

تأثیر آموزش علم و فناوری بر رشد اقتصادی در ایران

دکتر نادر مهرگان^{*}، اصغر سپهبان قره‌بابا^{**}، الهام لرستانی^{***}

دریافت: 1390/10/17 پذیرش: 1391/02/27

چکیده

در مدل رشد درونزایی لوکاس تمرکز بر آموزش نیروی انسانی است که باعث سست شدن قید بازدهی نزولی در مفهوم کلی سرمایه می‌شود. در نتیجه در نبود فناوری بروزنزا، رشد سرانه بلند مدت صفر نمی‌شود. در این مدل، برخلاف مدل رشد بهره‌وری بروزنزا، سرمایه انسانی از طریق سرمایه‌گذاری می‌تواند انباست شود، یعنی افراد خود انتخاب می‌کنند که چه مدت برای تحصیل سرمایه‌گذاری کنند. بنابراین فرض می‌شود که سرمایه انسانی یک نهاده قابل انباست با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس است. پیداست که در فقدان پیشرفت‌های فنی بروزنزا، نرخ رشد بلندمدت توسط پارامتر انباست سرمایه انسانی توضیح داده می‌شود.

در این تحقیق با استفاده از الگوی رشد درونزایی لوکاس، تأثیر متغیر آموزش نیروی انسانی بر رشد اقتصادی در ایران مورد بررسی قرار گرفته است. مدل رشد درونزایی مورد استفاده در این تحقیق، با استفاده از داده‌های سال‌های 1338 تا 1386¹ و روش هم‌مجموعی پنج مرحله‌ای یوهانسون و الگوی تصحیح خطای برداری برآورد شده است. نتایج حاصل از این مطالعه موید این مطلب است که در بلند مدت رابطه میان انباست سرمایه انسانی و انباست سرمایه‌های فیزیکی بر روی رشد اقتصادی ایران مشت و معنی دار است. همچنین در بلندمدت انباست سرمایه انسانی بیشترین تأثیر را بر رشد اقتصادی ایران دارد.

کلمات کلیدی: آموزش، رشد اقتصادی، مدل رشد لوکاس، مدل تصحیح خطای برداری، هم‌مجموعی.

طبقه‌بندی JEL: E24, E22, O47, O53

Email: mehregannader@yahoo.com

* دانشیار دانشگاه بوعلی سینا

Email: a.sepahban@yahoo.com

** کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه رازی

Email: e.lorestani@bankmellat.ir

*** کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه رازی

۱- مقدمه

بیشتر کشورهای در حال توسعه در عین حال که دارای مازاد نیروی کار غیرماهر هستند، فاقد مهارت‌ها و تخصص‌های ضروری برای رشد بخش صنعت نیز هستند. تمکن سرمایه انسانی راه حلی برای رفع این مشکلات از طریق ایجاد مهارت‌های لازم در انسان‌ها به مثابه منابع تولیدی به شمار می‌رود. نیاز برای سرمایه گذاری در منابع انسانی در این کشورها به مراتب بیشتر از سرمایه‌های فیزیکی است. علیرغم واردات و یا ایجاد سرمایه‌های فیزیکی، هنوز این کشورها قادر به تسريع رشد اقتصادی خود نیستند، زیرا هنوز منابع انسانی در آنها توسعه نیافرته باقی مانده و به دلیل فقدان مهارت‌های ضروری مورد نیاز، قادر به استفاده کامل از این منابع نیستند. هر چند که مهارت‌های حرفه‌ای و دانش و تخصص همراه با سرمایه‌های خارجی وارد می‌شود، اما کافی نیستند. بنابراین، سرمایه‌گذاری در طرحهای اجتماعی یکی از نیازهای پراهمیت این کشورها است. در این کشورها منابع طبیعی وجود دارد، ولی روش‌های تولید مناسب و مهارت‌های ضروری برای استفاده مؤثر و عقلایی از این منابع برای ارتقای شرایط اقتصادی و اجتماعی محدود است. افزایش سطح دانش و مهارت‌های افراد، شرط لازم برای از بین بردن عقب ماندگی اقتصادی و ظرفیت‌های استفاده نشده اقتصادی و ایجاد انگیزه‌های لازم برای پیشرفت است (تقوی و محمدی، 1382:ص 26).

در این مقاله تلاش می‌شود تا تأثیرات آموزش نیروی انسانی بر اباحت سرمایه‌های انسانی و نهایتاً تأثیر آن بر رشد اقتصادی در ایران مورد بررسی قرار گیرد. در ادامه مبانی نظری و پیشینه تحقیق بررسی شده سپس برای بررسی رابطه بین متغیرهای یاد شده، از چارچوب تابع تولید کلان نئو کلاسیکی با فرم کاب - داگلاس استفاده شده است. برای بررسی رابطه بلند مدت بین متغیرهای مدل از روش هم اباحتگی جوهانسن - جوسیلیوس^۱ و

1. Johansen - Juselius

برای بررسی رابطه کوتاه مدت متغیرها از مدل‌های تصحیح خطأ¹ استفاده شده است. در ادامه برآورد مدل‌ها و نتایج حاصل از آن‌ها ارائه می‌شود و در پایان نیز جمع‌بندی و نتیجه گیری صورت می‌گیرد.

2- مبانی نظری تحقیق

امروزه اکثر اقتصاد دانان بر این باور هستند که کمبود سرمایه‌گذاری در سرمایه‌های انسانی عامل اصلی پائین بودن سطح رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه است و تا زمانی که این کشورها با استفاده از دانش، سطح مهارت‌های حرفه‌ای را ارتقا ندهند، بازدهی و کارایی نیروی کار و سرمایه در سطح نازلی باقی خواهد ماند و رشد اقتصادی به کندی و با هزینه‌های سنگین‌تر صورت می‌پذیرد. در واقع می‌توان گفت سرمایه‌های فیزیکی تنها زمانی بیشتر مولد خواهند شد که کشور دارای مقادیر لازم سرمایه انسانی باشد. سرمایه انسانی شامل آموزش‌ها، تخصص‌ها، مهارت‌ها و بطور کلی کیفیت نیروی کار می‌باشد (سوری و مهرگان، 1386:ص 208).

