تحقیقات اقتصادی / دوره ۵۳، شمارهٔ ۳، پاییز ۹۷/ ص ۶۷۰-۶۴۷

تأثیر تخصص و تنوع فعالیت‌های اقتصادی شهری بر بهره‌وری نیروی کار در استان‌های ایران (۹۵-۱۳۷۹)

شکوفه فرهمند*[۱]، نعمت اله اکبری[۲]، محبوبه رامش‌خوار[۳]

۱. دانشیار، دانشکده‌ی علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، sh.farahmand@ase.ui.ac.ir

۲. استاد، دانشکده‌ی علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، n.akbari@ase.ui.ac.ir

۳. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه اصفهان، mahbobeh.ramesh@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۲/۰۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۰/۰۵

چکیده

تخصص و تنوع اقتصادی در یک منطقه شهری از عوامل اصلی ایجادکننده صرفه‌های تجمیع می‌باشند. این صرفه‌ها سبب افزایش بهره‌وری برای بنگاه‌های تجمیع شده در یک منطقه می‌شوند. در این پژوهش به بررسی تأثیر تخصص و تنوع فعالیت‌های اقتصادی بر بهره‌وری نیروی کار در استان‌های ایران طی دوره زمانی ۹۵-۱۳۷۹ پرداخته شده است. بدین منظور، ابتدا با استفاده از شاخص‌های مناسب، تخصص و تنوع اقتصاد شهری در استان‌های ایران اندازه‌گیری می‌شود. سپس این شاخص‌ها به‌عنوان متغیر مستقل وارد مدل بهره‌وری می‌شوند. در این پژوهش به دلیل داشتن بعد مکانی و با توجه به معنادار بودن آزمون‌های وابستگی فضایی، تکنیک اقتصادسنجی فضایی برای برآورد مدل انتخاب شده است.

نتایج نشان می‌دهد که تخصص و تنوع فعالیت‌های اقتصادی، و وقفه‌ی فضایی هر دو و نیز بودجه، ارتباط مثبت و معناداری با بهره‌وری نیروی کار دارند، اما رابطه‌ی سرمایه انسانی با بهره‌وری نیروی کار به‌صورت U معکوس می‌باشد. هم‌چنین، ضرایب برآوردی وقفه فضایی و خطای فضایی مثبت و معنادارند که نشان‌دهنده‌ی وابستگی فضایی بهره‌وری نیروی کار در استان‌های کشور می‌باشند.

طبقه‌بندی JEL: R12, L25, O47

واژه‌های کلیدی: تجمیع شهری، تجمیع محلی، تخصص اقتصادی، تنوع اقتصادی، بهره‌وری نیروی کار

---

*. نویسنده‌ی مسئول، شماره تماس: ۰۹۱۳۱۰۵۹۹۷۹

۱- مقدمه

در دهه‌های اخیر، صرفه‌های تجمیع[1] به‌عنوان عاملی اساسی در شکل‌گیری و توسعه‌ی شهرها، موضوع بحث بسیاری از مطالعات در زمینه‌ی اقتصاد شهری و منطقه‌ای بوده است. این عامل سبب می‌شود تا به‌جای اینکه افراد و بنگاه‌ها در طول فضای جغرافیایی یک اقتصاد پراکنده شوند، در کنار هم تجمیع یابند (فرهمند،۱۳۸۶). این صرفه‌ها به دو دسته‌ی اصلی تقسیم‌بندی می‌شوند. دسته اول، صرفه‌های ناشی از محلی شدن[2] است که به تمرکز فعالیت‌های مربوط به یک صنعت خاص در محدوده‌ی مشخص مکانی اشاره می‌کند و بیشتر مرتبط با پدیده‌های تخصصی هستند و زمانی روی می‌دهند که هزینه‌های تولید بنگاه‌ها در یک صنعت خاص، با افزایش تولید آن صنعت کاهش یابد. دسته‌ی دیگر، صرفه‌های ناشی از شهرنشینی[3] است و زمانی روی می‌دهد که هزینه‌ی تولید یک بنگاه با افزایش کل تولید شهر و اندازه آن، کاهش یابد. صرفه‌های محلی نسبت به بنگاه، خارجی است، ولی نسبت به صنعت در یک منطقه معین داخلی می‌باشد. صرفه‌های ناشی از شهرنشینی نسبت به یک بنگاه، خارجی و نسبت به یک منطقه داخلی است (اندرسون و لوف[4]، ۲۰۰۹).

در ادبیات اقتصاد شهری، تجمیع محلی با تخصص اقتصادی[5] و تجمیع شهری با تنوع[6] فعالیت‌های اقتصادی همراه است. با کاهش فاصله‌ی اقتصادی بین و درون مناطق، هزینه‌های جابه‌جایی نیروی کار کاهش پیدا می‌کند و هر چه هزینه‌های جابه‌جایی کم‌تر شود، تقسیم کار جغرافیایی بیشتر و موجب افزایش مهارت و تخصص و بهره‌وری نیروی کار و کاهش ضایعات تولید می‌شود (ساسان، ۱۳۶۴). هم‌چنین وقتی بنگاه‌های مربوط به یک صنعت خاص از نظر جغرافیایی متمرکز می‌شوند، می‌توانند از مزایایی نظیر انتقال اطلاعات در بین یکدیگر، کاهش هزینه‌های حمل و نقل نهاده‌ها و ستاده‌ها و هم‌چنین منافع یک بازار نیروی کار کاراتر بهره بگیرند (دورانتون و پوگا[7]،۲۰۰۱) که سبب افزایش بهره‌وری نیروی کار و تولید دامنه‌ی وسیعی از کالاها در منطقه می‌شود، بنابراین تراکم فعالیت‌های اقتصادی نقش مهمی در بهره‌وری بازی می‌کنند.

---

1. Agglomeration economies
2. Localization Economies
3. Urbanization Economies
4. Andersson & Lööf
5. Economic specialization
6. Diversification
7. Duranton & Puga

بحث‌های تجربی فراوانی در مورد اثرات تجمیع از تخصص و تنوع اقتصادی وجود دارد. باوجود آن در کشور ما مطالعات شهری و منطقه‌ای در این زمینه بسیار ناچیز است و این موضوع باید به دقت مورد بررسی قرار گیرد. از سوی دیگر، بهره‌وری نیروی کار از موضوعات مهمی است که همواره مورد توجه بوده است، زیرا نیروی کار در تمامی مراحل تولید نقش‌های مختلفی را ایفا می‌کند و افزایش مداوم تولید و پایداری آن، درگرو ارتقا و رشد بهره‌وری نیروی کار و تحول فناورانه است (صباحی، شهنازی، دهقان شبانی، ۱۳۸۹). با توجه به اثراتی که صرفه‌های ناشی از تخصص و تنوع اقتصادی می‌تواند بر بهره‌وری نیروی کار داشته باشد، شناخت بیشتر آن‌ها و تأثیراتی که بر بهره‌وری نیروی کار دارند می‌تواند سبب ارائه راه کارهایی در جهت مدیریت انواع تجمیع برای افزایش بهره‌وری نیروی کار از طریق سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی منطقه‌ای شود. در این مقاله به‌منظور پاسخگویی سؤال، در قسمت بعد به ارائه مبانی نظری و مروری بر شواهد تجربی موضوع پرداخته می‌شود. در قسمت سوم، مدل پژوهش معرفی و سپس داده‌های مورد استفاده تشریح و در ادامه روش پژوهش به‌طور کامل توضیح داده می‌شود. در قسمت بعد، متغیرهای اصلی پژوهش تحلیل و توصیف می‌شوند. قسمت هفتم مقاله به تحلیل نتایج حاصل از برآورد مدل اختصاص یافته است و در نهایت نتیجه‌گیری مقاله ارائه می‌شود.

۲- پیشینه‌ی پژوهش

درجه‌ی توسعه یافتگی هر کشور به میزان بهره‌گیری مطلوب و بهینه از منابع و امکانات موجود در جهت نیل به اهداف اقتصادی آن بستگی دارد. این موضوع بیانگر جایگاه ویژه بهره‌وری در استراتژی توسعه‌ی اقتصادی کشورها می‌باشد (صباحی، دهقان شبانی و شهنازی ۱۳۸۹)، بنابراین، همه‌ی کشورهای درحال‌توسعه یا توسعه‌یافته، به اهمیت بهره‌وری به‌عنوان یکی از ضرورت‌های توسعه‌ی اقتصادی و کسب برتری رقابتی در عرصه‌های بین‌المللی تأکید دارند (دیزجی و موسوی،۱۳۹۰). بهره‌وری مفهومی جامع و کلی است که افزایش آن به‌عنوان یک ضرورت، جهت ارتقای سطح زندگی، رفاه بیشتر، آرامش و آسایش انسان‌ها مطرح و هدفی اساسی برای همه‌ی کشورهای جهان محسوب می‌شود (ازواجی، داداشی ۱۳۹۰). در راهبرد بهره‌وری به‌عنوان یک برنامه بلندمدت، از نیروی انسانی به‌عنوان مهم‌ترین عامل یاد می‌شود، زیرا این عامل در همه‌ی

مراحل تولید نقش‌های مختلفی را ایفا می‌کند و از مهم‌ترین متغیرهای اقتصادی می‌باشد که بر اقتصاد هر کشوری مؤثر بوده است. همچنین نقش آن در بهره‌گیری بهینه از عوامل دیگر از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است (صباحی، دهقان شبانی، شهنازی ۱۳۸۹). شناخت عوامل مؤثر بر بهره‌وری می‌تواند در برنامه‌ریزی به‌منظور ارتقاء آن و دستیابی به اهداف کلان ملی مؤثر باشد.

۲-۱- تأثیر تخصص اقتصادی بر بهره‌وری نیروی کار

منظور از تخصص اقتصادی سبکی از تولید است که یک بنگاه یا منطقه روی تولید دامنه‌ای محدود، از کالاها یا خدمات متمرکز شود تا به درجه‌ی بالایی از کارایی در بین سیستم مشاغل یا مناطق دست پیدا کند (اینوستوپدیا[1]،۲۰۱۰). تخصص اقتصادی به‌عنوان عامل ایجادکننده صرفه‌های ناشی از تجمیع محلی شناخته شده است. فرضیه‌ی صرفه‌های ناشی از تجمیع محلی یا همان صرفه‌های بیرونی ناشی از تخصص اقتصادی را اولین بار آلفرد مارشال[2] در سال ۱۹۲۰ این‌گونه معرفی کرده است: "هنگامی‌که یک صنعت، مکانی را برای خود انتخاب می‌کند، احتمالاً برای مدت طولانی در آن مکان خواهد ماند، بنابراین کسانی که به دنبال مبادله مهارت‌های مشابه هستند از سکونت در کنار یکدیگر بهره‌های زیادی به دست می‌آورند" (مارشال،۱۹۲۰:۲۷۱). مارشال (۱۹۲۰)، ادعا می‌کند که بنگاه‌ها به سه دلیل ترجیح می‌دهند در یک مکان جغرافیایی تمرکز کنند:

الف) مجاورت با تأمین‌کنندگان نهاده‌های تولیدی و مصرف‌کنندگان تولید؛ وقتی بنگاه‌های موجود در یک صنعت خاص در کنار یکدیگر قرار می‌گیرند، نهاده‌های واسطه‌ای خود را از یک تأمین‌کننده‌ی مشابه خریداری می‌کنند که منجر به ایجاد صرفه‌های ناشی از مقیاس در تولید نهاده‌های واسطه‌ای مشترک مانند حمل و نقل، خدمات امنیتی و .... می‌شود.

ب) استفاده‌ی مشترک از اندوخته‌ی نیروی کار؛ با قرارگرفتن بنگاه‌ها در مجاورت یکدیگر، هزینه‌های نقل و انتقال کارگران هم برای کارگر و هم کارفرما کاهش می‌یابد. هم‌چنین به‌دلیل ارتباطات متقابل کارگران با یکدیگر، به‌ویژه زمانی که مهارت بالایی در خلق ایده داشته باشند، بهره‌وری آن‌ها، افزایش و هزینه‌های بنگاه نیز کاهش می‌یابد.

1. Investopedia
2. Alfred Marshall

ج) استفاده‌ی مشترک از اطلاعات؛ استقرار بنگاه‌ها در نزدیکی یکدیگر منجر به سرریز آگاهی و دانش در بین بنگاه‌ها می‌شود نوآوری در طراحی تولید و شیوه‌های تولید و کاهش هزینه‌های بنگاه، افزایش بهره‌وری و اشتغال را درپی خواهد داشت. (اسالیوان[1]،۱۳۹۲). "در تجمیع، راز و رمزهای تجارت دیگر به شکل راز و رمز نیستند، گویا در هوا جریان دارند و افراد بسیاری آن‌ها را به‌طور ناخودآگاه یاد می‌گیرند" (مارشال،۱۹۲۰:۲۷۱). طبق نظر مارشال، اگر کسی ایده‌ی جدیدی ارائه دهد به‌وسیله دیگران جذب شده و با پیشنهادهای آن‌ها تکمیل می‌شود و به شکل منبعی از ایده‌های جدید درمی‌آید (هریس و اوندیس[2]،۲۰۰۰)، بنابراین، مجاورت مکانی دارای تأثیرات مثبت در کاهش هزینه‌های مبادله و حمل و نقل است. این تأثیرات مثبت شامل جریان سریع‌تر اطلاعات و ارتباطات متقابل بیشتر عاملان اقتصادی واقع در یک منطقه نیز می‌باشد (رابلوتی[3]، ۱۹۹۷). این عوامل سبب بهبود بهره‌وری می‌شوند. البته باید توجه داشت که همه‌ی ارتباطات متقابل بهره‌وری را به یک نسبت افزایش نمی‌دهند، بلکه این احتمال وجود دارد بهره‌وری افرادی که در فعالیت‌ها و خلق ایده مهارت بالایی دارند، به نسبت بیشتری افزایش یابد، (ابل، دی و گب[4]، ۲۰۱۱).

۲-۲- *تأثیر تنوع اقتصادی بر بهره‌وری نیروی کار*

تنوع اقتصادی به وجود شمار بزرگی از انواع مختلف صنایع در یک منطقه گفته می‌شود (عطاران[5]، ۱۹۸۷:۴۴) و به‌عنوان عامل ایجادکننده‌ی صرفه‌های ناشی از تجمیع شهری شناخته شده است که غالباً در ارتباط با جکوبز است و سبب می‌شود که نوآوری از طریق استقراض از فرایندهای بخش‌های دیگر، آسان شده و رشد اقتصادی در شهرها یا حداقل نوآورانه‌ترین بخش‌های آن تقویت شود (دورانتون و پوگا،[1]۲۰۰). در حقیقت جکوبز (۱۹۶۹)، موتور خلق نوآوری‌های پرمنفعت را تنوع می‌داند. براین اساس حمایت‌کنندگان از این دیدگاه، بر منافع یک ساختار صنعتی متنوع در اقتصاد تأکید می‌کنند.

---

1. O'Sullivan
2. Harris & Ioannides
3. Rabellott
4. Abel, Day & Gab
5. Attaran

دورانتون و پوگا (۲۰۰۴)، سه نوع پایه‌ی کلی را برای تجمیع شهری مبتنی بر مکانیزم‌های مختلف عنوان کرده‌اند: الف) اشتراک‌گذاری[1]؛ اولی به مزایایی اشاره می‌کند که وقتی ایجاد می‌شوند که مناطق بزرگ‌تر قادرند مثلاً تعداد زیادی از تأمین‌کنندگان و عرضه‌کنندگان متنوع و تقسیم نیروی کار، که بهره‌وری کارگران را بیشتر می‌کند حفظ نمایند؛ ب) تطبیق[2]؛ ازجمله مزایای نیروی کار زیاد این است که ناهمسانی و تفاوت میان مهارت کارگران زیاد خواهد بود؛ یعنی هم احتمال و هم کیفیت تطبیق بازار کار، وقتی تعداد بنگاه‌ها و کارگران زیاد است، بیشتر می‌شود، بنابراین بزرگ بودن بازارهای کار در شهرها می‌تواند نقش اساسی در ثبات تجمیع ایفا کند. ج) یادگیری[3] به این واقعیت اشاره دارد که تجمیع‌های شهری، فرصت‌هایی را برای انتشار و انباشت دانش ایجاد می‌کند.

هر سه مکانیزم استدلال‌هایی را ارائه می‌دهند که چرا بهره‌وری ممکن است در تجمیعات شهری افزایش یابد. تجمیع فعالیت‌های اقتصادی در شهرها سبب ایجاد صرفه‌هایی می‌شود که به کاهش هزینه‌ی تولید در یک شهر بزرگ اشاره می‌کنند. بنگاهی که از این صرفه‌ها سود می‌برد به طرف شهرهای بزرگ با کالاها و خدمات و خدمات واسطه‌ای ارزان، سرریز دانش و آگاهی وسیع و اندوخته کارگری بزرگ کشیده خواهد شد. این صرفه‌ها سبب رشد خوداتکایی بنگاه‌ها با استقرار در شهرهای بزرگ می‌شود؛ زیرا بسیاری از دیگر بنگاه‌ها پیشتر در آن استقرار یافته‌اند (اسالیوان،۱۳۹۲).

