

ORIGINAL ARTICLE

Analyzing the Effect of Spatial Concentration of Upstream Industries on the Growth of Downstream Industries in Iran: Evidence from the Base Metals Value Chain

Mohammadali Maghsoudpour¹ (ORCID: [0009-0007-3288-0400](https://orcid.org/0009-0007-3288-0400))

1. Assistant Professor of Economics, Baft Higher Education Complex, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran

Correspondence: Mohammadali Maghsoudpour
Email: maghsoudpour@uk.ac.ir

Received: 6 Nov 2025
Revised : 1 Jan 2026
Accepted: 27 Apl 2026

How to cite: Maghsoudpour, Mohammadali(2025), Analyzing the Effect of Spatial Concentration of Upstream Industries on the Growth of Downstream Industries in Iran: Evidence from the Base Metals Value Chain, Industrial Economics Researches ,9 (33), 12-33
[DOI: 10.30473/jier.2026.76386.1522](https://doi.org/10.30473/jier.2026.76386.1522)

ABSTRACT

The primary objective of this study is to empirically investigate the impact of upstream industrial clusters on the growth of downstream industries across the provinces of Iran. To this end, the research focuses on the base metals value chain. The Location Quotient (LQ) index was calculated for the base metals production industry (ISIC code C03.024) across 31 provinces for the period spanning 2011 to 2021 (Persian years 1390-1400). Subsequently, utilizing a panel data model with fixed effects, the study analyzed the effect of this index on the value-added growth of two key downstream industries: "Fabricated Metal Products" and "Motor Vehicles." The estimation results reveal that spatial concentration within the upstream base metals industry exerts a positive and statistically significant influence on the growth of its downstream counterparts. This effect is considerably more pronounced in the fabricated metal products sector (coefficient of 0.185) than in the motor vehicles sector (coefficient of 0.112), suggesting the presence of stronger backward linkages and more significant knowledge spillovers within the base metals value chain. The findings indicate that the geographic concentration of interconnected industries acts as a primary engine for regional industrial growth. This is achieved by reducing transaction costs, enhancing productivity, and expanding learning networks. Accordingly, national industrial development policies should prioritize strengthening and deepening existing industrial clusters rather than dispersing activities, in order to leverage spatial synergies and regional advantages on the path toward sustainable growth.

KEY WORDS

Industrial clusters, spatial concentration, industrial growth, upstream–downstream linkages, metal value chain

Jel classification: L16, L22, L61, R12



پژوهش‌های اقتصاد صنعتی

سال نهم، شماره سی و سوم، پاییز و زمستان، ۱۴۰۴ (۳۳-۱۲)

DOI: [10.30473/jier.2026.76386.1522](https://doi.org/10.30473/jier.2026.76386.1522)

«مقاله پژوهشی»

تحلیل اثر تمرکز مکانی صنایع بالادستی بر رشد صنایع پایین‌دستی در ایران: شواهدی از زنجیره ارزش فلزات پایه

محمدعلی مقصودپور^۱

چکیده

هدف این پژوهش بررسی اثر تمرکز مکانی صنایع بالادستی بر رشد صنایع پایین‌دستی در استان‌های ایران است. تمرکز مکانی، به‌عنوان یکی از سازوکارهای کلیدی اقتصاد جغرافیایی، می‌تواند از طریق پیوندهای عمودی، کاهش هزینه‌های مبادله و نزدیکی به نهاده‌ها، بر پویایی رشد صنعتی در سطح منطقه‌ای اثرگذار باشد. در این راستا، با تمرکز بر زنجیره ارزش فلزات پایه، شاخص ضریب مکان‌یابی (LQ) برای صنعت تولید فلزات پایه طی دوره ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ برای ۳۱ استان کشور محاسبه شد. سپس با استفاده از مدل داده‌های تابلویی با اثرات ثابت، تأثیر این شاخص بر نرخ رشد ارزش افزوده دو صنعت پایین‌دستی «تولید محصولات فلزی ساخته‌شده» و «تولید وسایل نقلیه موتوری» مورد بررسی قرار گرفت. نتایج برآوردها نشان می‌دهد که تمرکز مکانی در صنعت بالادستی فلزات پایه تأثیر مثبت و معناداری بر رشد هر دو صنعت پایین‌دستی دارد. اندازه این اثر در صنعت محصولات فلزی ساخته‌شده بزرگ‌تر از صنعت وسایل نقلیه موتوری است که بیانگر تفاوت در شدت پیوندهای عمودی و میزان وابستگی به نهاده‌های بالادستی در این دو زنجیره تولید است. علاوه بر این، توسعه مالی اثر مثبت و نرخ تورم اثر منفی و معناداری بر رشد صنایع پایین‌دستی دارد که بر اهمیت شرایط کلان اقتصادی در کنار عوامل مکانی تأکید می‌کند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که تمرکز فضایی فعالیت‌های صنعتی بالادستی می‌تواند یکی از عوامل توضیح‌دهنده تفاوت‌های رشد صنعتی منطقه‌ای در ایران باشد و سیاست‌های توسعه صنعتی می‌توانند با توجه به این ملاحظات، کارایی بالاتری داشته باشند.

واژه‌های کلیدی

تمرکز مکانی، تجمع صنعتی، رشد صنعتی، صنایع بالادستی و پایین‌دستی، زنجیره ارزش فلزات پایه
طبقه بندی JEL: R۱۲, L۶۱, L۲۲, L۱۶

۱. استادیار اقتصاد، مجتمع آموزش عالی بافت، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران

(ORCID: [0009-0007-3288-0400](https://orcid.org/0009-0007-3288-0400)).

نویسنده مسئول: محمدعلی مقصودپور
رایانامه: maghsoudpour@uk.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۸/۱۵

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۱۰/۱۱

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۲/۰۷

استاد به این مقاله: مقصود پور، محمدعلی(۱۴۰۴)، تحلیل اثر تمرکز مکانی صنایع بالادستی بر رشد صنایع پایین‌دستی در ایران: شواهدی از زنجیره ارزش فلزات پایه، دو فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد صنعتی ۱۲-۳۳،(۳۳)۹،

DOI: [10.30473/jier.2026.76386.1522](https://doi.org/10.30473/jier.2026.76386.1522)

حق انتشار این مستند، متعلق به نویسندگان آن است. © ۱۴۰۴. ناشر این مقاله، دانشگاه پیام نور است.

این مقاله تحت گواهی زیر منتشر شده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.

Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>)



۱. مقدمه

تمرکز مکانی فعالیت‌های صنعتی یکی از ویژگی‌های پایدار الگوی توسعه صنعتی در بسیاری از کشورهاست و نقش مهمی در تبیین تفاوت‌های رشد منطقه‌ای ایفا می‌کند. ادبیات اقتصاد جغرافیایی و اقتصاد صنعتی نشان می‌دهد که تجمع فضایی بنگاه‌ها، به‌ویژه در صنایع بالادستی، می‌تواند از طریق سازوکارهایی نظیر کاهش هزینه‌های حمل‌ونقل، شکل‌گیری پیوندهای عمودی میان صنایع، و بهبود هماهنگی در زنجیره تأمین، بر عملکرد و رشد صنایع وابسته اثرگذار باشد. برخلاف رویکردهای نهادی و سیاست‌محور خوشه‌های صنعتی، این پژوهش تمرکز خود را بر مفهوم دقیق‌تر و قابل اندازه‌گیری «تمرکز مکانی» قرار می‌دهد که با استفاده از شاخص‌های متعارف اقتصاد منطقه‌ای قابل سنجش است. از این منظر، پرسش اصلی آن است که آیا تمرکز فضایی صنایع بالادستی می‌تواند به‌عنوان یکی از عوامل توضیح‌دهنده رشد صنایع پایین‌دستی در سطح استان‌های ایران عمل کند یا خیر.

در اقتصاد ایران، با وجود تلاش‌های متعدد برای توسعه صنعتی، توزیع فعالیت‌ها در سطح استان‌ها بسیار نامتوازن بوده و برخی مناطق به قطب‌های صنعتی تبدیل شده‌اند، در حالی که مناطق دیگر از مزیت صنعتی محدودی برخوردارند. این ناهمگونی ساختاری این پرسش را مطرح می‌سازد که آیا تمرکز صنعتی در بخش‌های بالادستی، به‌عنوان یک مزیت نسبی، به رشد صنایع وابسته در همان مناطق منجر شده است یا خیر. پاسخ به این پرسش نه تنها برای درک سازوکارهای رشد منطقه‌ای اهمیت دارد، بلکه مبنای نظری مستحکمی برای تدوین سیاست‌های توسعه صنعتی آینده کشور فراهم می‌آورد.

با وجود گسترش ادبیات مرتبط با تمرکز صنعتی و رشد منطقه‌ای، بخش قابل‌توجهی از مطالعات تجربی، به‌ویژه در مورد کشورهای در حال توسعه، بر اثرات درون‌صنعتی یا پیامدهای کلی تجمع فعالیت‌های اقتصادی تمرکز داشته‌اند و کمتر به پیوندهای عمودی میان صنایع بالادستی و پایین‌دستی در چارچوب زنجیره ارزش توجه کرده‌اند. در ادبیات ایران نیز، اگرچه مطالعاتی درباره تمرکز صنعتی، مزیت‌های مکانی و رشد منطقه‌ای انجام شده است، اما بررسی تجربی اینکه تمرکز مکانی یک صنعت بالادستی چگونه و تا چه حد می‌تواند با رشد صنایع پایین‌دستی مرتبط در همان منطقه همراه باشد، همچنان محدود و پراکنده است. از این‌رو، هدف اصلی این پژوهش

بررسی تجربی رابطه میان تمرکز مکانی صنعت بالادستی فلزات پایه و رشد صنایع پایین‌دستی وابسته در سطح استان‌های ایران طی دوره ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ است. برخلاف ادبیات متعارف اقتصاد جغرافیایی که وجود پیوند مثبت میان تمرکز مکانی صنایع بالادستی و رشد صنایع پایین‌دستی را بدیهی فرض می‌کند، در اقتصادهایی با ساختار نهادی نامتوازن و مداخلات گسترده دولتی، این رابطه لزوماً تضمین شده نیست. از این‌رو، مسئله اصلی این پژوهش آن است که آیا تمرکز مکانی صنایع بالادستی فلزات پایه در استان‌های ایران، پس از کنترل ناهمگنی‌های منطقه‌ای و شرایط کلان اقتصادی، به رشد معنادار صنایع پایین‌دستی وابسته منجر می‌شود یا خیر. در این چارچوب، سؤال اصلی پژوهش به‌صورت زیر صورت‌بندی می‌شود: آیا تمرکز مکانی صنایع بالادستی فلزات پایه با رشد صنایع پایین‌دستی مرتبط در همان استان‌ها همراه است؟

نوآوری این پژوهش در چند بعد قابل تبیین است. نخست، مطالعه حاضر به‌جای تمرکز صرف بر اثرات کلی تجمع صنعتی، بر کانال عمودی زنجیره ارزش و تفاوت شدت اثر آن در دو صنعت پایین‌دستی با ساختارهای متفاوت تمرکز می‌کند. دوم، استفاده از داده‌های تابلویی استانی و کنترل ناهمگنی‌های مشاهده‌نشده استان‌ها، امکان شناسایی الگوهای پایدار هم‌حرکتی میان تمرکز مکانی و رشد صنعتی را فراهم می‌سازد. سوم، مقایسه نتایج برای دو صنعت «محصولات فلزی ساخته‌شده» و «وسایل نقلیه موتوری» نشان می‌دهد که وابستگی به نهادهای بالادستی و پیچیدگی ساختار تولید، چگونه می‌تواند شدت ارتباط میان تمرکز مکانی و رشد صنعتی را تحت تأثیر قرار دهد. بدین ترتیب، این پژوهش با ارائه شواهد تجربی در سطح زنجیره ارزش، به غنای ادبیات اقتصاد جغرافیایی و تحلیل رشد صنعتی منطقه‌ای در ایران می‌افزاید.

در تفسیر نتایج این پژوهش، توجه به دامنه و محدودیت‌های تحلیلی آن ضروری است. تمرکز این مطالعه بر سنجش اثر تمرکز مکانی صنایع بالادستی بر رشد صنایع پایین‌دستی در سطح استان‌هاست و از این‌رو، ادعاهای پژوهش ناظر بر روابط علی ساختاری در معنای قوی نیست، بلکه به شناسایی الگوهای پایدار و معنادار هم‌حرکتی میان متغیرها در چارچوب داده‌های تابلویی محدود می‌شود. شاخص ضریب مکان‌یابی^۱ (LQ) به‌عنوان معیاری متعارف برای تخصص منطقه‌ای به کار

^۱ - Location Quotient

کلاسیک و مدرن صرفاً در حدی مورد استفاده قرار می‌گیرند که امکان ترجمه آن‌ها به متغیرهای قابل مشاهده و آزمون‌پذیر در چارچوب داده‌های استانی ایران وجود داشته باشد.

ریشه‌های نظری تحلیل تمرکز صنعتی به آثار آلفرد مارشال^۲ (۱۸۹۰) بازمی‌گردد. مارشال سه منبع اصلی برای مزیت‌های ناشی از تجمع بنگاه‌ها^۳ - بازار کار تخصصی مشترک^۴، توسعه تأمین‌کنندگان^۵ و سرریزهای دانشی^۶ - را معرفی می‌کند که مجموع آن‌ها به «صرفه‌های مارشالی» شهرت یافته‌اند (روزنتال و استرانگ^۷، ۲۰۰۳ و آدرش و فلدمن^۸، ۲۰۰۴). اگرچه این سازوکارها به صورت مجزا قابل اندازه‌گیری نیستند، اما در سطح تجربی می‌توان آن‌ها را به‌عنوان پیامد کلی هم‌مکانی فعالیت‌های صنعتی در یک منطقه در نظر گرفت. در پژوهش حاضر، این پیامد تجمعی از طریق تمرکز مکانی صنایع بالادستی فلزات پایه که با ضریب مکانیابی (LQ) سنجیده می‌شود، بازنمایی می‌گردد. بدین ترتیب، LQ نماینده یک کانال خاص نیست، بلکه شاخصی خلاصه از شدت نیروهای تجمعی مورد تأکید در ادبیات مارشالی است.

