

تجمع جغرافیایی فعالیت‌های صنعتی و رشد بهره‌وری: شواهدی از صنایع تولیدی استان‌های ایران

مرتضی سامتی*، مهدی فتح‌آبادی**، همایون رنجبر⁺

تاریخ دریافت: ۹۴/۰۹/۰۱ تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۴/۱۳

چکیده

این مقاله اثر تجمع فضایی فعالیت‌های صنعتی را بر رشد بهره‌وری صنایع تولیدی استان‌های ایران با استفاده از رگرسیون داده‌های مقطعی و رگرسیون تلفیقی پویا با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) در دوره ۹۲-۱۳۷۹ بررسی می‌کند. برای اندازه‌گیری تجمع صنعتی از شاخص الیسون گلیرز (EG) استفاده شد. یافته‌ها «فرضیه ویلیامسون» را تایید می‌کند؛ بدین معنا که تجمع فعالیت‌های صنعتی تا سطح معینی از توسعه‌یافتگی بر رشد بهره‌وری اثر مثبت دارد. وقتی زیرساخت‌های اقتصاد به ویژه حمل و نقل مناسب نباشد، ارتباطات به راحتی امکان‌پذیر نبوده و دسترسی به بازارهای سرمایه با محدودیت مواجه می‌شود و نیز کارایی از طریق تمرکز تولید در فضا افزایش می‌یابد؛ اما با بهبود زیرساخت‌ها و گسترش بازارها، اثرات خارجی ازدحام در مراحل توسعه‌یافتگی تغییر کرده و این امر می‌تواند سبب پراکندگی بیشتر فعالیت‌های اقتصادی شود؛ یعنی تجمع، موجب انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی شده و این تسریع رشد اقتصادی را در پی خواهد داشت.

* استاد گروه اقتصاد، واحد خوراسگان (اصفهان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران، پست الکترونیکی:

msameti@gmail.com

** دانشجوی دکتری اقتصاد، واحد خوراسگان (اصفهان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران (نویسنده مسئول)، پست

mehdi_fa88@yahoo.com

الکترونیکی:

⁺ استادیار گروه اقتصاد، واحد خوراسگان (اصفهان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران، پست الکترونیکی:

hranjbar@khuisf.ac.ir

واژگان کلیدی: تجمع صنعتی، بهره‌وری، فرضیه ویلیامسون، حداقل مربعات معمولی، گشتاورهای تعمیم‌یافته.

طبقه‌بندی JEL: R12, R14, O40.

۱. مقدمه

توزیع فضایی فعالیت‌های اقتصادی از دغدغه و نگرانی‌های اصلی سیاست‌های منطقه‌ای است؛ زیرا سازماندهی فضایی فعالیت‌ها بر توزیع جغرافیایی ثروت و تقسیم منافع اقتصادی مؤثر است. تصمیم‌گیری درباره مکان استقرار یک بنگاه از دو منظر برای حوزه اقتصاد مهم تلقی می‌شود؛ نخست، جابجایی عوامل تولید در فضای جغرافیایی هزینه‌بر است؛ دوم، حمل و نقل کالاها باعث هدر رفتن بخشی از محصول شده و به بنگاه، هزینه‌های مضاعف تحمیل می‌کند. پرسش اصلی این است که «چرا با وجود مشابهت جغرافیای فیزیکی برخی مناطق، سطح توسعه‌یافتگی آنها متفاوت است؟». در قالب مفاهیم اقتصاد منطقه‌ای، تجمع صنعتی از طریق وابستگی متقابل صنعتی سبب ارتقای کارایی تولید می‌شود.

ایران از نظر جغرافیایی، کشور وسیع و پهناوری است و همواره با پدیده‌هایی مانند مهاجرت داخلی نیروی کار، تفاوت دستمزد و شاخص قیمت در مناطق مختلف، اختلاف در فراوانی نیروی کار ماهر، تفاوت در رشد صنعتی، اشتغال و تعداد بنگاه‌های تولیدی در استان‌های مختلف کشور روبرو بوده است. پژوهش‌های متعددی به دنبال توضیح این پدیده‌ها بوده‌اند ولی به نتیجه واحدی دست نیافته‌اند و همچنان این مشکلات منطقه‌ای در ایران پابرجاست. بی‌تردید عوامل اقتصادی و غیراقتصادی در طول تاریخ بر نمایان شدن این مشکلات اثرگذار بوده‌اند و تحلیل این عوامل و بیان آنها به صورت یک نظریه یکپارچه و واحد میسر نیست و نیازمند بررسی از ابعاد مختلف است. یکی از نظریات مطرح در این زمینه، «جغرافیای اقتصادی جدید»^۱ است که چرایی تجمع یا تمرکز اقتصادی در فضای جغرافیایی را توضیح می‌دهد و توسعه نامتوازن مناطق و اهمیت خوشه‌های صنعتی را آشکار می‌سازد.

^۱New Economic Geography

بررسی تجمع صنعتی از جهات مختلف دارای اهمیت است؛ نخست، عوامل اقتصادی تا چه حدی در شکل‌گیری این پدیده مؤثر بوده‌اند؛ دوم، این اتفاق چه مزیت‌هایی برای استان‌های برخوردار در پی داشته است که عملاً در رشد اقتصادی آنها انعکاس می‌یابد. اهمیت سوم این است که رشد اقتصادی به عنوان موتور محرکه توسعه، چه ناهمگنی و نابرابری منطقه‌ای را برای کشور رقم زده است. بی‌تردید بخشی از واقعیت‌های اقتصادی استان‌ها در تجمع صنعتی نهفته است و چه بسا اگر راهبردهای برنامه‌ای و سیاست‌های اجرایی متناسب با مزیت‌های استان‌ها شکل می‌گرفت، امروزه توزیع فعالیت‌های اقتصادی در پهنای جغرافیایی کشور متفاوت می‌شد. کانون همه نظریات رشد اقتصادی این است که انباشت سرمایه از عوامل اثرگذار و مسلط رشد اقتصادی است. با این وجود، انباشت سرمایه در همه استان‌ها به صورت همگن، انجام نمی‌شود و تفاوت معناداری دارد. جغرافیای اقتصادی جدید فرایند انباشت سرمایه را براساس تحلیل رفتار پنگاه‌های اقتصادی در قالب حداکثر کردن سود و بهره‌مندی از مزایای تجمع تحلیل می‌کند. در این راستا فرضیه ویلیامسون^۱ (۱۹۶۵) اهمیت دارد. وی معتقد است کشورهای که از زیرساخت‌های حمل و نقل و ارتباطات مناسب برخوردار نیستند و در دسترسی به بازارهای سرمایه با محدودیت روبرو هستند، تمرکز تولید به افزایش کارایی در این کشورها کمک خواهد کرد. البته این اثرگذاری مشروط است؛ به این معنا که تجمع، رشد اقتصادی را در مراحل اولیه توسعه افزایش می‌دهد و پس از دستیابی به یک سطح درآمد واقعی، اثر آن بر رشد اقتصادی اندک خواهد بود و چه بسا ممکن است اثرات زیان‌باری به همراه داشته باشد.

سوال اصلی مقاله این است که آیا تجمع بر رشد صنایع تولیدی استان‌های ایران اثرگذار است؟؛ بنابراین هدف اصلی این مقاله ارزیابی اثر تجمع فعالیت‌های صنعتی بر رشد بهره‌وری و آزمون فرضیه ویلیامسون در صنایع تولیدی استان‌های ایران در دوره ۹۲-۱۳۷۹ می‌باشد. سازماندهی مقاله بدین صورت است که پس از بیان مقدمه، ادبیات تحقیق مرور می‌شود؛ سپس روش‌شناسی و داده‌های تحقیق تبیین می‌شود؛ در بخش چهارم، نتایج تجربی اثر تجمع صنعتی بر رشد بهره‌وری ارائه شده و در نهایت، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی بیان می‌شود.