ازآنجاکه دانش، تمایل به انتشار و سرریز شدن دارد، برای آن بازده‌های افزایشی موجود است که در محیط‌های متراکم و پرجمعیت مؤثرتر هستند (اندرسون، کارلسون[4]، ۲۰۰۷). مناطق شهری متراکم که از بخش‌ها و منابع غنی دانش برخوردارند، فرصت‌های تعامل را به بازیگران مختلفی ارائه می‌دهند که دانش مربوطه را تجسم می‌کنند، همچون مشتریان، خدمات کسب‌وکار دانش محور، دانشگاه‌ها و دیگر گردانندگان دانش. (مون[5]، ۲۰۰۵)، بنابراین با مجاورت بنگاه‌های اقتصادی در نواحی شهری، جریان دانش به دلیل افزایش تعداد ارتباطات متقابل و تماس‌های چهره به چهره افزایش می‌یابد. (ابل، دی و گب، ۲۰۱۱). هم‌چنین ارتباطات چهره به چهره مؤثرترین ابزار انتقال

1. sharing
2. matchin
3. learning
4. Andersson & Karlsson
5. Moen

ایده‌های ظریفی است که به توسعه‌ی محصولات جدید و فرایندهای تولید می‌انجامد (اسالیوان،۱۳۹۲).

تجمیع بهره‌وری را افزایش می‌دهد، ولی ممکن است بنگاه‌های بهره‌ور با ویژگی‌های خاص را جذب کند (روزنتال و استرنج[1]، ۲۰۰۴)، بنابراین بهره‌وری بالاتر در تجمیع لزوماً به این دلیل نیست که بنگاه‌ها به دلیل اقتصاد تجمیع، بهره‌ورتر شده‌اند، بلکه ممکن است به این دلیل باشد که بنگاه‌های درونی باصرفه‌تر، احتمال بیشتری دارد که در مکان‌های تجمیع شده مستقر شوند (برنارد و جنسن[2]، ۱۹۹۵). ازآنجاکه بسیاری از بنگاه‌های بهره‌ور بزرگ‌تر هستند، بیشترین انگیزه را دارند که در تجمیعات بزرگ مستقر شوند تا در هزینه‌های حمل‌ونقل صرفه‌جویی کنند (بالدوین و اُکیبو[3]، ۲۰۰۶).

۲-۳- مطالعات تجربی صورت گرفته در ارتباط با پژوهش

کلین و کرافتس[4] (۲۰۱۵)، در پژوهشی با عنوان "صرفه‌های ناشی از تجمیع و رشد بهره‌وری: شهرهای آمریکا۱۹۳۰-۱۸۸۰" به بررسی نقش ساختار صنعتی بر رشد بهره‌وری نیروی کار در شهرهای آمریکا پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که بین تخصصی شدن و رشد سریع بهره‌وری نیروی کار در شهرهای صنعتی وابستگی وجود دارد و به‌طور متوسط در شهرهای تخصصی‌تر رشد بهره‌وری نیروی کار بالاتر است.

برلین و برانو[5] (۲۰۱۵)، در پژوهشی با عنوان "اثرات تجمیع بر بهره‌وری نیروی کار"، به بررسی اثرات تجمیع بر بهره‌وری نیروی کار از طریق رگرسیون دو مرحله‌ای، جدا از ویژگی‌های مؤسسات و نفوذ منطقه پرداخته‌اند. نتایج حاصل حاکی از این است که نیروهای محلی و شهرنشینی سبب جریان دانش، نزدیکی بازارها به یکدیگر و تنوع کالاها و خدمات صنعتی می‌شود. این اثرات افزایش بهره‌وری در سطح بنگاه‌ها را نیز درپی‌دارد.

اسکریبا و مرگویی[6] (۲۰۱۴)، به بررسی تأثیر مستقیم عوامل منطقه‌ای بر بهره‌وری کل عوامل تولید در مناطق صنعتی اسپانیا در دوره ۲۰۰۸-۱۹۹۵ با استفاده از مدل

1. Rosenthal & Strange
2. Bernard & Jensen
3. Baldwin& Okubo
4. Klein & Crafts
5. Blien & Brunow
6. Escriba & Murgui

پانل پویا پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که تخصص اقتصادی و اندازه‌ی بازار بر بهره‌وری کل عوامل تولید در دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر زیادی دارند.

اندرسون و لوف[1] (۲۰۱۱)، در پژوهشی با عنوان "تجمیع و بهره‌وری"، به بررسی رابطه‌ی بین تجمیع و بهره‌وری در سطح بنگاه‌ها با استفاده از اطلاعات بنگاه‌های تولیدی سوئد با ۱۰ نفر کارمند یا بیشتر و مدل‌های پانل پویا در دوره زمانی ۲۰۰۴-۱۹۹۷ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد بنگاه‌های واقع در مناطق بزرگ‌تر زمانی که اندازه، سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی، ساختار مالکیت، واردات و صادرات، طبقه‌بندی صنعت و روند زمانی آن‌ها تنظیم شود، بهره‌ورترند. هم‌چنین، یادگیری در افزایش بهره‌وری در بنگاه‌ها مؤثر است و تجمیع با اندازه بنگاه ارتباطی ندارد.

بروسما و استرهاون[2] (۲۰۰۵)، به بررسی اثرات متفاوت‌های تجمیع و تنوع بر بهره‌وری نیروی کار و رشد آن با استفاده از مجموعه بزرگی از داده‌های منطقه‌ای برای هلند بین سال‌های ۲۰۰۱-۱۹۹۰ پرداخته و دریافته‌اند که تنوع حدود ۶۰ درصد تفاوت‌های بهره‌وری در مناطق و حدود ۶۵ درصد از تفاوت‌های رشد بهره‌وری را توضیح می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که هرچه تراکم کار در یک منطقه بیشتر باشد، بهره‌وری نیروی کار بالاتر است. هم‌چنین چگالی بالای کار در یک منطقه اثر منفی بر رشد بهره‌وری دارد.

سامتی، فتح‌آبادی و رنجبر (۱۳۹۵)، اثر تجمیع فضایی فعالیت‌های صنعتی را بر رشد بهره‌وری صنایع تولیدی استان‌های ایران با استفاده از رگرسیون تلفیقی پویا با روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) در دوره ۹۲-۱۳۷۹ بررسی می‌کنند. در این پژوهش از شاخص الیسون گلیسر (EG) برای اندازه‌گیری تجمیع صنعتی استفاده شده است. نتایج حاصل از این پژوهش «فرضیه‌ی ویلیامسون» را تأیید می‌کند، به این معنی که تجمیع فعالیت‌های صنعتی تا سطح معینی از توسعه‌یافتگی بر رشد بهره‌وری اثر مثبت دارد.

دهقان شبانی، صدرایی جواهری و شهریاری فهلیانی (۱۳۹۵)، با استفاده از GMM برای ۲۷ استان طی دوره زمانی ۹۰-۱۳۷۹، به بررسی تأثیر تجمیع فضایی فعالیت‌های صنعتی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع شیمیایی و ماشین‌آلات پرداخته‌اند. نتایج

1. Andersson & Lööf.
2. Broersma & Osterhaven

حاصل از برآورد حاکی از آن است که رابطه‌ی متغیر محلی شدن (تخصص) و بهره‌وری کل عوامل در الگوهای بررسی شده برای صنایع شیمیایی و ماشین‌آلات به شکل U معکوس است.

شهنازی و ذبیحی‌دان (۱۳۹۳)، به بررسی تأثیر تمرکز بر بهره‌وری صنایع کارخانه‌ای ایران برای ۲۳ صنعت کارخانه‌ای طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۸۵ پرداخته‌اند. نتایج حاکی از وجود رابطه‌ی U معکوس بین بهره‌وری و تمرکز است. هم‌چنین ضریب برآوردی متغیر ضربی الیسون گلیسر در نیروی کار مثبت و معنادار است، که نشان می‌دهد تمرکز بیشتر علاوه بر تأثیر مستقیم، از طریق بهبود کیفیت نیروی کار نیز سبب بهبود بهره‌وری شده است.

مروری بر مطالعات انجام گرفته نشان می‌دهد که مطالعه‌ای که تأثیر تخصص و تنوع در تمامی فعالیت‌های اقتصادی شهری بر بهره‌وری نیروی کار را در ایران مورد بررسی قرار داده باشد، صورت نگرفته است، لذا این مطالعه به این موضوع می‌پردازد. جنبه دیگر جدید بودن این مطالعه در استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی فضایی در تصریح مدل مقاله می‌باشد. این کار امکان سنجش اثرات سرریز بهره‌وری در استان‌های کشور را ایجاد می‌کند.

۳- مدل پژوهش

در ادبیات موجود بهره‌وری نیروی کار به‌طور عمده تابعی از سرمایه‌ی فیزیکی، سرمایه انسانی و بودجه‌ی دولت در نظر گرفته شده است. با توجه به مبانی موجود، در این پژوهش برای بررسی اثر تخصص و تنوع فعالیت‌های اقتصادی بر بهره‌وری نیروی کار در استان‌های ایران، مدل تصریح شده در حالت کلی به شکل زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$PL_{it} = \alpha + \beta_1 SD_{it} + \beta_2 DV_{it} + \beta_3 K_{it} + \beta_4 EDUit + \beta_5 EDU_{it}\hat{}2 + \beta_6 B_{it} + \varepsilon \quad (1)$$

که PL بهره‌وری نیروی کار، SD درجه‌ی تخصص، DV درجه تنوع، K موجوی سرمایه، EDU تحصیلات، و B بودجه‌ی دولت می‌باشد. i نشان دهنده استان‌ها و t سال‌های مورد بررسی است. α عرض از مبدأ و β ضرایب شیب را نشان می‌دهد و ε جمله خطای مدل است.

برای محاسبه‌ی بهره‌وری نیروی کار هر استان در هر سال ارزش تولید آن استان در آن سال بر مقدار نیروی کار (شاغلان) تقسیم می‌شود. تخصص اقتصادی، به میزان تمرکز فعالیت‌های مربوط به یک صنعت خاص در منطقه بستگی دارد. در این پژوهش، به‌منظور ارائه‌ی تخصص کلی اقتصادی استان‌ها نیاز به یک شاخص تجمیعی می‌باشد که بتواند تخصص اقتصادی کل صنایع در یک منطقه را برآورد کند. شاخصی که برای این منظور به کار می‌رود، شاخص تخصص کروگمن (KSI)[1](کروگمن،۱۹۹۱) می‌باشد:

$$KSI_r = \sum_{i=1}^{I} \left| \frac{L_{ir}}{L_r} - \frac{L_i}{L} \right| \qquad (۲)$$

که L_{ir} نسبت اشتغال در صنعت i به کل اشتغال در منطقه r، Li اشتغال صنعت i، Lr کل اشتغال منطقه و I تعدادکل صنایع است. مقدار عددی این شاخص بین ۰ تا ۲ است. هرچه این شاخص در یک منطقه بزرگ‌تر باشد، به این معنا است که در آن منطقه تعداد صنایعی که به‌طور تخصصی عمل می‌کنند، بیش‌تر است، پس احتمال می‌رود که صرفه‌های ناشی از تجمیع محلی در آن منطقه بیشتر باشد (ایلی، هرنیچ، شوارتز و رزنفلد[2]، ۲۰۰۹).

تنوع اقتصادی در یک شهر تفاوت را در ساختار اقتصادی شهری نشان می‌دهد. در این پژوهش برای اندازه‌گیری تنوع اقتصادی از معکوس شاخص هیرشمن- هرفیندال استفاده شده است که تعیین‌کننده‌ی تنوع فعالیت‌های اقتصادی در هر استان می‌باشد. شاخص هیرشمن- هرفیندال که رایج‌ترین معیار استفاده شده در مطالعات برای اندازه‌گیری تنوع اقتصادی است، که به‌صورت زیر محاسبه می‌شود (ایلی، هرنیچ، شوارتز، رزنفلد، ۲۰۰۹):

$$HHI_r = \sum_{i=1}^{I} \left(L_{ir} \Big/ L_r \right)^2 \qquad (۳)$$

که تعریف متغیرها مانند رابطه‌ی قبل است. هرچه میزان این شاخص بیشتر شود، نشان می‌دهد توزیع فعالیت‌ها به‌سوی تعادل در حرکت می‌باشد. معمولاً برای اندازه‌گیری تنوع، آن شاخص معکوس و یا از یک کسر می‌شود که آن را شاخص عدم تمرکز هندسون[3] می‌نامند.

1. Krugman Specialization Index
2. Illy, Hornych, Schwartz & Rosenfeld
3. Henderson Decentralization Index

۴- داده‌ها

در این پژوهش برای اندازه‌گیری متغیرهای اصلی، از داده‌های اشتغال مشاغل در استان‌ها به تفکیک کد سه رقمی طبقه‌بندی صنعتی (ISIC)[1] استفاده شده است. این در حقیقت به‌عنوان یک مزیت در محاسبه شاخص‌های تخصص و تنوع می‌باشد که حدود ۱۱۲ گروه فعالیت را در برمی‌گیرد. فعالیت‌های مربوط به بخش کشاورزی، معدن، حیوانات آبزی، و هیئت‌های برون‌مرزی به دلیل وابستگی زیاد این صنایع به شرایط محیطی از فهرست مشاغل حذف شده‌اند. به دلیل سرشماری ده‌ساله در ایران و عدم دسترسی به آمار اشتغال به تفکیک مشاغل برای سال‌های متوالی، اطلاعات استفاده شده مربوط به سال‌های ۱۳۷۵، ۱۳۸۵و ۱۳۹۰ می‌باشد که با مراجعه به مرکز آمار ایران و با استفاده از داده‌های پایه در سرشماری عمومی نفوس و مسکن استخراج شده است. برای دسترسی به اطلاعات مشاغل در فاصله‌ی زمانی بین این زمان‌ها، داده‌های اشتغال بین این دو فاصله‌ی زمانی به شیوه تابع‌نمایی استخراج شده‌اند و مشاغل مشترک بین سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۰ برای هر استان در نظر گرفته شده است.

هم‌چنین، برای محاسبه‌ی موجودی سرمایه مجموع تسهیلات پرداختی بانک‌ها به بخش غیردولتی و میزان هزینه‌های عمرانی دولت (تملک دارایی‌های سرمایه)، به‌عنوان سرمایه‌گذاری سالیانه در هر استان در نظر گرفته شده، که برای محاسبه‌ی این متغیر از سالنامه‌ی آماری استان‌ها استفاده شده است. برای محاسبه‌ی ذخیره سرمایه واقعی از روش نمایی ذخیره سرمایه و آمار سرمایه‌گذاری استفاده شده است. سایر داده‌ها نیز از سالنامه‌های آماری استان‌ها و مرکز آمار ایران و کتاب قانون بودجه (ماده‌ی واحد و جداول کلان منابع و مصارف بودجه) استخراج شده است.

۵- روش پژوهش

با توجه به مکانمند بودن داده‌های مورد استفاده در این مطالعه از تکنیک‌های اقتصادسنجی فضایی استفاده شده است. اقتصادسنجی فضایی با دو ویژگی مشخص می‌شود: الف) وابستگی فضایی[2] بین مشاهدات نمونه در نقاط مختلف. ب) ناهمسانی فضایی[3] که با حرکت بر روی صفحه مختصات همراه با داده‌ها تغییر می‌یابد (لیسج[1]،

1 International Standard Industrial Classification
2 Spatial Dependence
3 Spatial Heterogeneity

۱۹۹۹). اولین مسئله در مدل‌های اقتصادسنجی فضایی ورود اثر مکان در مدل است. برای انجام این موضوع می‌توان از دو منبع اطلاعاتی بهره گرفت: الف) موقعیت در فضای دکارتی[۲] نشان داده شده به وسیله‌ی طول و عرض جغرافیایی، که ما را قادر به محاسبه‌ی فاصله از هر نقطه در فضا می‌کند. دومین منبع اطلاعات مکانی، مجاورت[۳] و همسایگی است که منعکس‌کننده‌ی موقعیت نسبی در فضای یک واحد منطقه‌ای، نسبت به واحدهای دیگر از این قبیل است. واحدهایی که دارای رابطه‌ی همسایگی هستند نسبت به مکان‌هایی که دورترند، درجه‌ی وابستگی فضایی بالاتری را نشان می‌دهند (لیسج، ۱۹۹۹).

رابطه‌ی مجاورت به‌صورت یک ماتریس مربع متقارن $R \times R$ نشان داده می‌شود که R تعداد مناطق است. اگر منطقه i با منطقه j همسایه باشد، درآیه ij برابر یک و در غیر این صورت برابر صفر خواهد بود. عناصر قطر اصلی ماتریس مجاورت فضایی همگی صفر هستند (ویتون[۴]، ۲۰۱۰). برای تعیین مجاورت روش‌های متفاوتی وجود دارد. در این پژوهش از مجاورت ملکه مانند در حالتی که دو منطقه یک رأس مشترک یا یک مرز مشترک با یکدیگر داشته باشند، استفاده شده است.

برای تشخیص نوع تصریح فضایی مدل از آزمون مورآن I[۵] یا ضریب لاگرانژ[۶] می‌توان بهره گرفت. مدل داده‌های فضایی هرکدام از تصریح‌های دوربین فضایی (SDM)[۷]، که در آن وقفه‌ی فضایی متغیر مستقل در مدل وارد می‌شود. وقفه فضایی یا خودهمبستگی فضایی (SAR)[۸]، که در آن وقفه فضایی متغیر وابسته به‌عنوان یک متغیر مستقل در مدل وارد می‌گردد. خطای فضایی (SEM)[۹]، که رابطه‌ی فضایی را با این فرض که اثرات فضایی وجود دارند ولی متغیر اثرگذار آن شناسایی نشده است، در جملات خطا را در نظر نمی‌گیرد یا مدل فضایی عمومی (SGM)[۱۰] که در حقیقت

---

1 Le Sage
2.Cartesian Space
3.Contiguity
4. Viton
5. Moran's I test
6. Lagrange Multiplier
7. Spatial Durbin Model
8. Spatial Lag Model or Spatial Auto-Regressive
9. Spatial Error Model
10. General Spatial Model

از مدل‌های فوق است و در بعضی منابع اقتصادسنجی فضایی با عنوان مدل SARMA بیان می‌شود را می‌تواند داشته باشد (بلوتی، هیوز و مرتری[1]، ۲۰۱۷).

زمانی که داده‌ها به‌صورت پانل باشند، در صورت وجود اثرات فضایی باید مدل را به‌صورت داده‌های پانل فضایی تصریح و برآورد کرد. همانند اقتصادسنجی مرسوم، مدل داده‌های پانل فضایی نیز به دو صورت قابل برآورد است: اثرات ثابت و تصادفی. ازآنجایی‌که با توجه به نتیجه‌ی آزمون هاسمن مدل این مطالعه اثرات ثابت است، برای جلوگیری از طولانی شدن مقاله، فقط مدل اثرات ثابت فضایی در دو حالت وقفه و خطای فضایی توضیح داده می‌شود. در حالت عمومی مدل تلفیقی از این دو است و در حالت مدل دوربین فضایی صرف، همان شرایط داده‌های پانل مرسوم صادق خواهد بود، زیرا در مدل دوربین فضایی جملات خطا تحت تأثیر قرار نمی‌گیرند.

۵-۱- مدل وقفه فضایی اثرات ثابت[2]

مدل داده‌های پانل وقفه فضایی باوجود اثرات ثابت می‌تواند به شکل زیر تصریح شود (بلوتی، هیوز و مرتری[3]، ۲۰۱۷):

$$y_{it} = \delta \sum_{j=1}^{N} w_{ij} y_{jt} + x_{it}\beta + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad (۴)$$

w_{ij} عنصر سطر i و ستون j از ماتریس وزنی فضایی[4] است. طبق گفته انسلین، گالو و جاویت[5] (۲۰۰۶)،گسترش مدل اثرات ثابت با وقفه فضایی متغیر وابسته، دو مسئله را مطرح می‌کند؛ ۱- درون‌زا بودن $\sum_j w_{ij} y_{jt}$، فرض مدل رگرسیون مرسوم $E\left[(\sum_j w_{ij} y_{ji})\varepsilon_{it}\right] = 0$ را نقض می‌کند.۲- وابستگی فضایی در میان مشاهدات در هر نقطه از زمان ممکن است تخمین اثرات ثابت را تحت تأثیر قرار دهد.

در این مدل از برآوردگر ML برای محاسبه $\sum_j w_{ij} y_{jt}$ استفاده می‌شود. تابع لگاریتم لاگرانژ تعدیل شده نسبت به β، δ و δ^2 به‌صورت زیر خواهد بود (الهورشت[6]، ۲۰۱۴):

---

1. Belotti, Hughes,Mortari
2. Fixed Effects Spatial Lag Model
3. Belotti, Hughes,Mortari
4. spatial weights matrix
5. Anselin , Gallo & Jayet
6. Elhorst

$$LogL = -\frac{NT}{2}Log(2\pi\delta^2) + T\log|I_N - \delta W| \qquad (۵)$$

$$-\frac{1}{2\delta^2}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(y_{it}^* - \delta\left[\sum_{j=1}^{N} w_{ij}y_{jt}\right] - x_{it}^*\beta)^2 s$$

انسلین و هوداک[1] (۱۹۹۲)، نشاده داده‌اند که چگونه برآوردگر ML پارامترهای β، δ و δ^2 یک مدل وقفه فضایی با داده‌های مقطعی را تخمین می‌زند. این روش برآورد نیز می‌تواند برای حداکثرسازی تابع لگاریتم لاگرانژ تعدیل‌شده مورد استفاده قرار گیرد. با توجه به β، δ و δ^2، تنها تفاوت این است که داده‌ها از یک مقطع با N مشاهده به یک پانل با $N \times T$ مشاهده افزایش یافته‌اند. برآوردگرهای β و δ^2 عبارتند از:

$$\beta = b_{\cdot} - \delta b_1 = (X^{*T}X^*)^{-1}X^{*T}\left[Y^* - \delta(I_T \otimes W)Y^*\right] \qquad (۶)$$

$$\delta^2 = \frac{1}{NT}(e_{\cdot}^* - \delta e_1^*)^T(e_{\cdot}^* - \delta e_1^*) \qquad (۷)$$

۵-۲- مدل خطایی فضایی اثرات ثابت[2]

مدل خطای فضایی به‌صورت زیر است:

$$y_{it} = x_{it}\beta + \mu_i + \mu_{it} \qquad (۸ \text{ الف})$$

$$\mu_{it} = \lambda\sum_{j=1}^{N} w_{ij}\mu_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۸ \text{ ب})$$

انسلین و هوداک (۱۹۹۶)، چگونگی برآورد پارامترها λ، δ و β را در یک مدل رگرسیون خطی مقطعی شامل، خطای فضایی به وسیله‌ی روش نیز تصریح کرده‌اند. مشابه روش وقفه فضایی، این مدل هم با تغییر مشاهدات از N به $N \times T$ تبدیل به مدل پانل با خطای فضایی می‌شود. مدل تابع لگاریتم لاگرانژ در این حالت عبارت است از:

$$LogL = -\frac{NT}{2}(2\pi\sigma^2) + T\log|I_N - \lambda W| \qquad (۹)$$

$$-\frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\left\{y_{it}^* - \left[\sum_{j=1}^{N} w_{ij}y_{jt}\right]^* - (x_{it} - \lambda\left[\sum_{j=1}^{N} w_{ij}x_{jt}\right]^*)\right\}^2$$

1. Hudak
2. Fix Effects Spatial Error Model

با λ معین، می‌توان برآوردگر ML برای β و δ^2 را از شرط اول حداکثرسازی تابع به‌دست آورد:

$$\beta = (\left[X^* - \lambda(I_T \otimes W)X^*\right]^T \left[X^* - \lambda(I_T \otimes W)X^*\right])^{-1} \quad (10)$$
$$\times(\left[X^* - \lambda(I_T \otimes W)X^*\right]^T \left[Y^* - \lambda(I_T \otimes W)Y^*\right]$$

$$\sigma^2 = \frac{e(\lambda)^T e(\lambda)}{NT} \quad (11)$$

در اینجا $e(\lambda) = Y^* - \lambda(I_T \otimes W)Y^* - \left[X^* - \lambda(I_T \otimes W)X^*\right]\beta$ است و تابع لگاریتم لاگرانژ تعدیل یافته شکل زیر را خواهد داشت:

$$LogL = -\frac{NT}{2}\log\left[e(\lambda)^T e(\lambda)\right] + T\log|I_N - \lambda W| \quad (12)$$

با حداکثرسازی این تابع نسبت به λ می‌توان β و σ^2 را به‌دست آورد (الهورشت، ۲۰۱۴).

۶- مروری بر متغیرهای اصلی پژوهش در استان‌های ایران

قبل از برآورد مدل، در این قسمت وضعیت متغیرهای اصلی پژوهش در استان‌های ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد. در جدول زیر، سه استانی که در سال‌های ۱۳۷۹ و ۱۳۹۵ بیشترین و کم‌ترین میزان بهره‌وری نیروی کار را داشته‌اند، نشان داده شده است.

جدول ۱. استان‌ها با بیشترین و کم‌ترین بهره‌وری نیروی کار

۱۳۷۹				۱۳۹۵			
بیشترین بهره‌وری		کم‌ترین بهره‌وری		بیشترین بهره‌وری		کم‌ترین بهره‌وری	
تهران	۴۵/۰۷۲	کردستان	۱۶/۹۸۴	بوشهر	۱۴۴۹/۳۴۷	کردستان	۳۶۰/۳۳۰
خوزستان	۴۲/۷۵۹	چهارمحال	۱۸/۸۴۸	یزد	۹۸۶/۸۸۹	گلستان	۳۹۱/۳۸۲
هرمزگان	۴۲/۱۹۷	آذربایجان‌غ	۱۹/۴۵۰	تهران	۹۱۷/۵۲۰	آذربایجان‌غ	۴۰۹/۱۷۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جالب توجه است که به غیر از استان‌های تهران و یزد، برخی استان‌های جنوبی کشور در لیست بهره‌ورترین استان‌ها قرار دارند. استان‌های با بهره‌وری پایین‌تر نیز بیشتر استان‌های غربی کشور را در برمی‌گیرند. در جداول زیر نیز سه استانی که در سال‌های شروع و خاتمه‌ی مطالعه بیشترین و کم‌ترین درجه‌ی تخصص را داشته‌اند، نشان داده شده است.

جدول ۲. استان‌ها با بیشترین و کم‌ترین درجه تخصص

۱۳۷۹				۱۳۹۵			
بیشترین تخصص		کم‌ترین تخصص		بیشترین تخصص		کم‌ترین تخصص	
کهکیلویه	۰/۳۵۵	خراسان	۰/۱۰۷	زنجان	۰/۷۷۷	خراسان	۰/۱۰۱
ایلام	۰/۳۲۱	مازندران	۰/۱۴۱	مازندران	۰/۶۸۸	فارس	۰/۱۵۵
چهارمحال	۰/۳۱۹	آذربایجان‌غ	۰/۱۵۶	بوشهر	۰/۵۰۱	گیلان	۰/۱۵۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در جدول دیده می‌شود سطح تخصص اقتصادی در استان‌های ایران بسیار پایین است و شاخص تخصص حتی به ۰/۵ هم نمی‌رسد. نکته جالب توجه آن است که استان‌های کوچکی مانند کهگیلویه و بویراحمد، ایلام و چهارمحال در لیست استان‌های متخصص‌تر قرار دارند و استان‌های بزرگی مانند خراسان و فارس استان‌های کم تخصص‌اند. نکته‌ی جالب توجه دیگر جابجایی مازندران در این لیست در فاصله‌ی ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۵ می‌باشد. با مقایسه جداول اشتغال سال‌های ابتدا و انتهای دوره، می‌توان مشاهده کرد که اشتغال این استان در فعالیت‌هایی مانند زیرگروه‌های خدمات عمده فروشی، خرده فروشی سوخت خودرو و ساختمان و تأسیسات ساختمان به‌شدت افزایش پیدا کرده است، که همه به نوعی به افزایش ورود گردشگر به این استان برمی‌گردد و توانسته است شاخص تخصص این استان را تا حد زیادی تحت تأثیر قرار دهد.

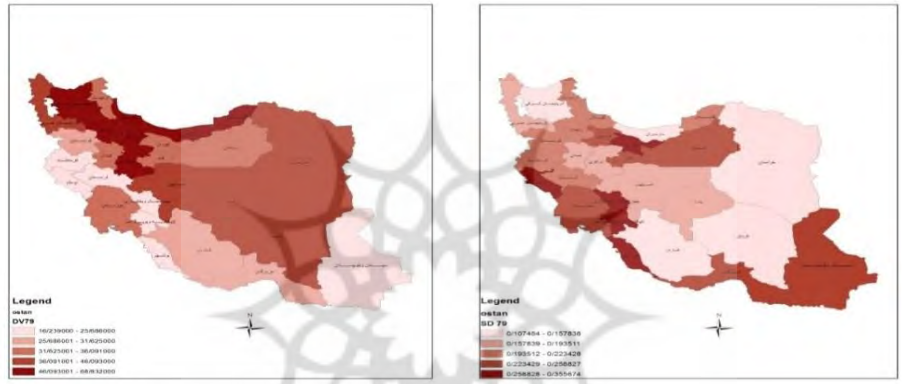
جدول زیر نیز استان‌های دارای بیشترین و کم‌ترین تنوع را نشان می‌دهد. نکته‌ی جالب توجه در این جدول عدم حضور استان‌های بزرگ کشور همچون تهران و اصفهان است.

جدول ۳. استان‌ها با بیشترین و کم‌ترین درجه تنوع

۱۳۷۹				۱۳۹۵			
بیشترین تنوع		کم‌ترین تنوع		بیشترین تنوع		کم‌ترین تنوع	
گیلان	۶۸/۸۳۲	چهارمحال	۱۶/۲۳۹	کرمان	۱۰۹/۶۷۸	مازندران	۲۲/۵۷۹
گلستان	۶۵/۴۶۳	کهکیلویه	۱۹/۲۴۰	گیلان	۷۹/۱۱۹	آذربایجان غ	۲۳/۳۷۲
زنجان	۵۷/۸۹۷	ایلام	۲۳/۰۶۷	قزوین	۷۴/۲۵۴	گلستان	۲۳/۵۵۰

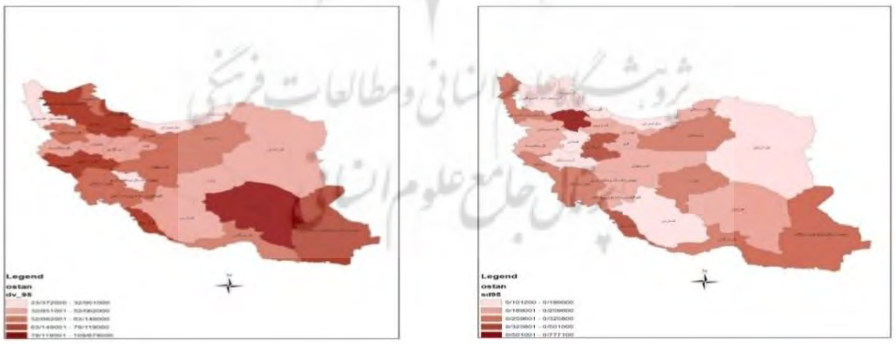
مأخذ: یافته‌های پژوهش

از مقایسه‌ی جداول بالا در سال‌های ۱۳۷۹ و ۱۳۹۵ به نظر می‌رسد که تخصص و تنوع فعالیت‌های اقتصادی در استان‌های ایران بر بهره‌وری نیروی کار در این استان‌ها مؤثر است که این موضوع در ادامه از طریق مدل‌های اقتصادسنجی بررسی می‌شود. مثلاً در سال ۱۳۹۵ استان بوشهر که درجه‌ی تخصص بالاتری دارد، بیشترین بهره‌وری نیروی کار را نیز دارا است. هم‌چنین استان گستان دارای رده‌ی سوم از نظر کم‌ترین درجه‌ی تنوع و دوم از نظر کم‌ترین بهره‌وری نیروی کار است. برای مقایسه‌ی بهتر تخصص و تنوع فعالیت‌های اقتصادی در استان‌های ایران نقشه‌ی تخصص و تنوع فعالیت‌های اقتصادی برای سال‌های ۱۳۷۹ و ۱۳۹۵ در کنار یکدیگر ترسیم شده‌اند.



تخصص اقتصادی تنوع اقتصادی

شکل ۱. تخصص و تنوع اقتصادی در استان‌های ایران، ۱۳۷۹



تخصص اقتصادی تنوع اقتصادی

شکل ۲. تخصص و تنوع فعالیت‌های اقتصادی، ۱۳۹۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که از شکل پیدا است، استان کهکیلویه‌وبویراحمد، ایلام، چهارمحال بختیاری، در سال ۱۳۷۹ که بیشترین میزان درجه‌ی تخصص را دارند، کم‌ترین میزان تنوع را نشان می‌دهند. هم‌چنین در سال ۱۳۹۵ استان گیلان که کم‌ترین درجه‌ی تخصص را دارد، میزان تنوع بالایی را نشان می‌دهد. بنابراین، می‌توان گفت که به‌طور حتم تخصص و تنوع اقتصادی در یک منطقه قابل‌جمع نیستند، زیرا استان‌هایی که بیشترین میزان تخصص را دارند، کم‌ترین میزان تنوع را نشان می‌دهند و برعکس. البته به این موضوع نیز باید توجه کرد که ممکن است شهرهایی که هم‌زمان از صرفه‌های ناشی از تنوع بهره می‌برند، از تخصص بالایی برخوردار باشند. برای مثال، استان اردبیل هم‌زمان تخصص و تنوع بالایی را در سال ۱۳۷۹ نشان می‌دهد.

۷- تحلیل نتایج حاصل از برآورد مدل

به‌منظور بررسی اثرات فضایی، پیش از برآورد مدل از آزمون مورآن I و ضریب لاگرانژ استفاده شده است. براساس نتایج، وابستگی فضایی وجود دارد و مدل باید به‌صورت فضایی تصریح شود. ضریب لاگرانژ نیز در هر دو حالت معنی‌دار است.

جدول ۴. آزمون‌های تشخیص وجود همبستگی فضایی در بهره‌وری نیروی کار

آزمون	مقدار آماره	احتمال آماره
موران I	۲/۸۲	۰/۰۰
ضریب لاگرانژ (وقفه فضایی)	۳/۸۹	۰/۰۴
ضریب لاگرانژ (خطای فضایی)	۳/۲۲	۰/۰۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

به‌منظور اطمینان از انتخاب روش اثرات ثابت یا تصادفی از آزمون هاسمن شده است و همان‌گونه که قبلاً بیان شد، مطابق نتیجه، مدل باید به‌صورت اثرات ثابت برآورد شود.

جدول ۵. نتایج آزمون هاسمن

آزمون هاسمن	آماره χ^2	احتمال آماره χ^2
مدل وقفه فضایی	۲۴/۶	۰/۰۰
مدل خطای فضایی	۲۲/۴	۰/۰۰۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مطابق با نتایج به‌دست آمده، ضرایب فضایی در هر دو حالت وقفه و خطای فضایی (مدل‌های I و II در جدول ۶) معنی‌دارند که با نتایج آزمون موران I و ضریب لاگرانژ سازگار است، بنابراین باید مدل در حالت عمومی (SGM) (یعنی ترکیبی (SARMA)) در نظر گرفته شود، برای بررسی اثرات فضایی متغیرهای تخصص و تنوع مدل به‌صورت SDM با وقفه فضایی این دو برآورد شده است (مدل III در جدول ۶)، که ضرایب برآوردی هر دو از نظر آماری معنی‌دارند. ازاین‌رو، در کنار ضرایب وقفه و خطای فضایی، دومتغیر مستقل اصلی مدل یعنی تخصص و تنوع به‌صورت فضایی هم در مدل در نظر گرفته می‌شود، بنابراین تصریح آخر، یعنی زمانی که مدل شکل عمومی فضایی را دارد به‌عنوان مدل نهایی در نظر گرفته و ضرایب برآوردی تفسیر می‌شود.

جدول ۶. برآورد مدل بهره‌وری به‌صورت داده‌های پانل فضایی

متغیر	I	II	III	IV
SD	۵۴۹/۵۲***	۴۶۸/۲۰**	۶۷۳/۷۷***	۲۳۰/۸۰***
	(۰/۰۳۱)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
DV	۴/۳۵***	۳/۵۰***	۳/۹۶***	۱/۴۵**
	(۰/۰۱۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۱)
K	۶/۴۸	۸/۵۹**	۶/۵۴	۱/۷۱
	(۰/۶۴۴)	(۰/۰۱۷)	(۰/۱۳۴)	(۰/۴۸۸)
EDU	-۹۱/۳۸	-۲۱۱/۸۰***	۱۲/۵۶	۱۸۴/۶۱***
	(۰/۷۶۶)	(۰/۰۰۲)	(۰/۸۶۱)	(۰/۰۰۱)
EDU^2	-۳۲/۴۳	-۲۰/۰۷	-۶۲/۰۵**	-۳۵/۲۹**
	(۰/۲۷۰)	(۰/۳۴۴)	(۰/۰۵۶)	(۰/۰۵۱)
B	۵/۳۱	۳/۸۹	۱۹/۸۸***	۳/۰۷**
	(۰/۵۵۰)	(۰/۲۱۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۲۳)
ρ	۰/۶۷۷***			۰/۸۰***
	(۰/۰۰۰)			(۰/۰۰۰)
λ		۰/۸۴***		۰/۹۹***
		(۰/۰۰۰)		(۰/۰۰۰)
W.SD			۱۳۳۴/۵۲***	۱۶۵/۲۱**
			(۰/۰۰۰)	(۰/۰۱۸)
W.DV			۸/۵۵***	۲/۴۱***
			(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)

*** معنی‌داری با سطح خطای کم‌تر از یک درصد. ** معنی‌داری با سطح خطای کم‌تر از پنج درصد.
* معنی‌داری با سطح خطای کم‌تر از ده درصد. اعداد داخل پرانتز احتمال‌ها می‌باشند.
مأخذ: یافته‌های پژوهش

ضرایب برآوردی متغیرهای تخصص و تنوع هر دو مثبت و معنی‌دار است و نشان می‌دهد هر چه یک استان در فعالیت‌های خود تخصصی‌تر عمل کند و نیز هر چه تنوع فعالیت در یک استان بیشتر باشد، بهره‌وری نیروی کار بالاتر است. البته، با توجه به تفاوت مقیاس شاخص‌های مورد استفاده برای تخصص و تنوع، مقایسه‌ی ضرایب برآوردی معنی‌دار نیست.

ضرایب برآوردی وقفه‌ی فضایی این دو متغیر نیز مثبت و معنی‌دارند، که وجود اثرات مثبت فضایی تخصص و تنوع بر بهره‌وری نیروی کار را نشان می‌دهند. نکته‌ی جالب توجه بیشتر بودن اثرات فضایی تنوع از اثرات مستقیم آن بر بهره‌وری است که نشان می‌دهد افزایش تنوع فعالیت‌های اقتصادی در استان‌های مجاور هر استان، بیشتر از افزایش در تنوع فعالیت‌های اقتصادی آن استان بر بهره‌وری آن تأثیر مثبت خواهد داشت.

تأثیر متغیر سرمایه سرانه و آموزش مطابق با ادبیات نظری مدل‌سازی بهره‌وری که مبتنی بر تابع تولید است، در مدل لحاظ شده‌اند. سرمایه‌ی سرانه تأثیر معنی‌داری بر بهره‌وری نداشته است. نکته‌ای که در ارتباط با آموزش که از طریق متوسط سال‌های تحصیل اندازه‌گیری شده، مطرح است، تأثیر غیرخطی آن بر بهره‌وری نیروی کار است. ضرایب نشان‌دهنده‌ی وجود یک رابطه‌ی غیرخطی U معکوس میان آموزش و بهره‌وری نیروی کار است. به عبارت دیگر، افزایش سال‌های تحصیل نیروی کار بهره‌وری را افزایش می‌دهد، ولی از یک جایی به بعد منجر به کاهش بهره‌وری نیروی کار می‌شود که این نکته بسیار حایز اهمیت است و نشان می‌دهد افزایش تحصیلات تکمیلی به شکلی که اکنون در کشور رایج شده است، عامل منفی برای بهره‌وری به‌شمار می‌رود. بودجه‌ی تخصص یافته به هر استانی هم تأثیر مثبت و معنی‌داری بر بهره‌وری نیروی کار در استان‌های کشور داشته، که مطابق با انتظار است.

ضریب برآوردی وقفه‌ی فضایی متغیر وابسته مثبت و معنی‌دار است، یعنی بهره‌وری نیروی کار هر استان از استان‌های مجاور خود تأثیر مستقیم پذیرفته است، یعنی افزایش بهره‌وری نیروی کار استان‌های مجاور یک استان بر افزایش بهره‌وری نیروی کار استان مبدأ تأثیر مستقیم دارد و مجاورت با استان‌های بهره‌ور عامل مثبتی بر بهره‌وری خواهد بود. ضریب λ برآوردی نشان از تأثیر معنی‌دار مثبت عواملی در استان‌های مجاور هر استان بر بهره‌وری هر استان دارد که در مدل تصریح نشده‌اند.

۸- نتیجه‌گیری

در این پژوهش به بررسی تخصص و تنوع اقتصادی در استان‌های ایران و تحلیل اثرات آن‌ها بر بهره‌وری نیروی کار در ایران طی دوره زمانی ۹۵-۱۳۷۹ پرداخته شده است. به دلیل داشتن جزء مکانی، برای بررسی اثر تخصص و تنوع فعالیت‌های اقتصادی شهری بر بهره‌وری نیروی کار از تکنیک‌های اقتصادسنجی فضایی استفاده شده است. نتایج حاصل از تحلیل الگوی اقتصادسنجی نشان می‌دهد که تخصص و تنوع، رابطه‌ی مثبت و معنی‌داری با بهره‌وری نیروی کار در استان‌های ایران داشته‌اند. هم‌چنین سایر عوامل مؤثر بر بهره‌وری نیروی کار مانند بودجه رابطه‌ی مثبت و تحصیلات ارتباط غیرخطی و معنی‌داری با بهره‌وری نیروی کار در استان‌های ایران داشته‌اند. از سویی بهره‌وری نیروی کار هر استان از استان‌های مجاور خود تأثیر مثبت پذیرفته و مجاورت با استان‌های بهره‌ورتر یک مزیت خواهد بود. وجود اثرات فضایی مثبت تخصص و تنوع نیز قابل تأیید است. می‌توان گفت که یکی از راه‌های افزایش بهره‌وری نیروی کار در استان‌های کشور برنامه‌ریزی برای مکان‌گزینی فعالیت‌های اقتصادی در استان‌های مختلف است. در ساختار اقتصاد شهری ایران توجهی به تخصص‌گرایی صنعتی بر اساس فعالیت‌های اقتصادی انجام نگرفته است و همان‌گونه که نتایج نشان می‌دهد حتی این تخصص کم هم بر بهره‌وری تأثیر مثبت دارد؛ بنابراین می‌توان با تغییر در مکان‌یابی و جابه‌جایی صنایع و حرکت به سمت تشکیل خوشه‌های صنعتی تخصصی از صرفه‌های ناشی از تجمیع بهره گرفته و بهره‌وری را افزایش داد. درکل، با ایجاد تخصص و تنوع در نقاط مختلف کشور، امکان بهره‌گیری از صرفه‌های محلی و شهری ناشی از تجمیع برای بنگاه‌های فعال در هر زمینه فعالیت ایجاد می‌شود و بهره‌وری آن‌ها بالا می‌رود. این اثرات مثبت به‌صورت فضایی نیز تقویت شده و به استان‌های مجاور سرریز می‌شوند، بنابراین، لزوم توجه و برنامه‌ریزی منطقه‌ای و آمایش سرزمین برای ایجاد یک الگوی مناسب و متناسب با نوع فعالیت‌ها در هر یک از استان‌های کشور وجود دارد. در حقیقت باید برنامه‌ریزی منطقه‌ای به سمت تغیر مکان‌یابی صنایع و هدایت آن‌ها در جهت تشکیل خوشه‌های تخصصی شهری صورت گیرد به‌گونه‌ای که در کم‌ترین زمان ممکن بتوان شهرهای کوچک و متوسط را به سمت تخصصی عمل کردن در صنایع خاص و بهره‌گیری از صرفه‌های محلی تجمیع و درنتیجه افزایش بهره‌وری سوق داد.

منابع

۱. سالیوان، آرتور (۲۰۰۳). مباحثی در اقتصاد شهری، ترجمه قادری، جعفر و قادری، علی (۱۳۸۶). تهران: نور علم، جلد اول.

۲. ازواجی، علاءالدین و داداشی، صادق (۱۳۹۰). تحلیل سطح بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد ایران چالش‌ها، فرصت‌ها و رهیافت‌ها. مجله‌ی کار و جامعه، ۱۳۲، ۱۳۳.

۳. ساسان، عبدالحسین (۱۳۶۴). اقتصاد جابه‌جاگری و بررسی راه‌های استان اصفهان. تهران: جهاد دانشگاهی.

۴. سامتی، مرتضی، فتح‌آبادی، مهدی و رنجبر، همایون (۱۳۹۵). تجمیع جغرافیایی فعالیت‌های صنعتی و رشد بهره‌وری: شواهدی از صنایع تولیدی استان‌های ایران. فصلنامه‌ی مدل‌سازی اقتصادی، ۱۰(۲)، ۷۳-۵۱.

۵. شهنازی، روح‌اله و ذبیحی‌دان، محمد سعید (۱۳۹۳). بررسی تأثیر تمرکز اقتصادی بر بهره‌وری در صنایع کارخانه‌ای ایران، فصلنامه‌ی تحقیقات توسعه‌ی اقتصادی، ۱۵۲-۱۲۷.

۶. دهقان‌شبانی، زهرا (۱۳۹۲). تأثیر چگالی فعالیت‌های اقتصادی بر بهره‌وری نیروی کار در استان‌های ایران. فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۸(۵۵)، ۱۱۷-۹۳.

۷. دهقان شبانی، زهرا، صدرایی جواهری، احمد و شهریاری فهلیانی، مریم (۱۳۹۵). بررسی تأثیر تجمیع فضایی فعالیت‌های صنعتی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع شیمیایی و ماشین‌آلات استان‌های ایران. فصلنامه‌ی اقتصاد شهری، ۱(۱)،۳۳-۱۷.

۸. رابلوتی، روبرتا (۱۹۹۷). خوشه‌های صنعتی الگوی موفق توسعهٔ درون‌زا، ترجمه‌ی مهر پویا، عباس و مجیدی، جهانگیر (۱۳۸۲). تهران: رسا.

۹. صباحی، احمد. دهقان شبانی، زهرا و شهنازی روح‌اله (۱۳۸۹). تأثیر بهره‌وری نیروی کار بر توزیع درآمد (مطالعه‌ی موردی در کشورهای منتخب). مجله‌ی دانش و توسعه، ۱۸(۳۱)، ۱۴۸-۱۲۵.

۱۰. فرهمند، شکوفه (۱۳۸۶). تحلیل فضایی توسعه‌ی شهری در ایران. پایانامه‌ی دکتری، دانشگاه اصفهان، دانشکده‌ی علوم اداری و اقتصاد.

۱۱. فرهمند، شکوفه. خوش اخلاق، رحمان و پهلوان‌زاده، بهاره (۱۳۹۰). تحلیل عوامل مؤثر بر توزیع فعالیت‌های اقتصادی در شهر اصفهان. فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه‌ی پایدار)، ۱۳(۱)، ۱۵۳-۱۳۳.

۱۲. لسیج، جیمز (۱۹۹۹). اقتصادسنجی فضایی. ترجمه: جلایی اسفند آبادی، سید عبدالمجید. جمشید نزاد، آرش. طالقانی، فاطمه. تهران: نور علم.
13. Attaran, M. (1987). Industrial diversity & economic performance in US areas. The Annals of Regional Science, 20(2), 44-54.
14. Anselin, L. (1988). Spatial econometrics: Methods & models. Kluwer, Dordrecht.
15. Anselin, L., & Hudak, S. (1992). Spatial econometrics in practice: A review of software options. Regional science & urban economics, 22(3), 509-536.
16. Almeida, P., & Kogut, B. (1999). Localization of knowledge & the mobility of engineers in regional networks. Management science, 45(7), 905-917.
17. Anselin, L., Le Gallo, J., & Jayet, H. (2006). Spatial panel econometrics. In: Matyas, L., & Sevestre, P. (eds.) The econometrics of panel data, fundamentals & recent development in theory & practice.
18. Andersson, M., & Karlsson, C. (2007). Knowledge in regional economic growth—the role of knowledge accessibility. Industry & innovation, 14(2), 129-149.
19. Abel, J. R., Dey, I., & Gabe, T. M. (2011). Productivity & the density of humancapital. FRB of New York Staff Report, (440).
20. Andersson, M., & Lööf, H. (2001). Agglomeration & productivity: evidence from firm-level data. The Annals of Regional Science. 46(3),601-620.
21. Bernard, A. B., Jensen, J. B., & Lawrence, R. Z. (1995). Exporters, jobs, & wages in US manufacturing: 1976-1987. Brookings papers on economic activity. Microeconomics, 1995, 67-119
22. Baltagi, B. H. (2005). Econometric analysis of panel data. (3rd Eds.). New York: John Wiley & Sons Inc. USA. 258- 263.
23. Belotti, F., Hughes, G., & Piano Mortari, A. (2017). Spatial panel data models using Stata, The Stata Journal, 17 (1), pp. 139-180.
24. Broersma, L., & Oosterhaven, J. (2005). Regional Labour Productivity in: The Netherlands-Diversification & Agglomeration Economies.
25. Baldwin, R. E., & Okubo, T. (2006). Heterogeneous firms, agglomeration & economic geography: Spatial selection & sorting. Journal of Economic Geography, 6(3), 323-346.
26. Brunow, S., & Blien, U. (2015). Agglomeration effects on labor productivity: An assessment with microdata. Region, 2(1), 33-53.
27. Duranton, G., & Puga, D. (2001). Nursery cities: Urban diversity, process innovation, & the life cycle of products. American Economic

Review, 1454- Elhorst, J. P. (2014). Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels (pp. 20-25). Heidelberg: Springer.1477.
28. Duranton, G., & Puga, D. (2004). Micro-foundations of Urban Agglomeration Economies, in: J. V. Henderson & J. F. Thisse (ed.), Handbook of Regional & Urban Economics, Elsevier. 2063–2117.
29. Elhorst, J. P. (2014). Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels (pp. 20-25). Heidelberg: Springer.
30. Escriba, F. J., & Murgui, M. J. (2014). Time varying agglomeration effects on total factor productivity in spanish regions (1995-2008). Reg. & Sec. Econ. Studies, 14(2).
31. Fallick, B., Fleischman, C. A., & Rebitzer, J. B. (2006). Job-hopping in Silicon Valley: some evidence concerning the microfoundations of a high-technology cluster. The Review of Economics & Statistics, 88(3), 472-481.
32. Harris, T. F., & Ioannides, Y. M. (2000). Productivity & metropolitan density (No. 0016). Department of Economics, Tufts University.
33. Illy, A., Hornych, C., Schwartz, M., & Rosenfeld, M. T. (2009). Urban growth in Germany–The impact of localization & urbanization economies (No. 19/2009). IWH Discussion Papers.
34. Jacobs, J. (1969). The economy of cities, New York: Random House.
35. Krugman, P. R. (1991). Geography & trade. Cambridge: MIT press.
36. Klein, A., & Crafts, N. (2015). Agglomeration Economies & Productivity Growth: US Cities, 1880-1930.
37. LeSage, J. P. (1999). The theory & practice of spatial econometrics. University of Toledo. Toledo, Ohio, 28, 33.
38. Marshall, A. (1920). Principles of economics, London: McMillan, 8th edition reprinted 1962.
39. Møen, J. (2005). Is mobility of technical personnel a source of R&D spillovers? Journal of Labor Economics, 23(1), 81-114.
40. Rosenthal, S., & Strange, W. C. (2004). Evidence on the nature & sources of agglomeration economies. Handbook of Regional & Urban Economics, 4, 2119-2171.
41. Viton, P. A. (2010). Notes on spatial econometric models. City & Regional Planning, 870(03), 9-10.
42. www.Amar. Org. ir
43. www. The New Palgrave Dictionary of Economics Online.com
44. www. Investopedia.com.