تحقیقات اقتصادی / دوره ۵۲، شمارهٔ ۱، بهار ۹۶/ ص ۱۱۵-۸۹

تحلیل تأثیر سرریزهای بین استانی سرمایه‌ی انسانی بر رشد اقتصادی در ایران

زهرا دهقان شبانی[۱]، روح اله شهنازی*[۲]

۱. استادیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز، zahra_dehghan2003@yahoo.com

۲. استادیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز، rshahnazi@shirazu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۱/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۸/۰۴

چکیده

سرمایه‌ی انسانی یکی از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده‌ی رشد اقتصادی می‌باشد. این عامل از طریق افزایش بهره‌وری نیروی انسانی، افزایش توان ایجاد و ظرفیت جذب فناوری‌های جدید، افزایش بهره‌وری سرمایه‌ی فیزیکی و کاهش جرم و جنایت، بهبود انتخاب‌های سیاسی و مهاجرت افراد تحصیل کرده به مناطق با سرمایه‌ی انسانی قوی‌تر، هم اثراتی بر منطقه مورد نظر و هم اثرات سرریز بر رشد مناطق همجوار دارد.

هدف مقاله‌ی حاضر، تحلیل اثرات مستقیم و سرریزهای فضایی سرمایه‌ی انسانی بر رشد اقتصادی در استان‌های ایران می‌باشد. برای دستیابی به این هدف، از مدل در بین فضایی در داده‌های تابلویی که با به‌کارگیری تکنیک حداکثر درستنمایی برآورد می‌شود، برای ۲۸ استان ایران طی دوره‌ی زمانی ۹۰-۱۳۸۰ استفاده شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که سرمایه‌ی انسانی تأثیر مستقیم مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی هر استان دارد. همچنین سرمایه‌ی انسانی یک استان اثر سرریز مثبت بر رشد سایر استان‌های داشته، به این معنی که با افزایش سرمایه‌ی انسانی هر استان، به طور متوسط رشد اقتصادی سایر استان‌ها افزایش یافته است.

طبقه‌بندی JEL: C33, J24, O47, R11

واژهای کلیدی: سرریزهای فضایی، سرمایه‌ی انسانی، رشد اقتصادی، مدل در بین فضایی، ایران

---

۱. نویسنده مسئول، ۰۷۱۳۶۱۳۴۴۳۰

مقدمه

با وجود استفاده از مفهوم سرریزهای فضایی در تئوری‌های سنتی توسعه منطقه‌ای، این مفهوم در دهه‌های اخیر (از اوایل دهه‌ی نود) در بین اقتصاددانان شهری و منطقه‌ای اهمیت پیدا کرده است. دلیل آن گسترش تکنیک‌های اقتصادسنجی پیشرفته از دهه‌ی نود به بعد بوده است که قادر به در نظر گرفتن ارتباطات فضایی بین مشاهدات می‌باشند[۱]. سرریزهای فضایی[۲و۳]، اثرات خارجی‌ای هستند که اختلاف بین بهینه‌ی خصوصی و اجتماعی ایجاد کرده و زمینه‌ی دخالت دولتی را فراهم می‌آورند.

اثر سرمایه‌ی انسانی بر رشد اقتصادی به خوبی در ادبیات نظری جای گرفته، به طوری‌که برای مثال سرمایه‌ی انسانی به عنوان نهاده در تابع تولید نئوکلاسیک لحاظ شده (منکیو و همکاران[۴]، ۱۹۹۲ و لوکاس، ۱۹۸۸) و یا به عنوان عامل تعیین کننده‌ی فرآیند تکنولوژیکی به‌کار گرفته شده است (نلسون و فیلیپس[۵]، ۱۹۶۶). در مدل‌های رشد درون‌زا بر نقش سرمایه‌انسانی در جذب تکنولوژی (بن حبیب و اسپیگل[۶]، ۱۹۹۴) و نوآوری (رومر[۷]، ۱۹۹۰) تأکید می‌شود. سرمایه‌ی انسانی در فرایند رشد اقتصادی یک نقش دو طرفه بازی می‌کند، اول اینکه سرمایه‌ی انسانی به عنوان عامل تولید است و دوم اینکه به عنوان منبع نوآوری می‌باشد (مینسر[۸]، ۱۹۸۹). به عبارتی یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر رشد، نیروی انسانی متخصص می‌باشد.

از سویی مطالعات مختلف در حوزه‌ی اقتصاد شهری و منطقه‌ای[۹] این نتیجه را که سرمایه‌ی انسانی علاوه بر تأثیری که برای خود منطقه ایجاد می‌کند بر مناطق هم‌جوار نیز دارای تأثیر است و نقش سرمایه‌ی انسانی محدود به یک قلمرو خاص نیست را تأیید کرده‌اند و وجود اثرات خارجی سرمایه‌ی انسانی و سرریزهای سرمایه‌ی انسانی را در توضیح رشد اقتصادی شهرها، مناطق و کشورها مورد بررسی قرار داده‌اند.

---

۱. برخلاف مدل‌های اقتصادسنجی استاندارد که این محدودیت را اعمال می‌کنند که سرریزها صفر باشند، یک جنبه‌ی بسیار ارزشمند از مدل‌های اقتصادسنجی فضایی این است که با استفاده از آن‌ها می‌توان میزان و اهمیت سرریزهای فضایی را ارزیابی کرد.

2. Spatial Spillover

۳. در ادبیات موجود، سرریزهای فضایی انواع مختلفی داشته که هر کدام با مکانیزم‌های اقتصادی متفاوتی به پیرامون منتشر می‌شوند.

4. Mankiw
5. Nelson and Phelps
6. Benhabib and Spigel
7. Romer
8. Mincer

۹. برای بررسی این موضوع در حوزه‌ی اقتصاد شهری به مطالعات راچ (۱۹۹۳) و روسنتهال و استرنج (۲۰۰۸) و در زمینه‌ی اقتصاد منطقه‌ای به مطالعات فینگلتون و همکاران (۲۰۰۶)، لوپز و بازو (۲۰۰۴) و الینجیک (۲۰۰۸) مراجعه شود.

هدف مقاله‌ی حاضر بررسی تأثیر سرریزهای بین استانی سرمایه‌ی انسانی بر رشد اقتصادی استان‌های ایران است. در همین راستا مقاله‌ی حاضر در ۵ بخش اصلی سازماندهی شده است. در بخش اول مبانی نظری، تأثیر مستقیم و سرریز سرمایه‌ی انسانی بر رشداستان‌ها بررسی شده است. در بخش دوم، مروری بر تحقیقات انجام شده صورت گرفته است. تصریح مدل در بخش سوم توضیح داده شده و در بخش چهارم، تخمین مدل و تفسیر نتایج مقاله انجام گرفته است. نتایج در بخش پنجم مقاله ارائه شده است.

۱. مبانی نظری تأثیر مستقیم و سرریز سرمایه‌ی انسانی بر رشد اقتصادی

مباحث رشد اقتصادی و توسعه‌ی منطقه‌ای بیش‌تر بر وابستگی اقتصادی مناطق تمرکز دارد و به طور کلی از پیش فرض می‌کنند که اقتصاد یک منطقه مستقل از اقتصاد سایر مناطق نیست و بهبود و پیشرفت یک منطقه بر تولید مناطق دیگر تأثیر خواهد داشت. در این زمینه، الیوت[1] (۱۹۹۳)، چیو[2] (۱۹۹۳)، ادس و چیو[3] (۱۹۹۷)، کوا[4] (۱۹۹۳) و مورینو و ترهان[5] (۱۹۹۷) بیان می‌کنند که نرخ رشد یک منطقه تابعی از خصوصیات قابل مشاهده‌ی هر منطقه (مانند نیروی‌کار و سرمایه)، خصوصیات غیر قابل مشاهده‌ی هر منطقه (مانند آب و هوا) و سرریزهای بین مناطق می‌باشد. سرریزها بسیار بیشتر از خصوصیات غیر قابل مشاهده‌ی هر منطقه بر نرخ رشد منطقه اثرگذار است و اهمیتی در حد خصوصیات قابل مشاهده‌ی مناطق دارد (کونلی[6] و لیگون[7]، ۲۰۰۲).

امروزه رقابت‌پذیری مناطق به سطح خلاقیت و ابداع و جذب دانش بستگی داشته که همه‌ی این موارد تحت تأثیر سرمایه‌ی انسانی موجود در مناطق است. سرمایه‌ی انسانی عامل مهمی در تعیین رشد اقتصادی مناطق می‌باشد که دارای دو اثر مستقیم و غیرمستقیم (سرریز) بر رشد اقتصادی مناطق است. اثر مستقیم سرمایه‌ی انسانی بر رشد بر روی منطقه‌ای است که سرمایه‌ی انسانی در آن مستقر شده و اثر غیرمستقیم (سرریز) اثری است که این سرمایه‌ی انسانی بر رشد اقتصادی سایر مناطق می‌گذارد.

---

1. Elliott
2. Chua
3. Ades & Chua
4. Quah
5. Moreno & Trehan
6. Conely
7. Ligon

اثر مستقیم سرمایه‌ی انسانی بر رشد اقتصادی منطقه به این صورت است که سرمایه‌گذاری در منابع انسانی با فرض ثابت بودن سایر شرایط، توان تولیدی افراد را افزایش می‌دهد و بنابراین بهره‌وری نیروی کار افزایش یافته و موجب افزایش تولید می‌شود. همچنین، افزایش سرمایه‌ی انسانی قدرت و ظرفیت جذب فناوری جدید و کاربرد آن را محقق می‌سازد و بسترهای لازم برای استفاده از فناوری وارداتی را نیز فراهم می‌کند. سرمایه‌گذاری در سرمایه‌ی انسانی و افزایش سهم آن در کل سرمایه‌گذاری منطقه، سبب بهره‌برداری بهتر از سرمایه‌ی فیزیکی شده و بنابراین موجب رشد اقتصادی منطقه می‌شود. اگر یادگیری و سرریزهای دانش مهم باشند، افزایش ارتباطات افراد با مهارت بالا در یک ناحیه‌ی جغرافیایی ثابت به ابداعات بیش‌تر منجر می‌شود و بهره‌وری را نسبت به نواحی با چگالی بالا و سطح مهارت پایین بیش‌تر افزایش می‌دهد. مجاورت فیزیکی افراد با سطح بالایی از سرمایه‌ی انسانی ارتباط متقابل آنها را ممکن می‌کند. این ارتباطات متقابل به نوبه‌ی خود سرریزهای لازم برای ابداعات را تسهیل می‌کند ابداعات زمانی ایجاد می‌شود که یک فرد خلاق، تخصص و مهارت خود را با مشاهدات و دانشی که از طریق سرریزها می‌آموزد[1]، ترکیب کند. سرریزهای خلاق در نتیجه‌ی تعاملات چهره به چهره و ارتباط بین افراد ایجاد می‌شوند.

یک بنگاه چنانچه در مناطق دارای نیروی کار با تحصیلات بالاتر مستقر شود، توان استخدام و جذب کارگران ماهرتری را دارد که این افراد با مهارت بالا علاوه بر اینکه می‌توانند نهاده‌ها را به‌طور مؤثر و کاراتر مورد استفاده قرار دهند، موجب افزایش بهره‌وری دیگر همکاران خود (تا زمانی که کارگران در انجام وظایف مکمل همدیگر باشند) خواهند شد و از این طریق می‌توانند را سبب افزایش بهره‌وری بنگاه‌ها شوند. افزون بر این اثر، یک بنگاه می‌تواند به طور غیرمستقیم از مجاورت با کارگران با تحصیلات بالاتربهره برند به این صورت که ارتباط متقابل غیررسمی در بین کارگران در صنایع مختلف می‌تواند به استفاده مشترک از اطلاعات جدید کمک کند و فرآیند انتقال دانش در بین بنگاه‌ها را تسهیل کند. همچنین سهم بیش‌تری از فارغ التحصیلان دانشگاهی در یک ناحیه می‌توانند سرریزهای دانش از دانشگاه به بنگاه‌های محلی ایجاد کند و در آخر، تحرک کارگران با تخصص بالا از یک شرکت به سایر شرکت‌ها در یک

---

۱. ایده‌ی سرریزهای سرمایه‌ی انسانی بحث جدیدی نیست و در اقتصاد به زمان مارشال ۱۸۹۰ برمی‌گردد که مارشال بیان می‌کند که ارتباطات اجتماعی بین کارگران در صنایع و مکان‌های مشابه فرصت‌های یادگیری ایجاد می‌کند که بهره‌وری را افزایش می‌دهد.

ناحیه‌ی جغرافیایی مسیری را برای خلق و انتشار سرریزهای دانش[1] ایجاد می‌کند (هیگو و سنا[2]، ۲۰۰۶)، بنابراین سرمایه‌ی انسانی به عنوان یک کانالی است که اجازه می‌دهد سرریزها در یک محله پخش و توسط بنگاه‌های محلی و سایر مناطق جذب شود و موجب افزایش بهره‌وری کل عوامل در بنگاه‌ها و رشد منطقه و رشد سایر مناطق خواهد شد.

با افزایش تحصیلات و سرمایه‌ی انسانی در یک منطقه، احتمال اینکه افراد درگیر در فعالیت‌هایی که اثرات خارجی منفی مانند جرم و جنایت، ایجاد می‌کند، کاهش می‌یابد (مورتی[3]، ۳۰۰۴). دلیل اینکه افزایش تحصیلات فعالیت‌های مجرمانه را کاهش می‌دهد، این است که، اول، آموزش بازدهی کارهای قانونی را افزایش داده و بنابراین هزینه‌ی فرصت رفتار غیرقانونی را بالا می‌برد. مجازات برای رفتار مجرمانه اغلب حبس در پی داشته که با افزایش نرخ دستمزد به‌دلیل آموزش، زمان نیروی کار ارزش بیش‌تری پیدا کرده و هزینه‌ی فرصت مجازات حبس افزایش می‌یابد. دوم، آموزش ممکن است ترجیحات افراد را به روش غیرمستقیم تحت تأثیر قرار دهد که ممکن است بر تصمیم‌گیری در درگیر شدن در جرم و جنایت فرد تأثیر بگذارد. برای مثال، تحصیلات ممکن است صبر یک فرد را افزایش دهد (بکر و مولیگان، ۱۹۹۷) و بر ریسک‌گریزی افراد مؤثر باشد، که نرخ تنزیل کم‌تر یا ریسک گریزی بالاتر احتمال اینکه یک فرد در فعالیت‌های مجرمانه وارد شود را کاهش می‌دهد. اگر ناامنی و جرم در منطقه‌ای بالا باشد سرمایه‌گذاران احساس خطر کرده و از سرمایه‌گذاری در آن منطقه خودداری می‌کنند و موجب کاهش رشد آن منطقه می‌شود، بنابراین چنانچه افزایش سرمایه‌ی انسانی موجب کاهش جرم و جنایت منطقه شده و این امر موجب شود، سرمایه‌گذاران در آن منطقه سرمایه‌گذاری بیش‌تری انجام دهند، تأثیر بر رشد خود منطقه دارد، اما چنانچه سرمایه‌گذاری از سایر مناطق که جرم و جنایت در آنها زیاد است به منطقه با سرمایه‌ی انسانی بالا صورت گیرد، موجب کاهش تولید سرانه‌ی همسایگان منطقه می‌شود و افزایش سرمایه‌ی انسانی یک منطقه سرریز منفی بر سایر

---

۱. این فرضیه که دانش فنی کسب شده توسط یک بنگاه می تواند به سایر بنگاهها به صورت سرریز منتقل شود و بهره‌وری کل عوامل انها را افزایش دهد نخستین بار توسط ارو (۱۹۶۲) در مطالعه‌اش بر اثرات یادگیری نهفته در تجهیزات سرمایه ای جدید مطرح شده است. بر طبق این دیدگاه، بنگاه‌های انفرادی دانش فنی تولید می‌کنند. در ابتدا، این دانش فنی مختص آن بنگاه است و سپس به سایر اقتصاد سرریز می‌شود، به‌گونه‌ای که به‌سرعت کپی برداری می‌شود و بدون هزینه هر تعداد بنگاه‌ها از ان استفاده می‌کنند و یک دانش اجتماعی می‌شود و به عنوان یک اثر خارجی در ارتقا بهره‌وری همه‌ی بنگاه‌ها عمل خواهد کرد.

2. Higo and sena

3. Moretti

مناطق دارد. ضمن اینکه سطح بالای جرم سبب می‌شود که دولت برای ایجاد امنیت و نظم عمومی، منابع عمومی به مناطق با جرم بالا اختصاص دهد که این انحراف سرمایه‌ی عمومی از تولید و سرمایه‌گذاری مولد به ایجاد امنیت را درپی دارد (کاپاسر[1]، ۲۰۰۵). حال چنانچه با افزایش سرمایه‌ی انسانی در یک منطقه جرم و جنایت کم شود، موجب افزایش سرمایه‌ی زیرساختی و تولیدی در سایر مناطق و در نتیجه رشد برای سایر مناطق خواهد شد و سرریز مثبت ایجاد خواهد کرد، که در این صورت نقش سرمایه‌ی انسانی محدود به یک قلمرو خاص نمی‌شود و دارای تأثیر بر سایر مناطق است و اثرات خارجی بر سایر مناطق دارد.

بسیاری از اقتصاددانان استدلال می‌کنند که تحصیلات سبب ایجاد منافع اجتماعی از طریق بهبود رفتار سیاسی می‌شود، که این استدلال هم در نوشته‌های طرفداران دولت حداقلی مانند آدام اسمیت و میلتون فریدمن[2] و هم در نوشته‌های طرفداران دولت حداکثری در اقتصاد دیده می‌شود. علت اینکه تحصیلات بر رفتار سیاسی تأثیر می‌گذارد این است که رای دهندگان با تحصیلات بالاتر، اطلاعات بیش‌تری در مورد کاندیداها و موقعیت احزاب سیاسی دارند و احتمالا رای دهندگان آگاه‌تری هستند، زیرا اولا، قادر به انباشت اطلاعاتی بیش‌تر در طول دوره‌ی انتخاباتی می‌باشند (برای مثال از طریق خواندن روزنامه بیش‌تر) و همچنین توان بهتر برای پردازش اطلاعات دارند (البته اگر تحصیلات بتواند مهارت ذهنی را افزایش دهد)، بنابراین، شهروندان با تحصیلات بهتر در یک موقعیت انتخاب‌های آگاهانه‌تری در زمان انتخابات دارند. یک رای دهنده با تحصیلات بیش‌تر، احتمالا تصمیمات بهتری بر روی موضوعات سیاسی می‌گیرد که می‌تواند برای جمع تأثیرگذار باشد. بنابراین، شهرها و مناطق با جمعیت تحصیل کرده بیش‌تر و بهتر، نمایندگان بهتری را انتخاب خواهند کرد و سیاست‌های عمومی بهتری را به تصویب می‌رسانند، که در این صورت با افزایش سرمایه‌ی انسانی یک منطقه رشد آن منطقه افزایش خواهد یافت.

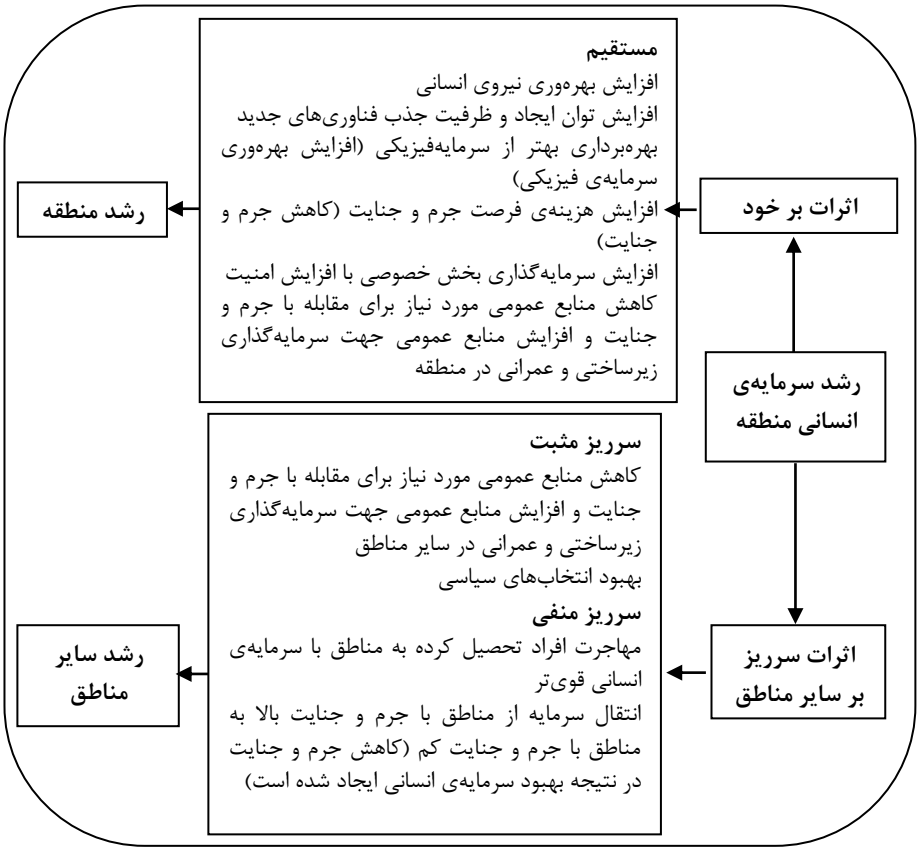
کانال دوم، که تحصیلات ممکن بر رفتار سیاسی تأثیر گذارد، این است که تحصیلات مشارکت مدنی را افزایش دهد. اثر تحصیلات ممکن است الزاما به سطح منطقه محدود نشود و انتخاب‌های سطح ملی و منطقه‌ای افراد یک منطقه، ممکن است ساکنان در سایر شهرها و مناطق را منتفع کند که در این صورت تحصیلات علاوه بر تأثیر مستقیم بر منطقه دارای اثر سرریز بر سایر مناطق است.

---

1. Capasso

۲. برای مثال، فریدمن (۱۹۶۲) بیان می‌کند که یک جامعه دموکراتیک و باثبات بدون حداقل درجه‌ای از سواد و دانش در بخش شهروندی و بدون پذیرش گسترده مجموعه‌ای از ارزش‌ها، امکان پذیر نیست.

اثر غیرمستقیم (سرریز) دیگری که سرمایه‌ی انسانی یک منطقه برای سایر مناطق دارد این است که، افراد با سطح سرمایه‌ی انسانی بالا تمایل دارند در نواحی با بهره‌وری بالا و امکانات بهتر مستقر شوند. آنها با توجه به دستمزدها، هزینه‌ی زندگی و انطباق بین سلیقه‌هایش و امکانات منطقه جایی را برای استقرار انتخاب می‌کنند، بنابراین سطح سرمایه‌ی انسانی یک منطقه می‌تواند تأثیر منفی بر درآمد سرانه‌ی همسایگانش داشته باشد. طبق نظر الجینیک[1](۲۰۰۸)، افزایش در سطح منابع انسانی در یک منطقه به‌طورعمده با مهاجرت جمعیت تحصیل کرده از مناطق مجاور ایجاد می‌شود که اثر منفی بر مناطق همسایه خواهد داشت.



شکل ۱. اثرات سرمایه‌ی انسانی بر خود منطقه و اثرات سرریز آن بر سایر مناطق

1. Olejnik

۲. تحقیقات انجام شده

مطالعات گسترده‌ای از جمله مطالعات کادیل و همکاران[1] (۲۰۱۴)، کیروس و تکسیر[2] (۲۰۱۴)، ویدیاتاما[3] (۲۰۱۰)، سلنر و همکاران[4] (۲۰۱۰)، مارتین و هرانر[5] (۲۰۰۸)، نواک و بوجنک[6] (۲۰۰۴)، بالیساکان[7] (۲۰۰۳) و پلکنن و یلونن[8] (۱۹۹۸) و ... به بررسی تأثیر سرمایه‌ی انسانی بر رشد منطقه‌ای اقتصاد پرداخته‌اند، اما در اینجا تنها مطالعاتی که به بررسی اثر سرریزهای سرمایه‌ی انسانی بر رشد منطقه‌ای پرداخته‌اند، آورده شده است.

مورتی[9] (۲۰۰۳)، در مقاله‌ای با عنوان اثرات جانبی سرمایه‌ی انسانی در شهرها به بررسی تئوریکی این موضوع پرداخته است که اثر افزایش در سطح سرمایه‌ی انسانی بر اقتصاد یک شهر چیست؟ وی مطرح می‌کند که سرریزهای سرمایه‌ی انسانی می‌تواند بر بهره‌وری کل افراد علاوه بر اثر مستقیمی که بر بهره‌وری هر فرد دارد، تأثیر بگذارد. علاوه بر این، افزایش در تحصیلات می‌تواند مشارکت در جرم و جنایت را کاهش دهد و رفتار سیاسی رای دهندگان را بهبود بخشد.

راموز و همکاران[10] (۲۰۱۰) در مقاله‌ای با عنوان سرریزهای سرمایه‌ی انسانی و رشد منطقه‌ای اقتصاد در اسپانیا به بررسی تأثیر ترکیب سرمایه‌ی انسانی بر بهره‌وری و رشد اقتصاد منطقه‌ای در اسپانیا می‌پردازد. آنها وجود سرریزهای جغرافیایی سرمایه‌ی انسانی را با استفاده از داده‌های تابلویی فضایی تحلیل می‌کنند. نتایج تحقیق آنها در استان‌های اسپانیا طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۵ نشان می‌دهد تحصیلات متوسطه و عالی بر روی رشد و بهره‌وری تأثیر دارند، اما شواهد اندکی برای سرریزهای جغرافیایی مثبت سرمایه‌ی انسانی وجود دارد. تنها در برخی مدل‌های وقفه‌ی فضایی آموزش ابتدایی اثر مثبت بر بهره‌وری دارد درحالی‌که آموزش عالی اثر معکوسی بر بهره‌وری و رشد داشته است.

در داخل کشور نیز تنها مقاله‌ی آقایی و همکاران (۱۳۹۲) به بررسی تأثیر سرمایه‌انسانی بر رشد اقتصادی در استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۷ پرداخته

---

1. Čadil et al
2. Queirós & Teixeira
3. Vidyattama
4. Richard Cellener et al
5. Martin and Heranz
6. Novak and Bojnec
7. Balsican
8. Pelkonen & Ylone
9. Moretti
10. Ramos et al

است. آنها در این پژوهش از روش حداقل مربعات معمولی با استفاده از داده‌های تابلویی استفاده کرده‌اند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که شاخص سرمایه‌ی انسانی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی سه گروه استان‌های توسعه یافته، کم‌تر توسعه یافته و توسعه نیافته دارد. در این مطالعه‌ی توجهی به وجود سرریزهای فضایی حاصل از سرمایه‌ی انسانی در بین استان‌ها نشده است، بنابراین نوآوری مطالعه‌ی حاضر این است که به بررسی تأثیر مستقیم و سرریزهای فضایی بین استانی سرمایه‌ی انسانی بر رشد اقتصادی می‌پردازد.

۳. تصریح مدل

مدل‌های رشد منطقه‌ای به دو دسته‌ی مدل‌های رشد فضایی[۱] و مدل‌های رشد غیرفضایی[۲] تقسیم‌بندی شده‌اند. در مدل‌های رشد منطقه‌ای غیرفضایی [۳](سنتی) متغیر فضا در مدل‌های رشد وارد نمی‌شود. مدل‌های رشد فضایی[۴] به طور صریح فاکتورهای فضایی را در مدل‌های رشد وارد کرده‌اند. این مدل‌ها اهمیت بیشتری به صرفه‌جویی ناشی از تجمیع و سرریزها داده‌اند و به دنبال جستجوی محرک‌های اصلی رشد بلندمدت در سطح فضا هستند.

از آنجا که تمرکز این مقاله تحلیل تأثیر سرریزهای سرمایه‌ی انسانی بر رشد اقتصادی است، بنابراین از چارچوب مدل‌های جدید جغرافیای اقتصادی جدید که یک مدل رشد فضایی است که در آن مدل‌های رشد درون‌زا به مدل‌های جغرافیای اقتصادی پیوند خورده است، استفاده می‌شود.

در این مدل‌ها انباشت سرمایه‌ی انسانی، فیزیکی و دانش برای تداوم رشد منطقه مهم می‌باشد [برای مثال، بالدوین، ۱۹۹۹؛ بالدوین و مارتین و اتاویانا، ۲۰۰۱؛ بالدوین و مارتین، ۲۰۰۴؛ مینروا و اتاویانا، ۲۰۰۹] و هزینه‌ی حمل و نقل و تمرکز فعالیت‌های صنعتی محرک‌های کلیدی برای رشد اقتصادی منطقه هستند [هریس، ۲۰۱۱؛ فوجیتا و موری، ۲۰۰۵].

---

1. Spatial Growth Model
2. Non-Spatial Growth Model
۳. مدل رشد نئوکلاسیک، مدل رشد درون‌زا و مدل‌های رشد کینزین در این طبقه از مدل‌ها قرار می‌گیرند
۴. مدل قطب رشد، شکاف تکنولوژی و مدل‌های جغرافیای اقتصادی جدید (نسل اول و مدل‌های جدید جغرافیای اقتصادی جدید)

در این مطالعه یک تابع تولید به فرم کاب داگلاس برای بررسی ارتباط بین تولید و نهاده‌های تولید منطقه در نظر گرفته شده است. هزینه‌ی حمل و نقل در تابع تولید به عنوان یک فاکتور خارجی در کنار تمرکز فعالیت صنعتی در بهره‌وری کل عوامل گنجانده شده است. تابع تولید منطقه‌ی i به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$y_{it} = A_{it}(z_{it}^{w})k_{it}^{\beta_k}h_{it}^{\beta_h} \qquad (۱)$$

که y تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت، A بهره‌وری کل عوامل تولید، k موجودی سرمایه‌ی واقعی و h ذخیره‌ی سرمایه‌ی انسانی است. زیرنویس i نشان‌دهنده‌ی استان‌های کشور (۲۸ استان[۱]) و زیرنویس t بیانگر زمان که $t = ۱۳۸۰,...۱۳۹۰$ می‌باشد.

طبق حسابداری رشد، در پارامتر A ، دامنه‌ی وسیعی از متغیرهای تأثیرگذار بر ابداع و نوآوری از جمله متغیرهای نهادی، محیطی و سیاستی دولت قرار می‌گیرند. در چارچوب مدل‌های جغرافیای اقتصادی جدید، علاوه بر شوک‌های تکنولوژیکی غیرقابل مشاهده، آنچه بر پارامتر A تأثیر گذار است، فاکتورهای محیطی است که بر هزینه‌ی انتقال دانش و سرریزهای دانش مؤثر است که شامل تجمیع فعالیت‌های صنعتی[۲] و هزینه‌ی حمل و نقل[۳] می‌باشد (مینروا و اتاویانو[۴]، ۲۰۰۹)، بنابراین فرض می‌شود که:

---

۱. به‌دلیل اینکه قبل از سال ۱۳۸۳ آماری به صورت جدا برای استان‌های خراسان شمالی، خراسان جنوبی و خراسان رضوی ارائه نشده است، این سه استان به‌دلیل محدودیت اطلاعات آماری در این تحقیق تحت یک استان (خراسان) آورده شده است. ضمن اینکه امار و اطلاعات استان البرز نیز تنها در سال ۱۳۹۰ موجود می‌باشد، به همین دلیل اطلاعات این استان با استان تهران آورده شده است.

۲. تجمیع فعالیت‌های صنعتی از طریق ایجاد صرفه‌جویی ناشی از تجمیع محلی۲ موجب رشد منطقه می‌شود. صرفه جویی ناشی از تجمیع محلی زمانی رخ می‌دهد که هزینه‌های تولید بنگاه‌ها در یک صنعت خاص، با افزایش تولید آن صنعت کاهش یابد. علت این امر این است که تجمع‌های صنعتی اندوخته زیادی از نیروی‌کار دارند که کارایی بازار نیروی‌کار محلی را از طریق انطباق بین کارگران با کارفرمایان تسهیل می‌کنند و همچنین وجود سرریزهای مفید دانش هم درون و هم بین صنایع محلی را بهبود می‌بخشد (مارتین و همکاران ۲، ۲۰۰۹. ص ۱۹)، بنابراین، تجمیع بیش‌تر فعالیت‌ها مرتبط با بهره‌وری و رشد بالاتر است.

۳. عنصر مهم و تأثیرگذار بر استفاده یک منطقه از سرریزهای مناطق دیگر، فاصله می‌باشد، به این صورت که انتشار دانش و سرریز تکنولوژی در مناطقی که از نظر جغرافیایی و اقتصادی فاصله کم‌تری دارند، بیش‌تر است. با کاهش فاصله‌ی اقتصادی (پرکسی آن هزینه حمل و نقل است) بین و درون مناطق، هزینه‌های جابجایی نیروی کار کاهش پیدا می‌کند و هر چه هزینه‌های جابجایی کم‌تر شود، تقسیم کار جغرافیایی بیش‌تر می‌شود. به هر اندازه‌ای که تقسیم کار جغرافیایی بیش‌تر شود، موجب افزایش مهارت و تخصص و بهره‌وری نیروی‌کار و کاهش ضایعات تولید و افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید ($\dot{A}$) می‌گردد (دهقان شبانی و اکبری، ۱۳۹۴).

4. Minerva & Ottaviano

$$A_{it} = d_{it}^{\beta_{ti}} ag_{it}^{\beta_{ag}} e_{it} \qquad (۲)$$

با جای‌گذاری معادله‌ی (۲) در معادله‌ی (۱) و گرفتن لگاریتم از معادله‌ی (۱) داریم:

$$Ly_{it} = \beta_{ti} Ld_{it} + \beta_{ag} Lag_{it} + \beta_k Lk_{it} + \beta_h Lh_{it} + e_{it}$$

از آنجا که داده‌های مورد استفاده در این مطالعه دارای جنبه‌ی مکانی هستند و تحت تأثیر همبستگی مکانی قرار می‌گیرند و با توجه به اینکه هدف این مطالعه تحلیل تأثیر سرریزهای فضایی سرمایه‌ی انسانی است، بنابراین باید از مدل اقتصاد سنجی فضایی استفاده شود که وابستگی مشاهدات به یکدیگر و اثر تغییر در متغیرهای وابسته و توضیحی مشاهدات همسایه را در نظر بگیرد، بنابراین بر اساس مطالعه‌ی لیسج و پیس[1] (۲۰۰۹)، می‌توان یک مدل در بین فضایی[2] (SDM) را برای این تجزیه و تحلیل تجربی در نظر گرفت. در مدل در بین فضایی وقفه‌ی فضایی متغیر وابسته (WY) و همچنین وقفه‌ی فضایی متغیرهای توضیحی (WX) آورده می‌شود. چارچوب مدل دربین فضایی به صورت زیر است:

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \rho \sum_{j=1}^{N} W_{ij} Y_{jt} + \theta \sum_{j=1}^{N} W_{ij} X_{jt} + U_i + \gamma_t + e_{it} \qquad (۳)$$

که $Y_{it} = Ly_{it}$ متغیر وابسته‌ی منطقه i در زمان t، α جزء ثابت، $X_{it} = [Ld_{it}, Lag_{it}, Lk_{it}, Lh_{it}]$ یک بردار از متغیرهای توضیحی و β یک بردار از پارامترها است. W_{ij} عنصر i و j ام از یک ماتریس وزنی $N \times N$ جغرافیایی و $\sum_{j=1}^{N} W_{ij} Y_{jt}$ وقفه‌ی فضایی متغیر وابسته نامیده می‌شود که یک متوسط وزنی[3] از لگاریتم تولید ناخالص واقعی سرانه‌ی بدون نفت از استان‌های همسایه استان i در زمان t است. ضریب ρ اثر تولید استان‌های همسایه بر تولید استان i را نشان می‌دهد.

$\sum_{j=1}^{N} W_{ij} X_{jt}$، وقفه‌ی فضایی متغیرهای توضیحی است و ضریب θ اثر نهاده‌های استان‌های همسایه بر تولید هر استان را نشان می‌دهد. e_{it} جمله اخلال با میانگین صفر و واریانس ثابت است. U_i اثرات ثابت فضایی (مکانی) و γ_t اثرات ثابت زمانی است که به ترتیب برای در نظر گرفتن ناهمگنی‌های مکانی و زمانی استفاده می‌شود، بنابراین مدل نهایی مورد استفاده برای تخمین اثرات سرریز فضایی سرمایه‌ی انسانی بر رشد اقتصادی به صورت رابطه‌ی (۴) است:

---

1. LeSage & Pace
2. Spatial Durbin Model

۳. وزن آن ماتریس جغرافیایی است.

$$Ly_{it} = \alpha + \beta_{ti}Ld_{it} + \beta_{ag}Lag_{it} + \beta_{k}Lk_{it} + \beta_{h}Lh_{it} + \rho\sum_{j=1}^{N} W_{ij}Ly_{jt} + \theta_1\sum_{j=1}^{N} W_{ij}Ld_{jt} + \theta_2\sum_{j=1}^{N} W_{ij}Lag_{jt} + \theta_3\sum_{j=1}^{N} W_{ij}Lk_{jt} + \theta_1\sum_{j=1}^{N} W_{ij}Lh_{jt} + U_i + \gamma_t + e_{it} \quad (۴)$$

لازم به یادآوری است که i و t به ترتیب، نشان‌دهنده‌ی استان مورد نظر و سال هستند و j بیان‌گر سایر استان‌ها است ($i\neq j$).

لازم به ذکر است که در این مطالعه از یک ماتریس وزنی بر اساس طول و عرض جغرافیایی (و نه بر اساس مجاورت) استفاده می‌شود. علت این امر آن است که در ماتریس‌های فضایی ساخته‌شده بر اساس مجاورت، اگر دو مشاهده دارای مرز مشترک باشند، عنصر مربوطه در ماتریس، عدد یک و در غیراین صورت، عدد صفر را به خود می‌گیرد. این بدان معنی است که یک واحد فضایی، یا بر واحد فضایی دیگر تأثیر می‌گذارد و یا نمی‌گذارد. بنابراین، این معیار تعامل بین مشاهدات را تنها محدود به مشاهداتی که دارای مرز مشترک هستند می‌کند. یعنی بین استان‌های غیرهمسایه‌ی ده کیلومتر دورتر، با استان‌های غیرهمسایه‌ی صد کیلومتر دورتر تفاوتی قائل نمی‌شود. در صورتی که طبق قانون معروف جغرافیا: "همه چیز به هم مرتبط است، اما چیزهای نزدیک‌تر نسبت به چیزهای دورتر مرتبط‌تر هستند"، بهتر است در ساختن ماتریس وزنی فضایی، به جای اینکه تنها به مجاورت و داشتن مرز مشترک توجه شود، فاصله‌ی بین مشاهدات معیار قرار گیرد (وگا و الهورست[1]، ۲۰۱۳). ماتریس ساخته شده بر اساس فاصله به صورت زیر است:

$$W_{i,j} = \begin{cases} \frac{1}{d_{i,j}} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases}$$

که $d_{i,j}$ فاصله‌ی بین استان i و استان j است.

۱.۳. منابع داده‌های آماری برای برآورد الگو

آمار تولید ناخالص داخلی اسمی بدون نفت استانی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ از گزارش حساب‌های منطقه‌ای و سالنامه‌ی آماری استان‌های ایران اخذ شده و با توجه به شاخص قیمت استانی ارائه شده توسط بانک مرکزی واقعی شده است.

برای محاسبه تمرکز فعالیت صنعتی از شاخص ناکامورا و پل (۲۰۰۹) ارائه شده در معادله‌ی (۵) استفاده شده است:

---

1. Vega & Elhorst

$$S^{C}_{j} = \frac{X_j}{\sum_{j=1}^{J} X_j} = \frac{X_j}{X_*} \qquad j = 1,\ldots,J \qquad (5)$$

در این معادله X^{*} ارزش‌افزوده کل کشور در بخش صنعت است و X_j، ارزش‌افزوده **منطقه** j در بخش صنعت را نشان می‌دهد. در اینجا j معرف استان می‌باشد. S^{C}_{j} میزان تمرکز بخش صنعت در منطقه j را نشان می‌دهد. این شاخص بین صفر و یک قرار دارد، اگر صنعت به طور کامل در یک منطقه متمرکز شود، برابر یک و اگر صنعت با سهم‌های خیلی کوچک در تعداد زیادی مناطق توزیع شود، این شاخص به‌سمت صفر میل می‌کند، برای محاسبه این شاخص از آمار و اطلاعات حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار استفاده شده است.

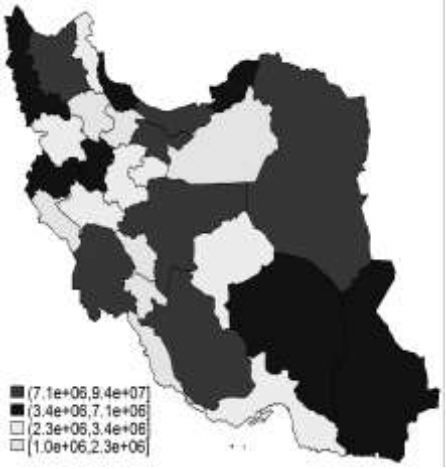
در این مقاله مجموع تسهیلات پرداختی بانک‌ها به بخش غیر دولتی و میزان هزینه‌های عمرانی دولت (تملک دارایی‌های سرمایه‌ای)، به عنوان سرمایه‌گذاری سالیانه در هر استان در نظر گرفته شده است که برای محاسبه این متغیر از سالنامه‌ی آماری استان‌ها و بانک مرکزی استفاده شده است. برای محاسبه ذخیره سرمایه‌ی واقعی از آمار سرمایه‌گذاری و روش نمایی استفاده شده است. در روش نمایی، ابتدا باید موجودی سرمایه از طریق تخمین تابع نمایی $IN_t = IN_0 e^{\lambda t}$ برآورد شود. در این رابطه IN_t متغیر سرمایه‌گذاری ناخالص انجام شده در سال t و IN_0 سرمایه‌گذاری ناخالص انجام شده در سال پایه (۱۳۷۹) است. تبدیل لگاریتمی تابع نمایی به صورت $Ln(IN_t) = Ln(IN_0) + \lambda t$ می‌باشد. پس از تخمین رابطه با روش OLS ضریب متغیر روند زمانی (λ) در معادله به‌دست می‌آید. برای تعیین موجودی سرمایه در سال ۱۳۷۹، بدون احتساب استهلاک سرمایه، از رابطه‌ی $K_{.} = \frac{IN_{.}}{\lambda}$ استفاده می‌شود. با در نظر گرفتن استهلاک سرمایه و کسر ۵ درصد از موجودی سرمایه به عنوان استهلاک، موجودی سرمایه در سال ۱۳۷۹ به قیمت جاری محاسبه شده است. سپس با استفاده از تعریف K به صورت رابطه‌ی $K_t = \frac{K_{t-1} + I_t}{1+\delta}$ و بر اساس موجودی سرمایه در سال پایه، مقادیر موجودی سرمایه برای سال‌های مختلف قابل محاسبه است (زراء نژاد و انصاری، ۱۳۸۶). در رابطه‌ی فوق، δ نشانگر نرخ استهلاک سرمایه و برابر ۵ درصد در نظر گرفته شده و موجودی سرمایه با استفاده از شاخص قیمت استانی واقعی شده است.

آمار هزینه‌ی حمل و نقل به عنوان پروکسی کیفیت زیرساخت حمل و نقل از سالنامه‌ی آماری حمل و نقل جاده‌ای ایران به‌دست آمده است.

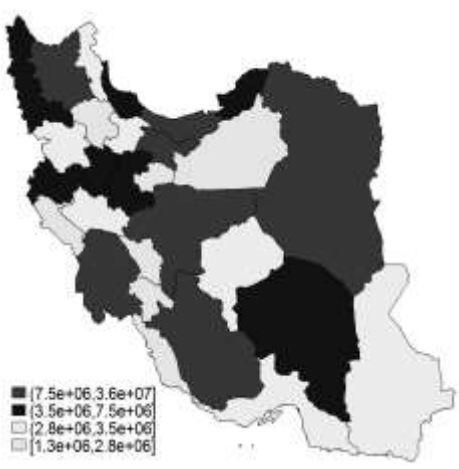
متغیر انباشت سرمایه‌ی انسانی هر استان از ضرب متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار در تعداد نیروی کار هر استان محاسبه شده است. برای ساختن متغیر متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار هر استان از میزان تحصیلات نیروی کار شاغل بالای ۱۰ سال در استان‌های مختلف استفاده شده است، به طوری که نیروی کار موجود در هر استان بر حسب سطح تحصیلات به ۶ دسته تقسیم شده (که شامل سوادآموزی و بزرگسالان، ابتدایی، راهنمایی، متوسطه، پیش دانشگاهی و عالی) است. متوسط سال‌های تحصیل افرادی که آموزش سواد آموزی و بزرگسالان دیده‌اند ۳ سال، مدرک سطح ابتدایی ۵ سال، سطح راهنمایی ۸ سال، سطح متوسطه ۱۱ سال، سطح پیش دانشگاهی ۱۲ سال و نیروی کار با مدرک آموزش عالی ۱۵/۵ سال در نظر گرفته شده است. سپس متوسط سال‌های تحصیل هر سطح تحصیلی در درصد افراد شاغل بالای ۱۰ سال که آن مدرک تحصیلی (سطح آموزش) را دارند برای هر ۶ سطح ضرب شده و در انتها این ارقام با یکدیگر جمع شده‌اند[1]. برای محاسبه این متغیر از آمار و اطلاعات سالنامه‌ی آماری استان‌ها که توسط مرکز آمار ایران منتشر شده، استفاده شده است. بعد از محاسبه‌ی متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار، عدد متوسط سال‌های تحصیل در تعداد نیروی کار استان ضرب شده است تا انباشت سرمایه‌ی انسانی برای هر استان به‌دست آید. لازم به ذکر است که آمار تعداد نیروی کار هر استان از حساب‌های منطقه‌ای مر کز امار ایران و سرشماری جمع‌آوری شده است.

---

۱. محدودیت این روش این است که آموزش‌های ضمن خدمت را در نظر نمی‌گیرد. چون آمار دقیقی از آموزش‌های ضمن خدمت که بسیار مفید و متناسب با تخصص مورد نیاز نیروی کار است و موجب افزایش بهره وری نیروی کار می شود، وجود ندارد.



شکل ۲. انباشت سرمایه‌ی انسانی در سال۱۳۸۰



شکل ۳. انباشت سرمایه‌ی انسانی در سال۱۳۹۰

شکل (۲) و (۳)، پراکندگی سرمایه‌ی انسانی در استان‌های ایران را نشان می‌دهد.

میانگین، انحراف معیار و حداقل و حداکثر متغیرهای مدل در دوره‌ی مطالعه (۱۳۹۰-۱۳۸۰) در جدول (۱) آورده شده است.

جدول ۱. میانگین، انحراف معیار و حداقل و حداکثر متغیرهای مدل

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
لگاریتم ذخیره‌ی سرمایه (LK)	۳۰۸	۵/۳۲	۰/۴۳	۴/۲۸	۶/۹۱
لگاریتم تمرکز فعالیت صنعتی (LAG)	۳۰۸	-۱/۷۹	۱/۰۸	-۴/۳۲	۰/۶۴
لگاریتم انباشت سرمایه‌ی انسانی (LH)	۳۰۸	۶/۶۴	۰/۳۸	۵/۹۷	۷/۹۷
لگاریتم هزینه‌ی حمل و نقل (Ld)	۳۰۸	۵/۴۸	۰/۶۲	۴/۴۳	۱۳/۸۱
لگاریتم تولید واقعی (LY)	۳۰۸	۴/۸۵	۰/۴۳	۳/۷۹	۶/۱۷

منبع: محاسبات پژوهش با استفاده از نرم افزار Stata14

۶. برآورد الگو

در این مطالعه برای بررسی اثر سرریزهای فضایی سرمایه‌ی انسانی بر رشد استان‌ها چنانچه بیان شد، از تکنیک داده‌های فضایی استفاده شده است. در مدل داده‌های فضایی، قبل از برآورد باید مشخص شود که خودهمبستگی فضایی در مدل وجود دارد یا خیر؟ به این منظور قبل از برآورد مدل لازم است آزمون موران بر روی متغیر وابسته

انجام شود. فرضیه‌ی صفر در این آزمون عدم وجود خودهمبستگی فضایی می‌باشد، که نتایج آزمون موران در جدول (۲) ارائه شده است:

جدول ۲. نتایج آزمون موران

مقدار آماری موران	مقدار احتمال
۰٫۴۲۹	۰٫۰۰۰

منبع: محاسبات پژوهش با استفاده از نرم افزار Stata14

از آنجا که مقدار احتمال آماره‌ی موران، کم‌تر از ۰/۰۵ می‌باشد، فرض صفر رد می‌شود، یعنی خودهمبستگی فضایی در متغیر وابسته وجود دارد، بنابراین از تکنیک‌های فضایی برای برآورد مدل استفاده می‌شود.

نتایج تخمین مدل تأثیر مستقیم و غیرمستقیم (سرریز) سرمایه‌ی انسانی بر رشد اقتصادی در جدول‌های (۳) و (۴) آورده شده است.

از آنجا که در تخمین از داده‌های تابلویی استفاده شده است، باید مشخص شود مدل با کدام یک از تکنیک‌های اثرات ثابت یا اثرات تصادفی تخمین زده شود؟ به این منظور، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. فرضیه‌ی صفر در آزمون هاسمن، تخمین توسط تکنیک اثرات تصادفی است. از آنجا که طبق جدول (۳) احتمال آزمون هاسمن کم‌تر از ۰/۰۵ است، بنابراین فرضیه‌ی صفر رد و در نتیجه مدل اثرات ثابت پذیرفته می‌شود.

برای اینکه مشخص شود مدل دربین فضایی (SDM[1]) مناسب است، باید آزمون والد بین مدل‌های وقفه‌ی فضایی (SAR[2]) و دربین فضایی و همچنین بین مدل‌های خطای فضایی (SEM[3]) و دربین فضایی انجام شود. فرضیه‌ی صفر آزمون والد بین مدل‌های SAR و SDM، صفر بودن تمامی ضرایب متغیرهای همسایه است. یعنی در مدل SAR تنها نیاز به ورود وقفه‌ی فضایی متغیر وابسته می‌باشد که طبق نتایج جدول (۳)، از آنجا که مقدار احتمال کم‌تر از ۰/۰۵ بوده است، بنابراین مدل SAR رد می‌شود.

---

۱. در مدل در بین فضایی علاوه بر متغیرهای موثر بر رشد منطقه، وقفه فضایی (متغیر وابسته استان‌های مجاور) و متغیرهای همسایه نیز در مدل وارد می‌شود.

2. Spatial Autoregressive Model
3. Spatial Error Model

جدول ۳. نتایج برآورد مدل تأثیر سرمایه‌ی انسانی بر رشد اقتصادی

متغیر	مقدار	احتمال
لگاریتم ذخیره‌ی سرمایه‌ی واقعی (K)	۰/۵۶۱	۰/۰۰۰
لگاریتم تمرکز فعالیت‌های صنعتی (AG)	۰/۰۹۷	۰/۰۰۰
لگاریتم انباشت سرمایه‌ی انسانی (H)	۰/۲۹۴	۰/۰۰۰
لگاریتم هزینه‌ی حمل و نقل (d)	-۰/۰۳۱	۰/۰۰۵
ضریب همبستگی فضایی (ρ)	۰/۶۱۷	۰/۰۳۴
WlogK	۱/۰۲۸	۰/۰۰۰
WlogAG	-۰/۱۹۰	۰/۰۲۳
WlogH	۰/۵۰۲	۰/۰۷۷
Wlogd	-۰/۳۸۰	۰/۰۰۰
R^2 درون گروهی	۰/۶۹	-
R^2 بین گروهی	۰/۹۷۶	-
R^2 کلی	۰/۹۲۱	-
تست هاسمن	۱۰۲/۷۱	۰/۰۰۰
والد (SAR-SDM)	۵۰/۸۵	۰/۰۰۰
والد (SEM-SDM)	۵۱/۶۴	۰/۰۰۶۶

منبع: محاسبات پژوهش با استفاده از نرم افزار Stata14

فرضیه‌ی صفر آزمون والد بین مدل‌های (خطای فضایی) SEM و SDM مدل SEM است، یعنی در مدل تنها وقفه‌ی فضایی جملات اخلال همسایگان وارد شود.

چون بر اساس برآورد ارائه شده در جدول (۴)، مقدار احتمال این آزمون کم‌تر از ۰/۰۵ است، بنابراین مدل SEM رد شده و مدل SDM ، با استفاده از تکنیک حداکثر درستنمایی، پذیرفته می‌شود که نتایج آن در جدول (۴) ارائه شده است.

از ضرایب تخمین زده شده در جدول (۳)، برای محاسبه‌ی اثرات مستقیم، غیرمستقیم (سرریز) و کل متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته که در جدول (۴) آورده شده، استفاده می‌شود. لازم به ذکر است که ضرایب جدول (۳) به خودی خود تفسیر خاصی ندارند.

جدول ۴. اثرات مستقیم، سرریز و کل متغیرها بر رشد اقتصادی

متغیر	نوع اثر	مقدار	احتمال
لگاریتم ذخیره‌ی سرمایه‌ی واقعی سرانه‌ی (K)	مستقیم	۰/۵۴۶	۰/۰۰۰
	غیرمستقیم (سرریز)	۰/۴۶۸	۰/۰۰۱
	کل	۱/۰۱۴	۰/۰۰۰
لگاریتم تمرکز فعالیت‌های صنعتی (AG)	مستقیم	۰/۱۰۴	۰/۰۰۰
	غیرمستقیم (سرریز)	-۰/۱۷۲	۰/۰۰۲
	کل	-۰/۰۶۸	۰/۲۱۶
لگاریتم ذخیره‌ی سرمایه‌ی انسانی (H)	مستقیم	۰/۲۸۶	۰/۰۰۰
	غیرمستقیم (سرریز)	۰/۲۰۷	۰/۰۸۴
	کل	۰/۴۹۳	۰/۰۱۶
لگاریتم هزینه‌ی حمل و نقل (d)	مستقیم	-۰/۰۲۲	۰/۰۴۵
	غیرمستقیم (سرریز)	-۰/۲۴۱	۰/۰۰۵
	کل	-۰/۲۶۴	۰/۰۰۳

منبع: محاسبات پژوهش با استفاده از نرم افزار Stata14

با توجه به جدول (۴)، هر متغیر توضیحی، یک اثر مستقیم، یک اثر غیرمستقیم و یک اثر کل بر متغیر وابسته، یعنی رشد اقتصادی دارد. اثر مستقیم هر متغیر بر رشد اقتصادی نشان می‌دهد که اگر آن متغیر در استان i تغییر کند، به طور متوسط چه تأثیری بر رشد اقتصادی همان استان خواهد داشت. اثر غیرمستقیم (سرریز) هر متغیر بر رشد اقتصادی نشان می‌دهد که اگر آن متغیر در استان i تغییر کند، به‌طور متوسط چه تأثیری بر رشد اقتصادی سایر استان‌ها خواهد داشت، که این به معنی سرریز فضایی آن متغیر بر رشد اقتصادی سایر استان‌ها می‌باشد. اثر کل هر متغیر بر رشد اقتصادی نشان می‌دهد که اگر آن متغیر در استان i تغییر کند، به طور متوسط چه تأثیری بر رشد اقتصادی همه‌ی استان‌ها (شامل استان i) خواهد داشت (آتلا[1] و همکاران، ۲۰۱۴، ص ۱۸).

1. Atella

طبق جدول (۳)، اثر ضریب همبستگی فضایی که نشان‌دهنده‌ی تأثیر رشد سایر استان‌ها بر رشد استان i می‌باشد، مثبت و از نظر آماری معنادار است، در حقیقت مثبت و معنی‌دار بودن ضریب همبستگی فضایی نشان می‌دهد که رشد اقتصادی استان‌ها در ایران به یکدیگر وابسته است و با افزایش رشد اقتصادی سایر استان‌ها رشد اقتصادی استان مورد نظر افزایش می‌یابد. علت این امر این است که رشد یک استان می‌تواند موجب افزایش در درآمد محلی آن استان شود که افزایش درآمد یک استان، افزایش تقاضا برای کالاها، افزایش پس‌اندازهای داخلی و فرصت‌های اشتغال بیش‌تر را به‌دنبال خواهد داشت. تقاضای بیش‌تر موجب واردات کالای بیش‌تر می‌شود[۱] و طبق تئوری رشد صادرات محور، درآمد استان تولیدکننده و صادرکننده‌ی محصول را افزایش می‌دهد. افزایش درآمد داخلی یک استان، پس‌اندازهای داخلی بیش‌تر و فرصت‌های شغلی بیش‌تر ایجاد می‌کند، که طبق مدل منطقه‌ای هارد-دومار موجب می‌شود که مناطق همسایه از دسترسی نیروی کار و سرمایه منفعت ببرند، بنابراین رشد یک منطقه می‌تواند از کانال ارتباطات تجاری، ارتباطات تقاضا و تحرک بین منطقه‌ای عوامل تولید، موجب افزایش یا کاهش رشد سایر استان‌های همسایه‌اش شود.

طبق جدول (۴)، در این مدل، اثر مستقیم، غیرمستقیم (سرریز) و کل متغیر لگاریتم موجودی سرمایه‌ی واقعی سرانه بر رشد اقتصادی مثبت و معنادار است که این امر نشان می‌دهد با افزایش موجودی سرمایه در هر استان، رشد اقتصادی در خود آن استان و نیز در سایر استان‌ها افزایش می‌یابد، که تأیید کننده انتظارات نظری می‌باشد. مثبت بودن سرریزهای موجودی سرمایه به این علت است که با افزایش موجودی سرمایه‌ی استان i طبق مدل رشد منطقه‌ای هارد- دومار، مناطق همسایه می‌توانند از دسترسی به موجودی سرمایه‌ی استان همسایه منفعت ببرند.

اثر مستقیم لگاریتم تمرکز فعالیت صنعتی بر رشد اقتصادی، مثبت و از نظر آماری معنادار است. علت این امر آن است که با افزایش تمرکز فعالیت صنعتی در یک استان، درآمد نیروی کار استان افزایش یافته و این افزایش درآمد موجب افزایش تقاضا برای تولیدات استان می‌شود و افزایش تولید استان به معنی افزایش رشد است. اثرات غیرمستقیم (سرریز) منفی و معنادار است، با افزایش تمرکز فعالیت صنعتی در یک منطقه، تمرکز در دیگر مناطق کاهش می‌یابد و ضمن اینکه موجب مهاجرت نیروی کار

---

۱. زیرا به طور معمول یک منطقه قادر نیست تمامی کالاهای مورد نیازش را به صورت محلی تولید کند.

و سرمایه به منطقه با تمرکز صنعتی بالا خواهد شد و بنابراین تأثیر منفی بر رشد سایر استان‌ها دارد.

همچنین نتایج تخمین نشان می‌دهد که تأثیر مستقیم هزینه‌ی حمل و نقل بر رشد اقتصادی، منفی و از نظر آماری معنادار است، یعنی با کاهش هزینه‌های حمل و نقل و به عبارتی بهبود کیفیت حمل و نقل، رشد اقتصادی افزایش می‌یابد، که علت آن این است که با کاهش هزینه‌ی جابه‌جایی نهاده‌ها و ستاده‌ها و به‌دنبال آن کاهش قیمت تمام شده‌ی کالا، قدرت رقابت و تقاضا برای کالاهای منطقه افزایش می‌یابد. یکی از مهم‌ترین نهاده‌های تولید، نیروی کار است که با کاهش هزینه‌های جابه‌جایی، امکان دسترسی به نیروی کار بیش‌تر و دارای مهارت‌های متنوع‌تر فراهم می‌شود، در نتیجه تقسیم کار بیش‌تری صورت می‌گیرد که درپی آن تخصص و بهره‌وری نیروی کار و هزینه‌های تولید کاهش می‌یابد و به دنبال آن، قیمت محصولات کاهش یافته و تقاضا و تولید منطقه افزایش می‌یابد. از سوی دیگر، با کاهش هزینه‌های حمل و نقل، بازار گسترده‌تری برای فروش تولیدات فراهم شده که این افزایش تقاضا موجب افزایش تولید و رشد می‌شود.

اثرات سرریز هزینه‌ی حمل و نقل بر رشد اقتصادی نیز منفی و معنادار است، که نشان می‌دهد با کاهش هزینه‌های حمل و نقل در یک استان، رشد اقتصادی استان‌های مجاور آن افزایش می‌یابد. با رشد زیرساخت‌های حمل و نقل استان‌های مجاور، دو اثر انتشار و تجمیع اتفاق می‌افتد. از یک سو زیرساخت‌های حمل ونقل، را تشکیل می‌دهند که فعالیت‌های اقتصادی مناطق مختلف را به یک تمامیت (کل) متصل می‌کند و بنابراین، مناطق دارای رشد سریع را قادر می‌کند تا توسط اثرات انتشار[1]، محرک رشد اقتصادی مناطقی که رشد آهسته دارند باشند و در نتیجه، اثرات سرریز مثبت دیده می‌شود و از سوی دیگر بهبود در زیرساخت‌های حمل و نقل، در همان زمان، مهاجرت عوامل تولید را از مناطق توسعه نیافته به مناطق توسعه یافته توسط اثر تجمیع[2] تسهیل می‌کند و بنابراین در این مورد، اثرات سرریز منفی دیده می‌شود. اثرات سرریز مثبت حمل و نقل در ایران (با توجه به منفی بودن ضریب اثر غیرمستقیم هزینه‌ی حمل و نقل) به این دلیل است که اثر انتشار بر اثر تجمیع غالب شده است و بنابراین با کاهش هزینه‌ی حمل و نقل یک استان رشد اقتصادی سایر استان‌ها افزایش می‌یابد. اثر کل هزینه‌ی حمل و نقل بر رشد اقتصادی معنادار و منفی است، که هم جهت با دو اثر

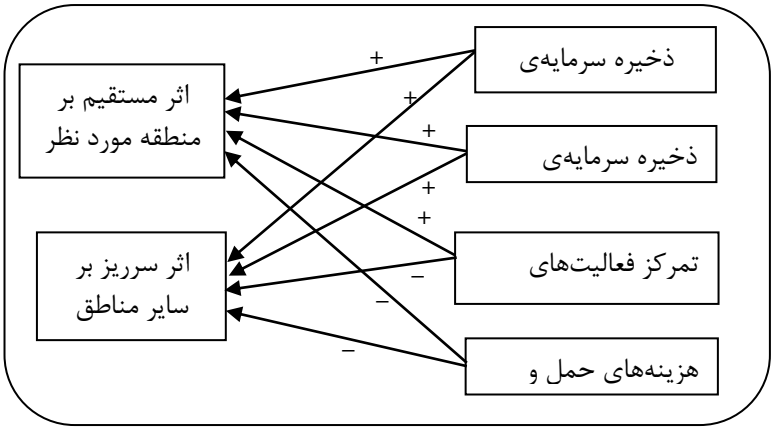
1. Diffusion Effects
2. Agglomeration Effects

مستقیم و غیرمستقیم می‌باشد، یعنی کاهش هزینه‌های حمل و نقل سبب بهبود رشد اقتصادی در کل می‌شود.

اثر مستقیم لگاریتم ذخیره‌ی سرمایه‌ی انسانی سرانه بر رشد اقتصادی مثبت و معنادار است، زیرا بهبود سرمایه‌ی انسانی از طریق افزایش توان تولیدی و بهره‌وری نیروی کار، بهره‌برداری بهتر از سرمایه‌ی فیزیکی و همچنین افزایش نوآوری و ظرفیت جذب فناوری‌های جدید و به‌کارگیری آن‌ها سبب افزایش رشد اقتصادی می‌شود. اثر سرریز لگاریتم ذخیره‌ی سرمایه‌ی انسانی سرانه بر رشد اقتصادی در سطح ۱۰درصد مثبت و معنادار است، به عبارتی هر چه در یک استان سرمایه‌ی انسانی بیش‌تر باشد، رشد اقتصادی استان‌های مجاور افزایش می‌یابد. علت سرریزهای مثبت ذخیره‌ی سرمایه‌ی انسانی سرانه بر رشد اقتصادی این است که همان‌طور که در مبانی نظری بیان شد، با افزایش سرمایه‌ی انسانی در یک منطقه جرم و جنایت کم شده و موجب افزایش سرمایه‌ی زیرساختی و تولیدی در سایر مناطق و در نتیجه رشد برای سایر مناطق خواهد شد و سرریز مثبت ایجاد خواهد کرد. همچنین با افزایش جمعیت افراد تحصیل کرده در یک منطقه، نمایندگان بهتری را در سطح ملی و منطقه‌ای انتخاب خواهند کرد و اثر انتخاب‌های آنها در سطح ملی، محدود به منطقه‌شان نخواهد شد و رشد سایر مناطق را افزایش خواهد داد. اثر کل لگاریتم ذخیره‌ی سرمایه‌ی انسانی سرانه بر رشد اقتصادی، مثبت و معنادار است.

۷- جمع‌بندی

در مطالعاتی که تاکنون در زمینه‌ی تأثیر سرمایه‌ی انسانی بر رشد اقتصادی در ایران انجام شده است، تاکنون به وجود سرریزهای فضایی حاصل از سرمایه‌ی انسانی در بین استان‌ها توجهی نشده است، بنابراین نوآوری مطالعه‌ی حاضر این است که به بررسی تأثیر مستقیم و سرریزهای فضایی بین استانی سرمایه‌ی انسانی بر رشد اقتصادی در استان‌های ایران می‌پردازد. برای بررسی این موضوع از چارچوب مدل جدید جغرافیای اقتصادی جدید که یک مدل رشد فضایی است، استفاده شده است که با توجه به محرک کلیدی رشد در این مدل‌ها، الگوی اقتصاد سنجی طراحی شده که با استفاده از تکنیک حداکثر درستنمایی برآورد شده، که نتایج آن در شکل (۲) آمده است.



شکل ۲. نتیجه برآورد الگو

منبع: دستاورد پژوهش

همانگونه که دیده می‌شود، ذخیره سرمایه‌ی انسانی هم اثر مستقیم مثبت بر منطقه و هم اثر سرریز مثبت بر سایر مناطق دارد. به عبارتی برآیند اثرات سرریز سرمایه‌ی انسانی در مناطق مثبت است.

بر اساس نتایج به‌دست آمده از این مطالعه پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران نهاده‌ی مهم سرمایه‌ی انسانی را مورد توجه قرار دهند و در جهت بهبود آن تلاش کنند و سرمایه‌گذاری بیشتر در تربیت نیروی‌کار متخصص و باتحصیلات عالی و هم‌چنین افزایش محقق و کارآفرین‌فراهم‌شود.

پیوست (۱). مدل دربین فضایی

ویژگی مدل دربین فضایی این است که شامل وقفه‌های فضایی متغیرهای توضیحی و وابسته می‌شود. مطالعه‌ی لسیج و پیس (۲۰۰۹)، یک چارچوب نظری برای تفسیر اثرات مستقیم و غیرمستقیم از طریق تبدیل ماتریس وزنی فضایی ارائه کرده است. فرم کلی مدل دربین فضایی به صورت زیر است:

$$Y = \rho WY + X\beta + WX\theta + \alpha I_n + \epsilon \qquad (۷)$$

که می‌تواند به صورت رابطه‌ی زیر بازنویسی شود:

$$(I_n - \rho W)Y = X\beta + WX\theta + \alpha I_n + \epsilon \qquad (۸)$$

$$Y = \sum_{r=1}^{k} S_r(W)\, X_r + V(W)\, I_n \alpha + V(W)\epsilon \qquad (۹)$$

که در آن:

$$S_r(W) = V(W)(I_n\beta_r + W\theta_r) \quad , \quad V(W) = (I_n - \rho W)^{-1}$$

اگر معادله‌ی (۹) از یک منطقه به n منطقه تعمیم داده شده و شکل ماتریسی استخراج شود، خواهیم داشت:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} = \sum_{r=1}^{k} \begin{pmatrix} S_r(W)_{11} & S_r(W)_{12} & \dots & S_r(W)_{1n} \\ S_r(W)_{21} & S_r(W)_{22} & \dots & S_r(W)_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ S_r(W)_{n1} & \dots & \dots & S_r(W)_{nn} \end{pmatrix} \qquad (۱۰)$$

$$\begin{bmatrix} w_{0q} \\ w_{1q} \\ \vdots \\ w_{nq} \end{bmatrix} * U(V)\ \varepsilon$$

در این‌جا، اثرات مستقیم می‌تواند از متوسط عناصر قطری ماتریس $S_r(W)$ به دست آید، اثرات کل متوسط توسط میانگین‌گیری از مجموع ردیف‌ها (یا ستون‌های) ماتریس $S_r(W)$ محاسبه شود و متوسط اثرات غیرمستقیم، یعنی اثرات سرریز (معادله‌ی ۱۳)، تفاوت بین متوسط اثرات کل (معادله‌ی ۱۱) و متوسط اثرات مستقیم (معادله‌ی ۱۲) می‌باشد. به عبارت دیگر:

$$\bar{M}(r)\text{total} = n^{-1}\, \acute{I}_n\, Sr(W)_{I_n} \qquad (۱۱)$$

$$\bar{M}(r)\text{direct} = n^{-1}\, tr(S_r(W)) \qquad (۱۲)$$

$$\bar{M}(r)\text{indirect} = \bar{M}(r)\text{total} - \bar{M}(r)\text{direct} \qquad (۱۳)$$

قابل ذکر است که اثرات مستقیم اثرات متغیر مستقل یک منطقه بر متغیر وابسته‌ی همان منطقه است. اثرات غیرمستقیم یا سرریز اثرات متغیر مستقل یک منطقه بر متغیر وابسته‌ی سایر مناطق می‌باشد و اثر کل بیانگر مجموع اثرات متغیر مستقل یک منطقه بر متغیر وابسته همان منطقه و مناطق هم‌جوار می‌باشد.

پیوست (۲): وضعیت انباشت (ذخیره) سرمایه‌ی انسانی و رشد اقتصادی در استان‌های ایران

جدول (۱) وضعیت انباشت سرمایه‌ی انسانی و رشد اقتصادی در استان‌های ایران برای دو سال ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰را نشان می‌دهد.

جدول ۱. انباشت سرمایه‌ی انسانی و رشد اقتصادی در استان‌های ایران

	۱۳۸۰		۱۳۹۰	
نام استان	سرمایه‌ی انسانی	رشد اقتصادی	سرمایه‌ی انسانی	رشد اقتصادی
آذربایجان شرقی	۹۳۹۹۶۸۷	۰/۰۵۶۳۸۶۱۱۳	۹۷۹۴۶۰۲	۰/۰۵۳۲۴۵۸۲۸
آذربایجان غربی	۶۸۲۴۴۴۴	۰/۰۲۲۲۷۳۶۹۱	۷۰۰۷۵۸۱	۰/۱۰۴۲۰۸۰۹
اردبیل	۲۸۷۴۵۵۸	۰/۰۲۶۱۷۸۳۴۹	۳۱۴۱۰۷۰	۰/۰۵۳۵۷۶۹۲۹
اصفهان	۱۱۹۰۱۸۶۰	۰/۰۱۲۷۸۶۱۵۷	۱۲۸۰۳۶۹۸	۰/۰۵۹۶۰۲۳۷۷
ایلام	۱۰۴۱۲۹۵	۰/۱۵۱۶۴۰۷۱۷	۱۳۰۹۶۵۱	۰/۱۰۳۵۸۷۶۷۲
بوشهر	۱۸۶۰۶۶۵	۰/۲۶۵۸۷۷۲۷	۲۷۲۰۰۵۸	۰/۱۶۵۵۵۰۷۰۲
تهران	۴۸۷۵۶۷۴۵	۰/۰۳۶۶۷۴۱۳۳	۴۹۷۷۶۴۷۷	۰/۰۸۷۲۲۹۵۸۹
چهارمحال و بختیاری	۱۸۲۳۳۴۶	۰/۰۸۵۲۷۲۶۳۷	۲۰۳۲۸۹۳	۰/۰۶۵۵۴۷۶۹۸
خراسان	۱۶۷۸۵۹۱۴	۰/۰۳۴۴۳۷۴۷۷	۱۸۱۳۰۳۳۸	۰/۰۵۶۸۶۳۲۸۹
خوزستان	۸۷۶۲۲۱۸	-۰/۰۲۹۱۸۲۵۲۲	۸۵۱۱۲۲۰	۰/۰۴۲۱۵۳۰۸۲
زنجان	۲۲۵۴۸۹۸	-۰/۰۳۱۲۵۵۰۰۳	۲۴۴۰۵۵۴	۰/۰۶۹۷۶۷۵۳
سمنان	۱۵۲۰۳۹۶	۰/۰۸۳۹۶۳۲۱۸	۱۷۱۶۵۲۴	۰/۰۸۴۳۳۸۲۲۱
سیستان وبلوچستان	۳۷۴۷۲۲۹	۰/۰۷۷۷۳۹۸۷۳	۲۷۸۰۹۳۷	۰/۰۵۲۰۰۹۶۶۷
فارس	۹۴۴۵۴۸۴۳	۰/۰۶۲۶۳۸۱۱۷	۱۰۸۱۷۹۸۰	۰/۰۶۲۸۲۴۶۱۳
قزوین	۲۲۱۹۷۳۹	۰/۰۹۱۳۴۰۵۹۸	۲۸۶۴۹۲۵	۰/۰۶۹۱۹۱۱۸۷
قم	۲۴۲۰۰۷۶	۰/۱۰۶۳۷۹۸۵	۲۵۳۱۰۴۶	۰/۰۵۰۹۸۵۴۳۹
کردستان	۲۸۰۹۶۷۱	-۰/۰۱۳۰۵۶۰۳۷	۳۱۷۱۰۳۷	۰/۰۵۷۵۵۲۸۱۵
کرمان	۵۳۹۵۵۲۹	-۰/۰۷۴۵۳۲۸۸۲	۶۲۲۰۰۷۳	۰/۰۵۶۴۷۲۴۲۲
کرمانشاه	۳۹۰۷۷۱۸	۰/۰۶۱۵۰۸۱۵۵	۳۹۵۱۹۷۰	۰/۰۷۳۷۱۳۰۱۲
کهگیلویه وبویراحمد	۱۱۴۹۰۲۰	-۰/۱۶۶۰۰۹۰۳۸	۱۳۲۲۸۳۴	-/۰۲۶۲۸۷۲۹۵
گلستان	۳۵۵۶۲۲۴	۰/۰۰۱۴۳۹۲۶۷	۴۰۹۴۷۶۹	۰/۰۴۰۶۱۲۰۵۳
گیلان	۶۰۹۶۲۹۱	۰/۰۴۹۱۵۲۶۶۹	۶۴۹۳۲۱۸	۰/۰۵۲۱۵۴۰۵۶
لرستان	۳۳۳۳۵۶۵	۰/۵۳۸۸۵۵۲۹	۳۴۲۸۲۱۸	-۰/۷۲۱۵۴۲۹
مازندران	۷۴۶۲۲۲۰	۰/۰۹۸۵۷۳۳۱۶	۸۵۵۷۴۹۶	۰/۰۶۹۶۸۲۸۸۲
مرکزی	۳۰۱۳۸۳۷	۰/۱۶۲۹۰۷۰۱۴	۳۴۸۵۸۸۸	۰/۰۵۲۵۸۵۳۶۴
هرمزگان	۲۷۰۶۶۶۵	۰/۰۷۴۰۷۴۳۶۶	۳۴۰۰۳۸۴	۰/۰۳۵۶۳۴۳۱
همدان	۳۸۰۴۴۶۴	۰/۱۰۸۹۵۹۸۹۳	۳۹۳۸۲۷۳	۰/۰۵۰۳۰۷۲۵۶
یزد	۲۸۹۱۹۵۷	۰/۱۳۶۹۱۰۴۰۹	۲۹۷۶۸۳۶	۰/۰۸۹۶۵۸۴۱۶

منبع : محاسبات پژوهش با استفاده از آمار سالنامه‌های آماری استان‌ها و حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار

منابع

۱. آقایی، مجید، رضا قلی زاده، مهدیه و فریده باقری (۱۳۹۲). بررسی تأثیر سرمایه‌ی انسانی بر رشد اقتصادی در استان‌های ایران، *فصلنامه‌ی پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی*، ۶۷، ۲۱-۴۴.

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

۳. بانک مرکزی ایران. اطلاعات سری‌های زمانی آماری.

۴. مرکز آمار ایران. سالنامه‌های آماری استان‌ها. سرشماری ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰.

5. Atella, V., Belotti, F., Depalo, D., & Mortari, A. P. (2014). Measuring spatial effects in the presence of institutional constraints: The case of Italian Local Health Authority expenditure. *Regional Science and Urban Economics*, 49, 232-241.
6. Baldwin, R. E. (1999). Agglomeration and endogenous capital. *European Economic Review*, *43*(2), 253-280.
7. Baldwin, R. E., & Martin, P. (2004). Agglomeration and regional growth. *Handbook of regional and urban economics*, *4*, 2671-2711.
8. Baldwin, R. E., Martin, P., & Ottaviano, G. I. (2001). Global income divergence, trade, and industrialization: The geography of growth take-offs. *Journal of Economic Growth*, *6*(1), 5-37.
9. Becker, G. S., & Mulligan, C. B. (1997). The endogenous determination of time preference. *The Quarterly Journal of Economics*, 729-758.
10. Benhabib, J., And Spiegel, M. (1994). The Role of Human Capital in Economic Development Evidence from Aggregate Cross-Country Data*, Journal of Monetaryeconomics*, 34, 143−173.
11. Čadil, J., Petkovová, L., & Blatná, D. (2014). Human Capital, Economic Structure and Growth. *Procedia Economics and Finance*, *12*, 85-92.
12. Capasso, S. (2005). Crime, inequality and economic growth. *Innovation, Unemployment, and Policy in the Theories of Growth and Distribution*, 168.
13. Cardoso, C., & Pentecost, E. J. (2011). Regional Growth and Convergence: The Role of Human Capital in the Portuguese Regions. *Loughborough University Department of Economics Discussion Paper Series*, *3*.
14. Conley, T. G., & Ligon, E. (2002). Economic distance and cross-country spillovers. *Journal of Economic Growth*, *7*(2), 157-187.
15. Del Bo, C., & Florio, M. (2012). Infrastructure and growth in a spatial framework: Evidence from the EU Regions, *Review Of Economic Studies, 58, Pp. 277-297.* regions". *European Planning Studies*, 20 (8), 1393–1414.

16. Fingleton B, López-Bazo E (2006) Empirical growth models with spatial effects. *Papers in Regional Science*. 85 (2): 177-219
17. Friedman, M. (1962). *Capitalism and freedom*. University of Chicago press.
18. Fujita, M., & Mori, T. (2005). Frontiers of the New Economic Geography*. *Papers in Regional Science*, 84(3), 377-405.
19. Harris, R.G (2011). Models of regional growth: past, present and future. *Journal of economic surveys*, *25*(5), 913-951.
20. Higon, D. A., & Sena, V. (2006). *Productivity, spillovers and human capital: An analysis for British establishments using the ARD dataset*. DTI.
21. Kataoka,M. (2013). Human Capital and Regional Growth in Indonesia, *Preliminary Studies.*
22. LeSage, J., & Pace, R. K. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*. CRC Press.
23. Liu,D. & Meissner, C.M. (2014). Market potential and the rise of rise of US productivity leadership. *Journal of International Economics*. pp, 1-16
24. López-Bazo E; Vayá E, Artís M. (2004). Regional Externalities and Growth: Evidence from European Regions. *Journal of Regional Science* 44 (1): 43-73
25. Lucas, R. (1988). On The Mechanics of Economic Development, *Journal of Monetary Economics, 22, 3−42.*
26. Mankiw, N., Romer, D., & Weil, D. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth, *the Quarterly Journal of Economics, 107, 407−437.*
27. Martín M. A. G.and Herranz A. Á (2004). Human Capital and Economic growth in Spanish regions. *International Advances in Economic Research*, 10(4), 257-264.
28. Mincer, J. (1989). Economic Development, Growth of Human Capital, and the Dynamics of the Wage Structure. *Journal of Economic Growth, 1(1) Pp. 29-48.*
29. Minerva, G. A., & Ottaviano, G. I. (2009). Endogenous growth theories: Agglomeration benefits and transportation costs. *Handbook of Regional Growth and Development Theories. Edward Elgar, Cheltenham*.
30. Moretti, E. (2004). Workers' education, spillovers, and productivity: evidence from plant-level production functions. *American Economic Review*, 656-690.
31. Nakamura. R., Paul. C.J. (2009). Measuring Agglomeration. *Handbook of Regional Growth and Development Theories*. Great Britain by MPG Books Ltd, Bodmin, Cornwall.
32. Nelson R. And Phelps E. (1966). Investment in Humans, Technological Diffusion and Economic Growth, *American Economic Review*, 56, 69-75.

33. Novak, M. 2004. The Returns to Education: Some Empirical Findings for Slovenia. In *Knowledge society – challenges to management: Globalisation, regionalism and* eu *enlargement process; Proceedings of the 4th International Conference of the Faculty of Management Koper, 20–22 November 2003,* ed. E. Žižmond, 51–67. Koper: Faculty of Management
34. Olejnick A (2008). Using the spatial autoregressively distributed lag model in assessing the regional convergence of per-capita income in the EU25. *Papers in Regional Science* 87 (3): 371-385.
35. Pelkonen, L., & Ylonen, S. (1998). Human Capital and Regional Growth in Finland. In *38th Congress of the European Regional Science Association, Vienna, Austria*.
36. Rauch J E (1993) Productivity Gains from Geographic Concentration of Human Capital: Evidence from the Cities. *Journal of Urban Economics*, 34 (3): 380-400
37. Ramos R. Suriñach J.And Artís M (2010). Human Capital Spillovers and Regional Economic Growth in Spain, *Papers in Regional Science, 89(2), 435-447.*
38. Romer P (1990). Endogenous technological Change. *Journal of Political Economy*, 94 (1) (1990), pp. 71–102
39. Rosenthal S S, Strange W C (2008) the Attenuation of Human Capital Externalities. *Journal of Urban Economics*, 64 (2): 373-389
40. Sellner Et Al, (2010). Human Capital and Regional Growth in Switzerland, *Reihe Ökonomie Economics Series.*
41. Vega, S. H., & Elhorst, J. P. (2013). On spatial econometric models, spillover effects, and W. In *53rd ERSA Congress, Palermo, Italy*.
42. Vidyattama, Y. (2010). A Search for Indonesia's Regional Growth Determinants. *ASEAN Economic Bulletin*, *27*(3), 281-294.