

بررسی عوامل مؤثر بر تمرکز جغرافیایی صنایع غذایی و آشامیدنی با استفاده از داده‌های پانل پویا

محمدعلی مقصودپور

مربی علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، مجتمع آموزش عالی بافت، دانشگاه شهید باهنر، کرمان، ایران
(دریافت: ۱۳۹۴/۱۲/۱۱ پذیرش: ۱۳۹۵/۳/۸)

Factors Affecting the Geographic Concentration of Food and Drink Industries Using Dynamic Panel Data

Mohammad-Ali Maghsoudpour

Lecturer in Economics, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran

(Received: 1/March/2016 Accepted: 28/May/2016)

Abstract:

This article aims to examine the factors influencing the geographic concentration of food and drink industries using dynamic panel data for 28 provinces in the period from 2001 to 2012. Herfindahl-Hirschman concentration index is used to measure the concentration of firms. The results show positive and significant effect of primacy (with a coefficient 1/07) on the geographic concentration of food and beverage which shows that these industries tend to settle near the first cities (largest city). However, there is an inverse relationship between economic distance variable (with a coefficient -0/067) and geographic concentration of food & beverage industries that shows economic distance is an obstacle for firms concentration. The province share of the capital stock of the country (with a coefficient 0.146) had a significant positive effect on firms concentration. According to the results, using the policies to reduce economic distance between provinces is recommended.

Keywords: Geographic Concentration, Localization Economies, Urbanization Economies, Economic Distance.

JEL: R12, R53, P23.

چکیده:

این مقاله با هدف بررسی عوامل مؤثر بر تمرکز جغرافیایی صنایع غذایی و آشامیدنی با استفاده از داده‌های پانل پویا، برای ۲۸ استان کشور در دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۳۹۱ انجام گرفته است. برای سنجش میزان تمرکز بنگاه‌ها از شاخص تمرکز هرfindahl-هیرشمن (HHI) استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان دهنده اثر مثبت و معنی‌دار متغیر نخست شهری (با ضریب ۱/۰۷) بر تمرکز جغرافیایی صنایع غذایی و آشامیدنی است که نشان می‌دهد این صنایع تمایل به استقرار در نزدیکی نخست شهرها (بزرگ‌ترین شهر استان) را دارند. با این حال رابطه معکوسی بین متغیر فاصله اقتصادی (با ضریب -۰/۰۶۷) و تمرکز صنایع غذایی و آشامیدنی وجود دارد که نشان می‌دهد فاصله اقتصادی مانعی برای تمرکز بنگاه‌ها می‌باشد. همچنین متغیر سهم استان از موجودی سرمایه کشور (با ضریب ۰/۱۴۶) اثر مثبت معنی‌داری بر تمرکز بنگاه‌ها داشته است. بر اساس یافته‌های تحقیق به کارگیری سیاست‌های لازم جهت کاهش فاصله اقتصادی بین استان‌ها توصیه می‌گردد.

واژه‌های کلیدی: تمرکز جغرافیایی، صرفه‌های محلی شدن،

صرفه‌های شهرنشینی، فاصله اقتصادی.

طبقه‌بندی JEL: R12, R53, P23.

۱- مقدمه

موفقیت اقتصادی یک بنگاه نه تنها به کارایی تکنیکی و اقتصادی آن بستگی دارد؛ بلکه مکان استقرار بنگاه نیز تعیین کننده و مهم است. ضرورت و اهمیت انتخاب مکان برای بنگاه صنعتی تا حدی است که در ادبیات این حوزه به عنوان یکی از عوامل تأثیرگذار بر موفقیت اقتصادی بنگاه صنعتی به شمار می‌رود به این علت که مکان می‌تواند بر رشد اشتغال بنگاه، خروج بنگاه از صنعت، سودآوری بنگاه و رقابت آن تأثیرگذار باشد (نصراللهی و صالحی قهفرخی، ۱۳۹۱: ۷۶).

مطالعه چگونگی استقرار و پراکندگی بنگاه‌ها و واحدهای تولیدی در بین مناطق مختلف کشور و عوامل تأثیرگذار بر این پراکندگی بسیار حائز اهمیت بوده و می‌تواند در شکل‌گیری برنامه‌ریزی منطقه‌ای نقش بسزایی داشته باشد. امروزه توزیع و پراکندگی فعالیت‌های اقتصادی در مناطق مختلف جهان یا یک کشور تفاوت‌هایی دارد که جغرافیای اقتصادی^۱ قادر به پاسخگویی بخشی از این تفاوت‌ها می‌باشد. این شاخه از اقتصاد، به مطالعه مکان، توزیع و سازماندهی فضایی فعالیت‌های اقتصادی در سطح جهان یا یک منطقه می‌پردازد.

عوامل مختلفی در انتخاب مکان فعالیت یک بنگاه می‌توانند نقش داشته باشند. نئوکلاسیک‌ها و نهادگرایان عوامل مؤثر بر مکان‌یابی بنگاه‌ها را عوامل بیرونی تلقی می‌کنند و معتقدند که یک بنگاه اقتصادی در جستجوی مکانی است که سود وی را حداکثر کند (یا هزینه را حداقل نماید). از این‌رو عواملی مانند هزینه‌های حمل و نقل، میزان دسترسی به زیربناها از قبیل جاده، برق، آب، گاز و ...، دسترسی به نیروی کار (ماهر و غیرماهر)، دسترسی به بازار، وجود صرفه‌های تجمیع، سرمایه انسانی، تکنولوژی، مالیات و مشوق‌های دولتی و ... منجر به تغییر توابع هزینه و سود بنگاه‌ها شده و بنابراین بر انتخاب مکان فعالیت اقتصادی بنگاه اثر می‌گذارند. در مقابل؛ رفتارگرایان بر نقش عوامل درونی بنگاه از قبیل اندازه بنگاه و نوع مالکیت، نوع صنعت، ویژگی‌های کارفرما یا مؤسس (محل سکونت او، تجارب قبلی وی و ...) تأکید می‌کنند (نصراللهی و صالحی قهفرخی، ۱۳۹۱: ۷۷-۷۶).

یکی از ویژگی‌های معماگونه اقتصاد شهری، خوشه‌ای شدن^۲ بنگاه‌ها می‌باشد. خوشه‌ای شدن^۳ از خاصیتی معماگونه

برخوردار است؛ زیرا پراکندگی در مناطق مجزا، رقابت بین بنگاه‌ها را در جذب کارگران کاهش می‌دهد و شاید بنگاه را به مشتری‌های پراکنده‌اش نزدیک‌تر نماید. مزایای ظریفی در خوشه‌ای شدن بنگاه‌ها وجود دارد که برای بسیاری از صنایع این مزایا بر هزینه‌های آشکار متمرکز شدن برتری دارد. استفاده مشترک از اندوخته نیروی کار، استفاده مشترک از تأمین کننده‌های نهاده‌های واسطه‌ای و استفاده از اطلاعات سه مزیت خوشه‌ای شدن برای بنگاه‌ها می‌باشد (سولیوان، ۱۳۸۶: ۶۱).

اگر چه انتظار می‌رود که صنایع غذایی به دلیل برخی ویژگی‌ها، از جمله پراکندگی بودن بازار آن به صورت یکنواخت‌تر در استان‌های مختلف، دارای توزیع یکنواختی باشد و نه متمرکز، با این حال مطالعه چگونگی استقرار و پراکندگی صنایع غذایی و آشامیدنی کشور نشان می‌دهد که از یک پراکندگی ناهمگون و نامتعادل در بین استان‌ها و مناطق مختلف کشور برخوردار هستند به طوری که نوعی تمرکز و خوشه‌ای شدن را می‌توان در بین این گروه از تولیدکنندگان شاهد بود (جدول ۱). در این مقاله به بررسی عوامل مؤثر بر این تمرکز پرداخته شده است.

سازماندهی مقاله بدین صورت است که بعد از مقدمه حاضر، به ادبیات موضوع تحقیق در دو زیربخش مبانی نظری و مبانی تجربی پرداخته شده است. در ادامه پس از پرداختن به روش‌شناسی تحقیق، یافته‌های تحقیق آمده است. در بخش پایانی، ضمن تفسیر یافته‌های تحقیق جمع‌بندی و توصیه‌های سیاستی آمده است.

۲- ادبیات موضوع

در این بخش ابتدا مبانی نظری تحقیق و پس از آن پیشینه تحقیق بیان شده است.

۲-۱- مبانی نظری تحقیق

تصمیمات مکانی بنگاه‌ها بر پایه حداکثر کردن سود استوار است. به چند دلیل سود بالقوه یک بنگاه، از یک مکان نسبت به مکان دیگر متفاوت می‌باشد: اول اینکه انتقال نهاده‌ها و

۳. خوشه‌ای شدن بنگاه‌ها به معنی تمرکز فعالیت‌های اقتصادی یک صنعت خاص در محدوده مشخص مکانی است (فرهمند و بدری، ۱۳۹۱: ۱۴۴).

