطه میان شهرنشینی و رشد اقتصادی را برای ۲۸ کشور جهان در دوره‌ی زمانی ۱۹۵۰-۲۰۰۰ بررسی کرده است. نتایج گویای آنست که در بلندمدت رابطه پایدار میان این دو متغیر وجود دارد. آزمون علیت گرنجری نشان داده است که در کشورهای رو به توسعه، شهرنشینی علت و رشد اقتصادی معلول است؛ در حالی که در کشورهای توسعه‌یافته این وضع برعکس است.

کومار و کوبر (۲۰۱۲)، در پژوهش خود با عنوان «شهرنشینی، سرمایه انسانی و تفاوت بهره‌وری در کشورهای در سراسر جهان»، به بررسی اثر تندرستی، آموزش و شهرنشینی بر بهره‌وری کل عوامل تولید پرداخته‌اند. در این پژوهش برای برآورد بهره‌وری کل عوامل تولید از مدل رشد سولو استفاده شده است. نتایج پژوهش آنان نشان می‌دهد که شهرنشینی، اثر مثبت، معنادار و چشمگیر بر بهره‌وری کل عوامل تولید و نیز رشد اقتصادی داشته است.

لویس (۲۰۱۳) به بررسی اثر خطی شهرنشینی بر رشد اقتصادی مالزی در دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۶۰

این نتیجه رسیده‌اند که شهرنشینی، رشد اقتصادی را بهبود می‌بخشد (دسته دوم). پاره‌ای از پژوهشگران تجربی همچون لو (۲۰۰۷) نیز ارتباط معناداری میان این دو متغیر نیافته‌اند (دسته سوم). در کنار اینها، به تازگی دسته دیگری از پژوهشگران از جمله آروری و همکاران (۲۰۱۴) ولی و هو (۲۰۱۵) بر پایه آمیزه‌ای از بررسیهای دسته اول و دوم دریافته‌اند که از حیث نظری، اثر شهرنشینی بر رشد اقتصادی به شکل U معکوس است و در قالب چارچوبهای خطی نمی‌توان به تبیین ارتباط میان این دو متغیر پرداخت (دسته چهارم). این دسته از پژوهشگران برآنند که افزایش شهرنشینی تا یک سطح مشخص به نام «سطح آستانه» (بهینه)، رشد اقتصادی را به علت ظهور آثار مثبت، افزایش می‌دهد و پس از رسیدن به این سطح، رشد اقتصادی با افزایش شهرنشینی به علت ظهور آثار منفی، کم می‌شود (فرضیه رابطه به شکل U معکوس).

تاکنون در زمینه رابطه شهرنشینی و رشد اقتصادی، بررسیهای داخلی اندکی انجام گرفته که در آنها از مدل‌های خطی استفاده شده است. در این پژوهش کوشیده شده است با به‌کارگیری مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR: Smooth Transition Regression) و داده‌های سری زمانی سالهای ۱۹۷۰-۲۰۱۵ میلادی، ایرادهای موجود در بررسیهای پیشین تا اندازه زیادی رفع و نتایج قابل اعتمادتری ارائه و همچنین سطح بهینه شهرنشینی در ایران برآورد شود. مدل STR به‌کار گرفته شده در این نوشتار بعنوان برجسته‌ترین مدل تغییر رژیم، نه تنها یک شکل تابعی ویژه و محدودکننده را بر رابطه میان متغیرها تحمیل نمی‌کند، بلکه رابطه غیر خطی محتمل میان متغیرها را با بهره‌گیری از تابع انتقال و مبنای مشاهدات متغیر آستانه‌ای به شیوه‌ای پیوسته مدل‌سازی می‌کند.

۲- پیشینه پژوهش

در این بخش، فشرده‌ای از بررسیهای تجربی انجام گرفته در زمینه موضوع پژوهش یا نزدیک به آن، آمده است.

لاجستیک با یکبار تغییر رژیم (LSTRI) نشان می‌دهد که میان شهرنشینی و رشد اقتصادی رابطه‌ای به شکل U معکوس وجود دارد؛ به این صورت که با افزایش شهرنشینی، نخست رشد اقتصادی تا سطح آستانه‌ای کمابیش ۳۸ درصد افزایش (سالهای پیش از ۱۹۹۰) و پس از رسیدن به این سطح، کاهش یافته است (سالهای پس از ۱۹۹۰).

۲-۱-۲- بررسی‌های داخلی

زیاری و همکاران (۱۳۹۱) با بهره‌گیری از داده‌های آماری سال ۱۳۸۵، به بررسی اندازه توسعه‌یافتگی شهرهای کشور و رابطه آن با نرخ شهرنشینی پرداخته‌اند. در این پژوهش، پس از انتخاب شاخصها و وزن‌دهی به آنها، با بهره‌گیری از روش آنتروپی شانون، ۳۳۶ شهر کشور با روش تاپسیس خطی از نظر درجه توسعه‌یافتگی رده‌بندی شده و سپس با دو تکنیک: ضریب همبستگی و رگرسیون تک متغیره، ارتباط سطح توسعه با نرخ شهرنشینی در کشور بررسی شده است. نتایج تحقیق ضمن رده‌بندی شهرهای کشور از دیدگاه توسعه، مؤید ارتباط یکسره معنادار میان سطح توسعه‌یافتگی شهرهای کشور با نرخ شهرنشینی در آنهاست.

فره‌مند و همکاران (۱۳۹۱) با بهره‌گیری از داده‌های دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۸۵، به تحلیل فضایی تأثیر شهرنشینی بر رفاه اجتماعی در استانهای ایران پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که هم برای متغیر مستقل و هم برای جزء اخلاص، همبستگی فضایی وجود دارد و رابطه شهرنشینی و رفاه به شکل U معکوس است. بنابراین برای افزایش رفاه، اندازه بهینه‌ای از شهرنشینی وجود دارد؛ اما درجه تمرکز شهری، بر رشد رفاه از دید آماری، اثری معنادار نشان نداده است.

زمانی شبخانه و مهرگان (۱۳۹۲) برپایه داده‌های مربوط به دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۵۱ و به‌کارگیری روشهای اقتصادسنجی، به بررسی اثر شهرنشینی بر توزیع درآمد در ایران پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که اثر رشد شهرنشینی بر توزیع درآمد به

پرداخته است. نتایج این پژوهش با استفاده از داده‌های سری زمانی، نشان می‌دهد که سطح شهرنشینی، اثر مثبت و معنادار و نرخ رشد شهرنشینی، اثر منفی و معنادار بر رشد اقتصادی آن کشور داشته است. به کارگیری داده‌های استانی کشور مالزی نیز در قالب داده‌های ترکیبی پویا، نتایج به‌دست آمده بالا را تأیید می‌کند.

