تحلیل فضایی تأثیر تنوع و تخصص R&D بر رشد اشتغال*

احمد وندکی[۱]
دانش‌آموخته کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه سیستان و بلوچستان
مرضیه اسفندیاری[۲]
استادیار و عضو هیئت‌علمی گروه اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۷/۲۳ تاریخ پذیرش:۱۳۹۹/۱۱/۱۱

چکیده

بنا به آمار نرخ اشتغال استان‌ها، پراکندگی منطقه‌ای قابل‌توجهی بین مناطق مختلف وجود دارد. با وجود این‌که امروزه رشد اشتغال مناطق، از جنبه‌های مختلف بیش از گذشته موردتوجه محققان و سیاست‌گذاران قرارگرفته است، تحقیقات تجربی اندکی درزمینه ارتباط بین تنوع و تخصص R&D و رشد اشتغال مناطق انجام‌شده است. ازاین‌رو این مطالعه به بررسی اثرات فضایی تنوع و تخصص R&D بر رشد اشتغال در استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۴ پرداخته است. برای این منظور ابتدا تنوع و تخصص R&D در استان‌های ایران اندازه‌گیری و سپس با استفاده از مدل اقتصادسنجی فضایی اثرات این شاخص‌ها بر رشد اشتغال در استان‌های ایران برآورد شده است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که سهم شاغلان بخش خدمات، تخصص و تنوع مرتبط و غیر مرتبط تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اشتغال دارد؛ به‌طوری‌که تأثیر تخصص از تنوع غیر مرتبط بیش‌تر و اثر تنوع غیر مرتبط بیش از تنوع مرتبط است. در حقیقت یافته‌های حاصل از این مطالعه فرضیه جکوبز را برای استان‌های ایران تأیید می‌کند. همچنین رابطه بین تخصص اقتصادی و رشد اشتغال به‌صورت U معکوس است، که نشان می‌دهد با افزایش تخصص R&D رشد

---

*. مقاله پژوهشی

1. ahmadvandaki@gmail.com

۲. نویسنده مسئول، m.esfandiari@eco.usb.ac.ir

DOI: 10.22067/erd.2020.39550

اشتغال استانی افزایش‌یافته ولیکن در سطوح بالاتر، تخصص به کاهش رشد اشتغال می‌انجامد؛ به طوری که بهره‌وری افزایش‌یافته و جایگزین رشد اشتغال می‌شود. به‌این‌ترتیب فرضیه مارشال در محدوده‌ای از شاخص تخصص R&D تأیید می‌شود. محاسبه اثرات مستقیم و غیرمستقیم نشان می‌دهد که افزایش تخصص R&D در یک منطقه بر رشد اشتغال همان منطقه تأثیر دارد؛ ولی اثر معنی‌داری بر رشد اشتغال مناطق هم‌جوار ایجاد نمی‌کند. همچنین افزایش شاخص تنوع غیر مرتبط در هر منطقه منجر به رشد اشتغال همان منطقه می‌شود؛ اما افزایش شاخص تنوع مرتبط در مناطق همسایگی به کاهش رشد اشتغال منطقه میزبان می‌انجامد.

کلیدواژهها: تنوع، تخصص، اثرات خارجی جکوبز، فرضیه مارشال، اقتصادسنجی فضایی.

طبقه‌بندی JEL: L25. D62, C01, B00

مقدمه

اخیراً نقش ساختار صنعتی بر رشد اشتغال منطقه‌ای توجه بسیاری را به خود جلب نموده است. یکی از شاخه‌های این مطالعات با تمرکز براثر جکوبز (Jacobes,1960)، پیشنهاد می‌کند که تنوع بیشتر ساختار صنعتی منجر به رشد اشتغال می‌شود و همچنین از مناطق در مقابل اثرات منفی شوک‌های خارجی محافظت می‌کند. مناطقی که از لحاظ ساختار صنعتی تنوع بیشتری دارند از آثار خارجی جکوبز بهره‌مند می‌شوند؛ درحالی‌که تنوع بیشتر در درون یک منطقه، نوآوری‌های فنی و اثرات سررسز را بهبود می‌بخشد. فرضیه جکوبز از لحاظ تجربی در مطالعات بسیاری نظیر فلدمن و آدرخ (Feldeman and Audretsch,1999)، آتاران و زوییک (Attaran and Zwwick,1987)، پاسی و اوسای (Pasi and Usai,2002)، بیشاپ (Bishop,2008) و پدی (Pede,2013) تأیید شده است. این مطالعات رابطه مثبت بین تنوع اقتصاد منطقه‌ای و رشد اشتغال را ارائه می‌کنند. به دنبال روند افزایشی مطالعات مرتبط با نقش تنوع اقتصادی بر رشد اشتغال، مدل‌های اشتغال منطقه‌ای نیز برای درنظرگرفتن وابستگی فضایی مورد توجه قرار گرفته‌اند. مطالعات اخیر پیرامون مدل‌های رشد اشتغال بر ارتباط متقابل مناطق، جهت منظورکردن آثار خارجی شوک‌های مثبت و منفی در نواحی همسایگی تأکید دارند. (Oconner et al.,2018)

کروگمن (Krugman,1991) در کتاب خود تجمع[1] را به‌عنوان یکی از ویژگی‌های قابل‌توجه

1. Agglomeration

در جغرافیای اقتصادی مطرح می‌کند دات (Douth,2001) و آن را "خوشه‌بندی فعالیت‌های اقتصادی و پایدار با نوعی منطق مدور" می‌داند. به گفته پورتر (Porter,1998) تجمیع صنعتی به خوشه جغرافیایی گروهی از شرکت‌ها و مؤسسات که در تولید و یا فعالیت‌های اقتصادی خاص باهم مرتبط هستند، اشاره دارد. عموماً صرفه‌های ناشی از مقیاس در ابعاد جغرافیایی و مکانی به صرفه‌های ناشی از تجمیع شناخته می‌شوند(Dehghan shabani et al., 2016)

صرفه‌های خارجی ناشی از مقیاس در اثر تجمع تعدادی بنگاه ایجاد می‌شوند که به آن اصطلاحاً خوشه‌ای شدن می‌گویند که به دودسته زیر تقسیم می‌شود: الف) صرفه‌های ناشی از تجمیع محلی و ب) صرفه‌های ناشی از تجمیع شهر (O'Sullivan., 2003, Sabbagh Kermani., 2001).

صرفه‌های ناشی از تجمیع محلی، صرفه‌هایی هستند که به گروه بنگاه‌هایی که در صنایع مشابه و در یک مکان جغرافیایی مستقرشده‌اند تعلق می‌گیرد درحالی‌که صرفه‌های ناشی از تجمیع شهری، صرفه‌هایی هستند که به بنگاه‌هایی تعلق می‌گیرد که در بخش‌های متفاوت اقتصادی فعالیت می‌کنند (Jacobs., 1960).

فرضیه صرفه‌های ناشی از تجمیع محلی یا همان صرفه‌های بیرونی تخصص اقتصادی ابتدا توسط مارشال (Marshall,1920) مطرح‌شده و بعدازآن ارو (Arrow,1962) در نظریه رشد خود بیان می‌کند که افزایش سرمایه دانشی شرکت بر سطح دانش کل صنعت تأثیر می‌گذارد و درنهایت رومر (Romer,1986)، در مدل رشد درون‌زای خود استدلال کرده است که صرفه‌های بیرونی، نیروی محرک نوآوری‌های تکنولوژیکی هستند و بنابراین منجر به رشد اقتصادی می‌شوند (Farahmand., & Abootalebi., 2012). هر چه میزان صرفه‌های محلی قوی‌تر باشد، انگیزه بالاتری برای تشکیل خوشه‌های صنعتی ایجاد می‌شود (Farahmand et al.,2017)

عوامل مختلفی باعث اختلاف در نرخ‌های رشد مناطق می‌شود که عبارت‌اند از: ساختار صنعتی (از نظر تنوع[1] و تخصص[2]) مناطق، درجه رقابت‌پذیری بنگاه، همجواری منطقه با نواحی بزرگ شهری، اثرات شهر بزرگ و درجه شهرنشینی (Oconner et al.,2018). هم‌چنین امروزه تأکید

1. Diversification
2. Specialization

بسیاری بر اقتصاد دانش‌بنیان از طریق افزایش هزینه‌های تحقیق و توسعه شده است. با توجه به اثرات گسترده صرفه‌های ناشی از تنوع و تخصص R&D بر کارایی اقتصادی، از یک سو و اهمیت نقش هزینه های تحقیق و توسعه در تقویت توان تولیدی و هموار نمودن مسیر توسعه پایدار، از سوی دیگر، پژوهش حاضر سعی دارد با تأکید بر محاسبه شاخص تخصص R&D و با بهره‌گیری از اقتصادسنجی فضایی نتایج تجربی تأثیر صرفه‌های ناشی از تنوع و تخصص R&D بر رشد اقتصاد منطقه‌ای در ایران را برای سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۴ ارائه نموده و از این جهت از سایر مطالعات موجود در این حوزه متمایز می‌گردد. یافته‌های این مطالعه می‌تواند امکان بررسی فرضیه مارشال (تأثیر مثبت تخصص بر رشد اقتصادی) و فرضیه جکوبز (تأثیر مثبت تنوع بر رشد اشتغال) را فراهم نماید. در مطالعه حاضر از یک مدل اقتصادسنجی فضایی استفاده‌شده است که اثر تنوع را بر رشد اشتغال برآورد می‌کند و همچنین اجازه می‌دهد که اثرات سرریزهای فضایی در سراسر استان‌ها کنترل شود.

برای این منظور در قسمت دوم به ارائه مبانی نظری و مروری بر شواهد تجربی موضوع پرداخته می‌شود. در قسمت ۳ داده‌های به‌کاررفته معرفی و در قسمت ۴ تنوع و تخصص R&D استان‌های ایران بررسی می‌شود. در قسمت ۵ مدل‌سازی رشد اشتغال موردبحث قرار می‌گیرد. در قسمت ۶ به ارائه نتایج به‌دست‌آمده و سرانجام در قسمت ۷ به نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود.

مبانی نظری و مروری بر شواهد تجربی موضوع:

امروزه توجه به برنامه‌ریزی‌های منطقه‌ای جهت ایجاد توسعه متوازن منطقه‌ای موردتوجه قرارگرفته است به‌طوری‌که تعداد زیادی از مطالعات تجربی مانند فلدمن و آدرخ (Feldeman and Audretsch,1999)، پدی (Pede,2013) وبیشاپ (Bishop,2008) بر رابطه مثبت بین تنوع اقتصادی منطقه‌ای و رشد اشتغال را که به فرضیه جکوبز معروف است، تأکید دارند و آثار خارجی مارشال، ارو و رومر[1] که به‌عنوان راهکاری برای منطقه‌گرایی اقتصادها شناخته می‌شود، تخصص منطقه‌ای را عامل رشد اقتصادی می‌داند. به‌طوری‌که تخصص، نوآوری را تسریع می‌کند و باعث

1. Marshall-Arrow-Romer

رونق منطقه‌ای می‌شود زیرا بنگاه‌ها نه‌تنها برای کسب منابع کمیاب باهم رقابت نمی‌کنند، بلکه باهم همکاری نیز دارند. (Oconner et al.,2018) تنوع 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 درحالی‌که تخصص، به میزان تمرکز فعالیت‌های مربوط به یک صنعت خاص در منطقه بستگی دارد (Dehghan shabani et al., 2016).

هندرسون (Henderson,1997)، به بررسی پویایی اثرات خارجی تجمیع، با استفاده از داده‌های تابلویی برای ۵ صنعت تولیدکننده کالای سرمایه‌ای می‌پردازد. وی به این نتیجه می‌رسد که اثرات خارجی MAR بسیار قوی‌تر از اثرات جکوبز هستند.

ور و گروت (Marshall-Arrow-Romer(MAR),2008)، به بررسی رابطه آماری بین اثرات خارجی تجمیع (تخصص، تنوع و رقابت) و رشد اشتغال هر صنعت می‌پردازند. جامعه آماری آن‌ها را ۶۸ پایگاه صنعتی در آمستردام برای دوره ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۶ تشکیل می‌دهد. آن‌ها در پژوهش خود از روش گلاسر و همکاران (Glaeser) استفاده می‌کنند زیرا آن‌ها در روش خودچارچوبی را ارائه می‌کنند که برای تجزیه‌وتحلیل رشد واحد جغرافیایی نیاز به اطلاعات کمی دارد و از طرفی دیگر اشتغال یک شاخص حیاتی در مکان‌های صنعتی است و از رشد اشتغال به‌عنوان شاخص عملکرد استفاده می‌شود و به این نتیجه رسیدند که در پایگاه‌های صنعتی، تخصص مانع رشد آن‌ها می‌شود.

دات (Dauth,2010)، به رابطه بین اثرات پویای انواع تجمیع و رشد اشتغال در آلمان غربی با استفاده از یک شاخص محلی سازی و یک شاخص خوشه‌ای می‌پردازد. او در این پژوهش از تلفیق داده‌های مقطعی و سری زمانی استفاده می‌کند و تمام افراد مشغول به کار در غرب آلمان را در ۳۲۶ منطقه که تحت پوشش خدمات اجتماعی قرار داشتند در فاصله سال‌های ۱۹۸۹ تا ۲۰۰۶ مورد بررسی قرار می‌دهد و به این نتیجه می‌رسد که تجمیع‌های صنعتی اثری قوی بر رشد منطقه‌ای دارند.

جونگوگ و یونگ بونگ (Jongkuk and Young Bong,2014)، به بررسی اثرات متقابل سرمایه‌گذاری داخلی و تخصص R&D و بازاریابی پرداخته‌اند. آن‌ها در پژوهش خود از یک مدل تجربی استفاده کردند و به تجزیه‌وتحلیل داده‌ها از سال ۱۹۸۵ تا ۲۰۰۹ برای بیش از ۵۰۰ شرکت در صنایع متنوع در دو گروه با تکنولوژی بالا و پایین پرداختند نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تأثیرات متقابل تخصص مبتنی بر تحقیق و توسعه و بازاریابی و سطح تکنولوژی (یعنی صنایع با

فناوری بالا و کم) وجود دارد و از طرف دیگر یک شرکت موجود در صنعت با تکنولوژی بالا، می‌تواند با تکمیل تمرکز داخلی خود در تحقیق و توسعه بر بازاریابی یا تحقیق و توسعه داخلی و خارجی متمرکز شود و در مقابل یک شرکت در یک صنعت با فناوری کم قادر به دستیابی به عملکرد بیشتر در هنگام تحقیق و توسعه و بازاریابی است.

جونگ رونگ و همکاران (Jong-Rong,2015)، تخصص R&D و رشد بهره‌وری تولید در سطح بین‌المللی را با استفاده از روش داده‌های پانل با اثرات ثابت و وابستگی مقطعی برای ۱۱ کشور عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه برای دوره‌ای از سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۸۱، موردبررسی قراردادند که تخصص R&D نشان‌دهنده توزیع سهم تحقیق و توسعه صنایع در زیرمجموعه بخش تولید است و می‌تواند به‌عنوان یکی از شاخص‌های فناوری موردتوجه قرار گیرد. آن‌ها در پژوهششان به این نتیجه رسیدند که تمرکز صنایع تحقیق و توسعه در چند صنعت مناسب تلاش می‌کند تا رشد بهره‌وری را افزایش دهد و علاوه بر این، این اثر مثبت، مربوط به تمرکز بر صنایع توسعه‌گرا یا صنایع نوآوری است.

جفری و انا (Jeffrey and Anna,2017)، به تخصص و تنوع: تنوع کشاورزی و فقر پویا در اتیوپی با استفاده از شاخص باینری پرداختند. داده‌های مورداستفاده شامل تقریباً ۱۵۰۰ خانوار در ۱۵ روستا از سال ۱۹۸۹ تا ۲۰۰۹ هست. آن‌ها با استفاده از داده‌های پانل خانوار از اتیوپی، یک شاخص تنوع برای اندازه‌گیری تأثیر تنوع محصول بر وضعیت فقر ایجاد کردند و به این نتیجه رسیدند که خانواده‌هایی که محصول متنوعی را تولید می‌کنند احتمال دارد از شدت فقر کمتری نسبت به خانواده‌هایی که در تولید محصولات خود متخصص هستند برخوردار باشند. علاوه بر این تنوع محصول باعث کاهش احتمال اینکه یک خانواده فقیر به فقر برسد و احتمال اینکه یک خانواده فقیر در فقر باقی بماند می‌شود و همچنین نتیجه گرفتند که تنوع زیستی یک‌راه مناسب برای مقابله با ضرورت‌های فقر است.

ماتیاس (Matthias,2019)، به چرخه فعالیت‌های تحقیق و توسعه با استفاده از یک مدل RBC در ایالات‌متحده پرداخت و با استفاده از تجزیه‌وتحلیل یافته‌ها به این نتیجه رسید که مشخصه دانش که معمولاً در ادبیات رشد استفاده می‌شود، برای ویژگی‌های مهم چرخه کسب‌وکار، به‌ویژه حرکت سرمایه‌گذاری تحقیق و توسعه و استخدام تحقیق و توسعه مهم است.

فرهمند و ابوطالبی (Abootalebi& Farahmand,2012)، به تأثیر تنوع و تخصص اقتصادی بر

رشد اشتغال استانی در کشور ایران طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۷۵ پرداختند. آن‌ها ابتدا تنوع و تخصص اقتصادی در استان‌های ایران را اندازه‌گیری کرده‌اند و سپس با استفاده از مدل اقتصادسنجی اثرات هر یک از متغیرها بر رشد اشتغال در استان‌های ایران را برآورد کرده‌اند. نتایج اقتصادسنجی برای اثرات خارجی جکوبز رابطه مثبت معنی‌داری را نشان می‌دهد، که نمایان گر اثر مثبت تنوع اقتصادی بر رشد منطقه‌ای در ایران است. آن‌ها همچنین به این نتیجه رسیدند که تخصص تنها در سطوح بالای خود اثر مثبتی بر رشد اشتغال در استان‌های ایران داشته است و اثر اندازه پایه استان بر رشد اشتغالان نیز منفی است.

دهقان شبانی (Dehghanshabani,2012)، به تحلیل تأثیر تجمیع فعالیت‌های صنعتی بر رشد منطقه‌ای اقتصاد در چارچوب مدل جغرافیای اقتصادی جدید در ایران می‌پردازد. وی از روش داده‌های تابلویی بر مبنای روش حداقل مربعات دومرحله‌ای برای ۲۸ استان ایران، طی دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۵ استفاده کرده است. نتایج حاصل از برآورد الگوی اقتصادسنجی، تأثیر مثبت رشد اقتصادی، نیروی کار، هزینه حمل کالا، مخارج خانوار و هزینه تحرک سرمایه انسانی بر تجمیع فعالیت‌های صنعتی را نشان می‌دهد. وی همچنین به تأثیر مثبت تجمیع فعالیت‌های صنعتی و سطح دانش منطقه رسید و از طرفی بیان کرد که هزینه تحرک سرمایه انسانی و تولید سرانه سال ۱۳۷۹ بر رشد اقتصادی منطقه تأثیر منفی دارد.

فرهمند و همکاران (2017)، به تأثیر تخصص و تنوع فعالیت‌های اقتصادی شهری بر بهره‌وری نیروی کار در استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۷۹ با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی فضایی پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که تخصص و تنوع فعالیت‌های اقتصادی، و وقفه فضایی هر دو و نیز بودجه، ارتباط مثبت و معناداری با بهره‌وری نیروی کاردارند، اما رابطه سرمایه انسانی با بهره‌وری نیروی کار به‌صورت U معکوس هست و همچنین، ضرایب برآوردی وقفه فضایی و خطای فضایی مثبت و معنادارند که نشان‌دهنده وابستگی فضایی بهره‌وری نیروی کار در استان‌های کشور می‌باشند.