لوکاس² مدل‌های مربوط به سولو³، آرو⁴ و غیره را مورد بررسی قرار داد و به رابطه‌ای بین تولید کل، مدل رشد سولو و ایده‌ای که سطح سرمایه انسانی بطور مستقیم در تولید مؤثر است، دست یافت.

نظر بر اینکه سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی انباشت می‌شوند، لذا رشد اقتصادی به انباشت سرمایه فیزیکی و انباشت سرمایه و متوسط مهارت انسانی، بستگی خواهد داشت. مدل رشد درون‌زای لوکاس به طور صریح بین سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی تمیز قائل می‌شود. چارچوب کلی کار در این مدل همانند کارهای پیشین است، بدین ترتیب که سرمایه انسانی و فیزیکی به عنوان نهاده وارد تابع تولید می‌شوند. همچنین فرض بر این

1. Error Correction Model (ECM)

2. R. E. Lucas (1988)

3. R.Solow (1991)

4. K.Arrow (2000)

است که سرمایه فیزیکی و انسانی به وسیله فن آوری‌های متفاوت تولید می‌شوند. در این مدل تمرکز بر آموزش نیروی انسانی است، که خود باعث سست شدن قید بازدهی نزولی در مفهوم کلی سرمایه می‌شود و در نتیجه در نبود فناوری بروزنزا، رشد سرانه بلندمدت صفر نخواهد شد. لوکاس معتقد است که می‌توان فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس را در مورد نهاده‌های قابل اباشت در نظر گرفت. وی از لغت سرمایه انسانی به جای اصطلاح تعداد فیزیکی انسانها در تابع تولید سود می‌جوید. برخلاف مدل رشد بهره‌وری بروزنزا، سرمایه انسانی از طریق سرمایه‌گذاری می‌تواند اباشت شود، یعنی افراد خود انتخاب می‌کنند که چه مدت برای تحصیل سرمایه‌گذاری کنند. بنابراین در این مدل فرض می‌شود که سرمایه انسانی یک نهاده قابل اباشت با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس است، در نتیجه تولید نهایی آن (که انگیزه لازم برای گذراندن زمان برای تحصیل را تعیین می‌کند) ثابت است.

تابع تولید مدل لوکاس به صورت زیر است:

$$Y = AK^\beta H^{1-\beta}, \quad 0 < \beta < 1$$

که در آن Y نشان دهنده محصول ملی یا در آمد ملی، K بیانگر سرمایه فیزیکی و H نیز نشان دهنده نیروی انسانی آموزش دیده می‌باشد.

اگر بخشی از زمان غیرفراغت افراد که صرف کار برای تولید محصول Y می‌شود را u و میانگین کیفیت نیروی کار را h و تعداد افراد را با L نشان دهیم، آنگاه تابع تولید مفروض برابر خواهد بود با:

$$Y = AK^\beta (uhL)^{1-\beta}$$

عبارت uhL اغلب سرمایه انسانی نامیده می‌شود. تابع تولید فوق نسبت به سرمایه فیزیکی و انسانی دارای بازدهی ثابت است. از آنجا که انگیزه برای تحصیل و مطالعه در طول زمان کاهش نمی‌یابد، تابع تولید برای ایجاد رشد درونزا، کافی است. حال اگر h_α را متوسط سرمایه انسانی نیروی کار بدانیم، آنگاه تابع تولید برابر خواهد شد با:

$$Y = AK^\beta (uhL)^{1-\beta} h_\alpha^\Psi \Rightarrow Y = AK^\beta (uh)^{1-\beta} h_\alpha^\Psi$$

عبارت h_α^Ψ اثرات خارجی را از طریق متوسط سرمایه انسانی ارائه می‌کند. این صرفه خارجی درجه همگنی تابع تولید را از $(2 - \beta) > 1$ به $(2 + \Psi - \beta)$ افزایش می‌دهد. اگر فرض شود که افراد یک جریان مصرف را انتخاب و یک تابع مطلوبیت را با توجه به قیود ذیل حداکثر کنند:

$$k^* = AK^\beta (uh)^{1-\beta} h_\alpha^\Psi - c - (\sigma + n)k$$

$$h^* = \varphi h(1-u)$$

حال با استفاده از بهینه‌سازی پویا، نرخ رشد سرانه سرمایه (یا مصرف) و نرخ رشد

سرمایه انسانی در وضعیت یکنواخت برابر خواهد شد با:

$$\gamma_h = \frac{(\varphi - p - \sigma)(1 - \beta)}{\theta(1 + \Psi - \beta) - \Psi}$$

$$\gamma = \frac{(\varphi - p - \sigma)(1 + \Psi - \beta)}{\theta(1 + \Psi - \beta) - \Psi}$$

اگر $\Psi = 0$ باشد یعنی اثرات خارجی وجود نداشته باشد، خواهیم داشت:

$$\gamma_c = \gamma_k = \gamma_h = \gamma = \theta^{-1}(\varphi - p - \sigma)$$

نرخ رشد در رابطه فوق تقریباً معادل نرخ رشد در مدل AK است. تنها تفاوت در A و φ است. در مدل AK نرخ بازدهی سرمایه‌گذاری A باعث پیشرفت و رشد در بلندمدت می‌شود؛ در حالی که در مدل ابانت سرمایه انسانی، φ یا پارامتر بهره‌وری دانش، این رشد را به ارمغان آورده است. همچنین پیداست که در فقدان پیشرفت‌های فنی بروزنزا، نرخ رشد بلندمدت توسط پارامتر ابانت سرمایه انسانی توضیح داده می‌شود (درگاهی و قدیری، 1382:ص 8).

3- پیشینه تحقیق

شولتز¹ در سال 1961 آموزش را به عنوان سرمایه گذاری در نیروی انسانی معرفی کرده و موقفیت‌های ژاپن را در تولیدات کشاورزی در بین سال‌های 1875-1910 و نیز بازسازی سریع آلمان را پس از جنگ جهانی دوم تنها به دلیل استقرار یک نظام آموزش فراگیر و جامع در ژاپن و وجود نیروهای ماهر و آموزش دیده در آلمان می‌داند.

