Creative Commons Attribution 4.0 International License (CC BY 4.0)

مجلّهٔ جغرافیا و توسعهٔ فضای شهری، سال هشتم، شمارهٔ ۲، پاییز و زمستان ۱۴۰۰، شمارهٔ پیاپی ۱۵

DOI: 10.22067/JGUSD.2021.70681.1051
مقالهٔ پژوهشی، کاربردی، تحلیلی – توصیفی

تأثیر صرفه‌های ناشی از تجمع و شهرنشینی بر رشد اقتصادی صنایع غذایی و آشامیدنی

نرگس صالح‌نیا (استادیار اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران)
n.salehnia@um.ac.ir
محمدعلی مقصودپور (مربی اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان، مجتمع آموزش عالی بافت، بافت، ایران، نویسنده مسئول)
maghsoudpour@uk.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۳/۰۸ **تاریخ تصویب: ۱۴۰۰/۰۶/۰۶**

صص ۱۷۷-۱۶۱

چکیده

ادبیات «جغرافیای اقتصادی جدید» به عنوان نظریه‌ای در مورد ظهور تجمعات بزرگ که بر افزایش بازده به مقیاس و هزینه‌های حمل و نقل تکیه دارد، توسعه یافته است. این مقاله با هدف بررسی چگونگی اثرگذاری صرفه‌های ناشی از محلی شدن و همچنین صرفه‌های ناشی از شهرنشینی بر رشد اقتصادی صنایع غذایی و آشامیدنی ایران در دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۹۰ انجام گرفته است. جامعه آماری تحقیق شامل ۳۱ استان کشور بوده و از داده‌های پانل پویا و روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) برای تخمین مدل استفاده شده است. برای سنجش صرفه‌های ناشی از تجمع بنگاه‌ها، شاخص تمرکز هرفیندال- هیرشمن(HHI) و برای سنجش صرفه‌های ناشی از شهرنشینی شاخص نخست شهری انتخاب شده است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که صرفه‌های شهرنشینی اثر مثبت بر رشد اقتصادی صنایع غذایی و آشامیدنی داشته است اما ضریب متغیر آن (با ضریب ۰/۶۱) از نظر آماری معنی‌دار نشده است. در حالی که صرفه‌های ناشی از تجمع بنگاه‌ها اثر مثبت معنی داری (با ضریب ۰/۴۴) بر رشد اقتصادی صنایع مذکور دارد و این بدان معناست که تجمع بنگاه‌ها در نزدیکی یکدیگر به گونه‌ای بوده که توانسته است برای آن‌ها صرفه ایجاد نماید. نتایج به دست آمده نشان می دهد که با انتخاب صحیح و ایجاد و توسعه خوشه‌ها در حوزه‌های صنعتی، می‌تواند از طریق افزایش همکاری و مبادله اطلاعات، تأثیر چشمگیری بر توسعه اقتصادی آن حوزه داشت. لذا به‌کارگیری سیاست‌های شهرک‌های صنعتی و خوشه‌ای شدن و اجتناب از سیاست‌های تمرکززدایی بنگاه‌هایی که فعالیت مشابه دارند توصیه می‌گردد.

کلیدواژه‌ها: شاخص تمرکز بنگاه‌ها، صرفه‌های شهرنشینی، صرفه‌های محلی شدن، صنایع غذایی و آشامیدنی

۱. مقدمه

موفقیت اقتصـادی یک بنگاه نه تنها به کارایی تکنیکی و اقتصـادی آن بسـتگی دارد، بلکه مکان اسـتقرار بنگاه نیز تعیین کننده و مهم اسـت. تصـمیمات مکانی بنگاه‌ها بر پایه حداکثر کردن سـود استوار است و به چند دلیل سود بالقوه یک بنگاه، از یک مکان نسـبت به مکان دیگر متفاوت می‌باشـد: اول اینکه انتقال نهاده‌ها و محصـولات هزینه‌بر است و مکان‌هایی که دارای هزینه‌های حمل و نقل نسـبتاً پایینی هسـتند، سـود بیشتری را ایجاد خواهند کرد . دوم اینکه برخی نهـاده‌هـا را بـه طور کامل نمی‌توان حمل کرد بنابراین مکان‌هایی با نهاده‌های محلی ارزان، به وجود آورنده سـودهایی بـالـاتر خواهند بود. سـوم اینکه برخی بنگاه‌ها از همجواری با دیگر بنگاه‌ها در یک صـنعت مشـابه سـود می‌برند (صـرفه‌جویی‌های ناشـی از محلی شـدن[1]) و عده‌ای از بنگاه‌ها از بودن در یک شـهر متنوع و بزرگ سـود می‌برند (صـرفه‌جویی‌های ناشـی از شـهرنشـینی[2]). چهارم اینکه بخش عمومی با دریافت مالیات، کالاها و خدمات عمومی را فراهم می‌آورد و مکان‌های برخوردار از یک بخش عمومی نسـبتاً کارا، سـودهای بالاتری را تولید خواهد کرد (به شرط برابری بقیه شـرایط) (مک‌کین، ۱۳۹٤، ص.٦٨). درمدل‌های جغرافیای اقتصـادی[3] جدید، مجاورت عامل مثبتی برای بهره‌وری و رشـد اقتصـادی اسـت. مجاورت فضـایی یا تراکم بالای جمعیت و فعالیت‌های اقتصـادی در یک محل، با افزایش تعـاملـات اجتمـاعی بین افراد و بنگـاه‌ها، سـبب افزایش سـرریز اطلاعات در میان نیروی کار و تولیدکننده‌ها می‌شـود و عملکرد بازار کار و محصـول را کاراتر می‌کند (کلاسـن[4] و نسـتمن[5]، ۲۰۰٦، ص.٦٢٢). ضرورت و اهمیت انتخاب مکان برای بنگاه صنعتی تا حدی است که در ادبیات این حـوزه به عنوان یکی از عوامل تاثیرگذار بر موفقیت اقتصادی بنگاه صنعتی به شمار می رود. به این علت که مکان می تواند بر رشد اشتغال بنگاه، خروج بنگاه از صـنعت، سـودآوری بنگاه و رقابت‌پذیری آن تأثیر گذار باشـد (نصـرالهی و صـالحی قهفرخی، ۱۳۹۱، ص.۹٤). در مبانی نظری جغرافیای اقتصـادی دلایل مختلفی برای تمرکز جغرافیایی بنگاه‌ها ذکر شـده اسـت که در ادامه به آن ها پرداخته شـده است.

– **اسـتفاده مشـترک از تأمین‌کنندگان نهاده‌ها**: با گرد هم آمدن واحدهای تولیدی مشابه، مقیاس تولید افزایش می‌یابد. در نتیجه، تولید برای تولیدکنندگان واسـطه‌ای در آن محدوده‌ی جغرافیایی مقرون به صـرفه می‌شـود. در غیر این صـورت بنگاه تولیدکننده‌ی کالا باید نهاده‌های مصـرفی خود را از مکانی دورتر تهیه کند و افزایش هزینه‌های حمل و نقل برای بنگاه منجر به بالا رفتن هزینه‌های تولید کالا می‌شـود. این حالت به ویژه در شـرایطی که حمل و نقل نهاده‌ها به دلیل حجیم بودن، شـکسـتنی بودن و... بسـیار هزینه‌بر باشـد؛ یا در شرایطی که بنگاه‌ها در صورت نزدیکی می‌توانند برای کاهش هزینه‌ها، نهاده‌ای را به صـورت مشـترک به اسـتخدام بگیرند و از آن در تولید اسـتفاده کنند، بنگاه‌ها را به

1. Localization Economies
2. Urbanization Economies
3. Economic Geography
4. Klasen
5. Nestmann

سوی تجمیع سوق می‌دهد. همچنین تمرکز جغرافیایی بنگاه‌های مختلف منجر به ایجاد صرفه‌های ناشی از مقیاس در تولید نهاده‌های واسطه‌ای مشترک مانند بانکداری، بیمه، سیستم‌های حمل و نقل، خدمات امنیتی و... می‌شوند که کل بنگاه‌ها از مزایای این گونه صرفه‌ها بهره می‌برند. به هر حال پایین آمدن هزینه‌های بنگاه‌های مجاور به دلیل صرفه‌جویی در هزینه‌ی نهاده‌های مصرفی، تولید را از نظر اقتصادی مقرون به‌صرفه کرده، باعث افزایش تولید هر بنگاه و افزایش تعداد بنگاه‌ها می‌شود (فرهمند و بدری، ۱۳۹۱، ص.۱٤٤).

– **استفاده مشترک از بازار کار**: مجاورت فیزیکی بنگاه‌ها، هزینه‌های نقل و انتقال کارگران را هم برای کارگران و هم برای کارفرمایان کاهش می‌دهد. به علاوه بنگاه‌ها از اینکه در آینده به چه درجه‌ای از مهارت‌های شغلی نیاز دارند، اطمینان کافی ندارند. در مکانی که تمرکز جغرافیایی بنگاه‌ها وجود دارد، بنگاه‌ها با کارگران بیشتر و در نتیجه گوناگونی در مهارت مواجه هستند که خود هزینه‌های جستجو و دستمزد را برای بنگاه کاهش می‌دهد. از طرف دیگر احتمال از دست دادن کار برای کارگرانی که در یک گروه از بنگاه‌ها مشغول به کار هستند کمتر از کارگرانی است که در یک بنگاه دور افتاده مشغول به کار می‌شوند. پس کارگران برای کار در یک گروه از بنگاه‌ها حاضر به قبول دستمزد کمتری می‌شوند که خود منجر به بالارفتن میزان اشتغال و رشد اقتصادی می‌شود (فرهمند و بدری، ۱۳۹۱، ص.۱٤٥–۱٤٤). یکی از دلایلی که بنگاه‌ها می‌خواهند در یک مکان قرار گیرند این است که تجمع به بنگاه‌ها اجازه می‌دهد که از لحاظ تأمین نیروی کار متخصص و ماهر در مضیقه نباشند. در واقع تجمع باعث ایجاد یک بازار با ثبات از نیروی کار متخصص می‌شود (پور عبادالهان کویچ و همتی، ۱۳۹٤، ص.۱۲٥).

– **سرریز دانش و تکنولوژی**: زمانی که بنگاه‌های مشابه، مجاور یکدیگر واقع شوند و موجب تمرکز یک صنعت در یک منطقه گردند، سرریزهای دانش و تکنولوژی در بین آن‌ها افزایش می‌یابد. در چنین وضعیتی ایده‌های نوآور کمتر می‌توانند مخفی بمانند به خصوص زمانی که کارکنان بنگاه‌های مختلف، بتوانند به راحتی با یکدیگر ارتباط داشته باشند، یک چگالی بالا از فعالیت‌های اقتصادی تبادل اطلاعات را تسهیل می‌کند (هریس[1] و اونیدس[2]، ۲۰۰۰: ۱٥). بنگاه‌هایی که از نظر جغرافیایی به هم می‌پیوندند، می‌توانند حداکثر جریان اطلاعات و ایده‌های نو را خلق کنند. به عبارت دیگر دانش تولید، دانش فنی و دانش بازار راحت‌تر تسهیم شده و سریع‌تر به خلاقیت‌های ارزشمند تبدیل می‌شود (پورعبادالهان کویچ و همتی، ۱۳۹٤، ص.۱۲٥). استقرار بنگاه‌ها در نزدیکی یکدیگر منجر به سرریزهای دانش وآگاهی می‌شود. همچنین منجر به مبادله سریع‌تر مهارت، ایده‌ها و نوآوری‌ها بین کارگران آن صنعت با یکدیگر می‌شوند و به منبع جدیدی از ایده‌ها و ابداعات تبدیل می‌شوند (سولیوان، ۱۳۸٦، ص.۱۰۱). تجمیع واحدها باعث ایجاد صرفه‌جویی‌هایی می‌شود که نمونه‌ای از پیامدهای خارجی مثبت در تولید می‌باشد، یعنی هزینه‌ی تولید بنگاه در اثر افزایش تولید بنگاه‌های دیگر کاهش می‌یابد. این سرریزهای مثبت سبب خوشه‌ای شدن بنگاه‌ها و همچنین هدایت کننده‌ی تمرکز وسیعی از اشتغال خواهد شد (مقصودپور، ۱۳۹٦، ص. ۱٦٦).

1. Harris
2. Ioannides

– **وجود مزایای طبیعی در برخی مناطق**: می‌توان به مواردی مانند زمین، شـرایط آب و هوایی، رودخانه (بخصـوص رودخانه‌های قابل کشـتیرانی)، نیروی کار غیرقابل تحرک، جنگل و غیره اشـاره نمود. بر اسـاس این موهبت‌ها، می‌توان درک نمود چرا تمرکز برخی بنگاه‌ها در مناطق خاصـی بیشـتر است[۱] و یا اینکه چرا برخی بنگاه‌ها در یک منطقه تمایل به تولید کالای کاربر و در منطقه دیگر گرایش به تولید کالای سرمایه‌بر دارند.

– **اسـتفاده از صـرفه‌های شهرنشینی**: صـرفه‌جویی‌های ناشی از شهرنشینی به مواردی اشاره دارد که افزایش جمعیت کل یک ناحیه شـهری می‌تواند– با کاهش هزینه سـرانه زیرسـاخت‌ها و کاهش هزینه سـرانه دسـترسـی به بازار برای تولیدکننده‌گان– سبب کاهش کل هزینه‌های تولیدکننده‌ها شود (مقصودپور، ۱۳۹٦، ص. ١٦٦).

از آن جا که مطالعه‌ی چگونگی اسـتقرار و پراکندگی بنگاه‌های اقتصادی در بین مناطق مختلف کشور و تأثیرپذیری آن‌هـا از جغرافیا بسـیار حائز اهمیت بوده و می‌تواند در شـکل‌گیری برنامه‌ریزی منطقه‌ای و سـازماندهی فضـایی فعالیت‌های اقتصـادی در یک منطقه نقش بسـزایی داشته باشد، در سال‌های اخیر پژوهش‌های متعددی به بررسی نقش مجاورت فضـایی یا تراکم بالای جمعیت و فعالیت‌های اقتصـادی پرداخته اند. هندرسـن[۲] (۲۰۰۰) معتقد اسـت که به دلیل وجود صـرفه‌های محلی ناشـی از مقیاس، هنگامی که بنگاه‌ها به صـورت متمرکز تولید نمایند بسـیار کاراتر عمل می نمایند زیرا مجاورت فضـایی یا تراکم بالای فعالیت در یک محل سـبب می‌شود که هزینه‌های حمل و مبادله‌ی اجزا در میـان تولیدکننده‌ها و هزینه‌های حمل برای شـهروندان محلی کاهش یابد و آثار خارجی مثبت[۳] قابل توجهی ایجاد شـود. نتیجه تحقیقات کامپی[٤] و همکاران (۲۰۰٤) و جفری[٥] و همکاران (۲۰۱۲) نشـان داد صرفه‌های محلی شدن و صـرفه‌های شـهرنشـینی بر انتخاب مکان بنگاه‌ها اثر مثبت دارند و نتیجه تحقیق سریدر[٦] و وان[۷] (۲۰۱۰) نشان داد که با افزایش اندازه شـهر، احتمال اسـتقرار بنگاه‌ها در آن شـهر هم افزایش پیدا می‌کند. همچنین برخی از پژوهش‌ها تأثیرپذیری بنگاه‌ها از صـرفه‌های محلی و شـهرنشـینی را با درنظر گرفتن سـطح تکنولوژی بنگاه بررسی کرده‌اند که از آن جمله می‌توان به مارسـال[۸] (۲۰۰٤) اشـاره نمود که نتیجه تحقیق وی نشان می‌دهد صرفه‌های ناشی از شهرنشینی بر انتخاب مکان بهینه در بنگاه‌های با سـطح تکنولوژی بالا تأثیر معنی‌داری داشـته‌اند؛ در حالی که انتخاب مکان بهینه در بنگاه‌های با سـطح تکنولوژی پایین، بیشـتر تحت تأثیر صرفه‌های ناشی از محلی شدن صورت گرفته است. الجبوری[۹]