1. Economic Geography
2. Clustering

می‌شود. این حالت به ویژه در شرایطی که حمل و نقل نهاده‌ها به دلیل حجم بودن، شکستی بودن و... بسیار هزینه‌بر باشد؛ یا در شرایطی که بنگاه‌ها در صورت نزدیکی می‌توانند برای کاهش هزینه‌ها، نهاده‌ای را به صورت مشترک به استخدام بگیرند و از آن در تولید استفاده کنند، بنگاه‌ها را به سوی تجمع 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 اینگونه صرفه‌ها بهره می‌برند. به هر حال پایین آمدن هزینه‌های بنگاه‌های مجاور به دلیل صرفه‌جویی در هزینه نهاده‌های مصرفی، تولید را از نظر اقتصادی مقرون به صرفه کرده، باعث افزایش تولید هر بنگاه و افزایش تعداد بنگاه‌ها می‌شود (فرهمند و بدری، ۱۳۹۱: ۱۴۴).

بنگاه‌ها در نزدیکی یکدیگر مستقر می‌شوند تا به این وسیله هزینه به دست آوردن نهاده‌ها و هزینه انتقال محصولات خود را به مشتریان زبردست خود کاهش دهند. هندرسن نیز معتقد است که به دلیل وجود صرفه‌های محلی^۴ ناشی از مقیاس، هنگامی که بنگاه‌ها به صورت متمرکز تولید نمایند بسیار کارا تر است. زیرا مجاورت فضایی یا تراکم بالای فعالیت در یک محل سبب می‌شود که هزینه‌های حمل و مبادله اجزا در میان تولیدکننده‌ها و هزینه‌های حمل برای شهروندان محلی کاهش یابد و آثار خارجی مثبت^۵ قابل توجهی ایجاد شود (هندرسن^۶، ۲۰۰۰: ۶). مارشال^۷ (۱۹۲۰: ۱۰۲) به بررسی مزایای بنگاه‌های موجود در یک صنعت که در یک مکان نزدیک هم قرار گرفته‌اند، پرداخت. او معتقد بود که تمرکز باعث می‌شود بنگاه‌ها بتوانند ورودی‌های خاص یک صنعت مانند فناوری یا سرمایه‌گذاری را به صورت مشترک استفاده کنند. به عنوان نمونه، یک بنگاه صادراتی که در منطقه خاصی قرار دارد می‌تواند زیرساخت‌های لازم حمل و نقل برای سایر بنگاه‌هایی که نخستین بار وارد بازارهای صادراتی می‌شوند را تأمین کند و از این طریق باعث کاهش هزینه‌های ورود گردیده و موفقیت بنگاه‌های مزبور را رقم زند (پور عبداله‌پان کویچ و هم‌تسی،

محصولات هزینه‌بر است و مکان‌هایی که دارای هزینه‌های حمل و نقل نسبتاً پایینی هستند، سود بیشتری را ایجاد خواهند کرد (به شرط برابری بقیه شرایط). دوم اینکه برخی نهاده‌ها را به طور کامل نمی‌توان حمل کرد و مکان‌هایی با نهاده‌های محلی ارزان به وجود آورنده سودهایی بالاتر خواهند بود (به شرط برابری بقیه شرایط). سوم اینکه برخی بنگاه‌ها از هم‌جواری با دیگر بنگاه‌ها در یک صنعت مشابه سود می‌برند (صرفه‌جویی‌های ناشی از محلی شدن^۱) و عده‌ای از بنگاه‌ها از بودن در یک شهر متنوع و بزرگ سود می‌برند (صرفه‌جویی‌های ناشی از شهرنشینی^۲). چهارم اینکه بخش عمومی با دریافت مالیات، کالاها و خدمات عمومی را فراهم می‌آورد و مکان‌های برخوردار از یک بخش عمومی نسبتاً کارا، سودهای بالاتری را تولید خواهد کرد (به شرط برابری بقیه شرایط) (سولیوان، ۱۳۸۶: ۹۸).

تمرکز بنگاه‌هایی که به تولید کالاها مشابه با امکان جانشینی بالا می‌پردازند در یک مکان جغرافیایی، یکی از ویژگی‌های معماگونه اقتصاد شهری 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 می‌رود که بنگاه‌ها تمایلی به تمرکز در کنار هم نداشته باشند. با این حال در موارد متعددی می‌توان شاهد تجمع گروهی از تولیدکنندگان کالاها مشابه در نزدیک همدیگر بود. طبقاً این تمرکز جغرافیایی^۳ بنگاه‌ها مزایایی را برای آنها باید داشته باشد که این مزایا بتوانند بر هزینه‌های ناشی از تمرکز غلبه نماید. در ادامه به بررسی دلایل تمرکز جغرافیایی بنگاه‌ها پرداخته شده است.

۲-۱-۱- استفاده مشترک از تأمین کنندگان نهاده‌ها

با گرد هم آمدن واحدهای تولیدی مشابه، مقیاس تولید افزایش می‌یابد. در نتیجه، تولید برای تولیدکنندگان واسطه‌ای در آن محدوده جغرافیایی مقرون به صرفه می‌شود. در غیر این صورت بنگاه تولیدکننده کالا باید نهاده‌های مصرفی خود را از مکانی دورتر تهیه کند و افزایش هزینه‌های حمل و نقل برای بنگاه منجر به بالا رفتن هزینه‌های تولید کالا

۴. اثراتی هستند که بنگاه‌ها به وسیله یادگیری از سایر بنگاه‌ها در صنایع مرتبط در یک منطقه محلی کسب می‌کنند (سامتی و همکاران، ۱۳۹۳: ۲۱).

5. Positive Externalities
6. Henderson (2000)
7. Marshall (1920)

1. Localization Economies
2. Urbanization Economies
3. Geographic Concentration

۱۳۹۴: ۱۲۵-۱۲۴).

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، ۱۳۸۶: ۱۰۱).
تجمیع واحدها باعث ایجاد صرفه‌جویی‌هایی می‌شود که نمونه‌ای از عوارض جانبی مثبت در تولید می‌باشد، یعنی هزینه تولید بنگاه در اثر افزایش تولید بنگاه‌های دیگر کاهش می‌یابد. این سرریزهای مثبت سبب خوشه‌ای شدن بنگاه‌ها و همچنین هدایت‌کننده تمرکز وسیعی از اشتغال خواهد شد (صبغ کرمانی، ۱۳۸۰: ۸۷).

۲-۱-۴- وجود مزایای طبیعی

در برخی مناطق موهبت‌های طبیعی وجود دارد که به راحتی قابل تغییر نیستند. از این جمله می‌توان به زمین، شرایط آب و هوایی، رودخانه (به خصوص رودخانه‌های قابل کشتیرانی)، نیروی کار غیرقابل تحرک، جنگل و غیره اشاره نمود. بر اساس این موهبت‌ها، می‌توان درک نمود چرا تمرکز برخی بنگاه‌ها در مناطق خاصی بیشتر است^۲ یا اینکه چرا برخی بنگاه‌ها در یک منطقه تمایل به تولید کالای کاربر و در منطقه دیگر گرایش به تولید کالای سرمایه‌بر دارند.

۲-۱-۵- استفاده از صرفه‌های شهرنشینی

در مباحث اقتصاد شهری صرفه‌جویی‌های ناشی از شهرنشینی به عنوان یک عامل تأثیرگذار بر خوشه‌ای شدن بنگاه‌ها ذکر می‌شود. صرفه‌جویی‌های ناشی از شهرنشینی به مواردی اشاره دارد که هزینه‌های تولیدکنندگان به خاطر افزایش جمعیت کل یک ناحیه شهری کاهش می‌یابد (سولیوان، ۱۳۸۶: ۸۵). مشخص است که افزایش جمعیت شهری که یک فعالیت اقتصادی در آنجا انجام می‌گیرد با کاهش هزینه سرانه زیرساخت‌ها و کاهش هزینه سرانه دسترسی به بازار برای تولیدکنندگان منافی را برای آنها به همراه خواهد داشت. لذا با افزایش جمعیت ساکن در شهرهای بزرگ تمایل بنگاه‌ها به استقرار در این نواحی (یا نواحی نزدیک به آنها) افزایش می‌یابد. ادامه این روند در طول زمان می‌تواند منجر به شکل‌گیری

۲-۱-۲- 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 دورافتاده مشغول به کار می‌شوند. پس کارگران برای کار در یک گروه از بنگاه‌ها حاضر به قبول دستمزد کمتری می‌شوند که خود منجر به بالا رفتن میزان اشتغال و رشد اقتصادی می‌شود (فرهمند و بدری، ۱۳۹۱: ۱۴۵-۱۴۴). یکی از دلایلی که بنگاه‌ها می‌خواهند در یک مکان قرار گیرند این است که تجمیع به بنگاه‌ها اجازه می‌دهد که از لحاظ تأمین نیروی کار متخصص و ماهر در مضیقه نباشند. در واقع تجمیع باعث ایجاد یک بازار با ثبات از نیروی کار متخصص می‌شود (پورعبادالهیان کوپچ و همتی، ۱۳۹۴: ۱۲۵).

۲-۱-۳- 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 و اونیدس^۱، ۲۰۰۰: ۱۵). 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 (پورعبادالهیان کوپچ و همتی، ۱۳۹۴: ۱۲۵). استقرار بنگاه‌ها در نزدیکی یکدیگر منجر به سرریزهای دانش و آگاهی می‌شود.

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

1. Harris & Ioannides (2000)

تمرکز جغرافیایی بنگاه‌ها شود.