دنیسون² در مطالعه منابع رشد در آمریکا سطح تحصیلات را به عنوان شاخصی از سرمایه انسانی در مطالعات خود لحاظ نمود و به این نتیجه رسید که رشد تحصیلات رسمی نزدیک به 25 درصد از رشد درآمد سرانه مردم آمریکا را توضیح می‌دهد. از زمان مطالعه دنیسون به این سو مطالعات متعددی صورت گرفته است که غالباً، موضوع وجود ارتباط مثبت و مستقیم سطح تحصیلات و رشد اقتصادی را مورد تأیید قرار داده است.

لاو، جیمسون و لات³ در یک مطالعه سری زمانی و مقطعی برای دوره 1960-1986 برای 58 کشور نشان می‌دهند که ارتباط میان سرمایه گذاری در آموزش و رشد تولید ناخالص داخلی مثبت و به لحاظ آماری معنی دارد است، اگر چه نقش این سرمایه گذاری، در دوره‌های گوناگون و کشورهای مختلف بسیار متفاوت است. بر اساس این مطالعات ضریب آموزش متوسطه در کشورهای آسیایی شرقی مثبت و معنی دار و در کشورهای منطقه آسیای جنوبی منفی و معنی دار است.

مطالعات بن حیب و اسپیگل⁴ و همچنین پریچت⁵، با استفاده از داده‌های ترکیبی مقطعی و سری زمانی برای عده‌ای از کشورها نشان داده‌اند که بین سرمایه انسانی و رشد اقتصادی رابطه‌ای مثبت وجود دارد. این مطالعات مشخص کرده‌اند که کشورهایی که از نظر سرمایه انسانی با تجربه و ماهر، غنی‌تر بوده و تمایل به اختراع کالاهای جدید داشته‌اند،

1. Schultz (1961)

2. Denison (1982)

3. Lau, Jamison and Louat (1991)

4. Ben Habib and Spiegel (1994)

5. Pritchett (1996)

نرخ رشد سریع تری را تجربه کرده‌اند.

هال و جونز¹ در مطالعه مقطعی 127 کشور نشان می‌دهند که همبستگی بالایی بین تولید سرانه و سطح تحصیلات رسمی به عنوان شاخصی از سرمایه انسانی و همچنین بهره‌وری کل و سرمایه انسانی وجود دارد. هال و جونز تابع تولیدی خود را به شکل زیر تعریف می‌کنند:

$$Y = K^\alpha (AH)^{1-\alpha} \quad H = Le^{\theta(E)}$$

که در این فرمول H سرمایه انسانی، e عدد نیز و θ تابعی از متوسط تحصیلات نیروی کار (E) بر حسب سال می‌باشد.

نتایج تحقیقات بارو² برای صد کشور در دوره سالهای 1960-1990 نشان می‌دهد که سالهای آموزش در دوره متوسطه و سطوح بالاتر برای مردان بالای 25 سال به بالا، اثر معنادار بر رشد اقتصادی کشورها دارد. بر اساس یافته‌های وی کیفیت آموزش از کمیت آموزش که با متوسط سالهای تحصیلات دانشگاهی و متوسطه به دست می‌آید، اهمیت بیشتری دارد.

علیرضا رحیمی بروجردی در سال 1367 در یک مطالعه به بررسی رابطه بین درآمد و سرمایه گذاری و رابطه بین نرخ بهره سرمایه گذاری داخلی و نرخ رشد اقتصادی با استفاده از آزمون گرانجر پرداخته است. نتایج بدست آمده از این آزمون نشان می‌دهند که سرمایه گذاری داخلی با افزایش خود رشد اقتصادی را به ارمغان می‌آورد.

علوی‌راد و نصیری زاده در سال 1380 به بررسی رابطه سرمایه انسانی و رشد اقتصادی در اقتصاد ایران طی دوره 1348-1375 پرداخته‌اند. آنها در مقاله خود رابطه علی میان رشد اقتصادی و سرمایه انسانی از طریق آزمون علی گرانجر به منظور تعیین جهت و نوع رابطه مذکور در اقتصاد ایران را بررسی کرده و نتیجه گرفته‌اند که ابتدا سرمایه گذاری در

1. Hall and Jones (1998)

2. Barro (2002)

آموزش نیروی انسانی و تشکیل سرمایه انسانی صورت گرفته و بعد رشد اقتصادی و توسعه حاصل شده است.

صالحی در سال 1381 در مقاله‌ای تحت عنوان اثرات سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران، بعد کلان سرمایه انسانی را مورد توجه قرار داده و نتیجه گرفته است که متغیرهای سرمایه انسانی (نرخ ثبت نام در مقاطع مختلف، سالهای تحصیل و مخارج آموزشی) تأثیر مثبت و معنی داری بر رشد اقتصادی ایران داشته است. در عین حال، تأثیر متغیرهای یاد شده باهم دیگر متفاوت هستند. در ضمن سهم نیروی انسانی متخصص در رشد بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات نیز مثبت و معنی دار می‌باشند.

تقوی و محمدی در سال 1382 به بررسی تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در ایران طی دوره 1338-1381 پرداخته و به این نتیجه رسیدند که رشد سطح سواد در بزرگسالان و نیز رشد متوسط سالهای تحصیل نیروی کار، تأثیر مثبت و معناداری روی رشد تولید ناخالص داخلی داشته است.

نیلی و نفیسی در سال 1382 در مقاله خود تحت عنوان رابطه سرمایه انسانی و رشد اقتصادی با تأکید بر نقش و توزیع تحصیلات نیروی کار به بررسی رابطه میان سرمایه انسانی و رشد اقتصادی در ایران پرداخته و نتیجه گرفتند که در ایران، سرمایه انسانی دارای تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی است.

کمیجانی و معمارنژاد در سال 1383 به بررسی اهمیت کیفیت نیروی انسانی و تحقیق و توسعه در رشد اقتصادی ایران در دوره 1378-1338 پرداخته و نتیجه گرفتند که هم در بلند مدت و هم در کوتاه مدت، متغیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران تأثیر مثبت و معنی دارد.