۱. به عنوان مثال به خاطر تمرکز قسمت زیادی از منابع نفت و گاز کشور در استان های خوزستان و بوشهر، شاهد هستیم که صنایع مربوط به نفت و گاز و پتروشیمی در این مناطق تمرکز بیشتری دارند.

2. Henderson
3. Positive Externalities
4. Campi
5. Jofre
6. Sridhar
7. Wan
8. Marsal
9l Al-Jebouri

و همکاران (۲۰۲۰)، زینگلینگ[1] و همکاران (۲۰۲۰) و کاستلن[2] و همکاران (۲۰۲۰) نیز در تحقیقات خود نشان دادند که تمرکز شهری تأثیر مثبتی بر بهره‌وری و رشد اقتصادی دارد. در حوزه داخلی نیز پژوهش‌هایی صورت گرفته است که از آن جمله می توان به دهقان شبانی (۱۳۹۲) اشاره کرد که نشان داد چگالی جمعیت تأثیر مثبتی بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی و رشد اقتصادی استان‌ها در ایران دارد. همچنین مقصودپور (۱۳۹۶) که نشان می‌دهد صنایع غذایی و آشامیدنی ایران تمایل به استقرار در نزدیکی نخست شهرها (بزرگ‌ترین شهر استان) دارند به طوری که متغیر نخست شهری اثر مثبت و معنی‌داری بر تمرکز جغرافیایی این صنایع دارد و سامتی و همکاران (۱۳۹۳) که نشان می‌دهد صرفه‌های شهرنشینی هم در استان‌های صنعتی و هم غیرصنعتی اثر مثبت و معناداری بر بهره‌وری نیروی‌کار در صنایع کارخانه‌ای دارد؛ درحالی که صرفه‌های محلی‌شدن اثر منفی بر بهره‌وری نیروی‌کار دارد. به عبارت دیگر، تجمع بنگاه‌ها به‌گونه‌ای نبوده است که بتواند برای آن‌ها صرفه ایجاد نماید . علاوه بر موارد فوق، می توان به پیرانی و مؤیدفر (۱۳۹۵) اشاره کرد که نشان دادند تجمع‌های صنعتی بر رشد اقتصادی استان های ایران مؤثر است.

توجه به عوامل تأثیرگذار بر رشد اقتصادی بنگاه‌های مستقر در مناطق جغرافیایی، می‌تواند افق روشنی از میزان رشد مناطق و همچنین توانایی این مناطق برای رشد و شکوفایی اقتصادی را فراهم سازد. با در نظر گرفتن ویژگی‌های جغرافیایی استان‌های ایران، ایجاد تجمع‌های صنعتی، شامل انواع خوشه‌ها و شهرک‌های صنعتی، می‌تواند عامل مهمی در دستیابی این استان‌ها به توسعه و موتور محرکه رشد اقتصادی در مناطق ایران باشد؛ که با توسعه آن‌ها، استفاده از منابع و امکانات به صورت تخصصی‌تر انجام می‌شود. انتخاب صحیح، ایجاد و توسعه خوشه‌ها در حوزه‌های صنعتی از طریق افزایش همکاری و مبادله اطلاعات، تأثیر چشمگیری بر توسعه اقتصادی آن حوزه خواهد داشت. یکی از ویژگی‌های معماگونه‌ی اقتصاد شهری، تمرکز بنگاه‌هایی که به تولید کالاهای مشابه با امکان جانشینی بالا می‌پردازند در یک مکان جغرافیایی است. زیرا پراکندگی در مناطق مجزا، رقابت بین بنگاه‌ها را در جذب کارگران کاهش می‌دهد و شاید بنگاه را به مشتری‌های پراکنده‌اش نزدیک‌تر نماید و از این نظر انتظار می رود که بنگاه ها تمایلی به تمرکز در کنار هم نداشته باشند. با این حال در موارد متعددی می‌توان شاهد تجمع گروهی از تولیدکنندگان کالاهای مشابه در نزدیک همدیگر بود. از آنجایی که یک بنگاه اقتصادی در جستجوی مکانی برای فعالیت است که سود وی را حداکثر کند (یا هزینه را حداقل نماید)، لذا تمرکز بنگاه‌هایی که به تولید کالاهای مشابه با امکان جانشینی بالا می‌پردازند، در یک مکان جغرافیایی و همچنین تمایل به استقرار آن‌ها در نزدیکی مراکز پرجمعیت شهری، این سوال را به ذهن می‌رساند که آیا مزایای این نوع مکانیابی بنگاه‌ها می‌تواند بر هزینه‌های آن غلبه نماید یا خیر؟ برای یافتن پاسخ این سوال، تحقیق حاضر با هدف بررسی چگونگی اثرگذاری صرفه‌های ناشی از محلی شدن و همچنین صرفه‌های ناشی از شهرنشینی بر رشد اقتصادی صنایع غذایی و آشامیدنی در استان‌های ایران انجام گرفته است.

1. Xingling
2. Castelán

۲. متدولوژی

۲. ۱. انتخاب و تصریح مدل

در این مقاله به بررسی تأثیر صرفه‌های ناشی از تجمع بر رشد اقتصادی صنایع غذایی و آشامیدنی در استان‌های ایران پرداخته شده است. مدل مورد استفاده در این تحقیق بر اساس مدل‌های رشد درونزا بوده و چارچوب مدل را تابع تولید کاب داگلاس تشکیل می‌دهد. مدل ارایه شده مطابق تابع تولید ارایه شده توسط بلوم[1] و همکاران (۲۰۰٤) می‌باشد که می‌توان آن را به شکل زیر معرفی نمود؛

$$Y=AK^{\alpha}L^{\beta}e^{\eta Zi} \qquad (۱)$$

در رابطه فوق (Y) نشانگر ستاده (تولید ناخالص داخلی)، K موجودی سرمایه فیزیکی،L نیروی کار و Z_i برداری از سایر متغیرهای تأثیرگذار بر تولید ناخالص داخلی است که در این تحقیق شاخص‌های تجمع می‌باشند.

رابطه (۱) را می توان با اضافه کردن شاخص‌های تجمع به شکل زیر نوشت:

$$Y=AK^{\alpha}L^{\beta}e^{\gamma F+\delta P+\tau S+\varepsilon} \qquad (۲)$$

در رابطه فوق (Y) نشانگر ستاده (تولید ناخالص داخلی)، K موجودی سرمایه فیزیکی،L نیروی کار، F تمرکز جغرافیایی صنایع غذایی و آشامیدنی، P شاخص تمرکز جمعیت، S متغیر مجازی تحریم، e عدد نپر ، ε جزء اخلال مدل و A پیشرفت فنی است.

با گرفتن لگاریتم از دو طرف رابطه(۲) داریم:

$$y_i=\mu+\alpha k_i+\beta l_i+\gamma f_i+\delta p_i+\tau s_i \quad i \qquad (۳)$$

در رابطه‌ی فوق، y_i، k_i، l_i، f_i و p_i به ترتیب نشانگر لگاریتم‌های Y_i، K_i، L_i، F_i و P_i هستند. داده‌های مربوط به متغیرهای مدل از سالنامه‌های آماری مرکز آمار ایران، حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران، نتایج

طرح‌های سرشماری مرکز آمار ایران از کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر استان‌ها و محاسبات محقق جمع‌آوری شده است که خلاصه اطلاعات آماری متغیرها در جدول (۲) آمده است. در این تحقیق برای بررسی تأثیر صرفه‌های ناشی از تجمع بر رشد اقتصادی صنایع غذایی و آشامیدنی در استان‌های ایران، معادله (۳) مورد برآورد قرار گرفته است.

1. Bloom

۲. ۲. معرفی شاخص‌های سنجش صرفه‌های تجمع و شهرنشینی در مدل

۲. ۲. ۱. شاخص هریشمن – هرفیندال[1] برای سنجش میزان تمرکز جغرافیایی بنگاه‌ها

برای سنجش میزان تمرکز جغرافیایی بنگاه‌ها، شاخص‌های مختلفی وجود دارد که می‌توان به شاخص الیسون–گلاسر[2]، ناکامورا–پل[3] و هریشمن–هرفیندال[4] اشاره کرد. الیسون و گلایسر متغیر $G=\sum_i(s_i - x_i)^2$ را به عنوان معیاری برای محاسبه تمرکز جغرافیایی پیشنهاد می‌کنند که در آن s_i سهم منطقه i در اشتغال صنعت مورد بررسی است و x_i سهم ناحیه i در اشتغال کل مناطق (اشتغال کشور) می باشد (مهرگان و تیموری، ۱۳۹۱b: ۱۸۵–۱۸٤).

شاخص ناکامورا و پل به صورت $S = \frac{X_j}{X}$ تعریف می‌شود که X ارزش افزوده کل کشور در بخش صنعت و Xj ارزش افزوده بخش صنعت منطقه j (که در اینجا j معرف استان است) را نشان می دهد.

در این تحقیق از شاخص هریشمن – هرفیندال استفاده شده است[5] که این شاخص به صورت زیر تعریف می شود:

$$F = \frac{(\frac{x_{kj}}{X_j})^2}{(\frac{X_k}{X})^2} \qquad (٤)$$

در این رابطه F تمرکز جغرافیایی بنگاه ها را نشان میدهد. x_{kj} ارزش افزوده صنعت k (در این تحقیق صنایع غذایی و آشامیدنی) را در استان j نشان می دهد. X_j ارزش افزوده کل صنایع استان j را نشان می دهد (به این ترتیب صورت کسر سهم ارزش افزوده صنعت k را از ارزش افزوده کل صنایع هر استان نشان میدهد). در مخرج کسر دو عبارت X_k و X وجود دارد که به ترتیب نشان دهنده مجموع ارزش افزوده کل صنایع غذایی و آشامیدنی کشور و ارزش افزوده کل صنایع کشور می باشد(به این ترتیب مخرج کسر سهم صنعت k را از کل ارزش افزوده صنایع کشور نشان میدهد). به این ترتیب متغیر تمرکز صنایع غذایی در مدل به صورت نسبت سهم ارزش افزوده صنایع غذایی هر استان به سهم ارزش افزوده صنایع غذایی کشور تعریف می‌شود. مقدار بیشتر این شاخص نشان دهنده

1. Herfindahl–Hirschman Index
2. Ellison and Glaeser
3. Nakamura and Paul
4. Herfindahl and Hirschman

۵. علت انتخاب این شاخص دسترسی به داده‌های لازم(ارزش افزوده صنایع استانها به تفکیک زیربخشها) برای محاسبه آن است. ضمن اینکه یکی از پرکاربردترین شاخص های سنجش تمرکز نیز می باشد (به عنوان مثال در مقاله دهقان شبانی(۱۳۹۲) و همچنین مقصودپور (۱۳۹٦) از آن استفاده شده است). کاربرد شاخص ناکامورا و پل بیشتر در زمانی است که تمرکز جغرافیایی کل صنعت سنجیده شود اما برای سنجش تمرکز جغرافیایی زیر بخش ها (مانند زیر بخش صنایع غذایی و آشامیدنی) شاخص هریشمن–هرفیندال مناسبتر است. شاخص هریشمن–هرفیندال در واقع همان شاخص ناکامورا و پل است که بر سهم هر استان از کل صنایع کشور تقسیم می شود و به این ترتیب مقدار شاخص تمرکز برای استان های صنعتی کمتر و برای غیرصنعتی(یا کمتر صنعتی) بیشتر می‌شود.

تمرکز بیشتر است. برای استخراج داده‌های مورد نیاز برای محاسبه شاخص تمرکز صنایع غذایی و آشامیدنی هر استان، از آمار حساب‌های منطقه‌ای ایران (۱۳۹۰–۱۳۹۷) موجود در سایت مرکز آمار ایران استفاده شده است.

۲. ۲. ۲. نخست شهری[1]

آمارهای جمعیتی در ایران[2] حاکی از آن است که نرخ شهرنشینی در ایران در سال های گذشته همواره در حال افزایش بوده است. به طوری که از ۳۱/٦ درصد در سال ۱۳۳۵ به ٧٤ درصد در سال ۱۳۹۵ رسیده است. همچنین در همین دوره، تعداد شهرهای[3] کشور از ۲۰۰ نقطه به ۱۲٤۲ نقطه افزایش یافته است. بر اساس آمارهای مرکز آمار ایران درحالی جمعیت شهری کشور روزبه‌روز به دلایلی نظیر مهاجرت روستاییان به شهرها به دلیل توسعه صنعتی، اسکان و تمرکز عشایر در شهرهای نو بنیاد، تبدیل شدن تعدادی از نقاط روستایی به شهر و استحال آبادی های اطراف شهرهای بزرگ، افزایش طبیعی جمعیت نقاط شهری و تبدیل نقاط روستایی به نقاط شهری افزایش می‌یابد که آهنگ رشد جمعیت در شهرهای کوچک بسیار اندک بوده و متوسط نرخ رشد جمعیت روستایی کشور نیز از ۱۳۷۰ به بعد منفی بوده است. با مروری بر استان‌های مختلف می‌توان پی برد که عمده نرخ رشد جمعیت شهری متکی بر مراکز استان‌ها یا کلانشهرها بوده و تمرکز جمعیت بیشتر در شهرهای بزرگ در حال وقوع است. ادامه این روند باعث شده است که بخش زیادی از جمعیت شهری کشورمان در تعداد معدودی کلانشهر کشور متمرکز شود به طوری که ۲۰/۷۵ میلیون نفر از جمعیت کشور در سال ۱۳۹۵، تنها در ۸ کلانشهر تهران، مشهد، اصفهان، کرج ، تبریز، شیراز، اهواز و قم ساکن بوده‌اند که در مجموع معادل ۳۵/۱ درصد از جمعیت شهرنشین کشور و ۲٦ درصد از جمعیت کل کشور می باشد. اگر چه افزایش جمعیت شهری به عنوان یکی از شاخص‌های توسعه اقتصادی و اجتماعی و جمعیتی مورد توجه است اما رشد سریع جمعیت شهری و الگوی استقرار نامتعادل جمعیت در شهرها، نشان از یک رشد بی‌رویه و نامتوازن دارد که سبب ایجاد آسیب‌های متعددی در زمینه‌های اقتصادی و اجتماعی در شهرها خواهد شد که چنین روندی با هدف‌های توسعه متوازن اقتصادی و اجتماعی جامعه سازگار نیست. مرکزیت شهری با تمرکز بسیار بالای جمعیت در شهرهای مرکزی استان‌ها و به ویژه شهر تهران (به عنوان پایتخت) از ابعاد مورد بررسی در فرآیند شهرنشینی در ایران است. این مرکزیت علاوه بر تمرکز جمعیت با تمرکز خدمات، فرصت‌های شغلی، منابع، سرمایه‌گذاری و به طور کلی توزیع نابرابر امکانات و منابع نیز همراه بوده است.

بررسی و مطالعه آمارهای جمعیتی استان های ایران نشان می دهد که با وجود افزایش نرخ شهرنشینی، توزیع جمعیت شهرنشین نامتوازن بوده و بخش بزرگی از جمعیت شهری در مراکز استان ها متمرکز شده است. این امر سبب شکل گیری پدیده ای شده است که در مبانی اقتصاد شهری نخست‌شهری گفته می شود. نخست شهری به

1. Urban primacy

۲. آمارهای جمعیتی این تحقیق برگرفته از نتایج سرشماری‌های عمومی نفوس و مسکن در سال‌های مختلف می باشد که در سایت مرکز آمار ایران به نشانی www.amar.org.ir به تفکیک استان‌های ایران قابل دسترسی می‌باشد.

۳. منظور از شهر، هر یک از نقاط جغرافیایی است که دارای شهرداری باشد (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۵).

سـهم بزرگترین شـهر منطقه (استان) از کل جمعیت شهری اشاره دارد و از تقسیم جمعیت بزرگترین شهر نظام شهری هر اسـتان به کل جمعیت شـهری آن اسـتان محاسـبه می‌شـود (مقصودپور، ۱۳۹۶، ص.۱۷۳). این متغیر برای سنجش صـرفه‌های شـهرنشـینی استفاده شده است. ضمن اینکه وجود نخست شهر دسترسی بنگاه به بازار متمرکز نزدیک (در داخل اسـتان) را تسـهیل کرده و تمایل بنگاه‌ها به استقرار در نزدیکی این شهرها برای استفاده از این صرفه‌ها را افزایش می‌دهد. در جدول(۱) متوسـط سـهم هر اسـتان از ارزش افزوده صـنایع غذایی و آشـامیدنی کشور[1] و شاخص تمرکز هریشمن–هرفیندال برای صنایع غذایی و آشامیدنی هر استان در طول دوره تحقیق محاسبه شده است. ملاحظه می‌شـود که ۱۶/۷ درصـد از ارزش افزوده صـنایع غذایی و آشـامیدنی کشور مربوط به استان تهران است. همچنین بیشترین مقدار شاخص هریشمن – هرفیندال مربوط به استان‌های گلستان و آذربایجان غربی می‌باشد.

جدول ۱. سهم هر استان از ارزش افزوده صنایع غذایی و آشامیدنی کشور و شاخص تمرکز هر استان(متوسط دوره)

ردیف	نام استان	سهم استان از ارزش افزوده صنایع غذایی کشور(درصد)	شاخص تمرکز HHI	ردیف	نام استان	سهم استان از ارزش افزوده صنایع غذایی کشور (درصد)	شاخص تمرکز HHI
۱	البرز	۵/۱۲	۱/۵۵	۱۷	چهارمحال‌وبختیاری	۰/۹۸	٦/۳٤
۲	خراسان جنوبی	۰/۵۰	۳/۹۸	۱۸	همدان	۳/۱۹	٦/۰٤
۳	خراسان شمالی	۰/۸٤	۲/۵۳	۱۹	کردستان	۱/۲۳	۱/۰۸
٤	گلستان	۲/٤۷	۱۳/۳۱	۲۰	سیستان‌وبلوچستان	۱/۵۵	۹/۳٦
۵	قزوین	۲/۹۱	۰/۸۰	۲۱	اصفهان	٤/۳۵	۰/۱۰
٦	قم	۱/۳٤	۱/٤۷	۲۲	خراسان رضوی	۷/۵۳	٤/٤۰
۷	اردبیل	۱/۲۵	٦/۹۵	۲۳	کرمان	۲/۲۰	۰/۵۳
۸	تهران	۱٦/۷	۱/۰٦	۲٤	فارس	٦/۵۷	۵/٤۰
۹	هرمزگان	۱/۰۰	۰/۰٦	۲۵	خوزستان	٦/٦۲	۰/۳۲
۱۰	یزد	۱/۲۷	۰/۲۵	۲٦	کرمانشاه	۱/۸۸	۲/۷۰
۱۱	سمنان	۱/٤۱	۱/۰٦	۲۷	آذربایجان غربی	٤/۰٦	۱/۵۰
۱۲	زنجان	۱/۵۳	۱/۲۸	۲۸	آذربایجان شرقی	۷/٦۵	۲/۱۰
۱۳	بوشهر	۰/۹۳	۰/۰۱	۲۹	مازندران	٦/٤۹	۷/۵٦
۱٤	کهگیلویه و بویراحمد	۰/۳۸	٦/٦٦	۳۰	گیلان	٤/۲۱	٦/۹۱
۱۵	ایلام	۰/۱۹	۲/٦۳	۳۱	مرکزی	۲/٤۳	۰/۱۷
۱٦	لرستان	۱/۱۳	٤/۰۵				

مأخذ: (یافته‌های پژوهش، ۱٤۰۰)

۱. این نسبت در واقع شاخص ناکامورا و پل (۲۰۰۹) است.

خلاصه اطلاعات آماری متغیرها در جدول (۲) آمده است.

جدول۲. خلاصه اطلاعات آماری متغیرها

متغیر	شاخص هیرشمن-هرفیندال	شاخص نخست شهری (درصد)	نیروی کار(نفر)	سرمایه (میلیون ریال)	ارزش افزوده صنایع غذایی و آشامیدنی (میلیون ریال)
انحراف معیار	۳/۷۱	۱۶/۳	۱۱۷۵۰/۹۲	۱۲۵٤۰۹۷	۱۰۵٦۱۳۷۰
بیشینه	۱۳/۳۱ (گلستان)	۹۸/۱۲ (قم)	٥٦۷۰۰ (تهران)	٤٦۲۸۰۲۷ (خراسان رضوی)	٥۳٤۰۰۹۷٥(تهران)
کمینه	۰/۰۱ (بوشهر)	۱٦/۸٥ (مازندران)	۲٤٦ (ایلام)	۱۲۳۸۸(ایلام)	٦۲٥۰٤۹ (ایلام)
دامنه تغیرات	۱۳/۳۰	۸۱/۲۷	٥٦٤٥٤	٤٦۲٥٦٤۰	٥۲۷۷٥۹۲٦
میانگین داده ها	۳/۹٦	٤۷/۹	۱۰۱٦۸	۹٤۸٦۸٦	۱۰۳۱۸۸۷٥

مأخذ: (یافته‌های پژوهش، ۱٤۰۰)

بیشترین مقدار شاخص تمرکز جغرافیایی صنایع غذایی با ۱۳/۳۱ مربوط به استان گلستان و کمترین مقدار این شاخص مربوط به استان بوشهر با ۰/۰۱ است. شاخص نخست شهری نشان می‌دهد که ۹۸/۱۲ درصد جمعیت شهرنشین استان قم در شهر قم ساکن هستند. درحالیکه این رقم در استان مازندران ۱٦/۸٥ درصد می باشد.

۲. ۳. روش تخمین مدل

با حضور وقفه متغیر وابسته ($y_{(t-1)}$) در میان متغیرهای توضیحی، مدل به صورت پویا مورد بررسی قرار گرفته است. در مدل داده‌های تلفیقی با متغیر وابسته به صورت وقفه در طرف راست، برآوردهای OLS از سازگاری لازم برخوردار نیست. بر این اساس روش‌های برآورد دو مرحله‌ای 2SLS یا GMM قابل استفاده است. بر اساس نظر ماتیاس[1] و سوستر[2] (۱۹۹۲) برآورد 2SLS به دلیل انتخاب نادرست متغیرهای ابزاری، ضمن ایجاد واریانس‌های بزرگ برای ضرایب، عدم معنی‌داری آماری را نیز در پی دارد. بنابراین، روش گشتاور تعمیم یافته (GMM) توسط آرلانو[3] و باند[4] برای حل این مشکل پیشنهاد شده است. روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برای به دست آوردن سازگار، نیازمند تعداد دوره‌های زمانی زیادی نیست و در پانل‌هایی با دوره زمانی کم و مقاطع زیاد مناسب است (آرلانو و باند، ۱۹۹۱، ص.۲۸۹).

1. Matyas
2. and Sevestre
3. Arellano
4. Bond

۳. یافته‌ها

۳. ۱. مانایی متغیرها

گام اول در برآورد الگوی مورد نظر، بررسی مانایی متغیرها است که براساس آزمون لوین[1]–لین[2] و چاو[3] و آزمون فیشر–دیکی فولر تعمیم یافته[4] که آزمون‌های مربوط به داده‌های پانل می‌باشند، صورت گرفته است. با توجه به نتایج آزمون مانایی متغیرها در جدول (۳)، ملاحظه می‌شود که متغیرهای نیروی کار و سرمایه در سطح مانا هستند و بقیه متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند.

جدول ۳. نتایج آزمون مانایی متغیّرها

ردیف	نام متغیر	آزمون لوین، لین و چو		آزمون فیشر – دیکی فولر تعمیم یافته		درجه مانایی
		آماره	احتمال	آماره	احتمال	
۱	Y	-۳۸/۵۰۶	۰/۰۰۰	۱۳۳/۲۵٤	۰/۰۰۰	I(1)
۲	F	-٤٥۲/۱۳٦	۰/۰۰۰	۱۵۳/٤۵۹	۰/۰۰۰	I(1)
۳	L	-۹/۵۲۹	۰/۰۰۰	۸٦/۲۸۷	۰/۰۲۲	I(0)
٤	K	-۱۳/۰۹٤	۰/۰۰۰	۱۱۱/۰۳٦	۰/۰۰۰	I(0)
۵	P	-۱۳/۰٦۰	۰/۰۰۰	۹۳/۳۸۰	۰/۰۰٦	I(1)

مأخذ: (یافته‌های پژوهش، ۱٤۰۰)

۳. ۲. آزمون هم‌انباشتگی داده‌های پانلی

در تحلیل‌های آزمون هم‌انباشتگی پانلی، وجود روابط بلندمدت اقتصادی آزمون می‌شوند. ایده اصلی در تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی آن است که اگر چه بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی نامانا (حاوی روندهای تصادفی) هستند؛ اما ممکن است در بلندمدت ترکیب خطی این متغیرها، مانا (و بدون روند تصادفی) باشند (بهرامی و پهلوانی، ۱۳۹۳: ۲۱۸).

در صورت نامانایی متغیرهای مدل، اگر بین آن‌ها هم‌انباشتگی برقرار باشد نتایج حاصل از تخمین مدل قابل اعتماد خواهد بود. در این مقاله به منظور بررسی آزمون هم‌انباشتگی در مدل از دو روش پدرونی[5] و کائو[6] استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها (با فرضیه صفر مبنی برعدم هم‌انباشتگی برای این دو آزمون) در جدول(٤) و جدول (۵) نشان داده شده است.

1. Levin
2. Lin
3. Chu
4. Fisher - ADF
5. Pedroni
6. Kao

جدول ٤. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی

ردیف	PedroniCointegration	آماره	احتمال
۱	Panel vStatistic	-۱/۸۷۵	۰/۹٦۹
۲	Panel rhoStatistic	٤/٦۳۲	۱/۰۰۰
۳	Panel PPStatistic	-٦/۲۳۵	۰/۰۰۰
٤	AnelADFStatistic	-٤/۹۱۰	۰/۰۰۰
٥	Group rhoStatistic	۷/۲۱۸	۱/۰۰۰
٦	Group PPStatistic	-۱۲/۹٥۲	۰/۰۰۰
۷	Group ADFStatistic	-۸/۹٤٥	۰/۰۰۰

مأخذ: (یافته‌های پژوهش، ۱٤۰۰)

جدول ٥. نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو با استفاده از آماره ADF

ردیف	آماره	احتمال	نتیجه آزمون
۱	۲/۰۷۹	۰/۰۱۸	فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی در مدل رد می‌شود.

مأخذ: (یافته‌های پژوهش، ۱٤۰۰)

بر اســاس نتایج ارائه شــده در جدول(٤) و جدول(٥) ملاحظه می‌شــود که هم‌انباشــتگی یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل در دو آماره گروه PP و ADF و در دو آماره پانل PP و ADF مربوط به آزمون پدرونی و همچنین آماره مربوط به آزمون کائو در ســطح یک درصــد پذیرفته می‌شــود. این نتایج نشــان می‌دهد که یک ارتباط قوی بلندمدت میان متغیر رشد اقتصادی صنایع غذایی و آشامیدنی با متغیرهای توضیحی مدل وجود دارد.

۳. ۳. تخمین مدل

در این قسمت به تخمین مدل

$$y_i=\mu+y_{i(t-1)}+kk_i+\beta l_i+\gamma f_i+\delta p_i+\tau s_i \varepsilon\varepsilon_i$$

با اســتفاده از روش Panel-GMM پرداخته شــده اســت. به این منظور از نرم افزار Eviews استفاده شده است که نتایج تخمین در جدول (٦) مشاهده می‌شود.

جدول ٦. نتایج تخمین مدل(Panel GMM)

ردیف	متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی داری
۱	ارزش افزوده صنایع غذایی با یک دوره وقفه	۰/٦۷۰	۰/۰٤۰	۱٦/٤۷۲	۰/۰۰۰
۲	نیروی کار	۰/٤٥۳	۰/۱٥۹	۲/۸٥۰	۰/۰۰٥
۳	سرمایه	۰/۰۷۹	۰/۰۲٤	۳/۲۰٤	۰/۰۰۱

ردیف	متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی داری
٤	تمرکز جغرافیایی	۰/٤٤۰	۰/۰۳٤	۱۱/۱۷۱	۰/۰۰۰
٥	تمرکز شهری	۰/٦۱٤	۰/٤٦۹	۱/۳۰۹	۰/۱۹۲
٦	تحریم	۰/۱۰٥	۰/۰۲۹	۳/٥٦۹	۰/۰۰۰
۷	آزمون سارگان	۱٥٤/۳۲٥ = آماره j		۰/۰۰۰ = سطح معنی داری آماره j	
۸	آزمون خودهمبستگی مرتبه اول (۱) AR	Prob AR(۱) = ۰/۰۰۰			
۹	آزمون خودهمبستگی مرتبه دوم (۲) AR	Prob AR(۲) = ۰/٥۷۰			
۱۰	تعداد مشاهدات: ۲۱۷				

*متغیر وابسته رشد اقتصادی صنایع غذایی و آشامیدنی می باشد. مأخذ: (یافته‌های پژوهش، ۱٤۰۰)

برای ایجاد اطمینان در خصوص مناسب بودن روش GMM برای برآورد مدل از دو آزمون استفاده می‌شود.

