

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

احمد وندکی^۱

دانشآموخته کارشناسی ارشد علوم اقتصادی،
دانشگاه سیستان و بلوچستان

مروضیه اسفندیاری^۲

استادیار و عضو هیئت‌علمی گروه اقتصاد،
دانشگاه سیستان و بلوچستان

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۱/۱۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۷/۲۳

چکیده

بنا به آمار نرخ اشتغال استان‌ها، پراکندگی منطقه‌ای قابل توجهی بین مناطق مختلف وجود دارد. با وجود این که امروزه رشد اشتغال مناطق، از جنبه‌های مختلف بیش از گذشته مورد توجه محققان و سیاست‌گذاران قرار گرفته است، تحقیقات تجربی اندکی در زمینه ارتباط بین تنوع و تخصص R&D و رشد اشتغال مناطق انجام شده است. از این‌رو 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 تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اشتغال دارد؛ به‌طوری که 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 به صورت U ممکن است، که نشان می‌دهد با افزایش تخصص R&D رشد

* مقاله پژوهشی

1. ahmadvandaki@gmail.com

2. m.esfandiari@eco.usb.ac.ir

DOI: 10.22067/erd.2020.39550

اشغال استانی افزایش یافته ولیکن در سطوح بالاتر، تخصص به کاهش رشد اشتغال می‌انجامد؛ به طوری که بهره‌وری افزایش یافته و جایگزین رشد اشتغال می‌شود. به این ترتیب 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 بر اثر 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؛ درحالی که تنوع بیشتر در درون یک منطقه، نوآوری‌های فنی و اثرات سرسز را بهبود می‌بخشد. فرضیه جکوبز از لحاظ تجربی در مطالعات بسیاری نظری Attaran and Zwick (1999), Feldeman and Audreitsch (1999), آتاران و زوییک (Attaran and Bishop, 2008) و پدی (Bishop, 2008) 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 درنظر گرفتن وابستگی فضایی مورد توجه قرار گرفته‌اند. مطالعات اخیر پیرامون مدل‌های رشد اشتغال بر ارتباط متقابل مناطق، جهت منظور کردن آثار خارجی شوک‌های مثبت و منفی در نواحی همسایگی تأکید دارند. (Oconner et al., 2018)

کروگمن (Krugman, 1991) در کتاب خود تجمعی^۱ را به عنوان یکی از ویژگی‌های قابل توجه

1. Agglomeration

در جغرافیای اقتصادی مطرح می‌کند دات (Douth,2001) و آن را "خوشبندی فعالیت‌های اقتصادی و پایدار با نوعی منطق مدور" می‌داند. به گفته پورتر (Porter,1998) تجمعی صنعتی به خوش 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 تجمعی شناخته می‌شوند(Dehghan shabani et al., 2016).

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

صرفه‌های ناشی از تجمعی محلی، صرفه‌ایی هستند که به گروه بنگاه‌هایی که در صنایع مشابه و در یک مکان جغرافیایی مستقر شده‌اند تعلق می‌گیرد در حالی که صرفه‌های ناشی از تجمعی شهری، صرفه‌ایی هستند که به بنگاه‌هایی تعلق می‌گیرد که در بخش‌های متفاوت اقتصادی فعالیت می‌کنند (Jacobs., 1960).

فرضیه صرفه‌های ناشی از تجمعی محلی یا همان صرفه‌های بیرونی تخصص اقتصادی ابتدا توسط مارشال (Marshall,1920) مطرح شده و بعداز آن 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 محرك نوآوری‌های تکنولوژیکی هستند و بنابراین منجر به رشد اقتصادی می‌شوند (Farahmand., & Abootalebi., 2012). هر چه میزان صرفه‌های محلی قوی‌تر باشد، انگیزه بالاتری برای تشکیل خوش‌های صنعتی ایجاد می‌شود (Farahmand et al.,2017)

عوامل مختلفی باعث اختلاف در نرخ‌های رشد مناطق می‌شود که عبارت‌اند از: ساختار صنعتی (از نظر تنوع^۱ و تخصص^۲) 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 هزینه‌های 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 ۱۳۹۴ تا ۱۳۸۴ 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 استفاده شده 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 به کاررفته معرفی و در قسمت ۴ تنوع و تخصص R&D استان‌های ایران بررسی می‌شود. در قسمت ۵ مدل‌سازی رشد اشتغال موربدبخت قرار می‌گیرد. در قسمت ۶ به ارائه نتایج به دست آمده 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 موردن توجه قرار گرفته است به طوری که تعداد زیادی از مطالعات تجربی مانند فلدمان و آدرخ (Feldeman, 1999 and Audretsch, 2008)، پدی (Pede, 2013) و بیشап (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^۱ که به عنوان راهکاری برای منطقه‌گرایی اقتصادها شناخته می‌شود، تخصص منطقه‌ای را عامل رشد اقتصادی می‌دانند. به طوری که تخصص، نوآوری را تسريع می‌کند و باعث

1. Marshall-Arrow-Romer

رونق منطقه‌ای می‌شود زیرا بنگاه‌ها نه تنها 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 توزیع شده باشد، گفته می‌شود در حالی که تخصص، به میزان تمکن فعالیت‌های مربوط به یک صنعت خاص در منطقه بستگی دارد (Dehghan shabani et al., 2016).

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

وروگروت (Marshall-Arrow-Romer, 2008)، به بررسی رابطه آماری بین اثرات خارجی تجمعی (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 خود چارچوبی را ارائه می‌کنند که برای تجزیه و تحلیل رشد واحد جغرافیایی نیاز به اطلاعات کمی دارد و از طرفی دیگر اشتغال یک شاخص حیاتی در مکان‌های صنعتی است و از رشد اشتغال به عنوان 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 تجمعی و رشد اشتغال در آلمان غربی با استفاده از یک شاخص محلی سازی و یک شاخص خوشبای می‌پردازد. او در این پژوهش از تلفیق داده‌های مقطعي 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 تجمعی‌های 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 تجزیه و تحلیل 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 متوجه 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، مورد بررسی قراردادند که تخصص R&D نشان‌دهنده توزیع سهم تحقیق و توسعه صنایع در زیرمجموعه بخش تولید است و می‌تواند به عنوان یکی از شاخص‌های فناوری موردنظر 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 اانا (Jeffrey and Anna, 2017)، به تخصص و تنوع: تنوع کشاورزی و فقر پویا در آسیوپی 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 آسیوپی، 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 یک راه مناسب برای مقابله با ضرورت‌های فقر است.

ماتیاس (Matthias, 2019)، به چرخه فعالیت‌های تحقیق و توسعه با استفاده از یک مدل RBC در ایالات متحده پرداخت و با استفاده از تجزیه و تحلیل یافته‌ها به این نتیجه رسید که مشخصه دانش که عموماً در ادبیات رشد استفاده می‌شود، برای ویژگی‌های مهم چرخه کسب و کار، به ویژه 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 ۱۳۷۵-۱۳۸۵ پرداختند. آن‌ها ابتدا تنوع و تخصص اقتصادی در استان‌های ایران را اندازه‌گیری کردند و سپس با استفاده از مدل اقتصادسنجی اثرات هر یک از متغیرها بر رشد اشتغال در استان‌های ایران را برآورد کردند. 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 (Dehghanhabani, 2012)، به تحلیل تأثیر تجمعی 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 دو مرحله‌ای 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 تجمعی فعالیت‌های صنعتی را نشان می‌دهد. وی همچنین به تأثیر مثبت تجمعی 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 ۱۳۷۹-۱۳۹۵ 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 به صورت U معکوس هست و همچنین، ضرایب برآورده وقفه فضایی و خطای فضایی مثبت و معنادارند که نشان‌دهنده وابستگی فضایی بهره‌وری نیروی کار در استان‌های کشور می‌باشدند.

همان‌طور که دیده می‌شود گرچه در بعضی از مطالعات داخلی و خارجی انجام شده رابطه مثبت و معنی‌دار بین تنوع و رشد اشتغال و رابطه معکوس بین تخصص و رشد اشتغال دیده می‌شود ولیکن علیرغم نقش قابل توجه مخارج تحقیق و توسعه در رشد اقتصادی در هیچ‌کدام از مطالعات ذکر شده 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 چهار رقمی طبقه‌بندی صنعتی (ISIC¹) و هزینه‌های تحقیق و توسعه به تفکیک استان استفاده شده است. به این ترتیب تعداد ۳۴۱ مشاهده با استفاده از اطلاعات ۳۱ استان ایران برای ۱۱ سال حاصل شده است. کلیه داده‌های موردنیاز در این مطالعه از مرکز آمار ایران اخذ شده 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 می‌کند (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، ۱۹۹۵) و پاسی و یوسای، Paci, 2006 (and Usai, 2004) فرانکن و همکاران (Franken, 2004) شاخص هرفیندال به دلیل این که این روش تنوع مرتبط² و غیر مرتبط³ را نادیده می‌گیرد مورد نقد قرارداد. تنوع مرتبط این مفهوم را می‌رساند که دو بخش متمایز، در برخی از ویژگی‌ها مانند ارتباطات عرضه، مشتریان یا خصوصیات تولید باهم مشترک‌اند. در حالی که تنوع غیر مرتبط وجود چنین مشابهت‌هایی را در برندارد. این تفاوت آنچنان که بیشتر (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^۱، تنوع مرتبط و تنوع غیر مرتبط استفاده شده است و تنوع کل به وسیله آنتروپی کل^۲ (TE) اندازه‌گیری می‌شود که به صورت زیر تعریف می‌شود:

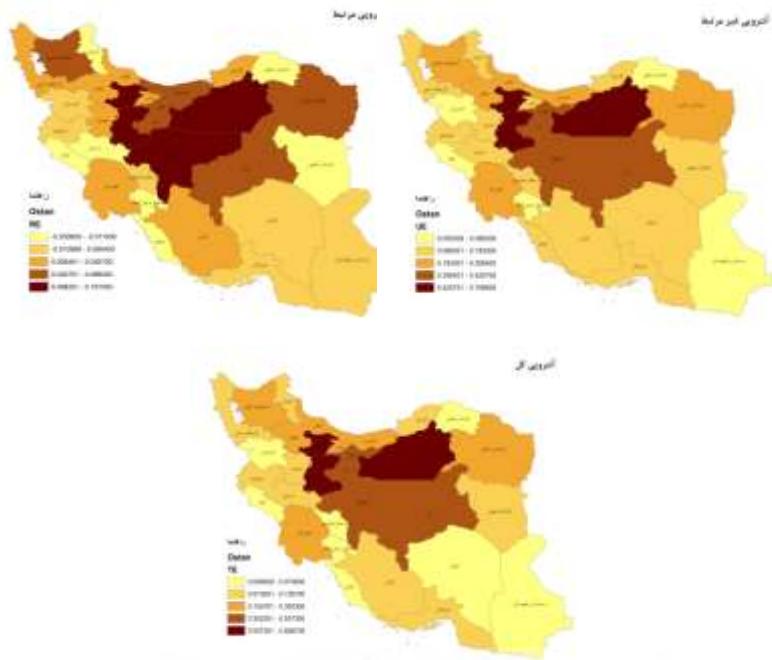
$$TE = \sum_{i=0}^N S_i \ln \left(\frac{1}{S_i} \right) \quad (1)$$

به طوری که S_i سهم شاغلان کارگاه‌های صنعتی به تفکیک کدهای چهار رقمی به کل شاغلان منطقه است و N تعداد صنایع چهار رقمی 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. در حالی که 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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

-
1. Total Diversity
2. Total Entropy



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

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

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

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^۱ بر اساس رابطه زیر استفاده می‌شود:

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

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

به طوری که 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 به طوری که ارزش بزرگ‌تر نشان‌دهنده درجه بالایی از تخصص R&D می‌باشد.

در جدول ۲ سه استانی که در دوره ۹۴-۱۳۸۴ به طور میانگین، بیشترین و کمترین میزان تخصص را داشته‌اند نشان داده شده است.

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

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

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 داده شده است. در این چارچوب یکتابع تولید ساده با یک عامل "نیروی کار" وجود دارد. به دلیل عدم دسترسی دقیق به اطلاعات موجودی سرمایه استان‌ها از عامل سرمایه صرف نظر شده است. فرض می‌شود که تابع تولید بنگاه به صورت $(L_t)^f A_t$ است که نشان‌دهنده تکنولوژی در زمان t و آنها دنیروی کار است. بر اساس حداکثر کردن سود:

$$A_t f'(L_t) = W_t \quad (2)$$

1. Gini index

دستمزد نیروی کار می‌باشد. W_t به طوری که

بر اساس نرخ‌های رشد خواهیم داشت:

$$\log\left(\frac{A_{t+1}}{A_t}\right) = \log\left(\frac{W_{t+1}}{W_t}\right) - \log\left(\frac{f'(L_{t+1})}{f'(L_t)}\right) \quad (3)$$

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

با فرض تابع تولید به صورت: $f(L) = L^{10\delta}(0 ? \delta ? 1)$ و با درنظر گرفتن $A_{national}$ به عنوان جزئی ملی تکنولوژی در زمان t و $(0 ? g)$ به عنوان جزئی منطقه‌ای تکنولوژی خواهیم داشت:

$$\delta \log\left(\frac{L_{t+1}}{L_t}\right) \equiv 0 \log\left(\frac{W_{t+1}}{W_t}\right) + \log\left(\frac{A_{national,t+1}}{A_{national,t}}\right) + g(\text{externalities, other local effects}) \quad (4)$$

معادله (4) 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 تعمیم یافته است. برای سادگی، معادله (4) را در فرم ماتریسی بازنویسی می‌کنیم.

$$empg_{it} \equiv rc_{it} \epsilon \cdot \eta_{it} \quad (5)$$

به طوری که rc گروهی از متغیرهای مختلف است که می‌توانند در رشد اشتغال منطقه‌ای تأثیر بگذارند. معادله (5) نقطه آغاز برای توسعه مدل فضایی است.

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

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

ϵ ، یک بردار مقادیر ثابت از پارامترهای ناشناخته است.

η_{it} ، جمله خطای که به صورت نرمال مستقل و یکسان با میانگین صفر و واریانس σ^2

توزیع شده است رابطه (5) اثرات فضایی ممکن در تحلیل تأثیر تبع و سایر عوامل رشد اشتغال مناطق را نادیده می‌گیرد.

با توجه به این که در این مطالعه "اشغال" به عنوان واحد فضایی انتخاب شده 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:

$$empg_{it} \equiv wempg_{jt} \cdot rc_{it} \varepsilon_1 \cdot wrc_{jt} \varepsilon_2 \cdot \eta_{it} \quad (6)$$

در ادبیات اقتصادسنجی فضایی معادله (6) به عنوان 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 نه تنها تابعی از متغیرهای توضیحی در منطقه ن است بلکه همچنین تابعی از رشد اشتغال و متغیرهای توضیحی مناطق همسایگی است. SDM اجازه می‌دهد مقادیر مشاهده شده از رشد اشتغال مناطق همسایگی (wempg) همراه با سایر خصوصیات سایر مناطق همسایگی (wrc) بر نرخ رشد اشتغال یک منطقه تأثیر بگذارند. ضریب w تأثیر رشد اشتغال در مناطق همسایگی روی رشد اشتغال یک منطقه خاص یا به عبارت دیگر متغیر وابسته با تأخیر فضایی را نشان می‌دهد. w نشان می‌دهد ماتریس وزنی فضایی با ابعاد N^*N است. درایه‌های ماتریس وزنی فضایی، در صورتی که 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. در حالی که مدل ارائه شده در معادله (6) 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 (Elhorst, 2009) و الهورست (Lesaje, Pace, 2009) بر اساس لی ساز و پاک (Lesaje, Pace, 2009) و الهورست (Elhorst, 2009) بر اساس لی ساز و پاک (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 مشتقه جزئی از $empg$ نسبت به متغیر توضیحی مناطق مختلف rc برای $i=1, \dots, N$ به شرح زیر است:

$$\begin{bmatrix} \beta_1 & w_{12}\beta_2 \dots & w_{1n} \\ w_{21}\beta_2 & \beta_1 \dots & w_{2n} \\ w_{n1}\beta_2 & w_{n2}\beta_2 \dots & \beta_{31} \end{bmatrix} \left\{ \frac{\div emp g}{\div rc_1} \dots \frac{\div emp g}{\div rc_N} \right\} \equiv (I \ 0 \ \mathbf{w})^{01}$$

به طوری که W_{ij} درایه (j,i) از ماتریس وزنی W است.

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

یافته‌های تحقیق

در مدل ارائه شده 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 SAR و SDM از آزمون والد استفاده شده 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 به صورت فضایی، آزمون هاسمن جهت انتخاب مدل اثرات تصادفی و اثرات ثابت انجام شده که نتایج این آزمون 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 به دست آمده برای توان دوم تخصص (ss) منفی و معنادار است که نشان می‌دهد رابطه بین تخصص اقتصادی و رشد اشتغال به صورت 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 ارائه شده است. اثر مستقیم تأثیر یک متغیر توضیحی خاص در منطقه ۱ را روی متغیر وابسته در منطقه ۱ اندازه‌گیری می‌کند. بررسی یافته‌های پژوهش در زمینه 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 برآورده	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.

اثر غیرمستقیم، تأثیر تغییرات در متغیرها در منطقه زرا روی متغیر وابسته در منطقه زرا اندازه‌گیری می‌کند به طوری که $\beta \neq 1$.

بررسی یافته‌های پژوهش در زمینه آثار غیرمستقیم در جدول ۳ نشان می‌دهد که میزان شهرنشینی (u)، درآمد متوسط (i) و تنوع مرتبط (re) تأثیر معناداری بر رشد اشتغال دارند در حالی که سهم شاغلین بخش خدمات (se)، تخصص (s)، تراکم جمعیت (cp) و تنوع غیر مرتبط (ue) تأثیر معناداری بر رشد اشتغال ندارند.

اثر کل، مجموع اثر مستقیم و غیرمستقیم تغییر متغیرها بر متغیر وابسته در منطقه زرا است. بررسی یافته‌های پژوهش بر اساس اثرات کل در جدول ۳ نشان می‌دهد که سهم شاغلین بخش خدمات (se)، میزان شهرنشینی (u)، تنوع مرتبط (re) و تنوع غیر مرتبط (ue) تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اشتغال دارند در حالی که درآمد متوسط (i)، تخصص (s)، توان دوم تخصص (ss) و تراکم جمعیت (cp) تأثیر معناداری بر رشد اشتغال ندارند.

نتیجه‌گیری

در این مطالعه به تحلیل فضایی تأثیر تنوع و تخصص R&D بر رشد اشتغال استانی در کشور ایران در دوره ۱۳۹۴-۱۳۸۴ پرداخته شده است. مقایسه شاخص تخصص و تنوع نشان می‌دهد که استان‌های سیستان و بلوچستان، ایلام و خراسان جنوبی به ترتیب کمترین درجه تخصص را در بین استان‌ها دارا بوده در حالی که استان‌های گلستان، گیلان و مازندران به ترتیب دارای بیشترین درجه تخصص در بین استان‌ها می‌باشند. از منظر تنوع اقتصادی استان‌های سمنان، مرکزی و قزوین به ترتیب متنوع‌ترین استان‌های ایران و استان‌های ایلام، کهکیلویه و بویراحمد و سیستان و بلوچستان به ترتیب از درجه تنوع کمتری برخوردارند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که سهم شاغلان بخش خدمات، تخصص و تنوع مرتبط و غیر مرتبط بر رشد اشتغال مثبت و معنی‌دار است. به طوری که تأثیر تخصص از تنوع بیشتر است همچنین تأثیر تنوع غیر مرتبط نیز نسبت به تنوع مرتبط بیشتر است. در حقیقت یافته‌های حاصل از این مطالعه فرضیه جکوبز را برای استان‌های ایران تأیید می‌کند. همچنین رابطه بین تخصص اقتصادی و رشد اشتغال به صورت U معکوس است، که نشان می‌دهد با افزایش تخصص R&D رشد اشتغال استانی افزایش یافته ولیکن در سطوح بالاتر،

تخصص به کاهش رشد اشتغال می‌انجامد؛ بنابراین پس از افزایش تخصص R&D، بهره‌وری افزایش یافته و بنابراین جایگزین رشد اشتغال می‌شود. با این ترتیب 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 به صورت 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 بر حسب مناطق همسایگی اهمیت دارد؛ بنابراین در تدوین برنامه‌ها و سیاست‌های افزایش اشتغال، نه تنها 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, K.J. (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. Econ. Lett.* 15. 1105–1109.
- [4] 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.
- [5] Dehghan shabani, Z. (2012). Effects of Industrial Agglomeration on Regional Economic Growth in Iran. *Journal of Economic Modeling Research*. 2(8). (in Persian)
- [6] 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)
- [7] Douth, W. (2010). Agglomeration and regional employment growth, IAB Discussion paper.
- [8] Duranton,G. and Puga,D. (2001). Nursery Cities: Urban diversity, process innovation and the life-cycle of products .*American Economic Review*.
- [9] Elhorst, J.P. (2009). Spatial panel data models. In: Fischer, M.M., Getis, A. (Eds): *Handbook of Applied Spatial Analysis*. Springer. Berlin.
- [10] 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)
- [11] Farahmand, SH., Akbari, N., & Rameshkharr, 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)
- [12] Feldeman, M., Audretsch, D. (1999). Innovation in cities: science-based diversity, specialization and localized competition. *Eur. Econ. Rev.* 43 (2): 409–429.
- [13] Frenken, K., Van Oort, F.G., Verburg, T., Boschma, R.A. (2004). Variety and Regional 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., Sheinkman, 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 Cyclicalities 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).