^۱ Williamson

۲. مروری بر ادبیات تحقیق

جغرافیای اقتصادی از دو منظر «تجمع برون‌زا» و «درون‌زا» مطالعه می‌شود. در تجمع برون‌زا، نظریه‌های مکان‌یابی به دو شاخه تقسیم می‌شوند؛ «نظریه حداقل هزینه»^۱ با محوریت بخش عرضه و دیگری «نظریه رقابت فضایی»^۲ که بر بخش تقاضای اقتصاد تأکید دارد. «نظریه حداقل هزینه» توضیح نمی‌دهد چرا تجمع در یک منطقه شکل می‌گیرد. «نظریه‌های رقابت فضایی» این موضوع را مورد انتقاد قرار داده و با استفاده از مفاهیم اثرات خارجی و بازدهی فزاینده، دلایل تجمع را توضیح می‌دهند (گرینهاوت^۳، ۱۹۵۶). نظریه حداقل هزینه یا «نظریه استفاده زمین»^۴ اظهار می‌دارد تمامی تقاضای موجود در اقتصاد در یک مکان مشخص شکل می‌گیرد که می‌تواند یک شهر معدنی باشد که تقاضای تولیدات کشاورزی دارد (فن تیونن^۵، ۱۸۴۲) یا یک منطقه تجاری که انواع مبادله در آن انجام می‌گیرد (فوجیتا^۶، ۱۹۸۶).

حمل و نقل هزینه‌بر است و هر چه فاصله از مرکز تجمع بیشتر باشد، هزینه‌ها نیز افزایش می‌یابد. از این منظر، عرضه‌کنندگان با توجه به تابع تولید و هزینه‌های حمل و نقل، می‌توانند محاسبه نمایند که چه میزان هزینه می‌توانند پرداخت نمایند. نظریه رقابت فضایی یا «وابستگی متقابل مکانی»^۷ فرض وجود یک مرکز را نمی‌پذیرد و معتقد است تقاضای اقتصاد میان مناطق مختلف پراکنده شده و تولیدکنندگان به دنبال یک نقطه بهینه برای استقرار هستند. از این منظر، هاتلینگ^۸ (۱۹۲۹) نشان داد دو تولیدکننده که یک کالای همگن تولید می‌کنند، حتماً در کنار یکدیگر قرار خواهند گرفت تا هر دو به یک اندازه با مصرف‌کنندگان فاصله داشته باشند. البته این یک وضعیت بهینه نیست؛ زیرا چمبرلین^۹ (۱۹۵۶) بیان می‌کند افزایش تعداد فروشندگان در این حالت حتماً باعث پراکندگی آنها خواهد شد.

¹ Least-Cost Theory

² Spatial Competition Theory

³ Greenhut

⁴ Land Use Theory

⁵ Von Thunen

⁶ Fujita

⁷ Locational Interdependence Theory

⁸ Hotelling

⁹ Chamberlin

تجمع درون‌زا از ویژگی‌های مهم مدل‌هایی است که به آنها «جغرافیای اقتصادی جدید» گفته می‌شود که در آن، حداقل چند دلیل برای تجمع مردم و بنگاه‌ها در یک منطقه مطرح است. دلیل نخست این است که برخی مناطق برای سکنی گزیدن بسیار مطلوب و خوشایند و یا برای تولید و مبادله بهره‌ورتر می‌باشند؛ دوم، اثرات خارجی غیربازاری عوامل مهمی در ایجاد تجمع هستند (جاکوبز^۱، ۱۹۶۹)؛ بنابراین مفاهیمی مانند اثرات سرریز فنی و اطلاعاتی بین بنگاه‌ها سبب تجمع می‌شوند؛ یعنی با کاهش فاصله، سرریزهای میان بنگاه‌ها افزایش می‌یابد (فوجیتا و تیزه^۲، ۱۹۹۶). اخیراً برخی در مطالعه نظریه تجمع، بیشتر بر پایه‌های خرد تاکید کردند. دورانتون و پوگا^۳ (۲۰۰۳) معتقدند این پایه‌های خرد شامل «تسهیم»^۴، «تطبیق»^۵ و «یادگیری»^۶ هستند که در هر یک از آنها، مدل بر اساس اثرات خارجی فرموله می‌شود.

تسهیم؛ تجمع تعداد زیادی از مردم در یک شهر می‌تواند توسط وجود یک خدمت تقسیم‌ناپذیر برای مصرف‌کنندگان توضیح داده شود، که می‌توان از آن جمله به یک استادیوم ورزشی و یا تقسیم‌ناپذیرهای سمت تولید مانند یک کارخانه بزرگ اشاره کرد. حتی اگر بنگاه‌ها و خدمات بسیار کوچک باشند، وقتی در یک منطقه مشخص جمع شوند، سبب ایجاد تنوع می‌گردند که این می‌تواند نیرویی برای جذب سایر بنگاه‌ها به سمت این منطقه باشد. از این جنبه، بنگاه‌ها برای یکدیگر مکمل هستند، یعنی هر بنگاه یک بخش کوچک از عرضه کل خواهد بود. **تطبیق؛** از جمله مزایای نیروی کار زیاد این است که ناهمسانی و تفاوت میان مهارت کارگران زیاد خواهد بود؛ یعنی هم احتمال و هم کیفیت تطبیق بازار کار وقتی تعداد بنگاه‌ها و کارگران زیاد است؛ بیشتر می‌شود. بنابراین بزرگ بودن بازارهای کار در شهرها می‌تواند نقش اساسی در ثبات تجمع ایفا نماید. **یادگیری؛** نقش شهرها به عنوان خاستگاه‌های دانش می‌تواند دلیل موفقیت آنها را توضیح دهد. از این منظر اثرات غیرمالی در خلق دانش توسط جاکوبز (۱۹۶۹) مورد تأکید قرار گرفت.

¹ Jacobs

² Fujita and Thisse

³ Duranton and Puga

⁴ Sharing

⁵ Matching

⁶ Learning

در واقع مدل‌های «یادگیری در حین کار»^۱ می‌توانند بیانگر این جنبه از خلق دانش باشند. به دلیل تفاوت‌هایی که میان تولیدکنندگان وجود دارد، آنها مکمل یکدیگر هستند و وقتی تولیدکنندگان مختلف در یک منطقه مشخص جمع می‌شوند، تعادل شکل می‌گیرد. در واقع موضوع «مکمل بودن سبب تجمع می‌شود» و این یکی از اصولی است که کروگمن^۲ (۱۹۸۰) در مقاله خود بدان اشاره کرد. وی بیان نمود برای کارگران انگیزه‌ای شکل خواهد گرفت تا به مناطقی بروند که دارای نیروی کار فراوان است و در تعادل تمامی کارگران به طور حتم در یک منطقه متمرکز خواهند شد. فرض کنید دو منطقه وجود دارد که با افزایش تعداد محصولات، شاخص قیمت آنها به دلیل «اثر تنوع»^۳ کاهش می‌یابد. حال اگر ساکنان حق انتخاب محل زندگی را داشته باشند، بنابراین حتماً به مناطق پرجمعیت مهاجرت خواهند کرد؛ بنابراین، تجمع یک امر طبیعی است.

