فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی – سال پنجم، شماره اول (پیاپی ۱۶)، زمستان ۱۳۹۸ (صفحات ۶۷ تا ۸۵)

بررسی اثر سرمایه انسانی بر همگرایی منطقه‌ای در ایران: رهیافت اقتصادسنجی فضایی[1]

مهران افراسیابی
دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه سیستان و بلوچستان
mehranafra21@gmail.com

مصیب پهلوانی (نویسنده مسئول)
دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه سیستان و بلوچستان
Pahlavani@eco.usb.ac.ir

رمضان حسین زاده
استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه سیستان و بلوچستان
ra.hosseinzadeh@eco.usb.ac.ir
تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۹/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۱/۱۵

چکیده:
همگرایی منطقه‌ای یکی از چالش‌های مهم در کشورهای در حال توسعه است. بر اساس ادبیات اقتصادی، عوامل متعددی از جمله سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی بر همگرایی منطقه‌ای اثرگذار هستند. از این رو، هدف این مطالعه، بررسی اثرات مستقیم و سرریزهای فضایی سرمایه انسانی بر همگرایی منطقه‌ای در استان های مختلف ایران بر پایه مدل رشد درونزا و همچنین مدل همگرایی سولوی فضایی می‌باشد. به این منظور از داده‌های استان‌های مختلف در دوره زمانی۱۳۹۶- ۱۳۸۴ و تکنیک اقتصادسنجی دوربین پویای فضایی (DSDM) استفاده گردیده است. نتایج حاصل از مطالعه نشان داده است وقوع همگرایی منطقه‌ای در کشور مورد تایید می‌باشد. با این وجود سرعت همگرایی پایین است به‌طوریکه مناطق مختلف کشور به طور میانگین با سرعت همگرایی۰/۰۶۳ در مسیر رشد متوازن به سمت حالت پایدار در حال حرکت هستند. از دیگر نتایج مطالعه می‌توان به اثرات مستقیم و سرریزی مثبت سرمایه انسانی بر روند همگرایی منطقه‌ای در کشور اشاره نمود.

طبقه‌بندی JEL: R11، R23، R58

واژه‌های کلیدی: سرمایه انسانی، سرریز فضایی، اقتصادسنجی فضایی، همگرایی منطقه‌ای

---

[1]. این مقاله مستخرج از رساله دکتری آقای مهران افراسیابی می‌باشد.

۱. مقدمه

یکی از موضوعات مهم در ادبیات اقتصاد منطقه‌ای، مطالعه همگرایی بین مناطق مختلف یک اقتصاد می‌باشد. در پدیده های اقتصادی، همگرایی به معنای گرایش و حرکت اقتصادهای مختلف با ساختارهای تقریبا مشابه به سمت وضعیت‌های مشابه در متغیرهای اقتصادی اطلاق می‌شود. تفکر اصلی نظریه همگرایی در اقتصاد این است که در دستیابی اقتصادها به سطوح مشابهی از توسعه، بر حسب یک یا چند متغیر ممکن است با هم به یک حالت پایا نزدیک شوند (کسرایی، ۱۳۸۵). همگرایی در رشد اقتصادی کشورها و مناطق مختلف بر پایه مدل‌های رشد نئوکلاسیک مانند مدل رشد سولو و سوان بیان شده و آزمون‌های تجربی همگرایی نیز برای اولین بار بر اساس این مدل‌ها صورت گرفته است. در قالب این نظریه، اقتصادهای کمتر توسعه‌یافته نسبت به اقتصادهای توسعه‌یافته دارای رشد سریعتری هستند.

بر اساس ادبیات اقتصادی، عوامل مختلفی می‌توانند بر همگرایی اقتصادی در بین کشوهای مختلف و مناطق مختلف داخل یک کشور اثرگذار باشند. در بین این عوامل موثر، سرمایه انسانی از مهمترین متغیرهای اثرگذار بر رشد اقتصادی و همگرایی مناطق است (فن[1] و همکاران ، ۲۰۱۰). منابع انسانی در جریان آموزش‌های مناسب از تخصص، مهارت و توانایی بالایی برخوردار می‌شود و به سرمایه انسانی تبدیل می‌شود. سرمایه انسانی از طریق افزایش بهره‌وری نیروی انسانی، افزایش توان تولید و ظرفیت جذب فناوری های جدید، افزایش بهره‌وری سرمایه فیزیکی، کاهش جرم و جنایت، بهبود انتخابهای سیاسی و مهاجرت افراد تحصیل کرده در بین مناطق ضمن بهبود رشد اقتصادی هر منطقه، زمینه همگرایی رشد اقتصادی مناطق به سمت یکدیگر را فراهم می‌کند (گیلبرتو[2] و همکاران، ۲۰۱۵). از این رو با تقویت سرمایه انسانی می‌توان امیدوار بود که در بلندمدت فاصله بین مناطق کاهش یابد. بهبود سرمایه انسانی و تسهیل سرریز دانش در بین مناطق قدرت رقابت منطقه‌ای را افزایش می‌دهد و رشد اقتصادی در همه مناطق را به یک روند ثابت گرایش خواهد داد و به اصطلاح همگرا می‌شوند. شواهد دو دهه اخیر نشان می‌دهد که کشورهای کمتر توسعه‌یافته و در حال توسعه از جمله ایران به‌طور گسترده به سمت اقتصاد مبتنی بر دانش حرکت کرده‌اند. در این کشورها، سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی و فرآیند تشکیل سرمایه انسانی به محور اصلی تحلیل‌های رشد و همگرایی منطقه‌ای تبدیل شده است.

کشور ایران به واسطه گستره جغرافیایی وسیع، تنوع آب و هوایی و ویژگی‌های متفاوت جمعیتی و فرهنگی، دارای مناطق مختلف با ساختارهای متفاوت اقتصادی می‌باشد. مناطق مختلف کشور دارای

---

[1]. Fan
[2].Gilberto

نابرابری در شاخص‌های مختلف اجتماعی و اقتصادی می‌باشد. علیرغم اینکه همگرایی منطقه‌ای و ضرورت تحقق آن همواره در برنامه‌ریزی‌های توسعه مورد توجه بوده است، بررسی‌ها و شواهد حاکی از آن است که علیرغم تلاش‌های صورت گرفته، نابرابری‌های مختلف اقتصادی و اجتماعی در بین استان‌های مختلف وجود دارد (میرزایی و بانویی، ۱۳۹۴).

در ادبیات اقتصاد منطقه‌ای، رشد اقتصادی یک کشور(منطقه) نه تنها تحت تأثیر عملکرد اقتصادی خود بلکه تحت تأثیر عملکرد کشورهای (مناطق) مجاورش نیز قرار می‌گیرد. به طوری که رشد اقتصادی هرکشور علاوه بر نرخ رشد درونزای خود به نرخ رشد کشورهای مجاور نیز وابسته است (محمودزاده و علمی، ۱۳۹۱). به عبارت دیگر، رشد و توسعه اقتصاد در هر منطقه تابعی از وضعیت درون منطقه و اطراف منطقه است که به صورت اثرات سرریز نمود پیدا می‌کند. بنابراین هرچه قدر مناطق اطراف یک منطقه توسعه یافته‌تر باشند، اثرات مثبت سرریزی سایر مناطق بر منطقه مورد نظر افزایش یافته و همگرایی در رشد اقتصادی مناطق مجاور شکل می‌گیرد. میزان اثرات سرریزی بین مناطق مختلف یک کشور به مراتب بیش از اثرات سرریز بین کشورهای مختلف است (دل انگیزان و همکاران، ۱۳۹۶). از این رو لازم است تا در مطالعات رشد اقتصادی و همگرایی بین مناطق بخصوص در مورد مناطق درون یک کشور، وابستگی‌های جغرافیایی نیز در نظر گرفته شود.

هدف اصلی تحقیق، بررسی اثر مستقیم و سرریزی سرمایه انسانی بر روند شکاف همگرایی منطقه‌ای در اقتصاد ایران می باشد. از ویژگی‌های برجسته این مطالعه نسبت به سایر مطالعات، تاکید بر مطالعه نقش سرمایه انسانی بر روند همگرایی درآمد سرانه منطقه‌ای با لحاظ نفت و بدون لحاظ نفت است که بر پایه مدل رشد درونزای سولوی فضایی و با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی فضایی (مدل دوربین پویای فضایی(DSDM[1]) به دلیل ضرورت لحاظ اثر همسایگی، انجام می‌شود.

بر این اساس، این مطالعه شامل پنج بخش می‌باشد. بخش بعدی به بررسی مبانی نظری و پیشینه مطالعات اختصاص دارد. در بخش سوم روش شناسی تحقیق ارائه می‌شود. بخش چهارم و پنجم نیز به ترتیب شامل برآورد مدل و تحلیل نتایج، جمع‌بندی و پیشنهادهای تحقیق می‌باشد.

[1]. Dynamic spatial durbin model

۲. مبانی نظری و مطالعات پیشین

۲-۱. مبانی نظری

در ادبیات نظری سرمایه انسانی به عنوان یکی از عوامل موثر بر رشد و همگرایی منطقه‌ای مورد توجه روز افزونی است. به طوریکه نقش آن به عنوان نهاده در تابع تولید، عامل تعیین کننده در فرایند تکنولوژی و عامل موثر در گسترش نوآوری فراتر رفته و امروزه در حوزه اقتصاد منطقه‌ای علاوه بر نقش آن در قلمرو جغرافیایی خاص، آثار خارجی (سرریز) آن بر سایر مناطق نیز مورد ملاحظه قرار می‌گیرد.

در زمینه ارتباط بین رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای، ادبیات نظری پاسخ روشنی به ارتباط بین این دو پدیده ارائه نداده است. به طور کلی رویکردهایی که پایهٔ نظریه‌های همگرایی منطقه‌ای را تشکیل می‌دهند، عبارت‌اند از:

الف-رویکرد نئوکلاسیک یا رویکرد تعادل فضایی: طرفداران این رویکرد معتقدند، فرایند همگرایی منطقه ای در بستر رشد اقتصادی مناسب و مستمر مناطق می‌گذرد. به‌نحوی که همگام با رشد اقتصادی، واگرایی منطقه‌ای در مراحل اولیه رشد اقتصاد ملی افزایش می‌یابد اما با گذشت زمان از طریق جابجایی نیروی‌کار و سرمایه، همگرایی بین مناطق حاصل می‌شود.

ب-رویکرد جغرافیای اقتصادی نوین یا رویکرد واگرایی فضایی: مطابق این رویکرد، سرمایه و نیروی کار، مناطق عقب مانده را ترک می‌کند و جذب مناطق در حال رشد می‌شوند. بنابراین واگرایی منطقه‌ای با گذشت زمان کاهش نمی‌یابد، بلکه روندی افزایشی خواهد داشت (بارو و سالایی-مارتین[1]، ۱۹۹۶).

دیدگاه مکتب نئوکلاسیک در قالب رویکرد تعادل فضایی (همگرایی منطقه‌ای)، یکی از پایه‌های ادبیات همگرایی بین مناطق می‌باشد. از آنجا که تمرکز این تحقیق، بررسی تاثیر سرمایه انسانی بر همگرایی منطقه‌ای است، از مدل سولوی فضایی که از مدل‌های مطرح در رویکرد تعادل فضایی است، استفاده می‌شود. بر پایه این مدل در پروسه رشد و همگرایی منطقه‌ای نمی‌توان یک منطقه را مستقل از مناطق مجاور دانست. همچنین انتظار بر این است که برای همگرایی بین مناطق، باید رشد اقتصادی آنها به سمت یکدیگر همگرا شوند. برای تحقق این هدف، مناطق مختلف می‌توانند در قالب ارتباطات تجاری و علمی و تحرک عوامل تولید با هم ارتباط داشته و از نیروی کار، دانش، منابع و امکانات یکدیگر استفاده نمایند (شهبازی و همکاران، ۱۳۹۴).

---

[1]. Barro

فرض مدل سولو این است که مناطق کمتر توسعه یافته، سریعتر از بقیه مناطق رشد می‌کنند. زیرا بر خلاف مناطق توسعه یافته، در این مناطق انباشت سرمایه و در نتیجه میزان استهلاک کم است. همچنین نرخ بازدهی سرمایه نیز به مرحله نزولی نرسیده و کماکان صعودی است. می‌توان ویژگی‌های مذکور را امتیاز عقب ماندگی برای این مناطق محسوب نمود. بطوریکه هر میزان سرمایه‌گذاری، بازده بیشتری را نسبت به مناطق ثروتمند ایجاد می‌کند. سرمایه‌گذاری در مناطق عقب مانده جذابتر می‌شود و بهره‌وری برای مهاجرت نیروی کار بین منطقه‌ای، تحرک سرمایه و انتقال فنآوری جذابتر می‌گردد. مطابق مدل سولوی فضایی، وجود اثر سرریز دانش از مناطق برخوردار به مناطق کمتر برخودار نیز باعث تسریع رشد اقتصادی آنان می‌گردد و در نتیجه رشد اقتصادی مناطق به سمت یکدیگر همگرا می‌شوند (گیلبرتو و همکاران، ۲۰۱۵).

مدل سولو با وجود پیشرفت فنی در حالت کلی با تابع تولید زیر شروع می‌شود:

$$Y = \mathrm{F}\big(\mathrm{K}, \mathrm{L}, \mathrm{A(t)}\big) \qquad (۴)$$

که در آن y سطح تولید، K موجودی سرمایه، L نیروی کار و A(t) سطح دانش یا پیشرفت فنی است. بارو و سالا آی مارتین تابع تولید بالا را به صورت تابعی از نیروی کار موثر $(\mathrm{A(t)L})$ نشان می‌دهند.

$$Y = \mathrm{F}(\mathrm{K}, \mathrm{A(t)L}) \qquad (۵)$$

بنابراین تولید در طول زمان با افزایش در موجودی سرمایه و نیروی کار موثر رشد می‌کند. تغییر در موجودی سرمایه (DK) برابر است با سرمایه‌گذاری کل (I) منهای ضریبی از موجودی سرمایه (δK) که مستهلک می‌شود ($\mathrm{DK = I - \delta K}$). رشد نیروی کار موثر نیز ناشی از نرخ رشد نیروی کار (g_{L}) و نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار (g_{A}) است $(DA(t)L = g_{\mathrm{L}} + \mathrm{g_A})$. با فرض همگن بودن تابع تولید نسبت به نهاده‌ها، تابع تولید سرانه نیروی کار موثر به صورت زیر است:

$$y = \frac{Y}{A(t)L} = F\left(\frac{K}{A(t)L}, 1\right) \quad \text{یا} \quad y = f(k) \qquad (۶)$$

که در آن y تولید سرانه موثر، تابعی از k سرمایه سرانه موثر است. در بلندمدت، سرمایه سرانه موثر و در نتیجه درآمد سرانه موثر به یک مقدار ثابت می‌رسند. بنابراین در مدلهای

رشد بلندمدت، نرخ رشد سرمایه سرانه و درآمد سرانه موثر صفر است. نرخ رشد k که آنرا با g_k نشان می‌دهیم برابر است با:

$$g_k = \frac{DK}{A(t).L} - \frac{K}{(A(t).L)^2}[\, DL.A(t) + DA(t).L\,] \qquad (۷)$$

$$g_k = \frac{DK}{A(t)L} - \frac{K}{A(t)L}\frac{DL}{L} - \frac{K}{A(t)L}\frac{DA(t)}{A(t)} \qquad (۸)$$

از آنجا که تابع پس‌انداز بلندمدت برابر است با $S=Sy$ و در تعادل $I=S$ است. بنابراین داریم:

$$g_k = \frac{sY}{A(t)L} - \frac{K}{A(t)L}(g_L + g_A + \delta) = sy - k(g_L + g_A + \delta) \qquad (۹)$$

معادله ۹ معادله اساسی رشد سولو نامیده می‌شود. برای یک تابع تولید کاب داگلاس، بارو و سالا آی مارتین رابطه ۹ را به صورت زیر نوشته‌اند.

$$g_k = sk^{-(1-\alpha)} - (\delta + g_L + g_A) \qquad (۱۰)$$

که در آن α توان موجودی سرمایه در تابع تولید کاب داگلاس است. یک تقریب لگاریتمی – خطی از معادله به همراه وضعیت بلندمدت نتیجه زیر را می‌دهد.

$$g_k = Dlog(k) = -\beta\left[\log\left(\frac{k}{k^*}\right)\right] \qquad (۱۱)$$

که در آن $\beta = (\alpha-۱)(\delta + g_L + g_A)$ و k^* مقدار بلندمدت k هنگامی که g_k صفر می‌شود. β سرعت همگرایی k به k^* را نشان می‌دهد. از آنجا که در تابع کاب داگلاس $y = k^\alpha$ است. بنابراین $g_{y=}\alpha g_k$ و سرعت همگرایی برای k و y یکسان است.

فرضیه همگرایی از اینجا حاصل می‌شود که در بلندمدت $g_k = 0$ می شود. بنابراین مقدار منحصر به فردی برای k که همان k^* است به دست می‌آید. در کوتاه‌مدت چنانچه $k < k^*$ باشد، k به سمت k^* و بنابراین y به سمت y^* افزایش می‌یابد و چون تابع تولید تابع صعودی با نرخ کاهنده است، رشد y بالاتر از رشد بلندمدت آن است. با نزدیک شدن y به y^* رشد y به تدریج کاهش می‌یابد. بر همین اساس می‌توان فرضیه همگرایی را برای اقتصاد یا مناطق مختلف که الزاما از نظر تابع تولید و سایر پارامترهای مدل رشد یکسان نیستند (همگرایی شرطی) و در نتیجه y^* یکسانی ندارند، شرح داد. نرخ رشد تولید سرانه هر منطقه را می‌توان به صورت $g_{y=}(y, y^*)$ بیان کرد (بارو[1]، ۲۰۰۰). مطابق

[1]. Barro

این رابطه، نرخ رشد تولید سرانه هر منطقه در حرکت به سمت تعادل بلندمدت به مقدار تولید سرانه موجود و تولید سرانه تعادلی بلندمدت آن بستگی دارد و اقتصادی که دارای تولید سرانه پایین‌تری است، دارای نرخ رشد تولید سرانه بالاتری است. در نتیجه تولید سرانه مناطق به سوی یکدیگر همگرا می‌شوند.

۲-۲. مروری بر پیشینه تحقیق

۲-۲-۱. مطالعات داخلی

بررسی مقالات بر حسب تکنیک‌ها و شاخص‌های بکار گرفته شده، نشان می دهد که در این مطالعات بیشترین فراوانی مربوط به تکنیک‌های اقتصادسنجی داده‌های مقطعی، تاکسونومی عددی، تحلیل عاملی و مدل رگرسیون با وقفه گسترده (ARDL[1]) بوده است. همچنین در این مطالعات، بیشتر از متغیرهای کشاورزی، زیربنایی و رفاهی، بهداشتی و درمانی، آموزشی، اجتماعی، فرهنگی، صنعتی، اقتصادی، بازرگانی، ارتباطی، طبیعی(منابع طبیعی) و ساختمانی در مدل‌های تحلیلی استفاده شده است.

توکلی‌نیا و شالی (۱۳۹۱) در پژوهشی با استفاده از ۶۰ شاخص فرهنگی-اجتماعی، صنعتی، اقتصادی-جمعیتی، کالبدی-زیربنایی و بهداشتی-درمانی و بهره‌گیری از روش تحلیل عاملی و تاکسونومی و روش تحلیل خوشه‌ای به منظور گروه‌بندی استان‌ها به ارزیابی توسعه منطقه‌ای و نمایش نابرابری‌ها پرداختند و نشان دادند الگوی حاکم بر سازمان فضایی کشور، از الگوی مرکز-پیرامون در توسعه منطقه‌ای پیروی کرده است. محمودزاده و علمی (۱۳۹۱) با استفاده از متغیرهای اقتصادی، جغرافیایی و تکنولوژیکی دردوره ۱۳۷۹-۱۳۸۶ به بررسی آثار نابرابری درون استانی بر رشد اقتصادی استان‌های کشور پرداختند و نشان دادند، سرمایه‌های فیزیکی، انسانی و فاوا بر رشد اقتصادی استان‌ها تأثیر مثبت و مستقیم دارد. همچنین از آنجا که رشد اقتصادی استان‌های فقیر بیش از استان-های غنی است، بنابراین همگرایی بین استان‌ها وجود دارد. لطفی و همکاران (۱۳۹۴) با استفاده از شاخص‌های دو مؤلّفه توزیع اندازه شهرها و پراکنش فضایی مراکز، میزان چند مرکزیتی یا تک مرکزیتی استان‌های کشور در بین سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۸۴مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های آنها نشان داد که پیوند معنادار و قابل توجهی میان ساختارهای چندمرکزی و کاهش نابرابری منطقه‌ای در بین استان‌های ایران وجود ندارد. پورمحمدی و ولی بیگی (۱۳۹۴) به بررسی تعامل نماگرهای مختلف کیفیت زندگی و ضریب تأثیر

[1]. Autoregressive distributed lag

این شاخص‌ها بر توسعه منطقه‌ای وکاهش نابرابری‌ها در میان استان‌های ایران پرداختند و به این نتیجه رسیدند که اگرچه هنوز نابرابری میان استان‌ها وجود دارد، اما کیفیت زندگی در میان تمام استان‌ها افزایش داشته است. متفکر آزاد و همکاران (۱۳۹۴) با استفاده از مدلهای همگرایی استخراج شده از مدلهای رشد و روشهای آزمون ریشه واحد پانل به بررسی همگرایی واقعی اقتصادی بین استانهای ایران در دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۷پرداختند. نتایج حاصل از مطالعه آنها نشان داد، آزمون فرضیه همگرایی بتای مطلق عدم همگرایی، درحالیکه نتایج آزمون فرضیه همگرایی بتای شرطی وجود همگرایی را تایید می‌کند. دل انگیزان و همکاران (۱۳۹۶) با استفاده از شاخص نابرابری تایل و تکنیک اقتصادسنجی فضایی به بررسی نابرابری رشد اقتصادی استان‌ها و همگرایی رشد آنها در دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۴ نمودند و نشان دادند، در حالی‌که رشد صنعتی عامل افزایش رشد اقتصادی استان‌ها است، ولی واگرایی رشد اقتصادی استان‌ها را در پی داشته است. سلامی و همکاران (۱۳۹۵)، با استفاده از روش‌های مختلف آزمون ریشه واحد، همگرایی باشگاهی و آمارۀ تایل و تحلیل خوشه‌ای به بررسی فرضیه همگرایی درآمد سرانه در میان استان‌های ایران پرداخته اند. مطابق یافته‌های آنها همگرایی درآمدی بین استان‌های ایران وجود ندارد. معصوم زاده و همکاران (۱۳۹۶)، بر پایه روشهای همگرایی مطلق، همگرایی شرطی بتا و اقتصادسنجی فضایی به بررسی همگرایی بهره‌وری استان‌های ایران در دو سال ۱۳۸۶و ۱۳۸۹ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد هر دو نوع همگرایی حاکی از وجود همگرایی بهره‌وری استان‌های کشور است. فقه محمدی و همکاران (۱۳۹۶)، فرضیه همگرایی مصرف سرانه در میان استان‌های ایران با استفاده از روش‌های مختلف مانند آزمون ریشه واحد، همگرایی باشگاهی، آماره تایل و تحلیل خوشه‌ای بررسی کرده‌اند. با استفاده از اعمال تمام روش‌ها، واگرایی از نظر متوسط مصرف سرانه خانوار در استان‌های ایران را تأیید می‌کند. کریمی موغاری و براتی (۱۳۹۶)، با هدف ارزیابی همگرایی منطقه‌ای و شناسایی عوامل تعیین‌کننده آن از تحلیل شاخص ترکیبی در ۵ بعد اقتصادی، دانش و سرمایه انسانی، زیربنایی، اجتماعی و زیست‌محیطی در دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۰ استفاده نموده‌اند. نتایج نشان‌دهنده همگرایی مناطق در دوره مذکور است. رحمانی و ملابهرامی (۱۳۹۸) به ارزیابی نقش بودجه دولت بر همگرایی مناطق کشور با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی فضایی و روش همگرایی بتای مطلق و بتای شرطی در دوره ۱۳۹۳-۱۳۸۹ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهند، فرضیه همگرایی درآمد سرانه استان‌ها رد می‌شود.

بودجه‌های تخصیصی به استان‌ها موجب واگرایی و افزایش شکاف درآمدی بین استان‌ها شده است.

۲-۲-۲. مطالعات خارجی

در بین مطالعات خارجی مرتبط با موضوع تحقیق سهم بالاتر استفاده از تکنیک اقتصادسنجی فضایی محسوس است. علاوه بر این، بخشی از این مطالعات بین کشوری و برخی نیز مربوط به مناطق داخلی کشورها می‌باشد.

پافرمایر[1] (۲۰۰۹) با استفاده از اقتصادسنجی فضایی مقطعی و بر مبنای مدل سولوی فضایی و همگرایی سیگمای شرطی فضایی در منطقه اتحادیه اروپا در دوره ۲۰۰۲-۱۹۸۰مورد بررسی قرار دادند. نتایج بررسی بر پایه هردو مدل تاییدکننده اثرات سرریز فضایی و همگرایی بین مناطق می‌باشد.

هو و وانگ[2] (۲۰۱۳) اثرات سرریز رشد اقتصادی از طریق تجارت بر رشد و همگرایی در ۲۶ کشور عضو سازمان همکاریهای اقتصادی و توسعه (OECD) در دوره ۲۰۰۵-۱۹۷۰مورد مطالعه قرار دادند. یافته‌های آنان نشان داد که سرریز رشد اقتصادی از طریق تجارت اثرات مثبت و معناداری بر نرخ رشد و همگرایی مناطق داشته است. ریس[3] (۲۰۱۴) به بررسی نابرابری درآمد فضایی در برزیل طی دوره زمانی۲۰۰۰- ۱۸۷۲، با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی پرداخته است. نتایج مطالعه نشان داده است که نابرابری فضایی در فعالیت‌های اقتصادی، درآمد سرانه و بهره‌وری نیروی‌کار، با کاهش ناچیزی عملاً تغییر نیافته است و سرعت همگرایی درآمد سرانه و همچنین بهره وری نیروی کار نسبت به کشورهای دیگر بسیار کند می‌باشد. تیان[4] و همکاران (۲۰۱۶)، به ارزیابی همگرایی درآمد منطقه‌ای در چین بر پایه روش همگرایی پرداخته‌اند. نرخ رشد جمعیت، سرمایه‌گذاری و سرمایه انسانی از عوامل اصلی مرتبط با همگرایی در نظر گرفته شده است. نتایج این مطالعه نشان داده است که متغیرهای سرمایه‌گذاری و سرمایه انسانی موجب همگرایی بین استان‌های مختلف شده است. جوسچاین[5] (۲۰۱۷)، به بررسی همگرایی اقتصادی در رومانی، از منظر تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه و بر پایه مدلهای کلاسیک و رگرسیون فضایی پرداخته است. نتایج تجربی نشان‌دهنده واگرایی مطلق و نسبی بتا در تولید ناخالص داخلی سرانه و همچنین واگرایی سیگما در میان مناطق رومانی

---

1. Pfaffermayr
2. Ho&Wang
3. Reis
4. Tian
5. Goschin

در دراز مدت است. فورکوا[1] و همکاران (۲۰۱۷) بر پایه رویکرد همگرایی بتا و تکنیک اقتصادسنجی فضایی به بررسی آثار تحقیق و توسعه (تحقیق و توسعه) و سرریزهای آن بر عملکرد اقتصادی و همگرایی مناطق اتحادیه اروپا در دوره ۲۰۱۳-۲۰۰۳ پرداخته اند. مطابق نتایج، تاثیر مثبت و معنی دار بین شاخص‌های تحقیق و توسعه بر رشد اقتصادی و همچنین ارتباط فضایی در مناطق اتحادیه اروپا به اثبات رسیده است. یو[2] و همکاران (۲۰۱۸) با استفاده از مدل اقتصادسنجی فضایی، روند همگرایی بهره‌وری صنعتی در ۳۰ استان کشور چین را بررسی کرده‌اند و به این نتیجه رسیدند که همگرایی در بهره وری صنعتی مناطق مختلف وجود ندارد. کاوالیری و فرانته[3](۲۰۱۹)، به ارزیابی اثر مخارج دولتی بر همگرایی و کاهش نابرابری‌های جغرافیایی در کشور ایتالیا پرداخته‌اند. برای این منظور از داده‌های پانلی ۲۰ منطقه در دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۶ استفاده شده است. نتایج مطالعه حاکی از همگرایی بین مناطق ایتالیا بوده است. وانگ و همکاران[4](۲۰۱۹) همگرایی بهره‌وری کل عوامل (TFP[5]) در بخش کشاورزی چین در دوره ۲۰۰۵-۲۰۰۷ را مورد بررسی قرار داده‌اند. نشان مطالعه نشان داده است که این همگرایی در بخش کشاورزی چین وجود ندارد.

مقایسه بین پژوهش حاضر و مطالعات انجام شده قبلی در حوزه همگرایی منطقه‌ای نشان می‌دهد که علیرغم مطالعات متعدد در حوزه همگرایی بین منطقه‌ای در کشور، عامل فضا و سرمایه انسانی و نقش سرریز بین منطقه‌ای آن در بررسی همگرایی بین منطقه‌ای نادیده گرفته شده است که در این مطالعه سعی شده است تا این کاستی برطرف شده و نقش ارتباطات بین منطقه‌ای در همگرایی آنها مورد بررسی قرار گیرد.

۳. روش‌شناسی و داده‌های تحقیق

در داده‌هایی که دارای بعد مکان و ارتباطات فضایی‌اند، عدم لحاظ وابستگی فضایی منجر به خطای تخمین برازش و استنباط نادرست آماری می‌گردد و تکنیک‌های سنتی اقتصادسنجی که بر پایه استقلال بین مناطق و اقتصادها از یکدیگر استوارند، کارایی نخواهند داشت (اکبری، ۱۳۸۴). امروزه محاسبه پدیده وابستگی فضایی (بین‌منطقه‌ای)

---

1. Furkova
2. Yu
3. Cavalieri & Ferrante
4. Wanga
5. Total factor productivity

از طریق لحاظ ماتریس وزنی فضایی در قالب تکنیک‌های اقتصادسنجی فضایی میسر گردیده است (انسلین[1]، ۱۹۹۹). در مطالعات اقتصادسنجی، ارتباط فضایی متغیرها به صورت دو به دو و به صورت عددی بیان می‌شود. بر همین اساس می‌توان ارتباط فضایی متغیر مکان i با متغیر مکان j را با ماتریس W_{ij} نشان داد. در این تحقیق از ماتریس وزنی کلیف- ارد[2] که تمام مناطق، بر حسب میزان فاصله از یکدیگر را در نظر می‌گیرد، استفاده می شود.

$$S_r(W) = \begin{pmatrix} S_r(W)_{11} & S_r(W)_{12} & . & . & S_r(W)_{1n} \\ S_r(W)_{21} & S_r(W)_{22} & . & . & S_r(W)_{2n} \\ . & . & . & . & . \\ . & . & . & . & . \\ S_r(W)_{n1} & S_r(W)_{n2} & : & : & S_r(W)_{nn} \end{pmatrix} \qquad (۱۲)$$

مطالعه لیسیج و پیس[3] (۲۰۰۹)، چارچوب نظری تفسیر اثرات مستقیم و سرریزی از طریق تبدیل ماتریس وزنی فضایی ارایه می‌نماید. اثرات مستقیم از متوسط عناصر قطری، اثرات کل از متوسط مجموع ردیف‌ها یا ستون ها و اثرات سرریز نیز از تفاوت بین اثرات کل و مستقیم به دست می‌آید.

در مدلهای رشد و همگرایی فضایی، وقفه فضایی متغیر وابسته (WY) و وقفه فضایی متغیرهای توضیحی(WX) در نظر گرفته می‌شود. چارچوب مدل فضایی به صورت زیر است:

$$Y_{it} = \propto + \beta X_{it} + \rho \sum_{j=1}^{N} W_{ij} Y_{jt} + \theta \sum_{j=1}^{N} W_{ig} X_{jt} + U_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \qquad (۱۳)$$

که در آن $Y_{it} = Ly_{it}$ متغیر وابسته منطقه i در زمان t، α جزء ثابت، X_{it} بردار متغیرهای توضیحی و β بردار پارامترها است .i نشان دهنده استان مورد نظر و j بیانگر سایر استانها است. W_{ij} عنصر i و jام از ماتریس وزنی N*N جغرافیایی و $\sum_{j=1}^{N} W_{ij} Y_{jt}$ وقفه فضایی متغیر وابسته (میانگین وزنی لگاریتم تولید ناخالص واقعی سرانه استان i در زمان t) می‌باشد. ضریب ρ اثر تولید استان i بر تولید استان j را نشان می‌دهد. $\sum_{j=1}^{N} W_{ij} X_{jt}$ وقفه فضایی متغیرهای توضیحی است و ضریب θ اثر نهاده های استان i بر تولید استان jیا همان اثر سرریز را نشان می دهد. ε_{it} جمله اخلال با میانگین صفر و واریانس ثابت، U_i اثرات ثابت فضایی (مکانی) و γ_t اثرات ثابت زمانی می‌باشند.

---

[1]. Anselin
[2]. Cliff - Ord
[3]. LeSage & Pace

به منظور پاسخ به این پرسش که آیا مناطق علیرغم تفاوتهای اولیه، با گذشت زمان همگرا می‌شوند؟ از مدلهای همگرایی استفاده می‌شود. از آنجا که در این تحقیق مناطق از نظر ساختار اقتصادی (مانند تکنولوژی، نرخ رشد جمعیت، نرخ پس انداز و سطح سرمایه سرانه) متفاوت‌اند، به منظور بررسی تاثیر سرمایه انسانی بر روند همگرایی منطقه ای از مدل همگرایی شرطی بتا استفاده به عمل می‌آید. فرم کلی مدل به صورت زیر است (بارو و سالا-آی– مارتین[1]،۱۹۹۰).

$$\hat{y}_t = \frac{1}{T}\left(\ln y_{i,t} - \ln y_{i,0}\right) = \alpha + \beta \ln y_{i,o} + \gamma_i X_i + u_{i,t} \qquad (۱۵)$$

در این مدل، X معرف ماتریس متغیرهای توضیحی است. همچنین هر اندازه β کوچکتر از صفر و معنی‌دار باشد، نشان از وجود همگرایی شرطی بین داده‌ها است. مدل نهایی نیز با لحاظ وقفه فضایی متغیرهای وابسته و مستقل به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$lnY_{it} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^{n} W_{ij} lnY_{jt} + \gamma lnY_{i,t-1} + \delta_1 \sum_{j=1}^{n} W_{ij}\, lnH_{it} + \delta_2 \sum_{j=1}^{n} W_{ij}\, ln(N_{it} + 0.05)_{it} + \delta_3 \sum_{j=1}^{n} W_{ij}\, lnS_{it} + \beta_1 \ln(N_{it} + 0.05) + \beta_2 lnS_{it} + \beta_3 lnH_{it} + \varphi_i + \mu_t + \epsilon_{it} \qquad (۱۶)$$

که در آن lnY_{it}، لگاریتم طبیعی تولید سرانه واقعی نیروی کار در سال جاری به عنوان متغیر وابسته مدل و $Y_{i,t-1}$ نیز تولید سرانه واقعی نیروی کار در سال گذشته است. N_{it} متوسط نرخ رشد سالانه نیروی کار در دوره مورد نظر و (N_{it} +٪۵) بیانگر مجموع متوسط نرخ رشد نیروی کار، نرخ پیشرفت برونزای فنی و نرخ استهلاک سرمایه است. S نرخ پس انداز و H شاخص سرمایه انسانی است. همانطور که اشاره شد، رابطه (۱۶) به صورت تابلویی همراه با اثرات ثابت مقطعی و زمانی برازش می‌شود. φ_i اثرات ثابت انفرادی و μ_tاثرات ثابت زمانی را نشان می‌دهد. اثرات ثابت زمانی در واقع اثرات غیر قابل مشاهده و غیر قابل اندازه‌گیری را مدلسازی می‌کند که برای همه مناطق یکسان بوده ولی در طول سال فرق کرده و تولید سرانه نیروی کار را تحت تأثیر قرار می‌دهد. $\sum_{j=1}^{n} W_{ij} lnY_{jt}$ خودرگرسیون فضایی است که میانگین موزون فضایی متغیر وابسته در پانل است و اثرات سرریز را مدلسازی می‌کند و در بیشتر مطالعات تجربی از آن به عنوان متغیر وقفه (تأخیر) نام برده می‌شود. P ضریب وابستگی فضایی است که نشان می‌دهد

[1]. Barro&Sala-i-Martin

متغیر وابسته (نرخ رشد درآمد سرانه) در یک منطقه چقدر توسط متغیر وابسته مناطق دیگر تحت تأثیر قرار می‌گیرد. همچنین ۷ نرخ همگرایی است و سرعت همگرایی در دوره زمانی تحقیق برابر با $\alpha = \frac{-ln\gamma}{T}$ است. در این رابطه T دوره زمانی است.

۳-۲. داده‌های تحقیق

در این تحقیق جامعه آماری، کلیه استان‌های کشور ایران است. در زمینه ساختار جغرافیای استان‌ها و مناطق کشور لازم به توضیح است که در سال ۱۳۷۹ مرکز آمار ایران برای اولین بار در کشور تولید ناخالص داخلی برای ۲۸ استان کشور محاسبه کرد. در سال ۱۳۸۳ استان خراسان به سه استان خراسان‌های شمالی، رضوی و جنوبی تقسیم شدند و در سال ۱۳۸۸ نیز استان البرز از استان تهران جدا شد بطوریکه تعداد استان‌های کشور در حال حاضر شامل ۳۱ استان می باشد. در این تحقیق اطلاعات مربوط به استان تهران و استان البرز با یکدیگر جمع شده و مجموع آن در قالب استان تهران نشان داده می‌شود. بنابراین تعداد استانها در این تحقیق ۳۰ استان می‌باشد. آمار تولید ناخالص داخلی سرانه از گزارش حسابهای منطقه‌ای و سالنامه آماری استانهای ایران اخذ شده و با توجه به شاخص قیمت استانی واقعی شده است. متغیر جایگزین نرخ پس انداز (S)، سهم سالانه حجم سرمایه‌گذاری در تولید ناخالص داخلی واقعی($\frac{I}{Y}$) است. متغیر جایگزین شاخص سرمایه انسانی (H) دراین پژوهش نسبت جمعیت در سطح دیپلم و آموزش عالی به کل جمعیت شاغل در نظر گرفته شده است.

۴. یافته‌های تحقیق

در مدل‌هایی که از داده‌های فضایی استفاده می‌شود، قبل از برآورد مدل می‌بایست آزمون خودهمبستگی فضایی انجام شود. در این مطالعه، برای تشخیص خودهمبستگی فضایی از آزمون موران[1] استفاده شده است. همچنین از آنجا که در تحقیق از داده‌های تابلویی استفاده شده است، آزمون هاسمن فضایی[2] به منظور انتخاب بین تکنیک‌های اثرات ثابت فضایی و اثرات تصادفی فضایی انجام می شود. نتایج حاصل از آزمونهای مذکور در جدول ۱ ارایه شده است. از آنجا که میزان احتمال آزمون موران و آزمون والد کمتر از ۵٪ است، فرض H صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی فضایی بین

[1]. Moran test
[2]. Spatial hausman test

متغیرهای وابسته رد می‌شود. بنابراین وابستگی فضایی در مدل وجود دارد و تخمین مدل بایستی با لحاظ وابستگی‌های مکانی باید صورت گیرد. ضمنا بر اساس آزمون هاسمن فضایی، از آنجا که احتمال آزمون کمتر از ۵٪ است، روش اثرات ثابت فضایی کاراتر از روش اثرات تصادفی فضایی می باشد.

جدول ۱: نتایج حاصل از آزمونهای تشخیص فضایی و پانلی

نوع آزمون	مقدار آماره	احتمال
آزمون موران (MO)	۲/۰۶	۰/۰۰۰۰
آزمون والد (WT)	۳۹/۳	۰/۰۰۰۰
آزمون هاسمن فضایی	-۴/۸	۰/۰۰۰۰

ماخذ: یافته های تحقیق

به‌منظور بررسی دقیقتر آثار مستقیم و سرریزی سرمایه انسانی بر روند همگرایی مناطق، مدل تحقیق یک بار بدون لحاظ سرمایه انسانی و یک بار نیز با لحاظ سرمایه انسانی برآورد می‌گردد. نتایج تخمین مدل در جدول ۲ نشان داده شده است. همان‌طور که جدول نشان می‌دهد، ضریب وابستگی یا خود همبستگی فضایی (ρ) که نشان دهنده میزان تاثیر رشد درآمد سرانه مناطق بر یکدیگر می‌باشد، مثبت و از نظر آماری معنادار است. بنابراین سهمی از همگرایی استان‌های کشور وابسته به اثر مجاورت و همسایگی استان‌ها است. به این ترتیب اثر سرریز منطقه‌ای در فرایند همگرایی تایید می‌گردد.

جدول ۲: تخمین مدل به روش SDM (متغیر وابسته: درآمد سرانه بدون نفت)

متغیر	ضریب		مقدار آماره	ارزش احتمال(pv)
$lnY_{i,t-1}$	۰/۶۹۲ = γ سرعت همگرایی =۰/۰۶۳		۲۲/۳۲	۰/۰۰۰۰
$\ln(N_{it}+0.05)$	اثر مستقیم	۰/۱۲۶	۳/۳۵	۰/۰۰۱
	اثر سرریزی	-۰/۰۰۰۳۳	-۱/۹۸	۰/۰۴۸
lnS_{it}	اثر مستقیم	-۰/۰۰۹	۰/۲۹	۰/۷۶۸
	اثر سرریزی	-۰/۰۰۰۳۸	-۳/۰۷	۰/۰۰۲
lnH_{it}	اثر مستقیم	۰/۶۰۶	۲/۶۴	۰/۰۰۸
	اثر سرریزی	۰/۰۰۰۲۱	۲/۴	۰/۰۱۶
ρ	۰/۰۰۰۴		۴/۱۱	۰/۰۰۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

ضریب همگرایی مناطق (γ) در هر دو مدل بین صفر و یک و از نظر آماری معنی دار است. بنابراین در بلندمدت می توان شاهد همگرایی بین مناطق بود. در مدل با لحاظ سرمایه انسانی سرعت همگرایی بتای شرطی مناطق برابر ۰/۰۶۳ درصد در سال می‌باشد. بنابراین بطور متوسط مناطق با نرخ پایین ۰/ ۰۶۳ درصد در مسیر رشد متوازن خود به سمت حالت پایدار حرکت می‌کند.

ضریب متغیر ln(Nit+0.05) یعنی متغیر مجموع نرخ رشد جمعیت، نرخ رشد پیشرفت فنی و نرخ استهلاک سرمایه های ثابت، در مدل بدون لحاظ سرمایه انسانی، دارای اثر مستقیم مثبت و اثر سررسزی منفی و معنی دار است. با ورود سرمایه انسانی به مدل متغیر مذکور همچنان دارای اثر مستقیم مثبت و معنا دار است، درحالیکه اثر سرریزی آن منفی اما معنی دار نیست. بنابراین همگرایی درآمد سرانه استانها تحت تاثیر وقفه فضایی (تاثیر متغیر مذکور در استانهای مجاور هر استان) قرار ندارد. این موضوع نیز ناشی از فقدان تاثیر سرریز سرمایه انسانی بر افزایش توان ایجاد و ظرفیت جذب فناوریهای جدید و افزایش بهره وری سرمایه فیزیکی مناطق است. همچنین رشد جمعیت فعال در صورت عدم گسترس مناسب سرمایه‌گذاری و ایجاد زیر ساختها به مانعی در مسیر رشد درآمد سرانه و همگرایی منطقه ای تبدیل می شود. در این صورت نه تنها منطقه از آثار مثبت و مستقیم آن برخوردار نمی شود، بلکه به دلیل سرریز معکوس (مهاجرت نیروی انسانی) آثار منفی تشدید می‌گردد.

متوسط ضریب نرخ پس انداز مناطق (lnS_{it})، در مدل اول دارای اثر مستقیم مثبت و معنی‌دار و اثر سرریزی منفی اما معنی دار نیست. با ورود سرمایه انسانی به مدل اثر مستقیم منفی اما معنی دار نیست و اثر سرریزی آن منفی و معنی‌دار شده است. علامت منفی ضرایب نرخ پس انداز ناشی از این است که به دلیل وجود نرخ تورم بالا، برخلاف انظار، ارتباط بین نرخ پس انداز و همگرایی مناطق معکوس شده است (رحمانی و همکاران، ۱۳۹۶). در همین زمینه، مطابق گزارش اقتصادی سال ۱۳۹۳ بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، روند نرخ تورم در دوره مورد مطالعه (۱۳۸۴-۹۴) با میانگین ۱۸/۵ درصد افزایشی بوده است و پس از سال ۱۳۷۴ بالاترین نرخهای تورمی متعلق به این دوره می‌باشد (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بانک اطلاعات سریهای زمانی اقتصادی).

مطابق نتایج، ضریب δ_1 و β_3 که به ترتیب اثر سرریز و اثر مستقیم سرمایه انسانی (lnH_{it})) را نشان می‌دهند، هر دو مثبت و معنی‌دار می‌باشند. بنابراین از بین متغیرهای مورد بررسی، سرمایه انسانی تنها متغیری است که هر دو اثر مستقیم و سرریزی آن بر همگرایی منطقه‌ای در ایران مثبت و معنی‌دار است. با توجه به این نتایج، فرضیه های تحقیق مبنی بر اینکه سرمایه انسانی دارای اثر معنی‌دار مستقیم و سرریزی است، تایید می‌شوند. همچنین با توجه به معنی دار بودن ضریب وابستگی فضایی، ضریب همگرایی مناطق و همچنین ضریب سرریز سرمایه انسانی، فرض تحقیق مبنی بر اثر معنی‌دار سرریز سرمایه انسانی بر همگرایی منطقه‌ای در ایران نیز تایید می‌گردد.

یکی از موضوعات مهمی که در ارتباط با بحث همگرایی منطقه‌ای در ایران مطرح می‌شود و نمی‌توان آن را نادیده گرفت، تاثیر برخورداری برخی مناطق از ذخایر غنی نفت و منابع سرمایه‌ای حاصل از آن بر روند همگرایی مناطق است. بر این اساس در این قسمت، مدل با لحاظ متغیر وابسته درآمد سرانه با نفت تخمین زده شد. نتایج این مدل در جدول (۳) ذکر شده است. مطابق جدول (۳) ملاحظه می‌گردد، با ورود بخش نفت به مدل، به غیر از معنی‌دار شدن اثر مستقیم متغیر نرخ پس‌انداز تغییر محسوسی بر نتایج برآورد مشاهده نمی‌شود. ضریب اثر مستقیم و سرریزی سرمایه انسانی تقریبا بدون تغییر مانده است.

جدول ۳: تخمین مدل به روش SDM (با لحاظ سرمایه انسانی و درآمد سرانه با نفت)

متغیر	ضریب		مقدار آماره	ارزش احتمال(pv)
$lnY_{i,t-1}$	۰/۶۹۲ = γ ۰/۰۶۳ =سرعت همگرایی		۲۲/۴	۰/۰۰۰
ln(Nit+0.05)	اثر مستقیم	۰/۱۱	۲/۸۹	۰/۰۰۰۴
	اثر سرریزی	-۰/۰۰۰۲	-۱/۲	۰/۲۳
lnSit	اثر مستقیم	-۰/۱۳	-۳/۹۹	۰/۰۰۰
	اثر سرریزی	-۰/۰۰۰۲	-۲/۱۴	۰/۰۳۳
lnHit	اثر مستقیم	۰/۶۰۳	۲/۲۳	۰/۰۲۶
	اثر سرریزی	۰/۰۰۰۲۲	۲/۲۱	۰/۰۲۷
ρ	۰/۰۰۳۵		۳/۱۸	۰/۰۰۱

ماخذ: یافته های پژوهش

مقایسه این مطالعه یا سایر مطالعات انجام شده در داخل کشور نشان می‌دهد که نتایج به دست آمده در این مطالعه در خصوص همگرایی با مطالعه متفکر آزاد و همکاران (۱۳۹۴)، شکیبایی و همکاران(۱۳۹۴)، کریمی موغاری و براتی(۱۳۹۶) همراستا می‌باشد.

۵. جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و پیشنهاد

در این مطالعه اثر سرمایه انسانی بر همگرایی منطقه‌ای در استان‌های ایران بر اساس رویکرد اقتصادسنجی فضایی مورد بررسی قرار گرفته است. بر اساس نتایج تحقیق، اثر مستقیم و سرریزی معنادار سرمایه انسانی بر روند همگرایی مناطق در ایران تایید می‌گردد. بنابراین سرمایه‌گذاری‌هایی که صرف توسعه سرمایه انسانی می‌شود، نقش مهمی در همگرایی منطقه‌ای در ایران دارد. در این فرایند آنچه اهمیت روز افزون دارد کیفیت آموزش و ظرفیت به‌کارگیری سرمایه انسانی در تولید و رشد

اقتصادی است. افزایش نقش سرمایه انسانی در روند همگرایی و تسریع آن مستلزم استفاده موثر از ظرفیت‌های سرمایه انسانی مناطق است. برای این منظور پیشنهاد می‌گردد، نیروی انسانی ماهر و باتجربه بویژه در مناطق کمتر توسعه یافته، در تولید به طور کارا و موثر مورد استفاده قرار گیرند. سرمایه‌گذاری در آموزش به ویژه آموزش‌های کاربردی نیروی انسانی، تناسب آموزش با نیاز بخش‌های مختلف اقتصادی مناطق و همچنین ارایه مشوق‌های لازم برای تقویت شرکت‌های دانش بنیان به عنوان کانون جذب نیروی انسانی با تخصص بالا و عاملی جهت جلوگیری از مهاجرت آنان به سایر مناطق و یا حتی خارج از کشور مورد توجه قرار گیرد.

نتایج دیگر مدل نشان داده است که اثرات سرریزی و ارتباطات بین منطقه‌ای نقش مهمی در همگرایی بین مناطق دارد. بر این اساس پیشنهاد می‌شود سیاست‌های مناسب در راستای تسهیل و گسترش ارتباطات بین استان‌های مختلف کشور اتخاذ و اجرا شود. گسترش راه‌های ارتباطی باکیفیت و متنوع از جمله حمل و نقل ریلی، جاده‌ای و هوایی بین استان‌های مختلف، تقویت ارتباطات بین مراکز علمی، تجاری و تولیدی مناطق، سرمایه گذاری بر اساس مزیت نسبی مناطق و سپس مبادله کالاها و خدمات بر اساس مزیت نسبی آنها اقداماتی است که می‌تواند زمینه‌ساز گسترش ارتباط بین مناطق و افزایش اثرات سرریزی و همگرایی بین آنها شود. از سوی دیگر اعطای تسهیلات با کارمزد پایین‌تر و هدایت سرمایه‌گذاری به سمت مناطق کمترتوسعه‌یافته می‌تواند زمینه ساز همگرایی بیشتر مناطق شود.

منابع و مآخذ:

اکبری، نعمت‌اله (۱۳۸۴)، مفهوم فضا و چگونگی اندازه‌گیری آن در مطالعات منطقه‌ای، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، ۷(۲۳): ۳۲-۶۸.

پورمحمدی، محمدرضا و ولی بیگی، مجتبی (۱۳۹۴)، تبیین تعامل نماگرهای کیفیت زندگی و توسعه منطقه‌های در ایران، فصلنامه علمی- پژوهشی هنر معماری و شهرسازی، ۱۲(۳۲): ۴۳-۵۲.

توکلی‌نیا، جمیله و شالی، محمد (۱۳۹۱)، نابرابری‌های منطقه‌ای در ایران، نشریه آمایش محیط، ۵(۱۸): ۱-۵.

دل‌انگیزان، سهراب، گلی، یونس و گلی، یحیی (۱۳۹۶)، اندازه‌گیری نابرابری رشد اقتصادی استانها و بررسی همگرایی رشد آنها (رهیافت اقتصاسنجی فضایی)، فصلنامه پژوهشهای رشد و توسعه اقتصادی، ۷(۲۸): ۸۲-۹۸.

رحمانی‌فضلی، هادی، نیکبخت، سعید و ملابهرامی، احمد (۱۳۹۸)، بررسی اثر بودجه بر نابرابری منطقه‌ای ایران با استفاد از مدل اقتصادسنجی فضایی تابلویی، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۷(۸۹): ۳۹۹-۴۳۰.

سلامی، فریبا، فقه مجیدی، علی و محمدی، احمد (۱۳۹۵)، بررسی همگرایی درآمدی بین استانهای ایران با تأکید بر روش تحلیل خوشه‌ای، فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی، ۲۴(۸۰): ۱۶۷-۱۹۴.

شهبازی، کیومرث، رضایی، ابراهیم و حمیدی‌رزی، داوود (۱۳۹۴)، بررسی همگرایی اقتصادی کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی (اکو): رهیافت اقتصادسنجی فضایی تابلویی، فصلنامه پژوهشهای بازرگانی، ۱۹(۷۴): ۱۵۵-۱۹۶.

فقه‌محمدی، علی، سلامی، فریبا و محمدی، احمد (۱۳۹۶)، بررسی همگرایی مصرف سرانه خانوار بین استانهای ایران در سالهای ۹۷-۱۳۹۳، نشریه سیاستگذاری اقتصادی، ۹(۱۸): ۱۰۵-۱۳۰.

لطفی، صدیقه، شهابی، مجتبی و روشناس، ساسان (۱۳۹۴)، بررسی ارتباط بین ساختار فضایی و نابرابریهای منطقه‌ای در استانهای کشور، فصلنامه مطالعات جغرافیایی مناطق خشک، ۵(۲۱): ۱۵-۲۹.

متفکرآزاد، محمدعلی (۱۳۹۴)، بررسی همگرایی اقتصادی استان‌های ایران طی سال های ۱۳۸۷-۱۳۷۹، مجله پژوهشنامه اقتصاد کلان، ۱۰(۱۹): ۱۴۱-۱۶۸.

محمودزاده، محمود و علمی، سیامک (۱۳۹۱)، نابرابری و رشد اقتصادی در استان‌های ایران، فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی، ۲۰(۶۴): ۱۳۱-۱۴۸.

معصوم‌زاده، سارا، شیرافکن، مهدی و سیاره، مرتضی (۱۳۹۶)، بررسی همگرایی صنعتی در استان‌های ایران: رهیافت اقتصادسنجی فضایی، فصلنامه مدلسازی اقتصادی، ۳۸(۲): ۱۵۷-۱۷۶.

کریمی موغاری، زهرا و براتی، جواد (۱۳۹۶)، تعیین سطح نابرابری منطقه‌ای استان‌های ایران: تحلیل شاخص ترکیبی چندبعدی، فصلنامه رشد و توسعه اقتصادی، ۷(۲۶): ۷۰-۴۹.

کسرایی، اسرافیل (۱۳۸۵)، نظریه همگرایی، وابستگی فضایی و رشد منطقه‌ای (شواهدی از کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی به منظور کاربرد)، مجله تحقیقات اقتصادی، ۷۷(۳)، ۲۷-۶۴.

Anselin, L. (1999), Spatial Econometrics. Bruton Center, School of Social Siences, University of Texas at Dallas, Richardson, TX 75083-0688, 11-13.

Barro, R. & Sala-i-Martin, X. (1996), Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence, 40(2): 1325-1352.

Cavalieri, M. & Ferrante, L. (2019), Convergence, decentralization and spatial effects: an analysis of Italian regional health outcomes, Journal Health policy, In Press.

Fan, S., Kanbur, R. & Zang, X. (2010), Chinas Regional Disparities: Experienceand Policy.Review of Development Finance, 1(3): 47-56.

Furková, A. & Chocholata, M. (2017), Interregional R&D Spillovers and Regional Convergence: Spatial Econometric Evidence from the EU Regions Equilibrium, Quarterly Journal of Economics and Economic Policy, 2(1): 9–24.

Gilberto, G., Benito, C., Abraham, J. & Miguel, D. (2015), Mathematical Modelingof Physical Capital Using the Spatial Solow Model, 61(3):52-60.

Goschin, Z. (2017), Exploring Regional Economic Convergence in Romania. A Spatial Modeling Approach, Journal of European Studies, 8(2): 127-145.

Ho, C., Wang, Y. and Yu, J. (2013), Growth Spillover through Trade: A Spatial Dynamic Panel Data Approach, Economics Letters, 120(3): 450-463.

LeSage, J. P. & Pace, R. K. (2009), Introduction to Spatial Econometrics, Chapman & Hall International Standard Book ,13: 19-44.

Pfaffermayr, M. (2009), Conditional β-and σ-Convergence in Space: A Maximum Likelihood Approach, Working Papers in Economics and Statistics, 39, 63-78.

Reis, E. (2014).Spatial income inequality in Brazil, Economica, 15(3): 119-140.

Tian, X., Zhang, X., Zhou, Y. & Yu, X. (2016), Regional Income Inequality in China Revisited: A Perspective from Club Convergence. Economic Modelling, 56(4): 50-58.

Wang, S., Huang, H., Wang, X. & Tuan, F. (2019), Are China's regional agricultural productivities converging: How and why, Jouranl of Food Policy, 86(3): 101727.

Yu, Y. Huanga, J. & Zhang, N. (2018), Industrial eco-efficiency, regional disparity, and spatial convergence of China's regions, Journal of Cleaner Production, 204(3): 872-887.