همان‌طور که دیده می‌شود گرچه در بعضی از مطالعات داخلی و خارجی انجام‌شده رابطه مثبت و معنی‌دار بین تنوع و رشد اشتغال و رابطه معکوس بین تخصص و رشد اشتغال دیده می‌شود ولیکن علیرغم نقش قابل‌توجه مخارج تحقیق و توسعه در رشد اقتصادی در هیچ‌کدام از مطالعات ذکرشده به تحلیل فضایی تأثیر تنوع و تخصص R&D بر رشد اشتغال در استان‌های کشور ایران

پرداخته نشده است که از این منظر مطالعه موردنظر دارای نوآوری است.

داده‌های تحقیق:

در این مطالعه از داده‌های، اشتغال، شاغلان کارگاه‌های صنعتی به تفکیک کد چهاررقمی طبقه‌بندی صنعتی (ISIC[1])، تعداد کل صنایع به تفکیک کد دورقمی طبقه‌بندی صنعتی (ISIC) و هزینه‌های تحقیق و توسعه به تفکیک استان استفاده‌شده است. به‌این‌ترتیب تعداد ۳۴۱ مشاهده با استفاده از اطلاعات ۳۱ استان ایران برای ۱۱ سال حاصل‌شده است. کلیه داده‌های موردنیاز در این مطالعه از مرکز آمار ایران اخذشده است. این داده‌ها به همراه داده‌های تراکم جمعیت، درآمد متوسط، میزان شهرنشینی و شاغلین بخش خدمات مجموعه داده‌های این مطالعه را کامل می‌کند.

اندازه‌گیری تنوع و تخصص R&D و مقایسه آن‌ها در ایران

تنوع اقتصادی در یک شهر تفاوت را در ساختار اقتصاد شهری نشان می‌دهد. یک شهر، 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 شهر نسبت یکسانی از بنگاه‌ها وجود دارد که هر یک فرآیند تولیدی از نوع m را استفاده می‌کنند (Duranton & Puga, 2001). معیارهای مختلفی برای اندازه‌گیری تنوع اقتصادی وجود دارد. بسیاری از مطالعات، تنوع را از طریق شاخص هرفیندال اندازه می‌گیرند. (هندرسون و همکاران، Henderson,1995 و پاسی و یوسای، Paci and Usai,2006) فرانکن و همکاران (Franken,2004) شاخص هرفیندال به دلیل این‌که این روش تنوع مرتبط[2] و غیر مرتبط[3] را نادیده می‌گیرد موردنقد قرارداد. تنوع مرتبط این مفهوم را می‌رساند که دو بخش متمایز، در برخی از ویژگی‌ها مانند ارتباطات عرضه، مشتریان یا خصوصیات تولید باهم مشترک‌اند. درحالی‌که تنوع غیر مرتبط وجود چنین مشابهت‌هایی را در برندارد. این تفاوت آن‌چنان‌که بیشاپ (Bishop,2008) اشاره می‌کند مهم است؛ زیرا ایجاد آثار

1. International Standard Industrial Classification (ISIC).
2. Related Diversity
3. Un related Diversity

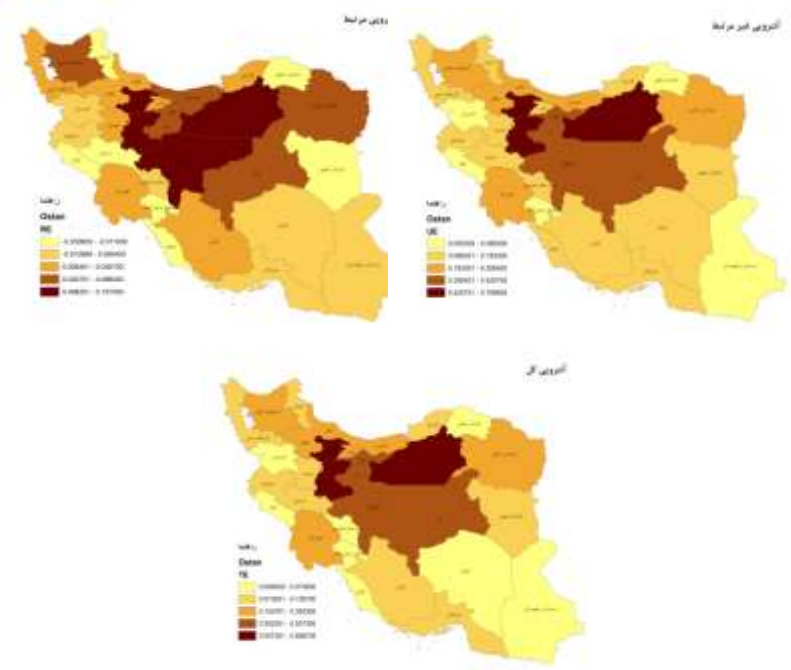
خارجی مثبت ممکن است از بخش‌های مرتبط بروز نموده و بر رشد اثر مثبت بگذارد. همچنین یک اقتصاد محلی که بسیاری از بخش‌ها را دربردارد از لحاظ تئوریک می‌تواند از یک شوک اقتصادی اثر منفی بگیرد؛ بنابراین در پژوهش حاضر به پیروی از اکانر و همکاران (Oconnor,2018) از سه معیار تنوع شامل تنوع کل[1] ۲، تنوع مرتبط و تنوع غیر مرتبط استفاده شده است و تنوع کل به‌وسیله آنتروپی کل[2] (TE) اندازه‌گیری می‌شود که به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$TE = \sum_{i=0}^{N} S_i \; Ln \left({}^{1}/_{S_i}\right) \qquad (۱)$$

به طوری که S_i سهم شاغلان کارگاه‌های صنعتی به تفکیک کدهای چهاررقمی به کل شاغلان منطقه است و N تعداد صنایع چهاررقمی موجود را نشان می‌دهد. این شاخص افزایش تنوع را به کاهش مقدار تخصص‌های قوی مرتبط می‌کند. آنتروپی غیر مرتبط (UE) همانند معادله (۱) اما با استفاده از داده‌های صنایع به تفکیک کدهای دورقمی محاسبه می‌شود. درحالی‌که آنتروپی مرتبط (RE)، اختلاف بین TE و UE می‌باشد.

نمودار ۱. جزئیاتی از میانگین شاخص تنوع را برای هر استان تا دوره ۹۴-۱۳۸۴ نشان می‌دهد به طوری که سایه‌های تیره بیانگر مناطقی با تنوع بالا و سایه‌های روشن مناطقی با تنوع پایین است. مقایسه آنتروپی کل نشان می‌دهد سه استان سمنان، مرکزی و قزوین متنوع‌ترین منطقه از نظر اشتغال بوده و استان‌های سیستان و بلوچستان، کهکیلویه و بویراحمد و ایلام از درجه پایین تنوع برخوردارند. بر اساس آنتروپی غیر مرتبط، استان کهکیلویه و بویراحمد، خراسان شمالی و سیستان و بلوچستان از درجه پایین تنوع برخوردارند. نقشه سوم آنتروپی مرتبط را بررسی می‌کند و نشان می‌دهد که استان‌های سمنان، قزوین و مرکزی از درجه بالای تنوع برخوردارند و استان‌های کهکیلویه و بویراحمد، خراسان شمالی و بوشهر از درجه پایین تنوع برخوردارند.

1. Total Diversity
2. Total Entropy



نمودار ۱- میانگین تنوع در دوره ۱۳۹۴-۱۳۸۴ به تفکیک استان

جدول ۱- استان‌های با بیش‌ترین و کم‌ترین درجه تنوع کل در ایران، ۱۳۸۴-۱۳۹۴

TE	استان‌های با درجه تنوع کل کمتر	TE	استان‌های با درجه تنوع کل بیشتر
.038	ایلام	.871	سمنان
.040	کهکیلویه و بویراحمد	.828	مرکزی
.052	سیستان و بلوچستان	.810	قزوین

مأخذ: یافته‌های پژوهش

تخصص R&D به میزان هزینه تحقیق و توسعه در فعالیت‌های مربوط به یک صنعت خاص در منطقه بستگی دارد. معیارهای مختلفی برای اندازه‌گیری تخصص وجود دارد که می‌توان به معیار نسبت مکانی و تعداد کارخانه‌های هر صنعت در هر منطقه و ... اشاره کرد. در مطالعه حاضر به پیروی از چن و همکاران (Chen,2015) جهت اندازه‌گیری درجه تخصص R&D، از ضریب

جینی[1] بر اساس رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$GINI_K = 1 - \sum_{k=0}^{n-1}(Y_{k+1} - Y_k)(X_{k+1} - X_k) \qquad k = 1, \dots, n$$

$$X_k = (\sum_{k=0}^{k=k} P_k / \sum_{k=0}^{k=n} P_k)$$

به‌طوری‌که n تعداد بنگاه‌های صنعتی به تفکیک کدهای دورقمی آیسیک، Y_k نسبت تجمعی از صنعت k، X_k سهم هزینه تجمعی تحقیق و توسعه برای آن صنعت و P_k، مقدار هزینه تحقیق و توسعه برای آن صنعت می‌باشد. همه شاخص‌های بالا در دامنه صفر و یک قرار دارند به‌طوری‌که ارزش بزرگ‌تر نشان‌دهنده درجه بالایی از تخصص R&D می‌باشد.

در جدول ۲ سه استانی که در دوره ۹۴-۱۳۸۴ به‌طور میانگین، بیش‌ترین و کمترین میزان تخصص را داشته‌اند نشان داده‌شده است.

جدول ۲- استان‌های با میانگین بیش‌ترین و کم‌ترین درجه تخصص در ایران، ۹۴-۱۳۸۴

GINI	استان‌های با درجه تخصص کمتر	GINI	استان‌های با درجه تخصص بیشتر
.760	سیستان و بلوچستان	.967	گلستان
.803	ایلام	.963	گیلان
.829	خراسان جنوبی	.962	مازندران

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مدل‌سازی رشد اشتغال

اساس مدل تجربی این مطالعه مبتنی بر گلاسر و همکاران (Glaeser and et al,1992) است که توسط بیشاپ (۲۰۰۸) بسط داده‌شده است. در این چارچوب یک تابع تولید ساده با یک عامل "نیروی کار" وجود دارد. به دلیل عدم دسترسی دقیق به اطلاعات موجودی سرمایه استان‌ها از عامل سرمایه صرف‌نظر شده است. فرض می‌شود که تابع تولید بنگاه به‌صورت $A_t f(L_t)$ است که A_t نشان‌دهنده تکنولوژی در زمان t و L_t نهاده نیروی کار است.

بر اساس حداکثر کردن سود:

$$A_t f'(L_t) = W_t \qquad (۲)$$

1. Gini index

دستمزد نیروی کار می‌باشد. W_t به‌طوری‌که

بر اساس نرخ‌های رشد خواهیم داشت:

$$\log\left(A_{t+1}/A_t\right) = \log\left(W_{t+1}/W_t\right) - \log\left(f'(L_{t+1})/f'(L_t)\right) \quad (۳)$$

فرض می‌شود که رشد تکنولوژی می‌تواند به اجزای ملی و منطقه‌ای تفکیک شود. جزء ملی بین همه مناطق یک‌سان است اما جزء منطقه‌ای به آثار خارجی منطقه‌ای متفاوت مرتبط می‌شود.

با فرض تابع تولید به‌صورت: $f(L)L^{1-\alpha}(0<\alpha<1)$ و با درنظرگرفتن $A_{national}$ به‌عنوان جزئی ملی تکنولوژی در زمان t و g(0) به‌عنوان جزئی منطقه‌ای تکنولوژی خواهیم داشت:

$$\alpha\log(\frac{L_{t+1}}{L_t}) = -\log(\frac{W_{t+1}}{W_t}) + \log(\frac{A_{national,t+1}}{A_{national,t}}) + \text{g(externalities, other local effects)} \quad (۴)$$

معادله (۴) نشان می‌دهد که رشد اشتغال محلی می‌تواند توسط g (اثرات خارجی و سایر اثرات منطقه‌ای) و رشد دستمزد توضیح داده شود. در این پژوهش بر اساس مطالعه اکانر و همکاران (۲۰۱۸) مدل رشد اشتغال برای گنجاندن اثر سرریز فضایی و اثرات متقابل فضایی منطقه‌ای تعمیم‌یافته است. برای سادگی، معادله (۴) را در فرم ماتریسی بازنویسی می‌کنیم.

$$empg_{it} = rc_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (۵)$$

به‌طوری‌که rc گروهی از متغیرهای مختلف است که می‌توانند در رشد اشتغال منطقه‌ای تأثیر بگذارند. معادله (۵) نقطه آغاز برای توسعه مدل فضایی است.

i شاخص برای اندازه‌گیری مقطعی (واحد فضایی) با i=1,...,N، t شاخص برای اندازه‌گیری زمان با t=1,...,T و empg معیاری از رشد اشتغال در منطقه i و در زمان t است.

rc_{it}، بردار (1*k) از مشخصه‌های منطقه‌ای متغیر مستقل

β، یک بردار مقادیر ثابت از پارامترهای ناشناخته است.

ε_{it}، جمله خطای که به‌صورت نرمال مستقل و یکسان با میانگین صفر و واریانس σ^2 توزیع‌شده است رابطه (۵) اثرات فضایی ممکن در تحلیل تأثیر تنوع و سایر عوامل رشد اشتغال مناطق را نادیده می‌گیرد.

با توجه به این‌که در این مطالعه "اشتغال" به عنوان واحد فضایی انتخاب‌شده است انتظار می‌رود سرریزهایی از مناطق همسایه وجود داشته باشد و به همین جهت از یک مدل دوربین فضایی (SDM) که از فرم زیر تبعیت می‌کند، استفاده می‌شود:

$$empg_{it} = \rho wempg_{jt} + rc_{it}\beta_1 + wrc_{jt}\beta_2 + \varepsilon_{it} \qquad (۶)$$

در ادبیات اقتصادسنجی فضایی معادله (۶) به‌عنوان یک SDM غیرشرطی است که مقادیر با وقفه فضایی متغیرهای مستقل و وابسته را شامل می‌شود. این رابطه نشان می‌دهد که برخلاف مدل‌های پنل غیر فضایی، ارتباط بین تنوع، رشد اشتغال و سایر عوامل منطقه‌ای نه‌تنها تابعی از متغیرهای توضیحی در منطقه i است بلکه همچنین تابعی از رشد اشتغال و متغیرهای توضیحی مناطق همسایگی است. SDM اجازه می‌دهد مقادیر مشاهده‌شده از رشد اشتغال مناطق همسایگی (wempg) همراه با سایر خصوصیات سایر مناطق همسایگی (wrc) بر نرخ رشد اشتغال یک منطقه تأثیر بگذارند. ضریب ρ تأثیر رشد اشتغال در مناطق همسایگی روی رشد اشتغال یک منطقه خاص یا به‌عبارت‌دیگر متغیر وابسته با تأخیر فضایی را نشان می‌دهد. w نشان می‌دهد ماتریس وزنی فضایی با ابعاد N*N است. درایه‌های ماتریس وزنی فضایی، درصورتی‌که دو منطقه مرز مشترک داشته باشند مقدار ۱ و در غیر این صورت مقدار صفر را به خود اختصاص می‌دهند. قطر ماتریس ضرایب (که نشان‌دهنده نزدیکی یک منطقه به خودش است) مقدار صفر را می‌گیرد. درحالی‌که مدل ارائه‌شده در معادله (۶) یک مدل دوربین فضایی است اما هیچ پیش فرضی درباره مزیت این مدل نداریم؛ بنابراین محدودیت‌هایی را برای انتخاب مدل مناسب از بین مدل‌های SDM,SAR,SEM بر اساس لی ساژ و پاک (Lesaje, Pace,2009) و الهورست (Elhorst,2009) اعمال می‌کنیم.

محاسبه اثرات مستقیم و غیرمستقیم متغیرها بر رشد اشتغال امکان تحلیل دقیق‌تری را فراهم می‌کند. این اثرات از طریق مشتق جزئی empg نسبت به متغیرهای توضیحی منطقه‌ای حاصل می‌شود. ماتریس مشتقات جزئی از empg نسبت به متغیر توضیحی مناطق مختلف rc برای i=1,...,N به شرح زیر است:

$$\begin{bmatrix} \beta_1 & w_{12}\beta_2 \cdots & w_{1n} \\ w_{21}\beta_2 & \beta_1 \ \ldots & w_{2n} \\ w_{n1}\beta_2 & w_{n2}\beta_2 \ \ldots & \beta_{31} \end{bmatrix} \left[\frac{\partial empg}{\partial rc_1} \ldots \frac{\partial empg}{\partial rc_N} \right] = (I - \rho w)^{-1}$$

به‌طوری‌که w_{ij} درایه (i,j) از ماتریس وزنی W است.

همان‌طور که توسط لی ساژ و پاک (۲۰۰۹) اشاره شده اثر مستقیم با میانگین عناصر قطر اصلی اندازه‌گیری می‌شود و اثر غیرمستقیم یا اثر سرریز فضایی به‌وسیله میانگین جمع سطری عناصر غیر قطری اندازه‌گیری می‌شود.

یافته‌های تحقیق

در مدل ارائه‌شده در مطالعه حاضر با این پیش‌فرض که شوک‌های وارده بر تمام استان‌ها اثر یکسانی دارند مدل فضایی SDM و SAR بررسی (سیف و حمیدی رزی، ۱۳۹۶) و برای انتخاب بهترین مدل بین SDM و SAR از آزمون والد استفاده‌شده است که با توجه به آماره آزمون (chi2=112.17, Prob.=0.000) فرضیه H_1 مبنی بر برتری مدل SDM نسبت به مدل SAR پذیرفته می‌شود.

قبل از برآورد مدل به‌صورت فضایی، آزمون هاسمن جهت انتخاب مدل اثرات تصادفی و اثرات ثابت انجام‌شده که نتایج این آزمون

(chi2(17)=9.77, Prob.=0.9131) پذیرش فرضیه H_0 را تأیید نموده، درنتیجه مدل با اثرات تصادفی برآورد و نتایج آن در جدول ۳ ارائه می‌شود.

بررسی یافته‌های تحقیق در جدول ۳ نشان می‌دهد که سهم شاغلین بخش خدمات (se)، تخصص R&D (s)، درآمد متوسط (i)، تنوع مرتبط (re) و تنوع غیر مرتبط (ue) تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اشتغال دارد. ضریب به‌دست‌آمده برای توان دوم تخصص (ss) منفی و معنادار است که نشان می‌دهد رابطه بین تخصص اقتصادی و رشد اشتغال به‌صورت U معکوس می‌باشد. همچنین یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که تراکم جمعیت (cp) و میزان شهرنشینی (u) در این مطالعه تأثیر معناداری بر رشد اشتغال ندارد.

جهت تحلیل دقیق‌تر اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل نیز در جدول ۳ ارائه‌شده است. اثر مستقیم تأثیر یک متغیر توضیحی خاص در منطقه i را روی متغیر وابسته در منطقه i اندازه‌گیری می‌کند. بررسی یافته‌های پژوهش درزمینه آثار مستقیم در جدول ۳ نشان می‌دهد که سهم شاغلین بخش خدمات (se)، تخصص (s)، تراکم جمعیت (cp) و تنوع غیر مرتبط (ue) تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اشتغال دارد؛ اما درآمد متوسط (i)، میزان شهرنشینی (u) و تنوع مرتبط (re) تأثیر

معناداری بر رشد اشتغال ندارد.

جدول ۳- نتایج برآورد اثرات تصادفی فضایی SDM

متغیرها	ضرایب برآوردی	اثرات مستقیم	اثرات غیرمستقیم	اثرات کل
Se	0/072241 (0/000)[1]	0/0656348 (0/000)	-0/0185246 (0/332)	0/0471102 (0/031)
I	0/001489 (0/005)	0/0006693 (0/275)	-0/0031737 (0/016)	-0/0025043 (0/059)
S	2/730136 (0/000)	1/913453 (0/027)	-2/219845 (0/594)	-0/3063919 (0/948)
Ss	-1/779766 (0/000)	-1/216486 (0/055)	1/750773 (0/539)	0/5342869 (0/869)
Cp	0/0008242 (0/074)	0/0018945 (0/022)	0/0044254 (0/272)	0/0063199 (0/152)
U	-0/0017879 (0/263)	0/0041415 (0/186)	0/0413635 (0/023)	0/0455051 (0/026)
Ue	1/047751 (0/000)	3/826548 (0/000)	1/46458 (0/421)	5/291128 (0/011)
Re	0/7295003 (0/045)	0/257388 (0/567)	-2/894039 (0/002)	-2/636651 (0/010)
w*se	-0/0322283 (0/000)			
w*i	-0/0014365 (0/027)			
w*s	-0/2231892 (0/889)			
w*ss	0/8760202 (0/428)			
w*cp	-0/0019838 (0/063)			
w*u	-0/0056924 (0/162)			
w*ue	0/0448905 (0/920)			
w*re	-2/34029 (0/000)			
rho	0/1652477			

منبع: یافته‌های پژوهش

۱. اعداد داخل پرانتز احتمال را نشان می‌دهند.

اثـر غیرمسـتقیم، تـأثیر تغییـرات در متغیرهـا در منطقـه j را روی متغیـر وابسـته در منطقـه i را اندازه‌گیری می‌کند به‌طوری‌که i≠j.

بررسـی یافتـه‌هـای پـژوهش درزمینـه آثـار غیرمسـتقیم در جـدول ۳ نشـان مـی‌دهـد کـه میـزان شهرنشـینی (u)، درآمـد متوسـط (i) و تنـوع مـرتبط (re) تـأثیر معنـاداری بـر رشـد اشـتغال دارنـد درحالی‌که سهم شاغلین بخش خدمات (se)، تخصص (s)، تراکم جمعیت (cp) و تنوع غیر مـرتبط (ue) تأثیر معناداری بر رشد اشتغال ندارند.

اثر کل، مجموع اثر مستقیم و غیرمستقیم تغییر متغیرها بر متغیر وابسته در منطقه i اسـت. بررسـی یافته‌های پژوهش بر اساس اثرات کل در جدول ۳ نشان می‌دهد که سـهم شـاغلین بخـش خـدمات (se)، میزان شهرنشینی (u)، تنوع مرتبط (re) و تنوع غیر مرتبط (ue) تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اشـتغال دارنـد درحـالی‌کـه درآمـد متوسـط (i)، تخصـص (s)، تـوان دوم تخصـص (ss) و تـراکم جمعیت (cp) تأثیر معناداری بر رشد اشتغال ندارند.

نتیجه‌گیری

در این مطالعه به تحلیل فضایی تأثیر تنوع و تخصص R&D بـر رشـد اشـتغال اسـتانی در کشـور ایران در دوره ۱۳۹۴-۱۳۸۴ پرداخته‌شده است. مقایسه شاخص تخصص و تنوع نشان مـی‌دهـد کـه استان‌های سیستان و بلوچستان، ایلام و خراسان جنوبی به ترتیب کمترین درجه تخصـص را در بـین استان‌ها دارا بوده درحالی‌که استان‌های گلستان، گیلان و مازندران به ترتیب دارای بیش‌ترین درجه تخصص در بین استان‌ها می‌باشند. از منظر تنوع اقتصادی اسـتان‌هـای سـمنان، مرکـزی و قـزوین بـه ترتیب متنوع‌ترین استان‌های ایران و استان‌های ایلام، کهکیلویه و بویراحمد و سیسـتان و بلوچسـتان به ترتیب از درجه تنوع کمتری برخوردارند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که سهم شـاغلان بخـش خدمات، تخصص و تنوع مرتبط و غیر مرتبط بر رشد اشتغال مثبت و معنی‌دار اسـت. بـه‌طـوری‌کـه تأثیر تخصص از تنوع بیش‌تر است همچنین تأثیر تنوع غیر مرتبط نیز نسبت به تنوع مـرتبط بـیش‌تـر است. در حقیقت یافته‌های حاصل از ایـن مطالعـه فرضـیه جکـوبز را بـرای اسـتان‌هـای ایـران تأییـد می‌کند. همچنین رابطه بین تخصص اقتصادی و رشد اشتغال به‌صورت U معکوس است، کـه نشـان می‌دهد بـا افـزایش تخصـص R&D رشـد اشـتغال اسـتانی افـزایش‌یافتـه ولـیکن در سـطوح بـالاتر،

تخصص به کاهش رشد اشتغال می‌انجامد؛ بنابراین پس از افزایش تخصص R&D، بهره‌وری افزایش‌یافته و بنابراین جایگزین رشد اشتغال می‌شود. به‌این‌ترتیب فرضیه مارشال در محدوده‌ای از تخصص تأیید می‌شود.

محاسبه اثرات مستقیم و غیرمستقیم نشان می‌دهد که افزایش تخصص R&D در یک منطقه بر رشد اشتغال همان منطقه تأثیر دارد ولیکن اثر معنی‌داری بر رشد اشتغال مناطق هم‌جوار ایجاد نمی‌کند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که افزایش شاخص تنوع غیر مرتبط در هر منطقه منجر به رشد اشتغال همان منطقه می‌شود ولیکن افزایش شاخص تنوع مرتبط در مناطق همسایگی به کاهش رشد اشتغال منطقه میزبان می‌انجامد. تراکم جمعیت به‌صورت مستقیم و غیرمستقیم رشد اشتغال مناطق را افزایش می‌دهد. افزایش درآمد متوسط در مناطق مجاور، رشد اشتغال منطقه میزبان را کاهش می‌دهد و گسترش شهرنشینی در مناطق هم‌جوار منجر به رشد اشتغال منطقه میزبان می‌شود.

افزایش درآمد متوسط مناطق مجاور میزان رشد اشتغال منطقه میزبان را کاهش می‌دهد و مجاورت با شهرهای بزرگ منجر به رشد اشتغال منطقه میزبان می‌شود؛ بنابراین تأثیر محدود آنتروپی مرتبط روی رشد اشتغال استانی، شواهدی از مکانیسم‌های سرایت بین مناطق از لحاظ اشتغال را نشان می‌دهد. نتایج غیرمستقیم نشان می‌دهد که سرریز فضایی معنی‌داری وجود دارد و شواهد ناشی از برآورد اثر مستقیم نشان می‌دهد که جغرافیا برحسب مناطق همسایگی اهمیت دارد؛ بنابراین در تدوین برنامه‌ها و سیاست‌های افزایش اشتغال، نه‌تنها لازم است به پتانسیل‌های منطقه توجه نمود بلکه باید تأثیرپذیری مناطق مجاور از یکدیگر هم مدنظر قرار گیرد. در این راستا پیشنهاد می‌شود در استان‌هایی که از نرخ اشتغال پایین‌تری برخوردارند، صنایع با تنوع بیشتر مستقر گردد؛ بنابراین ایجاد خوشه‌های صنعتی به عنوان نسخه واحد برای همه استان‌ها از دیدگاه اشتغال، سیاست مناسبی نیست.

همچنین افزایش شاخص تخصص از طریق افزایش مخارج تحقیق و توسعه در مناطقی که دارای نرخ بیکاری بالایی می‌باشند می‌تواند اشتغال را افزایش دهد. از این منظر سیاست اعطای اعتبار مالیاتی خاص و افزایشی به بنگاه‌ها در ازای تحقیق و توسعه بیشتر می‌تواند در افزایش نرخ اشتغال استان‌ها راهگشا باشد.

References

[1] Arrow, KJ. (1962). The economic implications of learning by doing, The review of economic studies. 29.

[2] Attaran, M., Zwick, A. (1987). The effect of industrial diversification on employment and income: a case study, Q. Rev. Econ. Bus. 27(4): 38-54

[3] Bishop, P. (2008). Diversity and employment growth in sub-regions of Great Britain. Appl.

[4] Econ. Lett. 15. 1105–1109.

[5] Chen, J.-R., Chu, Y.-P., Ou, Y.-P., &Yang, C.-H. (2015). R&D Specialization and Manufacturing Productivity Growth: A Cross-country Study, Japan and the World Economy, Elsevier, vol. 34: 33-43.

[6] Dehghanshabani, Z. (2012). Effects of Industrial Agglomeration on Regional Economic Growth in Iran. Journal of Economic Modeling Research. 2(8). (in Persian)

[7] Dehghan shabani, Z., Javaherei Sadraei, A., & Shahryari fahliyani, M. (2016). The Effect of Spatial Agglomeration of Industrial Activities on Total Factor Productivity in Chemical and Machinery Industries. Urban Economics. 2(1). (in Persian)

[8] Douth, W. (2010). Agglomeration and regional employment growth, IAB Discussion paper.

[9] Duranton,G. and Puga,D. (2001). Nursery Cities: Urban diversity, process innovation and the life-cycle of products .American Economic Review.

[10] Elhorst, J.P. (2009). Spatial panel data models. In: Fischer, M.M., Getis, A. (Eds): Handbook of Applied Spatial Analysis. Springer. Berlin.

[11] Farahmand, SH., & Abootalebi, M. (2012). The Impact of Diversification and Specialization on Employment Growth in Iranian Provinces. Journal of Economic Research. 47(3). (in Persian)

[12] Farahmand, SH., Akbari, N., & Rameshkhar, M. (2017). The Impact of Specialization and Diversification in Urban Economic Activities on Labor Productivity in the Provinces of Iran (2000-2013). Journal of Economic Research. 53(3). (in Persian)

[13] Feldeman, M., Audretsch, D. (1999). Innovation in cities: science-based diversity, specialization and localized competition. Eur. Econ. Rev. 43 (2): 409–429.

[14] Frenken, K., Van Oort, F.G., Verburg, T., Boschma, R.A. (2004). Variety and Regional

[15] Economic Growth in the Netherlands. Final report to Ministry of Economic

Affairs,
[16] Ministry of Economic Affairs report series, The Netherlands.
[17] Glaeser, E., Kallal, H., Sheinkeman, J., Schleifer, A. (1992). Growth in cities. J. Polit.
[18] Econ. 100: 1126–1152.
[19] Henderson, V. (1997). Externalities and Industrial Development. Journal of Urban Economics, 42(3): 449-470.
[20] Henderson, J.V., Kuncoro, A., Turner, M.(1995). Industrial development in cities. J. Polit.Econ. 103 (5): 1067–1090.
[21] Jacobs, J. (1960). The Economy of Cities. New York: Vintage.
[22] Jeffrey, D.M., Anna, L.J. (2017). To Specialize or Diversity: Agricultural Diversity and Poverty Dynamics in Ethiopia, world Development: 214-226.
[23] Jongkuk, L., Young Bong,Ch. (2014). Interplay between internal investment and alliance specialization in R&D and marketing, Industrial Marketing Management (2014),1-13.
[24] Jong-Rong, Ch., Yun-Peng, Ch., Yi-Pey,O., Chih-H, Y. (2015). R&D specialization and manufacturing productivity growth: A cross-country study, Japan and the World Economy 34-35(2015): 33-34.
[25] Krugman, P. (1991). Geography and Trade. Boston, MA: MIT Press.
[26] Lesage, J., Pace, R.K.(2009). Introduction to Spatial Econometrics. CRC Press. Taylor and Francis Group. Boca Raton. FL. USA.
[27] Marshall, A. (1920). Principles of economics, London: McMillan, eighth edition reprinted 1962.
[28] Matthias, M. (2019). On the Cyclicality of R&D activities, Journal of Macroeconomics (2019): 38-58.
[29] O'connor, S., Doyle, E., Doran, J. (2018). Diversity, employment growth and spatial spillovers amongst Irish regions, Regional science and Urban Economics. 68: 260-267.
[30] O'Sullivan, A. (2003). Urban Economics, Translation: ghaderi, J., & Ghaderi, A. Tehran: Noore-E-Elm. (in Persian)
[31] Paci, R., Usai, S.(2006). Agglomeration economies and growth – the case of Italian local labour systems, 1991–2, Working Paper CRE.No. 200612, Centre for North South Economic Research, University of Cagliari and Sassari, Sardinia.

[32] Pede, V.O.(2013). Diversity and regional economic growth: evidence from US counties. J. Econ. Dev. 38 (3): 111–127
[33] Porter, M. (1998). Clusters and competition: new agendas for companies, governments, and institutions. Harvard Business School Press.
[34] Romer, P.M. (1986). Increasing returns and long run growth, Journal of Political Economy, 94.
[35] Vor, F. and Groot, H. (2008). Agglomeration Externalities and Localized Employment Growth, Tinbergen Institute Discussion paper, 033 (3).