پیشرفت‌های دو دهه اخیر در خصوص جغرافیای اقتصادی، موجبات گسترش پژوهش‌های متعدد مربوط به این موضوع را فراهم آورده است. در ادبیات جغرافیای اقتصادی، روابط بین بنگاه‌ها و مصرف‌کنندگان و روابط بین خود بنگاه‌ها نقش مهمی را ایفا می‌کنند که بر این اساس مدل‌های مختلفی ارائه شده است. کروگمن (۱۹۹۱) با یک مدل ریاضی نشان داد چطور یک کشور می‌تواند به طور درون‌زا به یک کشور صنعتی (در مرکز) و کشاورزی (در پیرامون) تبدیل شود. به اعتقاد وی در اقتصادی که هزینه‌های حمل و نقل، زیاد و سهم محصولات کارخانه‌ای، اندک است (یا صرفه‌های مقیاس ضعیف)، توزیع تولید صنایع کارخانه‌ای توسط توزیع اولیه کشاورزان تعیین خواهد شد؛ اما، اگر هزینه‌های حمل و نقل، پایین و صرفه‌های مقیاس قوی باشد؛ در این صورت، صنایع کارخانه‌ای در یکی از دو منطقه متمرکز خواهد شد. مارتین و اوتاویانو^۴ (۲۰۰۱) دریافتند تجمع اقتصادی در یک منطقه رشد را افزایش می‌دهد؛ می‌دهد؛ زیرا تجمع، هزینه نوآوری را در آن منطقه از طریق اثرات خارجی ناشی از هزینه‌های مبادله کاهش می‌دهد. لی و همکاران^۵ (۲۰۰۷) بیان داشتند تجمع محلی اثر مثبت بر بهره‌وری

^۱ Learning by Doing

^۲ Krugman

^۳ Variety Effect

^۴ Martin and Ottaviano

^۵ Lee et al

داشته اما اثر تجمع شهری در بیشتر صنایع کره منفی است. برولهارت و ماتیس^۱ (۲۰۰۸) با استفاده از مدل تلفیقی پویا نشان دادند، بهره‌وری با یک وقفه بیشترین اثر را بر بهره‌وری ۲۰ کشور اروپایی دارد؛ اما اثر سطح تراکم اشتغال منفی بوده ولی با یک وقفه اثر مثبت بر بهره‌وری نیروی کار دارد. نتایج مقاله برولهارت و اسبرگامی^۲ (۲۰۰۹) فرضیه ویلیامسون را تأیید می‌نماید؛ به این گونه که تجمع، رشد اقتصادی را فقط در مراحل اولیه توسعه تحت تأثیر قرار می‌دهد.

در ایران نیز مطالعاتی انجام یافته است. مطالعه خدادادکاشی (۱۳۸۶) نشان داد اقتصاد ایران به دلیل کوچک بودن بازار از صرفه‌های مقیاس برخوردار نیست و اینکه ناسازگاری بین صرفه‌های مقیاس و رقابت در بازارهای صنعت ایران تأیید می‌شود. جلالی نائینی و گل‌صفتان (۱۳۸۹) دریافتند دستمزد بخش صنعتی استان‌های کشور متأثر از دستمزد و درآمد بخش صنعتی سایر استان‌هاست؛ به گونه‌ای که هر چه فاصله استان‌ها از یکدیگر کمتر باشد، دستمزدها بر یکدیگر بیشتر اثر دارند. مهرگان و تیموری (۱۳۹۱) در مقالات خود دریافتند بیش از نیمی از صنایع ایران دارای تمرکز جغرافیایی بسیار شدید بوده که سه عامل سرمایه انسانی، دسترسی به حمل و نقل و دسترسی به بازارهای مصرف بیشترین نقش را در تمرکز صنایع داشته‌اند. داداش‌پور و فتح‌جلالی (۱۳۹۲) نیز دریافتند متوسط تمرکز فضایی در دو مقطع ۱۳۷۶ و ۱۳۸۵، ۲۰ درصد افزایش یافته است که نشان از گرایش صنایع کشور به سوی تمرکز فضایی است.

۳. روش‌شناسی و داده‌ها

با توجه به هدف تحقیق، این مقاله به دنبال ارزیابی اثر تجمع جغرافیایی فعالیت‌های صنعتی بر رشد بهره‌وری صنایع تولیدی استان‌های ایران و آزمون فرضیه ویلیامسون می‌باشد. بدین منظور ابتدا مدل اقتصادسنجی تصریح و در ادامه شاخص تجمع جغرافیایی الیسون و گلیزر^۳ (EG) تشریح می‌شود.

¹ Brulhat, and Mathys

² Sbergami

³ Ellison and Glaeser

۳-۱. تصریح مدل اقتصادسنجی

برای ارزیابی اثر تجمع صنعتی بر رشد بهره‌وری از دو رویکرد «رگرسیون مقطعی» و «رگرسیون تلفیقی پویا» استفاده می‌شود. در رویکرد مقطعی از رگرسیون‌های مقطعی نرخ رشد بلندمدت «بارو»^۱ که شامل مقادیر ابتدایی یا متوسط بلندمدت متغیرهای توضیحی است، استفاده می‌گردد. مزیت اصلی این روش، دسترسی به نمونه‌های زیاد در یک دوره زمانی است. در مقابل، در رگرسیون تلفیقی می‌توان اثرات خاص هر مقطع و زمان را که غیرقابل مشاهده هستند، کنترل نمود (تمپل^۲، ۱۹۹۹). در رگرسیون‌های مقطعی، متوسط رشد تولید ناخالص داخلی استان i در دوره زمانی p (g_{ip}) تابعی از لگاریتم مقدار ابتدایی تولید ناخالص داخلی (y_{i0}) برای اندازه‌گیری همگرایی شرطی در سطوح درآمدی متفاوت، متغیر تجمع جغرافیایی (A_{i0}) و برداری از متغیرهای کنترل (X_{ip}) می‌باشد. مدل رگرسیون مقطعی به شکل تصریح می‌شود؛

$$g_{ip} = \alpha y_{i0} + \beta A_{i0} + \gamma X_{ip} + u_i \quad (1)$$

برای انتخاب متغیرهای کنترل از مطالعه بارو و لی (۲۰۰۱) استفاده می‌شود. u_i نیز جمله اختلال است. برای برآورد رگرسیون مقطعی (۱) از روش حداقل مربعات معمولی^۳ (OLS) استفاده می‌شود. در بخش دوم، از رویکرد «گشتاورهای تعمیم یافته»^۴ (GMM) برای برآورد رگرسیون تلفیقی پویا استفاده می‌شود که نخستین بار توسط آرلانو و باور^۵ (۱۹۹۵) ارائه شد. با توجه به معادله (۱) مدل پویای رشد اقتصادی به شکل زیر می‌باشد.

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \alpha y_{i,t-1} + \beta A_{i,t-1} + \gamma X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

t بیانگر زمان و μ ، v و ε جملات تصادفی هستند. مدل (۲) را می‌توان به شکل یک مدل «خودرگرسیونی مرتبه اول»^۶ یا AR(1) نوشت؛

$$y_{it} = \alpha' y_{i,t-1} + \beta A_{i,t-1} + \gamma X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

¹ Barro

² Temple

³ Ordinary Least Squares

⁴ Generalized Method of Moments

⁵ Arellano and Bover

⁶ Autoregressive

در مدل (۳)، α' برابر $(1 + \alpha)$ است. جمله μ_i نشان‌دهنده اثرات خاص مقاطع می‌باشد که می‌تواند با شاخص تجمع جغرافیایی رابطه داشته باشد. اگر چنین اثراتی وجود داشته باشند، نتایج برآورد مقطعی β (و همچنین α' و γ) تورش‌دار خواهند بود. بدین منظور آرلانو و باند^۱ (۱۹۹۱) برآوردگر GMM را برای تخمین پارامترهای مدل (۳) پیشنهاد کردند که براساس تفاضل مرتبه اول داده‌ها می‌باشد. در این حالت، اثرات خاص مقاطع (μ_i) از مدل حذف می‌شوند. آرلانو و باند معتقدند چون داده‌های اقتصادی غالباً نوسانی هستند؛ بنابراین، برآوردگر GMM مناسب است. هم‌چنین با توجه به این که تغییرات جغرافیایی استان‌ها آهسته است، نتایج این برآوردگر برای ارزیابی تجمع صنعتی بر رشد کارا خواهد بود.