توسعه این دیدگاه در قالب نظریه رشد درون‌زا^۹ نقش دانش و سرمایه انسانی را به‌عنوان موتورهای اصلی رشد پایدار برجسته می‌کند (رومر، ۱۹۸۶؛ لوکاس، ۱۹۸۸). در این چارچوب، تجمع‌های صنعتی می‌توانند با تسهیل یادگیری و انباشت دانش، عملکرد اقتصادی بنگاه‌ها و صنایع را بهبود بخشند (گلاسر^{۱۰}، ۲۰۱۱). با این حال، بخش قابل توجهی از مطالعات تجربی موجود، این سازوکارها را یا به صورت غیرمستقیم و در سطح بنگاه‌های منتخب بررسی کرده‌اند، یا فرض کرده‌اند که مکان‌یابی بنگاه‌ها برون‌زا است. پژوهش حاضر با تمرکز بر پیامد نهایی این فرآیندها، یعنی رشد ارزش افزوده صنایع پایین‌دستی در سطح استانی، از ورود به اندازه‌گیری مستقیم متغیرهای غیرقابل مشاهده پرهیز کرده و به‌جای آن، به بررسی الگوهای سازگار با این چارچوب نظری می‌پردازد.

رفته است و اگرچه این شاخص توانایی شناسایی تمرکز فضایی فعالیت‌های صنعتی را دارد، اما به‌طور مستقیم سازوکارهایی نظیر سرریزهای دانشی، تعاملات نهادی یا شبکه‌های بنگاه‌محور را اندازه‌گیری نمی‌کند. افزون بر این، به دلیل محدودیت‌های داده‌ای، امکان کنترل صریح برخی شوک‌های کلان اقتصادی و نهادی نظیر تحریم‌ها، نوسانات نرخ ارز یا تغییرات سیاست صنعتی به‌صورت متغیرهای مستقل مجزا فراهم نبوده است؛ با این حال، استفاده از مدل اثرات ثابت استانی و متغیرهای کنترلی کلان، بخشی از این ناهمگنی‌های مشاهده‌نشده را جذب می‌کند. بر این اساس، نتایج پژوهش باید به‌عنوان شواهدی تجربی سازگار با ادبیات اقتصاد جغرافیایی و پیوندهای عمودی صنایع تفسیر شود و تعمیم آن‌ها به سیاست‌های خوشه‌ای یا مداخلات نهادی مستقیم، مستلزم مطالعات تکمیلی با داده‌های بنگاه‌محور و طراحی‌های شناسایی علی دقیق‌تر است.

ساختار مقاله به این صورت است که پس از این مقدمه، مبانی نظری و پیشینه پژوهش مرور می‌شود. سپس، روش‌شناسی تحقیق شامل داده‌ها و مدل اقتصادسنجی تشریح گردیده و در ادامه، یافته‌های توصیفی و اقتصادسنجی ارائه می‌شود. در نهایت، بخش بحث و نتیجه‌گیری به تفسیر نتایج و ارائه پیشنهادات سیاستی اختصاص یافته است.

۲. مبانی نظری پژوهش

تمرکز جغرافیایی فعالیت‌های اقتصادی و شکل‌گیری تجمع‌های صنعتی، یکی از مباحث محوری در اقتصاد توسعه و اقتصاد منطقه‌ای است. این پدیده نه حاصل توزیع تصادفی فعالیت‌ها، بلکه بازتاب نیروهای ساختاری اقتصاد است که می‌تواند بر بهره‌وری، نوآوری و رشد اقتصادی اثرگذار باشند (فوجیتا^۱ و همکاران، ۱۹۹۹). با این حال، ادبیات نظری و تجربی نشان می‌دهد که وجود تمرکز مکانی لزوماً به‌معنای تحقق خودکار این پیامدها نیست و شدت و حتی جهت اثر آن، به سازوکارهای انتقال و شرایط نهادی-مکانی هر اقتصاد وابسته است.

بر این اساس، پژوهش حاضر تمرکز مکانی را نه به‌عنوان یک سیاست خوشه‌ای، بلکه به‌مثابه یک ویژگی ساختاری زنجیره ارزش در سطح منطقه‌ای در نظر می‌گیرد. در نتیجه، نظریه‌های

² - Marshal

³ - Agglomeration Economies

⁴ - Labor Market Pooling

⁵ - Input Sharing

⁶ - Knowledge Spillovers

⁷ - Rosenthal & Strange

⁸ - Audretsch & Feldman

⁹ - Endogenous Growth Theory

¹⁰ - Glaeser

چارچوب مفهومی این پژوهش با تلفیق دیدگاه‌های مارشال، نظریه رشد درون‌زا، اقتصاد جغرافیایی نوین و نظریه خوشه‌های پورتر شکل گرفته است. در این مدل، تمرکز جغرافیایی صنعت بالادستی «تولید فلزات پایه» که با شاخص ضریب مکان‌یابی (LQ) سنجیده می‌شود، به عنوان متغیر اصلی در نظر گرفته شده است. این تمرکز مکانی از طریق چهار کانال بر رشد صنایع پایین‌دستی تأثیر می‌گذارد:

کانال هزینه: کاهش هزینه‌های حمل‌ونقل مواد اولیه و مبادلات کانال دانش: تسهیل سرریز فناوری و یادگیری غیررسمی میان بازیگران زنجیره تأمین

کانال نهادی: شکل‌گیری شبکه‌های همکاری و اعتماد متقابل کانال تقاضا: ایجاد بازار محلی و پایدار برای محصولات بالادستی.

این سازوکارها در نهایت منجر به ارتقای بهره‌وری، نوآوری و رشد ارزش افزوده در صنایع پایین‌دستی «محصولات فلزی ساخته‌شده» و «وسایل نقلیه موتوری» می‌شوند. به بیان دیگر، چارچوب پژوهش بر این فرض استوار است که تمرکز صنایع مادر (فلزات پایه) به‌عنوان یک ویژگی ساختاری منطقه، با تقویت پیوندهای عرضه محلی و کاهش هزینه‌های مبادله، بستر لازم برای رشد صنایع وابسته را فراهم می‌آورد. هرچند این اثر ممکن است مستقیماً قابل مشاهده نباشد، اما پیامد آن در نرخ رشد ارزش افزوده صنایع پایین‌دستی نمایان می‌شود. انتظار می‌رود شدت این رابطه در صناعی با وابستگی نهادهای بیشتر و پیوندهای عمودی مستقیم‌تر، پررنگ‌تر باشد. بر این اساس، فرضیه اصلی تحقیق به شرح زیر تدوین می‌شود:

وجود تمرکز صنعتی (مزیت مکانی) در بخش بالادستی فلزات پایه، از طریق کانال‌های هزینه‌ای، دانشی و نهادی، تأثیر مثبت و معناداری بر رشد صنایع پایین‌دستی مرتبط در استان‌های ایران دارد.

اقتصاد جغرافیایی نوین^۱ با مدل‌سازی رسمی تعامل میان صرفه‌های تجمع، هزینه‌های حمل‌ونقل و اندازه بازار، بُعد فضایی این تحلیل را تکمیل می‌کند. کروگمن^۲ (۱۹۹۱) نشان می‌دهد که چگونه نیروهای بازخوردی مثبت می‌توانند به تمرکز فعالیت‌های صنعتی در برخی مناطق و شکل‌گیری الگوی مرکز-پیرامون^۳ منجر شوند. با این حال، یکی از نقدهای وارد بر کاربرد تجربی این ادبیات آن است که تمرکز مشاهده‌شده ممکن است نه نتیجه اثرات جمعی، بلکه حاصل انتخاب آگاهانه مکان توسط بنگاه‌ها باشد؛ به این معنا که بنگاه‌های بهره‌ورتر یا دارای مزیت‌های پیشینی، مناطق خاصی را برای استقرار برمی‌گزینند.

در نهایت، ادبیات پیوندهای عمودی و رویکرد خوشه‌ای پورتر^۴ (۱۹۹۸) پیوند مستقیم‌تری با مسئله پژوهش حاضر برقرار می‌کند. پورتر خوشه را شبکه‌ای از بنگاه‌ها و صنایع مرتبط می‌داند که مزیت رقابتی آن‌ها از تعامل میان صنایع بالادستی و پایین‌دستی شکل می‌گیرد (دلگادو^۵ و همکاران، ۲۰۱۴). بسیاری از مطالعات تجربی پیشین، اثرات خوشه‌ای را به‌صورت درون‌صنعتی یا بدون تفکیک صریح پیوندهای عمودی بررسی کرده‌اند. نوآوری اصلی پژوهش حاضر در آن است که تمرکز مکانی صنایع بالادستی را نه به‌عنوان یک ویژگی عمومی منطقه، بلکه به‌عنوان منبع بالقوه رشد برای صنایع پایین‌دستی وابسته تحلیل می‌کند.

بر اساس این ادبیات، انتظار می‌رود شدت اثر تمرکز بالادستی بر عملکرد صنایع پایین‌دستی به درجه وابستگی نهادهای آن‌ها بستگی داشته باشد. پژوهش حاضر این پیش‌بینی را به‌طور غیرمستقیم و از طریق مقایسه رشد ارزش افزوده صنایع پایین‌دستی با درجات متفاوت وابستگی به فلزات پایه مورد بررسی قرار می‌دهد. از این منظر، مقاله حاضر فراتر از مطالعات توصیفی تمرکز صنعتی، به مسئله قابلیت ترجمه مزیت مکانی بالادست به رشد پایین‌دست در بستر نهادی اقتصاد ایران می‌پردازد.

1 - New Economic Geography

2 - Krugman

3 - Core

4 - Periphery

5 - Porter

6 - Delgado

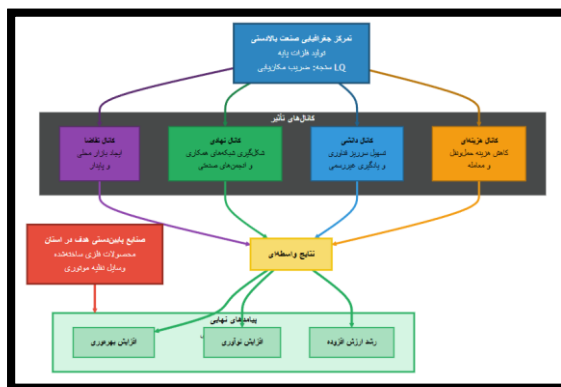
کتلز و پروتسیو^۳ (۲۰۱۳) در مطالعه خود با عنوان "خوشه‌ها و مسیر رشد نوین برای اروپا" نشان دادند که خوشه‌ها موتور رشد درون‌زا هستند و توسعه منطقه‌ای را از طریق کاهش هزینه‌های مبادله و شبکه‌های یادگیری تسهیل می‌کنند. این مطالعه پشتیبانی نظری برای تأثیر مثبت تمرکز مکانی (LQ) بر رشد صنعتی ارائه می‌دهد.

دلگادو و همکاران (۲۰۱۴) در مطالعه خود بر روی داده‌های صنایع آمریکا نشان دادند که خوشه‌های صنعتی از طریق ایجاد پیوندهای پسین و سرریز دانش، رشد صنایع پایین‌دستی را تسریع می‌کنند. این مطالعه تأکید کرد که در زنجیره فلزات، تمرکز بالادستی (فلزات پایه) تأثیر مستقیمی بر بهره‌وری پایین‌دستی (محصولات فلزی) دارد.

بلسو مارتینز و همکاران^۴ (۲۰۲۰) در مطالعه خود بر روی صنعت خودرو در اسپانیا نشان دادند که پیوندهای پسین در این صنعت پیچیده‌تر از صنایع فلزی سنتی است و عوامل دیگری مانند سیاست‌های دولتی و دسترسی به بازارهای مصرف نیز نقش مهمی ایفا می‌کنند.

کای^۵ و همکاران (۲۰۲۵) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های تابلویی استان‌های چین (۲۰۱۰-۲۰۲۳) نشان دادند که خوشه‌بندی صنعت لجستیک، علیرغم نقش زیرساختی در معماری فضایی زنجیره تأمین، عاملی مؤثر در ارتقای بهره‌وری کل عوامل سبز محسوب می‌شود. این خوشه‌بندی نه تنها بهره‌وری سبز محلی را از طریق بهبود کارایی تخصیص منابع و ارتقای ساختار صنعتی افزایش می‌دهد، بلکه اثرات سرریز فضایی مثبت و معناداری تا شعاع ۳۵۰ کیلومتری بر مناطق همجوار دارد.

تجمع‌های صنعتی به عنوان یکی از استراتژی‌های کلیدی توسعه صنعتی در کشورهای در حال توسعه شناخته می‌شوند و نقش مهمی در ارتقای بهره‌وری، رشد منطقه‌ای و توان رقابتی صنایع دارند. در ایران نیز با وجود سیاست‌های متعدد در جهت صنعتی‌سازی، تجمع‌ها به‌ویژه در صنایع بالادستی و پایین‌دستی زنجیره‌های ارزش، مانند صنعت فلزات پایه، از جایگاه ویژه‌ای در سیاست‌های صنعتی برخوردار شده‌اند. مرور ادبیات داخلی نشان می‌دهد که مطالعات مختلفی در زمینه ارزیابی تأثیر



شکل ۱. مدل مفهومی تحقیق
منبع: یافته‌های تحقیق

۳. پیشینه پژوهش

مطالعات تجربی متعددی به بررسی اثر تجمع‌های صنعتی بر رشد اقتصادی و صنعتی پرداخته‌اند. روزنتال و استرینج (۲۰۰۳) در مطالعه خود با عنوان "جغرافیا، سازمان صنعتی و تجمع" نشان دادند که سرریز دانش در فاصله‌های جغرافیایی کوتاه قوی‌تر است و تمرکز صنایع بالادستی نوآوری را در پایین‌دستی افزایش می‌دهد. این یافته توجیه می‌دهد که چرا تأثیر LQ بر صنعت C ۲۵ (محصولات فلزی ساخته شده) نسبت به C ۲۹ (وسایل نقلیه موتوری) قوی‌تر است.