۲-۲- مروری بر مطالعات تجربی

خراط زبردست در تحقیق خود با هدف شناسایی عواملی که در مکان‌یابی فعالیت‌های بزرگ صنعتی در مناطق مختلف از نظر توسعه صنعتی در ایران نقش دارند، پرداخته است. برای دستیابی به اهداف این مطالعه، یک نمونه ۲۶۳ تایی از کارگاه‌های بزرگ صنعتی کشور (۵۰ نفر کارکن و بیشتر) با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی طبقه‌بندی شده انتخاب گردیده است. برای دریافت اطلاعات مورد نیاز و تجزیه و تحلیل آنها پرسشنامه‌ای تنظیم و برای مدیران یا صاحبان کارگاه‌های بزرگ انتخاب شده ارسال گردید. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که از میان عوامل مؤثر در مکان‌یابی فعالیت‌های بزرگ صنعتی در مناطق مختلف از نظر توسعه صنعتی، دسترسی آسان به برق صنعتی، وجود زمین و امکانات کافی برای گسترش آتی کارگاه، قیمت ارزان زمین، سهولت دسترسی به منابع انرژی و سوختی، پتانسیل رشد اقتصادی منطقه و دسترسی آسان به مواد اولیه مورد نیاز در مکان‌یابی فعالیت‌های صنعتی بزرگ در کلیه مناطق چهارگانه از دیدگاه صنعت (فعال، نیمه فعال، کم فعال و کمتر فعال) مهم بوده‌اند. تفاوت قابل توجهی بین عوامل مهم در مکان‌یابی کارگاه‌های بزرگ صنعتی واقع در مناطق فعال و کمتر از نظر توسعه صنعتی وجود دارد. این مطالعه همچنین نشان می‌دهد که عوامل مربوط به سیاست‌های تشویقی و کنترلی دولت در مکان‌یابی فعالیت‌های بزرگ صنعتی در مناطق فعال از دیدگاه صنعت مهم نبوده‌اند اما این عوامل در مناطق کم توان به عنوان عامل مؤثر در مکان‌یابی فعالیت‌های صنعتی بزرگ مورد توجه قرار گرفته‌اند (خراط زبردست، ۱۳۷۸: ۴۴).

مهرگان و تیموری در تحقیق خود با اندازه‌گیری میزان تمرکز جغرافیایی استانی برحسب اشتغال و با استفاده از شاخص EG، به بررسی تأثیر عوامل مؤثر در این نوع تمرکز برای دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۵ می‌پردازند و برای این کار مدل اقتصادسنجی پانل دیتا و روش تجمیعی^۱ مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج این ارزیابی برای دوره مورد مطالعه نشان می‌دهد که سه استان سمنان، قزوین و تهران به ترتیب دارای بیشترین تمرکز

جغرافیایی فعالیت‌های مختلف در خود می‌باشند. همچنین سه عامل موجودی سرمایه انسانی، دسترسی به حمل و نقل و دسترسی به بازار مصرف به ترتیب بیشترین تأثیر معنی‌دار را بر میزان تمرکز جغرافیایی صنایع در بین استان‌ها دارند (مهرگان و تیموری، ۱۳۹۱: ۱۰۵).

مهرگان و تیموری در مقاله‌ای با عنوان محاسبه شدت تمرکز جغرافیایی صنایع در بین استان‌های کشور، با هدف اندازه‌گیری میزان تمرکز جغرافیایی در صنعت ایران با استفاده از شاخص EG برای سال ۱۳۸۵ و همچنین بررسی دلایلی که می‌تواند باعث ایجاد این نوع تمرکز شوند به این نتیجه دست یافتند که بیش از نیمی از صنایع اقتصاد ایران دارای تمرکز جغرافیایی بسیار شدیدی هستند. به طوری که صنعت تولید ماشین‌آلات اداری، حسابگر و محاسباتی با میزان ۰/۵۱ بالاترین تمرکز و صنایع تولید مواد غذایی و تولید محصولات لاستیکی به ترتیب با میزان ۰/۰۰۹ و ۰/۰۰۵ دارای کمترین میزان تمرکز جغرافیایی در صنعت ایران می‌باشند (مهرگان و تیموری، ۱۳۹۱: ۱۷۵).

نصراللهی و صالحی قهفرخی در پژوهشی که با هدف بررسی عوامل مؤثر بر مکان‌یابی بنگاه‌های صنعتی طراحی شده است به بررسی عوامل مؤثر بر مکان‌یابی بنگاه‌های صنعتی از دیدگاه رفتارگرایان با استفاده از مدل لوجیت- پروبیت پرداخته‌اند. تمام بنگاه‌های صنعتی جدیدی که طی دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۸۰ در استان یزد تأسیس شده‌اند داده‌های این پژوهش را تشکیل می‌دهند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که بنگاه‌های خصوصی تمایل داشته‌اند تا در نزدیکی شهرهای بزرگ مستقر شوند. این در حالی است که بنگاه‌های با اندازه بزرگ و متوسط تمایل دارند دور از شهرها مستقر شوند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد، مشوق‌های دولتی از جمله عوامل مؤثر بر مکان‌یابی بنگاه‌های صنعتی به شمار رفته و می‌تواند به عنوان ابزار سیاست‌گذاری برای هدایت بنگاه‌ها به دیگر شهرها تلقی شود (نصراللهی و صالحی قهفرخی، ۱۳۹۱: ۷۵).

دهقان شبانی مقاله‌ای را با هدف تحلیل تأثیر چگالی جمعیت بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی و رشد منطقه‌ای اقتصاد در چارچوب مدل جغرافیای اقتصادی جدید در دو بخش عمده نظری و تجربی انجام داده است. در بخش نظری به طراحی مدلی در چارچوب مدل جغرافیای اقتصادی جدید پرداخته که در

1. Pooling

دهنده اثر معنی‌دار صرفه‌های تجمع بر مکان‌یابی بنگاه‌ها می‌باشد. در حالی که مشوق‌های دولتی اثر دوگانه بر مکان‌یابی بنگاه‌ها دارد. اگر در مناطقی که بنگاه‌ها استقرار می‌یابند صنایع دیگری موجود باشند، وجود مشوق‌های دولتی عامل مؤثری در مکان‌یابی بنگاه‌ها است اما اگر بنگاه‌های صنعتی دیگری در منطقه موجود نباشد اثر مشوق‌های دولتی محدود می‌باشد. همچنین اگر برای بنگاه مکان‌های دیگری موجود باشد که از لحاظ مزیت‌های طبیعی یا صرفه‌های تجمع دارای شرایط بهتری باشند، در این حالت اثر مشوق‌های دولتی اندک می‌باشد (دوراکس و همکاران، ۲۰۰۷: ۴۱۳).

سریدر و وان^۵ عوامل مؤثر بر مکان‌یابی بنگاه‌ها را به سه دسته کلی متغیرهای جغرافیایی اقتصادی (نزدیکی به نهاد و موجود بودن مواد خام)، زیربناها و خدمات (وجود راه آسفالت، دسترسی به انواع انرژی و دسترسی به خطوط تلفن) و قوانین و مقررات دولتی و ویژگی‌های بنگاه (مالکیت، اندازه و ...) تقسیم می‌کنند. همچنین نتیجه تحقیق آنها برای کشورهای چین، هند و برزیل نشان می‌دهد که با افزایش اندازه شهر، احتمال استقرار بنگاه‌ها در آن شهر هم افزایش پیدا می‌کند. با این حال پایتخت‌ها غالباً مکان مناسبی برای استقرار بنگاه‌ها نمی‌باشد مخصوصاً اگر پایتخت‌ها شهرهای بسیار بزرگی باشند^۶ (سریدر و وان، ۲۰۱۰: ۱۱۳).

جفری^۷ و همکاران در تحقیقی با عنوان چه زمانی صرفه‌های محلی شدن و صرفه‌های شهرنشینی مهم هستند؟ با استفاده از داده‌های مربوط به ۱۷۶۰۰ بنگاه که در فاصله سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۴ در ۴۷۷ شهر اسپانیا تأسیس شده بودند، به بررسی تأثیر صرفه‌های محلی شدن و صرفه‌های شهرنشینی بر انتخاب مکان این بنگاه‌ها پرداخته‌اند. متغیر وابسته در این تحقیق تعداد بنگاه‌های جدید هستند و شاغلین هر منطقه در صنعت مورد نظر (صنعت ۱) به عنوان پروکسی برای صرفه‌های محلی شدن استفاده شده است. همچنین از کل شاغلین منطقه به استثنای شاغلین صنعت ۱ به عنوان پروکسی سنجش اثر صرفه‌های شهرنشینی استفاده شده است.

5. Sridhar & Wan (2010)

۶. در این تحقیق از اندازه شهرها به عنوان متغیری برای سنجش اثر صرفه‌های شهرنشینی استفاده شده است.

۷. علت این امر می‌تواند این باشد که هزینه‌های ازدحام (از قبیل ترافیک، قیمت بالای زمین و مسکن و ...) بر منافع آن غلبه نماید.