هدف اصلی استفاده از این روش، حداقل نمودن تورش همزمانی است تا از این طریق بتوان اثر علی تجمع بر رشد را جدا نمود. علاوه بر این، برای کنترل مساله همزمانی، برآورد GMM تلفیقی پویا دو ویژگی مهم دارد؛ نخست، این تخمین می‌تواند خطای اندازه‌گیری را در مقایسه با رگرسیون‌های مقطعی کنترل نماید؛ دوم، GMM تلفیقی پویا حتی اگر تجمع (و سایر متغیرهای کنترل) درون‌زا باشند $[E(A_{it} u_{it}) \neq 0]$ ، باز هم یک برآوردگر سازگار خواهد بود.

۲-۳. شاخص تجمع جغرافیایی الیسون و گلایزر

در این قسمت، مدل «انتخاب مکان» الیسون و گلایزر (۱۹۹۷) معرفی می‌شود که در آن تمرکز جغرافیایی یک صنعت، نتیجه تصمیمات مکانی حداکثرسازی سود بنگاه‌های انفرادی است. فرض کنید یک صنعت دارای N بنگاه است که تصمیم گرفته‌اند در یکی از M منطقه جغرافیایی قرار گیرند (مثلاً یکی از استان‌های ایران). حال فرض کنید یک بنگاه k مین مکان را انتخاب می‌کند (v_k) و سپس سود خود را (π_{ki}) در منطقه i حداکثر می‌نماید؛ که این تابع سود به صورت زیر است؛

$$\log \pi_{ki} = \log \bar{\pi}_i + g_i(V_1, \dots, V_{k-1}) + \varepsilon_{ki} \quad (۴)$$

$\bar{\pi}_i$ متغیر تصادفی بوده و میزان سودآوری یک بنگاه از قرار گرفتن در منطقه i را نشان می‌دهد. g_i نیز اشاره به اثر سرریز بنگاه‌هایی دارد که پیش از این منطقه خود را انتخاب کرده‌اند. مزیت طبیعی بیان می‌کند که وقتی تصمیمات بنگاه‌های یک صنعت توسط عوامل

^۱ Bond

مشترکی که برخی مکان‌ها را مطلوب‌تر می‌سازد، تحت تأثیر قرار می‌گیرد؛ به لحاظ جغرافیایی متمرکز خواهند شد. در این مدل، اثر مزایای طبیعی بر سود بنگاه‌ها به وسیله متغیرهای تصادفی ($\bar{\pi}_i$) اندازه‌گیری می‌شود. واریانس $\bar{\pi}_i$ بیانگر تغییر سود بنگاه‌ها هنگام قرار گرفتن در منطقه مناسب است. به عنوان مثال، این واریانس می‌تواند برای صنعت کشتی‌سازی که در یک منطقه ساحلی قرار گرفته، بالا باشد. حال اگر متغیرهای تصادفی E_{ki} مستقل از $\bar{\pi}_i$ بوده و هیچ سرریزی وجود نداشته باشد ($g_i \equiv 0$)؛ مدل فوق به یک مدل لاجیت استاندارد تبدیل می‌شود که در آن تصمیمات مکانی بنگاه‌ها متغیرهای تصادفی مستقل شرطی به صورت زیر خواهد بود؛

$$\text{prob}\{V_K = i | \bar{\pi}_1, \dots, \bar{\pi}_m\} = \frac{\bar{\pi}_i}{\sum_j \bar{\pi}_j} \quad (5)$$

در این رابطه دو محدودیت وجود دارد؛ نخست این مدل یک توزیع دوباره از فعالیت کارخانه‌ای ارایه می‌دهد که در این صورت فرض می‌شود؛

$$E \left(\frac{\bar{\pi}_i}{\sum_j \bar{\pi}_j} \right) = x_i$$

x_i سهم منطقه i از کل اشتغال (یا ارزش افزوده) کارخانه‌ای است. به نظر می‌رسد مناطقی که صنایع کارخانه‌ای بیشتری دارند؛ از سود بالاتر برخوردارند، بدین معنا که بنگاه‌های متمرکز در این مناطق از سرریز فعالیت کل بنگاه‌ها نفع می‌برند. در محدودیت دوم، فرض می‌شود مزایای طبیعی از یک توزیع دو جمله‌ای برخوردار است؛ یعنی $\gamma^{na} \in [0,1]$ که در این صورت؛

$$\text{Var} \left(\frac{\bar{\pi}_i}{\sum_j \bar{\pi}_j} \right) = \gamma^{na} x_i (1 - x_i) \quad (6)$$

الیسون و گلایزر معتقدند γ^{na} پارامتری است که مزیت طبیعی صنعت را اندازه‌گیری می‌کند. اگر $\gamma^{na} = 0$ باشد؛ یعنی، خصوصیات مشاهده نشده منطقه، اثری بر سودآوری ندارد و در این حالت، تصمیمات مکانی بنگاه مستقل هستند و اگر $\gamma^{na} = 1$ باشد؛ ویژگی‌های خاص مناطق بر تصمیمات مکانی بنگاه‌ها اثرگذارند؛ بنابراین، منطقه‌ای که بهترین مجموعه فراوانی عوامل را در اختیار دارد، سایر بنگاه‌ها را به سمت خود جذب خواهد کرد.

در این قسمت، تفسیر دیگری برای تجمع ارائه می‌شود که به آن «اثرات سرریز»^۱ می‌گویند. اثر سرریز به سرریزهای فناوری گفته می‌شود که از منافع مشترک بازارهای کار، تجارت بین بنگاهی، اثر دانش محلی بر بنگاه‌های همسایه و هم‌چنین سایر نیروهای که ممکن است سبب افزایش سود بنگاه‌های واقع در کنار یکدیگر شود، نشأت می‌گیرد؛ در این صورت، اگر بنگاه‌ها در یک منطقه جای گیرند، تمامی منافع بالقوه منطقه را دریافت خواهند کرد. از پارامتر $\gamma^s \in [0,1]$ به عنوان اثرات سرریز در شاخص‌سازی استفاده می‌گردد، بنابراین؛

$$\log \pi_{ki} = \log(\bar{\pi}_i) + \sum_{l \neq k} e_{kl} (1 - u_{li}) (-\infty) + \varepsilon_{ki} \quad (7)$$

e_{kl} متغیر تصادفی برنولی بوده و نشان‌دهنده اثر سرریز بین بنگاه‌ها است. u_{li} بیان می‌کند آیا بنگاه ۱ در منطقه i قرار گرفته است. هم‌چنین فرض می‌شود وجود سرریزها بین بنگاه‌ها متقارن و انتقال‌پذیر است. اگر S_i سهم اشتغال صنعت مورد بررسی در منطقه i و x_i سهم اشتغال صنعتی منطقه i از کل اشتغال صنعتی مناطق باشد؛ بنابراین می‌توان تمرکز جغرافیایی صنعتی را با استفاده از شاخص زیر محاسبه کرد؛

$$G \equiv \sum_i (s_i - x_i)^2 \quad (8)$$

در تصریح مدل انتخاب مکانی که در آن N بنگاه توابع سود خود را حداکثر می‌نمایند؛ به گونه‌ای که روابط (۵) و (۶) و (۷) برقرار باشند، شاخص تجمع به شکل زیر خواهد بود؛

$$E(G) = (1 - \sum x_i^2) [\gamma + (1 - \gamma)H]$$

H : شاخص هرفیندال-هیرشمن و $\gamma = \gamma^{na} + \gamma^s - \gamma^{na}\gamma^s$ است.^۲ بر اساس رابطه (۹) شاخص γ به صورت زیر معرفی می‌شود؛