آروری و همکاران (۲۰۱۴) به بررسی تأثیر شهرنشینی بر رشد اقتصادی کشورهای آفریقایی، با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM: Generalized Method of Moment) پرداخته و دریافته‌اند که با افزایش شهرنشینی، نخست رشد اقتصادی در آن کشور افزایش و پس از رسیدن به یک سطح مشخص، به‌علت ظهور آثار منفی شهرنشینی، کاهش یافته است (تأیید رابطه به شکل U معکوس). مارمارا و عثمان (۲۰۱۵) با به‌کارگیری روش هم‌انباشتگی انگل - گرانجر (E-G) نشان داده‌اند که افزایش شهرنشینی در چین، مایه تسریع رشد اقتصادی در دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۸۶ شده است. برپایه دیگر نتایج این پژوهش، میان شهرنشینی و رشد اقتصادی یک رابطه علی دو سویه در بلندمدت برقرار است. لی و هو (۲۰۱۵) نیز به بررسی و آزمون تأثیر غیرخطی شهرنشینی بر رشد اقتصادی چین در سالهای ۲۰۱۲-۱۹۷۸ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش آنان با به‌کارگیری یک مدل رگرسیون انتقال ملایم

● در نظریات تازه درباره رشد اقتصادی، کانون اصلی توجه از سرمایه فیزیکی به سرمایه انسانی تغییر یافته است. سرمایه انسانی، دانش و مهارت به‌دست آمده به‌وسیله نیروی کار است که با تحصیل رسمی، تجربه کاری و تعاملات اجتماعی شکل می‌گیرد. یکی از شیوه‌های افزایش سرمایه انسانی، یادگیری از راه تقلید و الگوگیری است. شهرها با فراهم آوردن امکان رابطه بیشتر میان کارگرانی که کارهای کمابیش همسان انجام می‌دهند، مایه آسان شدن یادگیری و افزایش ثمربخشی نیروی کار می‌شوند.

● هر اندازه جمعیت یک شهر بیشتر شود، فرصتهای بیشتری برای تفکر خلاق، نوآوری و افزایش بهره‌وری نیروی کار فراهم می‌آید. در این راستا، روزنتال و استرنج به این نتیجه رسیده‌اند که دو برابر شدن اندازه شهرها، می‌تواند به افزایش ۳ تا ۸ درصدی بهره‌وری بینجامد. همچنین، مناطق شهری نزدیک به ۸۵ درصد از کل تولید ناخالص داخلی (GDP) را در کشورهای با درآمد بالا داشته‌اند.

بر پایه نظریه سانچال و هانسبرگ، نزدیکی فیزیکی تولید، افراد و شرکتها در مناطق پرجمعیت، محیطی پدید می‌آورد که آسان‌کننده اقتصاد مقیاس، دسترسی به منابع، پیشرفتهای تکنولوژیک، بازار کارآمد و جریان ایده‌ها و اطلاعات است.

جهت تعامل با کسانی که علایق مشترک دارند فراهم می‌آورد و از این راه می‌تواند مایه ارتقای تفکر خلاق شود (سولیوان، ۱۳۸۶: ۲۴). روشن است که امکان این تعاملات، با افزایش تراکم جمعیت، بیشتر می‌شود. به‌سختی دیگر، هر اندازه جمعیت یک شهر بیشتر شود، فرصتهای بیشتری برای تفکر خلاق، نوآوری و افزایش بهره‌وری نیروی کار فراهم می‌آید. در این راستا، روزنتال و استرنج (۲۰۰۴) به این نتیجه رسیده‌اند که دو برابر شدن اندازه شهرها، می‌تواند به افزایش ۳ تا ۸ درصدی بهره‌وری بینجامد. همچنین، مناطق شهری نزدیک به ۸۵ درصد از کل تولید ناخالص داخلی (GDP) را در کشورهای با درآمد بالا داشته‌اند.

راه دیگر، تأثیر شهرنشینی بر بنگاههای اقتصادی است. افزایش جمعیت شهرهای کوچک می‌تواند مایه پایین آمدن هزینه‌های مبادله و تولید برای بنگاهها شود. شهرها از دیدگاه اقتصادی، دارای دو ویژگی صرفه‌جویی در مقیاس (کاهش هزینه‌ها به‌علت افزایش مقیاس) و صرفه‌جوییهای ناشی از تجمع (کاهش هزینه‌ها به‌علت تجمع افراد یا بنگاهها در کنار یکدیگر) هستند و زمینه را برای فعالتهای گوناگون اقتصادی فراهم می‌کنند (لعل و یآوری، ۱۳۹۰: ۲۳). افزایش جمعیت و تراکم بالای آن در شهرها، با کاهش هزینه

شکل یک رابطه غیرخطی بوده و به روند صنعتی شدن جامعه و پیامدهای رشد شهرنشینی بستگی دارد. این بررسی نشان داده است که رشد شهرنشینی، نخست مایه کاهش نابرابری اقتصادی می‌شود و پس از یک اندازه معین، نابرابری اقتصادی را افزایش می‌دهد.

یوسفی (۱۳۹۳) به بررسی اثر شهرنشینی بر رشد اقتصادی در منتخبی از کشورهای اسلامی در دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۹ و به روش داده‌های ترکیبی پرداخته است. نتایج این پژوهش گویای رابطه مثبت و معنادار میان شهرنشینی و رشد اقتصادی در این کشورها در دوره زمانی مورد بررسی بوده است.

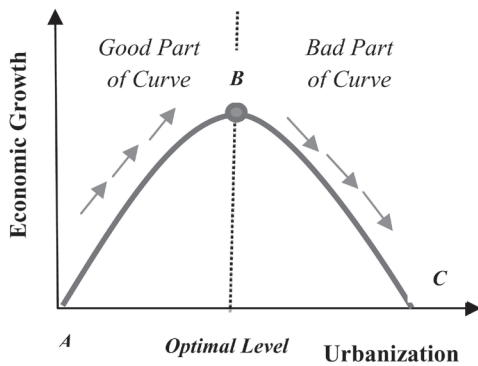
یارمحمدیان و همکاران (۱۳۹۳) به تعیین اندازه بهینه و پایدار کلانشهرهای ایران در دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۸۷ پرداخته‌اند و دریافته‌اند که کلانشهر تهران از اندازه بهینه و پایدار خود فراتر رفته است و کلانشهرهای اصفهان، مشهد، شیراز و اهواز، از اندازه بهینه خود گذشته‌اند اما با اندازه پایدار خود فاصله دارند.