8. Jofre et al. (2012)

آن، متغیر چگالی جمعیت به عنوان عامل مؤثر بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی و رشد منطقه‌ای وارد شده است. در بخش تجربی براساس روابط رشد استخراج شده در بخش نظری، الگوی اقتصادسنجی طراحی شده که برای ۲۸ استان ایران طی دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۹ توسط روش سیستمی داده‌های تابلویی پویا برآورد گردیده است. نتایج حاصل از برآورد مدل حاکی از تأثیر مثبت چگالی جمعیت بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی و رشد اقتصادی استان‌ها در ایران است (دهقان شبانی، ۱۳۹۲: ۵۵).

کامپی^۱ و همکاران در مطالعه خود عوامل مؤثر بر مکان‌یابی بنگاه‌ها را در دوره زمانی ۱۹۹۴-۱۹۸۰ در اسپانیا مورد بررسی قرار داده‌اند. در این تحقیق از متغیر تراکم جمعیت (نسبت جمعیت به مساحت) به عنوان شاخصی برای سنجش صرفه‌های شهرنشینی^۲ و از شاخص هیرشمن-هرفیندال به عنوان متغیری برای سنجش صرفه‌های محلی شدن استفاده شده است. نتایج تحقیق آنها نشان می‌دهد که نوع صنعتی که بنگاه در آن مشغول به فعالیت است، شاخص صرفه‌های شهرنشینی و شاخص صرفه‌های محلی شدن بر انتخاب مکان بنگاه مؤثر است (کامپی و همکاران، ۲۰۰۴: ۲۶۵).

مارسال^۳ اثر صرفه‌های شهرنشینی و محلی شدن را بر انتخاب مکان بهینه در کشور اسپانیا مورد بررسی قرار می‌دهد و نتیجه می‌گیرد که صرفه‌های ناشی از تجمع (شهرنشینی و محلی شدن) اثر معنی‌داری بر انتخاب مکان بنگاه داشته است. همچنین صرفه‌های شهرنشینی بر انتخاب مکان بهینه در بنگاه‌های با سطح تکنولوژی بالا تأثیر معنی‌داری داشته‌اند در حالی که انتخاب مکان بهینه در بنگاه‌های با سطح تکنولوژی پایین بیشتر تحت تأثیر صرفه‌های ناشی از محلی شدن صورت گرفته است (مارسال، ۲۰۰۴: ۵۶۵).

دوراکس^۴ و همکاران اثر صرفه‌های تجمع و مشوق‌های دولتی را بر مکان‌یابی بنگاه‌ها در انگلستان در دوره زمانی ۱۹۹۲-۱۹۸۶ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق آنها نشان

1. Campi et al. (2004)

۲. استفاده از این متغیر می‌تواند به طور غیرمستقیم منعکس کننده دسترسی به زمین و قیمت آن نیز باشد. با این حال از آنجایی که جمعیت یک منطقه بر کل مساحت آن منطقه تقسیم می‌شود (نه مساحت ناحیه‌ای که بنگاه در آن قرار دارد)، نمی‌تواند به درستی منعکس کننده اثر تراکم جمعیت و صرفه‌های شهرنشینی باشد.

3. Marsal (2004)

4. Devereux (2007)

از آن جهت است که می‌تواند منعکس‌کننده اثر صرفه‌های محلی شدن باشد. متغیر نخست شهری نیز به عنوان متغیری که اثر صرفه‌های شهرنشینی بر مکان‌یابی بنگاه‌ها را نشان می‌دهد به کار گرفته شده است. ضمن آنکه سهم استان از جمعیت کشور و سهم استان از موجودی سرمایه کل کشور هم می‌تواند منعکس‌کننده شرایط جغرافیایی و اقتصادی هر استان باشد و هم پتانسیل رشد اقتصادی منطقه را نشان می‌دهد. همچنین از متغیر فاصله اقتصادی برای سنجش اثر زیرساخت‌ها در انتخاب مکان فعالیت بنگاه استفاده شده است. فاصله اقتصادی اشاره به سهولت و سختی انتقال کالاها، خدمات، نیروی کار، سرمایه، اطلاعات و ایده بین مناطق دارد از این رو می‌تواند متغیر مناسبی برای نشان دادن اثر زیرساخت‌ها بر مکان‌یابی بنگاه‌ها باشد. از آنجایی که داده‌های مربوط به ویژگی‌های بنگاه‌های صنایع غذایی و آشامیدنی استان‌های کشور و همچنین حمایت‌های دولت از این صنایع در دسترس نبود، این متغیر به ناچار از مدل کنار گذاشته شد. با این تفاسیر مدل مورد استفاده در این تحقیق به شکل رابطه (۱) تعریف می‌شود.

(۱)

$$Fc_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \delta Di_{it} + \varepsilon_{it}$$

در اینجا Fc تمرکز جغرافیایی صنایع غذایی، X بردار متغیرهای جغرافیایی اقتصادی، Di متغیر فاصله اقتصادی، ε جزء اخلال مدل و i و t به ترتیب نشان دهنده استان و سال می‌باشد. با جای‌گذاری متغیرهای جغرافیایی اقتصادی مورد نظر در بردار X ، رابطه (۱) به شکل رابطه (۲) تصریح می‌شود.

(۲)

$$Fc_{it} = \alpha + \tau Fc_{i(t-1)} + \beta Di_{it} + \eta Po_{it} + \gamma Pr_{it} + \delta Sa_{it} + \varepsilon_{it}$$

در این رابطه $Fc_{i(t-1)}$ ، Di ، Po ، Pr و Sa به ترتیب؛ تمرکز بنگاه‌ها با یک دوره وقفه، فاصله اقتصادی، سهم استان از جمعیت کشور، نخست شهری و سهم استان از موجودی سرمایه کشور می‌باشد.

در نهایت با گرفتن لگاریتم از دو طرف رابطه (۲) مدل نهایی به شکل رابطه (۳) در می‌آید. مزیت گرفتن لگاریتم از متغیرها این است که علاوه بر انجام بهتر برآورد مدل، می‌توان نتایج حاصل را به صورت کشش تعبیر و تفسیر نمود. به گونه‌ای که ضرایب متغیرها نشان دهنده کشش آن متغیر نسبت به متغیر وابسته

نتایج این تحقیق نشان‌دهنده اثر مثبت صرفه‌های محلی شدن و شهرنشینی بر انتخاب مکان بنگاه‌های جدید می‌باشد. به طوری که کشش مکان‌یابی بنگاه‌ها نسبت به صرفه‌های محلی شدن ۰/۴۷ و نسبت به صرفه‌های شهرنشینی ۰/۴۲ به دست آمده است (جفری و همکاران، ۲۰۱۲: ۲۱).

با بررسی و مرور نتایج مطالعات پیشین صورت گرفته پیرامون مکان‌یابی بنگاه‌ها، عوامل مؤثر بر انتخاب مکان یک فعالیت اقتصادی را می‌توان به چند دسته کلی تقسیم کرد. دسته‌ای از مطالعات صورت گرفته میزان دسترسی بنگاه به نهاده‌ها، بازار مصرف و زیرساخت‌های کافی و مناسب را عاملی اساسی در تصمیم‌گیری و انتخاب مکان یک فعالیت اقتصادی دانسته‌اند. دسته‌ای دیگر به پتانسیل رشد اقتصادی منطقه و مشوق‌ها و حمایت‌های دولتی اشاره دارند و دسته‌ای دیگر به نقش پررنگ صرفه‌های تجمع (صرفه‌های شهرنشینی و صرفه‌های محلی شدن) در انتخاب مکان برای استقرار یک بنگاه نوعی اشاره دارند که در این تحقیق سعی شده است که با انتخاب متغیرهای مناسب اثرگذاری عوامل فوق بررسی شود.^۱

۳- روش‌شناسی تحقیق

۳-۱- انتخاب و تصریح مدل

در این تحقیق برای بررسی عوامل مؤثر بر انتخاب مکان فعالیت صنایع غذایی و آشامیدنی و تمرکز آنها از تحقیق سریدر و وان (۲۰۱۰: ۱۱۷) استفاده شده است. آنها عوامل مؤثر بر مکان‌یابی بنگاه را به سه دسته کلی متغیرهای جغرافیایی اقتصادی، متغیرهای زیربنایی و خدماتی و متغیرهای مربوط به قوانین و مقررات دولتی و ویژگی‌های بنگاه تقسیم می‌کنند.

برای سنجش اثرگذاری متغیرهای جغرافیایی اقتصادی از متغیرهای وقفه تمرکز جغرافیایی صنایع غذایی و آشامیدنی، نخست شهری استان، سهم استان از کل جمعیت کشور و سهم استان از موجودی سرمایه کشور استفاده شده است. استفاده از متغیر وقفه تمرکز جغرافیایی (به عنوان متغیر توضیحی) در مدل

۱. متأسفانه تاکنون تحقیقات زیادی در مورد مکان‌یابی فعالیت‌های اقتصادی در ایران صورت نگرفته است و در تحقیقات قبلی موردی که نقش صرفه‌های تجمع در انتخاب مکان فعالیت‌های اقتصادی را بررسی کرده باشد مشاهده نشد.

می‌باشند. در این رابطه (L) نشان دهنده لگاریتم می‌باشد.