علمی و جمشید نژاد در سال 1386 اثر آموزش بر رشد اقتصادی ایران در سالهای 1350-1382 را بررسی کردند. آنان برای نشان دادن اثر آموزش بر رشد اقتصادی ایران در بعد نظری از مدل لوکاس استفاده کرده و در مطالعه کاربردی، از میانگین سالهای

آموزش نیروی کار شاغل به عنوان شاخص آموزش و سرمایه انسانی استفاده کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که آموزش تأثیر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی ایران در طول دوره مورد بررسی دارد.

مجتبی الماسی و اصغر سپهبان قره بابا در سال 1388 به بررسی رابطه میان سرمایه گذاری در نیروی انسانی و سرمایه گذاری فیزیکی و رشد اقتصادی در ایران طی دوره 1350-1384 پرداخته و نتیجه گرفته‌است که در کوتاه مدت و بلند مدت یک رابطه علیت گرنجی دو طرفه میان رشد اقتصادی و سرمایه انسانی، یک رابطه علیت گرنجی یک طرفه از سرمایه فیزیکی به سرمایه انسانی و هم چنین یک رابطه علیت گرنجی یک طرفه از سرمایه فیزیکی به رشد اقتصادی وجود دارد.

4- مدل‌بازی تحقیق

در این تحقیق از منابع آماری بانک جهانی و همچنین داده‌های آماری بانک مرکزی جمهوری اسلامی و سالنامه‌های آماری منتشره توسط مرکز آمار ایران و معاونت راهبردی ریاست جمهوری برای سال‌های مختلف، استفاده شده است. جمع آوری اطلاعات نیز به روش کتابخانه‌ای و اسنادی صورت گرفته است. سری زمانی مورد استفاده جهت تخمین مدل شامل داده‌های سال‌های 1338 تا 1386 است. برای بررسی رابطه بلند مدت بین متغیرهای مدل از روش همانباشتگی جوهانسن - جوسیلیوس¹ استفاده شده است و بعد از تعیین روابط بلند مدت بین متغیرها، به منظور بررسی رابطه کوتاه مدت بین متغیرها از مدل تصحیح خطأ² استفاده شده است.

در این تحقیق برای بررسی تأثیر اباحت سرمایه‌های انسانی بر رشد تولید ناخالص داخلی، از چارچوب تابع تولید کلان نئو کلاسیکی با فرم کاب - داگلاس استفاده شده است.

1. Model of Johansen – Juselius
2. Error Correction Model (ECM)

مدل مذکور در حالت کلی به صورت زیر است:

$$Y_t = F(L_t, K_t) \quad (1)$$

که در آن Y معرف محصول ناخالص داخلی، L بیانگر سرمایه انسانی و K مبنی سرمایه‌گذاری فیزیکی است. t نیز نشان دهنده سال‌های مورد بررسی است.

مدل فوق را می‌توان در شکل لگاریتمی تابع کاب - داگلاس الگوی رومر بصورت زیر نشان داد.

$$Y_t = L_t^\alpha \cdot K_t^\beta \quad (2)$$

$$\log(Y_t) = \alpha \cdot \log(L_t) + \beta \cdot \log(K_t) \quad (3)$$

با استفاده از این مدل می‌توان رابطه بین تولید ناخالص داخلی و سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی را تشریح کرد. هم چنین مدل فوق بیان می‌کند که تغییرات بلندمدت این متغیرها ممکن است به هم دیگر مرتبط باشند. به علاوه اگر پویایی کوتاه مدت در رفتار عامل‌ها را نیز در نظر بگیریم، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، تغییرات گذشته در سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی می‌تواند حاوی اطلاعات مفیدی در مورد پیش‌بینی تغییرات آتی تولید ناخالص داخلی باشد. بنابراین با توجه به تحلیل فوق، برای بررسی ارتباط میان سرمایه فیزیکی، انسانی و تولید ناخالص داخلی مدل‌های رگرسیونی زیر تخمین زده می‌شوند:

$$LGDPR_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot LINV_t + \beta_2 \cdot LHUM_t + \beta_3 \cdot X_4 + \beta_4 \cdot X_5 + \varepsilon_t \quad (4)$$

تعاریف متغیرهای موجود در رابطه (4) عبارتند از:

$LGDPR_t$: لگاریتم تولید ناخالص ملی واقعی در دوره t به قیمت‌های ثابت سال پایه 1376 (میلیارد ریال).

$LHUM_t = LITADULT$: لگاریتم نرخ باسوسادی بزرگسالان است که از منابع بانک جهانی استخراج گردیده است، بعنوان متغیر جایگزین برای سرمایه انسانی، بکار رفته است. متذکر می‌شود، متغیرهایی از این دست به دلیل مشکلات مختلف مربوط به اندازه گیری و تعیین معیار و شاخص برای آنها در مدل‌های دو یا سه متغیره بطور مستقیم وارد

نمی شوند؛ بلکه از رشد آنها طی دوره مورد بررسی استفاده می‌گردد (الماسی و سپهبان قره‌بaba، 1388: ص 165). بنابراین متغیر نرخ باسوسادی بزرگ‌سالان بطور مستقیم وارد مدل نشده؛ بلکه از رشد آنها طی دوره 1338-1386 استفاده شده است.

$LINV$: لگاریتم تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی واقعی در بخش ماشین آلات و تجهیزات و بخش ساختمان به قیمت های ثابت سال پایه 1376 در دوره t (میلیارد ریال).

$X_4 = DU_{57}$: متغیر مجازی، انقلاب اسلامی ایران در سال 1357 می‌باشد که کمیت آن برای سال‌های قبل از انقلاب صفر و برای سال‌های بعد از انقلاب یک می‌باشد.

$X_5 = DU_{59-67}$: متغیر موهومی جنگ تحملی است که در سال‌های 1359-1367 عدد یک و برای بقیه سال‌ها عدد صفر را می‌گیرد.

5- بحث و برآورد مدل

جوهانسن و جوسلیوس با فرموله کردن روشی برای هم اباحتگی برداری که در آن تعیین بردار هم اباحتگی از طریق حداکثر راستنمایی صورت می‌گیرد، توانستند نقایص روش انگل-گرنجر را حل کنند. اساس کار آن‌ها بر یک مدل VAR مبتنی است. بحث جوهانسون و جوسلیوس بر حالت بنا شده است که در آن رتبه ماتریس کوچک‌تر از تعداد متغیرهاست. در این روش از دو آماره حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر برای تعیین تعداد بردارهای هم اباحتگی از مقیدترین حالت تا نامقیدترین حالت (معادله بدون عرض از مبدأ و روند زمانی، معادله دارای عرض از مبدأ مقید و فاقد روند زمانی، معادله با عرض از مبدأ غیرمقید و بدون روند زمانی، معادله با عرض از مبدأ غیرمقید و دارای روند زمانی مقید و معادله شامل عرض از مبدأ غیرمقید روند زمانی غیرمقید) استفاده می‌شود (تشکینی، 261: ص 1384).

قبل از برآورد مدل، بایستی ابتدا نسبت به مانایی و نامانایی سری‌های زمانی مورد استفاده در مدل اطمینان حاصل شود. این امر با استفاده از آزمون ADF و انتخاب طول وقفه بهینه بر اساس معیار شوارز بیزین (SBC) انجام می‌شود. آزمون دیکی - فولر در حالتی که

در آن مدل دارای عرض از مبدأ و بدون روند است و همچنین در حالتی که در آن مدل دارای عرض از مبدأ و روند است، انجام گردیده است. نتایج این آزمون بر اساس معیار شوارز-بیزین، برای متغیرهای مدل گویای آن است که تمامی متغیرها در سطح داده‌ها نامانآ بوده، اما در تفاضل مرتبه اول داده‌ها مانا هستند. لذا متغیرهای LINV و LHUM و LGDPR همگی از مرتبه (1) مانا می‌باشند. خلاصه نتایج فوق در جدول (1) منعکس شده است.

جدول (1): آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته متغیرهای کلان

نام متغیر	مدل با عرض از مبدأ و بدون روند			مدل دارای عرض از مبدأ و بدون روند		
	کمیت بحرانی جدول	آماره محاسبه شده	طول وقفه بهینه	کمیت بحرانی جدول	آماره محاسبه شده	طول وقفه بهینه
LGDPR	-3/5731	-1/5063	4	-2/9665	2/8513	4
LINV	-3/5731	-2/8382	1	-2/9665	-1/7267	1
LHUM	-3/5731	-1/4146	0	-2/9665	-0/51529	0
DLGDP	-3/5796	-7/0638	3	-2/9706	-3/7250	1
DLINV	-3/5796	-4/9571	3	-2/9706	-4/0206	2
DLHUM	-3/5796	-3/9238	1	-2/9706	-3/5528	1

مأخذ: یافته‌های تحقیق

یکی از مراحل اصلی در تخمین مدل VAR، انتخاب درجه بهینه مدل است. در انتخاب درجه بهینه مدل، بسیار مهم است که درجه بالاتی برای آزمون انتخاب گردد به گونه‌ای که اطمینان حاصل شود که درجه بهینه مدل، از آن مقدار بیشتر نیست. بیشترین مقدار آماره‌های شوارز-بیزین و آکائیک درجه بهینه مدل VAR را بدست می‌دهند. درجه بهینه مدل VAR در این تحقیق بر اساس آماره شوارز-بیزین برابر دو است.

آماره LL برای آزمون فرضیه اعمال قید صفر روی زیرمجموعه‌ای از ضرایب متغیرهای از پیش تعیین شده مدل، برابر با 62/5614 است و نشان می‌دهد که متغیرهای از پیش تعیین شده با اطمینان بسیار بالایی، تأثیر معنی‌داری در مدل دارند. پس از تعیین درجه بهینه VAR

و نیز اطمینان از معنی دار بودن اثرات متغیرهای از پیش تعیین شده بر مدل، برای تعیین رتبه ماتریس و مشخص کردن تعداد بردارهای همگرا، از آزمون های اثر (λ_{trace}) و حداکثر مقدار ویژه (λ_{max}) استفاده می گردد. نتایج حاصل از آزمون های مذکور در پنج حالت، به طور خلاصه در جدول (2) ارائه گردیده است.

توجه به این نکته ضروری است که در عمل ممکن است نتایج بدست آمده از دو روش آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه یکسان نباشد. اما بر اساس مطالعات مونت کارلو، آزمون اثر، بعضًا قویتر از آزمون حداکثر مقدار ویژه است (نوفrstی، 1378:ص 138). شایان ذکر است که بردارهای همگرائی بدست آمده از آزمون های اثر و حداکثر مقدار ویژه صرفاً یک روابط آماری هستند. لذا باید برداری انتخاب کرد که توجیه و استدلال اقتصادی داشته باشد و علاوه بر آن از لحاظ آماری نیز ضرایب آن معنی دار باشد.

جدول (2): خلاصه نتایج آزمون رتبه ماتریس با استفاده از آماره های λ_{trace} و λ_{max}

حالت پنجم	حالت چهار	حالت سوم	حالت دوم	حالت اول	H_1	H_0	نوع آزمون
87/5275 (24/3500)	87/5874 (25/4200)	82/6243 (21/1200)	82/6243 (22/0400)	16/3496 (17/6800)	$r = 1$	$r = 0$	λ_{max}
8/2784 (18/3300)	8/4537 (19/2200)	8/2700 (14/8800)	8/3256 (15/8700)	6/9087 (11/0300)	$r = 2$	$r \leq 1$	
4/5467 (11/5400)	4/7271 (12/3900)	0/81500 (8/0700)	1/7555 (9/1600)	0/95157 (4/1600)	$r = 3$	$r \leq 2$	
100/3526 (39/3300)	100/7681 (42/3400)	91/7093 (31/5400)	92/7054 (34/8700)	24/2099 (24/0500)	$r \geq 1$	$r = 0$	λ_{trace}
12/8251 (23/8300)	13/1807 (25/7700)	9/0850 (17/8600)	10/0811 (20/1800)	7/8603 (12/3600)	$r \geq 2$	$r \leq 1$	
4/5467 (11/5400)	4/7271 (12/3900)	0/81500 (8/0700)	1/7555 (9/1600)	0/95157 (4/1600)	$r \geq 3$	$r \leq 2$	

اعداد داخل پرانتز مقادیر بحرانی در سطح 5 درصد هستند.

مأخذ: یافته های تحقیق

همان‌گونه که از جدول (2) مشخص است، در حالت بدون عرض از مبدأ و روند زمانی (حالت اول)، مطابق با آزمون اثر یک بردار، اما بر طبق آزمون حداکثر مقدار ویژه صفر بردار بدست می‌آید. بنا براین یک بردار پذیرفته می‌شود. در بقیه موارد یعنی الگوی دارای عرض از مبدأ مقید و بدون روند زمانی (حالت دوم)، الگوی دارای عرض از مبدأ نامقید و بدون روند زمانی (حالت سوم)؛ مدل دارای عرض از مبدأ نامقید و با روند زمانی مقید (حالت چهارم) و نیز مدل دارای عرض از مبدأ نامقید و با روند زمانی نامقید (حالت پنجم)، هم بر اساس آزمون اثر و هم بر اساس آزمون حداکثر مقدار ویژه تعداد یک بردار همگرائی در بلندمدت، برای مدل بدست می‌آید.

در اکثر مدل‌های کاربردی اقتصاد کلان، وقتی که متغیرها شامل روند زمانی هستند مدل تصحیح خطای برداری شبیه حالت چهارم است که در آن ضریب روند زمانی مقید است. در مواردی هم که متغیرهای درونزا و برونزا، روند زمانی ندارند، مدل تصحیح خطای برداری شبیه حالت دوم است. بنابراین در ادامه این تحقیق از بردارهای هم‌گرایی و مدل‌های تصحیح خطای برداری طراحی شده، در حالت دوم و چهارم استفاده خواهد شد. خلاصه نتایج بردارهای هم‌مجموعی بدست آمده از اجرای مدل در حالت‌های دوم و چهارم در جدول (3) منعکس شده‌اند.

جدول (3): خلاصه نتایج بردارهای بلندمدت رشد

نام متغیر	مدل دارای عرض از مبدأ مقید و بدون روند زمانی		مدل دارای عرض از مبدأ غیرمقید و روند زمانی مقید	
	بردار هم‌گرایی نرمالیزه	بردار هم‌گرایی نرمالیزه	بردار هم‌گرایی نرمالیزه	بردار هم‌گرایی نرمالیزه
LGDPR	-2/6815	-1/0000	-1/4307	-1/0000
LINV	0/80548	0/30039	0/45418	0/31745
LHUM	1/0082	0/37599	0/88741	0/62026
Intercept	60/9800	22/7411	-----	-----
Trend	-----	-----	-0/021694	-0/015163

مأخذ: نتایج تحقیق

می توان بر اساس مقادیر نرمال شده بردارهای فوق نسبت به هر یک از متغیرها، معادلات زیر را نوشت:

$$\text{LGDPR} = 22.7411 + 0/30039 \text{ LINV} + 0/37599 \text{ LHUM} \quad (5)$$

$$\text{LGDPR} = 0/31745 \text{ LINV} + 0/62026 \text{ LHUM} - 0/015163 \text{ TREND} \quad (6)$$

نظر بر اینکه بردار دوم فاقد عرض از مبدأ می باشد، بنابراین بدلیل منفی بودن کوواریانس ضریب عرض از مبدأ و ضرایب سایر متغیرها ممکن است ضرایب بیش از حد تخمین زده شود بنابراین بردار دوم نیز قابل قبول نبوده و بردار اول پذیرفته خواهد شد.

بردار بدست آمده نشان دهنده این واقعیت است که در بلندمدت اباحت سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی تأثیر مثبت بر روی رشد اقتصادی ایران دارد. همچنین ضرایب بردار نشان می دهد که در بلندمدت اباحت سرمایه انسانی بیشترین تأثیر را بر رشد اقتصادی ایران دارد. نظر بر این که مدل مورد استفاده در این تحقیق یک مدل لگاریتمی است، لذا ضرایب متغیرها بیان کننده کشش نیز هستند. بنابراین رابطه میان سرمایه انسانی و رشد در بلند مدت مثبت و معنی دار است. عبارت دیگر در بلند مدت اگر سرمایه انسانی یک درصد افزایش یابد، رشد اقتصادی در ایران را به میزان $0/37599$ درصد افزایش خواهد داد. همچنین در بلند مدت اثر افزایش سرمایه های فیزیکی بر روی رشد اقتصادی ایران مثبت و معنی دار و حدود $0/30039$ درصد می باشد. عبارت دیگر در بلند مدت اگر سرمایه فیزیکی یک درصد افزایش یابد، رشد اقتصادی در ایران را به میزان $0/30039$ درصد افزایش خواهد داد. عمدت ترین دلیل شهرت الگوهای تصحیح خطأ (ECM)، آن است که نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می دهند. وقتی که دو متغیر X و Y هم اباحتند، یک رابطه تعادلی بلندمدت بین آنها وجود دارد. البته در کوتاه مدت ممکن است عدم تعادل هایی وجود داشته باشد. این مدل ها در واقع نوعی از مدل های تعادل جزئی هستند، که در آن ها با وارد کردن پسماند پایا از یک رابطه بلندمدت، نیروهای مؤثر در کوتاه مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه گیری می شوند.

ضریب تصحیح خطأ، در صورتی که با علامت منفی ظاهر شود، نشانگر سرعت تصحیح خطأ و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود. این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعديل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود. نتایج الگوی تصحیح خطای برداری رشد تولید ناخالص واقعی سرانه در مدل با عرض از مبدأ مقید و بدون روند زمانی (حالت دوم) به طور خلاصه در جدول (4) آمده است.

جدول (4): خلاصه نتایج مدل تصحیح خطای برداری در حالت دوم

متغیر توضیحی	ضریب متغیر	انحراف معیار	آماره T و (احتمال پذیرش)
dLGDPR1	-0/37513	0/25569	-1/4671 (0/154)
dLINV1	0/25936	0/091126	2/8461(0/008)
dLHUM1	0/12395	0/040640	3/0498 (0/005)
Ecm1(-1)	-0/19022	0/043047	-4/4190 (0/000)
X4	0/020303	0/010878	1/8664 (0/073)
X5	-0/097674	0/027838	-3/5086 (0/002)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان طوری که در جدول (4) مشاهده می‌شود، در بردار اول بدست آمده ضریب $ecm(-1)$ برابر $-0/19022$ - می‌باشد و با توجه به آماره t، با درجه اطمینان بالائی، معنی‌دار است. بنابراین رابطه‌ای کوتاه مدت در بین متغیرهای مدل وجود دارد. ضریب جزء تصحیح خطأ نشان می‌دهد رشد اقتصادی در هر سال 19/022 درصد به سمت تعادل بلند مدت تعديل می‌شود. بنابراین ضریب عبارت تعديل، سرعت بالائی از هم گرایی به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد.

عبارت تصحیح خطای مدل بشرح ذیل می‌باشد:

(7)

$$ecml = -2/6815 LGDPR + 0/80548 LINV + 1/0082 LHUM + 60/9800$$

جدول (5) حاوی خلاصه آزمون‌های تشخیصی مدل فوق می‌باشد.

جدول (5): خلاصه نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل در حالت دوم

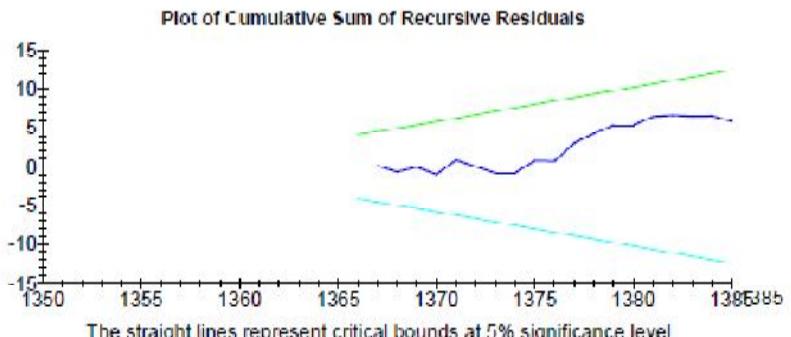
احتمال قبول فرضیه صفر	آماره ضریب لاگرانژ LM	درجه آزادی	آزمونهای تشخیص
0/004	8/2120	1	خود هم بستگی سریالی
0/012	6/3738	1	تصریح غلط شکل تبعی
0/058	3/1316	2	آزمون نرمالیتی
0/050	3/35743	1	آزمون ناهمسانی واریانس

مأخذ: یافته‌های تحقیق

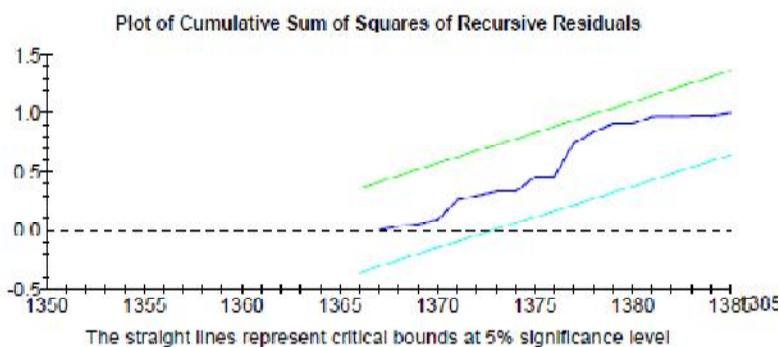
بر اساس آماره ضریب لاگرانژ LM، فرضیه عدم خودهمبستگی سریالی جمله پسماند پذیرفته می‌شود. آزمون رمزی برای تصریح غلط شکل تبعی، و فرضیه صفر (معادله صحیح تصریح شده است) رد نمی‌شود. بر اساس آزمون نرمالیتی، جملات پسماند دارای توزیع نرمال می‌باشند. سرانجام بر اساس آزمون ناهمسانی واریانس، جملات پسماند دارای واریانس همسان هستند. بنابراین نتایج بدست آمده در فوق و ضرایب حاصله قابل اعتماد و اطمینان هستند.

نتایج استحکام الگو را می‌توان با استفاده از آماره‌های آزمون¹ CUSUM و CUSUMSQ² بصورت نمودارهای (1) و (2) در زیر نشان داد. با توجه به تخمین الگوی فوق می‌توان بیان کرد که الگوی برآورده از استحکام مناسبی برخوردار است، زیرا، بر اساس این دو آماره، آزمون منحنی مورد نظر، بین فواصل اطمینان قرار دارد. می‌توان پایداری الگو و ثبات ساختاری آن را با استناد به نتایج آزمون اثرات CUSUM و CUSUMSQ در نمودارهای زیر نشان داد:

1. Cumulative Sum
2. Cumulative Sum of Squire



نمودار (1) : نتایج استحکام الگو با استفاده از آماره آزمون CUSUM



نمودار (2) : نتایج استحکام الگو با استفاده از آماره آزمون CUSUMSQ

همان گونه که در نمودارهای بالا مشاهده می‌شود، منحنی‌های CUSUM و CUSUMSQ در ناحیه میان دو خط بحرانی در سطح 5 درصد قرار گرفته‌اند که این نتیجه، بیانگر پایداری الگو در بلند مدت است.

6- نتیجه گیری

مدل‌های اولیه رشد اقتصادی که بر دو عامل نیروی کار و سرمایه در تابع تولید اقتصادی تأکید می‌کردند، در تبیین بخش عمده‌ای از رشد اقتصادی کشورها ناتوان بودند. در واقع تغییرات نیروی کار و انباشت سرمایه به عنوان دو عامل تولیدی برای توضیح تمایز میزان رشد اقتصادی بین کشورها نارسا بودند. دانشمندان نوکلاسیک در اولین تلاش سعی نمودند که آن قسمت از رشد را که با نیروی کار و سرمایه توضیح داده نمی‌شود، به صورت بروزرا به پیشرفت و بهبود فناوری نسبت دهند. دانشمندان متأخر مدلی را طراحی کردند که دانش وارد تابع تولید کل می‌شود و مادام که رشد می‌کند، رشد اقتصادی و رشد اقتصادی، دانش وارد تابع تولید کل می‌شود و مادام که رشد می‌کند، رشد اقتصادی و در نتیجه رفاه را نیز افزایش می‌دهد. در مدل رشد درونزا ای لوکاس تمرکز بر آموزش نیروی انسانی است که خود باعث سست شدن قید بازدهی نزولی در مفهوم کلی سرمایه می‌شود و در نتیجه در نبود فناوری بروزرا، رشد سرانه بلندمدت صفر نمی‌شود. برخلاف مدل رشد بهره‌وری بروزرا، سرمایه انسانی از طریق سرمایه‌گذاری می‌تواند انباشت شود، یعنی افراد خود انتخاب می‌کنند که چه مدت برای تحصیل سرمایه‌گذاری کنند. بنابراین در این مدل فرض می‌شود که سرمایه انسانی یک نهاده قابل انباشت با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس است. پیداست که در فقدان پیشرفت‌های فنی بروزرا، نرخ رشد بلندمدت توسط پارامتر انباشت سرمایه انسانی توضیح داده می‌شود.

در این مطالعه برای تحلیل رابطه بلند مدت میان متغیرهای مدل که عبارت از رشد اقتصادی، انباشت سرمایه انسانی و انباشت سرمایه فیزیکی هستند، با استفاده از روش همگرایی پنح مرحله‌ای جوهانسن-جوسیلیوس، یک بردار هم انباشتگی بدست می‌آید. نتایج ضرایب این بردار موید این مطلب است که در بلند مدت رابطه میان انباشت سرمایه انسانی و انباشت سرمایه‌های فیزیکی بر رشد اقتصادی ایران مثبت و معنی‌دار می‌باشد. همچنین در بلندمدت انباشت سرمایه انسانی بیشترین تأثیر را بر رشد اقتصادی ایران دارد.

در کوتاه مدت ضریب $\text{ecm}(-1)$ با درجه اطمینان بالائی، معنی‌دار است. بنابراین رابطه‌ای کوتاه مدت در بین متغیرهای مدل وجود دارد. ضریب جزء تصحیح خطأ، سرعت بالایی از همگرایی به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. بعارت دیگر چنانچه در ایران انباشت سرمایه شکل گیرد می‌تواند رشد اقتصادی را با شتاب بیشتری محقق سازد. توسعه دانش در ایران در تمامی محورهای آموزشی و منابع انسانی، زیر ساخت‌های اطلاعاتی و رژیم‌های نهادی و اقتصادی، توصیه سیاستی این مطالعه است.

منابع:

1. Alavi Rad, A. and Nasirizadeh, H. (2000), "Study of Human Relation and Economic Growth in Iran (Statistical Analyzing through Econometrics 1959-1996)", Political Economic Information Magazine, Vol. 16, No. 3-4.
2. Almasi, M. and Sepahban Gharehbaba, A. (2009), "Study on the Relationship between Investment on Human Resource and Physical Capital with Economic Growth in Iran (1971-2005)", Quarterly Journal of Research and Planning in Higher Education, Vol.15, No. 3.
3. Barro, R.J. (2002), "Education as a Determinant of Economic Growth", in E.P. Laztored, Education in the Twenty First Century, Hoover Institution Press.
4. Ben Habib, J. M. and Spiegel, M. (1994), "The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Cross Country Data", Journal of Monetary Economics, No 34.
5. Charles. I. J (2000), "An Introduction to Economic Growth", Budget and Planning Publication, Center of Economic Documentation, Tehran.
6. Dargahi, H. and Ghadiri, A.A. (2003), "Analysis of Determinants Factors of Economic Growth in Iran: with Review Endogenous Growth Theory", Quarterly Journal of Commercial Research, No 26.
7. Elmi, Z. and Jamshidnagad, A. (2008), "Effect of Education in Economic Growth in Iran during 1971-2003", Journal of Humanities and Social Sciences, Vol.7, No. 26.
8. Komeejani, A. and Meamarnajad, A. (2004), "Investigation of Significance of Manpower and R&D on Economic Growth of Iran", Quarterly Journal of Commercial Research, No 31.

9. Lau, L., Jamison, D. and Louat, F. (1991), "Education and Productivity in Developing Countries, An Aggregate Production Function Approach", The World Bank, Washington, pp 3-42.
10. Lucas, R.E. (1988), "On the Mechanics of Economic Development", Journal of Monetary Economics, Vol. 22.
11. Nilli, M. and Nafisi, S. (2003), "Relation between Human Capital and Economic Growth with Emphasize on Role and Distribution of Education of Labor Force: Case study of Iran", Quarterly Journal of Economic Research", Allameh Tabatabayi University, No 17.
12. Nouferesti, M. (1999), "Unit Root and co Integration in Econometrics, Rasa Cultural Services Institute, First Edition.
13. Patterson, K. (2000), "An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach", Pal Grave.
14. Pritchett. L. (1996), "Where Has All The Education Gone?", Policy Research Department, The World Bank, Washington D.C, Policy Research Working Paper. No 25.
15. Rahimi Broujerdi, A. (2001), "Theoretical and Experimental Review of Effects of Endogenous and Exogenous Variables on Investment in Iran", Tehran University.
16. Rebelo, S. (1991), "Long – Run Policy Analysis and Long Run Growth", Journal of Political Economy, No. 99.
17. Romer, P. M. (1986), "Increasing Return and Long run Growth", Journal of Political Economy, Vol 14.
18. Salehi, M.J. (2002), "Effects of Human Capital in Economic Growth in Iran", Quarterly Journal of Research and Planning in Higher Education, No 22&24.
19. Schultz, T.W. (1961), "Investment in Human Capital", American Economic Review, Vol 51.
20. Soori, A. and Mehreghan, N. (2007), "The Role of Social Capital in Creation of Human Capital", Quarterly Journal of Commercial Research, No 42.

21. Taghavi, M. and Mohammadi, H. (2003), "Effect of Human Capital in Economic Growth in Iran", Research Economic Journal, Research Institute of Economic Affairs.
22. Tashkini, A. (2005), "Applied Econometrics with Microfit", Institute of Art and Cultural Services of Dibagaran Tehran, First Edition, Tehran.