۳- مبانی نظری

برسره‌م، شهرنشینی از راههای گوناگون می‌تواند مایه افزایش رشد اقتصادی شود:

در نظریات تازه درباره رشد اقتصادی، کانون اصلی توجه از سرمایه فیزیکی به سرمایه انسانی تغییر یافته است. سرمایه انسانی، دانش و مهارت به‌دست آمده به‌وسیله نیروی کار است که با تحصیل رسمی، تجربه کاری و تعاملات اجتماعی شکل می‌گیرد. یکی از شیوه‌های افزایش سرمایه انسانی، یادگیری از راه تقلید و الگوگیری است. شهرها با فراهم آوردن امکان رابطه بیشتر میان کارگرانی که وظایف مشابهی انجام می‌دهند، مایه آسان شدن یادگیری و افزایش ثمربخشی نیروی کار می‌شوند (مقصودپور، ۱۳۹۵: ۸۷). یکی از نهادهای لازم برای خلاقیت، ارتباطات شخصی میان کسانیست که علایق و ایده‌های همسان دارند. ارتباطات چهره به چهره، کارسازترین ابزار انتقال ایده‌های ظریفی است که به توسعه فرآورده‌های تازه و فرایندهای تولید می‌انجامد. یک شهر فرصتهای بسیاری برای شهروندان

نمودار (۱): رابطه میان شهرنشینی و رشد اقتصادی



مأخذ: یافته‌های پژوهش بر اساس مبانی نظری

شهرنشین، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. از این رو می‌توان میان شهرنشینی و رشد اقتصادی، یک رابطه غیرخطی به شکل U معکوس در نظر گرفت (Li & Hu, 2015). در نمودار (۱) این رابطه نشان داده شده است.

بر پایه این نمودار، گسترش شهرنشینی نخست به علت ظهور آثار مثبت آن، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد (بخش خوب منحنی). این اثرپذیری مثبت از نقطه A آغاز می‌شود و تا نقطه B ادامه پیدا می‌کند. نقطه B سطح بهینه شهرنشینی از دید اقتصادی است، زیرا در این سطح از شهرنشینی، رشد اقتصادی به بالاترین اندازه خود رسیده است. پس از این نقطه، همگام با افزایش شهرنشینی، پیامدهای منفی این پدیده بر پیامدهای مثبت آن می‌چربد و رشد اقتصادی کاهش می‌یابد (بخش بد منحنی). این حرکت می‌تواند تا نقطه C ادامه یابد.

رابطه U شکل معکوس میان شهرنشینی و رشد اقتصادی، می‌تواند با «رضیه ویلیامسون» در رابطه با تجمع نیز بیان شود. ویلیامسون (۱۹۶۵) بر آن است که تجمع در نخستین گامهای توسعه رخ می‌دهد. او می‌گوید چنانچه زیرساختهای حمل‌ونقل و ارتباطات شکل نگرفته یا نامناسب باشد و همچنین دسترسی به بازارهای سرمایه با محدودیت روبرو باشد، کارایی می‌تواند با تمرکز تولید افزایش یابد. اما اگر زیرساختها بهبود و بازارها گسترش یابد، آثار بیرونی تجمع

سرانه ثابت ایجاد زیرساختهای لازم، باعث می‌شود که امکانات زیربنایی، تولیدی، خدماتی و تسهیلات اجتماعی و رفاهی بیشتری فراهم شود که همین سبب جذب بنگاهها و فعالیتهای گوناگون می‌شود. با تجمع و تمرکز بخشی از صنایع و مشاغل (و برسرهم سرمایه) در کنار یکدیگر، انواع دیگری از تولیدات و خدمات ارائه می‌گردد. بنابراین افزایش جمعیت شهرها، باعث شکل‌گیری تجمع مکانی گروهی از تولیدکنندگان و عرضه‌کنندگان کالاها و خدمات می‌شود که این تجمع، بهره‌گیری از سرریزهای مثبت یکدیگر را برای آنها به همراه خواهد داشت و باعث صرفه‌جوییهای ناشی از تجمع می‌گردد (مقصودپور، ۱۳۹۵: ۸۸-۸۷). برسرهم، برپایه نظریه سانچال و هانسبرگ (۲۰۱۲)، نزدیکی فیزیکی تولید، افراد و شرکتها در مناطق پرجمعیت، محیطی پدید می‌آورد که آسان‌کننده اقتصاد مقیاس، دسترسی به منابع، پیشرفتهای تکنولوژیک، بازار کارآمد و جریان ایده‌ها و اطلاعات است.

با افزایش جمعیت یک شهر، جنبه‌های منفی تراکم جمعیت همچون آلودگی هوا، هزینه‌های بالای ترابری و مسکن، ترافیک و آلودگی صوتی و... نیز افزایش می‌یابد که هر یک اثر منفی بر بهره‌وری و رشد اقتصادی دارد. با افزایش تمرکز جمعیت در یک شهر، به جایی می‌رسیم که پیامدهای منفی تمرکز بر پیامدهای مثبت آن می‌چربد. از این نقطه به بعد، با افزایش جمعیت

● با افزایش جمعیت یک شهر، جنبه‌های منفی تراکم جمعیت همچون آلودگی هوا، هزینه‌های بالای ترابری و مسکن، ترافیک و آلودگی صوتی و... نیز افزایش می‌یابد که هر یک اثر منفی بر بهره‌وری و رشد اقتصادی دارد. با افزایش تمرکز جمعیت در یک شهر، به جایی می‌رسیم که پیامدهای منفی تمرکز بر پیامدهای مثبت آن می‌چربد. از این نقطه به بعد، با افزایش جمعیت شهرنشین، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. از این رو می‌توان میان شهرنشینی و رشد اقتصادی، یک رابطه غیرخطی به شکل U معکوس در نظر گرفت.

● ویلیامسون بر آن است که تجمع در نخستین گامهای توسعه رخ می‌دهد. او می‌گوید چنانچه زیرساختهای حمل‌ونقل و ارتباطات شکل نگرفته یا نامناسب باشد و همچنین دسترسی به بازارهای سرمایه با محدودیت روبه‌رو باشد، کارایی می‌تواند با تمرکز تولید افزایش یابد. اما اگر زیرساختها بهبود و بازارها گسترش یابد، آثار بیرونی تجمع می‌تواند فعالیت‌های اقتصادی را بیشتر پراکنده کند. پس برپایه فرضیه ویلیامسون، تجمع، سطح رشد اقتصادی را در نخستین گامهای توسعه بالا می‌برد، اما پس از اینکه کشور به یک سطح درآمد واقعی مطلوب دست یابد، دیگر تجمع اثر چندانی بر اقتصاد ندارد و حتی ممکن است پیامدهای زیانبار داشته باشد.

مانایی متغیرها تعیین و وجود هم‌انباشتگی (رابطه بلندمدت) میان آنها اثبات شود. در این بررسی به منظور تعیین اندازه مانایی متغیرها، از آزمونهای دیکی فولر تعمیم یافته (Augmented Dicky Fuller)، فیلیس پرون (PP) والیوت، روتنبرگ و استوک (ERS) و درحالی که در آن مدل دارای عرض از مبدأ و متغیر روند زمانی می‌باشد، استفاده شده است. در این آزمونها، فرضیه صفر نشان‌دهنده نامانایی متغیر (وجود ریشه واحد) و فرضیه مقابل نشان‌دهنده مانایی متغیر (نبود ریشه واحد) است. نتایج این آزمونها در جدول (۱) آمده است. برپایه این نتایج (سطوح احتمالی محاسبه شده در آزمونهای ADF و PP و مقدار آماره t در آزمون ERS)، هر دو متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه و شهرنشینی، در سطح پنج درصد نامانا بوده‌اند، اما پس از یک بار تفاضل‌گیری به صورت مانا درآمده‌اند. از این رو متغیرها، مانا از مرتبه $I(1)$ هستند.

با توجه به نامانایی متغیرها، برای بررسی بودن یا نبودن رابطه بلندمدت میان آنها، از روش هم‌انباشتگی یوهانسن استفاده شده است. این روش با استفاده از دو آماره: آزمون حداکثر مقادیر ویژه و آزمون اثر، وجود رابطه بلندمدت و تعداد روابط بلندمدت را (با توجه به طول وقفه بهینه) مشخص می‌کند. نتایج حاصل از

می‌تواند فعالیت‌های اقتصادی را بیشتر پراکنده کند. پس برپایه فرضیه ویلیامسون، تجمع، سطح رشد اقتصادی را در نخستین گامهای توسعه بالا می‌برد، اما پس از اینکه کشور به یک سطح درآمد واقعی مطلوب دست یابد، دیگر تجمع اثر چندانی بر اقتصاد ندارد و حتی ممکن است پیامدهای زیانبار داشته باشد.

با توجه به آنچه در بالا گفته شد، به نظر می‌رسد که اثر شهرنشینی بر فعالیت‌های اقتصادی بسیار پیچیده و به عوامل گوناگون از جمله سطح توسعه‌یافتگی، مرحله شهرنشینی و ماهیت فعالیت اقتصادی وابسته است (Arouri et al., 2014).

۴- روش پژوهش

در این پژوهش با توجه به در دسترس بودن داده‌ها، از آمار سالانه دوره میلادی ۲۰۱۵-۱۹۶۰ استفاده شده است. متغیرهای مورد استفاده نیز شاخص رشد اقتصادی: تولید ناخالص داخلی سرانه (GDPpc) (به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۰ و برحسب دلار آمریکا) و درجه شهرنشینی (Urbanization) (نسبت جمعیت شهرنشین به کل جمعیت و برحسب درصد) بوده‌اند که به منظور همگن‌تر شدن داده‌های این متغیرها، به صورت لگاریتم طبیعی به کار گرفته شده‌اند. منبع داده‌های این متغیرها، وبسایت شاخصهای توسعه جهانی (World Development Indicators) متعلق به بانک جهانی است. در این پژوهش، به منظور بررسی تأثیر غیرخطی شهرنشینی بر تولید ناخالص داخلی سرانه در ایران، از مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR) استفاده شده است. در مدل STR، لزوماً همه فرایندها دارای تغییرات شدید حول نقطه آستانه نبوده و تغییرات در پارامترها می‌تواند به آرامی نیز صورت گیرد. در این مدلها، انتقالات بین رژیمهای مختلف توسط تابع لاجستیک یا تابع نمایی تبیین می‌شود. گفتنی است که به منظور برآورد مدل و تجزیه و تحلیل‌های آماری نیز از نرم‌افزارهای JMALTI و EXCEL استفاده شده است.

۵- یافته‌های پژوهش

پیش از برآورد مدل به روش STR، می‌باید اندازه

جدول (۱): نتایج آزمونهای ریشه واحد

درجه مانایی	نام آزمون			متغیر
	ERS(t-Statistic)	PP(Prob)	ADF(Prob)	
I(1)	-۱/۹۰۸۹	۰/۵۴۶۹	۰/۴۰۷۸	Ln(GDPpc)
	-۴/۰۴۹۱	۰/۰۱۳۸	۰/۰۱۴۳	Ln(GDPpc) Δ
I(1)	-۱/۲۱۴۹	۰/۹۶۹۵	۰/۸۴۹۶	Ln(Urbanization)
	-۳/۲۵۰۸	۰/۰۴۴۵	۰/۰۴۸۱	Δ Ln(Urbanization)

* وقفه انتخابی برای آماره آزمون‌ها توسط معیار شوارتز انتخاب شده است و علامت Δ به تفاضل اشاره دارد.

* مقادیر بحرانی آزمون ERS در سطوح ۰.۱ و ۰.۵ و ۱۰ درصد به ترتیب عبارتند از: -۳/۷۷ و -۳/۱۹ و -۲/۸۹.

مأخذ: محاسبات پژوهش

جدول (۲): نتایج آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن

آزمون اثر			آزمون حداکثر مقدار ویژه		
آماره آزمون (سطح احتمال)	H ₁	H ₀	آماره آزمون (سطح احتمال)	H ₁	H ₀
۱۴/۳۶۷۷ (۰/۰۴۸۲)	r \geq 1	r=0	۲۱/۵۳۹۸ (۰/۰۰۵۴)	r=1	r=0
۰/۰۴۵۸ (۰/۸۳۰۵)	r \geq 2	r \leq 1	۰/۰۴۵۸ (۰/۸۳۰۵)	r=2	r \leq 1

مأخذ: محاسبات پژوهش

جدول (۳): نوع مدل و انتخاب متغیر انتقال

متغیر	ارزش احتمال آماره F	مدل پیشنهادی
Ln(GDPpc)(t-1)	۰/۳۵۵	Linear
Ln(GDPpc)(t-2)	۰/۰۱۳	LSTR
Ln(Urbanization)(t)	۰/۰۱۸	LSTR
Ln(Urbanization)(t-1)	۰/۰۰۰	LSTR*
Ln(Urbanization)(t-2)	۰/۰۰۵	LSTR
Ln(Urbanization)(t-3)	۰/۲۵۸	Linear

مأخذ: محاسبات پژوهش

این دو آزمون، برای تعیین تعداد روابط بلندمدت (r) در جدول (۲) آمده است. بر این اساس، وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه و شهرنشینی، پذیرفته می‌شود؛ زیرا سطح احتمال پذیرش فرضیه صفر حداقل یک بردار هم‌انباشتگی در هر دو آزمون حداکثر مقادیر ویژه و آزمون اثر (که معادل ۰/۸۳۰۵ به دست آمده است)، نشان می‌دهد که این فرضیه را نمی‌توان رد کرد.

پس از اثبات وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها، به تخمین مدل به روش STR می‌پردازیم. نخستین گام در برآورد یک مدل STR تعیین وقفه‌های متغیرهای مورد استفاده در مدل است. این کار با بهره‌گیری از معیارهای آکائیک، شوارتز و حنان کوئین انجام

● در مباحث اقتصاد شهری، رابطه U شکل معکوس میان شهرنشینی و رشد اقتصادی وجود دارد؛ به این معنا که با افزایش جمعیت یک شهر، نخست آثار مثبت تجمع بر آثار منفی آن می‌چربد و در نتیجه اثر مثبت بر رشد اقتصادی می‌گذارد. اما با افزایش شهرنشینی و تمرکز، به جایی می‌رسیم که آثار منفی تراکم جمعیت و فعالیتهای اقتصادی بیشتر از آثار مثبت آن است و افزایش شهرنشینی اثر منفی بر رشد اقتصادی خواهد داشت. با توجه به نتایج این پژوهش می‌توان گفت که روند کنونی شهرنشینی در ایران، مایه کاهش رشد اقتصادی خواهد شد.

● شهرنشینی در کشور ما چند ویژگی برجسته دارد: شتابان، دارای توزیع بسیار نامتوازن و تمرکزگرایانه، برونزا و در پیوند مستقیم با فروپاشی اقتصاد کشاورزی و روستایی در چند دهه گذشته. این عوامل سبب پیدایش بیکاری پنهان، هزینه‌های سنگین مسکن و ترابری، ترافیک، مسائل زیست‌محیطی (آلودگی هوا و آلودگی صوتی) و گسترش سکونتگاه‌های غیررسمی و حاشیه‌نشینی شده که اثر منفی بر بهره‌وری، برابری درآمدی و در نتیجه رشد اقتصادی در ایران داشته است. از این رو، برای دستیابی به سطح بهینه شهرنشینی (که برپایه برآوردها در این پژوهش ۶۱/۲۵ درصد است)، باید سیاستگذاری لازم در زمینه کنترل و کاهش شهرنشینی در کشور انجام گیرد. پیشنهاد می‌شود که با شناسایی عوامل کوچ جمعیت به شهرها و بویژه کلانشهرها و پرداختن به آنها، از کوچیدن شهروندان به شهرها جلوگیری شود تا با توزیع متعادلتر جمعیت در مناطق گوناگون کشور و بهره‌گیری بهتر از منابع و امکانات بالقوه هر منطقه، رشد اقتصادی کشور شتاب گیرد.

مدل آغاز می‌شود. با استفاده از این مقادیر اولیه، الگوی نیوتن - رافسون و حداکثرسازی تابع ML، پارامترها برآورد می‌شود که نتایج در جدول (۵) گزارش شده است. براساس سطوح احتمال ضرایب تخمینی ارائه شده در این جدول، همه ضرایب تخمینی در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار و پذیرفتنی است. مقادیر نهایی تخمین زده شده برای پارامتر یکنواختی (۷)، ۲۸/۱۴ و برای مقدار آستانه‌ای درجه شهرنشینی، یعنی c، ۴/۱۱ است که مقدار آنتی‌لگاریتم آن معادل مقدار ۶۱/۲۵ است. بنابراین تابع انتقال به صورت زیر خواهد بود:

$$L_n(\text{Urbanizatin})_{t+1} = \exp\{G(28.14 \cdot L_n(\text{Urbanizatin})_t - 4.11)\} + (1 - G(28.14 \cdot L_n(\text{Urbanizatin})_t - 4.11)) \cdot L_n(\text{Urbanizatin})_t$$

با توجه به نکته‌های مورد اشاره در بخش روش‌شناسی پژوهش، در رژیم اول $0=G$ و در رژیم دوم $1=G$ است. بنابراین برای رژیم اول داریم:

می‌گیرد. با توجه به تعداد مشاهدات کم، معیار شوارتز که از اصل «صرفه‌جویی» پیروی می‌کند و برای این تعداد داده مناسب است، بعنوان ملاک تعیین وقفه بهینه در نظر گرفته شده است که براساس آن، وقفه بهینه برای متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه و شهرنشینی به ترتیب ۲ و ۳ تعیین می‌شود.

در گام بعدی وجود رابطه غیرخطی میان متغیرها مورد آزمون قرار می‌گیرد و در صورت تأیید وجود رابطه غیرخطی، باید از میان متغیرهای به کار گرفته شده در مدل، متغیر انتقال مناسب و تعداد رژیم‌های مدل غیرخطی براساس آماره‌های آزمون F_p, F_{p-1}, F_{p-2} و F_4 تعیین شود. نتایج برآورد این مرحله از پژوهش در جدولهای (۳) و (۴) آمده است. با توجه به ارزش احتمال آماره آزمون F گزارش شده در جدول (۳)، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر خطی بودن مدل برای همه متغیرها جز وقفه اول تولید ناخالص داخلی سرانه و وقفه سوم شهرنشینی رد می‌شود و فرض وجود رابطه غیرخطی برای این متغیرها پذیرفته می‌شود. گام بعدی انتخاب متغیر انتقال مناسب از میان متغیرهای انتقال ممکن برای مدل غیرخطی است. برای انتخاب متغیر انتقال می‌توان هر متغیر بالقوه را لحاظ کرد؛ اما اولویت با متغیر انتقالی است که فرضیه صفر آزمون F آن بطور قویتر رد شده باشد. براین اساس مناسبترین متغیر انتقال با توجه به جدول (۳)، وقفه اول متغیر شهرنشینی $(Ln(\text{Urbanizatin})(t-1))$ تعیین می‌شود.

انتخاب الگوی مناسب برای متغیر انتقال وقفه اول شهرنشینی با توجه به آماره‌های F_p, F_{p-1} و F_4 گام بعدی در تخمین مدل است. با توجه به نتایج گزارش شده در جدول (۴) و توضیحات ارائه شده در روش تحقیق، الگوی پیشنهادی مناسب برای متغیر انتقال $(Ln(\text{Urbanizatin})(t-1))$ مدل LSTRI، یعنی مدل لاجستیک با یک نقطه آستانه‌ای انتخاب می‌شود؛ زیرا ارزش احتمال آماره‌های F_p و F_4 کمتر از پنج درصد است.

مرحله دوم در مدل‌سازی یک مدل STR، مرحله تخمین است. با توجه به ماهیت غیرخطی این مدلها، این مرحله با یافتن مقادیر مناسب اولیه برای تخمین

است، می‌توان چنین برداشت کرد که با افزایش یک درصدی درجه شهرنشینی در ایران تا سطح آستانه ۶۱/۲۵ درصد، در دوره مورد بررسی، نخست تولید ناخالص داخلی سرانه (رشد اقتصادی) به‌علت ظهور آثار مثبت شهرنشینی، کمابیش ۰/۲۸ درصد افزایش داشته است، اما در رژیم دوم (هنگامی که مقدار متغیر شهرنشینی بیش از مقدار آستانه‌ای یعنی ۶۱/۲۵ بوده)، با افزایش یک‌درصدی درجه شهرنشینی در ایران، در دوره مورد بررسی تولید ناخالص داخلی سرانه (رشد اقتصادی) به‌علت ظهور آثار منفی شهرنشینی، نزدیک به ۰/۰۶ درصد کاهش یافته است. براین پایه می‌توان گفت که فرضیه اثرگذاری U شکل معکوس شهرنشینی بر

$$0.15 (\text{Ln}(\text{Urbanization}))_t - 0.38 (\text{Ln}(\text{Urbanization}))_{t-1} + 0.25 (\text{Ln}(\text{GDPpc}))_{t-2} - 0.85 (\text{Ln}(\text{GDPpc}))_{t-1} + 0.31 = (\text{Ln}(\text{GDPpc}))_t$$

$$0.09 (\text{Ln}(\text{Urbanization}))_{t-3} + 0.04 (\text{Ln}(\text{Urbanization}))_{t-2} - 1$$

و برای رژیم دوم (که حاصل جمع ضرایب تخمینی بخش خطی و غیرخطی است) خواهیم داشت:

$$0.44 (\text{Ln}(\text{Urbanization}))_t - 0.53 (\text{Ln}(\text{Urbanization}))_{t-1} + 0.26 (\text{Ln}(\text{GDPpc}))_{t-2} - 0.79 (\text{Ln}(\text{GDPpc}))_{t-1} + 0.35 = (\text{Ln}(\text{GDPpc}))_t$$

$$0.01 (\text{Ln}(\text{Urbanization}))_{t-3} + 0.16 (\text{Ln}(\text{Urbanization}))_{t-2} - 1$$

بر پایه معادلات رگرسیون برآورد شده و با توجه به اینکه مجموع ضرایب متغیر شهرنشینی در رژیم اول و دوم به‌ترتیب برابر با ۰/۲۸ و ۰/۰۶ -

جدول (۴): نوع مدل متغیر انتقال

متغیر انتقال	ارزش احتمال آماره F ₄	ارزش احتمال آماره F ₃	ارزش احتمال آماره F ₂	مدل پیشنهادی
Ln(Urbanization)(t-1)	۰/۰۰۰	۰/۲۲۵	۰/۰۱۸	LSTR1

مأخذ: محاسبات پژوهش

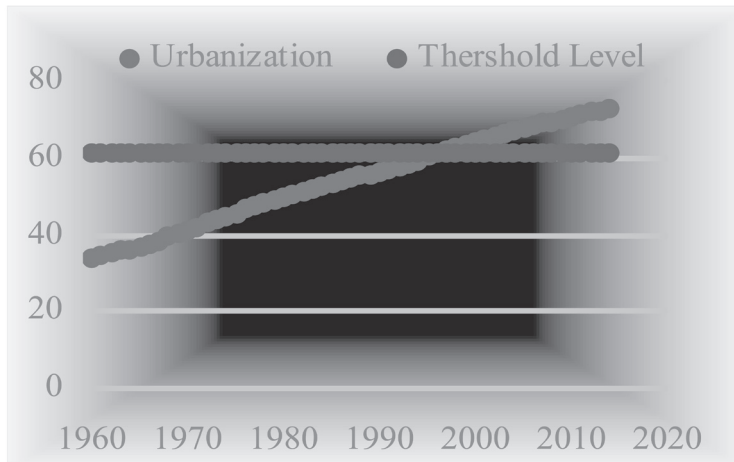
جدول (۵): نتایج تخمین مدل

متغیر	ضریب تخمینی بخش خطی	ضریب تخمینی بخش غیرخطی
CONST	۰/۳۱ (۰/۰۱)	۰/۰۴ (۰/۰۶)
Ln(GDPpc)(t-1)	۰/۸۵ (۰/۰۰)	-۰/۰۶ (۰/۰۰)
Ln(GDPpc)(t-2)	-۰/۲۵ (۰/۰۸)	-۰/۰۱ (۰/۰۶)
Ln(Urbanization)(t)	۰/۳۸ (۰/۰۱)	۰/۱۵ (۰/۰۰)
Ln(Urbanization)(t-1)	-۰/۱۵ (۰/۰۵)	-۰/۲۹ (۰/۰۲)
Ln(Urbanization)(t-2)	-۰/۰۴ (۰/۰۸)	-۰/۱۲ (۰/۰۸)
Ln(Urbanization)(t-3)	۰/۰۹ (۰/۰۰)	-۰/۰۸ (۰/۰۰)
R ² =۰/۷۵	AIC=-۵/۵۸	SC=-۴/۸۵
HQ=-۵/۱۲	γ = ۲۸/۱۴	c=۴/۱۱

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطوح احتمال است.

مأخذ: محاسبات پژوهش

نمودار(۲): روند شهرنشینی و مقدار آستانه‌ای آن در ایران (۱۹۶۰-۲۰۱۵)



مأخذ: یافته‌های پژوهش

تصریح کند. آزمون مورد بررسی دیگر مربوط به ثابت بودن پارامترها در رژیمهای گوناگون است. ارزش احتمال آماره F این آزمون ۰/۰۰۸ برآورد شده است که براساس آن، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر یکسان بودن ضرایب در بخش خطی و غیرخطی در سطح احتمال ۹۹ درصد رد می‌شود. از آزمونهای دیگر که به بررسی خطاهای احتمالی در مرحله تخمین در مدل STR می‌پردازد، می‌توان از آزمونهای ARCH-LM و آزمون Jarque-Bera یاد کرد که به ترتیب برای بررسی خطاهای وجود ناهمسانی واریانس‌ها و نرمال نبودن باقیمانده‌ها به کار گرفته می‌شود. براساس آزمون ARCH-LM، ارزش احتمال آماره‌های F و χ^2 به ترتیب ۰/۷۸ و ۰/۸۴ برآورد شده است. برپایه ارزش احتمال هر دو این آماره‌ها، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر نبود ناهمسانی واریانس مشروط به خودرگرسیون (ARCH) در سطح اطمینان مناسب رد نمی‌شود. در ضمن ارزش احتمال آماره χ^2 آزمون Jarque-Bera، ۰/۶۱ برآورد شده است که براساس آن فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن پسماندها در سطح اطمینان مناسب رد نمی‌شود. به هر روی مطابق آزمونهای ارزیابی مدل، مدل غیرخطی تخمین زده شده از نظر کیفی، پذیرفتنی ارزیابی می‌شود.

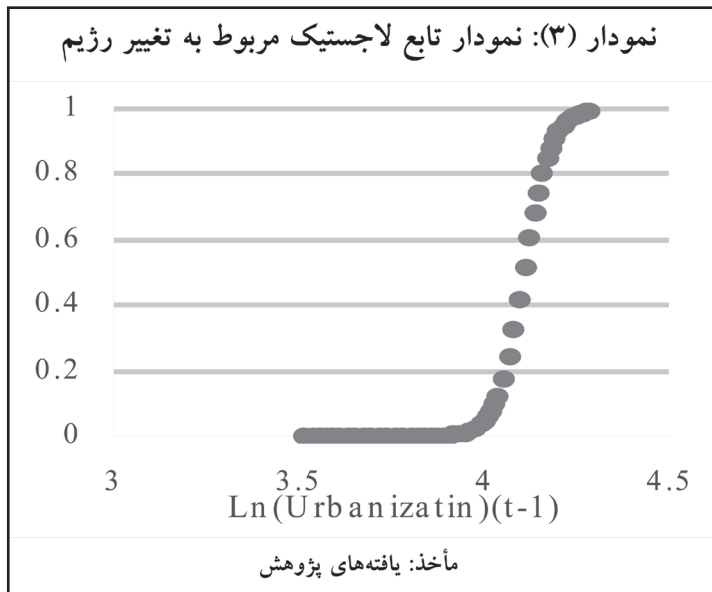
رشد اقتصادی در ایران تأیید می‌شود. نتیجه به دست آمده مبنی بر تأثیر U شکل معکوس شهرنشینی بر رشد اقتصادی، با نتایج بررسیهای آروری و همکاران (۲۰۱۴) ولی و لو (۲۰۱۵) همسویی نزدیک دارد. نمودار (۲) دوره‌های مربوط به رژیم اول و دوم را با توجه به مقدار آستانه‌ای متغیر شهرنشینی نشان می‌دهد. چنان‌که پیداست سالهای ۱۹۶۰-۱۹۹۶ میلادی در رژیم اول (اثرگذاری مثبت) و سالهای پس از سال ۱۹۹۶ میلادی، در رژیم دوم (اثرگذاری منفی) واقع شده است. براین اساس می‌توان گفت که روند

کنونی شهرنشینی در ایران باعث کاهش رشد اقتصادی خواهد شد.

مرحله سوم و به عبارتی مرحله پس از تخمین مدل، مرحله ارزیابی مدل است. این بخش را با تحلیل گرافیکی آغاز می‌کنیم. با توجه به تابع لاجستیک مربوط به تغییر رژیم در نمودار (۳)، می‌توان لحظه تغییر رژیم را برای الگوی برآورد شده دید.

در مرحله ارزیابی، گذشته از تحلیل گرافیکی به بررسی خطاهای احتمالی در مرحله تخمین پرداخته می‌شود. نخستین آزمون مورد بررسی، آزمون نبود خطای خود همبستگی است. ارزش احتمال آزمون F برای وقفه‌های یک تا هشت این آزمون به ترتیب برابر با ۰/۲۵، ۰/۸۱، ۰/۷۵، ۰/۵۱، ۰/۴۴، ۰/۲۸، ۰/۲۲ و ۰/۳۵ برآورد شده است که براساس آن فرضیه صفر این آزمون مبنی بر نبود خودهمبستگی در سطح اطمینان مناسبی برای همه وقفه‌ها رد نمی‌شود.

دومین آزمون مورد بررسی، آزمون باقی نماندن رابطه غیرخطی در پسماندهای مدل است. با توجه به ارزش احتمال آزمون F برآورد شده (۰/۸۱)، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر نبود رابطه غیرخطی اضافی، در سطح اطمینان مناسب رد نمی‌شود. از این رو مدل به‌طور کلی توانسته رابطه غیرخطی میان متغیرها را



در ایران است. بررسی دوره‌های مربوط به رژیم‌های اول و دوم، با توجه به مقدار آستانه‌ای و بهینه متغیر شهرنشینی، نشان می‌دهد که اقتصاد ایران در سالهای ۱۹۹۶-۱۹۶۰ میلادی در رژیم اول (اثرگذاری مثبت) و سالهای پس از ۱۹۹۶ میلادی، در رژیم دوم (اثرگذاری منفی) قرار گرفته است.

با توجه به نتایج این پژوهش مبنی بر فراتر رفتن سطح شهرنشینی از حد بهینه آن و قرار گرفتن اقتصاد ایران در رژیم دوم، می‌توان گفت که روند کنونی شهرنشینی در ایران، مایه کاهش رشد اقتصادی خواهد شد. شهرنشینی در کشور ما چند ویژگی برجسته دارد: شتابان، دارای توزیع بسیار نامتوازن و تمرکزگرایانه، برونزا و در پیوند مستقیم با فروپاشی اقتصاد کشاورزی و روستایی در چند دهه گذشته. این عوامل سبب پیدایش بیکاری پنهان، هزینه‌های سنگین مسکن و ترابری، ترافیک، مسائل زیست‌محیطی (آلودگی هوا و آلودگی صوتی) و گسترش سکونتگاه‌های غیررسمی و حاشیه‌نشینی شده که اثر منفی بر بهره‌وری، برابری درآمدی و در نتیجه رشد اقتصادی در ایران داشته است. از این رو، برای دستیابی به سطح بهینه شهرنشینی (که برپایه برآوردها در این پژوهش ۶۱/۲۵ درصد است)، باید سیاستگذاری لازم در زمینه کنترل و کاهش شهرنشینی در کشور انجام گیرد. پیشنهاد می‌شود که با شناسایی عوامل کوچ جمعیت به شهرها و بویژه

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهاد

در مباحث اقتصاد شهری، رابطه U شکل معکوس میان شهرنشینی و رشد اقتصادی وجود دارد؛ به این معنا که با افزایش جمعیت یک شهر، نخست آثار مثبت تجمع بر آثار منفی آن می‌چربد و در نتیجه اثر مثبت بر رشد اقتصادی می‌گذارد. اما با افزایش شهرنشینی و تمرکز، به جایی می‌رسیم که آثار منفی تراکم جمعیت و فعالیتهای اقتصادی بیشتر از آثار مثبت آن است و افزایش شهرنشینی اثر منفی بر رشد اقتصادی خواهد داشت. در این پژوهش برای بررسی این موضوع و ناهمخوانی نتایج

بررسیهای پیشین درباره رابطه میان گسترش شهرنشینی و رشد اقتصادی، از یکی از کاراترین رویکردهای اقتصادسنجی به نام مدل STR استفاده و چگونگی اثرگذاری شهرنشینی بر رشد اقتصادی و سطح بهینه آن در ایران در دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۶۰ میلادی برآورده شده است.

نتایج، گویای وجود رابطه غیرخطی میان متغیرهای مورد بررسی است و آزمونهای اقتصادسنجی لازم، لحاظ کردن وقفه اول متغیر شهرنشینی بعنوان تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای را که بیان‌کننده یک مدل دو رژیمی بوده، برای توضیح رفتار غیرخطی میان متغیرها پیشنهاد کرده است. در مدل STR نهایی، پارامتر شیب، ۲۸/۱۴ برآورد شده که گویای سرعت بالای تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر است. مکان وقوع تغییر رژیم یا حد آستانه‌ای شهرنشینی (سطح بهینه) نیز ۴/۱۱ برآورد شده است که مقدار آنتی لگاریتم آن ۶۱/۲۵ درصد است. نتایج مربوط به برآورد ضرایب متغیرهای لحاظ شده در مدل نیز نشان می‌دهد که شهرنشینی در رژیم اول اثر مثبت بر رشد اقتصادی داشته که با گذشتن از حد آستانه‌ای و وارد شدن به رژیم دوم، این اثرگذاری منفی افزایش می‌یابد. این نتیجه، نشان‌دهنده تأثیر نامتقارن شهرنشینی بر رشد اقتصادی و تأیید فرضیه منحنی U معکوس میان شهرنشینی و رشد اقتصادی

- یوسفی، نعمت‌الله، (۱۳۹۳). «بررسی اثر شهرنشینی بر رشد اقتصادی: مورد مطالعه کشورهای منتخب اسلامی»، رساله کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز.

- Aroui, M.E., Youssef, A., Nguyen-Viet, C., Soucat, A. (2014). Effects of urbanization on economic growth and human capital formation in Africa, PGDA Working Paper No. 119.

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

- Lewis, B.D. (2013). Urbanization and economic growth in Indonesia: Good news, bad news and (possible) local government mitigation, **Journal of Regional Studies**, 48: 192-207.

- Li, X., Hu, R. (2015). Testing non-linear effect of urbanization on economic growth in China - Based on the aspect of financial deepening, **Acta Oeconomica**, Vol. 65.

- Lo, D. (2007). Urbanization and economic growth: Testing for causality, **Building and Real Estate Workshop Paper**.

- Marmara, A.D., Usman, S.I. (2015). An economic analysis of urbanization and economic growth in the Republic of China, Proceedings of the International Symposium on Emerging Trends in Social Science Research (IS15Chennai Symposium) ISBN: 978-1-941505-23-6 Chennai-India, 3-5 April 2015 Paper ID: C535.

- Rosenthal, S.S., Strange, W.C. (2003). Geography, industrial organization, and agglomeration, **Review of Economics and Statistics**, 85 (2): 377-393.

- Sanchal, P., Hansberg, R.E. (2012). Labor productivity and density: examining the economic geography of India, (This Thesis can be viewed in <http://arks.princeton.edu/ark:/88435/dsp010k225b92g>)

- Singell, L.D. (1974). Optimum city size, some thoughts on theory and policy, **Land Economics**, No. 3

- Terasvirta, T. (2004). Smooth transition regression modeling, in H. Lutkepohl and M. Kratzig (Eds), **Applied Time Series Econometrics**, Cambridge University Press, Cambridge, Vol. 17.

- Van Dijk, D. (1999). Smooth transition models: extensions and outlier robust inference, PhD Thesis, Erasmus University Rotterdam.

- Williamson, J.G. (1965). Regional inequality and the process of national development, **Economic Development and Cultural Change**, 13: 1-84.

کلانشهرها و پرداختن به آنها، از کوچیدن شهروندان به شهرها جلوگیری شود تا با توزیع متعادلتر جمعیت در مناطق گوناگون کشور و بهره‌گیری بهتر از منابع و امکانات بالقوه هر منطقه، رشد اقتصادی کشور شتاب گیرد.

منابع

- زمانی شبخانه، صابر؛ مهرگان، نادر، (۱۳۹۲). «بررسی اثر شهرنشینی بر توزیع درآمد در ایران با تأکید بر نظریه کوزنتس»، فصلنامه برنامه و بودجه، ۱۸(۳): صص ۱۹-۳.

- زیاری، کرامت‌الله؛ محمدی، اکبر؛ عطار، خلیل، (۱۳۹۱). «بررسی درجه توسعه‌یافتگی شهرستانهای کشور و رابطه آن با نرخ شهرنشینی»، برنامه‌ریزی فضایی (جغرافیا)، ۱(۳): صص ۱-۱۶.

- سولیوان، آ، (۱۳۸۶). مباحثی در اقتصاد شهری، ترجمه جعفر قادری و علی قادری، تهران، انتشارات نور علم، جلدهای ۱ و ۲.

- شکیبایی، علی‌رضا؛ احمدی‌نژاد، محمدرضا؛ کمال‌الدینی، زهرا؛ طالقانی، فاطمه، (۱۳۹۴). «تأثیر شهرنشینی و سرریزهای آن بر توزیع درآمد استانهای ایران با رهیافت اقتصادسنجی فضایی»، فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۳: صص ۱-۲۶.

- فرهمند، شکوفه؛ ابوطالبی، مینا؛ کریمی، محسن، (۱۳۹۱). «تحلیل فضایی تأثیر شهرنشینی بر رفاه اجتماعی در استانهای ایران»، اولین همایش بین‌المللی اقتصادسنجی، روشها و کاربردها، سنندج، دانشگاه آزاد اسلامی واحد سنندج.

- لعل، کامبیز؛ یآوری، علی‌رضا، (۱۳۹۰). «سواری مجانی در اقتصاد شهری تهران و ابزارهای مالیه شهری برای کنترل آن»، اقتصاد شهر، ۹: ۱۹-۳۲.

- مقصولو، محمدعلی، (۱۳۹۵). «تأثیر توزیع ناهمگون جمعیت بر رشد اقتصادی ایران: مطالعه موردی مراکز استانهای ایران در سالهای ۱۳۹۳-۱۳۵۵»، فصلنامه رشد و توسعه اقتصادی، ۶ (۲۴): صص ۱۰۳-۷۹.

- یارمحمدیان، ناصر؛ اکبری، نعمت‌الله؛ عسگری، علی؛ موحدی‌نیا، ناصر، (۱۳۹۳). «تعیین اندازه بهینه و پایدار شهر در یک الگوی اقتصاد محلی (مطالعه موردی: کلانشهرهای ایران)»، فصلنامه اقتصاد و مدیریت شهری، ۳(۹): صص ۷۲-۵۹.