دورانتون و پوگا^۱ (۲۰۰۴) در مطالعه خود با عنوان "مبانی خردی اقتصادهای تجمع شهری" سه کانال اصلی صرفه‌های تجمیعی را شناسایی کردند: اشتراک منابع، اشتراک بازار کار و سرریز دانش. آن‌ها نشان دادند که این کانال‌ها به‌ویژه در صنایع فلزی قوی هستند و تمرکز صنایع بالادستی نوآوری را در پایین‌دستی افزایش می‌دهد.

الیسون^۲ و همکاران (۲۰۱۰) با معرفی شاخص EG برای سنجش تمرکز صنعتی نشان دادند که صنایع بالادستی (فلزات) بیشترین تمرکز جغرافیایی را دارند. این مطالعه تأیید می‌کند که استفاده از LQ به عنوان شاخص تمرکز، رویکردی معتبر در تحلیل تجمع‌های صنعتی است.

³ - Ketels and Protsiv

⁴ - Belso Martínez

⁵ - Cai

¹ - Duranton and Puga

² - Ellison

حالی که صنایع غذایی، پوشاک و حمل‌ونقل با کاهش مقیاس مواجه بوده‌اند، صنایع دارویی و شیمیایی مسیر افزایش مقیاس را طی کرده‌اند. این مطالعه مهم‌ترین عوامل دستیابی به مقیاس بهینه را شامل اصلاح ساختار مالکیت، تثبیت دسترسی به مواد اولیه و توسعه بازارهای صادراتی جهت افزایش رقابت‌پذیری در بازارهای جهانی عنوان می‌کند.»

در مقاله خداداد کاشی و میکائیلی (۱۴۰۳)، رقابت و قدرت انحصاری در صنایع بزرگی همچون فلزات اساسی، صنعت تولید وسایل نقلیه موتوری و صنعت تولید محصولات شیمیایی، وضعیت انحصار و رقابت مورد توجه قرار گرفته است. برای این منظور معیارهای مختلفی مانند: تمرکز، موانع ورود، صرفه‌های مقیاس، شاخص لرنر، مارک آپ و هزینه اجتماعی انحصار به کار گرفته شده‌اند. برای تحلیل داده‌ها هم از داده‌های خام مرکز آمار ایران با کد آیسیک چهاررقمی طی دوره ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۷ استفاده شده است. نتایج بررسی شده نشان داده است، صنعت تولید آهن و فولاد پایه، صنعت تولید مواد شیمیایی اساسی، صنعت تولید پلاستیک و لاستیک مصنوعی در شکل نخستین و صنعت تولید وسایل نقلیه موتوری از بیشترین میزان سهم فروش برخوردار بوده‌اند. این صنایع از تمرکز بالا، شاخص لرنر و مارک-آپ بالا، موانع ورود بالا، هزینه‌های اجتماعی بالا و صرفه‌های مقیاس پایین برخوردار هستند. علاوه بر این رابطه معنی‌دار و مثبتی بین شاخص لرنر و هزینه‌های رفاهی انحصار در این صنایع وجود داشت. بعلاوه، مشخص شد که هزینه‌های اجتماعی انحصار در همه سال‌های دوره مذکور بالا بوده و موجب کاهش کارایی و رفاه جامعه شده است.

طهماسبی و همکاران (۱۴۰۴)، در پژوهش خود به ارزیابی سیاست‌های صنعتی دولت درخصوص تمرکززدایی در ایران خودرو پرداخته‌اند. هدف اصلی پژوهش، تبیین و ارزیابی سیاست تمرکززدایی در صنعت خودروسازی بوده که در عمدتاً در دهه ۸۰ شمسی صورت گرفته است. بدین منظور ابتدا هدف از اتخاذ سیاست تمرکززدایی را با استفاده از روش تحلیل مضمون شناسایی نمودیم. داده‌های این مرحله از دو منبع «اسناد و مدارک منتشر شده» و «مصاحبه‌های کیفی عمیق با مسئولین وقت» جمع‌آوری شد. در مرحله دوم، میزان تحقق اهداف با استفاده از روش پیمایش که نتیجه آن تحقق نسبی در برخی از اهداف و ناکامی در بخش دیگری از اهداف مدنظر

تجمع‌های صنعتی بر عملکرد شرکت‌ها، رشد منطقه‌ای و توسعه صادرات انجام شده است، اما تمرکز بر پیوندهای عمودی بین تمرکزهای صنعتی بالادستی و پایین‌دستی هنوز محدود است.

شهیکی تاش و نوروزی (۱۳۹۳) پژوهشی را با هدف بررسی درجه تمرکز و قدرت بازاری در صنایع کارخانه‌ای ایران انجام داده‌اند. در این تحقیق به منظور ارزیابی درجه تمرکز صنعتی از رهیافت "تابع تغییرپذیر درون صنعتی حاشیه سود" و رویکرد U دیویس استفاده شده است. در این رویکرد، وزن متغیر توزیع نابرابری صنایع (کشش توزیع نابرابری) به صورت برونزا نبوده و براساس رهیافت پارامتریک و به صورت درونزا تعیین می‌شود. داده‌های بکار رفته در این پژوهش شامل اطلاعات مرتبط با اجزای تابع هزینه ترانسلوگ و توابع سهم هزینه نهاده، سهم بازاری بنگاه‌ها، تعداد بنگاه‌ها و قیمت محصولات ۲۳ صنعت کد دو رقمی ISIC در دوره ۸۸-۱۳۷۵ می‌باشد. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که "کشش توزیع نابرابری سهم بازاری" در صنایع کارخانه‌ای ایران کمتر از ۰/۵ می‌باشد و بر این اساس می‌توان دریافت سهم بازاری بنگاه‌های صنعت، نسبت به ورود بنگاه‌های جدید، تقریباً حساس است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد میانگین شاخص تمرکز U دیویس صنایع کارخانه‌ای کشور ۰/۰۳۸ می‌باشد و بیشترین درجه تمرکز دیویس محاسبه شده در صنایع کشور به "صنعت تولید محصولات از توتون و تنباکو" با مقدار تمرکز ۰/۶۱۶، اختصاص دارد و همچنین کمترین میزان تمرکز دیویس مربوط به "صنعت تولید محصولات پلاستیکی" و "صنعت سایر محصولات کانی غیرفلزی" می‌باشد

اژدری و فیاضی (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای با هدف تحلیل ظرفیت‌های رشد بخش صنایع کارخانه‌ای ایران، با به‌کارگیری روش شناسایی تابع هزینه ترانسلوگ، به برآورد کشش مقیاس و بررسی روند تحولات آن پرداختند. نتایج این پژوهش بیانگر آن است که صنایع تولیدی ایران طی دو دهه گذشته، علی‌رغم تداوم فعالیت، هنوز از منافع صرفه‌های مقیاس بهره‌مند نشده و از این منظر کوچک‌مقیاس محسوب می‌شوند. به‌طور مشخص، نسبت ارزش افزوده و سرمایه‌گذاری به تعداد بنگاه در دهه ۱۳۹۰ نسبت به دهه ۱۳۸۰ کاهش یافته است که مویده کوچک‌تر شدن مقیاس تولید و هشدار در خصوص رکود بلندمدت این بخش است. همچنین نتایج نشان داد که در

برای سنجش درجه تمرکز جغرافیایی یک فعالیت اقتصادی خاص در یک منطقه نسبت به کل کشور یا منطقه مرجع و شناسایی مزیت نسبی مناطق استفاده می‌شود. این شاخص به صورت مقایسه‌ای است و میزان تخصص یک منطقه جغرافیایی (مثلاً یک استان یا شهر) را در یک صنعت خاص، در مقایسه با یک پایه مرجع (معمولاً کل کشور) اندازه‌گیری می‌کند و فرمول محاسبه آن به صورت زیر است:

$$LQ_i = \frac{\frac{E_i^r}{E^r}}{\frac{E_i^n}{E^n}} \quad (1)$$

که در آن؛ E_i^r ارزش افزوده صنعت i در منطقه r ، E^r کل ارزش افزوده منطقه r ، E_i^n ارزش افزوده صنعت i در کل کشور، E^n کل ارزش افزوده کشور است و تفسیر نتایج آن به صورت زیر است:

- $LQ > 1$: این منطقه در صنعت مورد نظر تخصص دارد و سهم آن صنعت در منطقه بیشتر از سهم آن در کل کشور است. این منطقه احتمالاً یک صادرکننده محصولات آن صنعت است. این عدد هر چه بزرگ‌تر باشد، میزان تمرکز و تخصص منطقه بیشتر است.
- $LQ = 1$: سهم این صنعت در منطقه دقیقاً مشابه سهم آن در کل کشور است. منطقه خودکفاست.
- $LQ < 1$: این منطقه در این صنعت تخصص کمتری دارد و احتمالاً بخشی از نیاز خود را از سایر مناطق وارد می‌کند.

۴-۱. تحلیل توصیفی داده‌ها

در این پژوهش، ضریب مکان‌یابی (LQ) به صورت سالانه محاسبه و در تخمین‌های اقتصادسنجی مورد استفاده قرار گرفته است. علاوه بر این، به منظور ارائه تصویر کلی از الگوی فضایی تمرکز صنایع بالادستی و دسته‌بندی استان‌ها بر اساس شدت تمرکز، از میانگین زمانی LQ در دوره مورد مطالعه استفاده شده است. استفاده از LQ میانگین صرفاً جنبه توصیفی و طبقه‌بندی دارد و در تحلیل‌های تجربی به‌عنوان متغیر مستقل به کار نرفته است. لذا به‌منظور سنجش پایداری

سیاستگذاران بوده است. در مرحله سوم با استفاده از روش پنل خبرگانی به تحلیل دلایل شکست سیاست پرداخته و درس‌آموخته‌هایی برای آینده صنعت خودروسازی ارائه گردید. از نتایج این پژوهش می‌توان به این موضوع اشاره کرد که سیاستگذاران با توجه به سودآوردن صنعت خودرو و روند رو به رشد آن در دهه ۸۰ شمسی، با یک نگاه بلندپروازانه، با سرعت بسیار زیاد اقدام به تمرکز دایی و احداث خطوط تولیدی در مناطق کشور کردند که موجب عدم تحقق بسیاری از اهداف شده است.

مرور انتقادی ادبیات موجود نشان می‌دهد که اگرچه رابطه‌ی مثبت تجمع صنعتی و عملکرد اقتصادی به‌طور کلی تأیید شده، اما رویکرد غالب این مطالعات، اغلب تک‌بعدی و فاقد دیدگاه نظام‌مند بوده است. این پژوهش‌ها عمدتاً بر تحلیل اثرات درون‌صنعتی یا منطقه‌ای متمرکز شده‌اند و از تفکیک و تحلیل صریح پیوندهای عمودی و ساختاری بین صنایع بالادست و پایین‌دست در چارچوب زنجیره ارزش غفلت ورزیده‌اند. این نقص دیدگاه کلان‌نگر، درک سازوکارهای واقعی انتقال اثرات (مانند سرریز فناوری و پیوندهای عرضه و تقاضا) را مختل کرده است. به‌ویژه در بستر خاص اقتصاد ایران، این کاستی به مسئله‌ای حل‌نشده دامن زده است: چگونه می‌توان مزیت ناشی از تمرکز مکانی صنایع بالادست (مانند فلزات پایه) را با وجود مداخلات نهادی و ساختارهای غیررقابتی، به رشد و توسعه‌ی صنایع پایین‌دست وابسته (مانند محصولات فلزی) ترجمه کرد؟ پژوهش حاضر با تشخیص این خلأ معرفتی، به‌طور خاص بر بررسی رابطه‌ی علی و عمودی بین این سطوح در زنجیره ارزش فلزات پایه متمرکز می‌شود و می‌کوشد با عبور از رویه‌های رایج گزارش‌گری همبستگی‌های ساده، درکی دقیق‌تر و کاربردی‌تر از سازوکارهای اثرگذاری تمرکز مکانی بر رشد صنعتی در ایران ارائه دهد.

۴. چارچوب روش‌شناختی تحقیق

در این تحقیق به پیروی از کتلز و پروتسیو^۱ (۲۰۱۳) از شاخص ضریب مکان‌یابی (LQ) برای سنجش درجه تمرکز جغرافیایی صنعت "تولید فلزات پایه" (کد C۰۳,۲۴) در استان‌های مختلف استفاده شده است. شاخص ضریب مکان‌یابی بسیار پرکاربرد در تحلیل‌های منطقه‌ای و اقتصاد جغرافیایی است که

^۱ - Ketels and Protsiv

| | | | |
|----|---------------------|------|--------------------------------------|
| 14 | سیستان و بلوچستان | ۰/۷۸ | بدون مزیت نسبی |
| 15 | لرستان | ۰/۷۷ | بدون مزیت نسبی |
| 16 | گلستان | ۰/۷۵ | بدون مزیت نسبی |
| 17 | خوزستان | ۰/۷۳ | بدون مزیت نسبی (اقتصاد نفت‌پایه) |
| 18 | اردبیل | ۰/۷۱ | بدون مزیت نسبی |
| 19 | همدان | ۰/۶۸ | بدون مزیت نسبی |
| 20 | قزوین | ۰/۶۶ | بدون مزیت نسبی |
| 21 | بوشهر | ۰/۶۲ | بدون مزیت نسبی (وابسته به نفت و گاز) |
| 22 | کردستان | ۰/۶۰ | بدون مزیت نسبی |
| 23 | مازندران | ۰/۵۸ | بدون مزیت نسبی |
| 24 | گیلان | ۰/۵۶ | بدون مزیت نسبی |
| 25 | ایلام | ۰/۵۳ | بدون مزیت نسبی |
| 26 | کهگیلویه و بویراحمد | ۰/۴۶ | بدون مزیت نسبی |
| 27 | خراسان شمالی | ۰/۴۵ | بدون مزیت نسبی |
| 28 | قم | ۰/۴۴ | بدون مزیت نسبی |
| 29 | تهران | ۰/۴۴ | بدون مزیت نسبی (اقتصاد متنوع) |
| 30 | سمنان | ۰/۴۰ | بدون مزیت نسبی |
| 31 | خراسان جنوبی | ۰/۲۰ | کمترین تمرکز پایدار |

منبع: یافته‌های تحقیق

بررسی میانگین ضریب مکان (LQ) در صنعت فلزات پایه طی دوره ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰، چند نکته اساسی و قابل تأمل را درباره‌ی الگوی جغرافیایی تمرکز صنعتی در ایران آشکار می‌سازد.