¹ Spillover

^۲ برای اثبات این موضوع رجوع شود به الیسون و گلایزر (۱۹۹۷)

(۱۰)

$$\gamma = \frac{G - \left(1 - \sum_i x_i^2\right) H}{\left(1 - \sum_i x_i^2\right) (1 - H)} \Rightarrow \gamma = \frac{\sum_{i=1}^m (s_i - x_i)^2 - \left(1 - \sum_{i=1}^m x_i^2\right) \cdot H}{\left(1 - \sum_{i=1}^m x_i^2\right) (1 - H)}$$

$$\Rightarrow \gamma = \frac{\frac{G}{1 - \sum_i x_i^2} - H}{1 - H}$$

γ شاخص تمرکز است که با آن اثرات سرریز و مزیت طبیعی قابل اندازه‌گیری است. مقدار شاخص بین ۱- و ۱ است؛ که مقادیر منفی، بیانگر عدم تمرکز و یا پراکندگی بنگاه‌های صنعت مورد بررسی در مناطق مختلف و مقادیر مثبت، نشان‌دهنده تمرکز صنعتی است؛ به گونه‌ای که γ بزرگ‌تر از ۰/۰۵ تمرکز بسیار زیاد، γ بین ۰/۰۲ و ۰/۰۵ تمرکز متوسط و γ کمتر از ۰/۰۲ تمرکز ضعیف را نشان می‌دهد.

۴. نتایج تجربی

برای ارزیابی اثر تجمع فعالیت‌های صنعتی بر رشد بهره‌وری از داده‌های صنایع تولیدی ۳۱ استان در دوره ۹۲-۱۳۷۹ که توسط مرکز آمار ایران در قالب طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر منتشر می‌شود. ابتدا شاخص تجمع جغرافیایی الیسون و گلینزر (EG) برای استان‌های ایران محاسبه می‌شود تا نحوه توزیع فعالیت‌های صنعتی بررسی شود.

۴-۱. محاسبه شاخص EG و توصیف داده‌ها

نتایج طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر نشان می‌دهد در سال ۱۳۹۲ در مجموع ۱۱۶۳۸۵۹ میلیارد ریال ارزش افزوده توسط این کارگاه‌ها ایجاد شده که استان تهران با ۱۷۳۲۶۱/۴ میلیارد ریال (۱۵ درصد) بیش‌ترین ارزش افزوده را ایجاد کرده و استان‌های اصفهان با ۱۵۸۴۷۳ میلیارد ریال (۱۳/۶ درصد) و استان خوزستان با ۱۵۶۹۹۶ میلیارد ریال (۱۳/۴ درصد) در رتبه‌های دوم و سوم قرار دارند. این ۳ استان در مجموع ۴۲ درصد از کل ارزش افزوده ایجاد شده سال ۱۳۹۲ را به خود اختصاص داده‌اند.

جدول ۱. نتایج محاسبه شاخص EG برای صنایع تولیدی استان‌های ایران دوره ۱۳۷۹-۹۲

رتبه ۱۳۹۲	EG، ۱۳۹۲	سهم از اشتغال ۱۳۹۲	EG، ۱۳۷۹	سهم از اشتغال ۱۳۷۹	استان
۱	۰/۵۷	۰/۲۸	۰/۷۱	۰/۳	تهران
۲	۰/۴۳	۰/۱۲	۰/۳۴	۰/۱۳	اصفهان
۳	۰/۱۹	۰/۰۶	۰/۳۱	۰/۰۵	خوزستان
۵	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۰۶	مرکزی
۶	۰/۰۴	۰/۰۸	۰/۰۵	۰/۰۸	خراسان رضوی
۴	۰/۰۶	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	آذربایجان شرقی
۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۰/۰۲	۰/۰۶	قزوین
۷	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	کرمان
۷	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۳	فارس
۸	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۲	زنجان
۹	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۲	آذربایجان غربی
۶	۰/۰۴	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۰۳	بوشهر
۷	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	هرمزگان
۸	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۵	گیلان
۸	۰/۰۱	۰/۰۴	۰/۰۱	۰/۰۳	مازندران
۸	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۰۳	یزد
۱۳	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۱	لرستان
۱۲	۰/۰۰	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۰۱	سمنان
۱۳	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۱	اردبیل
۱۳	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۱	گلستان
۱۱	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۱	کرمانشاه
۱۱	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۱	همدان
۱۲	۰/۰۰	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۰۱	قم
۱۳	۰/۰۰	۰/۰۰۳	۰/۰۰	۰/۰۱	سیستان و بلوچستان
۱۳	۰/۰۰	۰/۰۰۴	۰/۰۰	۰/۰۰۴	کردستان
۱۲	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰۳	چهارمحال و بختیاری

رتبه ۱۳۹۲	EG، ۱۳۹۲	سهم از اشتغال ۱۳۹۲	EG، ۱۳۷۹	سهم از اشتغال ۱۳۷۹	استان
۱۳	۰/۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰	۰/۰۰۲	کهگیلویه و بویراحمد
۱۳	۰/۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰۱	ایلام

منبع: مرکز آمار ایران و یافته‌های تحقیق

نتایج محاسبه شاخص EG در جدول (۱) نشان می‌دهد فقط ۶ استان دارای تمرکز محلی در صنایع تولیدی هستند که ۳ استان تهران، اصفهان و خوزستان دارای تمرکز زیاد و ۳ استان مرکزی، خراسان رضوی و آذربایجان شرقی از تمرکز متوسط برخوردارند.

جدول ۲. ده استان برتر از نظر تمرکز صنعتی دوره ۹۲-۱۳۷۹

استان	H	EG	γ
تهران	۰/۰۳	۰/۵۷	۰/۶۸
اصفهان	۰/۰۲	۰/۴۳	۰/۶۶
خوزستان	۰/۰۲	۰/۱۹	۰/۲۴
بوشهر	۰/۰۴	۰/۰۶	۰/۱
آذربایجان شرقی	۰/۰۱	۰/۰۶	۰/۰۶
مرکزی	۰/۰۲	۰/۰۵	۰/۰۶
خراسان رضوی	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۰۵
فارس	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۲
کرمان	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۲
هرمزگان	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۲

منبع: مرکز آمار ایران و یافته‌های تحقیق

این ۶ استان در سال ۱۳۷۹ نزدیک به ۶۷ درصد کل اشتغال صنعت کارخانه‌ای را به خود اختصاص داده‌اند که این رقم در سال ۱۳۹۲ حدود ۶۵ درصد می‌باشد. البته می‌توان استان‌های قزوین، کرمان و فارس را جزء استان‌های با تمرکز متوسط در نظر گرفت. در بین تمامی استان‌ها طی دوره مورد بررسی، سطح تمرکز استان بوشهر، بیش‌ترین افزایش را داشته است؛ به‌گونه‌ای که از رتبه ۱۲ در سال ۱۳۷۹ به رتبه ۶ در سال ۱۳۹۲ رسیده است. میانگین شاخص

تمرکز در دوره ۹۲-۱۳۷۹ نشان می‌دهد استان‌های تهران، اصفهان و خوزستان دارای تمرکز شدید صنعتی بوده که دو استان اصفهان و تهران با اختلاف زیادی نسبت به سایر استان‌ها قرار دارند. همچنین استان‌های مرکزی، آذربایجان شرقی، خراسان رضوی، بوشهر، فارس، کرمان و هرمزگان از تمرکز متوسط در صنایع برخوردارند. نحوه توزیع کارگاه‌های صنعتی در استان‌های کشور در شکل‌گیری نتایج شاخص EG بسیار تعیین‌کننده است. از ۱۴۶۹۷ کارگاه صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر در سال ۱۳۹۲، ۵۹۷۹ کارگاه (۴۱ درصد کل کارگاه‌ها) در ۶ استان برتر صنعتی قرار دارند.