(۳)

$$LFC_{it} = \alpha + \tau LFC_{i(t-1)} + \beta LDi_{it} + \eta LPo_{it} + \gamma LPr_{it} + \delta LSA_{it} + \varepsilon_{it}$$

(۴)

$$Fc = \frac{\left(\frac{X_{kj}}{X_j}\right)^2}{\left(\frac{X_k}{X}\right)^2}$$

در این رابطه Fc تمرکز جغرافیایی بنگاه‌ها را نشان

می‌دهد. X_{kj} ارزش افزوده صنعت k (در این تحقیق صنایع غذایی و آشامیدنی) را در استان j نشان می‌دهد. X_j ارزش افزوده کل صنایع استان j را نشان می‌دهد (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 می‌باشد (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 تمرکز بیشتر است. داده‌های مورد نیاز برای محاسبه شاخص تمرکز صنایع غذایی هر استان از آمار حساب‌های منطقه‌ای ایران (۱۳۹۱-۱۳۷۹) موجود در سایت مرکز آمار ایران استفاده شده است.

۳-۲-۲-۳-۲- فاصله اقتصادی^۵

فاصله اقتصادی اشاره به سهولت و سختی انتقال کالاها، خدمات، نیروی کار، سرمایه، اطلاعات و ایده بین مناطق دارد. فاصله در این چارچوب، یک مفهوم اقتصادی است. هر چند فاصله اقتصادی مرتبط با فاصله اقلیدسی است اما دسترسی و کیفیت زیرساخت‌های حمل و نقل و ارتباطات نیز بر آن اثرگذار است. فاصله اقتصادی بیان کننده دسترسی به بازار برای مبادله کالاها و خدمات و ایده است که به صورت زمان یا هزینه پولی در نظر گرفته می‌شود (بانک جهانی، ۲۰۰۹: ۶).

برای محاسبه شاخص فاصله اقتصادی دو معیار مورد استفاده قرار گرفته است. یکی هزینه حمل کالاها، خدمات و سرمایه فیزیکی است که برای اندازه‌گیری آن از هزینه حمل و نقل کالاها و خدمات استفاده می‌شود و دیگری هزینه انتقال ایده و ابداعات که برای اندازه‌گیری آن از هزینه تحرک سرمایه

۳-۲- معرفی متغیرهای مورد استفاده در مدل

۳-۲-۱- تمرکز بنگاه‌ها

برای سنجش میزان تمرکز جغرافیایی بنگاه‌ها، شاخص‌های مختلفی وجود دارد که می‌توان به شاخص الیسون-گلاسر^۱، ناکامورا-پل^۲ و هیرشمن-هرفیندال^۳ اشاره کرد. الیسون و گلاسر 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) می‌باشد (مهرگان و تیموری، ۱۳۹۱b: ۱۸۵-۱۸۴).

شاخص ناکامورا و پل به صورت $S = \frac{X_j}{X}$ تعریف می‌شود که X ارزش افزوده کل کشور در بخش صنعت و X_j ارزش افزوده بخش صنعت منطقه j (که در اینجا j معرف استان است) را نشان می‌دهد (دهقان شبانی و اکبری، ۱۳۹۴: ۲۱۳).

در این تحقیق از شاخص هیرشمن-هرفیندال استفاده شده است^۴ که این شاخص به صورت زیر تعریف می‌شود (دهقان شبانی، ۱۳۹۲: ۷۵).

1. Ellison & Glaeser

2. Nakamura & Paul

3. Herfindahl & Hirschman

۴. علت انتخاب این شاخص دسترسی به داده‌های لازم (ارزش افزوده صنایع استان‌ها به تفکیک زیربخش‌ها) برای محاسبه آن است (به علت ناقص بودن آمار شاغلین استان‌ها در زیربخش صنایع غذایی و آشامیدنی، قادر به استفاده از شاخص الیسون و گلاسر نبوده‌ایم). ضمن اینکه یکی از پرکاربردترین شاخص‌های سنجش تمرکز نیز می‌باشد (به عنوان مثال دهقان شبانی (۱۳۹۲) نیز از آن استفاده کرده است). کاربرد شاخص ناکامورا و پل بیشتر در زمانی است که تمرکز جغرافیایی کل صنعت سنجیده شود اما برای سنجش تمرکز جغرافیایی زیربخش‌ها (مانند زیربخش صنایع غذایی و آشامیدنی) شاخص هیرشمن-هرفیندال مناسب‌تر است. شاخص هیرشمن-هرفیندال در واقع همان شاخص ناکامورا و پل است که بر سهم هر استان از کل صنایع کشور تقسیم می‌شود و به این ترتیب مقدار شاخص تمرکز برای استان‌های صنعتی کمتر و برای غیرصنعتی (یا کمتر صنعتی) بیشتر می‌شود. در جدول (۱) هم ملاحظه می‌شود که با استفاده از شاخص ناکامورا و پل، استان آذربایجان غربی در رتبه هفتم قرار می‌گیرد اما با استفاده از شاخص هیرشمن هرفیندال در رتبه نخست (۲۰/۹۱) قرار گرفته است.

5. Economic Distance

جمع‌آوری شده است. از آنجایی که آمار جمعیت مطابق سرشماری‌های انجام گرفته موجود است، برای سال‌هایی که آماری از جمعیت در دسترس نبوده است، با استفاده از میانگین نرخ رشد جمعیت در طول دوره، تخمین جمعیت انجام گرفته است.

۳-۲-۵- سهم استان از موجودی سرمایه کشور

متغیر سهم استان از موجودی سرمایه کشور از تقسیم موجودی سرمایه هر استان بر کل موجودی سرمایه کشور محاسبه شده است.^۴

در جدول (۱) متوسط سهم هر استان از ارزش افزوده صنایع غذایی و آشامیدنی کشور^۵ و شاخص تمرکز هیرشمن-هرفیندال برای صنایع غذایی و آشامیدنی هر استان در طول دوره تحقیق محاسبه شده است. ملاحظه می‌شود که ۱۹/۷ درصد از ارزش افزوده صنایع غذایی کشور مربوط به استان تهران است. سهم ارزش افزوده استان‌های تهران، خراسان رضوی، فارس، آذربایجان شرقی، خوزستان، مازندران، آذربایجان غربی و اصفهان از ارزش افزوده کشور ۶۵/۲ درصد است که تمرکز صنایع غذایی و آشامیدنی را در این ۸ استان نشان می‌دهد. همچنین مقدار شاخص هیرشمن هر فیندال هم نشان می‌دهد که بیشترین تمرکز صنایع غذایی و آشامیدنی در استان‌های آذربایجان غربی، تهران، خراسان رضوی، مازندران و فارس وجود دارد.

خلاصه اطلاعات آماری متغیرها در جدول (۲) آمده است. بیشترین مقدار شاخص تمرکز جغرافیایی صنایع غذایی با ۲۰/۹۱ مربوط به استان آذربایجان غربی و کمترین مقدار این شاخص مربوط به استان بوشهر با ۰/۱۷ است. همچنین بیشترین مقدار شاخص فاصله اقتصادی مربوط به استان هرمزگان و کمترین مربوط به استان قم می‌باشد. شاخص نخست شهری نشان می‌دهد که ۹۸/۳ درصد جمعیت شهرنشین استان قم در شهر قم ساکن هستند در حالی که این رقم در استان مازندران ۱۶/۸ درصد می‌باشد. همچنین استان

انسانی استفاده شده است (کانلی و لیگان^۱، ۲۰۰۲: ۱۶۰). لازم به ذکر است که هر کدام از این دو معیار به طور غیرمستقیم فاصله جغرافیایی را در خود دارند (بانک جهانی، ۲۰۰۹: ۷۵). برای محاسبه معیار هزینه حمل کالاها، خدمات و سرمایه فیزیکی، میانگین کرایه هر تن کیلومتر طی شده بر حسب استان مبدأ در نظر گرفته شده که داده‌های آن از سالنامه آماری حمل و نقل جاده‌ای گردآوری شده است و برای محاسبه معیار هزینه تحرک سرمایه انسانی در استان‌های ایران، قیمت بلیط هواپیما بر حسب استان مبدأ از دفاتر هواپیمایی و تعداد مسافران وارد شده به استان مبدأ از سالنامه آماری حمل و نقل هوایی گردآوری شده و یک میانگین وزنی محاسبه شده است.^۲ با ترکیب این دو معیار، شاخص فاصله اقتصادی به دست آمده است که مقدار آن بین صفر و یک بوده و هر چه این عدد به صفر نزدیک باشد، به این معنی است که فاصله اقتصادی این استان تا سایر استان‌ها کمتر است.^۳

۳-۲-۳- نخست شهری

نخست شهری به سهم بزرگ‌ترین شهر منطقه (استان) از کل جمعیت شهری اشاره دارد. این متغیر از تقسیم جمعیت بزرگ‌ترین شهر نظام شهری هر استان به کل جمعیت شهری آن استان محاسبه شده است. این متغیر برای سنجش دسترسی بنگاه به بازار متمرکز نزدیک (در داخل استان) استفاده شده است. ضمن اینکه وجود نخست شهر باعث شکل‌گیری صرفه‌های شهرنشینی می‌شود و تمایل بنگاه‌ها به استقرار در نزدیکی این شهرها (برای استفاده از این صرفه‌ها) را افزایش می‌دهد.