نخست، پایداری قطب‌های اصلی صنعتی از مهم‌ترین یافته‌های این تحلیل است. استان‌های کرمان، یزد، هرمزگان و اصفهان نه تنها در یک مقطع زمانی خاص، بلکه در طول کل دهه ۱۳۹۰ به‌طور مستمر از مزیت مکانی بسیار بالایی برخوردار بوده‌اند. این تداوم نشان می‌دهد که مزیت آن‌ها صرفاً نتیجه‌ی نوسانات کوتاه‌مدت یا شرایط مقطعی نیست، بلکه ریشه در عوامل بنیادینی همچون دسترسی به منابع طبیعی غنی، زیرساخت‌های صنعتی مناسب، و سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت دارد. به بیان دیگر، این چهار استان را می‌توان به‌عنوان قطب‌های پایدار تولید فلزات پایه در ایران شناسایی کرد. تمرکز شدید فعالیت‌های صنعتی در این مناطق، شواهدی روشن بر وجود تجمع‌های صنعتی و پیوندهای عمودی قوی میان واحدهای تولیدی است.

دوم، تفاوت‌های ساختاری میان استان‌ها به‌روشنی از این تحلیل قابل مشاهده است. فاصله‌ی معنادار میان میانگین LQ استان‌های صنعتی نظیر کرمان و یزد با استان‌های نفتی (مانند خوزستان و بوشهر) و نیز استان‌های با ساختار اقتصادی کشاورزی یا خدمات‌محور (مانند مازندران و گیلان) بیانگر تفاوت بنیادی در بنیان‌های تولیدی و

مزیت مکانی، از میانگین ضرایب مکان طی دوره‌ی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ استفاده شده است. این شاخص تغییرات مقطعی را هموار کرده و تصویر ساختاری‌تری از توزیع فضایی صنایع در کشور ارائه می‌دهد. میانگین‌گیری از ضرایب مکان در طول یک دوره‌ی زمانی، روش استاندارد در تحلیل پایداری مزیت مکانی است. این کار دو مزیت کلیدی دارد:

- حذف اثر شوک‌های کوتاه‌مدت (مثلاً تعطیلی یا افتتاح یک کارخانه در یک سال خاص)
- تبدیل شاخص LQ به شاخص مزیت نسبی ساختاری بلندمدت^۱

برای این کار، ضریب مکان را برای هر استان در هر یک از ۱۱ سال محاسبه کرده و سپس میانگین این ۱۱ ضریب به دست آمده است. این روش، نوسانات کوتاه‌مدت را حذف کرده و تصویر واقعی‌تری از تمرکز صنعتی نشان می‌دهد. استان‌های کشور بر اساس میانگین مزیت نسبی خود با شاخص ضریب مکان در این صنعت در دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۴۰۰ رتبه‌بندی شده‌اند. با این توضیح که هدف از تحلیل توصیفی، ارائه شواهد مقدماتی و بررسی الگوهای اولیه سازگار با فرضیه پژوهش است، نه استنتاج علی.

جدول ۱. میانگین ضریب مکان (LQ) صنعت "فلزات پایه" (کد C۰۳,۲۴) استان‌ها

| رتبه | نام استان | میانگین ضریب مکان | وضعیت مزیت نسبی |
|------|--------------------|-------------------|--------------------------|
| 1 | کرمان | ۶/۹۱ | مزیت بسیار بالا و پایدار |
| 2 | یزد | ۳/۷۸ | مزیت بسیار بالا و پایدار |
| 3 | هرمزگان | ۳/۵۵ | مزیت بالا و رو به رشد |
| 4 | اصفهان | ۲/۷۰ | مزیت بالا و پایدار |
| 5 | فارس | ۱/۶۲ | مزیت پایدار |
| 6 | زنجان | ۱/۵۸ | مزیت پایدار |
| 7 | مرکزی | ۱/۲۷ | مزیت پایدار |
| 8 | چهارمحال و بختیاری | ۱/۲۱ | مزیت پایدار |
| 9 | آذربایجان شرقی | ۱/۱۶ | مزیت پایدار |
| 10 | البرز | ۱/۰۹ | مزیت پایدار |
| 11 | کرمانشاه | ۰/۹۶ | نزدیک به میانگین ملی |
| 12 | خراسان رضوی | ۰/۸۹ | بدون مزیت نسبی |
| 13 | آذربایجان غربی | ۰/۸۴ | بدون مزیت نسبی |

¹ - Structural Comparative Advantage

اردبیل، همدان، قزوین، بوشهر، کردستان، مازندران، گیلان، ایلام، کهگیلویه و بویراحمد، خراسان شمالی، قم، تهران، سمنان و خراسان جنوبی است. ساختار صنعتی این استان‌ها بیشتر متنوع یا متکی به سایر فعالیت‌های اقتصادی همچون کشاورزی و خدمات است.

چهار استان مرکزی، چهارمحال و بختیاری، آذربایجان شرقی و البرز در بازه‌ی ۱ تا ۱/۵ قرار دارند؛ به عبارت دیگر، این استان‌ها نه مزیت مکانی بارز و نه عدم مزیت مشخصی دارند. برای افزایش شفافیت در مقایسه‌ی بین دو گروه کاملاً متمایز، این استان‌ها به عنوان استان‌های میانی، در تحلیل مقایسه‌ای کنار گذاشته شدند تا تفکیک میان «مزیت بالا» و «عدم مزیت» با وضوح بیشتری انجام گیرد.

شایان ذکر است که تفکیک استان‌ها به دو گروه بر اساس آستانه ۱/۵، صرفاً به منظور ارائه تحلیل توصیفی و مقایسه بصری از الگوی توزیع مکانی بوده است. در مدل اقتصادسنجی اصلی، شاخص ضریب مکان‌یابی (LQ) به صورت متغیر پیوسته وارد مدل شده است؛ بنابراین، نتایج حاصل از تخمین مدل، مستقل از هرگونه انتخاب آستانه قطعیت بوده و به هیچ‌وجه تحت تأثیر این طبقه‌بندی اولیه قرار نمی‌گیرد. در ادامه، برای ارزیابی پیامدهای اقتصادی مزیت مکانی در صنعت بالادستی، نرخ رشد متوسط سالانه‌ی ارزش افزوده‌ی یکی از صنایع پایین‌دستی یعنی صنعت تولید محصولات فلزی ساخته‌شده (کد C۰۳،۲۵) در کلیه استان‌ها محاسبه گردید. بدین منظور، داده‌های ارزش افزوده به قیمت ثابت برای سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۴۰۰ استخراج شد و نرخ رشد متوسط سالانه مرکب^۱ (CAGR) برای هر استان به صورت جداگانه به دست آمد.

مسیرهای توسعه‌ی صنعتی در کشور است. این ناهمگونی‌ها نشان می‌دهد که ساختار اقتصادی استان‌ها از الگوهای متمایزی پیروی می‌کند و مسیر صنعتی شدن در ایران به شدت منطقه‌ای و نامتوازن است.

سوم، شناسایی مزیت‌های پایدار مکانی مبنای نظری و تجربی مستحکمی برای تحلیل‌های علی و اقتصادسنجی پژوهش فراهم می‌کند. به این ترتیب، تفاوت در نرخ رشد صنایع پایین‌دستی میان استان‌های دارای LQ بالا و پایین، می‌تواند با اطمینان بیشتری به عنوان نتیجه‌ی مزیت‌های ساختاری و بلندمدت تفسیر شود، نه صرفاً نوسانات یا شوک‌های کوتاه‌مدت.

در نهایت، باید توجه داشت که پایین بودن ضریب مکان‌یابی در استان تهران به هیچ‌وجه به معنای ضعف صنعتی نیست. این شاخص صرفاً ترکیب متنوع‌تر و چندبعدی‌تر اقتصاد این استان را منعکس می‌کند. اقتصاد تهران با برخورداری از بخش خدمات پیشرفته، فعالیت‌های دانش‌بنیان و صنایع فناورانه، به مرحله‌ای از بلوغ رسیده است که وابستگی آن به یک صنعت خاص کاهش یافته و ساختار تولیدی آن از تنوع و پویایی بیشتری برخوردار است.

به‌طور کلی، نتایج این تحلیل با این برداشت سازگار است که الگوی تمرکز صنعتی مشاهده‌شده در ایران بیش از آنکه بازتاب سیاست‌های کوتاه‌مدت یا موقتی باشد، می‌تواند متأثر از عوامل نهادی، زیرساختی و مزیت‌های مکانی نسبتاً پایدار باشد.

در مرحله بعدی، به منظور بررسی تأثیر مزیت مکانی در صنعت بالادستی فلزات پایه بر رشد صنایع پایین‌دستی، ابتدا استان‌های کشور بر اساس میانگین ضریب مکان (LQ) در صنعت تولید فلزات پایه (کد C۰۳،۲۴) طی دوره‌ی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰، به دو گروه اصلی دسته‌بندی شدند:

گروه A (استان‌های با مزیت بالا): استان‌هایی که مقدار میانگین ضریب مکان (LQ) آن‌ها بیش از ۱٫۵ است، در این گروه قرار گرفتند. این آستانه نشان‌دهنده‌ی تمرکز بسیار بالا و مزیت مکانی معنادار در صنعت فلزات پایه است. بر اساس محاسبات انجام‌شده، استان‌های کرمان، یزد، هرمزگان، اصفهان، فارس و زنجان در این گروه جای دارند. تمرکز شدید فعالیت‌های فلزات پایه در این استان‌ها، همسو با ادبیات صرفه‌های تجمع و پیوندهای عمودی قوی در زنجیره تولید است.

گروه B (استان‌های با مزیت پایین یا فاقد مزیت): در مقابل، استان‌هایی که میانگین LQ آن‌ها کمتر از ۱ است، به عنوان مناطق فاقد مزیت مکانی یا دارای تمرکز کمتر از میانگین کشوری شناخته شدند. این گروه شامل استان‌های کرمانشاه، خراسان رضوی، آذربایجان غربی، سیستان و بلوچستان، لرستان، گلستان، خوزستان،

^۱ - Compound Annual Growth Rate

در جدول (۲) نرخ رشد متوسط سالانه ارزش افزوده‌ی صنعت تولید محصولات فلزی ساخته‌شده در استان‌های ایران طی دوره زمانی پژوهش ارائه شده است. این داده‌ها مبنای مقایسه‌ی رشد میان استان‌های دارای مزیت مکانی بالا (گروه A) و استان‌های فاقد مزیت (گروه B) قرار می‌گیرد تا بتوان به ارزیابی تجربی اثرات سرریز و تجمع ناشی از تمرکز صنعتی پرداخت.

همانطور که در جدول (۲) دیده می‌شود، استان‌های گروه A (با مزیت بالادستی) به طور کلی نرخ رشد بسیار بالاتری را در صنعت پایین‌دستی (محصولات فلزی ساخته شده) تجربه کرده‌اند. میانگین نرخ رشد در گروه A (استان‌های با مزیت بالا) ۴۱/۱ درصد و میانگین نرخ رشد در گروه B (استان‌های با مزیت پایین)، ۲۵/۸ درصد را نشان می‌دهد. این تفاوت بسیار چشمگیر است به طوری که میانگین رشد صنعت پایین‌دستی در استان‌های با مزیت بالادستی تقریباً ۶۰ درصد بیشتر از میانگین رشد در استان‌های بدون مزیت است.

در ادامه همین تحلیل برای زیربخش "تولید وسایل نقلیه موتوری، تریلر و نیم‌تریلر" انجام شده است. این زیربخش یکی از مهم‌ترین صنایع پایین‌دستی برای فلزات پایه است. در جدول (۳)، نرخ رشد متوسط سالانه (CAGR) برای این صنعت در تمام استان‌ها محاسبه شده است. نکته حائز اهمیت در این یافته‌ها، عملکرد استان آذربایجان غربی است که با وجود عدم برخورداری از مزیت مکانی در صنعت بالادستی (گروه B)، بالاترین نرخ رشد را در صنعت وسایل نقلیه موتوری تجربه کرده است. این نتیجه بیانگر محدودیت چارچوب تحلیلی مبتنی بر مزیت مکانی در توصیف کامل الگوهای صنعتی در ایران است. چنین پدیده‌ای نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران، علاوه بر نیروهای بازار و پیوندهای عمودی منطقه‌ای، سیاست‌های صنعتی دستوری و سرمایه‌گذاری‌های کلان دولتی (مانند ایجاد کارخانه‌های مونتاژ خاص به صورت دستوری) می‌توانند منطق تمرکز مکانی را نقض کنند و به رشد انفجاری در مناطق فاقد مزیت منجر شوند.