جدول ۳. فروش، اشتغال، ارزش افزوده، سرمایه‌گذاری، صادرات، تعداد کارگاه‌ها صنایع ۱۳۹۲

استان‌ها	فروش		اشتغال		ارزش افزوده		سرمایه‌گذاری		کارگاه
	درصد	میلیارد ریال	درصد	هزار نفر	درصد	میلیارد ریال	درصد	تعداد	
استان ۶ برتر	۶۵	۱۲۱۲۸۹۸/۵	۵۱	۶۵۷/۲	۶۱	۷۱۴۶۸۷/۷	۵۲	۵۸۵۱۰/۳	۴۱
مابقی استان‌ها	۳۵	۶۵۱۰۹۷/۳	۴۹	۶۲۲/۳	۳۹	۴۴۹۱۷۱/۸	۴۸	۵۴۳۰۰/۶	۵۹

منبع: مرکز آمار ایران و یافته‌های تحقیق

علاوه بر این، استان‌های یاد شده، ۶۵ درصد فروش، ۵۱ درصد اشتغال، ۶۱ درصد ارزش افزوده، ۵۲ درصد سرمایه‌گذاری و ۴۱ درصد کل کارگاه‌ها را به خود اختصاص داده‌اند.

۴-۲. نتایج برآورد رگرسیون مقطعی

برای برآورد رگرسیون مقطعی (۱) از رهیافت تخمین مقطعی حداقل مربعات معمولی (OLS) استفاده می‌شود. هدف، ارزیابی اثر تجمع فعالیت‌های صنعتی بر رشد بهره‌وری و آزمون فرضیه ویلیامسون است. در جدول (۴) نتایج برآورد رگرسیون مقطعی رشد بهره‌وری صنایع تولیدی استان‌های ایران ارائه شده است. در ستون (۷) مدل به طور کامل برآورد شده است که شامل متغیرهای اصلی (براساس مطالعه سالانه آی-مارتین و همکاران^۱، ۲۰۰۴) و متغیرهای کنترل

¹ Sala-i-Martin et al.

(تراکم جمعیت، تحصیلات، نرخ رشد جمعیت، تحقیق و توسعه و جبران خدمات) می‌باشد. پیش‌تر بیان شد متغیرهای کنترل براساس مطالعه بارو و لی (۲۰۰۱) انتخاب شده‌اند. در ستون (۱) نیز مدل بدون متغیرهای کنترل برآورد شده است. هم‌چنین در ستون‌های (۲) تا (۶) متغیرهای کنترل در مدل لحاظ شده‌اند تا پایداری متغیرهای اصلی بررسی شود. تمامی مدل‌های مقطعی برآورد شده از نظر آماری معنادار بوده و قدرت توضیح‌دهندگی آنها براساس مقدار ضریب تعیین بیش از ۶۰ درصد است. ضرایب برآوردی متغیرهای اصلی در تمامی مدل‌ها پایدار و معنادار بوده و علامت‌های مورد انتظار دارند.

جدول ۴. برآورد مدل مقطعی با روش حداقل مربعات معمولی (OLS)

(۷)	(۶)	(۵)	(۴)	(۳)	(۲)	(۱)	متغیر وابسته: نرخ رشد تولید سرايه
-۰/۰۴	۰/۱۹*	۰/۷۶*	۰/۷۷*	۰/۷۳*	۰/۷۹*	۰/۷۷*	عرض از مبدا
۰/۰۶***	۰/۱۱***	۰/۲۳*	۰/۲۱*	۰/۲۲*	۰/۲۴*	۰/۲۳*	شاخص تجمع
۰/۰۲***	۰/۰۳*	۰/۰۶*	۰/۰۵*	۰/۰۶*	۰/۰۶*	۰/۰۶*	مجذور شاخص
-۰/۰۰۲***	-۰/۰۱***	-۰/۰۱*	-۰/۰۱***	-۰/۰۱***	-۰/۰۱*	-۰/۰۱*	شاخص تجمع × لگاریتم تولید سرايه ابتدایی
-۰/۱۷*	-۰/۱۴*	-۰/۰۳*	-۰/۰۳*	-۰/۰۳*	-۰/۰۳*	-۰/۰۳*	لگاریتم تولید سرايه ابتدایی
۰/۰۴***	۰/۰۵***	۰/۰۲***	۰/۰۲***	۰/۰۲***	۰/۰۲***	۰/۰۲***	لگاریتم سرمایه سرايه
-۰/۰۰۱	-	-	-	-	۰/۰۱	-	تراکم جمعیت
-۰/۱۱	-	-	-	-۰/۲	-	-	تحصیلات
۰/۰۰۱	-	-	۰/۰۲	-	-	-	نرخ رشد جمعیت
-۰/۰۴***	-	-۰/۰۱	-	-	-	-	تحقیق و توسعه
۰/۱۶*	۰/۱۳*	-	-	-	-	-	جبران خدمات
۰/۸۵	۰/۸	۰/۶۲	۰/۶۴	۰/۶۳	۰/۶۳	۰/۶۲	ضریب تعیین
۱۰/۳۶	۱۴/۴	۵/۹	۶/۲۵	۵/۹۹	۶/۰۸	۷/۳۶	آماره F

۳۰	۳۰	۳۰	۳۰	۳۰	۳۰	۳۰	تعداد مشاهدات
----	----	----	----	----	----	----	---------------

منبع: خروجی نرم افزار و یافته‌های تحقیق

*** و ** و * به ترتیب معنادار در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

ضرایب تولید ابتدایی (y_0) کاملاً تاییدکننده همگرایی شرطی می‌باشند. هم‌چنین ضرایب شاخص تجمع بیان می‌کنند با افزایش تجمع فعالیت‌های صنعتی، رشد بهره‌وری صنایع تولیدی استان‌های ایران نیز افزایش می‌یابد. برای آزمون فرضیه ویلیامسون، شاخص تجمع با تولید سرانه ابتدایی وارد مدل شده است. ویلیامسون بیان کرد در مراحل اولیه توسعه، تجمع فعالیت‌های اقتصادی سبب افزایش رشد می‌شود؛ ولی با افزایش سطح توسعه، تجمع حتی می‌تواند اثرات زیان‌باری بر رشد داشته باشد. ضریب شاخص تجمع، همراه با تولید سرانه ابتدایی تاییدکننده فرضیه ویلیامسون است؛ یعنی با گذشت زمان، تجمع، اثر منفی بر رشد دارد. متغیرهای کنترل، اثر معناداری بر رشد بهره‌وری ندارند. البته این نتیجه چندان دور از انتظار نیست؛ زیرا در این مقاله با توجه به محدودیت‌های آماری، فقط چند مدل برآورد شد؛ در حالی که سالاً-آی-مارتین و همکاران (۲۰۰۴) بیش از ۸۹ رگرسیون با روش OLS را برآورد کردند. نتایج مطالعه آنها نشان داد بجز قیمت سرمایه‌گذاری، هیچ یک از ۱۸ متغیر کنترل دیگر، اثر معناداری بر رشد ندارند. یافته‌های مدل مقطعی با نتایج مقاله هندرسون^۱ (۲۰۰۳) همسو است.

۳-۴. نتایج رگرسیون تلفیقی پویا

در این قسمت برای ارزیابی اثرات تجمع فعالیت‌های صنعتی بر رشد بهره‌وری صنایع تولیدی استان‌های ایران از مدل داده‌های تلفیقی پویا استفاده می‌شود. بدین منظور مدل (۳) با روش «گشتاورهای تعمیم‌یافته» یا GMM برآورد می‌گردد. پیش از این بیان شد مدل داده‌های تلفیقی این امکان را می‌دهد تا اثرات خاص ثابت غیرقابل مشاهده مقاطع (استان‌ها) که بر رشد صنایع اثر دارند؛ ولی قابل اندازه‌گیری نیستند، کنترل شوند. برای تخمین مدل (۳) از داده‌های صنایع تولیدی کد دو رقمی ISIC برای ۳۱ استان در دوره ۹۲-۱۳۷۹ استفاده می‌گردد. تمامی متغیرها

^۱ Henderson

به صورت انحراف از میانگین زمان در نظر گرفته می‌شوند تا جمله V_t در مدل (۳) حذف شود؛ به عبارت دیگر، با این عمل اثر زمان حذف می‌گردد.

در جدول (۵) نتایج برآورد رگرسیون تلفیقی پویا اثر تجمع صنعتی بر رشد بهره‌وری صنایع تولیدی استان‌های ایران ارایه شده است. در ستون (۸) مدل به شکل کامل و با تمامی متغیرهای اصلی و کنترل برآورد شده است. در مقابل، در ستون (۱) رگرسیون بدون متغیرهای کنترل تخمین گردیده است. در ستون‌های (۲) تا (۷) متغیرهای کنترل برای بررسی پایداری ضرایب متغیرهای اصلی وارد رگرسیون شده‌اند. ضرایب تمامی متغیرهای کنترل معنادار و علامت مورد انتظار دارند. نتایج تمامی آزمون‌های خودهمبستگی مرتبه دوم بجز ستون‌های (۱) و (۵) نشان از نبودن خودهمبستگی سریالی اجزاء اخلاص است. هم‌چنین نتایج آزمون سارگان نشان می‌دهد که محدودیت‌های در نظر گرفته شده معتبر بوده و از این نظر، مدل دارای تورش بیش برآورد نشده‌اند. در واقع با استفاده از این آزمون می‌توان گفت حتی اگر متغیر اصلی، یعنی تجمع و متغیرهای کنترل درون‌زا باشند، نتایج جدول (۵) هم‌چنان سازگار می‌باشند.

جدول ۵. برآورد مدل داده‌های تلفیقی پویا با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)

متغیر وابسته: لگاریتم تولید سرايه	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)	(۸)
لگاریتم تولید سرايه با يك وقفه	۰/۱۸*	۰/۳۹*	۰/۱*	۰/۱*	۰/۲*	۰/۲*	۰/۲*	۰/۱۳*
شاخص تجمع	۲/۹۷*	۰/۷۶*	-۰/۸*	-۰/۹*	۲/۹۸*	۰/۹۲**	-۰/۶۷**	۳/۳۶*
مجذور شاخص تجمع	۱/۰۹*	۰/۱۲*	۰/۴*	۰/۴*	۱/۱*	۰/۴۳*	۰/۵۵*	۰/۰۱
شاخص تجمع لگاریتم تولید سرايه با وقفه	۰/۰۱	۰/۰۲*	۰/۱۶*	۰/۱۷**	۰/۰۱	۰/۰۸*	۰/۱۵*	-۰/۱۵*
لگاریتم سرمايه سرايه	۰/۳۱*	۰/۲۵*	۰/۷*	۰/۸*	۰/۳*	۰/۳*	۰/۲۵*	۰/۲۵*
تراکم جمعیت	-	۱۳/۳*	-	-	-	-	-	۲۳/۵

متغیر وابسته: لگاریتم تولید سرانه	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)	(۸)
تحصیلات ابتدایی	-	-	*-۰/۴۵	-	-	-	-	*۰/۴۷
تحصیلات عالی	-	-	-	*-۰/۵۷	-	-	-	-۰/۰۸
نرخ رشد جمعیت	-	-	-	-	*۸/۹	-	-	*۱۷/۵
تحقیق و توسعه	-	-	-	-	-	*۰/۴۴	-	*۰/۱۲
جبران خدمات	-	-	-	-	-	-	*۰/۵	*-۰/۱۹
تعداد استان	۳۱	۳۱	۳۱	۳۱	۳۱	۳۱	۳۱	۳۱
تعداد مشاهدات	۲۴۸	۲۴۸	۲۴۸	۲۴۸	۲۴۸	۲۴۸	۲۴۸	۲۴۸
آماره سارگان	۳۰/۳۶	۳۰/۶	۳۰/۶۲	۳۰/۷۱	۳۰/۶۶	۲۸/۴۷	۳۰/۳۷	۲۴/۶۸
رتبه ابزاری	۳۱	۳۱	۳۱	۳۱	۳۱	۳۱	۳۱	۳۱
AR(1)	-۱/۵	-۱/۸۵	-۱/۱۷	-۱/۱	-۱/۸	-۲/۷	-۱/۷	-۱/۳۵
AR(2)	-۲/۶	-۰/۳۱	-۰/۹۴	-۰/۲	-۲/۴۵	-۰/۷۸	-۱/۱۹	-۱/۰۹

منبع: خروجی نرم افزار و یافته‌های تحقیق *، ** و *** به ترتیب معنادار در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

نتایج مدل پویا تاییدکننده یافته‌های اصلی مدل مقطعی می‌باشند و نظریه ضریب شاخص تجمع فرضیه ویلیامسون دوباره تایید می‌شود. نتایج نشان می‌دهند با افزایش تجمع صنعتی، رشد بهره‌وری صنایع تولیدی استان‌های ایران نیز افزایش می‌یابد؛ اما اثر متقاطع تجمع یعنی شاخص تجمع با لگاریتم تولید سرانه با یک وقفه منفی است؛ بدین معنا که با بالا رفتن سطح توسعه استان‌ها، اثر تجمع بر رشد منفی خواهد بود. اثرات غیرخطی تجمع فعالیت‌های اقتصادی بر رشد به وسیله مجذور شاخص تجمع اندازه‌گیری شده است که ضریب برآوردی آن معنادار و مثبت است؛ به عبارت دیگر، اثرات غیرخطی تجمع بر رشد تایید می‌شود. ضریب لگاریتم تولید سرانه با وقفه نیز اثر مثبت و معنادار بر رشد بهره‌وری دارد؛ بدین صورت که افزایش بهره‌وری دوره جاری به میزان ۱۰ درصد، تولید سرانه دوره بعد را ۱/۳ درصد افزایش می‌دهد.

۵. نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

هدف این مقاله پاسخ بدین پرسش است که «آیا تجمع فعالیت‌های صنعتی بر رشد اقتصادی استان‌های ایران اثرگذار بوده است؟». برای پاسخ، بعد از تدوین الگوی مفهومی، نظریه‌های جغرافیای اقتصادی جدید بررسی شد. نتایج نشان داد که تجمع فعالیت‌های اقتصادی، رشد اقتصادی را افزایش داده و این دو پدیده هم‌افزایی دارند؛ بدین معنا تجمع باعث تسریع رشد اقتصادی و رشد اقتصادی، دوباره تجمع بیشتر را به همراه خواهد داشت. در این مقاله اثر تجمع جغرافیایی فعالیت‌های صنعتی بر رشد بهره‌وری صنایع تولیدی استان‌های ایران با بهره‌گیری از رگرسیون داده‌های مقطعی و رگرسیون داده‌های تلفیقی پویا در دوره ۹۲-۱۳۷۹ ارزیابی شد. برای اندازه‌گیری تجمع فعالیت‌های صنعتی از شاخص تجمع الیسون گلیرز (EG) استفاده گردید. نتایج حکایت از تأیید فرضیه ویلیامسون دارد؛ بدین معنا که تجمع تا سطح مشخصی از توسعه‌یافتگی بر رشد اثر مثبت دارد. براساس مطالعه برولهارت و اسبرگامی (۲۰۰۹) این سطح بحرانی، درآمد سرانه ۱۰۰۰۰ دلار (به قیمت ثابت ۲۰۰۶) می‌باشد که معادل درآمد سرانه کشورهای برزیل و بلغارستان است. بر این اساس می‌توان گفت استان‌هایی که از توسعه کافی برخوردار نبوده و از زیرساخت‌های مناسب به خصوص حمل و نقل محروم می‌باشند، تجمع فعالیت‌های صنعتی می‌تواند به رشد آنها کمک نماید. البته این اثرگذاری مشروط است؛ به این معنا که تجمع، رشد اقتصادی را در مراحل اولیه توسعه افزایش می‌دهد و پس از دستیابی به یک سطح درآمد واقعی، اثر آن بر رشد اقتصادی اندک خواهد بود و چه بسا ممکن است اثرات زیان‌باری به همراه داشته باشد.

بسیاری از اقتصاددانان براین باورند تجمع فعالیت‌های اقتصادی موتور رشد و توسعه اقتصادی است و از این منظر به افزایش بهره‌وری بنگاه‌های انفرادی از طریق انتشار اطلاعات بازاری یا فنی اشاره دارند. برخی اقتصاددانان در همسوئی با گروه اول به افزایش سود ناشی از کاهش هزینه‌های حمل و نقل به دلیل نزدیکی به بازارهای مصرف و نهاده‌های تولید تمرکز دارند. تجمع فعالیت‌های اقتصادی در یک منطقه، صرفه خارجی و اثرات سرریز و در نهایت، افزایش بهره‌وری و نوآوری را برای تمامی بنگاه‌ها به همراه دارد. به دلیل اهمیت مجاورت در پدیده تجمع، تمرکز بنگاه‌ها در اقتصاد می‌بایست به صورت منطقه‌ای باشد. به عبارت دیگر،

برخی به مفهوم «اقتصاد ملی» نگاه تردیدآمیز دارند و به جای آن اقتصاد منطقه‌ای را مطرح می‌کنند که هر کدام متناسب با الگوی خاصی و بر اساس مزیت نسبی موجود در آن منطقه به فعالیت مشغول هستند. از این رهگذر چنین تصور می‌شود که تخصص‌گرایی منطقه‌ای، رشد بهره‌وری کل اقتصاد را به ارمغان خواهد آورد. در حقیقت، اتخاذ سیاست‌های منطقه‌محور به معنای سرمایه‌گذاری عظیم یا افزایش بودجه نیست؛ بلکه هدایت بودجه‌های عمرانی برای افزایش اثربخشی سیاست‌های دولتی است.

سیاست‌های منطقه‌محور می‌توانند ضمن کنترل مواردی مانند شکست بازار و شکل‌گیری انحصارات، رقابت را افزایش و همگرایی برنامه‌های توسعه را تقویت کنند. در اتخاذ این نوع سیاست‌ها چند معیار باید در نظر گرفته شود؛ اول، تمرکز بنگاه‌ها و خوشه‌های صنعتی در یک منطقه اقتصادی مناسب به حدی باشد که بتوان سیاستی برای آن در نظر گرفت؛ دوم، در انتخاب مناطق باید ویژگی‌های خاص منطقه مانند جغرافیای فیزیکی در نظر گرفته شود؛ سوم، تمامی فعالان و نهادهای مرتبط با خوشه‌های صنعتی باید در فعالیت بنگاه‌های منطقه مشارکت کنند که از آن جمله می‌توان به بنگاه‌های خدماتی، توزیع‌کنندگان، دانشگاه‌ها، نهادهای سیاست‌گذاری و مشابه این‌ها اشاره کرد. از آنجا که هر منطقه نیازهای متفاوتی دارد؛ بنابراین به برنامه‌های مستقلی نیاز دارد. به کارگیری سیاست‌های منطقه‌ای، اثرات سرریز بیشتر را برای بنگاه‌ها به همراه دارد؛ برای نمونه، اگر سیستم کارآموزی نیروی کار متناسب با فعالیت‌های منطقه باشد، نیروی کار به گونه‌ای آموزش خواهد دید که به راحتی جذب مشاغل موجود در منطقه شوند. این رویکرد در واقع یک صرفه خارجی برای بنگاه‌های فعال در تجمع است.

منابع

- جلالی‌نائینی، احمدرضا، گل‌صفتان، محمدرضا (۱۳۸۹). تاثیر فاصله جغرافیایی استان‌های ایران بر تاثیرگذاری دستمزد و درآمد استان‌ها بر یکدیگر. *دوفصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۱۱۲: ۱۱۱-۸۹.
- خداداد کاشی، فرهاد (۱۳۸۶). صرفه‌های مقیاس در اقتصاد ایران: مورد بخش صنعت. *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، ۷۹: ۱۸-۱.
- داداش‌پور، هاشم، فتح‌جلالی، آرمان (۱۳۹۲). تحلیلی بر الگوهای تخصصی‌شدن منطقه‌ای و تمرکز فضایی صنایع در ایران. *فصلنامه برنامه‌ریزی منطقه‌ای*، ۳: ۱۸-۱.

- مهرگان، نادر، تیموری، یونس (۱۳۹۱). محاسبه شدت تمرکز جغرافیایی صنایع در بین استان‌های کشور. *فصل‌نامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، 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*، ۵: ۱۲۰-۱۰۵.

- Arellano, Manuel, Bond, Stephen. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58 (2): 277-297.
- Arellano, Manuel, Bover, Olympia. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68 (1): 29-52.
- Barro, Robert J., Lee, Jong-Wha. (2001). International data on educational attainment. *Oxford Economic Papers*, 53 (3): 541-563.
- Brulhat, M. and N. Mathys. (2008). Sectoral agglomeration economies in apparel of European regions. *Regional Science and urban Economics*, 38: 348-362.
- Bruhlart M., Sbergami F. (2009). Agglomeration and growth: Cross-country evidence. *Journal of Urban Economics*, 65: 48-63.
- Chamberlin, E. H. (1956). *The theory of monopolistic competition*, 7th ed, Harvard university press, Cambridge, MA.
- Duranton, G. and D. Puga. (2003). Micro-foundation of urban agglomeration economies, *The Handbook of Regional and urban Economics* 4. Amsterdam, Holland.
- Ellison, G. and E.L. Glaeser. (1997). Geographic concentration in US. Manufacturing industries: A dartboard approach. *Journal of political Economy*, 105:889-927.
- Fujita, M. (1986). *Urban land use theory, Location theory*, Harwood Academic publishers, chur: 73-149.
- Fujita, M. and J.F. Thisse. (1996). Economic of Agglomeration. *Journal of the Japanese and International Economies*, 10:339-378.
- Greenhut, M.L. (1956). *Plant location in theory and practice*, university of North Caroline press, Chapel Hill, NC.
- Hotelling, H. (1929). Stability in competition. *Economic journal*, 39:41-57.
- Jacobs, j. (1969). *The Economy of cities*. Penguin Books, Harmondwotth, UK.
- Krugman, P.R. (1991b). Increasing Returns and Economic Geography. *Journal of Political Economy*, 99(3):483-499.
- Lee, Yuhn and Dae-Shik.. (2007). Endogenous Growth and Agglomeration Economies in Korean Manufacturing: A Sign of Declining Competitiveness. *The Journal of the Korean Economy*, 8(2): 237-259.

- Martin, P. and Ottaviano. (2001). Growth and agglomeration, *International Economic Review*, 42: 947–968.
- Sala-i-Martin, Xavier, Doppelhofer, Gernot, Miller, Ronald I. (2004). Determinants of long-term growth: A Bayesian averaging of classical estimates (BACE) approach. *American Economic Review*, 94 (4): 813–835.
- Temple, Jonathan, (1999). The new growth evidence. *Journal of Economic Literature*, 37 (1): 112–156.
- Von Thunen, J.H. (1842). *Der Isolierte staat in Beziehung ouf land tschaft, und Nationalokonomie*. Hamburg.
- Williamson, J. G. (1965). Regional inequality and the process of national development. *Economic Development and Cultural Change*, 13: 1–84.

Archive of SID