فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران/ سال بیست‌ویکم/ شماره ۶۶/ بهار ۱۳۹۵/ صفحات ۳۰-۱

تأثیر ترکیب سرمایه انسانی بر رشد منطقه‌ای اقتصاد ایران: رویکرد داده‌های تابلویی پویای فضایی

زهرا دهقان شبانی[۱]

ابراهیم هادیان[۲]

فائزه نصیرزاده[۳]

تاریخ ارسال: ۱۳۹۳/۱۲/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۴/۶

چکیده

سرمایه انسانی نه فقط عامل مهمی در تعیین رشد اقتصاد کشورهاست، بلکه در تعیین رشد مناطق نیز مهم است. هدف مقاله حاضر، تحلیل تأثیر ترکیب سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در استان‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۰- ۱۳۸۰ بوده که برای این منظور از روش داده‌های تابلویی پویای فضایی استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد حاکی از آن است که متغیر متوسط سال‌های تحصیل دانشگاه و قبل از دانشگاه، دارای اثر مثبت و به لحاظ آماری معنادار بر رشد اقتصادی است. متغیر ساختار سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی استان‌ها تأثیر مثبت دارد که به لحاظ آماری نیز معنادار بوده و توان دوم این متغیر دارای تأثیر منفی و معنادار است که نشان می‌دهد، یک ارتباط U وارون بین ساختار سرمایه انسانی و رشد اقتصادی در استان‌ها برقرار است. به این معنا که در سطوح پایین ساختار سرمایه انسانی، با افزایش ساختار سرمایه انسانی رشد افزایش می‌یابد، اما بعد از عبور از یک نقطه بحرانی، ساختار سرمایه انسانی تأثیری منفی بر رشد دارد.

واژگان کلیدی: رشد منطقه‌ای، سرمایه انسانی، داده‌های تابلویی پویای فضایی، ایران.

طبقه‌بندی JEL: *R12، R11، C33.*

۱- استادیار، بخش اقتصاد، دانشگاه شیراز (نویسنده مسؤول)، پست الکترونیکی: zdehghan@shirazu.ac.ir.

۲- دانشیار، بخش اقتصاد، دانشگاه شیراز، پست الکترونیکی: ehadian@rose.shirazu.ac.ir.

۳- کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه شیراز، پست الکترونیکی: faezehnasirzadeh1367@gmail.com.

۱- مقدمه

در دو دهه اخیر، تجزیه‌وتحلیل سرمایه انسانی در مباحث مربوط به رشد جایگاه مهمی یافته و علت آن، این موضوع است که کشورها به‌طور گسترده‌ای به سمت اقتصادهای مبتنی‌بر دانش حرکت کرده‌اند. بنابراین، در این جوامع، سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی و فرآیند تشکیل سرمایه انسانی محور اصلی رشد اقتصادی به شمار می‌آید.

سرمایه انسانی نه فقط عامل مهمی در تعیین رشد اقتصاد کشورهاست، بلکه در تعیین رشد مناطق نیز ضروری است. رابطه بین سرمایه انسانی و رشد و توسعه اقتصاد ملی با رابطه سرمایه انسانی و رشد و توسعه منطقه‌ای یکسان نیست و این، به دلیل دو اثر مجزای سرمایه انسانی بر مناطق است؛ اثر نخست آن است که سرمایه انسانی در یک منطقه همانند نقش آن در اقتصاد ملی بر بهره‌وری کل اثر می‌گذارد (زیرا هرگونه سرمایه‌گذاری در آموزش از یک سو، قابلیت‌های نیروی انسانی را ارتقا می‌بخشد و از سوی دیگر، نیروی‌کار را برای استفاده بهتر از فناوری جدید تولید مهیا می‌سازد و به این ترتیب راه رشد و توسعه اقتصادی را برای مناطق هموار می‌کند) و اثر دوم که کاملاً برخلاف نقش آن در اقتصاد ملی بوده، آن است که سرمایه انسانی در یک منطقه می‌تواند به بازتخصیص منابع منجر شود (درجه باز بودن و تحرک نیروی کار در منطقه نسبت به کشور بیشتر است). این دو اثر همواره در یک جهت عمل نمی‌کنند. نقش سرمایه انسانی در رشد منطقه‌ای به تعامل این دو اثر بستگی دارد. اگر این دو اثر با یکدیگر منطبق باشند، مناطق پیشرفت می‌کنند؛ در غیر این صورت، مناطق رشد نخواهندکرد.

یادآوری می‌شود، تشکیل سرمایه انسانی در سطوح مختلفی قابل طرح است (سطح ابتدایی، راهنمایی، متوسطه، دبیرستان و آموزش عالی) که همه این سطوح تأثیر مشابهی بر اقتصاد منطقه ندارند. بنابراین، پرسش‌هایی مطرح می‌شوند که عبارت‌اند از: تأثیر سرمایه

انسانی بر رشد مناطق در ایران[1] چگونه است؟ آیا ترکیب‌های مختلف سرمایه انسانی در مناطق ایران موجب افزایش رشد اقتصادی شده است؟

مطالعه حاضر با هدف پاسخگویی به پرسش‌های یادشده در ۵ بخش اصلی سازماندهی شده است؛ در بخش نخست، مبانی نظری تأثیر متغیر سرمایه انسانی بر رشد منطقه‌ای بررسی می‌شود. در بخش دوم، تحقیقات انجام شده مرور می‌شوند، تصریح مدل در بخش سوم توضیح داده می‌شود و در بخش چهارم، تخمین مدل و تفسیر نتایج مقاله صورت می‌گیرد. نتایج و پیشنهادها در بخش پنجم مقاله ارایه می‌شود.

۲- مبانی نظری تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی

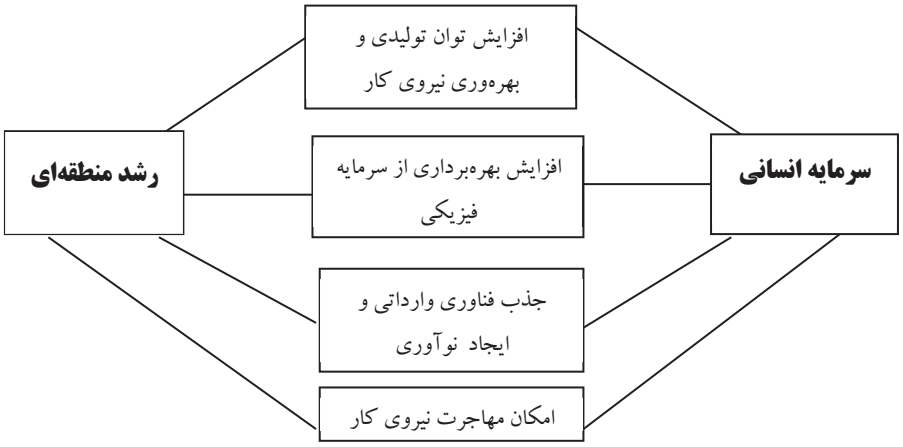
کانال‌های تأثیرگذاری سرمایه انسانی بر رشد اقتصاد منطقه به این صورت است که ۱- سرمایه‌گذاری در منابع انسانی با فرض ثابت بودن سایر شرایط، توان تولیدی افراد را افزایش می‌دهد. وقتی سرمایه انسانی بهره‌وری نیروی کار را افزایش می‌دهد، تقاضا برای نیروی کار و همچنین اشتغال و محصول افزایش می‌یابد. این برداشت در واقع، محور اصلی نظریه سرمایه انسانی است و برمبنای آن، هر قدر انباشت سرمایه انسانی بیشتر باشد، انتظار می‌رود، تولید با شتاب بیشتری رشد یابد. ۲- افزایش سرمایه انسانی قدرت و ظرفیت جذب فناوری جدید و کاربرد آن را محقق می‌سازد و موجب افزایش بهره‌وری کل اقتصاد منطقه می‌شود و به صورت غیرمستقیم از طریق ایجاد نوآوری و افزایش دایمی GDP بر رشد و توسعه اقتصادی منطقه اثر می‌گذارد. برمبنای این ملاحظه، هر قدر سرمایه انسانی از ناحیه آموزش بیشتر باشد، بسترهای لازم برای استفاده از فناوری وارداتی بیشتر خواهد شد. ۳-

---

۱- به‌طور کلی مناطق به سه دسته طبقه‌بندی می‌شوند: مناطق همگن، مناطق مرکزی و مناطق اداری. مناطق اداری به‌طور عمده به‌منظور اهداف مدیریتی و سازماندهی تعریف می‌شوند. به دلیل اینکه محدوده جغرافیایی آنها به‌طور روشنی تعریف شده است، از سایر مناطق مانند مناطق همگن و مناطق مرکزی قابل لمس‌تر و مشخص‌تر هستند؛ برای مثال، محدوده استان به‌عنوان یک منطقه براساس تقسیمات جغرافیایی کاملاً مشخص است (صباغ کرمانی، ۱۳۸۰). در مطالعات تجربی به‌طور معمول تقسیم‌بندی مناطق اداری مبنای منطقه‌بندی قرار می‌گیرد، زیرا به‌طوری که بیان شد، در این منطقه‌بندی مرزها کاملاً مشخص هستند. در تعریف منطقه، منطقه را به‌طور معمول پایین‌تر از سطح ملی و بالاتر از سطح شهری می‌دانند (البته در سطح ملی)، به همین دلیل، در قسمت‌های بعد، استان به‌عنوان یک منطقه در نظر گرفته شده است.

سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی و افزایش سهم آن در کل سرمایه‌گذاری منطقه، باعث بهره‌برداری بهتر از سرمایه فیزیکی و بنابراین، موجب رشد اقتصاد منطقه می‌شود، اما سرمایه انسانی در یک منطقه می‌تواند به بازتخصیص منابع منجر شود (فاگین و مکین[1]، ۲۰۰۹)، به این صورت که هرچه تحصیلات افراد بیشتر باشد، امکان مهاجرت برای آنها به مناطق دیگر بیشتر است (اقتصاد منطقه نسبت به اقتصاد ملی بازتر بوده و امکان تحرک نیروی کار بین مناطق بیشتر است) که این اثر بر رشد منطقه همواره با سه اثر بیان شده در یک جهت نیست. علت این موضوع، آن است که هرگونه سرمایه‌گذاری در آموزش از یک سو، قابلیت‌های نیروی انسانی را ارتقا می‌بخشد و از سوی دیگر، نیروی‌کار را برای استفاده بهتر از فناوری جدید تولید مهیا می‌سازد و به این ترتیب راه رشد و توسعه اقتصادی را برای مناطق هموار می‌کند، اما از سوی دیگر، امکان مهاجرت این نیروها بیش از دیگران است و چنانچه سرمایه انسانی افراد از یک حد بالاتر رود، امکان مهاجرت آنها از منطقه افزایش می‌یابد. بنابراین، انتظار بر این است که سرمایه انسانی (در سطوح تحصیلات بالا) دارای یک ارتباط U وارون با رشد منطقه باشد، یعنی دارای یک حد آستانه باشد که قبل از حد آستانه، افزایش سرمایه انسانی منطقه موجب افزایش رشد منطقه می‌شود و چنانچه از حد آستانه عبور کند، امکان مهاجرت برای نیروی کار، به‌خصوص با تحصیلات بالاتر فراهم می‌شود و چنانچه این نیروی کار آموزش دیده از منطقه خارج شوند، رشد اقتصادی منطقه کاهش خواهد یافت. در شکل شماره ۱، کانال‌های تأثیرگذاری سرمایه انسانی بر رشد منطقه آمده است.

1- Faggian and McCann



مأخذ: جمع‌بندی پژوهش با استفاده از مبانی نظری موجود.

شکل ۱- کانال‌های اثرگذاری سرمایه انسانی بر رشد منطقه

در مطالعات مربوط به تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی، بعضی مطالعات اثر مثبت سرمایه انسانی را بر رشد اقتصادی نشان داده‌اند (رومر[1] (۱۹۹۰)، منکیو، رومر و ویل[2] (۱۹۹۲)، بنهابین و اسپگیل[3] (۱۹۹۴) و بارو[4] (۲۰۰۳)). تاندل[5] نشان داد که درآمدها و بهره‌وری مناطق جنوبی اتحادیه اروپا به‌طور مثبتی به نرخ ثبت نام مدرسه بستگی دارد (تاندل، ۲۰۰۱). مطالعات اخیر نشان می‌دهد که تمرکز سرمایه انسانی در مناطق شهری، عامل مهم رقابتی در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در بخش‌های پیشرفته است و هزینه‌های ساختاری را کاهش می‌دهد، اما برخی مطالعات، اثر منفی آموزش را بر رشد نشان داده‌اند و آموزش را به‌عنوان مخارج مصرفی در نظر گرفته‌اندکه به‌طور مستقیم بر افراد تأثیر می‌گذارد. در نظریه رشد نئوکلاسیک، افزایش در آموزش، نرخ رشد گذرا را افزایش می‌دهد، در حالی که در مدل رشد درون‌زا،

1- Romer
2- Mankiw, Romer and Weil
3- Benhabib and Spiegel
4- Barro
5- Tondel

افزایش در آموزش، نرخ رشد تعادلی پایدار را افزایش می‌دهد (منکیو، رومر و ویل (۱۹۹۲)، لوکاس (۱۹۹۸) و رومر (۱۹۹۰)).

۲-۱- تأثیر ترکیب سرمایه انسانی بر رشد منطقه در چهارچوب الگوی رشد درون‌زا

همان طور که در بالا بیان شد، سرمایه انسانی در سطح منطقه‌ای در گسترش و توسعه فناوری تولید منطقه نقش مهمی دارد و موجب افزایش ظرفیت جذب تحقیق و توسعه و فناوری از سایر مناطق می‌شود. برای نشان دادن تأثیر سرمایه انسانی بر رشد منطقه‌ای، یک اقتصاد را که از دو منطقه تشکیل شده است، در نظر بگیرید: ۱- منطقه پیشرفته (توسعه‌یافته) با فناوری بالا و ۲- منطقه کمترپیشرفته و با فناوری پایین.

در این مدل، اندیس‌های $i=1,2$ به ترتیب مناطق پیشرفته با فناوری بالا و مناطق کمترپیشرفته را نشان می‌دهد. محصول در منطقه انتخابی با تابع تولید اسپنس[1] (۱۹۷۶) و دیکسیت و استیگلیتز[2] (۱۹۷۷) به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$Y_i = A_i (L_{yi})^{1-\alpha} \sum_{j=1}^{N_i} (X_{ij})^{\alpha} \qquad (۱)$$

به‌طوری که $0 < \alpha < 1$، Y_i محصول کل و X_{ij}، jامین کالای واسطه‌ای به کار رفته در تولید منطقه i را نشان می‌دهد. N_i تعداد کالاهای واسطه‌ای در دسترس در منطقه i است. به پیروی از بارو و سالای مارتین[3] (۱۹۹۷)، متغیر N_i جانشینی برای سطح فناوری منطقه i در نظر گرفته شده است. فناوری تولیدی که در معادله (۱) مطرح شده، برای همه کارگزاران اقتصادی منطقه i در دسترس است و تولید تحت شرایط رقابتی انجام می‌شود. L_{yi}نیروی کار به کار گرفته شده در تولید Y_i است. A_i کیفیت نهادی دولت‌های منطقه‌ای را نشان می‌دهد، فرض می‌شود:

$$A_1 > A_2 \qquad (۲)$$

که معادله (۲) نشان می‌دهد، منطقه ۱ دارای نهادهای پیشرفته‌تر است و به‌تبع آن، تولید

1- Spence
2- Dixit and Stiglitz
3- Barro and Sala-i-Martin

ناخالص داخلی سرانه بیشتری دارد.

فرض می‌شود، نیروی کار در هر دو منطقه از لحاظ مهارت و سطح سرمایه انسانی ناهمگن است. کل نیروی کار در هر دو منطقه به دو گروه افراد ماهر(با سرمایه انسانی بالا) (L_{ri}) و افراد با مهارت پایین (با سرمایه انسانی پایین) (L_{yi}) تقسیم می‌شود و L_i کل نیروی کار را در اقتصاد نشان می‌دهد:

$$L_i = L_{yi} + L_{ri} \qquad (۳)$$

هر دو منطقه۱ و ۲، دارای انباشت سرمایه انسانی متفاوتی‌اند. درصد بیشتری از جمعیت منطقه ۱ را افراد ماهر و متخصص و درصد بیشتری از منطقه ۲ را افراد با مهارت کمتر تشکیل می‌دهد، بدین صورت که:

$$L_{r1} > L_{r2} \qquad (۴)$$

$$L_{y1} < L_{y2} \qquad (۵)$$

$$\frac{L_{r2}}{L_{y2}} < \frac{L_{r1}}{L_{y1}} \qquad (۶)$$

همچنین فرض می‌شود، منطقه ۱، تنها منطقه نوآور باشد و منطقه ۲، از سرریز فناوری و نوآوری منطقه ۱ منفعت می‌برد. در حقیقت، منطقه ۱ رهبر نوآوری و منطقه ۲ پیرو در نظر گرفته می شود:

$$N_1(0) < N_2(0) \qquad (۷)$$

$$0 < 1 < \frac{N_2}{N_1} \qquad (۸)$$

نوآوری یک فعالیت هزینه‌بر است و پذیرش این نوآوری توسط منطقه، به سطح مهارت و سرمایه انسانی آن منطقه بستگی دارد.