جدول ۲. نرخ رشد متوسط سالانه ارزش افزوده صنعت "تولید محصولات فلزی ساخته شده (کد C03.25) در استان‌های ایران

| رتبه | نام استان | گروه | ارزش افزوده (میلیون ریال) | ارزش افزوده (میلیون ریال) | نرخ رشد سالانه (درصد) |
|------|--------------------|---------|---------------------------|---------------------------|-----------------------|
| 1 | کرمان | A | ۱۳۹۳۹۷۱۱ | ۱۰۸۹۸۲۶۷۲۴ | ۵۵/۸ |
| 2 | هرمزگان | A | ۴۸۴۲۵۱۱ | ۲۶۹۴۳۲۵۷۸ | ۵۰/۲ |
| 3 | فارس | A | ۱۳۴۲۶۹۳۸ | ۵۱۱۹۲۸۴۳۸ | ۴۴/۳ |
| 4 | اصفهان | A | ۴۵۹۳۶۴۳۸ | ۱۵۱۴۷۲۸۴۳۸ | ۴۲/۶ |
| 5 | زنجان | A | ۳۵۷۸۸۳۰ | ۹۳۶۰۱۹۶۹ | ۳۸/۵ |
| 6 | آذربایجان شرقی | (میانی) | ۳۷۸۶۳۵۶۷ | ۶۹۶۶۲۲۱۶۶ | ۳۴/۲ |
| 7 | چهارمحال و بختیاری | (میانی) | ۷۴۲۹۳۸ | ۱۰۱۴۸۶۰۹ | ۳۰ |
| 8 | البرز | (میانی) | ۱۰۲۵۶۰۳ | ۱۳۰۳۱۱۷۱ | ۲۹/۱ |
| 9 | آذربایجان غربی | B | ۱۷۰۳۸۰۶ | ۲۷۰۶۰۹۰۲ | ۳۱/۲ |
| 10 | مرکزی | (میانی) | ۴۵۱۳۶۴۹ | ۶۵۸۹۶۴۶۷ | ۳۰/۸ |
| 11 | یزد | A | ۵۸۶۸۹۶۸ | ۸۰۱۰۴۴۱۳ | ۳۰ |
| 12 | خراسان رضوی | B | ۱۰۵۱۴۹۵۷ | ۱۳۹۵۰۵۹۷۹ | ۲۹/۵ |
| 13 | کرمانشاه | B | ۱۶۷۲۲۴۵ | ۲۰۵۱۶۹۲۲ | ۲۸/۵ |
| 14 | لرستان | B | ۱۲۵۳۵۲۲ | ۱۵۰۰۴۷۸۱ | ۲۸/۱ |
| 15 | همدان | B | ۲۳۱۳۰۲۷ | ۲۶۹۴۰۱۰۶ | ۲۷/۹ |
| 16 | قزوین | B | ۳۰۱۳۹۷۱ | ۳۴۱۹۲۷۰۳ | ۲۷/۶ |
| 17 | سیستان و بلوچستان | B | ۱۹۴۴۰۶۳ | ۲۱۳۵۴۶۲۸ | ۲۷/۱ |
| 18 | کردستان | B | ۱۵۷۷۱۳۶ | ۱۷۳۹۹۴۶۳ | ۲۷ |
| 19 | گلستان | B | ۲۷۶۶۸۵۸ | ۲۹۹۱۱۰۶۵ | ۲۶/۸ |
| 20 | خوزستان | B | ۹۱۴۹۵۶۰ | ۸۶۹۸۵۹۷۶ | ۲۵/۳ |
| 21 | بوشهر | B | ۱۳۱۲۵۳۱ | ۱۲۳۷۴۳۷۳ | ۲۵/۲ |
| 22 | اردبیل | B | ۱۹۸۴۴۳۳ | ۱۸۷۳۹۱۸۵ | ۲۵/۲ |
| 23 | مازندران | B | ۳۶۲۶۱۷۲ | ۳۳۸۵۵۴۳۱ | ۲۵ |
| 24 | کهگیلویه بویراحمد | B | ۵۲۲۲۴۵ | ۴۸۴۲۲۸۳ | ۲۴/۹ |
| 25 | گیلان | B | ۲۴۱۶۵۷۶ | ۲۱۷۱۰۷۱۱ | ۲۴/۶ |
| 26 | ایلام | B | ۵۷۶۲۰۸ | ۵۰۶۴۰۶۶ | ۲۴/۳ |
| 27 | خراسان شمالی | B | ۷۰۹۱۴۳ | ۶۰۶۴۰۶۶ | ۲۴ |
| 28 | سمنان | B | ۹۴۵۹۳۸ | ۷۱۲۵۷۱۹ | ۲۲/۵ |
| 29 | قم | B | ۱۶۱۶۴۵۱ | ۱۱۴۲۶۶۲۶ | ۲۱/۶ |
| 30 | تهران | B | ۲۴۰۶۶۰۲۲ | ۱۳۲۳۲۳۱۹۰ | ۱۸/۶ |
| 31 | خراسان جنوبی | B | ۵۷۶۲۰۸ | ۲۸۰۶۷۶۳ | ۱۷/۱ |

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۳. نرخ رشد متوسط سالانه ارزش افزوده صنعت «تولید محصولات فلزی ساخته شده (کد C03.25) در استان های ایران

| رتبه | نام استان | گروه | ارزش افزوده (میلیون ریال) | ارزش افزوده (میلیون ریال) | نرخ رشد متوسط سالانه (درصد) |
|------|---------------------|---------|---------------------------|---------------------------|-----------------------------|
| 1 | آذربایجان غربی | B | ۷۹۰۱۷۶ | ۳۶۴۲۷۱۱۵ | ۴۶/۲ |
| 2 | کرمان | A | ۱۸۷۷۳۳ | ۷۱۱۲۳۵۷۸ | ۴۳/۹ |
| 3 | فارس | A | ۱۵۷۷۱۳۶ | ۵۷۲۸۹۲۰۸ | ۴۳/۴ |
| 4 | اصفهان | A | ۳۰۱۳۹۷۱ | ۸۶۱۰۶۷۰۷ | ۴۰/۳ |
| 5 | هرمزگان | A | ۵۶۰۹۲۶ | ۵۵۰۰۴۷۸۱ | ۳۸/۵ |
| 6 | آذربایجان شرقی | (میانی) | ۱۲۸۵۵۵۳۱ | ۲۳۸۳۵۲۸۱۴ | ۳۴/۳ |
| 7 | زنجان | A | ۷۰۹۱۴۳ | ۱۲۳۷۴۳۷۳ | ۳۳/۴ |
| 8 | چهارمحال و بختیاری | (میانی) | ۵۲۸۹۸۸ | ۸۴۶۳۵۰۹ | ۳۲ |
| 9 | خراسان رضوی | B | ۱۹۸۴۴۳۳ | ۲۸۰۹۱۶۱۰ | ۳۰/۶ |
| 10 | البرز | (میانی) | ۹۲۹۹۳۸ | ۱۲۰۶۶۰۲۲ | ۲۹/۳ |
| 11 | مرکزی | (میانی) | ۶۱۷۹۳۸ | ۷۸۸۱۷۲۸ | ۲۸/۹ |
| 12 | یزد | A | ۱۰۲۵۶۰۳ | ۱۲۳۲۳۱۹۰ | ۲۸/۲ |
| 13 | لرستان | B | ۵۱۶۹۲۲ | ۶۰۶۴۰۶۶ | ۲۸ |
| 14 | کرمانشاه | B | ۱۰۲۵۶۶۰ | ۱۱۴۲۶۶۲۶ | ۲۷/۲ |
| 15 | گلستان | B | ۱۶۱۶۴۵۱ | ۱۷۳۹۹۴۶۳ | ۲۶/۸ |
| 16 | همدان | B | ۱۲۴۱۶۷۰ | ۱۳۲۳۹۹۴۲ | ۲۶/۷ |
| 17 | سیستان و بلوچستان | B | ۱۳۲۱۳۵۵ | ۱۳۷۱۳۶۹۶ | ۲۶/۵ |
| 18 | قزوین | B | ۱۹۳۸۹۲۲ | ۱۹۶۴۸۰۳۱ | ۲۶/۱ |
| 19 | خوزستان | B | ۱۰۲۲۱۵۱ | ۱۰۱۴۸۶۰۹ | ۲۵/۸ |
| 20 | کردستان | B | ۶۱۱۵۶۷ | ۵۹۷۵۵۷۱ | ۲۵/۶ |
| 21 | اردبیل | B | ۶۱۱۷۳۳ | ۵۶۸۹۰۴۸ | ۲۵ |
| 22 | مازندران | B | ۱۲۷۸۷۹۱ | ۱۱۳۷۴۳۷۳ | ۲۴/۶ |
| 23 | بوشهر | B | ۳۴۷۷۹۶ | ۳۰۲۲۵۵۶ | ۲۴/۲ |
| 24 | گیلان | B | ۱۰۷۰۱۸۸ | ۹۲۳۶۰۵۳ | ۲۴/۱ |
| 25 | کهگیلویه و بویراحمد | B | ۴۳۸۵۳۲ | ۳۴۸۰۷۰۶ | ۲۲/۹ |
| 26 | خراسان شمالی | B | ۳۸۵۰۵۴ | ۲۹۱۳۰۷۳ | ۲۲/۵ |
| 27 | سمنان | B | ۵۸۹۳۳۵ | ۴۴۲۷۴۵۸ | ۲۲/۴ |
| 28 | ایلام | B | ۵۷۶۲۰۸ | ۴۱۴۲۳۷۱ | ۲۲ |
| 29 | قم | B | ۱۶۲۱۵۷۳ | ۱۱۴۲۶۶۲۶ | ۲۱/۵ |
| 30 | تهران | B | ۸۹۲۹۹۹۵ | ۵۵۹۲۷۵۳۳ | ۲۰/۱ |
| 31 | خراسان جنوبی | B | ۵۷۶۲۰۸ | ۲۰۱۳۰۲۷ | ۱۳/۳ |

منبع: یافته های تحقیق

بنابراین، چارچوب تحلیلی این پژوهش بیشتر توانایی تبیین توسعه خوشه ای و درون زار را دارد تا توسعه سیاست محور و تحمیل شده. از این رو مورد آذربایجان غربی نوعی انحراف از الگوی تعمیم یافته تجمعی است که نشان دهنده نقش تعیین کننده مداخلات نهادی دولت در تخصیص فعالیت های صنعتی، فراتر از مزیت های منطقه ای است.

نتایج حاصل از مقایسه میان دو زیربخش صنعتی «تولید محصولات فلزی ساخته شده» و «تولید وسایل نقلیه موتوری» نشان می دهد که وجود مزیت در صنعت بالادستی فلزات پایه تأثیر معناداری بر رشد صنایع پایین دستی در همان استان ها دارد، هرچند شدت این اثر میان صنایع مختلف متفاوت است.

جدول ۴. مقایسه نرخ رشد متوسط سالانه در دو صنعت پایین دستی بین گروه های دارای مزیت و بدون مزیت بالادستی

| صنعت پایین دستی | میانگین نرخ رشد | | درصد اختلاف ف دو گروه | توضیح و برداشت تحلیلی |
|--|--------------------|---------------------|-----------------------|---|
| | گروه A (مزیت بالا) | گروه B (مزیت پایین) | | |
| ۱- تولید محصولات فلزی ساخته شده (C03.25) | ۴۱/۱ درصد | ۲۵/۸ درصد | ۱۵/۳ واحد درصد | اختلاف قابل توجهی مشاهده می شود؛ حضور صنایع بالادستی موجب رشد سریع تر صنایع فلزی پایین دستی شده است. |
| ۲- تولید وسایل نقلیه موتوری (C03.29) | ۳۷/۴ درصد | ۲۵/۱ درصد | ۱۲/۳ واحد درصد | تفاوت همچنان محسوس است، اما نسبت به صنعت فلزی کمتر است؛ پیوندهای عمودی در زنجیره ارزش خودرو ضعیف تر عمل کرده اند. |

منبع: یافته های تحقیق

در صنعت تولید محصولات فلزی ساخته شده، میانگین نرخ رشد در استان های دارای مزیت بالادستی (گروه A) برابر با ۴۱/۱ درصد و در استان های فاقد مزیت (گروه B) معادل ۲۵/۸ درصد بوده است. اختلاف ۱۵/۳ واحد درصدی بین این دو گروه، حاکی از تفاوت چشمگیر در عملکرد رشد است؛ به طوری که استان های دارای مزیت در صنایع فلزات پایه حدود ۶۰ درصد سریع تر از سایر استان ها رشد کرده اند.

فلزات پایه، می‌توانند بیشترین بازدهی را در ارتقای رشد صنعتی مناطق مختلف کشور داشته باشند.

شایان ذکر است که تفاوت‌های مشاهده شده در میانگین نرخ رشد میان دو گروه دارای مزیت و فاقد مزیت، صرفاً بیانگر وجود هم‌بستگی و هم‌حرکتی آماری میان متغیرهاست و نمی‌تواند به تنهایی مدرکی برای اثبات رابطه علی و معلولی تلقی گردد. جهت پاسخ به پرسش اساسی پژوهش مبنی بر اینکه آیا تمرکز مکانی صنایع بالادستی «عامل» رشد صنایع پایین‌دستی است یا خیر، لازم است اثر سایر عوامل کنترل شود؛ بنابراین، در ادامه از روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت استفاده شده است تا با کنترل ناهمگونی‌های استانی و شوک‌های مشترک، ماهیت علی و معناداری این رابطه مورد آزمون دقیق‌تری قرار گیرد.

۴-۲. تحلیل اقتصادسنجی داده‌ها

در پی تحلیل توصیفی داده‌ها و مشاهده الگوهای هم‌حرکتی میان متغیرهای کلیدی، این پرسش بنیادین مطرح می‌شود که آیا این روابط صرفاً همبستگی‌های آماری بدون پشتوانه‌ی علی هستند یا آنکه منعکس‌کننده‌ی سازوکارهای علی و اقتصادی مشخصی در چارچوب نظری پژوهش می‌باشند. از این رو، در این مرحله با بهره‌گیری از رویکرد اقتصادسنجی، تلاش می‌شود تا با کنترل اثر سایر متغیرهای تأثیرگذار و رفع سوگیری‌های درون‌زایی، ماهیت واقعی این روابط شناسایی و اعتبار تجربی فرضیه‌ها مورد آزمون قرار گیرد. برخلاف تحلیل‌های توصیفی پیشین، تخمین‌های اقتصادسنجی امکان کنترل ناهمگنی‌های مشاهده‌نشده استانی و شرایط کلان را فراهم می‌کند و هسته آزمون تجربی فرضیه پژوهش را تشکیل می‌دهد.