۱- آزمون سارگان که برای اثبات شرط اعتبار تشخیص بیش از حد، یعنی صحت و اعتبار متغیرهای ابزاری به کار می‌رود که فرضیه صفر این آزمون نشان دهنده متغیرهای ابزاری مناسب است.

۲- آزمون همبستگی پسماندهای مرتبه اول AR(1) و مرتبه دوم AR(2) است که این آزمون نیز برای بررسی اعتبار و صحت متغیرهای ابزاری استفاده می شود.

آرلانو و باند(۱۹۹۱) بیان می‌کنند که در تخمین GMM باید جملات اخلال همبستگی مرتبه اول AR(1) داشته باشند اما دارای همبستگی سریالی مرتبه دوم AR(2) نباشند (دهقان شبانی، ۱۳۹۲، ص.۷۹).

مقادیر آزمون سارگان و آزمون همبستگی پسماندهای مرتبه اول AR(1) و مرتبه دوم AR(2) در جدول (٦) گزارش شده است. بر اساس نتایج این آزمون‌ها، صحت اعتبار نتایج مدل آزمون شده بر اساس روش GMM تأیید می‌شود.

٤. بحث

در این مقاله، اثر صرفه‌های ناشی از تجمع و شهرنشینی بر رشد اقتصادی صنایع غذایی و آشامیدنی ایران مورد مطالعه و بررسی قرار گرفت. به این منظور داده‌های مورد نیاز ۳۱ استان ایران در بازه زمانی سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ جمع‌آوری شده و مدل به صورت پانل دیتای پویا و با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برآورد شد.

نتایج حاصل از تخمین مدل، نشان دهنده اثر معنادار صرفه‌های ناشی از تجمع بنگاه‌ها بر رشد اقتصادی آن‌ها است. علامت ضریب آن نیز مثبت به دست آمده است که با مبانی نظری سازگار است. در نتیجه، این فرضیه که صرفه‌های ناشی از تجمع بنگاه‌ها، اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی آن‌ها دارد، رد نمی‌شود. بنابراین، توجه به مفهوم تجمع و تمرکز فضایی فعالیت‌های صنعتی به منظور دستیابی به رشد و ارتقای وضعیت اقتصادی در مناطق و استان‌های ایران، حائز اهمیت است و می‌تواند به عنوان یکی از حوزه‌های پویا، برای علل و عوامل رشد منطقه‌ای مورد توجه قرار گیرد. آزمون تجربی الگوی پژوهش، اندازه ضریب شاخص تمرکز جغرافیایی را به میزان ۰/٤٤

برآورد نموده است که نشان می‌دهد ده درصد افزایش در تمرکز بنگاه‌ها می‌تواند یک افزایش ٤/٤ درصدی در رشد اقتصادی آن‌ها را درپی داشته باشد. مطابق مبانی نظری اقتصاد شهری، فعالیت‌های اقتصادی مرتبط با هم (مانند صنایع غذایی و آشامیدنی) همواره بر تمرکز در یک مکان خاص و فعالیت در کنار یکدیگر گرایش دارند تا از این طریق بتوانند به منافع دوسویه‌ی برآمده از تسهیم هزینه‌های خدمات و تسهیلات دست یابند. زیرا به دلیل تجمع و تمرکز بخشی از صنایع و مشاغل در کنار یکدیگر، انواع دیگری از تولیدات و خدمات نیز ارایه می‌گردد. بنابراین تجمع مکانی گروهی از تولیدکننده‌ها و ارایه دهنده‌های کالا و خدمات، موجب می‌شود تا آن‌ها از سرریزهای مثبت یکدیگر بهره‌مند شوند که این امر اثر مثبتی بر رشد اقتصادی آن ها دارد.

– متغیر تمرکز شهری گر چه از نظر آماری در سطح ۵ درصد معنی‌دار نشده است، با این حال مطابق مبانی نظری اثر مثبتی بر رشد اقتصادی بنگاه‌ها دارد. مکان‌های با تمرکز جمعیتی بالا به دو دلیل برای مکانیابی بنگاه‌ها جذابیت دارند: یکی وجود صرفه‌های شهرنشینی است که مطابق مبانی نظری اثر مثبت و معنی داری بر رشد اقتصادی بنگاه ها دارد و دلیل دوم آن است که نخست شهر اندازه بازار بنگاه را گسترده‌تر می‌کند. ضریب مثبت این متغیر نشان می‌دهد که افزایش نخست شهری در یک استان، موجب رشد اقتصادی صنایع غذایی و آشامیدنی در آن استان خواهد شد؛ هر چند که این ضریب از نظر آماری معنی‌دار نشده است. در گزارش بانک جهانی(۲۰۰۹) مطرح شده که نواحی نزدیکتر به تراکم اقتصادی بالا، دارای درآمد بالاتری هستند، زیرا دسترسی آسانتری به منافع روابط متقابل و مبادله دارند و از سرریزهای حاصل از مجاورت به چگالی اقتصادی شامل تبادل اطلاعات و انتقال تکنولوژی سریع‌تر و راحت‌تر، دسترسی به بازارهای نیروی کار بزرگ و داشتن دسترسی راحت تر بنگاه ها به مشتری و عرضه کننده‌گان کالاها و خدمات، سود می‌برند.

در پژوهش‌های پیشین صورت گرفته (تا آنجا که مشاهده شد)، بررسی اثرات صرفه های تجمع و شهرنشینی به دو صورت انجام گرفته است. دسته ای از این تحقیقات مانند کامپی و همکاران (۲۰۰٤)، مارسال (۲۰۰٤)، سریدن و وان (۲۰۱۰) و جفری و همکاران (۲۰۱۲)، اثر صرفه هایی تجمع و شهرنشینی را بر انتخاب مکان فعالیت بنگاه بررسی نموده اند و دسته‌ای دیگر به بررسی اثر این صرفه ها بر رشد اقتصادی منطقه (و نه بنگاه) و یا اثر آن‌ها بر بهره‌وری عوامل تولیدی مانند نیروی کار پرداخته اند که می توان به تحقیق دهقان شبانی (۱۳۹۲)، سامتی و همکاران (۱۳۹۳)، پیرانی و مؤیدفر (۱۳۹۵)، الجبوری و همکاران (۲۰۲۰)، زینگلینگ و همکاران (۲۰۲۰) و کاستلن و همکاران (۲۰۲۰) اشاره کرد. وجه تمایز تحقیق حاضر با سایر پژوهش های پیشین این است که در این پژوهش اثر صرفه‌های تجمع و شهرنشینی بر رشد اقتصادی بنگاه‌ها بررسی شده است تا نشان دهد که آیا بنگاه های موجود در صنایع غذایی و آشامیدنی ایران توانسته‌اند مطابق مبانی نظری جغرافیای اقتصادی جدید از صرفه‌های ناشی از تجمع و شهرنشینی بهره‌مند گردند یا خیر.

۵. نتیجه‌گیری

نتایج این پژوهش حاکی از آن است که صرفه‌های شهرنشینی اثر مثبت بر رشد اقتصادی صنایع غذایی و آشامیدنی داشته است اما ضریب متغیر آن از نظر آماری معنادار نشده است. در حالی که صرفه‌های ناشی از محلی شدن اثر مثبت معنی‌داری بر رشد اقتصادی صنایع مذکور دارد. این بدان معناست که رشد تراکم شهرها به گونه‌ای نبوده است که بتواند برای بنگاه‌ها صرفه‌های ناشی از شهرنسینی که از کاهش هزینه تولید بنگاه‌ها همگام با افزایش کل تولید شهر به دلیل بزرگ شدن شهرها به وجود می‌آید، را ایجاد نماید. اما تجمع بنگاه‌ها در نزدیکی یکدیگر به گونه‌ای بوده که توانسته است برای آن‌ها صرفه ایجاد نماید. براساس نتایج به دست آمده، بکارگیری سیاست‌های تمرکزگرایی و اجتناب از سیاست‌های تمرکز زدایی بنگاه‌هایی که فعالیت مشابه دارند توصیه می‌گردد.