به دلیل اینکه نوآوری یک فعالیت هزینه‌بر است، η_iهزینه تولید کالای واسطه‌ای توسط منطقه نوآور را نشان می‌دهد. برخلاف بارو و سالای مارتین (۱۹۹۷) که برای نوآوری هزینه ثابت در نظر گرفتند، در اینجا تولید هر واحد نوآوری با افزایش نیروی‌کار ماهر و تحصیلکرده افزایش می‌یابد و این، بدان معناست که هزینه نهایی افزایش انباشت

فناوری یک منطقه تابع معکوسی از جمعیت ماهر و متخصص است. در حقیقت، عامل مهم نوآوری در یک اقتصاد، افراد با سرمایه انسانی بالا هستند نه میزان و کمیت سرمایه انسانی. تابع هزینه نوآوری به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$\eta_i = \psi(L_{ri})^{-1} \qquad (۹)$$

هزینه تولید هر واحد نوآوری در منطقه ۱ کمتر از منطقه ۲ بوده و این، به دلیل وجود نیروی کار ماهر بیشتر در منطقه ۱ است. منطقه ۱ با نیروی کار ماهر به دلیل وجود محققان آموزش دیده و بااستعداد در بخش تحقیق و توسعه در تولید نوآوری کارآتر است[۱].

$$\eta_2 \geq \eta_1 \qquad (۱۰)$$

برای سادگی فرض می‌شود، سهم نیروی کار ماهر (با سرمایه انسانی بالا) و نیروی کار با مهارت پایین (سرمایه انسانی پایین) در هر دو منطقه در طول زمان ثابت است، یعنی می‌توان معادله (۱۰) را بدین صورت نوشت:

$$\eta_2 = \eta_1$$

منطقه ۱ به دلیل داشتن قدرت انحصاری، کالای واسطه‌ای تولید می‌کند که هزینه نهایی تولید آن ۱ در نظر گرفته شده است. در این صورت، سود انحصاری به صورت زیر نمایش داده می شود:

$$\pi_{1j} = (P_{1j} - 1)X_{1j} \qquad (۱۱)$$

عدد یک در معادله بالا، هزینه نهایی تولید کالای واسطه‌ای X_{1j} را نشان می‌دهد و تولید نهایی j امین کالای واسطه‌ای به صورت زیر است:

$$\frac{\partial Y_1}{\partial X_{1j}} = A_1 \alpha L_{y1}^{1-\alpha} (X_{1j})^{\alpha-1} \qquad (۱۲)$$

تابع تقاضا برای کالای واسطه‌ای j:

$$X_{1j} = L_{y1} \left(\frac{A_1 \alpha}{P_{1j}}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \qquad (۱۳)$$

۱- امکان نسبی ایجاد نوآوری در هر دو منطقه به ترکیب سرمایه انسانی آنها بستگی دارد، به‌طوری که منطقه‌ای که از نیروی ماهر بیشتری برخوردار است، به دلیل داشتن افراد متخصص و آموزش دیده در بخش تحقیق و توسعه، در ایجاد نوآوری کارآتر است و سهم بیشتری دارد.

با جای‌گذاری معادله (۱۳) در معادله (۱۱)، قیمت انحصاری به‌دست می‌آید که برای تمام کالاهای واسطه‌ای مشابه است:

$$P_{1j} = \frac{1}{\alpha} > 1 \qquad (۱۴)$$

میزان کل تولید j امین کالای واسطه‌ای توسط منطقه ۱:

$$X_{1j} = L_{y1}(A_1)^{\frac{1}{1-\alpha}} \alpha^{\frac{2}{1-\alpha}} \qquad (۱۵)$$

با جای‌گذاری معادله (۱۵) در معادله (۱)، در نهایت، محصول کل منطقه ۱ به شکل زیر حاصل می‌شود:

$$Y_1 = (A_1)^{\frac{1}{1-\alpha}} \alpha^{\frac{2}{1-\alpha}} L_{y1} N_1 \qquad (۱۶)$$

با جای‌گذاری معادله (۱۵) و (۱۴) در معادله (۱۱)، سود انحصاری فروش کالای واسطه‌ای j در منطقه ۱ به‌دست می‌آید:

$$\pi_{1j} = (1-\alpha) L_{y1}(A_1)^{\frac{1}{1-\alpha}} \alpha^{\frac{1+\alpha}{1-\alpha}} \qquad (۱۷)$$

پیروی بارو و سالای مارتین (۱۹۹۷)، ارزش کنونی سود برای j امین نوآور، برابر $\frac{\pi_{1j}}{r_1}$ بوده که r_1 نرخ بازدهی در منطقه ۱ است. وقتی آزادی ورود به بخش تحقیق و توسعه وجود دارد، ارزش کنونی سود باید برابر با هزینه ثابت نوآوری η_1 باشد. بنابراین، با فرض ورود آزاد به بخش تحقیق و توسعه، نرخ بازدهی منطقه ۱ بدین صورت است:

$$r_1 = \left(\frac{L_{y1}}{\eta_1}\right)\left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right)(A_1)^{\frac{1}{1-\alpha}} \alpha^{\frac{2}{1-\alpha}} = \frac{\pi_{1j}}{\eta_1} \qquad (۱۸)$$

که نرخ بازدهی (r_1) نسبتی از جریان سود انحصاری (π_{1j}) به هزینه نوآوری (η_1) است.

مصرف‌کنندگان به دنبال حداکثرسازی تابع مطلوبیت هستند:

$$U_1 = \int_0^{\infty} e^{-\rho t} \frac{C^{1-\theta} - 1}{1-\theta} dt \qquad (۱۹)$$

$\rho > 0$ نرخ ترجیح زمانی و $\theta > 0$ اندازه کشش مطلوبیت نهایی مصرف[1] را نشان می‌دهد.

به دنبال حداکثرسازی تابع مطلوبیت با توجه به قید محدودیت بودجه، نرخ رشد مصرف به‌دست می‌آید:

$$\frac{\dot{C}}{C_1} = (1-\theta)(r_1 - \rho) \qquad (۲۰)$$

نرخ رشد C_1 به دلیل ثابت بودن r_1 در معادله (۱۸)، ثابت است، ازاین‌رو، نرخ رشد اقتصاد در تعادل به صورت زیر است:

$$\gamma_1 = (\frac{1}{\theta})(\frac{\pi_{1j}}{\eta_1 - \rho}) = (\frac{1}{\theta})[(1-\alpha)L_{y1}(A_1)^{\frac{1}{1-\alpha}}\alpha^{\frac{1+\alpha}{1-\alpha}}\eta_1^{-1} - \rho] \qquad (۲۱)$$

که $\frac{\pi_{1j}}{\eta_1} \geq \rho$ است، رشد مثبت وجود دارد.

چنانکه مشاهده می‌شود، η_1 تابع معکوسی از افراد با مهارت بالا (سرمایه انسانی زیاد) در منطقه (۱) بوده و معکوس آن، $\eta_1^{-1} = \Psi^{-1}L_{r1}$ است. بنابراین، افراد دارای سرمایه انسانی بالاتر، تأثیر مثبت بر منطقه ۱ دارند و چنانچه، مهاجرت سرمایه انسانی رخ دهد، تأثیر منفی روی رشد می‌گذارد.

سرریز فناوری از منطقه پیشرو به منطقه پیرو خودبه‌خود اتفاق نمی‌افتد و این سرریز و پذیرش برای منطقه پیرو هزینه‌بر بوده، اما از هزینه ایجاد نوآوری کمتر است. هزینه پذیرش فناوری منطقه ۲ به صورت زیر است:

$$\nu_2 = \eta_2(\frac{N_2}{N_1})^{\sigma} \qquad (۲۲)$$

در این رابطه، σ نشان‌دهنده اثر منفی فاصله جغرافیایی بر جریان فناوری است که نشان می‌دهد، هر اندازه فاصله منطقه رهبر از منطقه پیرو بیشتر باشد، اثر انتشار ابداعات و نوآوری برای منطقه پیرو کمتر است.

ضمن اینکه هر قدر میزان جمعیت تحصیلکرده و مهارت دیده بیشتر باشد، هزینه

1 - Elasticity of the Marginal Utility of Consumption

پذیرش برای منطقه ۲ کمتر است. تابع هزینه پذیرش را می‌توان دوباره به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\nu_2 = \psi(L_{r2})^{-1}(\frac{N_2}{N_1})^{\sigma} \qquad (۲۳)$$

با ثابت در نظر گرفتن سایر شرایط، هر قدر به سمت مرزهای فناوری حرکت کنیم، تحصیلات بالا و مهارت فنی نیروی کار در تقلید و پذیرش، اهمیت بیشتری می‌یابد.

حال می‌توان به بررسی رفتار منطقه ۲ پرداخت، با این فرض که منطقه ۲ باید هزینه پذیرش کمتری از هزینه نوآوری پرداخت کند:

$$\eta_2 > \nu_2(0)$$

منطقه ۲، به تقلید از فناوری منطقه ۱، کالای واسطه‌ای X_{2j} را تولید می‌کند که مشابه کالای X_{1j} در منطقه ۱ است. مانند منطقه ۱، در منطقه ۲ نیز قدرت انحصاری برای کالای واسطه‌ای به کار رفته در تولید وجود دارد و قیمت انحصاری برایjامین کالای واسطه‌ای و سایر توابع بدین صورت است:

$$\rho_{2j} = \frac{1}{\alpha} \qquad (۲۴)$$

$$X_{2j} = L_{y2}A_2^{\frac{1}{1-\alpha}}\alpha^{\frac{2}{1-\alpha}}$$

$$Y_{2j} = A_2^{\frac{1}{1-\alpha}}\alpha^{\frac{2}{1-\alpha}}$$

$$\pi_{2j} = (1-\alpha)L_{y2}A_2\alpha^{\frac{1+\alpha}{1-\alpha}}$$

محاسبه نرخ بازدهی در منطقه ۲ پیچیده‌تر از منطقه ۱ بوده و به این دلیل است که هزینه پذیرش(تقلید) در طول زمان افزایش می‌یابد و تابعی مثبت از نسبت $\frac{N_2}{N_1}$ است. ازاین‌رو، به پیروی از بارو و سالای مارتین (۱۹۹۵)، فرض می‌شود، منطقه پیرو از منطقه پیشرو فناوری دور است و نوآوری قابل دسترس زیادی برای پذیرش وجود دارد و نرخ بازدهی تقریباً ثابت است:

$$A_2^{\frac{1}{1-\alpha}}\alpha^{\frac{2}{1-\alpha}}(\frac{1-\alpha}{\alpha})r_2=(\frac{L_{y2}}{\nu_2}) \qquad (۲۵)$$

از آنجا که هزینه پذیرش منطقه ۲ کمتر از هزینه نوآوری منطقه ۱ است، شکافی در نرخ بازدهی بین دو منطقه ایجاد می‌شود. مانند منطقه ۱، منطقه ۲ نیز به دنبال حداکثرسازی تابع مطلوبیت رمزی است که بدین ترتیب نرخ رشد مصرف و نرخ رشد منطقه ۲ به صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$\frac{\dot{C}}{C_1}=(1-\theta)(r_2-\rho) \qquad (۲۶)$$

$$\gamma_2=(\frac{1}{\theta})[(1-\alpha)L_{y2}(A_2)^{\frac{1}{1-\alpha}}\alpha^{\frac{1+\alpha}{1-\alpha}}\nu_2^{-1}-\rho] \qquad (۲۷)$$

در معادله (۲۲) $\nu_2=\Psi(L_{r2})^{-1}(\frac{N_2}{N_1})^{\delta}$ است که معکوس آن نشان می‌دهد، هر قدر افراد با مهارت بالاتر در منطقه دوم بیشتر باشند، امکان جذب فناوری بیشتر است و تأثیری مثبت بر رشد منطقه دوم دارد و با مهاجرت سرمایه انسانی از این منطقه، رشد منطقه کاهش می‌یابد. از آنجا که مناطق نسبت به کشورها از درجه بازی بیشتری برخوردارند، در مناطق با امکان وجود نیروی متخصص و ماهر، احتمال مهاجرت بین مناطق نیز افزایش می‌یابد.

۳- تحقیقات انجام شده

مطالعات گسترده‌ای از جمله مطالعات کدیل و همکاران[1] (۲۰۱۴)، کیروس و تکسیرا[2] (۲۰۱۴)، ویدیتما[3] (۲۰۱۰)، سلنر[4] (۲۰۱۰)، مارتین و هرانز[5] (۲۰۰۸)، نواک[6] (۲۰۰۴) و پلکانن و یلانن[7] (۱۹۹۸)، به بررسی تأثیر سرمایه انسانی بر رشد منطقه‌ای اقتصاد پرداخته‌اند، اما در اینجا تنها مطالعاتی که به بررسی اثر ترکیب سرمایه انسانی بر رشد منطقه‌ای

1- Cadil et al
2- Queirós and Teixeira
3- Vidyattama
4- Sellner
5- Martin and Herranz
6- Novak
7- Pelkonen and Ylonen

پرداخته‌اند، ارایه می‌شوند.

کارداس و پتکاس[1] (۲۰۱۱) در مقاله‌ای با عنوان رشد منطقه‌ای و هم‌گرایی، به بررسی اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی۳۰ منطقه پرتغال پرداخته و اثر سرمایه انسانی را بر سرعت هم‌گرایی تولید ناخالص داخلی سرانه طی دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۹۱ مورد بررسی قرار داده‌اند. در این مطالعه، از تخمین‌زن تعمیم‌یافته گشتاورها[2] (GMM) در داده‌های تابلویی استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد، تحصیلات متوسطه و تحصیلات عالی اثر مثبتی بر نرخ رشد منطقه‌ای دارند، اما تحصیلات در سطح ابتدایی دارای اثر معکوس و منفی بر رشد است. همچنین شاخص سرمایه انسانی (متوسط سال‌های مدرسه رفتن) نقش مثبتی بر رشد منطقه‌ای و کاهش نابرابری منطقه‌ای در درآمد سرانه دارد و سطح بالاتر آموزش، توانایی منطقه را در پذیرش فناوری بالا می‌برد.

ژانگ و ژاهوانگ[3] (۲۰۱۱) ، به بررسی رابطه ترکیب سرمایه انسانی و رشد اقتصادی در ۳۱ منطقه چین طی دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۹۷ پرداختند. برای این منظور از تخمین‌زن تعمیم‌یافته گشتاورها (GMM) در داده‌های تابلویی استفاده شده است. نتایج حاصل از این تحقیق حاکی از آن است که مناطق با سطح تحصیلات عالی دارای رشد اقتصادی بیشتری هستند، همچنین نواحی توسعه‌یافته دارای نیروی انسانی با سطح تحصیلات عالی و مناطق توسعه‌نیافته دارای نیروی انسانی با تحصیلات ابتدایی هستند. ایشان در این مطالعه متغیر جدید ساختار سرمایه انسانی (درصد سرمایه انسانی با تحصیلات عالی) را معرفی کردند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که اثر ساختار سرمایه انسانی بر رشد منطقه به سطح توسعه منطقه مرتبط است و تحصیلات عالی نقش مهم‌تری از تحصیلات متوسط و ابتدایی بر رشد اقتصادی دارد. مناطق توسعه‌یافته از تحصیلات عالی و مناطق توسعه‌نیافته از تحصیلات متوسطه و ابتدایی بهره می‌برند. بنابراین، در مناطق با سطح درآمد پایین‌تر، تحصیلات ابتدایی کارآتر از تحصیلات عالی است.

1- Cardoso and Pentecost
2- Generelized Method of Moments (GMM)
3- Zhang and Zhuang

راموز[1] و همکاران (۲۰۱۰)، به بررسی اثر ترکیب سرمایه انسانی بر رشد و بهره‌وری در ۴۷ منطقه اسپانیا طی دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۸۰ پرداختند. هدف از این مطالعه، بررسی سطوح مختلف تحصیلات (ابتدایی، متوسطه و دانشگاهی) به‌عنوان شاخص سرمایه انسانی بر رشد منطقه‌ای اسپانیا بود. نتایج مطالعه حاکی از آن بود که کارگران ماهر نسبت به کارگران غیرماهر بهره‌ورتر هستند.

مانکا[2] (۲۰۰۹)، به بررسی رابطه ترکیبات سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی منطقه‌ای اسپانیا طی دوره زمانی ۱۹۹۷-۱۹۶۰ با رویکرد یک مدل دومنطقه‌ای پرداخت. برای این منظور دو منطقه مختلف اسپانیا را از نظر فناوری در نظر گرفت و اثر نیروی‌کار متخصص و ماهر بر هر منطقه و چگونگی سرریز فناوری بین دو منطقه و اثرات آن بر رشد اقتصادی را با استفاده از تکنیک داده‌های تابلویی پویا مورد بررسی قرار داد. نتایج حاصل از این مطالعه حاکی از آن بود که منطقه توسعه‌یافته به دلیل داشتن نیروی‌کار متخصص دست به نوآوری می‌زند و منطقه کمترتوسعه‌یافته به دلیل داشتن نیروی متخصص کمتر به واردات فناوری و نوآوری از منطقه اول می‌پردازد، زیرا هزینه واردات کمتر از هزینه نوآوری برای منطقه دوم است.

در داخل کشور نیز مطالعات بسیاری به بررسی تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصاد در سطح ملی پرداخته‌اند؛ از جمله: جوزاریان (۱۳۹۱)، آل عمران و آل عمران (۱۳۹۱)، الماسی و همکاران (۱۳۹۰)، مهدوی و نادریان (۱۳۸۹)، ربیعی (۱۳۸۸)، متفکر آزاد و همکاران (۱۳۸۸)، هوشمند و همکاران (۱۳۸۷)، اما تنها مقاله آقایی و همکاران (۱۳۹۲) به بررسی تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۷۹ پرداخته است. ایشان در این پژوهش از روش حداقل مربعات معمولی با استفاده از داده‌های تابلویی استفاده کردند. نتایج مطالعه حاکی از آن بود که شاخص سرمایه انسانی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی سه گروه استان‌های توسعه‌یافته، کمترتوسعه‌یافته و توسعه‌نیافته دارد. البته تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در استان‌های توسعه‌یافته بیشتر از دو گروه دیگر بوده و بخشی از شکاف توسعه بین سه گروه براساس شکاف موجود در شاخص سرمایه انسانی قابل توضیح است و بهبود سرمایه انسانی به توسعه و رشد اقتصادی منجر می‌شود.

1- Ramos
2- Manca

٤- تصریح مدل

«انجام کارهای تحقیقاتی در علوم منطقه‌ای به‌طور وسیع مبتنی‌بر داده‌های نمونه‌ای منطقه‌ای است که محقق با مراجعه به مکان‌ها و محل‌های مشخص شده که به صورت نقاطی در فضا تعیین مکان شده‌اند، به آنها دست می‌یابد. حال وقتی در تحقیق با داده‌هایی روبه‌رو هستیم که دارای جزء مکانی هستند، دیگر به‌کارگیری شیوه‌های اقتصادسنجی عمومی چندان مناسب نیست، زیرا در داده‌های مکان‌مند دو مشکل در مدل‌سازی روابط می‌تواند به‌وجودآید: ۱- وابستگی فضایی[1] و ۲- ناهمسانی فضایی[2]. این دو مسأله باعث نقض فروض کلاسیک در اقتصادسنجی عمومی می‌شود» (اکبری، ۱۳۸۴)[3]. بنابراین، برای رفع این مشکل باید از اقتصادسنجی فضایی استفاده کرد.

در این مقاله، معادله رشد زیر برای بررسی تأثیر ترکیب سرمایه انسانی استفاده شده است:

$$\Delta Y = Y_{it} - Y_{it-1} = \beta_0 + \rho \sum_{j=1}^{n} w_{ij} Y_{jt} + \beta_1 Y_{it-1} + \beta_2 (Y_{it-1} - Y_{it-1}^{T}) + \beta_3 h_{1it} + \beta_4 h_{2it} + \beta_5 lkrp_{it} + u_{it} \qquad (۲۸)$$

Y_{it} لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه استان i در زمان t، Y_{jt} لگاریتم تولید ناخالص استان‌های مجاور[4] و w_{ij} عنصر ماتریس مجاورت است که براساس طول و عرض جغرافیایی ساخته شده است. $Y_{it-1} - Y_{it-1}^{T}$ شکاف محصول بالفعل از بالقوه استان i، h_1 متوسط سال‌های تحصیلات دانشگاهی، h_2 متوسط سال‌های تحصیلات قبل از دانشگاه، $lkrp$ لگاریتم ذخیره سرمایه واقعی سرانه و u_{it} جمله خطاست. زیرنویس i بیان‌کننده

1 - Spatial Autocorrelation
2 - Spatial Heterogeneity

۳ - وابستگی فضایی موجب نقض این فرض می‌شود که متغیرهای توضیحی در نمونه‌های تکراری، ثابت هستند، زیرا در حالت وابستگی فضایی یک مشاهده مربوط به یک مکان در ارتباط با مشاهدات مکان‌های دیگر قرار می‌گیرد و ناهمسانی فضایی این فرض را که یک رابطه خطی میان داده‌های مشاهدات نمونه وجود دارد، نقض می‌کند و در حالت ناهمسانی فضایی، انتظار می‌رود، در هر نقطه از فضا یک رابطه متفاوت وجود داشته باشد. بنابراین، باید بعد مکان در برآورد روابط مورد توجه قرار گیرد (اکبری، ۱۳۸۴).

۴- ضریب ρ در صورت معناداری، نشان‌دهنده تأثیر رشد استان‌های مجاور بر استان مورد نظر بوده که نماینده‌ای از اثرات خارجی و سرریز مناطق روی یکدیگر است.

استان‌ها (i=۱,...۲۸)[۱] و زیرنویس t مربوط به سال (t=۱۳۸۰,...۱۳۹۰) است.

در بسیاری از مطالعات که در خصوص تأثیر سرمایه انسانی بر رشد صورت گرفته، بهترین ترکیب سرمایه انسانی در کشور مشخص نشده است. در این مقاله، یک متغیر جدید با عنوان ساختار سرمایه انسانی[۲] معرفی می‌شود (درصد سرمایه انسانی با آموزش عالی) تا بررسی شود آیا ساختار سرمایه انسانی در ایران منطقی است یا تحصیلات عالی (آموزش عالی) در ایران بیش از حد است؟

براساس مبانی نظری مطرح شده، ممکن است یک مقدار بحرانی برای ساختار سرمایه انسانی وجود داشته باشد که قبل از آن مقدار سرمایه انسانی تأثیر مثبتی بر رشد دارد و چنانچه ساختار سرمایه انسانی بیش از آن مقدار باشد، رشد اقتصادی منطقه منفی شود. به عبارت دیگر، ممکن است ساختار سرمایه انسانی اثر U وارون داشته باشد. برای بررسی اینکه آیا ساختار سرمایه تأثیری به صورت U وارون دارد، از مربع ساختار سرمایه استفاده شده است و معادله دومی برای بررسی تأثیر ساختار سرمایه انسانی بر رشد اقتصاد به صورت زیر طراحی شده است:

$$\Delta Y = Y_{it} - Y_{it-1} = \beta_0 + \rho\sum_{j=1}^{n} w_{ij}Y_{jt} + \beta_1 Y_{it-1} + \beta_2\left(Y_{it-1} - Y_{it-1}^{T}\right) + \\ +\beta_3 hs + \beta_4 hs2 + \beta_5 lkrp + u_{it} \qquad (۲۹)$$

Y_{it} لگاریتم تولید ناخالص داخلی استان i در زمان t، Y_{jt} لگاریتم تولید ناخالص استان‌های مجاور و w_{ij} عنصر ماتریس مجاورت است که براساس طول و عرض جغرافیایی ساخته شده است. $Y_{it-1} - Y_{it-1}^{T}$ شکاف محصول بالفعل از بالقوه استان i، hs شاخص ساختار سرمایه انسانی، $hs2$ متغیر ساختار سرمایه انسانی به توان ۲، $lkrp$ لگاریتم ذخیره سرمایه سرانه واقعی و u_{it} جمله خطاست.

۱- علت در نظر گرفتن ۲۸ استان، این است که قبل از سال ۱۳۸۳، آماری به صورت جدا برای استان‌های خراسان شمالی، خراسان جنوبی و خراسان رضوی ارایه نشده، بنابراین، در این تحقیق این سه استان تحت یک استان (خراسان) آورده شده‌اند. ضمن اینکه آمار و اطلاعات استان البرز نیز تنها در سال ۱۳۹۰ موجود است. به همین دلیل، اطلاعات این استان با استان تهران آورده شده است.

۲- نحوه محاسبه متغیر ساختار سرمایه انسانی در بخش داده‌های آماری توضیح داده شده است.

٤-١- داده‌های آماری

آمار تولید ناخالص داخلی استان‌ها از حساب‌های منطقه‌ای که توسط مرکز آمار ایران منتشر می‌شود، جمع‌آوری شده که با استفاده از شاخص قیمت استانی واقعی شده و با تقسیم تولید ناخالص داخلی واقعی بر جمعیت، تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه محاسبه شده است.

در این تحقیق، مجموع تسهیلات پرداختی بانک‌ها به بخش غیردولتی و میزان هزینه‌های عمرانی دولت (تملک دارایی‌های سرمایه‌ای)، به‌عنوان سرمایه‌گذاری سالیانه در هر استان در نظر گرفته شده که برای محاسبه این متغیر از سالنامه آماری استان‌ها و بانک مرکزی استفاده شده است. برای محاسبه ذخیره سرمایه واقعی، از آمار سرمایه‌گذاری استفاده شده و با استفاده از روش نمایی ذخیره سرمایه محاسبه 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 $Ln(IN_t) = Ln(IN_0) + \lambda t$ است. 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 رابطه $K_0 = \frac{IN_0}{\lambda}$ استفاده می‌شود. با در نظر گرفتن استهلاک سرمایه و کسر ۵ درصد از موجودی سرمایه به‌عنوان استهلاک، موجودی سرمایه در سال ۱۳۷۹ به قیمت جاری محاسبه می‌شود. سپس، با استفاده از تعریف K به صورت رابطه $K_t = \frac{K_{t-1} + I_t}{1+\delta}$ و براساس موجودی سرمایه در سال پایه، مقادیر موجودی سرمایه برای سال‌های مختلف قابل محاسبه است (زراءنژاد و انصاری، ۱۳۸۶). در رابطه یادشده، δ نشان‌دهنده نرخ استهلاک سرمایه و برابر ۵ درصد در نظر گرفته شده است. یادآوری می‌شود، مقادیر موجودی سرمایه توسط شاخص قیمت، واقعی شده است و سپس، بر جمعیت تقسیم شده تا موجودی سرمایه واقعی سرانه به‌دست آید.

برای محاسبه سرمایه انسانی و ترکیبات آن از سالنامه آماری استان‌ها استفاده شده است. برای محاسبه متغیر متوسط سال‌های تحصیلی دانشگاه و قبل از دانشگاه، از آمار توزیع نسبی جمعیت شاغل ۱۰ساله و بیشتر برحسب وضع سواد و سطح تحصیلات که در سالنامه آماری استان‌ها موجود بوده، استفاده شده است. بدین صورت که برای محاسبه متغیر h2 که متوسط سال‌های تحصیلات قبل از دانشگاه در هر استان است، توزیع نسبی سطح ابتدایی در عدد ۵ و توزیع نسبی افراد با تحصیلات راهنمایی در عدد ۸، دبیرستان در عدد ۱۱ و دیپلم در عدد ۱۲ ضرب و سپس، این مقادیر با هم جمع شده است. متغیر h1 که متوسط سال‌های تحصیلات بعد از دیپلم (یعنی تحصیلات دانشگاهی) است، به‌دلیل اینکه برای بسیاری از استان‌ها تفکیک توزیع نسبی جمعیت برحسب فوق دیپلم، لیسانس و بالاتر وجود ندارد، در این مقاله، توزیع نسبی جمعیت با تحصیلات دانشگاهی در عدد ۱۵/۵ ضرب شده است. برای محاسبه متوسط سال‌های تحصیلات کل از جمع h1 و h2 استفاده شده است. متغیر ساختار سرمایه انسانی (hs) که در حقیقت، درصد سرمایه انسانی با تحصیلات دانشگاهی و عالی را نشان می‌دهد، از تقسیم متوسط سال‌های بعد از دانشگاه (h1) بر متغیر کل متوسط سال‌های تحصیل (h) محاسبه می‌شود. متغیر مربع ساختار سرمایه انسانی نیز به صورت توان دوم متغیر ساختار سرمایه انسانی ($hs2$) تعریف می‌شود.

شکاف تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه از تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه و لگاریتم تولید ناخالص بالقوه واقعی سرانه محاسبه شده است. برای محاسبه تولید ناخالص بالقوه واقعی سرانه، از مدل فضا- حالت و فیلتر کالمن[1] استفاده شده است.

یادآوری می‌شود، در مدل‌های اقتصادسنجی فضایی برای وارد کردن بعد مکان از ماتریس وزنی فضایی[2] استفاده می‌شود که این ماتریس براساس فاصله (طول و عرض جغرافیایی) یا رابطه مجاورت (نقشه) ساخته می‌شود. در ماتریس نوع اول، فاصله هر نقطه در فضا نسبت به

۱- این مدل، مدل اجزای مشاهده نشده بوده که توسط واتسون (۱۹۸۳) و بوریج (۱۹۸۱) ارایه شده است. مزیت این مدل در محاسبه تولید بالقوه در این است اجازه می‌دهد که متغیرهای مشاهده نشده که به متغیرهای حالت معروف هستند در نظر گرفته شود و در این مدل، از یک الگوریتم عطفی قدرتمند به نام فیلتر کالمن استفاده می‌شود.

2- Spatial Weights Matrix

نقاط یا مشاهدات ثابت یا مرکزی محاسبه می‌شود. بنابراین، مشاهداتی که به هم نزدیک‌ترند، نسبت به آنهایی که از هم دورتر هستند، باید منعکس‌کننده وابستگی فضایی بالاتر باشند. به عبارت دیگر، وابستگی فضایی و تأثیرهای آن بین مشاهدات باید با افزایش فاصله بین مشاهدات کاهش یابد. در ماتریس نوع دوم، اثرات فضایی از طریق رابطه مجاورت تعریف می‌شود[۱]. معیار نزدیکی و مجاورت مبتنی‌بر اطلاعات به‌دست آمده از روی نقشه جامعه مورد مطالعه، خواهد بود و براساس اطلاعات نقشه می‌توان تعیین کرد که کدام مناطق با یکدیگر همسایه هستند. در این مقاله، ماتریس مجاورت براساس طول و عرض جغرافیایی ساخته شده است. علت آن، این است که در ماتریس‌های فضایی ساخته شده براساس مجاورت، اگر دو مشاهده دارای مرز یا یک رأس مشترک باشند، عنصر مربوط در ماتریس عدد یک و در غیر این صورت، عدد صفر را به خود می‌گیرد. این، بدان معناست که یک واحد فضایی یا بر واحد فضایی دیگر تأثیر می‌گذارد یا اثر نمی‌گذارد. بنابراین، این معیار، تعامل بین مشاهدات را تنها به مشاهداتی که دارای مرز یا رأس مشترک هستند، محدود می‌کند، یعنی بین استان‌های غیرهمسایه ده کیلومتر دورتر، با استان‌های غیرهمسایه صد کیلومتر دورتر تفاوتی قایل نمی‌شود. در صورتی که براساس قانون معروف جغرافیا «همه چیز به هم مرتبط است، اما چیزهای نزدیک‌تر نسبت به چیزهای دورتر مرتبط‌تر هستند». بنابراین، بهتر است در ساختن ماتریس وزنی فضایی، به‌جای اینکه صرفاً به مجاورت و داشتن مرز مشترک توجه کنیم، فاصله بین مشاهدات را معیار قرار دهیم (وگا و الهورست[۲]، ۲۰۱۳).

۵- نتایج برآورد مدل

۵-۱- نتایج برآورد معادله تأثیر ترکیب سرمایه انسانی بر رشد منطقه

برای بررسی اثر ترکیب سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی مناطق ایران، از مدل زیر استفاده می‌شود:

$$\Delta Y = Y_{it} - Y_{it-1} = \beta_0 + \rho \sum_{j=1}^{n} w_{ij} Y_{jt} + \beta_1 Y_{it-1} + \beta_2 (Y_{it-1} - Y_{it-1}^{T}) + \beta_3 h_{1it} + \beta_4 h_{2it} + \beta_5 lkrp_{it} + u_{it} \qquad (۳۰)$$

۱- برای مطالعه بیشتر این نوع ماتریس مجاورت ، ر.ک به: اکبری، نعمت‌الله، ۱۳۸۴ (مقاله).

2- Vega and Elhorst

که این مدل به صورت زیر می‌تواند بازنویسی شود:

$$Y_{it} = \beta_0 + \rho \sum_{j=1}^{n} w_{ij} Y_{jt} + (\beta_1 + 1) Y_{it-1} + \beta_2 (Y_{it-1} - Y_{it-1}^{T}) + \beta_3 h_{1it} + \beta_4 h_{2it} + \beta_5 lkrp_{it} + u_{it} \quad (۳۱)$$

که Y_{it} لگاریتم تولید واقعی سرانه منطقه i در زمان‌های t و $t-1$ است، Y_{jt} لگاریتم تولید ناخالص استان‌های مجاور است و w_{ij} عنصر ماتریس مجاورت بوده که براساس طول و عرض جغرافیایی ساخته شده است. $Y_{it-1} - Y_{it-1}^{T}$ شکاف تولید واقعی سرانه بالقوه از بالفعل است، $lkrp$ لگاریتم ذخیره سرمایه واقعی سرانه، h_1 متوسط سال‌های تحصیلات دانشگاهی و h_2 متوسط سال‌های تحصیلات قبل از دانشگاه[۱] است.

در معادله (۳۱)، مشاهده می‌شود که وقفه متغیر وابسته به‌عنوان متغیر توضیحی در مدل وارد شده و مدل پویاست. از آنجا که در مدل‌های پویا، وقفه متغیر وابسته با جمله اخلال همبستگی دارد، برای تخمین مدل از روش تعمیم‌یافته گشتاورها یا به‌اصطلاح GMM که توسط آرلانو و باند مطرح شده است، استفاده می‌شود. ایشان از وقفه دوم متغیر وابسته و وقفه‌های سایر متغیرها در قالب یک فرم بازگشتی به‌عنوان ابزار برای وقفه متغیر وابسته استفاده می‌کنند (بک و همکاران، ۲۰۰۰)، چنانکه قبلاً بیان شد، از آنجا که داده‌های مورد استفاده در این مقاله مربوط به استان‌ها هستند، یعنی دارای بعد مکان هستند، بنابراین، معادله (۳۱) با روش تعمیم‌یافته گشتاورها در داده‌های تابلویی پویا با وقفه فضایی[۲] برای ۲۸ استان ایران طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ برآورد شده است. نتایج برآورد معادله (۳۱) در جدول شماره ۱، آمده است[۳].

برای ایجاد اطمینان در خصوص مناسب بودن متغیرهای ابزاری مورد استفاده در روش GMM از آزمون سارگان استفاده می‌شود که این آزمون برای اثبات شرط اعتبار تشخیص بیش از حد، یعنی صحت و اعتبار متغیرهای ابزاری به کار می‌رود که فرضیه صفر

۱- ایده تقسیم سرمایه به قبل از دانشگاه و بعد از دانشگاه، از مقاله ژانگ و ژاهوانگ (۲۰۱۱) گرفته شده است.

2- Dynamic Panel Data Model with Spatial Lag

۳- یادآوری می‌شود، برای برآورد روش تعمیم‌یافته گشتاورها در داده‌های تابلویی پویا با وقفه فضایی با استفاده از نرم‌افزار استتا، ابتدا لازم است برنامه‌ای تحت عنوان spregdpd.ado روی استتا نصب شود، اما قبل از آن باید ماتریس مجاورت فضایی ساخته شود که برای ساخت ماتریس فضایی باید برنامه‌ای تحت عنوان spweight.ado روی استتا اجرا شود.

این آزمون نشان‌دهنده متغیرهای ابزاری مناسب است. مقادیر آزمون سارگان در جدول شماره ۱، به ترتیب برای هر دو منطقه گزارش شده است. براساس نتایج این آزمون، صحت اعتبار متغیرهای ابزاری مورد استفاده در روش GMM فضایی تأیید می‌شود.

براساس نتایج بیان شده در جدول شماره ۱، متغیر متوسط سال‌های تحصیل دانشگاه و قبل از دانشگاه در سطح ۵٪ معنادار و دارای اثر مثبت بر رشد هستند. مثبت و معنادار بودن متغیر متوسط سال‌های دانشگاه به اهمیت نقش نیروی انسانی آموزش دیده دانشگاهی در توسعه و گسترش فناوری‌های تولید به‌عنوان پایه و محور اساسی پیشرفت و رشد اقتصادی منطقه اشاره می‌کند. به عبارتی، هر قدر سرمایه انسانی از ناحیه آموزش بیشتر باشد، یعنی متوسط سال‌های تحصیلات دانشگاهی بیشتر باشد، زمینه‌های لازم برای تولید ایده و استفاده از فناوری وارداتی بیشتر خواهد شد. در حقیقت، پیشرفت یک منطقه به دنبال افکار نوین و مدرن شکل می‌گیرد، منشأ شکل‌گیری این افکار نوین و مدرن نیز غالباً تحصیلات عالی است، ازاین‌رو، سرمایه‌گذاری بیشتر در تحصیلات نیروی انسانی و تربیت افزون‌تر نیروی انسانی متخصص و دارای تحصیلات عالی باعث ایجاد نوآوری‌ها و به‌کارگیری بهینه امکانات مادی و مالی منطقه و در نتیجه، رشد سریع منطقه می‌شود. نیروی کار متخصص از یک سو، ابداع می‌کند، یعنی فعالیت جدید، تولیدات و فناوری خلق می‌کند و از سوی دیگر، با فناوری جدید تطبیق می‌یابد و نشر فناوری به سایر مناطق را تسریع می‌کند. یادآوری می‌شود، کارگران ماهر حتی اگر شغل مناسب خود را نیابند، نسبت به کارگران غیرماهر بهره‌ورتر هستند (راموز و همکاران، ۲۰۱۰).

ضریب لگاریتم تولید سرانه واقعی دوره قبل در سطح ۵٪ معنادار است که مثبت بودن این ضریب بیان‌کننده واگرایی درآمد سرانه استان‌هاست. متغیر شکاف تولید دارای ضریب مثبت و معنادار در سطح ۵٪ است؛ از آنجا که طی دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ در بیشتر سال‌ها تولید بالفعل کمتر از تولید بالقوه بوده، یعنی متغیر $(Y_{it-1} - Y^{T}_{it-1})$ منفی بوده و دوران رکود است، رشد اقتصادی دوره بعد کم است.

ضریب متغیر ذخیره واقعی سرمایه فیزیکی بر رشد منطقه دارای تأثیر مثبت و معنادار

است. این ایده که هرچه ذخیره سرمایه فیزیکی بیشتر باشد رشد اقتصادی نیز بیشتر است، از زمان آدام اسمیت تاکنون وجود داشته که مطالعات نظری مختلفی نیز بر برقراری و پایداری آن صحه گذاشته‌اند.

همچنین ضریب همبستگی فضایی رشد دارای تأثیر مثبت و معنادار است، به این معنا که رشد یک استان تحت تأثیر رشد استان‌های مجاور بوده، به این صورت که با افزایش رشد همسایگان یک استان، رشد استان مورد نظر افزایش می‌یابد که این همان سرریز رشد در بین استان‌هاست. علت این موضوع آن است که رشد یک استان می‌تواند موجب افزایش در درآمد محلی آن استان شود که پیامد آن، افزایش تقاضا برای کالاها، افزایش پس‌اندازهای داخلی و فرصت‌های اشتغال بیشتر است. تقاضای بیشتر موجب واردات کالای بیشتر می‌شود[1] و براساس نظریه (تئوری) رشد صادرات‌محور درآمد استان تولیدکننده و صادرکننده محصول را افزایش می‌دهد. همچنین به دلیل درآمد داخلی بیشتر انتظار داریم که پس‌اندازهای داخلی بیشتر و فرصت‌های شغلی بیشتر ایجاد شود که براساس مدل منطقه‌ای هارد- دومار مناطق همسایه می‌توانند 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.

براساس نتایج جدول شماره ۱، آماره آزمون والد در مدل مرکز نشان می‌دهد که کل مدل معنادار است. برای اطمینان از صحت نتایج مدل، آزمون وایت برای بررسی واریانس ناهمسانی جمله اخلال استفاده شده که فرضیه صفر آن واریانس همسانی است که براساس مقدار احتمال این آزمون دلیلی برای رد این فرضیه وجود ندارد.

۱- زیرا به‌طور معمول یک منطقه قادر نیست تمام کالاهای مورد نیازش را به صورت محلی تولید کند.

جدول ۱- نتایج برآورد معادله رشد منطقه (با در نظر گرفتن متغیر متوسط سال‌های تحصیل قبل و بعد از دانشگاه) طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۰

متغیرها	ضرایب
ضریب ثابت	۰/۲۱۳ (۰/۰۰۰) ۴/۶۸
لگاریتم تولید واقعی سرانه دوره قبل	۰/۶۴۶ (۰/۰۰۰) ۲۱/۷۶
متوسط سال‌های تحصیل دانشگاه	۰/۰۱۶ (۰/۰۰۸)۲/۳۷
متوسط سال‌های تحصیلی قبل از دانشگاه	۰/۰۰۱ (۰/۰۰۰)۷/۷۲
لگاریتم ذخیره واقعی سرمایه	۰/۰۷۸ (۰/۰۰۱)۳/۳۴
شکاف تولید واقعی سرانه	-۰/۱۹۹ (۰/۰۰۰)-۷/۲۸
ضریب همبستگی فضایی	۰/۰۰۰۱ (۰/۰۰۵) ۲/۵۸
ضریب تعیین مدل (R^2)	۰/۹۵۵
ضریب تعیین تعدیل‌یافته	۰/۹۵۴
تابع آزمون والد	۵۸۲۰/۰۶ ۰/۰۰۰
تابع آزمون سارگان	۲۲/۹۳ ۱/۰۰۰
تابع آزمون وایت	۷/۲۳ (۰/۲۰۳۹)

توضیح: مقادیر ردیف اول هر متغیر ضریب متغیر در مدل و مقادیر ردیف دوم مقدار آماره t و مقادیر داخل پرانتز مقدار احتمال است. مدل با استفاده از نرم‌افزار Stata14 برآورد شده است.

۵-۲- نتایج برآورد مدل تأثیر ساختار سرمایه انسانی بر رشد منطقه

همان‌طور که نتایج جدول شماره ۱، نشان می‌دهد، تحصیلات عالی دارای تأثیر مثبت بر رشد است. حال پرسشی مطرح می‌شود و آن، اینکه آیا روند تحصیلات عالی در ایران منطقی است؟

برای پاسخ به این پرسش، یک متغیر جدید با عنوان ساختار سرمایه انسانی (درصد سرمایه انسانی با آموزش عالی) معرفی شده و از آنجا که ممکن است این متغیر یک حد آستانه و بحرانی داشته باشد، مربع ساختار سرمایه انسانی نیز در معادله لحاظ شده است:

$$\Delta Y = Y_{it} - Y_{it-1} = \beta_0 + \rho \sum_{j=1}^{n} w_{ij} Y_{jt} + \beta_1 Y_{it-1} + \beta_2 (Y_{it-1} - Y_{it-1}^{T}) + \beta_3 hs_{it} + \beta_4 hs2_{it} + \beta_5 lkrp_{it} + u_{it} \quad (۳۲)$$

با استفاده از معادله بالا، معادله پویای زیر به‌دست می‌آید:

$$Y_{it} = \beta_0 + \rho \sum_{j=1}^{n} w_{ij} Y_{jt} + (\beta + 1)_1 Y_{it-1} + \beta_2 (Y_{it-1} - Y_{it-1}^{T}) + \beta_3 hs_{it} + \beta_4 hs2_{it} + \beta_5 lkrp_{it} + u_{it} \quad (۳۳)$$

که در معادله (۳۳)، Y_{it} لگاریتم تولید واقعی سرانه منطقه i در زمان‌های t و $t-1$ است، Y_{jt} لگاریتم تولید ناخالص استان‌های مجاور است و w_{ij} عنصر ماتریس مجاورت بوده که براساس طول و عرض جغرافیایی ساخته شده است. $Y_{it-1} - Y_{it-1}^{T}$ شکاف تولید واقعی سرانه، $lkrp$ لگاریتم ذخیره سرمایه واقعی سرانه، hs متغیر ساختار سرمایه انسانی و $hs2$ متغیر ساختار سرمایه انسانی به توان ۲ است. معادله (۳۳) با روش تعمیم‌یافته گشتاورها در داده‌های تابلویی پویا با وقفه فضایی برای ۲۸ استان ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۰- ۱۳۸۰ برآورد شده است.

جدول ۲- نتایج برآورد معادله رشد (با در نظر گرفتن متغیر ساختار سرمایه انسانی)
طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۰

متغیرها	ضرایب
ضریب ثابت	۰/۳۲۳ (۰/۰۰۰) ۱۰/۴۸
لگاریتم تولید واقعی سرانه دوره قبل	۰/۵۰۸ (۰/۰۰۰) ۲۹/۷۰
ساختار سرمایه انسانی	۰/۶۰۹ (۰/۰۰۰) ۴/۳۶
ساختار سرمایه انسانی به توان ۲	-۰/۶۷۰ (۰/۰۰۰)-۴/۷۶
لگاریتم ذخیره واقعی سرمایه	۰/۰۸۰ (۰/۰۰۰)۵/۵۱
شکاف تولید واقعی سرانه	-۰/۲۰۸ (۰/۰۰۰)-۱۲/۳۱
ضریب همبستگی فضایی	۰/۰۰۰۳ (۰/۰۰۰) ۷/۹۶
ضریب تعیین مدل (R^2)	۰/۹۸۰۶
ضریب تعیین تعدیل‌یافته	۰/۹۸۰۲
تابع آزمون والد	۱۳۸۴۹/۲۱ ۰/۰۰۰
تابع آزمون سارگان	۲۵/۲۴ ۰/۹۹۹
تابع آزمون وایت	۸/۳۲ (۰/۱۳۹)

توضیح: مقادیر ردیف اول هر متغیر ضریب متغیر در مدل و مقادیر ردیف دوم مقدار آماره t و مقادیر داخل پرانتز مقدار احتمال است. مدل با استفاده از نرم‌افزار Stata14 برآورد شده است.

برای اطمینان از اعتبار متغیرهای ابزاری استفاده شده در مدل، از آزمون سارگان استفاده می‌شود. مقادیر آزمون سارگان در جدول شماره ۲، گزارش شده است. براساس نتایج این آزمون، صحت اعتبار متغیرهای ابزاری مورد استفاده در مدل GMM فضایی تأیید می‌شود.

براساس جدول شماره ۲، لگاریتم ذخیره سرمایه واقعی سرانه و لگاریتم تولید سرانه دوره قبل دارای اثر مثبت و معنادار در سطح ۵٪ هستند. متغیر ساختار سرمایه انسانی دارای ضریب مثبت و از لحاظ آماری در سطح اطمینان ۵٪ معنادار است. متغیر ساختار سرمایه انسانی به توان ۲ دارای تأثیر منفی و معنادار بر رشد استان‌ها است. منفی و معنادار بودن متغیر ساختار سرمایه انسانی به توان ۲ بدان معناست که ساختار سرمایه انسانی می‌تواند تأثیر معکوسی بر رشد، بعد از عبور از یک نقطه بحرانی داشته باشد، به عبارتی، ساختار سرمایه دارای اثر U وارون بر رشد است و این، به دلیل این موضوع است که سرمایه انسانی در یک منطقه می‌تواند به بازتخصیص منابع منجر شود، به این صورت که هرچه تحصیلات افراد بیشتر باشد، امکان مهاجرت برای آنها به مناطق دیگر و خارج از کشور بیشتر است.

همچنین در این مطالعه میزان آستانه ساختار سرمایه انسانی از طریق تقسیم ضریب متغیر ساختار سرمایه انسانی بر دو برابر ضریب متغیر ساختار سرمایه انسانی به توان دو، محاسبه شده است. براساس محاسبات انجام شده، میزان آستانه متغیر ساختار سرمایه انسانی ۰/۴۵۴ است. با توجه به اینکه متوسط ساختار سرمایه انسانی ۰/۲۶۹ محاسبه شده که در مقایسه با میزان آستانه‌اش کوچک‌تر است، بنابراین، در استان‌های ایران امکان افزایش بیشتر ساختار سرمایه انسانی وجود دارد، یعنی می‌توان با تمرکز بیشتر بر تحصیلات دانشگاهی به افزایش بیشتر رشد اقتصادی کمک کرد.

براساس نتایج جدول شماره ۲، آماره آزمون والد در مدل نشان می‌دهد که کل مدل معنادار است. برای اطمینان از صحت نتایج مدل، آزمون وایت برای بررسی واریانس ناهمسانی جمله اخلال استفاده شده که فرضیه صفر آن واریانس همسانی است که طبق مقدار احتمال این آزمون دلیلی برای رد این فرضیه وجود ندارد.

٦- جمع‌بندی

براساس مبانی نظری که در قسمت اول مقاله آمده است، سرمایه انسانی از یک سو، می‌تواند موجب افزایش رشد منطقه و از سوی دیگر، می‌تواند به بازتخصیص منابع منجر شود و رشد اقتصادی منطقه

را کاهش دهد. بنابراین، نقش سرمایه انسانی در رشد منطقه‌ای به ارتباط این دو اثر بستگی دارد که این دو اثر همواره در یک جهت عمل نمی کنند. اگر این دو اثر با یکدیگر منطبق باشند، مناطق پیشرفت می کنند، در غیر این صورت، مناطق رشد نخواهند کرد. براساس نتایج جدول شماره ۱، متوسط سال‌های تحصیل دانشگاهی دارای تأثیر مثبت بر رشد منطقه است که تأثیر آن بر منطقه از متوسط سال‌های تحصیل قبل از دانشگاه بیشتر است که نشان می‌دهد، مناطق از نیروی کار متخصص بهره بیشتری می‌برند و البته وجود نیروی کار نیمه‌ماهر در مناطق برای دریافت فناوری و انجام کارهایی که به تخصص دانشگاهی نیاز ندارد، الزامی است. براساس جدول شماره ۲، می‌توان دریافت که روند آموزش عالی در ایران منطقی است و بیش از حد نیست.

از آنجا که متوسط سال‌های بعد از دانشگاه نسبت به متوسط سال‌های قبل از دانشگاه تأثیر بیشتری بر رشد اقتصادی استان‌ها دارد و همچنین میزان متوسط متغیر ساختار سرمایه آستانه (که متغیر ساختار سرمایه انسانی در حقیقت، درصد سرمایه انسانی را با تحصیلات دانشگاهی و عالی نشان می‌دهد) از میزان آستانه‌اش کوچک‌تر است، بنابراین، در استان‌های ایران نیز امکان افزایش بیشتر ساختار سرمایه انسانی وجود دارد، یعنی می‌توان با تمرکز بیشتر بر تحصیلات دانشگاهی به افزایش بیشتر رشد اقتصادی کمک کرد، برمبنای این نتایج، توصیه می‌شود، برای افزایش رشد اقتصادی، به بهبود سرمایه انسانی و به کیفیت آن توجه شود.

از آنجا که متوسط سال‌های پایین‌تر از دانشگاه نیز بر رشد تأثیرگذار است، بنابراین، سیاست‌گذاران باید به کیفیت نیروی کار با تحصیلات پایین‌تر از دانشگاه توجه داشته باشند و با تشکیل کلاس‌ها و کارگاه‌های آموزشی تخصصی برای نیروی کار غیرماهر، به‌منظور ارتقای سطح مهارت و تخصص آنها به حد افراد متخصص و آموزش دیده دانشگاهی اقدام کنند. با افزایش مهارت‌ها، قابلیت‌ها و کارآمدی نیروی کار دارای تحصیلات غیردانشگاهی به سطح مهارت نیروی کار دارای تحصیلات عالی می‌توان به ارتقای کیفیت تولید و بالا بردن کارآیی استفاده از سرمایه‌های مادی و به‌کارگیری بهینه آنها کمک کرد.

منابع

آقایی، مجید، مهدیه رضا قلی‌زاده و فریده باقری (۱۳۹۲)، «بررسی تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در استان‌های ایران»، *فصلنامه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی*، شماره ۶۷، بهار، صص ۴۴-۲۱.

اکبری، نعمت‌الله (۱۳۸۴)، «مفهوم فضا و چگونگی اندازه‌گیری آن در مطالعات منطقه‌ای»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۲۳، تابستان، صص ۶۸-۳۹.

آل عمران، رؤیا و سیدعلی آل عمران (۱۳۹۱)، «سنجش اثرگذاری ارتقای سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب اوپک»، *فصلنامه تخصصی رشد و فناوری*، شماره ۳۲، پاییز، صص ۵۳-۴۱.

الماسی، مجتبی و اصغر سپهبان قره‌بابا (۱۳۸۸)، «بررسی رابطه سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی و سرمایه‌گذاری فیزیکی با رشد اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۵۰- ۱۳۴۸»، *فصلنامه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش‌عالی*، شماره ۳ (۵۳)، پاییز، صص ۱۸۶-۱۵۱.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران،آمارهای بانکی، سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰.

جوزایان، فیض‌اله (۱۳۹۱)، «بررسی تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در ایران»، *اقتصاد توسعه و برنامه‌ریزی*، شماره اول، بهار و تابستان، صص ۱۱۴-۹۵.

ربیعی، بهناز (۱۳۸۸)، «اثر نوآوری و سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در ایران»، *مجله دانش و توسعه*، سال شانزدهم، شماره ۲۶، بهار، صص ۱۴۰-۱۲۳.

زراءنژاد، منصور و الهه انصاری (۱۳۸۶)، «اندازه‌گیری بهره‌وری سرمایه در صنایع بزرگ ایران»، *فصلنامه بررسی‌های اقتصادی*، دوره ۴، شماره۴، زمستان، صص ۲۶-۱.

صباغ کرمانی، مجید (۱۳۸۰)، *اقتصاد منطقه‌ای*، تهران، سمت.

متفکر آزاد، محمدعلی، محمدباقر بهشتی و سیاب ممی‌پور (۱۳۸۸)، «تأثیر سرمایه انسانی بر تولید ناخالص داخلی ایران در چهارچوب مدل جیمز ریمو»، *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، شماره ۱ (پیاپی۳۲)، بهار، صص ۱۴۸-۱۲۵.

مرکز آمار ایران، سالنامه‌های آماری استان‌ها، سرشماری‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰.

مهدوی، علی و محمدامین نادریان (۱۳۸۹)، «بررسی رابطه علیت گرنجری بین سرمایه انسانی و رشد اقتصادی در ایران»، *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۳ (پیاپی ۳۸)، پاییز، صص ۳۰۹-۲۸۷.

هوشمند، محمد، محمدعلی شعبانی و اعظم ذبیحی (۱۳۸۷)، «نقش سرمایه انسانی در رشد اقتصادی ایران با استفاده از الگوی خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی»، *فصلنامه اقتصادی مقداری* ، شماره ۲، تابستان، صص ۸۳-۶۳.

Arellano, M. & Bond, S. (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297

Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (1995), "Economic Growth", *New York*.

Barro, R. J. & Sala-i-Martin, X., (1997), "Technological Diffusion, Convergence and Growth", *Journal of Economic Growth*, 1, 1-26.

Beck, T., Levine, R., & Loayza, N. (2000), "Finance and the Sources of Growth", *Journal of Financial Economics*, *58*(1), 261-300.

Benhabib, J., & Spiegel, M. M. (1994), "The Role of Human Capital in Economic Development Evidence from Aggregate Cross-country Data", *Journal of Monetary Economics*, *34*(2), 143-173.

Barro, R. J. (2003), "Determinants of Economic Growth in a Panel of Countries", *Annals of Economics and finance*, *4*, 231-274.

Čadil, J., Petkovová, L., & Blatná, D. (2014), "Human Capital, Economic Structure and Growth", *Procedia Economics and Finance*, *12*, 85-92.

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*.

Faggian A. and McCann P (2009), "Human Capital and Regional Development", *Handbook of Regional Growth and Development Theories*, 133-15.

Lucas, R. E. (1988), "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, *22*(1), 3-42.

Manca, F. (2012), "Human Capital Composition and Economic Growth at the Regional Level", *Regional Studies*, *46* (10), 1367-1388.

Mankiw, N., Romer, D., & Weil, D. (1992), "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *The Quarterly Journal of Economics, 107, 407−437.*

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.

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.

Pelkonen, L., & Ylonen, S. (1998), "Human Capital and Regional Growth in Finland", In *38th Congress of the European Regional Science Association, Vienna, Austria*.