در راستای آزمون فرضیه‌های تحقیق و با الهام از مطالعات پیشین، چارچوب اقتصادسنجی این پژوهش بر پایه مدل‌های رشد درون‌زا^۲ و با استفاده از رگرسیون داده‌های تابلویی^۳ طراحی شده است. این رویکرد نظری که ریشه در مطالعات بنیادینی چون رومر (۱۹۸۶) و ریورا و رامر (۱۹۹۰) دارد، به دلیل توانایی در

این یافته نشان‌دهنده وجود قوی اثر تمرکز مکانی و پیوندهای پسین^۱ در این صنعت است. در واقع، نزدیکی جغرافیایی به تأمین‌کنندگان مواد اولیه مانند کارخانه‌های فولاد و ذوب‌آهن، کاهش هزینه‌های حمل‌ونقل، اطمینان از تداوم عرضه و بهره‌مندی از سرریزهای فناورانه، زمینه‌ساز رشد سریع‌تر بنگاه‌های پایین‌دستی در این حوزه شده است. بدین ترتیب، حضور صنایع بالادستی در یک منطقه نه تنها هزینه‌های تولید را کاهش می‌دهد بلکه نوعی هم‌افزایی صنعتی میان تولیدکنندگان فلزات پایه و صنایع مصرف‌کننده آن‌ها ایجاد می‌کند.

در مقابل، در صنعت تولید وسایل نقلیه موتوری نیز اگرچه روند مشابهی مشاهده می‌شود، اما شدت اثر مزیت بالادستی کمتر است. میانگین نرخ رشد در استان‌های گروه A برابر ۳۷/۴ درصد و در گروه B معادل ۲۵/۱ درصد بوده است که نشان‌دهنده تفاوت ۱۲/۳ واحد درصدی و رشد نسبی حدود ۴۹ درصد سریع‌تر برای گروه A است.

با این حال، بررسی‌های جزئی‌تر حاکی از آن است که رشد این صنعت به عوامل متنوع‌تری وابسته است. به عنوان نمونه، استان آذربایجان غربی که در گروه B (فاقد مزیت بالادستی) قرار دارد، با نرخ رشد ۴۶/۲ درصد، بالاترین میزان رشد در کل کشور را در این صنعت ثبت کرده است. این یافته نشان می‌دهد که در صنعت خودروسازی، علاوه بر دسترسی به مواد اولیه، عواملی چون سیاست‌های حمایتی دولت (از جمله تسهیلات، معافیت‌های مالیاتی و تعرفه‌ای)، نزدیکی به بازارهای مصرف داخلی یا صادراتی، وجود نیروی کار ماهر و زیرساخت‌های صنعتی مناسب و نیز پیشینه تاریخی فعالیت‌های خودروسازی در مناطق خاص نقش تعیین‌کننده‌ای دارند.

به طور کلی، نتایج تطبیقی نشان می‌دهد که اثر تمرکز مکانی در صنعت محصولات فلزی ساخته‌شده به مراتب قوی‌تر از صنعت تولید وسایل نقلیه موتوری است. این تفاوت ناشی از ماهیت ساده‌تر و پیوندهای عمودی قوی‌تر در زنجیره تأمین صنایع فلزی نسبت به پیچیدگی و چندبعدی بودن شبکه تولید در صنعت خودرو است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که سیاست‌های توسعه صنعتی منطقه‌ای در ایران در صورت تمرکز بر تقویت پیوندهای بین صنایع بالادستی و پایین‌دستی به‌ویژه در حوزه

^۲ - Endogenous Growth Model

^۳ - Panel Data Regression

1 - Backward Linkages

سطح توسعه مالی و دسترسی به منابع مالی بر رشد صنعتی به مدل اضافه شده است.

- $PubInv_{it}$ (متغیر کنترلی): نرخ رشد سالانه بودجه عمرانی استانی در استان i در سال t . هدف از این متغیر کنترل اثر سرمایه گذاری عمومی دولت در زیرساخت ها بر رشد صنعتی است.
- $Inflation_{it}$ (متغیر کنترلی): نرخ تورم سالانه استان i در سال t . هدف از این متغیر کنترل اثرات عدم قطعیت کلان اقتصادی بر رشد صنعتی در استان ها است.
- ϵ_{it} (جمله خطا): جزء تصادفی و باقی مانده مدل که شامل سایر عوامل غیر قابل پیش بینی است.

پس از آماده سازی داده ها و پیش از برآورد نهایی مدل، باید مجموعه ای از آزمون های آماری استاندارد که در جدول (۵) نشان داده شده است برای اطمینان از اعتبار نتایج انجام شود. نخست، آزمون های ایستایی است که بر روی تمامی متغیرهای مدل صورت گرفت تا از بروز رگرسیون کاذب جلوگیری شود. از آنجا که بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی دارای روند تصادفی هستند و میانگین و واریانس آن ها در طول زمان ثابت نیست، به کارگیری متغیرهای غیرایستا در مدل می تواند منجر به ضرایب ظاهراً معنادار اما فاقد رابطه علی واقعی شود. بدین منظور، آزمون های ریشه واحد لوین-لین-چو (LLC)، ایم-پسران-شین (IPS) و فیشر-ADF برای داده های تابلویی به کار گرفته شد تا ایستایی متغیرهای پژوهش شامل نرخ رشد صنایع پایین دستی، ضریب مکان یابی و متغیرهای کنترلی بررسی گردد. نتایج آزمون ایستایی متغیرها در جدول (۶) آمده است.

جدول ۵. آزمون های آماری مورد نیاز پیش از تخمین مدل نهایی

| نام آزمون | هدف / کاربرد | نکات و انتظارات تحلیلی |
|----------------------|---|--|
| ۱- آزمون ریشه واحد | اطمینان از ایستایی متغیرها برای جلوگیری از رگرسیون کاذب | باید متغیرها ایستا باشند یا با تفاضل گیری ایستا شوند. |
| ۲- آزمون هم انباشتگی | بررسی وجود رابطه بلندمدت پایدار بین متغیرهای غیرایستا | در صورت وجود هم انباشتگی، می توان روابط تعادلی بلندمدت را مدل سازی کرد. |
| ۳- آزمون F | برای بررسی استفاده از مدل پانل یا مدل تلفیقی | اگر حداقل یکی از ضرایب رگرسیون بین استان ها متفاوت باشد، استفاده از مدل پانل ضروری است |
| ۴- آزمون هاسمن | انتخاب بین مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی | فرضیه صفر: مدل تصادفی مناسب است. فرضیه مقابل: مدل |

تبین نقش عواملی نظیر سرریز دانش و صرفه های ناشی از تجمع^۱ که از کانال های اصلی تأثیرگذاری تجمع های صنعتی هستند، انتخاب شده است. علاوه بر این، برای شناسایی کانال های انتقال اثر، مدل مفهومی پورتر (۱۹۹۰) و الماس او مینی بر تأثیر تجمع ها بر نیروی کار، سرمایه انسانی، فناوری و تسهیلات مالی، مبنای طراحی متغیرهای کنترلی قرار گرفته است. در نهایت، با پیروی از روش های استاندارد در تخمین مدل های داده های تابلویی، از این روش برای کنترل اثرات مشخصه های مشاهده نشده و ثابت استان ها طی زمان و به دست آوردن تخمین های دقیق تر برای آزمون فرضیه اصلی این تحقیق که آیا وجود یک تمرکز مکانی بالادستی در یک استان، به رشد صنعت پایین دستی در همان استان کمک می کند یا خیر؟ استفاده شده است.

معادله اصلی تحقیق به صورت زیر است:

$$Growth_{it} = \beta_0 + \beta_1 IQ_{it} + \beta_2 RpGrowth_{it} + \beta_3 FinDev_{it} + \beta_4 RbInv_{it} + \beta_5 Inflation_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

در این معادله، نمادها به شرح زیر هستند:

- $Growth_{it}$ (متغیر وابسته): نرخ رشد سالانه ارزش افزوده صنعت پایین دستی محصولات فلزی ساخته شده (کد C03.25)
- شاخص i : استان مورد نظر. ($i = 1, 2, \dots, 31$)
- شاخص t : سال مورد نظر. ($t = 1390, 1391, \dots, 1400$)
- LQ_{it} (متغیر اصلی تحقیق): ضریب مکان (Location Quotient) برای صنعت بالادستی فلزات پایه در استان (کد C03.24)
- $PopGrowth_{it}$ (متغیر کنترلی): نرخ رشد سالانه جمعیت استان i در سال t . این متغیر با هدف کنترل اثر رشد نیروی کار و اندازه بازار بر رشد صنعتی به مدل اضافه شده است.
- $FinDev_{it}$ (متغیر کنترلی): نرخ رشد سالانه سپرده های بانکی در استان i در سال t . این متغیر با هدف کنترل اثر

¹ - externalities

| | | | | | |
|------|-------|--------|------------|--|--|
| I(0) | ۰/۰۰۰ | ۱۳۲/۹۰ | Fisher-ADF | | |
|------|-------|--------|------------|--|--|

منبع: یافته‌های تحقیق

در گام بعد، به منظور بررسی مناسب بودن استفاده از مدل داده‌های تابلویی در مقایسه با مدل تلفیقی، از آزمون F چو استفاده شد. فرضیه صفر این آزمون مبنی بر یکسانی ضرایب رگرسیون میان استان‌ها (کفایت مدل تلفیقی) در سطح اطمینان بالا رد گردید. این نتیجه نشان می‌دهد که ضرایب میان استان‌ها متفاوت بوده و ناهمگنی‌های مقطعی در داده‌ها وجود دارد. تفاوت‌های مذکور ناشی از ویژگی‌های ذاتی و مشاهده‌نشده هر استان نظیر موقعیت جغرافیایی، زیرساخت‌ها، کیفیت نهادی و سرمایه اجتماعی است که در مدل تلفیقی نادیده گرفته می‌شوند. بنابراین، استفاده از مدل داده‌های تابلویی ضروری است.

به منظور انتخاب میان مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی، آزمون هاسمن مورد استفاده قرار گرفت. بر اساس این آزمون، فرضیه صفر مبنی بر نبود همبستگی میان اثرات ویژه استان‌ها و متغیرهای توضیحی در سطح اطمینان ۵ درصد رد شد و نتیجه آزمون به طور قاطع استفاده از مدل اثرات ثابت را تأیید کرد. این مدل با کنترل ویژگی‌های ثابت و مشاهده‌نشده استان‌ها، اثر واقعی و خالص متغیرهای توضیحی را بر رشد صنایع پایین‌دستی استخراج می‌کند و از بروز سوگیری ناشی از عوامل مقطعی جلوگیری می‌نماید.

جدول ۷. نتایج آزمون‌های F چو و هاسمن

| نوع آزمون | مقدار آماره معنی داری | سطح معنی داری | نتیجه آزمون |
|-------------|-----------------------|---------------|--|
| آزمون F چو | ۱۲/۵۸ | ۰/۰۰۰ | فرضیه صفر مبنی بر مناسب بودن مدل تلفیقی رد می‌شود و مدل پانل مناسب تر است. |
| آزمون هاسمن | ۲۵/۸۴ | ۰/۰۰۰ | فرضیه صفر مبنی بر مناسب بودن مدل اثرات تصادفی رد می‌شود. |

منبع: یافته‌های تحقیق

در مجموع، نتایج آزمون‌های آماری انجام‌شده، از جمله آزمون‌های ریشه واحد، F چو و هاسمن، نشان می‌دهد که برای

| | | |
|---|---|---------------------------|
| ثابت مناسب است. انتظار ما: تأیید اثرات ثابت، به ویژه برای تحلیل درون‌استانی. | | |
| وجود همبستگی سریالی موجب برآوردهای ناسازگار می‌شود و باید با تصحیح‌های مناسب رفع شود. | بررسی وجود همبستگی بین جملات خطا در طول زمان | ۵- آزمون همبستگی سریالی |
| در صورت وجود ناهمسانی واریانس، باید از واریانس-کوواریانس قوی استفاده شود. | بررسی برابری واریانس جملات خطا در بین مشاهدات | ۶- آزمون ناهمسانی واریانس |

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون‌ها ایستایی متغیرها نشان داد که تمامی متغیرها در سطح معناداری پنج درصد ایستا هستند و فرضیه وجود ریشه واحد برای هیچ‌یک از آن‌ها تأیید نمی‌شود؛ بنابراین، تمامی متغیرها از مرتبه صفر بوده و می‌توان مدل را بدون نگرانی از رگرسیون کاذب و بدون نیاز به تفاضل‌گیری یا آزمون هم‌انباشستگی، با روش‌های متعارف مانند پانل GMM یا اثرات ثابت/تصادفی برآورد کرد.

جدول ۶. نتایج آزمون ایستایی متغیرها

| ردیف | نام متغیر | نوع آزمون | آماره آزمون | سطح معناداری | نتیجه آزمون |
|------|------------------------|------------|-------------|--------------|-------------|
| ۱ | نرخ رشد محصولات فلزی | LLC | -۱۲/۴۵ | ۰/۰۰۰ | I(0) |
| | | IPS | -۱۰/۸۸ | ۰/۰۰۰ | I(0) |
| | | Fisher-ADF | ۱۲۵/۳۴ | ۰/۰۰۰ | I(0) |
| ۲ | نرخ رشد وسایل نقلیه | LLC | -۱۱/۹۲ | ۰/۰۰۰ | I(0) |
| | | IPS | -۹/۷۵ | ۰/۰۰۰ | I(0) |
| | | Fisher-ADF | ۱۱۸/۵۶ | ۰/۰۰۰ | I(0) |
| ۳ | ضریب مکان‌یابی | LLC | -۲/۸۵ | ۰/۰۰۲ | I(0) |
| | | IPS | -۲/۳۱ | ۰/۰۱۰ | I(0) |
| | | Fisher-ADF | ۷۸/۲۲ | ۰/۰۲۴ | I(0) |
| ۴ | رشد جمعیت | LLC | -۱۵/۳۳ | ۰/۰۰۰ | I(0) |
| | | IPS | -۱۳/۷۸ | ۰/۰۰۰ | I(0) |
| | | Fisher-ADF | ۱۴۵/۲۲ | ۰/۰۰۰ | I(0) |
| ۵ | رشد سپرده‌های بانکی | LLC | -۸/۷۶ | ۰/۰۰۰ | I(0) |
| | | IPS | -۷/۹۱ | ۰/۰۰۰ | I(0) |
| | | Fisher-ADF | ۹۸/۱۱ | ۰/۰۰۰ | I(0) |
| ۶ | رشد سرمایه‌گذاری عمومی | LLC | -۹/۵۴ | ۰/۰۰۰ | I(0) |
| | | IPS | -۸/۱۲ | ۰/۰۰۰ | I(0) |
| | | Fisher-ADF | ۱۰۵/۶۷ | ۰/۰۰۰ | I(0) |
| ۷ | نرخ تورم | LLC | -۱۴/۱۱ | ۰/۰۰۰ | I(0) |
| | | IPS | -۱۲/۰۵ | ۰/۰۰۰ | I(0) |

صنعت پایین دستی در همان استان کمک می کند یا خیر؟ استفاده شده است. معادله اصلی تحقیق به صورت زیر است:

$$Growth_{it} = \beta_0 + \beta_1 IQ_{it} + \beta_2 Rpgrowth_{it} + \beta_3 FinDev_{it} + \beta_4 Rbln_{it} + \beta_5 Inflation_{it} + \epsilon_{it} \quad (۳)$$

که در آن متغیر وابسته نرخ رشد سالانه ارزش افزوده صنعت پایین دستی، متغیر اصلی تحقیق ضریب مکان (LQ) برای صنعت بالادستی و سایر متغیرها به عنوان متغیرهای کنترلی در نظر گرفته شده اند. هدف اصلی، برآورد و تفسیر ضریب β_1 است که تأثیر مزیت مکانی در صنعت بالادستی را بر رشد صنایع پایین دستی نشان می دهد.

جدول ۸. نتایج برآورد مدل صنعت محصولات فلزی ساخته شده

| متغیر | ضریب | انحراف استاندارد | آماره t | مقدار احتمال |
|---|--------|------------------|---------|--------------|
| ضریب مکانیابی | ۰/۱۸۵ | ۰/۰۵۲ | ۳/۵۶ | ۰/۰۰۰ |
| رشد جمعیت | ۰/۰۴۱ | ۰/۰۲۵ | ۱/۶۴ | ۰/۱۰۲ |
| توسعه مالی | ۰/۰۹۲ | ۰/۰۱۸ | ۵/۱۱ | ۰/۰۰۰ |
| سرمایه گذاری عمومی | ۰/۰۲۵ | ۰/۰۱۴ | ۱/۷۹ | ۰/۰۷۵ |
| نرخ تورم | -۰/۱۰۵ | ۰/۰۳۵ | -۳/۰۱ | ۰/۰۰۳ |
| عرض از مبدأ | ۰/۰۴۸ | ۰/۰۲۰ | ۲/۴۰ | ۰/۰۱۷ |
| * تعداد مشاهدات = ۳۴۱ ** R ² = 0/65 | | | | |

منبع: یافته های تحقیق

نتایج برآورد مدل اثرات ثابت نشان می دهد که ضریب مکانیابی با ضریب ۰/۱۸۵ اثر مثبت و معناداری بر رشد صنعت محصولات فلزی ساخته شده دارد. این یافته از نظر آماری و اقتصادی حاکی از آن است که تمرکز جغرافیایی فعالیت های صنعتی مرتبط با فلزات پایه در یک استان، موجب ارتقای عملکرد بخش های پایین دستی و وابسته می شود. در واقع، افزایش شاخص LQ به معنای حضور بیشتر صنایع مشابه یا مکمل در یک منطقه است که می تواند از طریق صرفه های تجمع^۳، سرریزهای دانشی^۴ و دسترسی به نهاده ها و بازارهای مشترک، رشد بنگاه های فعال در صنعت محصولات فلزی را تسهیل کند.

تحلیل حاضر، به کارگیری مدل داده های تابلویی با اثرات ثابت^۱ از نظر آماری و نظری مناسب ترین گزینه است. این رویکرد با ماهیت مطالعه که بر بررسی تفاوت های ساختاری و مزیت های منطقه ای میان استان های ایران متمرکز است، کاملاً سازگار بوده و امکان ارائه برآوردهای معتبر و قابل اعتماد را فراهم می سازد.

در بررسی استان های ایران، هر استان ممکن است شرایط اقتصادی و اجتماعی خاص خود را داشته باشد. مدل اثرات ثابت اجازه می دهد که تفاوت ها و نوسانات درون گروهی به دقت تحلیل شود و ویژگی های مشترک استان ها لحاظ نشود (مقصودپور و سیستانی بدویی، ۱۴۰۳). مدل اثرات ثابت به ما کمک می کند تا تأثیر متغیرهای مستقل مدل بر رشد صنعتی را به طور مستقل از دیگر نوسانات درون گروهی و اثرات ناخواسته بررسی کنیم، که اهمیت زیادی در تحلیل های اقتصادی دارد.

۵. تجزیه و تحلیل داده ها

پس از تحلیل توصیفی و شناسایی الگوهای هم حرکتی میان متغیرهای کلیدی، این پرسش بنیادین مطرح می شود که آیا این روابط صرفاً همبستگی های آماری بدون پشتوانه علی هستند یا آنکه منعکس کننده سازوکارهای علی و اقتصادی مشخصی در چارچوب نظری پژوهش می باشند. از این رو، در این مرحله با بهره گیری از رویکرد اقتصادسنجی، تلاش می شود تا با کنترل اثر سایر متغیرهای تأثیرگذار و رفع سوگیری های درون زایی، ماهیت واقعی این روابط شناسایی و اعتبار تجربی فرضیه ها مورد آزمون قرار گیرد.

در راستای آزمون فرضیه های تحقیق و با الهام از مطالعات پیشین، چارچوب اقتصادسنجی این پژوهش بر پایه مدل های رشد درونزا و با استفاده از رگرسیون داده های تابلویی طراحی شده است. با پیروی از روش های استاندارد در تخمین مدل های داده های تابلویی، از این روش برای کنترل اثرات مشخصه های مشاهده نشده و ثابت استان ها طی زمان و به دست آوردن تخمین های دقیق تر برای آزمون فرضیه اصلی این تحقیق که آیا وجود یک تمرکز مکانی بالادستی در یک استان، به رشد

^۳ - Agglomeration Economies

^۴ - Knowledge Spillovers

^۱ - Fixed Effects Panel Data

^۲ - Panel Data Regression

منبع: یافته‌های تحقیق

در صنعت وسایل نقلیه موتوری نیز، ضریب مکان‌یابی (LQ) با ضریب ۰/۱۱۲ تأثیر مثبت و معناداری بر رشد دارد. این نتیجه حاکی از وجود اثر تمرکز مکانی میان صنایع مرتبط با خودرو و صنایع فلزی و مکانیکی در سطح استان‌ها است. با این حال، اندازه کوچک‌تر ضریب نسبت به صنعت محصولات فلزی (۰/۱۱۲ در مقابل ۰/۱۸۵) نشان می‌دهد که شدت اثر تمرکز صنعتی در صنعت خودرو ضعیف‌تر است.

این امر می‌تواند ناشی از ویژگی‌های ساختاری این صنعت در ایران باشد؛ صنعتی که به‌شدت متأثر از سیاست‌های دولتی، حمایت‌های تعرفه‌ای، و شبکه‌های تولیدی پراکنده است. بنابراین، گرچه تمرکز صنایع بالادستی (مانند فلزات پایه و قطعه‌سازی) بر رشد این صنعت تأثیر دارد، اما پیوندهای عمودی در زنجیره ارزش خودرو پیچیده‌تر و کمتر وابسته به صرفه‌های تجمع منطقه‌ای است.

سایر متغیرها در این مدل نیز علائمی مشابه صنعت قبلی دارند. توسعه مالی با ضریب مثبت ۰/۰۸۵ و معناداری بالا، نشان می‌دهد که دسترسی به منابع مالی همچنان یکی از مهم‌ترین محرک‌های رشد صنعتی است. متغیر تورم اثر منفی و معنادار دارد که بیانگر تأثیر مخرب بی‌ثباتی کلان اقتصادی بر تولید و سرمایه‌گذاری است. همچنین متغیرهای رشد جمعیت و سرمایه‌گذاری عمومی اثر مثبت اما در آستانه معناداری ۱۰ درصد دارند، که می‌تواند بازتابی از اثرات تقاضا و بهبود زیرساخت‌ها باشد.

به‌طور کلی، مقایسه نتایج دو مدل برآوردی نشان می‌دهد که اثر تمرکز صنعتی در هر دو صنعت «محصولات فلزی ساخته‌شده» و «وسایل نقلیه موتوری» مثبت و معنادار است، اما شدت آن در صنعت محصولات فلزی به‌مراتب بیشتر است. این تفاوت بیانگر آن است که پیوندهای پسین و اثرات تجمعی در زنجیره ارزش فلزات از انسجام و کارایی بالاتری نسبت به صنعت خودروسازی برخوردارند. در واقع، در حالی که تمرکز جغرافیایی صنایع بالادستی فلزات پایه موجب ارتقای رشد بخش‌های پایین‌دستی مرتبط شده است، ساختار تولید در صنعت خودرو به دلیل وابستگی بیشتر به سیاست‌های حمایتی، مداخلات دولتی و

بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که در زنجیره ارزش فلزات، پیوندهای پسین^۱ قوی میان بخش‌های بالادستی و پایین‌دستی وجود دارد و این پیوندها به شکل قابل‌توجهی بر پویایی رشد صنعتی در مناطق مختلف کشور تأثیر می‌گذارند. این نتیجه با مبانی نظری جدید توسعه منطقه‌ای و دیدگاه‌های مارشالی درباره تمرکز صنعتی همسواست.

در میان متغیرهای کنترلی، توسعه مالی با ضریب مثبت و معنادار ۰/۰۹۲، نیز یک عامل مهم در رشد این صنعت است. این یافته بیانگر نقش کلیدی دسترسی به اعتبارات بانکی و ابزارهای مالی در افزایش سرمایه‌گذاری صنعتی و ارتقای بهره‌وری است. به‌عبارت دیگر، هرچه نظام مالی استان‌ها توسعه‌یافته‌تر باشد، بنگاه‌ها توان بیشتری برای سرمایه‌گذاری، نوسازی تجهیزات و گسترش فعالیت‌های خود خواهند داشت.

متغیر نرخ تورم با ضریب منفی ۰/۱۰۵ اثر منفی و معنادار دارد که نشان می‌دهد بی‌ثباتی‌های قیمتی و تورم بالا موجب تضعیف انگیزه سرمایه‌گذاری و کاهش رشد صنعتی می‌شود. این یافته با نظریه‌های اقتصاد کلان و مطالعات تجربی درباره اثر منفی تورم بر رشد صنعتی کاملاً سازگار است.

دو متغیر رشد جمعیت و سرمایه‌گذاری عمومی نیز اثر مثبت بر رشد صنعتی دارند. اگرچه سطح معناداری آن‌ها در حدود ۱۰ درصد است، اما می‌توان گفت افزایش تقاضای محلی (به‌واسطه رشد جمعیت) و بهبود زیرساخت‌های عمومی (از طریق سرمایه‌گذاری دولت) به‌صورت غیرمستقیم موجب تحریک فعالیت‌های تولیدی شده‌اند.

جدول ۹. نتایج برآورد مدل صنعت وسایل نقلیه موتوری

| متغیر | ضریب | انحراف استاندارد | آماره t | مقدار احتمال |
|--------------------|--------|------------------|---------|--------------|
| ضریب مکان‌یابی | ۰/۱۱۲ | ۰/۰۴۸ | ۲/۳۳ | ۰/۰۲۱ |
| رشد جمعیت | ۰/۰۳۸ | ۰/۰۲۲ | ۱/۷۳ | ۰/۰۸۵ |
| توسعه مالی | ۰/۰۸۵ | ۰/۰۱۷ | ۵/۰۲ | ۰/۰۰۰ |
| سرمایه‌گذاری عمومی | ۰/۰۲۲ | ۰/۰۱۳ | ۱/۶۹ | ۰/۰۹۲ |
| نرخ تورم | -۰/۰۹۸ | ۰/۰۳۳ | -۲/۹۷ | ۰/۰۰۳ |
| عرض از مبدأ | ۰/۰۵۱ | ۰/۰۱۹ | ۲/۶۸ | ۰/۰۰۸ |

* تعداد مشاهدات = ۳۴۱ ، $R^2 = 0/63$

^۱ - Backward Linkages

و والد اصلاح شده^۲ استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۱۰) ارائه شده است.

همچنین برای اینکه بدانیم داده‌های مورد مطالعه از نظر وابستگی مقطعی نیز دارای وضعیت مطلوبی هستند یا خیر، از آزمون همبستگی مقطعی پسران^۳ استفاده شده است. نتایج حاصل از اجرای این آزمون (جدول ۱۰) نشان داد که آماره Z برابر با ۰/۲۸۷- و مقدار احتمال (P-value) برابر با ۰/۷۷۳۸ می‌باشد. با توجه به اینکه مقدار P-value به دست آمده بسیار بیشتر از سطح معناداری معمول (۰/۰۵) است، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود وابستگی مقطعی رد نمی‌شود.

جدول ۱۰. نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل رگرسیونی

| آزمون | آماره آزمون | سطح احتمال | نتیجه (در سطح ۵ درصد) |
|---------------------------|-------------|------------|---|
| ناهمسانی واریانس | ۲۸/۱۵ | ۰/۵۵۸ | عدم رد فرض صفر (ناهمسانی واریانس وجود ندارد و سلامت مدل تأیید می‌شود) |
| همبستگی سریالی | ۱/۸۲ | ۰/۱۸۷ | عدم رد فرض صفر (همبستگی سریالی وجود ندارد و سلامت مدل تأیید می‌شود) |
| آزمون همبستگی مقطعی پسران | -۰/۲۸۷ | ۰/۷۷۳۸ | عدم رد فرض صفر (وابستگی مقطعی وجود ندارد و سلامت مدل تأیید می‌شود) |

منبع: یافته‌های تحقیق

همچنین برای بررسی عدم وجود همبستگی شدید بین متغیرهای توضیحی مدل از معیار تورم واریانس^۴ (VIF) استفاده شد. همان‌طور که در جدول (۱۱) ملاحظه می‌شود، مقدار VIF برای تمامی متغیرهای توضیحی کمتر از حد آستانه ۵ می‌باشد. این یافته بیانگر آن است که همبستگی معنادار و مخربی بین متغیرهای مستقل وجود ندارد و داده‌ها از نظر مشکل چندخطی در شرایط مطلوبی قرار دارند.

شبکه‌های تأمین پیچیده‌تر، کمتر از صرفه‌های تجمع منطقه‌ای منتفع می‌شود. افزون بر این، نقش توسعه مالی در هر دو صنعت بسیار برجسته است و تأکید دارد که دسترسی به منابع مالی کارا از مهم‌ترین پیش‌نیازهای رشد صنعتی در سطح منطقه‌ای است. اثر منفی و معنادار تورم نیز نشان می‌دهد که بی‌ثباتی اقتصاد کلان یکی از موانع اصلی پویایی تولید صنعتی است. در مجموع، نتایج تطبیقی دو مدل نشان می‌دهد که تمرکز صنعتی، توسعه مالی و ثبات اقتصاد کلان سه عامل کلیدی در شکل‌گیری و تداوم رشد صنایع پایین‌دستی ایران به‌شمار می‌آیند، هرچند شدت و نحوه تأثیر این عوامل در میان صنایع مختلف متفاوت است.

در ادامه جهت اطمینان از پایداری نتایج و نبود سوگیری در تخمین ضرایب، آزمون تحلیل حساسیت با استفاده از روش «تغییر در ساختار مدل» انجام شد. بدین منظور، مدل اصلی پژوهش با حذف متغیرهای کنترلی یکی یکی (تا سقف دو متغیر با هم) برآورد مجدد گردید. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که ضریب متغیر اصلی تحقیق (ضریب مکان‌یابی LQ) در تمامی مدل‌های جایگزین، دارای علامت مثبت بوده و در سطح آماری معنادار باقی مانده است. به عبارت دیگر، تغییر در ترکیب متغیرهای کنترلی نتوانسته است جهت اثر متغیر تمرکز مکانی بر رشد صنایع پایین‌دستی را تغییر دهد. این امر حاکی از پایداری بالای نتایج و قوت رابطه تجربی شناسایی شده در این پژوهش است.

به‌منظور اطمینان از اعتبار و صحت نتایج حاصل از تخمین مدل رگرسیونی، انجام آزمون‌های تشخیصی جهت بررسی مفروضات اساسی مدل ضروری است. این آزمون‌ها کمک می‌کنند تا از درستی انحراف معیارها و در نتیجه، معناداری آماره‌های t اطمینان حاصل شود.

در داده‌های پانلی، دو مسئله رایج، یعنی ناهمسانی واریانس و همبستگی سریالی، در صورت وجود، می‌توانند منجر به برآوردهای ناپایدار و گمراه‌کننده شوند. در این پژوهش، برای بررسی این دو فرض کلیدی، از آزمون‌های استاندارد وولدریج^۱

^۲ - Modified Wald

^۳ - Pesaran CD Test

^۴ - Variance Inflation Factor

^۱ - Wooldridge

مستقیم آزمون نشده‌اند. افزون بر این، نتایج بیانگر نقش معنادار متغیرهای کلان اقتصادی نظیر توسعه مالی و تورم در تبیین رشد صنایع پایین دستی است که بر اهمیت شرایط محیطی و نهادی در کنار عوامل مکانی تأکید دارد. در مجموع، یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که تمرکز فضایی فعالیت‌های صنعتی بالادستی می‌تواند یکی از عوامل توضیح‌دهنده تفاوت‌های رشد صنعتی منطقه‌ای در ایران باشد؛ با این حال، تفسیر نتایج باید با احتیاط و در چارچوب محدودیت‌های داده‌ای و روش‌شناختی انجام شود و تعمیم آن‌ها به روابط علی قوی یا سیاست‌های نهادی مستقیم، مستلزم مطالعات تکمیلی با داده‌های بنگاه‌محور و طراحی‌های شناسایی دقیق‌تر است.

در پایان لازم به ذکر است که نویسندگان این مقاله هیچ گونه تعارض منافی که بر نتایج یا تفسیرهای پژوهش تأثیر بگذارد، ندارند. همچنین داده‌های مورد استفاده در این پژوهش در صورت درخواست نشریه، در اختیار آن‌ها قرار خواهد گرفت. تمامی نویسندگان در طراحی پژوهش، جمع‌آوری داده‌ها، تحلیل نتایج و نگارش مقاله مشارکت فعال داشته‌اند. این مقاله حاصل فعالیت مستقل تحقیقاتی نویسندگان است و ارتباطی با طرح یا رساله خاصی ندارد. ضمن اینکه در تدوین آن از هوش مصنوعی یا فناوری خاصی استفاده نشده است.

نویسندگان این پژوهش از حمایت‌های معنوی و توصیه‌های ارزشمند داوران محترم و ناشناس، و همچنین عوامل محترم فصلنامه علمی پژوهش‌های اقتصاد صنعتی، که نقش مهمی در ارتقای سطح کیفی مقاله داشته‌اند، تشکر می‌کنند.

References

- Ajdari A, Fayazi M T. Analysis of Scale-Based Growth Capacities in Iran's Manufacturing Sector. *qjerp* ۲۰۲۴; ۳۱(۱۰۸): ۱۶۳-۱۳۳. (in persian). URL: <http://qjerp.ir/article-۱-۳۵۳۵-fa.html>
- Belso Martínez, J. A., Diez-Vial, I., & Martínez-Fernández, M. T. (۲۰۲۰). Upstream-downstream linkages and firm performance: Evidence from the automotive industry in

جدول ۱۱. نتایج آزمون چندخطی (VIF)

| متغیر | مقدار VIF | تفسیر |
|--------------------|-----------|-------------------------|
| ضریب مکان‌یابی | ۲/۲۸ | عدم وجود هم‌خطی معنادار |
| رشد جمعیت | ۱/۹۴ | عدم وجود هم‌خطی معنادار |
| توسعه مالی | ۱/۵۴ | عدم وجود هم‌خطی معنادار |
| سرمایه‌گذاری عمومی | ۱/۱۲ | عدم وجود هم‌خطی معنادار |
| نرخ تورم | ۱/۰۷ | عدم وجود هم‌خطی معنادار |

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۱۰) و جدول (۱۱) نشان می‌دهد که مفروضات اصلی مدل رگرسیونی برقرار است و مدل از سلامت آماری کافی برخوردار است. آزمون ناهمسانی واریانس با مقدار احتمال ۰/۵۵۸ و آزمون همبستگی سریالی با مقدار احتمال ۰/۱۸۷، هر دو بزرگ‌تر از سطح خطای ۰/۰۵ هستند؛ بنابراین، فرض صفر در هر دو آزمون رد نمی‌شود. به عبارت دیگر، واریانس خطاها در بین استان‌ها یکنواخت بوده و همبستگی درون‌گروهی در خطاها وجود ندارد. بر این اساس، برآوردهای مدل پانل اثرات ثابت معتبر و قابل اعتماد بوده و نتایج به‌ویژه در خصوص اثر متغیر کلیدی LQ از استحکام آماری لازم برخوردارند.

۶. بحث و نتیجه‌گیری

نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که تمرکز مکانی صنعت بالادستی فلزات پایه با رشد صنایع پایین دستی مرتبط در سطح استان‌های ایران رابطه‌ای مثبت و معنادار دارد، امری که با پیش‌بینی‌های ادبیات اقتصاد جغرافیایی و پیوندهای عمودی در زنجیره ارزش سازگار است. برآوردها حاکی از آن است که این اثر در صنعت «محصولات فلزی ساخته‌شده» قوی‌تر از صنعت «وسایل نقلیه موتوری» است که می‌تواند ناشی از تفاوت در میزان وابستگی به نهاده‌های بالادستی، ساختار هزینه‌ها و پیچیدگی زنجیره تولید در این صنایع باشد. این یافته‌ها نشان می‌دهد که نزدیکی مکانی به صنایع تأمین‌کننده می‌تواند از طریق کاهش هزینه‌های تأمین نهاده و بهبود هماهنگی در زنجیره تولید، با عملکرد بهتر صنایع پایین دستی همراه باشد، هرچند این سازوکارها در چارچوب داده‌های مورد استفاده به‌صورت

- Ketels, K. & Protsiv, S. (۲۰۱۳). "Clusters and the New Growth Path for Europe". Working Paper, No ۱۴, www.foreurope.eu.
- Khodadad Kashi, F. and mikaeeli, S. V. (۲۰۲۵). Examining Competition and Monopoly Power in the Industrial Sector: a Case Study of Bbasic Metals, Motor Vehicles and Chemical Products. *Journal of Industrial Economics researches*, ۸(۲۸), ۱-۱۶. (in persian). doi: ۱۰,۳۰۴۷۳/jier.۲۰۲۵,۷۱۹۵۵,۱۴۶۳
- Krugman, P. (۱۹۹۱). Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, ۹۹(۳), ۴۸۳-۴۹۹. DOI: <https://doi.org/۲۶۱۷۶۳/۱۰,۱۰۸۶>
- Maghsoudpour, M. and sistani badooei, Y. (۲۰۲۵). Mechanism and Measurement of the Effects of Industrial Agglomeration on Economic Resilience in Iranian Provinces. *Journal of Industrial Economics researches*, ۸(۲۸), ۳۱-۴۸. (in persian). doi: ۱۰,۳۰۴۷۳/jier.۲۰۲۵,۷۲۵۶۷,۱۴۶۷
- Shahiki Tash, M. N. and Norouzi, A. (۲۰۱۴). Estimating the Parameters of Inter-industry Variability Function of Profit Margins and Evaluating the Degree of Concentration in the Iranian Manufacturing Industries Based on the U-Davies Approach. *Iranian Journal of Economic Research*, ۱۹(۵۸), ۳۹-۷۶. (in persian).
- Tahmasebi, S. , taghi molaie, M. , Shojaat, I. and mortazavi, S. . A. (۲۰۲۵). Evaluation of the Government's Industrial Policies Regarding Decentralization in Iran Khodro. *Iranian Journal of Public Policy*, ۱۱(۱), ۱۳۴-۱۵۲. (in persian). doi: ۱۰,۲۲۰۵۹/jppolicy.۲۰۲۵,۱۰۱۱۹۶
- Porter, M. E. (۱۹۹۸). Clusters and the new economics of competition. *Harvard Business Review*, ۷۶(۶), ۷۷-۹۰. URL (Direct Article Link): <https://hbr.org/۱۱/۱۹۹۸/clusters-and-the-new-economics-of-competition>
- Spain. *Journal of Business Research*, ۱۱۲, ۴۰۵-۴۱۵. <https://doi.org/۱۰,۱۰۱۶/j.jbusres.۲۰۲۰,۰۶,۰۲۳>
- Cai, Y., Zhang, Y., Gong, Y., Li, W., & Li, F. (۲۰۲۵). The Impact of Logistics Industry Clustering on Green Total Factor Productivity: Evidence from China. *Sustainability*, ۱۷(۱۷), ۷۹۷۸. <https://doi.org/۱۰,۳۳۹۰/su.۱۷۱۷۷۹۷۸>
- Delgado, M., Porter, M. E., & Stern, S. (۲۰۱۴). Clusters, convergence, and economic performance. *Research Policy*, ۴۳(۱۰), ۱۷۸۵-۱۷۹۹. DOI: <https://doi.org/۱۰,۱۰۱۶/j.respol.۲۰۱۴,۰۵,۰۰۵>
- Duranton, G., & Puga, D. (۲۰۰۴). Micro-foundations of urban agglomeration economies. In J. V. Henderson & J.-F. Thisse (Eds.), *Handbook of regional and urban economics* (Vol. ۴, pp. ۲۰۶۳-۲۱۱۷). Elsevier. DOI: [https://doi.org/۱۰,۱۰۱۶/S۱۵۵۷۴-۰۰۸۰\(۰۴\)۰۸۰۰۶-۳](https://doi.org/۱۰,۱۰۱۶/S۱۵۵۷۴-۰۰۸۰(۰۴)۰۸۰۰۶-۳)
- Ellison, G., Glaeser, E. L., & Kerr, W. R. (۲۰۱۰). What causes industry agglomeration? Evidence from coagglomeration patterns. *American Economic Review*, ۱۰۰(۳), ۱۱۹۵-۱۲۲۳. <https://doi.org/۱۰,۱۲۵۷/mac.۲,۲,۲۵۹>
- Fujita, M., Krugman, P., & Venables, A. J. (۱۹۹۹). *The spatial economy: Cities, regions, and international trade*. MIT Press . URL (Publisher Page): <https://mitpress.mit.edu/۹۷۸۰۲۶۲۰۶۲۰۶۲/the-spatial-economy/>
- Glaeser, E. L. (۲۰۱۱). *Triumph of the city: How our greatest invention makes us richer, smarter, greener, healthier, and happier*. Penguin Press. URL (Publisher Page): <https://www.penguinrandomhouse.com/books/۱۷۲۹۴/triumph-of-the-city-by-edward-glaeser/>

-Rosenthal, S. S., & Strange, W. C. (۲۰۰۳).
Geography, industrial organization, and
agglomeration. *Review of Economics and
Statistics*, ۸۵(۲), ۳۷۷-۳۹۳

DOI: <https://doi.org/۰۰۳۴۶۵۳۰۳۷۶۵۲۹۹۸۸۱/۱۰,۱۱۶۲>