۳-۲-۴- سهم استان از جمعیت کشور

برای محاسبه این متغیر جمعیت هر استان در سال‌های مختلف بر جمعیت کشور در آن سال تقسیم شده است. آمار مربوط به جمعیت استان‌ها و کشور از سالنامه‌های آماری مرکز آمار ایران

1. Conley & Ligon (2002)

۲. انتخاب شاخص برای این معیار بر اساس مقاله "فاصله اقتصادی و سرریز بین کشوری"، کانلی و لیگان (۲۰۰۲) و مقاله "فاصله اقتصادی و رشد منطقه‌ای در ایران"، دهقان شبانی و اکبری (۱۳۹۴) صورت گرفته است.

۳. برای توضیح بیشتر این متغیر رجوع شود به مقاله «فاصله اقتصادی و رشد منطقه‌ای در ایران» (دهقان شبانی و اکبری، ۱۳۹۴: ۲۱۳).

۴. داده‌های مربوط به متغیر فاصله اقتصادی و موجودی سرمایه استان‌ها برای سال‌های (۱۳۸۸-۱۳۸۰) از مقاله «فاصله اقتصادی و رشد منطقه‌ای در ایران» (دهقان شبانی و اکبری، ۱۳۹۴) دریافت شده است و برای بقیه سال‌ها با روش مشابه محاسبه شده است.
۵. این نسبت در واقع شاخص ناکامورا و پیل (۲۰۰۹: ۳۰۷) است.

تهران در طول دوره تحقیق به طور متوسط ۱۹ درصد از جمعیت کشور و ۴۴/۴۳ درصد از موجودی سرمایه کشور را در خود جای داده است.

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

شماره رتبه	نام استان	سهم استان از ارزش افزوده صنایع غذایی کشور (درصد)	شاخص تمرکز HHI	رتبه	نام استان	سهم استان از ارزش افزوده صنایع غذایی کشور (درصد)	شاخص تمرکز HHI
۱	تهران	۱۹/۷۲	۲۰/۴۵	۱۵	مرکزی	۱/۹۸	۰/۸۲
۲	خراسان رضوی	۸/۱۲	۱۸/۱	۱۶	چهارمحال و بختیاری	۱/۵۳	۲/۹
۳	فارس	۷/۹۸	۱۳/۶	۱۷	زنجان	۱/۳۶	۱/۴۵
۴	آذربایجان شرقی	۷/۱۴	۸/۵۸	۱۸	قم	۱/۳۴	۱/۴۲
۵	خوزستان	۶/۴	۵/۰۶	۱۹	سیستان و بلوچستان	۱/۲۸	۴/۰۳
۶	مازندران	۶/۳۵	۱۴/۳۹	۲۰	لرستان	۱/۲۵	۲/۶۳
۷	آذربایجان غربی	۴/۸۵	۲۰/۹۱	۲۱	سمنان	۱/۲۱	۱/۱۷
۸	اصفهان	۴/۶۳	۱/۶۸	۲۲	اردبیل	۱/۱۹	۳/۰۸
۹	گیلان	۳/۳۳	۶/۶۹	۲۳	یزد	۱/۱۸	۰/۷۲
۱۰	قزوین	۲/۹۲	۲/۶۴	۲۴	کردستان	۱/۱۵	۲/۷۹
۱۱	کرمانشاه	۲/۶۳	۵/۳۳	۲۵	هرمزگان	۱/۰۷	۰/۵۰
۱۲	کرمان	۲/۵۹	۱/۸	۲۶	بوشهر	۰/۷۶	۰/۱۷
۱۳	همدان	۲/۳۶	۵/۱۱	۲۷	کهگیلویه و بویراحمد	۰/۴۴	۱/۵۲
۱۴	گلستان	۲/۱۷	۸/۷۲	۲۸	ایلام	۰/۲۹	۰/۵۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. خلاصه اطلاعات آماری متغیرها

متغیر	شاخص تمرکز جغرافیایی هیرشمن-هرفیندال	شاخص فاصله اقتصادی	نخست شهری (درصد)	سهم استان از جمعیت کشور (درصد)	سهم استان از موجودی سرمایه کشور (درصد)
انحراف معیار	۶/۴	۰/۳	۱۶/۳	۴	۸/۱۲
بیشترین مقدار	۲۰/۹۱ (آذربایجان غربی)	۱/۱۹ (هرمزگان)	۹۸/۳ (قم)	۱۹ (تهران)	۴۴/۴۳ (تهران)
کمترین مقدار	۰/۱۷ (بوشهر)	۰/۰۹ (قم)	۱۶/۸ (مازندران)	۱ (ایلام)	۰/۲۴ (کهگیلویه و بویر احمد)
دامنه تغییرات	۲۰/۷۴	۱/۱	۸۱/۵	۱۸	۴۴/۱۹
میانگین داده‌ها	۵/۶	۰/۴۳	۴۶	۳	۳/۵۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۳-۳- روش تخمین مدل

با حضور وقفه متغیر وابسته (FC_{it-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 ماتیا و سوستر^۱ برآورد 2SLS به دلیل انتخاب نادرست متغیرهای ابزاری، ضمن ایجاد واریانس‌های بزرگ برای ضرایب، عدم معنی‌داری آماری را نیز

1. Matias & Suster

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^۴ و کائو^۵ استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها (با فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی برای این دو آزمون) در جدول (۴) و جدول (۵) نشان داده شده است.

بر اساس نتایج ارائه شده در جدول (۴) و جدول (۵) ملاحظه می‌گردد که هم‌انباشتگی 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 سطح یک درصد پذیرفته می‌شود. این نتایج نشان می‌دهد که یک ارتباط قوی بلندمدت میان متغیر تمرکز صنایع غذایی با متغیرهای توضیحی مدل وجود دارد.

۴-۳- تخمین مدل

در این قسمت به تخمین مدل؛

$$LFC_{it} = \alpha + \tau LFC_{i(t-1)} + \beta LDi_{it} + \eta LPO_{it} + \gamma LPr_{it} + \delta LSa_{it} + \varepsilon_{it}$$

با استفاده از روش Panel-GMM پرداخته شده است. به این منظور از نرم‌افزار 8 Eviews استفاده شده است که نتایج تخمین در جدول (۶) مشاهده می‌شود.

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

در پی دارد. بنابراین، روش گشتاور تعمیم یافته (GMM) توسط آرانو و باند^۱ برای حل این مشکل پیشنهاد شده است (مکیان و همکاران، ۱۳۹۱: ۶۳).

روش گشتاورهای تعمیم یافته برای به دست آوردن پارامترهای سازگار، نیازمند تعداد دوره‌های زمانی زیادی نیست و برای پانلهایی با دوره زمانی کم و مقاطع زیاد نیز مناسب است. از طرف دیگر، خودهمبستگی محدودی در جمله خطای منجر شده از معادله تخمین زنده‌های GMM، برای برآورد مدل‌های پویای تابلوی در نظر گرفته می‌شود (آرانو و باند، ۱۹۹۱: ۲۸۹).

۴-۲- تخمین مدل و تفسیر یافته‌های تحقیق

۴-۱- بررسی مانایی متغیرها

گام اول در برآورد الگوی مورد نظر، بررسی مانایی متغیرها است که براساس آزمون لوین-لین و چاو^۲ و آزمون فیشر-دیکی فولر تعمیم یافته^۳ که آزمون‌های مربوط به داده‌های پانل می‌باشند، صورت گرفته است. با توجه به نتایج ارائه شده آزمون مانایی متغیرها در جدول (۳)، ملاحظه می‌شود که متغیرهای تمرکز بنگاه‌ها، نخست شهری و نسبت جمعیت استان به کشور در سطح مانا هستند؛ اما متغیرهای دیگر نامانا بوده و با یک بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند.

۴-۲- آزمون هم‌انباشتگی داده‌های پانلی

تخمین مدل در حالت نامانا بودن متغیرها باعث ایجاد رگرسیون کاذب در مدل می‌شود. برای جلوگیری از اتکا به رگرسیون کاذب روش‌های تفاضل‌گیری و آزمون هم‌انباشتگی وجود دارد، اما هنگام استفاده از تفاضل متغیرها در برآورد ضرایب الگو اطلاعات ارزشمندی در رابطه با سطح متغیرها از دست می‌رود لذا این روش برای جلوگیری از اتکا به رگرسیون کاذب مناسب نمی‌باشد. می‌توان برای رفع این مشکل از آزمون هم‌انباشتگی استفاده کرد. مفهوم هم‌انباشتگی تداعی کننده وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می‌کند (نوفستی، ۱۳۸۹: ۸۷). در تحلیل‌های آزمون هم‌انباشتگی پانلی، وجود روابط بلندمدت

1. Arellano & Bond
2. Levin, Lin & Chu
3. Fisher-ADF

4. Pedroni
5. Kao

دوم (2) AR است که این آزمون نیز برای بررسی اعتبار و صحت متغیرهای ابزار استفاده می‌شود. آرلانو و باند (۱۹۹۱) بیان می‌کنند که در تخمین GMM باید جملات اخلاص همبستگی مرتبه اول (1) AR داشته باشند اما دارای همبستگی سریالی مرتبه دوم (2) AR نباشند (دهقان شبانی، ۱۳۹۲: ۷۹).

مقادیر آزمون سارگان و آزمون همبستگی پسماندهای مرتبه اول (1) AR و مرتبه دوم (2) AR در جدول (۶) گزارش شده است. بر اساس نتایج این آزمون‌ها، صحت اعتبار نتایج مدل آزمون شده بر اساس روش GMM تأیید می‌شود.

جدول ۳. نتایج حاصل از بررسی ایستایی متغیرها

ردیف	نام متغیر	آزمون لوین، لین و چو		آزمون فیشر - دیکی فولر تعمیم یافته*	
		آماره	احتمال	آماره	احتمال
۱	LFc	-۱۸/۹۱۳۹	۰/۰۰۰۰	۱۷۹/۸۱۶	۰/۰۰۰۰
۲	LDi	-۲/۲۵۸۲۹	۰/۰۰۰۰	۱۳۱/۰۱۹	۰/۰۰۰۰
۳	LPr	-۳۹/۸۶۳۸	۰/۰۰۰۰	۷۶/۶۶۲۵	۰/۰۳۴۸
۴	LSa	-۵/۳۱۷۵۸	۰/۰۰۰۰	۱۰۵/۱۳۶	۰/۰۰۰۱
۵	LPo	-۲/۳۶۸۵۴	۰/۰۰۰۹	۱۶/۲۲۶۳	۰/۰۹۳۳

*وقفه انتخابی برای آماره ADF- Fisher توسط معیار شوارتز انتخاب شده است

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۴. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی

ردیف	Pedroni Cointegration	با عرض از مبدأ		با عرض از مبدأ و روند	
		آماره آزمون	P-value	آماره آزمون	P-value
۱	Panel v-Statistic	-۳/۴۶۵	۰/۹۹۹	-۲/۷۷۹	۰/۹۹۷
۲	Panel rho-Statistic	۳/۰۸۴	۰/۹۹۹	۴/۶۰۱	۱/۰۰۰
۳	Panel PP-Statistic	-۲/۸۱۱	۰/۰۰۲	-۷/۸۰۲	۰/۰۰۰
۴	Panel ADF-Statistic	-۴/۶۵۷	۰/۰۰۰	-۶/۰۷۷	۰/۰۰۰
۵	Group rho-Statistic	۵/۴۵۲	۱/۰۰۰	۶/۵۲۱	۱/۰۰۰
۶	Group PP-Statistic	-۶/۰۰۶	۰/۰۰۰	۹/۵۳۰	۰/۰۰۰
۷	Group ADF-Statistic	-۳/۷۷۱	۰/۰۰۰	-۲/۴۸۷	۰/۰۰۰۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. نتایج آزمون هم‌انباشتگی کاتو با استفاده از آماره ADF

ردیف	آماره	احتمال	نتیجه آزمون
۱	۱/۸۱۳۹۰۹	۰/۰۳۴۹	فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی در مدل رد می‌شود

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۶. نتایج تخمین مدل (Panel GMM)

ردیف	متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری (p)
۱	تمرکز بنگاه‌ها با یک دوره وقفه ((-1) Fc	۰/۳۹۲۷۲۶	۰/۰۲۰۸۴۹	۱۴/۰۴۰۵۷	۰/۰۰۰۰
۲	فاصله اقتصادی (Di)	-۰/۰۶۷۷۱۴	۰/۰۰۸۸۸	-۷/۶۲۵۷۸۹	۰/۰۰۰۰
۳	نخست شهری (Pr)	۱/۰۷۶۸۵۲	۰/۵۳۳۲۷۹	۲/۰۱۹۳۰۵	۰/۰۴۴۵
۴	نسبت سرمایه استان به کشور (Sa)	۰/۱۴۶۱۴۰	۰/۰۸۶۶۳۱	۱/۶۸۶۹۲۳	۰/۰۹۲۹
۵	نسبت جمعیت استان به کشور (Po)	۰/۲۶۱۹۸۶	۰/۳۲۴۰۷۵	۰/۸۰۸۴۱۰	۰/۴۱۹۶
۶	آزمون سارگان	آماره = ۲۶/۴۰۰۲۷ J = ۰/۲۸۲۳۳۷ سطح احتمال آماره J			
۷	آزمون خودهمبستگی مرتبه اول AR (1)	Prob AR (1) = ۰/۰۰۰۱			
۸	آزمون خودهمبستگی مرتبه دوم AR (2)	Prob AR (2) = ۰/۳۲۰۲			
۹	تعداد مشاهدات: ۲۵۱	تعداد استان‌ها: ۲۸	دوره زمانی: ۱۲ سال (۱۳۹۱-۱۳۸۰)		

*متغیر وابسته تمرکز بنگاه‌ها می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴-۴- تفسیر یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از برآورد مدل به روش GMM، در جدول (۶) مشاهده می‌شود که در ادامه به تفسیر نتایج تحقیق پرداخته شده است.

ضریب متغیر تمرکز بنگاه‌ها با یک دوره وقفه مطابق با مبانی نظری جغرافیای اقتصادی جدید اثر مثبت و معنی‌داری را بر تمرکز بنگاه‌ها دارد و نشان می‌دهد که یک افزایش یک درصدی در تمرکز بنگاه‌ها در یک سال مشخص، می‌تواند باعث افزایش ۰/۲۹ درصدی در تمرکز بنگاه‌ها در سال بعد شود. علت این امر وجود صرفه‌های ناشی از محلی شدن در صنایع غذایی و آشامیدنی کشور است.

ضریب متغیر فاصله اقتصادی منفی و معنی‌دار شده است که مفهوم آن این است که کاهش فاصله اقتصادی بین استان‌های کشور می‌تواند بر تمرکز مکانی بنگاه‌های صنایع غذایی و آشامیدنی اثر افزایش‌دهنده داشته باشد. فاصله اقتصادی نشان دهنده هزینه دسترسی به بازار فروش و مواد اولیه برای یک بنگاه نوعی است. یکی از عواملی که در مکان‌یابی یک فعالیت اقتصادی مؤثر می‌باشد هزینه دسترسی به بازار است. کاهش فاصله اقتصادی بین استان‌ها باعث کاهش هزینه‌های دسترسی بنگاه‌ها به بازار شده و تمایل آنها را برای تمرکز در کنار همدیگر، برای استفاده از منافع تجمیع از قبیل صرفه‌های محلی شدن را افزایش می‌دهد.

ضریب متغیر نخست شهری مثبت و از نظر آماری معنی‌دار شده است. کشش این متغیر نسبت به متغیر وابسته ۱/۰۷ درصد به دست آمده است که در بین متغیرهای توضیحی بیشترین مقدار را دارا می‌باشد. مکان‌های نزدیک به نخست شهر به دو دلیل برای مکان‌یابی بنگاه‌ها جذابیت دارند. یکی وجود صرفه‌های شهرنشینی است که مطابق مبانی نظری و مطالعات دهقان شبانی (۱۳۹۲)، کامپی و همکاران (۲۰۰۴)، مارسال (۲۰۰۴) و دوراکس و همکاران (۲۰۰۷) اثر مثبت و معنی‌داری بر مکان‌یابی بنگاه‌ها دارد. و دلیل دوم آن است که نخست شهر اندازه بازار بنگاه را گسترده‌تر می‌کند. ضریب این متغیر نشان می‌دهد که با افزایش نخست شهری در یک استان، تمرکز صنایع غذایی و آشامیدنی در آن استان افزایش خواهد یافت.

متغیر سهم استان از جمعیت کشور هر چند که مثبت شده است و نشان می‌دهد که تمرکز صنایع غذایی در استان‌های پرجمعیت می‌تواند بیشتر باشد؛ اما از نظر آماری تأیید نشده است. دلیل معنی‌دار نشدن این متغیر می‌تواند به مواردی از قبیل وسعت استان و پراکندگی جمعیت مرتبط باشد. چرا که برای بنگاه‌ها دسترسی به جمعیت متراکم حائز اهمیت است. همچنین از آنجایی که تحرک پذیری نیروی کار در بین استان‌ها وجود دارد در صورت نیاز به نیروی کار در یک استان امکان تأمین آن از سایر استان‌ها وجود دارد.

- سهم استان از موجودی سرمایه (به عنوان یکی از عوامل تولید) کشور هم اثر مثبت بر تمرکز صنایع غذایی و آشامیدنی دارد و نشان می‌دهد که یک افزایش یک درصدی در سهم استان از موجودی سرمایه کشور می‌تواند باعث افزایش ۰/۱۴ درصدی تمرکز صنایع غذایی و آشامیدنی در آن استان شود.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

مطالعه چگونگی توزیع صنایع غذایی و آشامیدنی در بین استان‌های کشور نشان دهنده تمرکز این صنایع در تعداد معدودی از استان‌ها می‌باشد. به طوری که ۶۵/۲ درصد از کل ارزش افزوده ایجاد شده صنایع غذایی و آشامیدنی کشور متعلق به ۸ استان تهران، خراسان رضوی، فارس، آذربایجان شرقی، خوزستان، مازندران، آذربایجان غربی و اصفهان می‌باشد. در این تحقیق برای شناسایی عوامل مؤثر بر تمرکز صنایع غذایی و آشامیدنی از داده‌های پانل پویا و روش GMM در دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۸۰ برای ۲۸ استان کشور استفاده شده است. همچنین برای سنجش تمرکز جغرافیایی صنایع غذایی و آشامیدنی از شاخص تمرکز هرfindal-هیرشمن (HHI) استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که با افزایش نخست شهری استان‌ها و افزایش سهم استان از موجودی سرمایه کشور، تمرکز صنایع غذایی و آشامیدنی افزایش می‌یابد. رابطه مستقیم نخست شهری و تمرکز صنایع غذایی و آشامیدنی نشان می‌دهد که این صنایع تمایل به استقرار در نزدیکی نخست شهرها را دارند تا بتوانند علاوه بر استفاده از صرفه‌های ناشی از شهرنشینی، اندازه بازار پیش روی خود را گسترش دهند. با این حال نتایج تحقیق نشان می‌دهد رابطه معکوسی بین فاصله اقتصادی و تمرکز صنایع غذایی و آشامیدنی وجود دارد که نشان می‌دهد فاصله اقتصادی مانعی برای تمرکز بنگاه‌ها می‌باشد. همچنین ضریب مثبت و معنی‌دار وقفه متغیر وابسته در مدل نشان می‌دهد که صنایع غذایی و آشامیدنی برای استفاده از صرفه‌های محلی شدن تمایل به

تمرکز و فعالیت در کنار همدیگر را دارند. بر اساس یافته‌های تحقیق به کارگیری توصیه‌های سیاستی زیر پیشنهاد می‌گردد:

تمرکز جغرافیایی بنگاه‌ها در کنار یکدیگر به آن علت صورت می‌گیرد که منافع تمرکز بر هزینه‌های آن غلبه می‌نماید. اما ممکن است تمرکز بنگاه‌ها در نقاط مشخص از نظر عدالت اجتماعی مطلوب و مورد توجه دولت نباشد. به این معنی که دولت تمرکززدایی و رشد متوازن استان‌ها را بر منافع فردی و گروهی بنگاه‌ها ترجیح دهد. از آنجا که در مبانی نظری جغرافیای اقتصادی، تمرکز بنگاه‌ها امری مطلوب محسوب می‌شود لذا توصیه‌های زیر در جهت حمایت از تمرکز جغرافیایی صورت می‌گیرد. بدیهی است که اگر سیاست دولت تمرکززدایی باشد عکس این توصیه‌ها پیشنهاد می‌شود.

- از آنجایی که تمرکز بنگاه‌ها در کنار یکدیگر می‌تواند با ایجاد صرفه‌های محلی شدن بر عملکرد بنگاه‌ها اثر مثبتی داشته باشد، و نتایج این تحقیق نشان داد که بنگاه‌ها در انتخاب مکان فعالیت خود به صرفه‌های محلی شدن توجه می‌کنند؛ لذا استفاده از سیاست‌های حمایتی برای خوشه‌ای شدن و استقرار بنگاه‌ها در کنار یکدیگر توصیه می‌گردد تا این صنایع بتوانند با استفاده از مزایای خوشه‌ای شدن و تمرکز در کنار همدیگر، تولید و اشتغال بیشتری را ایجاد نمایند.

بنگاه‌ها در انتخاب مکان خود به میزان دسترسی به زیرساخت‌ها و کیفیت آنها توجه می‌کنند و نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بین شاخص فاصله اقتصادی (به عنوان متغیری که اثر زیرساخت‌ها را بر انتخاب مکان و تمرکز بنگاه نشان می‌دهد) و تمرکز صنایع غذایی و آشامیدنی رابطه معکوسی وجود دارد. لذا استفاده از سیاست‌هایی که منجر به کاهش فاصله اقتصادی بین استان‌ها شود توصیه می‌گردد تا با این کار زمینه تمرکز جغرافیایی برای صنایع غذایی و آشامیدنی و استفاده از منافع تمرکز برای آنان افزایش یابد.

منابع

پورعبادالهیان کویچ، محسن و همتی، مجتبی (۱۳۹۴). "سنجش موقعیت مکانی بنگاه و بررسی تأثیر آن بر تصمیم صادراتی بنگاه‌های صنعتی ایران". فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، سال دوم، شماره ۱، ۱۴۲-۱۲۱.

پهرامی، جابر و پهلوانی، مصیب (۱۳۹۳). "تأثیر جهانی شدن بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای منتخب MENA با استفاده از روش GMM". مجله اقتصاد و توسعه منطقه‌ای، سال بیست و یکم، شماره ۸، ۲۲۶-۲۰۵.

- شماره، دوره، ۱۵۸-۱۴۰.
- مرکز آمار ایران (۱۳۹۴) / www.amar.org.ir.
- مکیان، سید نظام الدین؛ مصطفوی، سید محمدحسن؛ حاتمی، راضیه و دهقانپور، محمدرضا (۱۳۹۱). "بررسی اثر رشد تجارت بر رشد توسعه انسانی در کشورهای منتخب آسیا: رهیافت داده‌های تابلویی". *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۹، شماره ۱، ۷۰-۵۵.
- مهرگان، نادر و تیموری، یونس (۱۳۹۱b). "محاسبه شدت تمرکز جغرافیایی صنایع در بین استان‌های کشور". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی سال بیستم*، شماره ۶۱، ۱۹۲-۱۷۵.
- مهرگان، نادر، تیموری، یونس (۱۳۹۱). "ارزیابی تمرکز جغرافیایی استانی صنعت و عوامل مؤثر بر میزان آن در ایران". *فصلنامه جغرافیا و آمایش شهری- منطقه‌ای*، دوره ۲، شماره ۵، ۱۲۰-۱۰۵.
- نصراللهی، زهرا و صالحی قهفرخی، فخرالسادات (۱۳۹۱). "عوامل مؤثر بر مکان‌یابی بنگاه‌های صنعتی از دیدگاه رفتارگرایان، مدل لوجیت- پروبیت". *مجله علمی پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۸، ۹۰-۷۵.
- نوفرستی، محمد (۱۳۸۹). "ریشه واحد و همگامی در اقتصادسنجی". تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.
- 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.
- 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.
- Conley, T. & Ligon, E. (2002). "Economic Distance and Cross-country Spillover". *Journal of Economic Growth*, 7(2), 157-187.
- Devereux, M. P., Griffith, R. & Simpson, H. (2007). "Firm Location Decision, Regionals Grants and Agglomeration Externalities". *Journal of Public Economics*, 91, 413-435.
- Harris, T. F. & Ioannides, Y. M. (2000). خراط زبردست، اسفندیار (۱۳۷۸). "توسعه صنعتی مناطق و عوامل مؤثر در مکان‌یابی فعالیت‌های صنعتی بزرگ". *فصلنامه هنرهای زیبا*، دوره ۶، شماره ۶، ۵۵-۴۴.
- دهقان شبانی، زهرا (۱۳۹۲). "تأثیر چگالی جمعیت بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی و رشد منطقه‌ای در ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال هجدهم، شماره ۵۴، ۹۲-۵۵.
- دهقان شبانی، زهرا و اکبری، نعمت‌الله (۱۳۹۴). "فاصله اقتصادی و رشد منطقه‌ای در ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، سال پانزدهم، شماره ۲، ۲۲۲-۲۰۳.
- سامتی، مرتضی؛ فتح‌آبادی، مهدی و رنجبر، همایون (۱۳۹۳). "اثرات صرفه‌های تجمع صنعتی و شهرنشینی بر رشد اقتصادی: شواهدی از بازارهای ایران". *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، سال هشتم، شماره ۳ (پیاپی ۲۷)، ۳۶-۱۷.
- سولیوان، آ (۱۳۸۶). "مباحثی در اقتصاد شهری". ترجمه جعفر قادری و علی قادری، تهران، انتشارات نور علم، جلد ۱ و ۲.
- صباغ کرمانی، مجید (۱۳۸۰). "اقتصاد منطقه‌ای (تئوری و مدل‌ها)". تهران، انتشارات سمت.
- فرهمند، شکوفه و بدری، فروزنده السادات (۱۳۹۱). "بررسی رابطه بین تجمع و رشد اقتصادی در منتخبی از کشورهای آسیا-اقیانوسیه". *فصلنامه تحقیقات اقتصادی راه اندیشه*، "Productivity and Metropolitan Density (No. 0016)". *Department of Economics*, Tufts University.
- Henderson, J. V. (2000). "The Effects of Urban Concentration on Economic Growth". *NEBR Working Paper*, No. 7503.
- Jofre, M. J., Marin, L. R. & Viladecans, M. E. (2012). "When Are Localization and Urbanization Economies Important? 52nd Congress of the European Regional Science Association: "Regions in Motion - Breaking the Path". 21-25 August 2012, Bratislava, Slovakia. *Provided in Cooperation with: European Regional Science Association (ERSA)*.
- Marsal, E. V. (2004). "Agglomeration Economies and Industrial Location: City-Level Evidence". *Journal of Economic*

- Geography*, 4, 565- 582.
- Marshall, A. (1920). "Principles of Economics". 8th ed. MacMillan, London.
- Nakamura, R. & Paul, C. J. (2009). "Measuring Agglomeration; Handbook of Regional Growth and Development Theories". *Great Britain by MPG Books Ltd*, Bodmin, Cornwall.
- Sridhar, K. S. & Wan, G. (2010). "Firm Location Choice in Cites: Evidence from China, India and Brazil". *China Economic Review*, 21, 113-122.
- World Bank (2009). "World Development Report: Reshaping Economic Geographic". *Washington DC Press*.

Archive of SID