پژوهش حاضر می‌تواند آغازی بر مطالعات در مورد تجمع‌های صنعتی و شناخت اهمیت آن‌ها در چارچوب جغرافیای اقتصادی جدید باشد. شناسایی اثرات صرفه‌های ناشی از تجمع و شهرنشینی بر یکایک صنایع کشور در استان‌های مختلف، با توجه به ویژگی‌های صنایع مختلف و جغرافیای متفاوت مناطق، می‌تواند گامی در جهت توسعه صنایع مختلف در مناطق گوناگون ایران باشد. لازم به ذکر است به دلیل محدودیت در دسترسی به داده‌های مورد استفاده در این پژوهش، در سال‌های اخیر، این پژوهش می‌تواند در صورت دسترسی سایر پژوهشگران به داده‌ها با سری زمانی گسترده‌تر و همچنین انتخاب شاخص های جایگزین متفاوت برای متغیرهای الگو، به ترتیبی که قدرت توضیح دهندگی الگوی پژوهش را در جریان آزمون تجربی آن افزایش دهد، مورد آزمون دوباره قرار گیرد.

کتاب‌نامه

۱. بهرامی، ج.، و پهلوانی، م. (۱۳۹۳). تأثیر جهانی شدن بر جذب سرمایه گذاری مستقیم خارجی در کشورهای منتخب MENA با استفاده از روش GMM. *مجله اقتصاد و توسعه منطقه ای*، ۲۱(۸)، ۲۲۶-۲۰۵.

۲. پورعبادالهان کویچ، م.، و همتی، م. (۱۳۹٤). سنجش موقعیت مکانی بنگاه و بررسی تأثیر آن بر تصمیم صادراتی بنگاه‌های صنعتی ایران. *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۲(۱)، ۱٤۲-۱۲۱.

۳. پیرانی، ط.، و مؤیدفر، ر. (۱۳۹۵). بررسی اثرات صرفه‌های ناشی از تجمع های صنعتی بر رشد اقتصادی در استان‌های ایران (۱۳۸۹-۱۳۷۹). *پژوهش های رشد و توسعه پایدار (پژوهش های اقتصادی)*، ۱٦(۱) ، ۱٦۵-۱۸۹.

٤. دهقان شبانی، ز. (۱۳۹۲). تأثیر چگالی جمعیت بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی و رشد منطقه‌ای در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۸(٥٤)، ۹۲-۵۵.

۵. سامتی، م.، فتح آبادی، م.، و رنجبر، ه. (۱۳۹۳). اثرات صرفه های تجمع صنعتی و شهرنشینی بر رشد اقتصادی: شواهدی از بازارهای ایران، *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۸(۳)، ۳٦-۱۷.

٦. سولیوان، آ. (۱۳۸٦). *مباحثی در اقتصاد شهری*. ترجمه جعفر قادری و علی قادری. تهران: انتشارات نور علم، جلد ۱ و ۲.

۷. فرهمند، ش.، و بدری، ف. ا. (۱۳۹۱). بررسی رابطه‌ی بین تجمیع و رشد اقتصادی در منتخبی از کشورهای آسیا – اقیانوسیه. *فصلنامه تحقیقات اقتصادی راه اندیشه*، ۱۵۸-۱٤۰.

۸. مرکز آمار ایران (۱۳۹۰). داده‌ها و اطلاعات آماری حساب‌های منطقه‌ای ۱۳۹۰. تهران: مرکز آمار ایران، www.amar.org.ir/ .

۹. مرکز آمار ایران (۱۳۹۰). *سرشماری عمومی نفوس و مسکن سال‌های ۱۳۹۰*. تهران: مرکز آمار ایران، www.amar.org.ir/ .

۱۰. مرکز آمار ایران (۱۳۹۵). *سرشماری عمومی نفوس و مسکن سال‌های ۱۳۹۵*. تهران: مرکز آمار ایران www.amar.org.ir/ .

۱۱. مرکز آمار ایران (۱۳۹۷). داده‌ها و اطلاعات آماری حساب‌های منطقه‌ای ۱۳۹۷. تهران: مرکز آمار ایران، www.amar.org.ir/ .

۱۲. مقصودپور، م. (۱۳۹٦). بررسی عوامل مؤثر بر تمرکزجغرافیایی صنایع غذایی و آشامیدنی با استفاده از داده‌های پانل پویا. *فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، *۷*(۲۸) ، ۱۸۰-۱٦۵.

۱۳. مک کین، ف. (۱۳۹٤). *اقتصاد نوین شهری و منطقه‌ای*. ترجمه شهرام رئیسی دهکردی، تهران، انتشارات نور علم.

۱٤. مهرگان، ن.، و تیموری، ی. (۱۳۹۱). ارزیابی تمرکز جغرافیایی استانی صنعت و عوامل مؤثر بر میزان آن در ایران. *فصلنامه جغرافیا و آمایش شهری – منطقه‌ای*، ۲(۵)، ۱۲۰-۱۰۵.

۱۵. مهرگان، ن.، و تیموری، ی. (۱۳۹۱b). محاسبه شدت تمرکز جغرافیایی صنایع در بین استان‌های کشور. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۰(٦۱)، ۱۹۲-۱۷۵.

۱٦. نصرالهی، ز.، و صالحی قهفرخی، ف. ا. (۱۳۹۱). عوامل موثر بر مکان‌یابی بنگاه‌های صنعتی از دیدگاه رفتارگرایان، مدل لوجیت- پروبیت. *مجله علمی پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی*، ٤(۸)، ۹۰-۷۵.

17. Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies, 58*(12), 277-297.
18. Campi, M. T. C., Blasco, A. S., & Marsal, E. V. (2004). The location of new firms and the life cycle of industries. *Small Business Economics, 22*, 265–281.
19. Castelán, R. C., Lopez, F. L., & Cabanillas, B. O. (2020). *The effects of local market concentration and international competition on firm productivity*. Mexico: Policy Research Working Paper 9210, World Bank Group, poverty and equity global practice.
20. Harris, T. F., & Ioannides, Y. M. (2000). *Productivity and metropolitan density (No. 0016)*. Medford: Department of Economics, Tufts University.
21. Jofre, M. J., Marin, L. R., &Viladecans, M. E. (2012). When are localization and urbanization economies important? Bratislava: 52nd Congress of the european regional science association: "Regions in Motion -Breaking the Path", Provided in cooperation with:European Regional Science Association (ERSA).
22. Klasen, S. and Nestmann, T. (2006). Population, population density and technological change. *Journal of Population Economics, 19*(3), 611-626.
23. Marsal, E. V. (2004). Agglomeration economies and industrial location: City- Level Evidence. *Journal of Economic Geography, 4*, 565- 582.

24. Matyas, L. and Sevestre, P. (1992). *The econometric analysis of panel data, Handbook of theory and application*. Dordrech: Kluwer Academic Press
25. Sridhar, K. S., & Wan, G. (2010). Firm location choice in cites: Evidence from China, India and Brazil. *China Economic Review, 21*, 113-122.
26. World Bank (2009). *World development report: Reshapimg economic geographic*. Washangton DC: Washangton DC press.
27. Xingling, H., Guoping, L., & Jianguo, L (2020), The impact of spatial structure on economic efficiency of Beijing-Hebei megalopolis in China, *Hindawi Complexity*, *2020*, 6038270.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی