Urban Economics
Vol. 2, No. 1,(2018)
http://ue.ui.ac.ir

اقتصاد شهری
دوره ۲، شماره ۱، توالی ۲، سال ۱۳۹۶
صص: ۱۰۵- ۸۹

The Effect of Spatial Agglomeration of Industrial Activities on Total Factor Productivity in Chemical and Machinery Industries

Zahra Dehghan Shabani[1]*, Ahmad Sadraei Javaherei[2], Maryam Shahryari Fahliyani[3]
1- Assistant Professor, Faculty of Economics, Management and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran
2- Associate Professor, Faculty of Economics, Management and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran
3- M.A. Graduated, Faculty of Economics, Management and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran

Abstract
Total Factor Productivity (TFP) is the portion of output not explained by the amount of inputs used in production. As such, its level is determined by how efficiently and intensely the inputs are utilized in production. Economists have long recognized that total factor productivity is an important factor in the process of economic growth. It plays a critical role on economic growth and Comparative advantage of industries. So, identification of factors affecting productivity is very important. This paper aims to analyze the effect of spatial agglomeration of industrial activities on total factors productivity in Chemical and Machinery Industries by using the Generalized Methods of Moments (GMM) on panel data for 27 provinces of Iran over the period 2000-2011.The results have shown that the relationship between the variable of localization (specialization) and TFP has quadratic form -U inverse shape- and the urbanization index (diversification) has positive effect on total factor productivity in Chemical and Machinery Industries.
Key words: Total Factors Productivity, Agglomeration of Industrial Activities, Dynamic, Panel Data, Chemical Industry, Machinery Industry.
JEL Classification: R12, D24, C23, L65 ,L62.

بررسی تأثیر تجمیع فضایی فعالیت‌های صنعتی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع شیمیایی و ماشین‌آلات استان‌های ایران

زهرا دهقان شبانی[۱*]، احمد صدرایی جواهری[۲]، مریم شهریاری فهلیانی[۳]
۱- استادیار، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.
۲- دانشیار، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.
۳- کارشناس ارشد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.
تاریخ دریافت: ۹۴/۷/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۵/۱/۲۸

چکیده
یکی از متداول‌ترین شاخص‌هایی که از طریق آن می‌توان به قدرت یک فعالیت صنعتی برای دستیابی به مزیت‌های نسبی در بین صنایع مختلف پی برد، بهره‌وری و ارتقای آن است. در این خصوص شناسایی عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید ضرورتی اجتناب‌ناپذیر است. هدف اصلی تحقیق حاضر، بررسی تأثیر تجمیع فضایی فعالیت‌های صنعتی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع شیمیایی و ماشین‌آلات ایران است که با استفاده از روش داده‌های پانلی پویا بر مبنای گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) که توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱) توسعه داده‌شده است، برای ۲۷ استان ایران، طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۰-۱۳۷۹ برآورد گردیده است. نتایج حاصل از برآورد حاکی از آن است که رابطه متغیر محلی شدن (تخصص) و بهره‌وری کل عوامل در الگوهای بررسی‌شده برای صنعت شیمیایی و ماشین‌آلات به شکل U معکوس است. به این صورت که توان اول این متغیر دارای تأثیر مثبت و معناداری بر بهره‌وری کل عوامل و توان دوم این متغیر دارای تأثیر منفی و معنادار است به این معنی که اگر محلی شدن از حد آستانه عبور کند موجب کاهش بهره‌وری کل عوامل خواهد شد. با توجه به اینکه ضریب محلی شدن مثبت است، با افزایش محلی شدن این دو صنعت بهره‌وری کل عوامل افزایش می‌یابد. شاخص شهرنشینی (تنوع) نیز اثر مثبت و معناداری بر بهره‌وری کل عوامل تولید در این دو صنعت دارد، مثبت بودن این متغیر نشان می‌دهد که با افزایش تنوع فعالیت‌های صنعتی، بهره‌وری افزایش می‌یابد.
واژه‌های کلیدی: بهره‌وری کل عوامل تولید، تجمیع فعالیت‌های صنعتی، داده‌های تابلویی پویا، صنعت شیمیایی، صنعت ماشین‌آلات.

طبقه‌بندی JEL: L62 , L65, C23 ,R12, D24.

* **Corresponding Author:** Zahra dehghan shabani
E-mail address: zdehghan.shirazu.ac.ir
Copyright2222 @University of Isfahan. All rights reserved

مقدمه

عبارت تجمیع اغلب به‌جای تخصص[1] و تمرکز[2] به‌کاربرده می‌شود (ناکامورا و پل، ۲۰۰۹). تخصص اشاره به ترکیب صنعتی برخی صنایع در یک منطقه خاص در مقایسه با همان صنایع در سطح ملی دارد. تمرکز اغلب شامل توزیع فضایی صنایع خاصی می‌شود، تجمیع به‌طورمعمول اشاره به تمرکز فضایی فعالیت اقتصادی در یک منطقه دارد (برلهارت[3]،۱۹۹۸).

کروگمن[4] (۱۹۹۱) در کتاب خود تجمیع را به‌عنوان یکی از ویژگی‌های قابل‌توجه در جغرافیای اقتصادی مطرح می‌کند (داث[5]، ۲۰۱۰) و آن را "خوشه‌بندی فعالیت‌های اقتصادی ایجادشده و پایدار با نوعی منطق مدور" می‌داند. به گفته‌ی پورتر[6] (۱۹۹۸) تجمیع صنعتی به خوشه‌ی جغرافیایی گروهی از شرکت‌ها و مؤسسات که در تولید و یا فعالیت‌های اقتصادی خاص باهم مرتبط هستند، اشاره دارد. تجمیع فعالیت‌ها منجر به اثرات خارجی مثبتی می‌شود که بهره‌وری را افزایش می‌دهد و منجر به جذب بیشتر اشتغال می‌شود که این خود منجر به تجمیع بیشتر فعالیت‌ها می‌گردد (داث، ۲۰۱۰).

عموماً صرفه‌های ناشی از مقیاس در ابعاد جغرافیایی و مکانی به صرفه‌های ناشی از تجمیع[7] شناخته می‌شوند[8]. یک تعریف از صرفه‌جویی ناشی از تجمیع «کاهش هزینه‌ها به دلیل اینکه فعالیت‌های اقتصادی در یک محل واقع می‌شوند» است (مک دونالد و مک میلن[9]،۲۰۰۷). ایده‌ای که معمولاً به مارشال نسبت داده می‌شود. نکته‌ی اساسی این است که نزدیکی فعالیت‌های تولیدی در خود صنعت یا دیگر صنایع، منافع خارجی برای بنگاه‌ها ایجاد می‌کند که این خود موجب افزایش عملکرد اقتصادی و سپس باعث ایجاد انگیزه برای خوشه‌بندی می‌شود.

صرفه‌جویی‌های ناشی از تجمیع به دودسته‌ی صرفه‌جویی ناشی از محلی شدن و شهرنشینی تقسیم می‌شود. صرفه‌های ناشی از تجمیع محلی[10]، صرفه‌های ناشی از تجمعی هستند که به گروه بنگاه‌هایی که در صنایع مشابه و در یک مکان جغرافیایی مستقرشده‌اند تعلق می‌گیرد. صرفه‌های ناشی از شهرنشینی صرفه‌های ناشی از تجمعی هستند که به بنگاه‌هایی تعلق می‌گیرد که در بخش‌های متفاوت اقتصادی فعالیت می‌نمایند(جکوبز[11]، ۱۹۶۰).

صرفه‌های ناشی از تجمیع شهرنشینی[12]، زمانی رخ می‌دهد که هزینه‌ی تولید یک بنگاه با افزایش اندازه‌ی شهر کاهش یابد(صباغ کرمانی، ۱۳۳۸). درحالی‌که صرفه‌جویی ناشی از تجمیع محلی زمانی رخ می‌دهد که هزینه‌های تولید بنگاه‌ها در یک صنعت خاص، با افزایش تولید آن صنعت کاهش یابد. علت این امر این است که تجمع‌های صنعتی اندوخته زیادی از نیروی کار دارند که کارایی بازار نیروی کار محلی را از طریق انطباق بین کارگران با کارفرمایان تسهیل می‌کنند و همچنین وجود سرریزهای مفید دانش هم درون و هم بین صنایع محلی را بهبود می‌بخشد و ضمن اینکه این

1. Specialization
2. Concentration
3. Brulhart
4 Krugman
5. Douth
6 . Porter
7 . Agglomeration Economics

۸- وجود صرفه‌های ناشی از تجمع برای اولین بار توسط اقتصاددانان وابسته به مکتب کلاسیکی مانند وبر مطرح شد. آلفرد مارشال(۱۸۹۰ و۱۹۲۰) توضیحاتی دقیق در مورد این صرفه‌ها مطرح کرد.

9 . McDonald & McMillen

۱۰- شاخص تخصص برای اندازه‌گیری آن استفاده می‌شود.

11. Jacobes

۱۲- شاخص تنوع برای اندازه‌گیری آن استفاده می‌شود.

صنایع تجمیع یافته می‌توانند از یک تأمین‌کننده نهاده واسطه استفاده کنند و با هزینه کمتر تولید را افزایش دهند (مارتین و همکاران[1]، ۲۰۰۹).

چنانچه مطرح گردید، تجمیع فضایی صنایع یکی از عواملی است که از طریق ایجاد صرفه‌جویی ناشی از تجمیع بر بهره‌وری کل عوامل در صنایع تأثیرگذار است. هدف این مقاله بررسی ارتباط تجمیع فضایی فعالیت‌های صنعتی و بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع شیمیایی و ماشین‌آلات است و در پی پاسخ به این سؤالات است که آیا شهرنشینی (تنوع) و محلی شدن (تخصص) فعالیت‌های صنعتی بر بهره‌وری کل عوامل در صنایع شیمیایی و ماشین‌آلات اثرگذار است؟

برای این منظور این مقاله در ۴ بخش سازمان‌دهی شده است. در بخش اول مقدمه ارائه‌شده و در بخش دوم روش تحقیق موردبررسی قرارگرفته است. در بخش سوم یافته های تحقیق و در بخش چهارم نتیجه‌گیری و پیشنهادهای تحقیق آورده شده است.

پیشینه پژوهش

هو[2] و همکاران (۲۰۱۵) در مقاله‌ای به بررسی نقش تجمیع صنعتی بر رشد بهره‌وری بخش صنعتی چین پرداختند. ایشان از داده‌های ۱۷۶ صنعت با کد سه‌رقمی در ۲۸۶۰ استان استفاده کردند. نتایج حاصل از این تحقیق حاکی از آن است که اولاً، اثرات ازدحام منافع حاصل از تجمیع را برای بنگاه‌هایی که در یک منطقه با تجمیع فراوان صنایع مستقرشده‌اند خنثی می‌کند. ثانیاً، تجمیع در صنایع بالادستی بیشتر از صنایع مشابه است. ثالثاً، تجمیع صنعتی رشد بهره‌وری را ۱۴ درصد در بخش صنایع چین طی دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۷ افزایش داده است.

هونگ یانگ[3] (۲۰۱۵) به بررسی تأثیر صرفه‌جویی ناشی از تجمیع بر تولید محصولات جدید بنگاه‌ها در چین طی سال ۱۹۹۸-۲۰۰۷ پرداخت. ایشان دریافت که بنگاه‌های چینی از صرفه‌جویی ناشی از شهرنشینی منفعت خواهند برد و برعکس، صرفه‌جویی ناشی از محلی شدن هیچ اثر مثبتی ندارد. این نتایج نشان می‌دهد که در چین صرفه‌جویی ناشی از شهرنشینی نقش مهم‌تری در رشد تولید محصولات جدید دارد.

تینگ و وی[4] (۲۰۱۲)، در مقاله‌ای تحت عنوان "اثرات جانبی پویا و بهره‌وری تولید"به بررسی اثرات جانبی پویا[5] از تراکم در کشور چین با استفاده از داده‌های سری زمانی و مدل VAR از سال ۱۹۹۳ تا ۲۰۰۹ و استفاده از شاخص الیسون ـ گلیسر (EG) پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که تخصص و رقابت باعث افزایش بهره‌وری می‌شود درحالی‌که تنوع دارای اثر منفی بر بهره‌وری است.

مارتین و همکاران (۲۰۱۱)، در مقاله‌ای با عنوان "تمرکز فضایی و بهره‌وری در بنگاه‌های فرانسه" اثر تراکم فضایی فعالیت‌های اقتصادی را بر بهره‌وری کل عوامل تولید با استفاده از داده‌های شرکت‌های فرانسوی از سال ۱۹۹۶ تا سال ۲۰۰۴ بررسی کردند و از روش تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته(داده‌های تابلویی پویا) استفاده کردند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که کارخانه‌های فرانسه از صرفه‌های ناشی از محلی شدن بهره می‌برند درصورتی‌که شواهد اندکی مبنی بر صرفه‌جویی ناشی از شهرنشینی نیز به‌دست‌آمده است.

موریکاوا[6] (۲۰۱۱)، در مقاله‌ای تحت عنوان

1. Martin
2. Hu
3. Hong-yong
4. Ting & Wei
5. Dynamic Externalities
1. Morikawa

"صرفه‌جویی ناشی از چگالی و بهره‌وری در صنایع خدماتی" با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی به بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری در صنعت خدماتی ژاپن (مانند صرفه‌جویی ناشی از مقیاس، صرفه‌جویی ناشی از تنوع و صرفه‌جویی ناشی از چگالی) در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۵-۲۰۰۱ پرداختند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که در کلیه‌ی صنایع خدماتی صرفه‌جویی ناشی از مقیاس و صرفه‌جویی ناشی از تنوع وجود دارد. تقریباً در کلیه‌ی صنایع خدماتی صرفه‌جویی ناشی از چگالی یک عامل مهم بوده است که با دو برابر شدن چگالی جمعیت شهر، بهره‌وری ۱۰ تا ۲۰ درصد افزایش می‌یابد.

هریس و موفات[1] (۲۰۱۱)، در مقاله‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل در سطح کارخانه بریتانیا طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۶ـ۱۹۹۷ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) پرداخته‌اند. ایشان به این نتیجه رسیده‌اند که تمرکز صنایع و رقابت، با بهره‌وری رابطه‌ی مثبت دارد اما در بیشتر بخش‌ها تنوع دارای رابطه‌ی منفی با بهره‌وری کل عوامل تولید است.

حمودا و همکاران[2] (۲۰۱۰)، در مقاله‌ای تحت عنوان "رشد، بهره‌وری و متنوع‌سازی در آفریقا "با بررسی ۳۵ کشور قاره‌ی آفریقا در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۰-۱۹۸۱ با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی بر اساس داده‌های تابلویی به این نتیجه رسیدند که متنوع‌سازی با اثرگذاری مثبت بر بهره‌وری کل عوامل تولید می‌تواند منجر به رشد اقتصادی شود.

هوی لین و همکاران[3] (۲۰۰۹)، در مقاله‌ای با عنوان "تراکم و بهره‌وری: صنعت نساجی چین" با استفاده از مجموعه داده‌های پانلی از شرکت‌های نساجی چین طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۵ به بررسی پویایی تراکم نواحی صنعتی و تأثیر تراکم بر بهره‌وری در سطح بنگاه در صنعت نساجی چین پرداخته‌اند. در این تحقیق شاخص الیسون-گلیسر(EG) برای اندازه‌گیری تراکم فضایی برای هرسال محاسبه‌شده که مقدار متوسط شاخص EG حدود ۰/۰۵ است که نشان می‌دهد که این صنعت به‌شدت متمرکز است. ایشان با استفاده از تحلیل رگرسیون دریافتند که تراکم صنعتی دارای رابطه‌ی مثبت اما غیرخطی با بهره‌وری بنگاه است. همچنین ضریب متغیر ارتباط متقابل بین شاخص EG و اندازه‌ی شرکت‌ها، منفی است که دلالت بر این دارد که یک شرکت کوچک تمایل دارد که از اثرات جانبی مثبت تراکم نواحی صنعتی سود بیشتری کسب کند.

اندرسون و لووف[4] (۲۰۰۹)، در مقاله‌ای با عنوان "تجمیع و بهره‌وری" به بررسی رابطه‌ی بین تجمیع و بهره‌وری با استفاده از مدل‌های ایستا و پویا و داده‌های شرکت‌های تولیدی سوئد با ۱۰ نفر کارکن و یا بیشتر، در طول دوره‌ی زمانی ۲۰۰۴ـ۱۹۹۷ با استفاده از روش GMM پرداخته‌اند و به این نتیجه رسیدند که بین اندازه‌ی منطقه و بهره‌وری نیروی کار در سطح شرکت‌های فردی رابطه‌ای مثبت وجود دارد به‌طوری‌که بهره‌وری برای شرکت‌های واقع در مناطق بزرگ‌تر بیشتر است و همچنین به نظر نمی‌رسد که پدیده‌ی تجمیع رابطه‌ای روشن با اندازه‌ی شرکت داشته باشد.

یوهان و همکاران[5] (۲۰۰۸)، در مقاله‌ای تحت عنوان "چگالی فضایی و تفاوت‌های بهره‌وری در بین مناطق"

1. Harris & Moffat
3. Hammouda
3. Hui-Lin
4. Andersson & Loof
1. yuhan

با استفاده از مدل کیکونی و هال به بررسی اثرات چگالی فعالیت تولیدی بر بهره‌وری نیروی کار و بهره‌وری کل عوامل در صنایع کارخانه‌ای کره طی دوره‌ی۱۹۹۴- ۱۹۸۳ پرداخته‌اند. نتایج تجربی این مقاله نشان می‌دهد که چگالی بالای فعالیت تولیدی منجر به افزایش بهره‌وری در ۴ منطقه از ۱۵ منطقه‌ی کره شده است.

فن و اسکات[1] (۲۰۰۳)، در مقاله‌ای با عنوان "تراکم صنعتی و توسعه: بررسی موضوعات اقتصاد فضایی در شرق آسیا و تجزیه‌وتحلیل آماری از مناطق چین" بر اساس ۳۰ بخش تولیدی در سال ۲۰۰۰ شاخص هرفیندال ـ هیرشمن را برای صنایع در استان‌های چین محاسبه کردند و به بررسی تأثیر تمرکز فضایی بر بهره‌وری در چین پرداختند. آن‌ها نشان دادند که ارتباط مثبت قوی بین تراکم فضایی و بهره‌وری در بسیاری از بخش‌های تولیدی در چین وجود دارد.

شهنازی و ذبیحی‌دان (۱۳۹۴) در مقاله‌ای به بررسی تاثیر تمرکز اقتصادی بر بهره‌وری نیروی کار در ۲۳ صنعت کارخانه‌ای ایران طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۸۵ پرداختند. در این مقاله از شاخص الیسن گلیسر برای محاسبه تمرکز جغرافیایی استفاده‌شده است. بر اساس نتایج برآورد شده، تمرکز فعالیت صنعتی دارای تأثیر مثبت بر بهره‌وری است.

دهقان شبانی (۱۳۹۲)، در مقاله‌ای تحت عنوان "تأثیر چگالی فعالیت اقتصادی بر بهره‌وری نیروی کار در استان‌های ایران" به بررسی تأثیر چگالی فعالیت اقتصادی بر بهره‌وری نیروی کار در استان‌های ایران پرداخته است که در آن از چارچوب مدل کیکونی و هال (۱۹۹۶) استفاده‌شده است و الگوی اقتصادسنجی بر اساس این مدل را برای ۲۸ استان ایران طی دوره‌ی ۱۳۹۰-۱۳۸۰ طراحی کرده که توسط روش حداقل مربعات معمولی در داده‌های تابلویی برآورد گردیده است. نتایج حاصل از این تحقیق حاکی از آن است که بهره‌وری نیروی کار با افزایش چگالی سرمایه و چگالی نیروی کار که پراکسی چگالی فعالیت اقتصادی هستند، افزایش می‌یابد که این امر نشان می‌دهد اثرات تجمیع چگالی فعالیت اقتصادی بر اثرات ازدحام غالب است و با دو برابر شدن چگالی فعالیت اقتصادی در استان‌های ایران بهره‌وری نیروی کار ۶۳ درصد و بهره‌وری کل عوامل تقریباً ۵۴ درصد افزایش می‌یابد.

مبانی نظری تأثیرگذاری تجمیع فعالیت صنعتی[2] بر بهره‌وری کل عوامل

شاخص‌های تنوع (شاخصی از صرفه‌جویی‌های ناشی از شهرنشینی) و تخصص (شاخصی از صرفه‌جویی ناشی از محلی شدن)، دو شاخص معروف برای اندازه‌گیری تجمیع هستند.

تأثیر تنوع صنعتی بر بهره‌وری در صنایع

تنوع صنعتی به وجود شمار بزرگی از انواع مختلف صنایع در یک منطقه یا اندازه‌ای که فعالیت اقتصادی یک منطقه بین شماری از طبقات صنایع توزیع‌شده باشد، گفته می‌شود. تنوع اقتصادی در یک منطقه تفاوت را در ساختار اقتصاد منطقه نشان می‌دهد. یک منطقه کاملاً متنوع نامیده می‌شود اگر نسبت‌های یکسانی از کارگران با m نوع مهارت و استعداد داشته باشد که در m نوع فعالیت مشغول به کار باشند، بنابراین در این منطقه نسبت یکسانی از بنگاه‌ها وجود دارد که هر یک فرآیند تولیدی از نوع m را استفاده می‌کنند

2. Fan & Scott

2. Aggregate of Industrial Activities

(دورانتون و پوگا[1]، ۲۰۰۱ به نقل از فرهمند، ۱۳۹۱).

جکوبز[2] (۱۹۶۹) معتقد است که تنوع به‌عنوان موتور اصلی نوآوری‌های کارآمد است. ساختار صنعتی متنوع‌تر امکان دستیابی به دانش فنی مختلف و تکمیلی را فراهم می‌کند و لذا به نفع فعالیت‌های نوآورانه است؛ بنابراین ساختار تولید متنوع محلی موجب ایجاد اثرات جانبی شهرنشینی (تنوع) یا اثرات جانبی جکوبز می‌شود. اثرات خارجی جکوبز، توسط بسیاری از کارکنان متنوع، مؤسسات و نهادهایی به وجود می‌آید که از نزدیکی و مجاورت با یکدیگر بهره‌مند می‌شوند. نواحی با تنوع فعالیت‌های اقتصادی که عموماً تجمیع‌های شهری هستند، شبکه‌های اجتماعی متراکم و نهادهایی دارند که فضا برای مبادله‌ی اطلاعات و ایده‌ها و درنتیجه فعال‌سازی نوآوری و پیشرفت فنی را ایجاد می‌کنند(مارتین و همکاران،۲۰۰۹) که از این طریق موجب افزایش بهره‌وری عوامل تولید صنایع موجود، در منطقه می‌گردد.

مجاورت فیزیکی به بنگاه‌ها در صنایع مختلف جریان دانش را به دلیل افزایش تعداد ارتباطات متقابل و تماس‌های چهره به چهره افزایش می‌دهد. تماس‌های چهره به چهره به‌ویژه زمانی که اطلاعات ناقص است و به‌سرعت تغییر می‌کند بهره‌وری را در صنایع افزایش می‌دهد زیرا موجب افزایش محصول خواهد شد (استورپر و وینیبلز[3]، ۲۰۰۴؛ ابل و همکاران[4]، ۲۰۱۱). همچنین صنایع اندوخته‌ای از نیروی کار دارند که کارایی بازار نیروی کار را از طریق انطباق بین کارگران با کارفرمایان تسهیل می‌کنند و موجب افزایش بهره‌وری نیروی کار در صنایع می‌شود.

تنوع فعالیت‌های اقتصادی، رشد فرصت‌های اشتغال به‌ویژه در صنایع جدید و نوآور را افزایش می‌دهد. هنسون[5] (۲۰۰۱) در مطالعه‌ای نتیجه گرفت که رشد صنعتی درازمدت در شهرهای ازنظر صنعتی متنوع‌تر، بالاتر است. این بدان معنی است که تنوع فعالیت اقتصادی رشد را ارتقا می‌بخشد(اوسولیوان، ۲۰۰۳). شکی نیست که تنوع اقتصادی در صنعت، نوآوری را در طراحی محصول و تولید، افزایش می‌دهد. همچنین سرریزهای دانش در پیشرفت صنایع نقش دارند و اثر سرریزهایی که به‌طور عمده در بین صنایع اتفاق می‌افتد به‌مراتب بیشتر از سرریزهای درون یک صنعت خاص بر رشد است (همان).

کومبز[6] (۲۰۰۰)، معتقد است که زیرساخت‌های حمل‌ونقل و ارتباطات، نزدیکی بازارها و دسترسی بهتر به خدمات تخصصی، منابع دیگر صرفه‌های ناشی از شهرنشینی است که بهره‌برداری از بنگاه‌ها را تسهیل می‌بخشد. جکوبز مشاهده کرد که تنوع به‌اندازه‌ی تخصص به‌عنوان یک مکانیسم منجر به رشد اقتصادی می‌شود؛ بنابراین ساختار تولید محلی متنوع، منجر به افزایش اثرات خارجی شهرنشینی یا اثرات خارجی جکوبز می‌شود.

تأثیر تخصص صنعتی بر بهره‌وری صنایع

تخصص اقتصادی به میزان تمرکز فعالیت‌های مربوط به یک صنعت خاص در منطقه بستگی دارد. یک شهر کاملاً تخصصی نامیده می‌شود اگر در آن‌همه‌ی کارگران استعداد و مهارت یکسانی داشته باشند و در یک نوع فعالیت مشغول به کار باشند، پس در این شهر همه‌ی بنگاه‌های محلی، نوع یکسانی از

1. Duranton & Puga
2 . Jacobes
3. Storper & Venables
4 . Able
5. Henson
6. Combs

فرآیند تولید را استفاده می‌کنند (دورانتون و پوگا، ۲۰۰۱ به نقل از فرهمند، ۱۳۹۱).

آلفرد مارشال[1] (۱۹۲۰) بیان می‌کند زمانی که بنگاه‌های مشابه مجاور یکدیگر مستقر شوند، موجب تمرکز یک صنعت در یک منطقه و تخصصی‌تر شدن آن صنعت در منطقه می‌گردند، در این حالت سرریزهای دانش و فنّاوری در بین آن‌ها افزایش می‌یابد. ایده‌های نوآور بندرت می‌تواند مخفی نگه‌داشته شوند به‌خصوص زمانی که کارکنان از بنگاه‌های مختلف در یک صنعت بتوانند به‌راحتی با یکدیگر ارتباط داشته باشند(هریس و اونیدس[2]، ۲۰۰۰). وجود سرریز دانش بین بنگاه‌ها موجب افزایش تولید می‌شود و بهره‌وری کل عوامل تولید را افزایش می‌دهند. مارشال (۱۸۹۰) مشاهده کرد که صنایع متخصص به لحاظ جغرافیایی، به دلیل مجاورت باهم، از انتقال دانش درون صنعت و کاهش هزینه‌های حمل‌ونقل نهاده‌ها و ستاده‌ها سود برده و اجازه می‌دهد تا شرکت‌ها از بازار کار کارآمدتر بهره‌مند شوند (بیدری و شیفوروا، ۲۰۰۸). همچنین هزینه‌ی جستجو برای کارکنان واجد شرایط (کارگرانی که انطباق مهارت با نیاز کارفرما دارند) کاهش می‌یابد. کارگران متخصص واجد شرایط از جاهای دیگر دارای انگیزه برای رفتن به مناطقی با فرصت‌های شغلی بهتر و دستمزد بالاتر هستند. تمرکز محلی بنگاه‌ها در صنعت مشابه، فرصت‌های شغلی بیشتری را برای کارگران اخراج شده ایجاد می‌کند. مهاجرت این کارگران بین بنگاه‌ها نیز به سرریز دانش کمک می‌کند(داث، ۲۰۱۰). به‌طورکلی بنگاه‌ها در نزدیکی تأمین‌کنندگان نهاده‌هایشان مستقر می‌شوند تا هزینه‌های حمل‌ونقل کاهش یابد و همچنین در نزدیکی مشتریان خود مستقر می‌شوند تا هزینه‌ی توزیع کاهش یابد.

مارشال (۱۸۹۰)، ارو (۱۹۶۲) و رومر (۱۹۸۶) یک مفهوم را مطرح کردند که بعدها توسط گلیسر و همکاران (۱۹۹۲) رسمیت یافت و به‌عنوان مدل مارشال - ارو - رومر (MAR) شناخته شد. این مدل ادعا می‌کند که تمرکز یک صنعت در یک منطقه سرریز دانش را بین شرکت‌ها ترویج داده و نوآوری را در آن صنعت خاص در آن منطقه تسهیل می‌کند. این تخصص، انتقال و تبادل دانش، ایده‌ها و اطلاعات از محصولات و فرآیندها از طریق تقلید، تعامل کسب‌وکار و گردش بین شرکتی کارگران ماهر را تشویق می‌کند. گلیسر و همکاران در سال ۱۹۹۲ بیان کرده‌اند که انحصار محلی جریان انتقال ایده‌ها به دیگران را محدود می‌کند و اجازه می‌دهد که اثرات خارجی به‌وسیله‌ی نوآوری‌های جدید درونی شود؛ بنابراین از منظر مدل MAR انحصار نسبت به رقابت بهتر است زیرا انحصار می‌تواند از ایده‌ها محافظت کند و باعث می‌شود تا به نوآوری اجاره تعلق بگیرد. این‌گونه اثرات سرریزهای درون صنعت به‌عنوان اثرات خارجی محلی شدن یا تخصصی شدن شناخته می‌شود و با عنوان اثرات خارجی مارشالی یا اثرات خارجی MARشناخته می‌شوند.

روش تحقیق

تصریح مدل

هدف اصلی تحقیق حاضر بررسی اثر تجمیع فعالیت‌های صنعتی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در صنعت شیمیایی و ماشین‌آلات در استان‌های ایران است. یک تابع تولید کاب- داگلاس به‌صورت زیر در نظر

1. Marshall
2. Harris & Ioannides

گرفته‌شده است:

رابطه ۱ $$Y_{it} = A_{it}K_{it}^{\alpha}L_{it}^{\beta}$$

که Y_{it} ارزش‌افزوده‌ی صنعت i در زمان t، K^{it} موجودی سرمایه و L_{it} نیروی کار صنعت i در زمان t و A_{it} نماد فناوری (بهره‌وری کل عوامل) و عوامل مؤثر بر آن است. در اواخر دهه ۵۰ با مطرح‌شدن مقوله حسابداری رشد و با توجه به واقعیات آماری آشکارشده در مورد رشد موجودی سرمایه، رشد نیروی کار و رشد محصول، مشخص شد که نرخ رشد محصول فراتر از حاصل جمع وزنی رشد نیروی کار و رشد موجودی سرمایه است. در توجیه این اختلاف که به عامل پسماند شهرت یافت، گریلیچس[1] آن را نشأت‌گرفته از رویداد پیشرفت‌های فنی دانست و در این خصوص به ۳ عامل اشاره کرد. پیشرفت سازمان‌دهی، تشکیلات و محیطی، پیشرفت فنی حاصله در نیروی کار و پیشرفت فنی در تولید کالاهای سرمایه‌ای.

منظور از عامل اول اصلاحات و بهبود سازمانی، تشکیلاتی و محیطی است که تابع تولید را در طول زمان به سمت بالا منتقل می‌کند. با لگاریتم و سپس مشتق‌گیری از تابع تولید بیان‌شده، نتیجه می‌شود:

رابطه ۲ $$\dot{Y} = \dot{A} + \alpha\dot{K} + \beta\dot{L}$$

اصلاحات و بهبود سازمانی و تشکیلاتی و محیطی، در رابطه فوق خود را در عامل A آشکار ساخته و قادر است قسمتی از تغییرات تولید را توضیح دهد[2].

حال‌آنکه اقتصاددانان به‌طور سنتی تغییرات در پارامتر A را به تغییرات فنّاورانه نسبت می‌دهند. به‌عنوان‌مثال در الگوی رشد نئوکلاسیک که بر تابع تولید رابطه (۲) استوار است، پارامتر A صرفاً بیانگر تغییرات فنّاوری تولید است. پیروان مکتب دوره‌های تجاری حقیقی، در توجیه پسماندهای برآوردی سولو اتکای بیش‌ازحدی به شوک‌های فنّاورانه غیرقابل مشاهده دارند. منکیو در این خصوص به اهمیت دوره‌های رکود در اقتصاد اشاره دارد و معتقد است که مطابق ادعای پیروان مکتب دوره‌های تجاری حقیقی شوک‌های فنّاورانه غیرقابل مشاهده باید قادر به توضیح پدیده رکود نیز باشند، حال‌آنکه ما هیچ‌گاه بحثی راجع به کاهش فنّاوری موجود نمی‌شنویم. هانسن و پرسکات (۱۹۹۲) معتقدند که تغییرات در چارچوب نهادی و قانونی می‌تواند انگیزه‌های پذیرش فنّاوری‌های معین را تغییر دهد. برای نمونه، وجود پاره‌ای مقررات دولتی دست و پاگیر می‌تواند به‌عنوان یک شوک فنّاوری منفی عمل نماید (دهقان و شهنازی، ۱۳۹۰). در مدل‌های رشد درون‌زا افزایش سرمایه انسانی، جمعیت و حمایت از تحقیق و توسعه بر بهره‌وری و انتقال پارامتر A مؤثر هستند و در مدل‌های رشد جغرافیای اقتصادی جدید فاکتور مهم در بهره‌وری کل عوامل را تمرکز فعالیت صنعتی، سرریزهای دانش و هزینه انتقال دانش در منطقه می‌دانند (مینروا و اتاویانا، ۲۰۰۹).

بنابراین در پارامتر A، دامنه وسیعی از متغیرهای تأثیرگذار بر ابداع و نوآوری ازجمله متغیرهای نهادی، محیطی و سیاست‌های دولت قرار می‌گیرند.

در این مقاله طبق مبانی نظری مطرح‌شده و در چارچوب مدل‌های جغرافیای اقتصادی جدید، علاوه بر شوک‌های فنّاورانه غیرقابل مشاهده، آنچه بر پارامتر A تأثیرگذار است، یک فاکتور محیطی است که بر

1. Griliches

۲- ویلیام اچ برانسون، (۱۳۸۲). تئوری و سیاستهای اقتصاد کلان. ترجمه: عباس شاکری. تهران محل انتشار: نشرنی. ص ۷۸۲

هزینه انتقال دانش و سرریزهای دانش مؤثر است که شامل صرفه‌جویی ناشی از محلی شدن و شهرنشینی است، بنابراین:

$$A_{it} = (LOC_{it})^{\sigma}(URB_{it})^{\gamma}U_{it}$$ رابطه ۳

که LOC_{it} یک معیار برای صرفه‌جویی ناشی از محلی شدن و URB_{it} معیاری برای صرفه‌جویی ناشی از شهرنشینی برای صنعت i است. با گرفتن لگاریتم از عبارت (۳) داریم:

$$a_{it} = \sigma loc_{it} + \gamma urb_{it} + u_{it}$$ رابطه ۴

در برآورد مدل (۴) دو موضوع وجود دارد:۱- loc_{it} و urb_{it} هر دو به u_{it} وابسته هستند. u_{it} می‌تواند شامل متغیرهای آب‌وهوا، زیرساخت‌های حمل‌ونقل، منابع طبیعی و یا خدمات عمومی و... برای یک صنعت باشد که با افزایش آن‌ها بهره‌وری کل عوامل در یک صنعت افزایش خواهد یافت و همچنین منطقه‌ای که ازنظر شرایط آب و هوایی، زیرساخت‌های حمل‌ونقل، منابع طبیعی و خدمات عمومی بهتر باشد برای استقرار بنگاه‌های جذاب‌تر خواهد بود. بنابراین یک ارتباط مثبت بین متغیرهای محیطی غیرقابل‌اندازه‌گیری (غیرقابل مشاهده) صنعت (u_{it}) و شاخص $\mathrm{loc_{it}}$ و $\mathrm{urb_{it}}$ وجود دارد. زمانی که بین متغیرهای مستقل و جزء خطا ارتباط وجود دارد برآوردگر حداقل مربعات معمولی (OLS) تورش‌دار است و باید تکنیک دیگری استفاده شود. ۲- همچنین چنانچه یک شوک مثبت یا منفی در یک منطقه یا در یک صنعت اتفاق افتد، سایر صنایع و بنگاه‌ها درنتیجه این شوک تحت تأثیر قرار گیرند و بنابراین تورش همزمانی ایجاد خواهد شد. برای رفع مشکل (۱) و در نظر گرفتن تورش همزمانی استفاده از تکنیک GMM پیشنهاد می‌شود (مارتین و همکاران، ۲۰۱۱).

در مطالعات اثرات خطی (یکنواخت[1]) صرفه‌جویی ناشی از تجمیع موردمطالعه قرارگرفته است. اما در تئوری‌های جغرافیای اقتصادی و اقتصاد شهری در کنار تأثیر مثبت اثرات خارجی تجمیع، اثرات ازدحام[2] وجود دارد که صرفه‌جویی ناشی از تجمیع را بعد از عبور از یک نقطه آستانه کاهش خواهد داد[3]. در این شرایط در نظر نگرفتن تأثیر غیرخطی صرفه‌جویی ناشی از تجمیع به‌خصوص در بلندمدت منطقی نخواهد بود، زیرا بنگاه‌های حداکثر کننده سود در بلندمدت در مکان‌های بهینه مستقر خواهند شد و سیاست‌گذاران و مقامات دولتی با در نظر گرفتن این اثرات در میان‌مدت و بلندمدت باید خدمات عمومی محلی و زیرساخت‌های عمومی برای جلوگیری از اثرات ازدحام را فراهم کنند. بنابراین مدل اصلی مقاله به‌صورت زیر در نظر گرفته‌شده است:

رابطه ۵

$$a_{it} = \alpha a_{it-1} + \sigma loc_{it} + \mu loc_{it}^{2} + \gamma urb_{it} + \epsilon_{it}$$

a_{it} : بهره‌وری کل عوامل تولید در زمان t

a_{it-1}: بهره‌وری کل عوامل تولید در زمان[4] t-1

loc_{it}: شاخص تخصص

loc_{it}^{2}: توان دوم شاخص تخصص

urb_{it}: شاخص تنوع

1.Monotonic Effect

2. Congestion Effects

۳- اثرات ازدحام شامل ایجاد ترافیک، آلودگی محیط زیست، افزایش هزینه‌های حمل و نقل، افزایش قیمت زمین و ... است.

۴- لازم به ذکر است که برای رفع مشکل (۱) و (۲) در برآورد مدل (۵) از روش GMM استفاده می شود که در این تکنیک وقفه متغیر وابسته در مدل وارد می‌شود.

ϵ_{it}: جمله‌ی اخلال

که رابطه‌ی(۵) برای دو صنعت شیمیایی و ماشین‌آلات به‌صورت جداگانه برآورد می‌شود.

منابع داده‌های آماری تحقیق

آمار و اطلاعات مورداستفاده در این تحقیق از سالنامه‌های آماری استان‌ها از سال ۱۳۷۹ تا سال ۱۳۹۰ برای ۲۷ استان[1] گرفته‌شده است. لازم به ذکر است که آمار مربوط به سال ۱۳۸۷ برای تمامی استان‌ها، به دلیل در دسترس نبودن، در محاسبات لحاظ نشده است. در ابتدا با استفاده از آمار تعداد شاغلان، سرمایه‌گذاری و ارزش‌افزوده‌ی کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر برحسب نوع فعالیت و طبقات کارکن، به محاسبه‌ی بهره‌وری پرداخته‌شده است که برای انجام این کار به ذخیره‌ی سرمایه نیاز بود. برای محاسبه‌ی ذخیره‌ی سرمایه از آمار سرمایه‌گذاری سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۰ استفاده‌شده و با استفاده از روش نمایی ذخیره‌ی سرمایه محاسبه‌شده است. در روش نمایی، ابتدا باید موجودی سرمایه از طریق تخمین تابع نمایی $IN_t = IN_0 e^{\theta t}$ برآورد شود. در این رابطه IN_t متغیر سرمایه‌گذاری ناخالص انجام‌شده در سال t و IN_0 سرمایه‌گذاری ناخالص انجام‌شده در سال پایه (۱۳۷۹) است. تبدیل لگاریتمی تابع نمایی به‌صورت $Ln(IN_t) = Ln(IN_0) + \theta t$ است. پس از تخمین رابطه با روش OLS ضریب متغیر روند زمانی (θ) در معادله به دست می‌آید. برای تعیین موجودی سرمایه در سال ۱۳۷۹، بدون احتساب استهلاک سرمایه، از رابطه‌ی $K_0 = \frac{IN_0}{\theta}$ استفاده می‌شود. با در نظر گرفتن استهلاک سرمایه و کسر ۵ درصد از موجودی سرمایه به‌عنوان استهلاک، موجودی سرمایه در سال ۱۳۷۹ به قیمت جاری محاسبه می‌شود. سپس با استفاده از تعریف K به‌صورت رابطه $K_t = \frac{K_{t-1}+I_t}{1+\delta}$ و بر اساس موجودی سرمایه در سال پایه، مقادیر موجودی سرمایه برای سال‌های مختلف قابل‌محاسبه است (زراءنژاد و انصاری، ۱۳۸۶). در رابطه فوق، δ نشانگر نرخ استهلاک سرمایه و برابر ۵ درصد در نظر گرفته‌شده است. برای محاسبه‌ی شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید از شاخص سولو استفاده‌شده است. تابع تولید موردنظر برای اندازه‌گیری این شاخص، تابع کاب ـ داگلاس $Q = AK^{\alpha}L^{\beta}$ است که در آن Q ارزش تولید، K سرمایه، L نیروی کار و α و β به ترتیب کشش تولید نسبت به عوامل سرمایه و نیروی‌کار را نشان می‌دهد.

$$TFP = \frac{Q}{\alpha L + \beta K}$$

روش‌های مختلفی برای اندازه‌گیری تجمیع فعالیت‌های اقتصادی (صنعت، کشاورزی، خدمات و ...) در یک منطقه وجود دارد. پرکاربردترین شاخص برای اندازه‌گیری تخصص اقتصادی هر صنعت شاخص نسبت مکانی (LQ) است. در این تحقیق نیز از شاخص نسبت مکانی (LQ) استفاده‌شده است که صورت کسر این شاخص، تعداد کارکنان کارگاه‌های صنعت (i) در استان (j) نسبت به کل تعداد کارکنان صنعت (i) در کل کشور را نشان می‌دهد و مخرج کسر نشان‌دهنده‌ی

۲- علت اینکه ۲۷ استان انتخاب شده است این است که قبل از سال ۱۳۸۳ آماری به صورت جدا برای استان‌های خراسان شمالی، خراسان جنوبی و خراسان رضوی ارائه نگردیده است، این سه استان بدلیل محدودیت اطلاعات آماری در این تحقیق تحت یک استان (خراسان) آورده شده است. ضمن اینکه آمار و اطلاعات استان البرز نیز تنها در سال ۱۳۹۰ موجود است و آمار این استان با استان تهران آورده شده است و استان ایلام بدلیل اینکه آمار کارگاههای صنعتی آن در بیشتر سال‌ها ارائه نشده است از ۳۱ استان کنار رفته است.

تعداد کل کارکنان صنایع استان (j) نسبت به تعداد کل کارکنان کشور است که رابطه‌ی آن را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$LQ_{ij}^{S}=\frac{S_{ij}^{S}}{S_{i^*}}=\frac{\frac{x_{ij}}{x_i^*}}{\frac{X_{j^*}}{X^{**}}}j=1,\dots,I \qquad \text{رابطه ۶}$$

X_{ij}: تعداد کارکنان صنعت i در منطقه‌ی j

X_i^*: تعداد کارکنان صنعت i در کل کشور

X_{j^*}: تعداد کارکنان کل منطقه j

X_{**} : تعداد کل کارکنان صنایع کل کشور

و شاخص تعداد شاغلان در سایر صنایع که روبه‌روی صنعت i قرار دارد، بر اساس مقاله مارتین و همکاران (۲۰۱۱) به‌عنوان شاخص تنوع در این مقاله در نظر گرفته‌شده که به‌صورت زیر است:

$$urb_t^{SZ}=Ln(X_t^Z-X_t^{SZ}+1)$$

X_t^Z: تعداد کارکنان کل صنایع استان z و

X_t^{SZ}: تعداد کارکنان صنعت s در استان z

یافته های تحقیق

مدل مورد برآورد در مقاله به‌صورت:

$$a_{it}=\alpha a_{it-1}+\sigma loc_{it}+\mu loc_{it}^2+\gamma urb_{it}+\epsilon_{it}$$

است که بر مبنای داده‌های تلفیقی برآورد خواهد شد.

با توجه به مباحث مطرح‌شده در بخش تصریح مدل، در این مقاله معادله فوق توسط روش GMM برای دو صنعت شیمیایی و ماشین‌آلات در ۲۷ استان ایران طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۰ برآورد گردیده است.

قبل از برآورد مدل داده‌های پویا به روش گشتاور تعمیم‌یافته لازم است که وابستگی بین جملات اخلال مورد آزمون قرار گیرد که در صورت وابستگی بین جملات باید درروش GMM این وابستگی لحاظ شود و سپس مدل مورد آزمون قرار گیرد.

بررسی وجود یا عدم وجود وابستگی مقطعی بین جملات اخلال توسط آزمون‌های مختلفی ازجمله آزمون استقلال مقطعی پسران (۲۰۰۴) و آزمون وابستگی مقطعی بروش پاگان (۱۹۸۰) صورت می‌گیرد. این‌که مناسب‌ترین آزمون برای هر تحقیق کدام است، بستگی به تعداد مقطع‌ها و سری‌های زمانی دارد. چنانچه تعداد سری‌های زمانی از مقطع‌ها کمتر باشد، آزمون استقلال مقطعی پسران مناسب است و درصورتی‌که تعداد سری‌های زمانی از مقطع‌ها بیشتر باشد، آزمون وابستگی مقطعی به‌روش پاگان مناسب است (پسران،۲۰۰۴). در این تحقیق دوره‌ی زمانی ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۰ به‌جز سال ۱۳۸۷ است که ۱۱ سال و تعداد مقاطع ۲۷ استان ایران برای هر صنعت است بنابراین، از آزمون پسران استفاده‌شده که نتایج آزمون وابستگی مقطعی بین جملات اخلال در جدول زیر آورده شده است.

جدول ۱- نتایج آزمون وابستگی مقطعی

صنعت	آزمون استقلال مقطعی پسران	
	مقدار آماره‌ی آزمون پسران	Prob(معناداری)
شیمیایی	۱,۰۹۸	۰,۲۷۲۲
ماشین‌آلات	۱۹,۶۹۱	۰,۰۰۰

منبع: محاسبات پژوهش.

با توجه به نتایج این جدول، در صنعت شیمیایی وابستگی مقطعی بین جملات اخلال وجود ندارد و در صنعت ماشین‌آلات وابستگی مقطعی بین جملات اخلال وجود دارد.

برای برآورد مدل GMM از نرم‌افزار Stata استفاده‌شده است که در این نرم‌افزار برای اطمینان در خصوص مناسب بودن روش GMM قادر به انجام دو

آزمون یعنی آزمون سارگان و آزمون همبستگی پسماندهای مرتبه‌ی اول و دوم AR(1) و AR(2) خواهیم بود. اگر وابستگی مقطعی بین جملات اخلال وجود داشته باشد، باید این وابستگی رفع شود یا از الگوریتمی استفاده شود که به‌طور خودکار آن را رفع نماید. بدین منظور برای برآورد مدل GMM از نرم‌افزار Eviews استفاده می‌شود که در این نرم‌افزار برای اطمینان در خصوص مناسب بودن روش GMM و متغیرهای ابزاری انتخاب‌شده، آماره‌ی آزمون هانسن گزارش می‌شود.

نتایج تخمین مدل برای صنعت شیمیایی در استان‌های ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۰ــ ۱۳۷۹در جدول (۲) آورده شده است.

جدول۲- نتایج برآورد مدل برای صنعت شیمیایی در استان‌های ایران

متغیرها	شیمیایی
بهره‌وری کل عوامل	۰,۷۵۷۳۸۲۱
	(۰,۰۰۰)۵۸۰,۱۲
تخصص	۱,۰۳۴۲۶۱
	(۰,۰۰۰)۱۶,۹۹
توان دوم تخصص	-۰,۰۸۰۲۷۲۴
	(۰,۰۰۰)-۱۶,۸۹
تنوع	۲,۳۷۱۸۸۵
	(۰,۰۰۰)۱۵,۷۱
AR(1)	-۲,۹۴۷۳
	(۰,۰۰۳۲)
AR(2)	۰,۶۶۸۰۸
	(۰,۵۰۴۱)
آزمون سارگان	۲۶,۵۵۰۳
	(۰,۸۱۵۱)

مقادیر ردیف اول هر متغیر ضریب متغیر در مدل و مقادیر ردیف دوم مقدار آماره t و مقادیر داخل پرانتز مقدار احتمال است. منبع: محاسبات پژوهش.

طبق نتایج به‌دست‌آمده در صنایع شیمیایی، تخصص ازنظر آماری معنادار و دارای ضریب مثبت می‌باشد که نشان‌دهنده‌ی تأثیر مثبت این متغیر بر بهره‌وری کل عوامل تولید است و با افزایش تخصص، بهره‌وری افزایش می‌یابد؛ بنابراین، در این صنعت، نظریه‌ی مارشال تأیید می‌شود و تخصص اثر مثبت بر بهره‌وری و رشد اقتصادی دارد.

طبق مباحث ارائه‌شده تجمیع فعالیت‌های صنعتی از طریق صرفه‌جویی‌های ناشی از تجمیع محلی شدن و شهرنشینی باعث افزایش بهره‌وری می‌شود. تجمیع یا خوشه‌ای شدن صنایع به دلایلی همچون افزایش نوآوری و پیشرفت فنی، افزایش سرریزهای دانش، انطباق بین کارگران و کارفرمایان و کاهش هزینه‌های حمل‌ونقل موجب افزایش بهره‌وری در صنعت می‌شود؛ اما با افزایش تعداد بنگاه‌های یک صنعت در یک مکان، اثرات ازدحام با ایجاد ترافیک، آلودگی محیط‌زیست و افزایش هزینه‌های حمل‌ونقل تأثیری منفی بر بهره‌وری صنایع دارد. توان دوم تخصص نیز به همین دلیل واردشده است و انتظار بر این است که یک نقطه‌ی ماکزیمم داشته باشد که چنانچه محلی شدن از یک حد بالاتر رفت، اثر ازدحام می‌تواند منافع ناشی از تجمیع را از بین ببرد و اثر صرفه‌جویی ناشی از محلی شدن را بر بهره‌وری عوامل کاهش دهد. در جدول (۲) متغیر توان دوم تخصص ازنظر آماری معنادار و دارای ضریب منفی است. درواقع می‌توان گفت این متغیر دارای یک نقطه‌ی آستانه است که مقدار آستانه برای متغیر تخصص طبق جدول به‌طور

تقریبی ۶/۴۴ می‌باشد[1] که اگر به‌طور متوسط تخصص از ۶/۴۴ بالاتر برود با افزایش محلی شدن بهره‌وری کاهش خواهد یافت. متوسط شاخص تخصص در صنعت شیمیایی استان‌ها طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۰، ۱/۱۵ می‌باشد که کمتر از مقدار تقریبی آستانه است؛ بنابراین در این صنعت با افزایش محلی شدن و تخصص بهره‌وری افزایش خواهد یافت.

متغیر تنوع نیز ازلحاظ آماری معنادار است و ضریب این متغیر مثبت شده پس در این صنعت فرضیه جکوبز مبنی بر تأثیر مثبت تنوع بر بهره‌وری تأیید می‌شود که با افزایش تنوع فعالیت‌های صنعتی، بهره‌وری افزایش می‌یابد.

برای ایجاد اطمینان در خصوص مناسب بودن روش GMM برای برآورد مدل از دو آزمون استفاده می‌شود. ۱- آزمون سارگان که برای اثبات شرط اعتبار تشخیص بیش‌ازحد یعنی صحت و اعتبار متغیرهای ابزاری به کار می‌رود که فرضیه صفر این آزمون نشان‌دهنده متغیرهای ابزاری مناسب است و ۲- آزمون همبستگی پسماندهای مرتبه اول AR(1) و مرتبه دوم AR(2)است که این آزمون نیز برای بررسی اعتبار و صحت متغیرهای ابزاری استفاده می‌شود. آرلانو و بوند (۱۹۹۱) بیان می‌کنند که در تخمین GMM باید جملات اخلال همبستگی مرتبه اول AR(1) باشند اما دارای همبستگی سریالی مرتبه دوم AR(2) نباشند. فرضیه صفر آزمون همبستگی پسماندها؛ همبسته نبودن پسماندها است. مقادیر آزمون سارگان و آزمون همبستگی پسماندهای مرتبه اول AR(1) و مرتبه دوم AR(2) در جدول (۲) گزارش‌شده است. طبق نتایج این آزمون‌ها، صحت اعتبار نتایج مدل‌های آزمون شده بر اساس روش GMM تأیید می‌شود.

نتایج تخمین مدل برای صنعت ماشین‌آلات در استان‌های ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۰ــ ۱۳۷۹ در جدول (۳) آورده شده است.

جدول ۳- نتایج برآورد مدل برای صنعت ماشین‌آلات در استان‌های ایران

متغیرها	ماشین‌آلات
بهره‌وری کل عوامل دوره قبل	۰,۵۹۳۸۱۹
	۵۹۰۵۳,۰۸(۰,۰۰۰)
تخصص	۹,۴۵۴۵۴۴
	۶۵۶,۵۰۴۰(۰,۰۰۰)
توان دوم تخصص	-۱,۹۱۲۶۴
	-۵۶۰,۰۸۰(۰,۰۰۰)
تنوع	۰,۲۵۴۴۹۵
	۷۹,۹۲۴۵۷(۰,۰۰۰)
آزمون هانسن	۰,۱۹۹۸۸۷

مقادیر ردیف اول هر متغیر ضریب متغیر در مدل و مقادیر ردیف دوم مقدار آماره t و مقادیر داخل پرانتز مقدار احتمال است.

منبع: محاسبات پژوهش.

طبق نتایج به‌دست‌آمده در صنایع ماشین‌آلات، تخصص ازنظر آماری معنادار و دارای ضریب مثبت می‌باشد که نشان‌دهنده‌ی تأثیر مثبت این متغیر بر بهره‌وری کل عوامل تولید است و با افزایش تخصص، بهره‌وری افزایش می‌یابد. زمانی که بنگاه‌های مشابه مجاور یکدیگر مستقر شوند، موجب تمرکز یک صنعت در یک منطقه و تخصصی‌تر شدن آن صنعت در منطقه می‌گردند، در این حالت سرریزهای دانش و فنّاوری در بین آن‌ها افزایش می‌یابد. وجود سرریز دانش بین بنگاه‌ها موجب افزایش تولید می‌شود و

۱- مقدار آستانه به طور تقریبی از فرمول $\frac{-b}{2a}$ محاسبه شده است که b ضریب تخصص و a ضریب توان دوم تخصص است.

بهره‌وری کل عوامل تولید را افزایش می‌دهد. همچنین در این حالت بنگاه‌ها برای تبادل نهاده و ستاده در بین خودشان، هزینه‌های حمل‌ونقل کمتری را می‌پردازند؛ بنابراین در این صنعت، نظریه‌ی مارشال تأیید می‌شود و تخصص اثر مثبت بر بهره‌وری و رشد اقتصادی دارد. متغیر توان دوم تخصص دارای ضریب منفی و معنادار است. درواقع می‌توان گفت این متغیر دارای یک نقطه‌ی ماکزیمم است و اگر تخصص از یک حدی بالاتر برود تأثیر منفی بر بهره‌وری خواهد داشت. مقدار آستانه به‌طور تقریبی برای تخصص طبق ضرایب جدول ۲/۴۷ است و متوسط تخصص در استان‌ها ۰/۶۶ محاسبه‌شده که عددی کمتر از مقدار آستانه است. درواقع افزایش محلی شدن تا قبل از حد آستانه باعث افزایش بهره‌وری می‌شود و از مقدار آستانه به بعد با افزایش محلی شدن، بهره‌وری کاهش می‌یابد.

متغیر تنوع نیز ازلحاظ آماری معنادار است و ضریب این متغیر مثبت شده و به معنی تأثیر مثبت تنوع بر بهره‌وری کل است. وجود صنایع مختلف در یک منطقه، موجب انتقال سرریز دانش می‌شود، بسیاری از اقتصاددانان منطقه‌ای معتقدند که سرریزهایی که به‌طور عمده در بین صنایع اتفاق می‌افتد به‌مراتب بیشتر از اثر سرریزهای درون یک صنعت خاص بر رشد و بهره‌وری اثرگذار است (بیدری و شیفوروا، ۲۰۰۸). در این صنعت فرضیه‌ی جکوبز نیز مبنی بر تأثیر مثبت تنوع بر بهره‌وری تأیید می‌شود.

برای اطمینان در خصوص مناسب بودن روش GMM و متغیرهای ابزاری انتخاب‌شده، آماره‌ی آزمون هانسن در گزارش می‌شود که در این آزمون اگر مقدار احتمال به‌دست‌آمده بیشتر از ۰/۰۵ باشد به معنی این است که متغیرهای ابزاری درست انتخاب‌شده‌اند. با توجه به جدول (۳) مقدار احتمال آزمون هانسن که مقداری بالاتر از ۰/۰۵ دارد که مشخص می‌شود که متغیرهای ابزاری به‌درستی انتخاب‌شده‌اند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

تجمیع یا خوشه‌ای شدن صنایع به دلیل افزایش نوآوری و پیشرفت فنی، افزایش سرریزهای دانش، انطباق مهارت بین کارگران و کارفرمایان و کاهش هزینه‌های حمل‌ونقل موجب افزایش بهره‌وری در صنعت می‌شود. از طرفی با افزایش تعداد بنگاه‌های یک صنعت در یک مکان، اثرات ازدحام به دلیل ایجاد ترافیک، آلودگی محیط‌زیست، افزایش هزینه‌های حمل‌ونقل، افزایش قیمت زمین و... تأثیری منفی بر بهره‌وری صنایع دارد.

نتایج به‌دست‌آمده در جدول (۲) برای صنعت شیمیایی به این صورت است که متغیر تخصص که از شاخص نسبت مکانی به‌دست‌آمده است برای این صنعت، تأثیر مثبت و معناداری بر بهره‌وری کل عوامل دارد و توان دوم این متغیر ازلحاظ آماری معنادار و دارای اثر منفی بر بهره‌وری است. مقدار آستانه متغیر تخصص برای این صنعت به‌طور تقریبی محاسبه‌شده و با متوسط شاخص تخصص در استان‌ها طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۰ مقایسه شده است؛ که مقدار متوسط استانی از مقدار تقریبی آستانه عبور نکرده است یعنی تخصص دارای تأثیر مثبت بر بهره‌وری عوامل در صنعت شیمیایی است. متغیر تنوع نیز ازنظر آماری معنادار و دارای اثر مثبت بر بهره‌وری کل عوامل است.

نتایج به‌دست‌آمده در صنعت ماشین‌آلات که در

جدول (۳) آورده شده است حاکی از آن است که متغیر تخصص نیز با بهره‌وری نیروی کار رابطه U معکوس دارد به این صورت که توان اول این متغیر تأثیر مثبت و معناداری بر بهره‌وری کل عوامل دارد و توان دوم این متغیر ازلحاظ آماری معنادار و منفی است، ازآنجاکه توان اول تخصص تأثیر مثبت بر بهره‌وری و توان دوم تأثیر منفی بر بهره‌وری دارد و مقدار متوسط شاخص تخصص در استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۰ از مقدار آستانه آن کمتر است می‌توان نتیجه گرفت که تجمیع بنگاه‌های موجود در صنعت ماشین‌آلات در یک مکان موجب افزایش بهره‌وری کل عوامل در این صنعت می‌شود. متغیر تنوع نیز ازنظر آماری معنادار و دارای اثر مثبت بر بهره‌وری کل عوامل در صنعت ماشین‌آلات است.

بنابراین، بر اساس نتایج این تحقیق توسعه خوشه‌های صنعتی در این دو صنعت توصیه می‌شود.

همچنین پیشنهاد می‌شود در سایر صنایع چنین مطالعه‌ای صورت گیرد و ضمن اینکه در تحقیقات بعدی شاخص‌های تنوع و تخصص متفاوت با تحقیق حاضر استفاده شود و تأثیر آن را بر بهره‌وری کل عوامل محاسبه شود.

منابع

دهقان شبانی، زهرا. (۱۳۹۲). تأثیر چگالی فعالیت اقتصادی بر بهره‌وری نیروی کار در استان‌های ایران. **فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۵۵**، ۹۳- ۱۱۸.

زراء نژاد، منصور؛ انصاری، الهه. (۱۳۸۶). اندازه‌گیری بهره‌وری سرمایه در صنایع بزرگ استان خوزستان. **فصلنامه بررسی‌های اقتصادی**، ۴(۴)، ۱- ۲۶.

سولیوان، آرتور. (۱۳۸۶). **مباحثی در اقتصاد شهری.** ترجمه جعفر قادری و علی قادری. تهران: انتشارات نور علم.

شهنازی، روح اله؛ دهقان شبانی، زهرا. (۱۳۹۱). بررسی تأثیر فضای کسب‌وکار بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب. **فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، ۴۲**، ۱۶۱- ۱۸۶.

شهنازی، روح اله؛ ذبیحی دان، محمد سعید. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر تمرکز اقتصادی بر بهره‌وری در صنایع کارخانه‌ای ایران. **فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی، ۱۶**، ۱۲۷- ۱۵۲.

صباغ کرمانی، مجید. (۱۳۸۰). **اقتصاد منطقه‌ای.** تهران: انتشارات سمت.

فرهمند، شکوفه؛ ابوطالبی، مینا. (۱۳۹۱). تأثیر تنوع و تخصص اقتصادی بر رشد اشتغال استانی در ایران. **مجله تحقیقات اقتصادی.** ۴۷(۳)، ۴۵- ۶۳.

مرکز آمار ایران. (۱۳۹۰- ۱۳۷۹). **سالنامه‌های آماری استانی.**

مککین، فیلیپ. (۱۳۹۳). **اقتصاد نوین شهری و منطقه‌ای.** ترجمه شهرام رئیسی دهکردی. همدان. انتشارات نور علم.

معاونت برنامه‌ریزی و اشتغال استانداری فارس.(۱۳۹۱). **بررسی و محاسبه مقادیر حقیقی سری زمانی حساب‌های ملی و منطقه‌ای در اقتصاد ایران.** دفتر آمار و اطلاعات.

Abel, J., Dey, I., & Gabe, T. (2011). Productivity and the Density of Human Capital. **FRB of New York Staff Report,** 440.

Andersson, M., & Lööf, H. (2011). Agglomeration and Productivity: Evidence from Firm-level Data. *The Annals of Regional Science*, *46*(3), 601-620.

Arellano, M. and Bond, S. (1991). Some Tests

Review, *33*, 50-66.

Jacobs, J. (1960). **The Economy of Cities**. New York: Vintage.

Krugman, P. (1991). **Geography and Trade**. Boston, MA: MIT Press.

Marshall, A. (1920). **Principles of economics.** London: McMillan, Eighth edition reprinted 1962.

Martin,R ., Finglaton, B and Garretsen .(2009). **Analysis of the Main Factors of Regional Growth: An indepth study of the best and worst performing European regions**. Cambridge Econometrics.

Martin, P., Mayer, T., & Mayneris, F. (2011). Spatial Concentration and Plant-level Productivity in France. **Journal of Urban Economics**, *69*(2), 182-195.

McDonald, J., & D. McMillen. (2007). **Urban Economics and Real Estate: Theory and Policy**. Malden, MA: Blackwell Publishing.

Minerva, A and Ottaviano. (2009). Endogenous growth theories: agglomeration benefits and transportation costs. **Handbook of Regional Growth and Development Theories**. Great Britain by MPG Books Ltd, Bodmin, Cornwall.

Morikawa, M. (2011). Economies of Density and Productivity in Service Industries: an Analysis of Personal Service Industries Based on Establishment Level Data. **The Review of Economics and Statistics**, *93*(1), 179-192.

Nakamura. R., & Paul. C.J. (2009). Measuring Agglomeration. **Handbook of Regional Growth and Development Theories**. Great Britain by MPG Books Ltd, Bodmin, Cornwall.

Pesaran, M.H. (2004). General diagnostic tests for cross-section dependence in panels. **IZA Discussion paper,** 1240.

Porter, M. (1998). **Clusters and competition: new agendas for companies, governments, and institutions**. Harvard Business School Press.

Storper, M., & Venables, A. J. (2004). Buzz: face-to-face contact and the urban economy. **Journal of economic geography**, *4*(4), 351-370.

Ting, Z., & Wei, Z. (2012). *Dynamic Externalities and Manufacturing Productivity: An Empirical Comparison among China's Top Three Municipalities*. Tokyo: Research Inst. of Economy, Trade

of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.

Baltagi, B. H. (1995). *Econometric Analysis of Panel Data*. New York: John Wiley & Sons.

Beaudry, C., & Schiffauerova, A. (2008). Who's Right, Marshall or Jacobs? The Localization Versus Urbanization Debate. *Research Policy*, *38*(2), 318-337.

Brülhart, M. (1998). Economic geography, industry, location, and trade: the evidence. *World Economy*, 21, 775˚801.

Combes, P. (2000). Economic structure and local growth: France, 1984˚1993. *Journal of Urban Economics*, 47, 329˚55.

Dauth, W. (2010). Agglomeration and Regional Employment Growth. *IAB Discussion Paper*.

Duranton, G., & Puga, D. (2001). Nursery Cities: Urban diversity,process innovation, and the life-cycle of products. *American Economic Review*, 91(5), 1454-1477.

Fan, C. C., & Scott, A. J. (2003). Industrial Agglomeration and Development: a Survey of Spatial Economic Issues in East Asia and a Statistical Analysis of Chinese Regions. *Economic Geography*, *79*(3), 295-319.

Hammouda, H. B., Karingi, S. N., Njuguna, A. E., & Jallab, M. S. (2010). Growth, Productivity and Diversification in Africa. *Journal of Productivity Analysis*, *33*(2), 125-146.

Harris, R., & Moffat, J. (2011). Plant-level Determinants of Total Factor Productivity in Great Britain, 1997-2006. *Spatial Economics Research Centre (SERC)*. London School of Economics and Political Sciences, London, UK, 1-70.

Harris, T. F., & Ioannides, Y. M. (2000). Productivity and Metropolitan density. *Department of Economics, Tufts University*, 1-26.

Hong-yong, Z. (2014). How Does Agglomeration Promote the Product Innovation of Chinese Firms*? China Economic Review*, 35, 105-120.

Hsiao, C. (1986). **Analysis of Panel Data**. Cambridge: Cambridge University Press.

Hu, C., Xu, Z., & Yashiro, N. (2015). Agglomeration and productivity in China: Firm level evidence. **China Economic**

and Industry.

Trubka, R. (2009). Productivity and the Density of Economic Activity: Preliminary Estimates of Agglomeration Benefits in Australian Cities. *Curtin University's Sustainability Policy Institute*.

Baldwin, J.R., Beckstead, D., Mark Brown, W., & Rigby, D.L. (2008). Agglomeration and the Geography of Localization Economies in Canada. **Regional Studies**, 42(1). 117˚132.

Yuhan, K. H., Lee, Y. J., & Oh, M. H. (2008). The Spatial Density of Production Activity and Productivity Differentials Across Regions: A Case of Korea. **The Journal of the Korean Economy**, *9*(2), 269-29.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی