



پژوهشنامه‌ی علوم اقتصادی

علمی - پژوهشی

سال ششم، شماره‌ی ۱۱، نیمه‌ی اول ۱۳۹۰

بررسی آثار سرمایه‌گذاری درآموزش عالی بر رشد اقتصادی

ایران طی دوره‌ی ۱۳۵۰-۱۳۸۴

* مجتبی‌الماسی

** کیومرث سهیلی

** اصغر سپهبان قره بابا

تاریخ پذیرش: ۱۳۸۸/۱۱/۱۱

تاریخ دریافت: ۱۳۸۷/۴/۳۱

چکیده

در این مقاله الگوی مدل‌های رشد درونزا برای کمی سازی ارتباط بین متغیرهای تأثیرگذار بر رشد اقتصادی مورد استفاده قرار گرفته و با استفاده از روش همگرایی پنج مرحله‌ای یوهانسون برآورده شده است.

در مدل رشد درونزا مورد استفاده در این تحقیق، رشد اقتصادی ایران به عنوان متغیری درونزا است که تابعی از سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی، سرمایه‌گذاری فیزیکی و بدھی‌های خارجی می‌باشد.

پیروزی انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی، به عنوان متغیرهای موهومی درین مدل لحاظ شده است.

بر اساس روش یوهانسون، یک بردار همگرایی به دست آمده که مؤید این مطلب است که در بلند

مدت تأثیر افزایش انباشت سرمایه‌های انسانی و افزایش انباشت سرمایه‌های فیزیکی بر رود رشد اقتصادی ایران مثبت و معنی‌دار و اثر افزایش بدھی‌های خارجی بر رشد اقتصادی در ایران منفی و

معنی‌دار است. هم چنین این بردار نشان می‌دهد که در بلندمدت سرمایه‌ی انسانی بیشترین تأثیر را بر رشد اقتصادی ایران دارد. برای دستیابی به یک نرخ رشد اقتصادی بالا، توسعه‌ی سرمایه‌گذاری در

نیروی انسانی و سرمایه‌های فیزیکی ضروری است. هم چنین توصیه می‌شود جهت سرمایه‌گذاری، به

جای جذب سرمایه‌های خارجی و وام از خارج از پس اندازه‌ای داخلی استفاده شود.

واژه‌های کلیدی:

سرمایه‌ی انسانی، رشد اقتصادی، آموزش عالی، مدل تصحیح خطای برداری، همگرایی

طبقه‌بندی JEL: C32, O53

* نویسنده مسئول - استادیار گروه اقتصاد دانشگاه رازی کرمانشاه

** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه رازی کرمانشاه

** کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه رازی کرمانشاه

۱- مقدمه

اکثر اقتصادانان بر تشکیل سرمایه‌ی فیزیکی و سرمایه‌ی انسانی به عنوان عوامل اصلی تعیین کننده‌ی رشد و توسعه‌ی اقتصادی تأکید دارند. در نظریه‌های جدید رشد، بر نقش سرمایه‌ی انسانی بر روی رشد اقتصادی تأکید بیشتری می‌شود و نیروی انسانی آموزش دیده و اندیشه و تفکر او در توسعه و گسترش تکنولوژی‌های تولید به عنوان پایه و محور اساسی پیشرفت و رشد اقتصادی معرفی می‌شود. تمرکز کمی سرمایه شامل شکل‌گیری واحدهای صنعتی و ماشین‌آلات و تمرکز کیفی سرمایه به صورت برخورداری از خدمات مطلوب‌تر آموزش و بهداشت و ارتقای سطح علم و مهارت، نقش اساسی بر رشد و توسعه‌ی جامعه ایفا می‌کنند. اصولاً پیشرفت یک کشور، تا آن جا که روند استفاده از روش‌های مدرن ادامه دارد، همیشه میسر خواهد بود. روش‌های مدرن، تنها به معنی در اختیار داشتن ابزارهای جدید نیست. در حقیقت روش‌های مدرن، به دنبال افکار نوین و مدرن به وجود خواهند آمد (قره‌باغیان^۱، ۱۳۷۳: ۹۱). منشأ شکل‌گیری این افکار نوین و مدرن نیز غالباً تحصیلات عالیه هستند. به همین جهت آموزش عالی هر کشور نقش محوری و اساسی در فراهم آوردن بستر مناسب برای رشد اقتصادی آن کشور ایفا می‌کند.

هدف اصلی این تحقیق عبارت از تحلیل تأثیر کمی متغیر سرمایه‌ی انسانی در کنار سایر متغیرهای مؤثر بر رشد اقتصادی ایران، مانند سرمایه‌گذاری فیزیکی و بدھی‌های خارجی، با استفاده از مدل‌های دینامیک اقتصادسنجی است.

بنابراین فرضیه‌های مورد استفاده در این تحقیق، عبارتند از:

- ۱- سرمایه‌ی انسانی، اثر بلند مدت مثبت و معنی داری بر رشد اقتصادی ایران دارد.
- ۲- سرمایه‌ی فیزیکی، اثر بلند مدت مثبت و معنی داری بر رشد اقتصادی ایران دارد.
- ۳- افزایش بدھی‌های خارجی، اثر بلند مدت منفی و معنی داری بر رشد اقتصادی ایران دارد.

۲- مبانی نظری و پژوهش‌های مربوط به تحقیق

رشد اقتصادی به معنای افزایش مستمر تولید ملی واقعی سرانه در یک کشور، به عنوان معیاری برای سنجش عملکرد اقتصادی یک جامعه مطرح است و افزایش نرخ آن به بهبود رفاه اجتماعی می‌انجامد. از دیدگاه نظریه‌ی کلاسیک انباشت سرمایه کلید رشد و توسعه‌ی اقتصادی است. در مدل‌های رشد نئوکلاسیک، سرمایه و نیروی کار از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی هستند.

روم^۱ در تابع تولیدی که در الگوی خود معرفی کرده است، چگونگی ترکیب ذخیره‌ی سرمایه و نیروی کار برای تولید محصول با استفاده از ذخیره‌ی اندیشه‌ها را به شکل $Y = K^\alpha (A L_y)^{1-\alpha}$ ارائه می‌کند. در این الگو، به ازای یک سطح معین فن‌آوری، تابع تولید دارای بازده نسبت به مقیاس ثابت برای K و L_y است. توابع انباشت سرمایه و کار در مدل رومر، همانند تابع متناظر در الگوی سولو است. انباشت سرمایه، بستگی به نرخ پس انداز و نرخ استهلاک سرمایه دارد. هم چنین نیروی کار که متراffد با جمعیت است، دارای رشد نمایی ثابت و برونزا است.

در الگوی نئوکلاسیک‌ها، بهره‌وری به طور برونزا و با نرخ ثابت رشد می‌کند. در الگوی رومر نیز در این خصوص از الگوی نئوکلاسیک‌ها تبعیت می‌شود. اما با فرض این که تولید سرانه، نسبت سرمایه به کار و ذخیره‌ی اندیشه‌ها در طول مسیر رشد متوازن از نرخ رشد یکسانی برخوردار هستند، لذا اگر توسعه‌ی فن‌آوری در الگو وجود نداشته باشد، رشدی نیز وجود نخواهد داشت. بنابراین در یک الگوی اساسی و جدیدتر نسبت به الگوی نئوکلاسیک‌ها و رومر، توسعه‌ی فن‌آوری نیز وارد مدل می‌شود که در نهایت به نرخ رشد جمعیت بستگی دارد. بنابراین در نظریه‌های جدید رشد، نیروی انسانی آموزش دیده و اندیشه و تفکر بشری در توسعه و گسترش محصولات و تکنولوژی‌های جدید، نقش حائز اهمیتی ایفا می‌کند.

لوکاس^۲ مدل‌های مربوط به سولو، آزو و غیره را مورد بررسی قرار داد و به رابطه‌ای بین تولیدکل، مدل رشد سولو و ایده‌ای که سطح سرمایه‌ی انسانی به طور مستقیم در تولید مؤثر است، دست یافت. تابع تولید مدل لوکاس به صورت زیر است:

1-P. M. Romer, 1986

2-R. E. Lucas, 1988

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

که در آن Y نشان دهنده‌ی محصول ملی یا در آمد ملی، K بیان کننده‌ی سرمایه‌ی فیزیکی و H نیز نشانه‌ی نیروی انسانی آموزش دیده می‌باشد.

لوکاس نیروی انسانی آموزش دیده را به صورت $H = \mu hN$ تعریف می‌کند. در این رابطه، μ اوقات فراغت، h سرمایه‌ی انسانی و N نیروی کار ساده است. لذا تابع تولید لوکاس به صورت $Y = A K^\alpha (\mu h N)^{1-\alpha}$ است. نظر بر این که سرمایه‌ی فیزیکی و سرمایه‌ی انسانی انباشت می‌شوند، رشد اقتصادی به انباشت سرمایه‌ی فیزیکی و انباشت سرمایه و متوسط مهارت انسانی، بستگی خواهد داشت. از طرف دیگر برای به دست آوردن نرخ رشد اقتصادی که مطلوبیت مصرف کننده را حداکثر می‌کند، با توجه به محدودیت‌های موجود اگر $\mu = 1$ باشد، یعنی کل اوقات غیر فراغت به کار تخصیص یابد، در آن صورت \dot{h} مساوی صفر خواهد شد. در نتیجه انباشت سرمایه‌ی انسانی صورت نمی‌گیرد.

ربلو^۱ مدل رشد را به صورت $Y = AK$ ارائه کرد که امروزه به مدل AK مشهور است. یکی از خصوصیات مهم این مدل، درون‌زا بودن آن است یعنی مقدار K در داخل مدل تعیین می‌شود. از خصوصیات مهم دیگر آن، برخوردار بودن از بازدهی ثابت نسبت به مقیاس است. متوسط بهره‌وری نهایی در این تابع برابر A است. با توجه به این که در مدل رشد ربلو سرمایه‌ی فیزیکی و انسانی یک جا انباشته می‌شوند، حداکثر کردن مطلوبیت یا رسیدن به مسیر بهینه‌ی رشد، با توجه به قید انباشت سرمایه‌ی مرکب صورت می‌پذیرد. یکی دیگر از نتایج کلیدی الگوی رشد AK این است که نرخ رشد اقتصاد تابع فزاینده‌ی نرخ سرمایه گذاری است. بنابراین آن دسته از سیاست‌های دولت که نرخ رشد سرمایه گذاری را در اقتصاد به طور پیوسته افزایش دهند، نرخ رشد اقتصاد را به طور دائمی افزایش خواهند داد. به این ترتیب الگوی رشد AK ، رشد درون‌زا را به وجود می‌آورد. یعنی برای به دست آوردن رشد سرانه نیازی به این فرض نداریم که در الگوی رشد بعضی از عوامل حتی فناوری، به صورت بروزنزا رشد کند.

در «نظریه‌ی رشد نوین»^۱ و یا «نظریه‌ی رشد درون‌زا»^۲ نرخ رشد تولید ناخالص ملی به وسیله‌ی نظامهای از درون سیستم و فرایند تولید تعیین می‌شود و تکنولوژی امری درون‌زاست که با متغیرهایی مانند تصمیمات انسانی، سرمایه‌ی انسانی و حمایت‌های دولتی، افزایش می‌یابد. درنظریه‌ی رشد درون‌زا، پیشرفت فنی به معنی بهبود در بهره‌وری، ابداعات، تنوع تولید، سرمایه‌ی انسانی، زیرساخت‌ها، تحقیق و توسعه تعبیر می‌شود. اخیراً نیز با ترکیب جنبه‌هایی از هر دو مدل بیان شده در بالا، برای بررسی تأثیر یک و یا چند عامل مؤثر بر رشد درون‌زا، درکنار عوامل تشکیل دهنده‌ی مدل رشد نئوکلاسیک‌ها، مدل جدیدی را به کار می‌برند؛ که به آن مدل رشد «تا حدی درون‌زا»^۳ گفته می‌شود. در این مدل فرض رقابت کامل نئوکلاسیک‌ها به رقابت انحصاری که محتمل‌تر است، تغییر می‌یابد و هم چنین فرض بازده کاهنده به مقیاس تولید در مدل درنظر گرفته نمی‌شود.

۳- پیشینه‌ی تحقیق

مطالعات و تحقیقات بسیاری در مورد شاخص‌های کلان و تأثیر آن‌ها بر رشد اقتصادی انجام شده است. در این بخش ابتدا مطالعات پژوهشگران خارجی، و سپس مطالعات صورت گرفته در ایران در قالب مقالات و پایان‌نامه‌های انجام پذیرفته مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۱-۳- مروری بر برخی از مطالعات خارجی

نتایج تحقیقات بارو^۴ برای صد کشور در دوره‌ی سال‌های ۱۹۶۰-۱۹۹۰ نشان می‌دهد که سال‌های آموزش در دوره‌ی متوسطه و سطوح بالاتر برای مردان بالای ۲۵ سال، اثر معنادار بر رشد اقتصادی کشورها دارد. بر اساس یافته‌های وی کیفیت آموزش

1-Endogenous Growth Theory.

2-The New Growth Theory.

3- Semi- Endogenous Growth.

4- Barro, 2002

از کمیت آموزش که با متوسط سال‌های تحصیلات دانشگاهی و متوسطه به دست می‌آید، اهمیت بیشتری دارد.

مطالعات پریچت^۱، بن حبیب و اسپیگل^۲ با استفاده از داده‌های ترکیبی مقطعی و سری زمانی برای عده‌ای از کشورها نشان داده‌اند که بین سرمایه‌ی انسانی و رشد اقتصادی رابطه‌ای مثبت وجود دارد. این مطالعات مشخص کردند که کشورهایی که از نظر سرمایه‌ی انسانی با تجربه و ماهر، غنی‌تر بوده و تمایل به اختراع کالاهای جدید داشته‌اند، نرخ رشد سریع‌تری را تجربه کرده‌اند.

اساس رگرسیون بیردلسل^۳، آشکار می‌کند که اگر نرخ ثبت نام مدارس ابتدایی کشور پاکستان در سال ۱۹۹۳ به اندازه‌ی اندونزی در سال ۱۹۶۰ باشد، بایستی درآمد سرانه‌ی جاری‌اش ۲۵ درصد افزایش داشته باشد. ضرایب تخمین زده شده‌ی نسبت ثبت نام در مدارس راهنمایی و دبیرستان و دانشگاه‌ها به کل نیروی کار شاغل، از نظر آماری معنی دار بوده است.

شولتز^۴ در سال ۱۹۶۱ آموزش را به عنوان سرمایه گذاری در نیروی انسانی معرفی کرده و موفقیت‌های ژاپن را در تولیدات کشاورزی در بین سال‌های ۱۸۷۵-۱۹۱۰ 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.

لوی، جیمسون و لات^۵ در یک مطالعه‌ی سری زمانی و مقطعی برای دوره‌ی ۱۹۶۰-۱۹۸۶ برای ۵۸ کشور نشان می‌دهند که ارتباط میان سرمایه گذاری در آموزش و رشد تولید ناخالص داخلی مثبت و به لحاظ آماری معنادار 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 معنی‌دار و در کشورهای منطقه‌ی آسیای جنوبی منفی و معنی‌دار است.

1- Pritchett, 1996

2- Ben Habib and Spiegel, 1994

3 -Birdsall, 1993

4- Scholtz, 1961

5-Lau, Jemison and Louat , 1991

۲-۳- مروری بر برخی از مطالعات داخلی

مهری تقی و حسین محمدی در سال ۱۳۸۲ به بررسی تأثیر سرمایه‌ی انسانی بر رشد اقتصادی در ایران طی دوره‌ی ۱۳۴۸-۱۳۸۱ پرداخته و به این نتیجه رسیدند که رشد سطح سواد در بزرگسالان و نیز رشد متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار، تأثیر مثبت و معناداری بر رشد تولید ناچالص داخلی داشته است (تقی و محمدی^۱، ۱۳۸۲). فاطمه شعار قدس در رساله‌ی خود در سال ۱۳۸۰ به بررسی نقش سرمایه‌ی انسانی بر رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۵۵ تا ۱۳۷۵ پرداخته است. در این رساله به منظور بررسی نقش سرمایه‌ی انسانی در رشد اقتصادی و توسعه‌ی ایران، چهار نوع تابع: خطی، ترانسندتان، اسپیلمن و نمایی، تخمین زده شده است. الگوی رشد اقتصادی ایران نیز در قالب چهار مدل برآورد گردیده که نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که رشد اقتصادی ایران از الگوی نمایی تبعیت می‌کند. بررسی ضرایب به دست آمده برای عوامل موجود در مدل نشان می‌دهد که سرمایه‌ی انسانی بیشترین تأثیر را بر رشد اقتصادی ایران دارد. به طوری که حساسیت رشد اقتصادی نسبت به سرمایه‌ی انسانی ۱/۷۸ می‌باشد. سرمایه‌ی فیزیکی در مقایسه با سرمایه‌ی انسانی تأثیر به مرتب پایین‌تری بر رشد اقتصادی داشته است. او هم چنین نتیجه‌گیری می‌کند که رشد اقتصادی ایران بر محور نیروی انسانی است تا سرمایه‌ی فیزیکی وجود جنگ بر رشد اقتصادی ایران تأثیر منفی و واقعی گذاشته است(شعار قدس^۲، ۱۳۸۰).

زهرا (میلا) علمی و امیر جمشید نژاد اثر آموزش بر رشد اقتصادی ایران در سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۵۰ را بررسی کردند. آنان برای نشان دادن اثر آموزش بر رشد اقتصادی ایران در بعد نظری از مدل لوکاس استفاده کرده و در مطالعه‌ی کاربردی، از میانگین سال‌های آموزش نیروی کار شاغل به عنوان شاخص آموزش و سرمایه‌ی انسانی استفاده کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که آموزش تأثیر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی ایران در طول دوره‌ی مورد بررسی دارد(علمی و جمشید نژاد^۳، ۱۳۸۶).

عباس علوی‌زاد و حمید رضا نصیری‌زاده به بررسی رابطه‌ی سرمایه‌ی انسانی و رشد اقتصادی در اقتصاد ایران طی دوره‌ی ۱۳۴۸-۱۳۷۵ پرداخته‌اند. آنان در مقاله‌ی

1- Taghavi and Mohammadi.

2- Shoar ghods

3- Elmi and Jamshidnajad

خود رابطه‌ی علی میان رشد اقتصادی و سرمایه‌ی انسانی از طریق آزمون علی گرانجر به منظور تعیین جهت و نوع رابطه‌ی مذکور در اقتصاد ایران را بررسی کرده و نتیجه گرفته‌اند که ابتدا سرمایه‌گذاری در آموزش نیروی انسانی و تشکیل سرمایه‌ی انسانی صورت گرفته و بعد رشد اقتصادی و توسعه حاصل شده است(علوی راد و نصیر زاده^۱، (۱۳۷۶).

مصطفی عmad زاده، رحمان خوش اخلاق و مسعود صادقی در سال ۱۳۷۹ مطالعه‌ای در مورد نقش سرمایه‌ی انسانی در رشد اقتصادی انجام داده‌اند. ایشان با به کارگیری مدل ارائه شده توسط جیمز ریمو (۱۹۹۵) سعی کردند تا سهم مخارج آموزش و تحصیلات نیروی کار در تولید ناخالص داخلی را برآورد نمایند. ضریب‌های برآورده که کشش‌ها را نشان می‌دادند، همگی دارای آماره‌های t معنی دار بوده‌اند. به طوری که یک درصد افزایش در تعداد نیروی شاغل متخصص به $55/0$ درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی منجر شده و بدین ترتیب مهم ترین عامل مؤثر در تولید به شمار آمده است. یک درصد افزایش عوامل سرمایه‌ی فیزیکی به افزایش $35/0$ درصد در تولید ناخالص داخلی منجر شده است، و یک درصد افزایش در نیروی کار غیر متخصص به $32/0$ درصد افزایش تولید ناخالص داخلی انجامیده است(عمادزاده، خوش اخلاق و صادقی^۲، (۱۳۷۹).

محمد جواد صالحی در سال ۱۳۸۱ در مقاله‌ای تحت عنوان اثرات سرمایه‌ی انسانی بر رشد اقتصادی ایران، بعد کلان سرمایه‌ی انسانی را مورد توجه قرار داده و نتیجه گرفته است که متغیرهای سرمایه‌ی 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(صالحی^۳، (۱۳۸۱).

سید علیرضا کازرونی و محمد فردین حریقی در سال ۱۳۸۴ در مقاله‌ای تحت عنوان متنوع سازی تجارتی و تأثیر آن بر رشد اقتصادی در ایران با استفاده از مدل «رشد تا حدی درون‌زا» نتیجه‌گیری کردند که تأثیر گذاری متغیرهای سرمایه‌ی انسانی و

1- Alavirad and Nasirizadeh

2- Emadzadeh, khoshakhlagh and sadeghi

3- Salehi

بررسی آثار سرمایه‌گذاری در آموزش عالی بر رشد اقتصادی ۲۱

سرمایه‌ی فیزیکی در بلند مدت تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی کشور دارند. مدل به کار گرفته شده توسط ایشان در این مطالعه، مدل «رشد تا حدی درونزا» به شکل زیر است(کازرونی و حریقی^۱، ۱۳۸۴، ص ۲۹-۳۰).

اکبر کمیجانی و عباس معمارنژاد در سال ۱۳۸۳ به بررسی اهمیت کیفیت نیروی انسانی و تحقیق و توسعه در رشد اقتصادی ایران در دوره‌ی ۱۳۷۸-۱۳۳۸ پرداخته و نتیجه گرفتند که هم در بلند مدت و هم در کوتاه مدت، متغیر سرمایه‌ی انسانی بر رشد اقتصادی ایران تأثیر مثبت و معنی داری دارد(کمیجانی و معمارنژاد^۲، ۱۳۸۳). مسعود نیلی و شهاب نفیسی در سال ۱۳۸۲ در مقاله‌ی خود تحت عنوان رابطه‌ی سرمایه‌ی انسانی و رشد اقتصادی با تأکید بر نقش و توزیع تحصیلات نیروی کار به بررسی رابطه‌ی میان در سرمایه‌ی انسانی و رشد اقتصادی در ایران پرداخته و نتیجه گرفتند که در ایران، سرمایه‌ی انسانی دارای تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی است(نیلی و نفیسی^۳، ۱۳۸۲).

۴- تشریح مدل و معرفی متغیرها

از نیمه‌ی دوم قرن بیستم نظریات مکتب نئوکلاسیک‌ها و به ویژه سولو درخصوص تبیین عوامل اساسی رشد اقتصادی در جهان و کشورهای مختلف به کار گرفته می‌شود. فرض‌های اساسی آن عبارت از وجود رقابت کامل، پرداخت به عوامل تولید براساس بازده نهایی، وجود بازده نزولی و یا ثابت درتابع تولید و اشتغال کامل است. از نیمه‌ی دوم دهه‌ی ۱۹۸۰ میلادی، به دلیل ناکارآمد بودن دیدگاه‌های این مکتب برای توجیه گوناگونی رشد درکشورهای مختلف، نظریه‌ی جدیدی با نام «نظریه‌ی رشد نوین» و یا «نظریه‌ی رشد درونزا» در عرصه‌ی پژوهش‌های اقتصادی وارد گردید. این نظریه نرخ رشد تولید ناچالص ملی را با نظام‌هایی از درون سیستم و فرایند تولید تعیین می‌کند و تکنولوژی را امری درونزا می‌داند که توسط متغیرهایی مانند تصمیمات انسانی، سرمایه‌ی انسانی و حمایت‌های دولتی، افزایش می‌یابد. در نظریه‌ی رشد درونزا، پیشرفت فنی به معنی بهبود در بهره‌وری، ابداعات، تنوع تولید، سرمایه‌ی انسانی،

1- Kazeroni and Harighi

2- Komeejani and Meamarnajad,

3-Nilli and Nafisi

زیرساخت‌ها، تحقیق و توسعه تعبیر می‌شود. اخیراً نیز با ترکیب جنبه‌هایی از هر دو مدل بیان شده در بالا، برای بررسی تأثیر یک و یا چند عامل مؤثر بر رشد درونزا، در کنار عوامل تشکیل دهنده‌ی مدل رشد نئوکلاسیک‌ها، مدل جدیدی را به کار می‌برند؛ که به آن مدل رشد «تا حدی درونزا» گفته می‌شود.

در مدل‌های «رشد تا حدی درونزا»، متغیرهایی نظیر سرمایه‌ی فیزیکی و سرمایه‌ی انسانی مورد استفاده قرار می‌گیرند؛ تا اثرات جمعی آن‌ها بر متغیر رشد اقتصادی آزمون گردد (کازرونی و حریقی، ۱۳۸۴: ۳۱).

در این مطالعه از رابطه‌ی زیر برای سنجش تأثیر متغیرها با روش همگرایی بلندمدت جوهانسن استفاده خواهد شد.^۱

$$PCIG = e^{\beta_0 + \beta_1 \cdot X_1 + \beta_2 \cdot X_2 + \beta_3 \cdot X_3 + \beta_4 \cdot X_4 + \beta_5 \cdot X_5 + u_t} \quad (1)$$

اگر از طرفین معادله (۱) لگاریتم گرفته شود، به شکل زیر در می‌آید:

$$LPCIG = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_1 + \beta_2 \cdot X_2 + \beta_3 \cdot X_3 + \beta_4 \cdot X_4 + \beta_5 \cdot X_5 + u_t \quad (2)$$

تعاریف متغیرهای موجود در روابط (۱) و (۲) عبارتند از:

$$PCIG = \left(\frac{GNP_R}{POP} \right) \quad \text{تولید ناخالص ملی سرانهی واقعی به قیمت‌های سال پایه‌ی ۱۳۷۶}$$

GNP_R : تولید ناخالص ملی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ (میلیارد ریال)

X_1 : نسبت تعداد کل دانشجویان دانشگاه‌ها (دولتی، آزاد، تربیت معلم) بر

کل جمعیت شاغل

LF : تعداد کل جمعیت شاغل (نفر)

POP : تعداد کل جمعیت (نفر)

$$X_2 = \frac{IG}{GNP_R} \quad \text{نسبت سرمایه‌ی ثابت ناخالص واقعی بر تولید ناخالص ملی واقعی به}$$

قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶

بررسی آثار سرمایه‌گذاری در آموزش عالی بر رشد اقتصادی ۲۳

$$X_3 = \frac{ED}{GNP_R}$$

سال ۱۳۷۶ (میلیارد ریال)

$X_4 = DU_{57}$: متغیر مجازی، انقلاب اسلامی ایران در سال ۱۳۵۷ است 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 تحمیلی است که در سال‌های ۱۳۶۷-۱۳۵۹ عدد صفر و برای بقیه سال‌ها عدد یک را می‌گیرد.

LPCIG: لگاریتم تولید ناخالص ملی واقعی سرانه نسبت به سال پایه ۱۳۷۶ است. متذکرمی شوند که در مدل طراحی شده، فقط تولید ناخالص ملی واقعی سرانه لگاریتمی است که تغییرات آن بیان کنندهٔ نرخ رشد اقتصادی است.

۵- برآورد مدل و یافته‌های تحقیق

در این تحقیق از داده‌های آماری بانک مرکزی جمهوری اسلامی و سالنامه‌های آماری منتشره توسط مرکز آمار ایران و سازمان مدیریت و برنامه ریزی کشور 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 ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۴ است.

شایان ذکر است که در اغلب متغیرهای سری زمانی اقتصادی گرایش به حرکت هم جهت وجود دارد. این موضوع به دلیل روند مشترکی است که در اکثر آن‌ها وجود دارد. در نتیجه در اکثر متغیرهای سری زمانی خصوصیات آماری سری از قبیل میانگین و واریانس، تابعی از زمان می‌باشند؛ یعنی متغیرها ناپایا هستند. به دلیل این که داده‌ها در طول زمان دارای واریانس و میانگین ثابت نیستند، لذا آماره‌های t و F معتبر نیستند و ضرایب مدل‌های تخمین زده شده تورش‌دار و غیر قابل اعتماد می‌باشند. تخمین مدل رگرسیون با استفاده از متغیرهای ناپایا را رگرسیون کاذب نامند که استناد به نتایج چنین مدلی به نتایج گمراه کننده‌ای منجر خواهد شد. یکی از روش‌های اجتناب از رگرسیون کاذب، استفاده از روش‌های هم انباشتگی است.

بنابراین قبل از برآورد مدل، بایستی ابتدا نسبت به ایستایی و ناایستایی سری‌های زمانی مورد استفاده در مدل اطمینان حاصل شود. یکی از روش‌هایی که برای شناسایی متغیرهای پایا، مورد استفاده قرار می‌گیرد، روش آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته است. مهم‌ترین بخش انجام آزمون ADF انتخاب طول وقفه‌ی بهینه است که در آن جملات پسمند حائز خاصیت عدم خودهمبستگی سریالی هستند. برای انتخاب طول وقفه‌ی بهینه، چهار معیار آکاییک(AIC)، حنان-کوین (HQC)، شوارز بیزین (SBC) و حد اکثر راست نمایی (LL)، ارائه شده است. مقدار پیشنهادی هر یک از این معیارها نشانه‌ی طول وقفه‌ی بهینه است. در نمونه‌هایی با حجم مشاهدات کمتر از ۱۰۰ بهتر است از آماره‌ی شوارز استفاده شود تا درجه‌ی آزادی زیادی از دست داده نشود. آزمون دیکی - فولر در حالتی که در آن مدل دارای عرض از مبدأ و بدون روند است و هم چنین در حالتی که در آن مدل دارای عرض از مبدأ و روند است، انجام شده است. نتایج این آزمون (جدول شماره‌ی یک) برای متغیرهای مدل گویای آن است که تمامی متغیرها در سطح، ناپایا و در تفاضل مرتبه‌ی اول پایا هستند.

جدول شماره‌ی یک - آزمون ریشه‌ی واحد دیکی فولرتعمیم یافته متغیرهای مورد

مطالعه

نام متغیر	مدل با عرض از مبدأ و بدون روند	مدل دارای عرض از مبدأ و روند		
		کمیت	آماره‌ی محاسبه	طول وقفه‌ی بهینه
-Y	-۰/۲۱۸۳۲	-۰/۹۶۶۵	-۰/۹۲۲۰	-۳/۵۷۳۱
X ₁	۰	-۰/۶۶۴۱۴	-۲/۱۸۷۹	-۳/۵۷۳۱
X ₂	۰	-۰/۲۲۹۵	-۲/۹۶۶۵	-۳/۵۷۳
X ₃	۳	۲/۴۹۲۷	-۰/۷۹۴۴	-۳/۵۷۳۱
DY	۰	-۵/۳۶۸۲	-۶/۶۲۹۲	-۳/۵۷۹۶
DX ₁	۰	-۴/۵۸۶۰	-۵/۱۰۷۵	-۳/۵۷۹۶
DX ₂	۰	-۴/۲۲۸۰	-۴/۷۵۶۸	-۳/۵۷۹۶
DX ₃	۲	-۰/۲۴۵۹۷	-۵/۷۶۲۵	-۳/۵۷۹۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس جدول شماره‌ی یک کلیه‌ی متغیرهای مورد مطالعه هم انباشته از مرتبه‌ی یک هستند. در مرحله‌ی بعد برای تعیین بردار هم انباشتگی بلند مدت از روش جوهانسن- جوسیلیوس استفاده شده است که اساس آن را یک مدل VAR تشکیل می‌دهد.

یکی از مراحل اصلی در تخمین مدل VAR، انتخاب درجه‌ی بهینه‌ی مدل است. در انتخاب درجه‌ی بهینه‌ی مدل، بسیار مهم است که درجه‌ی بالایی برای آزمون انتخاب شود به گونه‌ای که اطمینان حاصل شود که درجه‌ی بهینه‌ی مدل، از آن مقدار بیشتر نیست. بیشترین مقدار آماره‌های شوارز- بیزین و آکاییک درجه‌ی بهینه‌ی مدل VAR را به دست می‌دهند. لازم به توضیح است که همواره، استفاده از معیار شوارز، باعث انتخاب درجات پایین‌تر نسبت به معیار آکاییک می‌شود. آماره‌ی LL برای آزمون فرضیه برابر P بودن درجه‌ی VAR، در مقابل فرضیه‌ی رقیب کوچک تر و یا مساوی P-1 بودن درجه‌ی VAR، به کار می‌رود. درجه‌ی بهینه‌ی مدل VAR در این تحقیق برابر یک است.

آزمون معنی دار بودن متغیرهای از پیش تعیین شده‌ی موهومی با استفاده از آماره‌ی LL انجام می‌پذیرد. لازم به ذکر است که با استفاده از آماره‌ی LL می‌توان معنادار بودن هر متغیر از پیش تعیین شده‌ای مانند متغیرهای موهومی، روند و یا عرض از مبدأ را بررسی کرد. آماره‌ی LL برای آزمون فرضیه‌ی اعمال قید صفر روی زیرمجموعه‌ی ای از ضرایب متغیرهای از پیش تعیین شده‌ی مدل، نشان می‌دهد که متغیرهای از پیش تعیین شده تأثیر معنی‌داری در مدل دارند.

پس از تعیین درجه‌ی بهینه‌ی VAR و نیز اطمینان از معنی‌دار بودن اثر متغیرهای از پیش تعیین شده بر مدل، برای تعیین رتبه‌ی ماتریس و مشخص کردن تعداد بردارهای همگرا، از آزمون‌های اثر (λ_{trace}) و حداقل مقدار ویژه (λ_{max}) استفاده می‌شود. نتایج حاصل از آزمون‌های مذکور در پنج حالت، به طور خلاصه در جدول شماره‌ی دو ارائه شده است.

جدول شماره‌ی دو - خلاصه‌ی نتایج آزمون رتبه‌ی ماتریس با استفاده از آماره‌های

λ_{\max} و λ_{trace}

حالت پنجم	حالت چهارم	حالت سوم	حالت دوم	حالت اول	H_1	H_0	نوع آزمون
۴۷/۷۹۲۵ (۳۱/۰۰۰۰)	۴۹/۵۷۴۱ (۳۱/۷۹۰۰)	۲۸/۵۳۹۳ (۲۷/۴۲۰۰)	۲۸/۶۵۲۷ (۲۸/۲۷۰۰)	۲۳/۷۷۴۵ (۲۳/۹۲۰۰)	$r=1$	$r=0$	λ_{\max}
۲۵/۴۷۶۱ (۲۴/۳۵۰۰)	۲۸/۵۱۷۶ (۲۵/۴۲۰۰)	۱۶/۴۶۳۶ (۲۱/۱۲۰۰)	۲۳/۵۷۳۱ (۲۲/۰۴۰۰)	۱۲/۰۹۴۰ (۱۷/۶۸۰۰)	$r=2$	$r \leq 1$	
۱۰/۳۹۶۷ (۱۸/۳۳۰۰)	۱۲/۹۸۴۴ (۱۹/۲۲۰۰)	۶/۸۳۹۴ (۱۴/۸۸۰۰)	۸/۷۸۴۴ (۱۵/۸۷۰۰)	۴/۱۲۶۰ (۱۱/۰۳۰۰)	$r=3$	$r \leq 2$	
۰/۲۱۱۰۳ (۱۱/۵۴۰۰)	۶/۷۹۵۶ (۱۲/۳۹۰۰)	۳/۸۶۲۱ (۸/۰۷۰۰)	۳/۸۶۹۴ (۹/۱۶۰۰)	۰/۳۳۱۶۱ (۴/۱۶۰۰)	$r=4$	$r \leq 3$	
۸۳/۸۷۶۲ (۵۸/۹۳۰۰)	۹۷/۸۷۱۸ (۶۳/۰۰۰)	۵۵/۷۰۴۴ (۴۸/۸۸۰۰)	۶۴/۸۷۹۶ (۵۳/۴۸۰۰)	۴۰/۵۲۶۰ (۳۹/۸۱۰۰)	$r \geq 1$	$r=0$	
۳۶/۰۸۳۸ (۳۹/۳۳۰۰)	۴۸/۲۹۷۶ (۴۲/۳۴۰۰)	۲۷/۱۶۵۱ (۳۱/۵۴۰۰)	۳۶/۲۲۶۹ (۳۴/۸۷۰۰)	۱۶/۷۵۱۵ (۲۴/۰۵۰۰)	$r \geq 2$	$r \leq 1$	
۱۰/۶۰۷۷ (۲۳/۸۳۰۰)	۱۹/۷۸۰۰ (۲۵/۷۷۰۰)	۱۰/۷۰۱۵ (۱۷/۸۶۰۰)	۱۲/۶۵۳۸ (۲۰/۱۸۰۰)	۴/۶۵۷۶ (۱۲/۳۶۰۰)	$r \geq 3$	$r \leq 2$	
۰/۲۱۱۰۳ (۱۱/۵۴۰۰)	۶/۷۹۵۶ (۱۲/۳۹۰۰)	۳/۸۶۲۱۰ (۸/۰۷۰۰)	۳/۸۶۹۴ (۹/۱۶۰۰)	۰/۳۳۱۶۱ (۴/۱۶۰۰)	$r=4$	$r \leq 3$	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

اعداد داخل پرانتز مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد هستند.

توجه به این نکته ضروری است که در عمل ممکن است نتایج به دست آمده از دو روش آزمون اثر وحداکثر مقدار ویژه یکسان نباشد. اما بر اساس مطالعات مونت کارلو، آزمون اثر، بعضاً قوی تر از آزمون حداکثر مقدار ویژه است (سهیلی^۱، ۱۳۸۶: ۷۳). شایان ذکر است که بردارهای همگرایی به دست آمده از آزمون‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه صرفاً یک روابط آماری هستند. لذا باید برداری انتخاب شود که توجیه و استدلال اقتصادی داشته باشد و علاوه بر آن از لحظه آماری نیز ضرایب آن معنی دار باشد.

همان‌گونه که از جدول شماره‌ی دو مشخص است، در حالت بدون عرض از مبدأ و روند زمانی (حالت اول) بر اساس آزمون اثر یک بردار و بر اساس آزمون حداکثر مقدار ویژه تعداد صفر بردار به دست می‌آید، لذا نتیجه‌ی آزمون اثر قبول می‌شود. اگر چه بردار

بررسی آثار سرمایه‌گذاری در آموزش عالی بر رشد اقتصادی ۲۷

همگرایی به دست آمده منطبق بر فرضیات اقتصادی است؛ نظر بر این که مدل در این حالت قادر عرض از مبدأ می‌باشد، ضرایب متغیرها بیش از حد تخمین زده می‌شوند. لذا بردار به دست آمده در این حالت قابل قبول نمی‌باشد.

در حالت دارای عرض از مبدأ مقید و بدون روند زمانی (حالت دوم)، هم بر اساس آزمون اثر و هم بر اساس آزمون حداکثر مقدار ویژه تعداد دو بردار به دست می‌آید. در این حالت بردار همگرایی دوم به دست آمده قابل قبول بوده و منطبق بر فرضیات اقتصادی است. در حالت دارای عرض از مبدأ نامقید و بدون روند زمانی (حالت سوم)، هم بر اساس آزمون اثر و هم بر اساس آزمون حداکثر مقدار ویژه تعداد یک بردار به دست می‌آید. در این حالت بردار همگرایی به دست آمده، منطبق بر فرضیات اقتصادی نیست و قابل قبول نمی‌باشد. در مدل دارای عرض از مبدأ نامقید و با روند زمانی مقید (حالت چهارم) و نیز در 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 دو بردار به دست می‌آید. در این دو حالت بردارهای همگرایی به دست آمده، منطبق بر فرضیات اقتصادی نیست و قابل قبول نمی‌باشد.

در قسمت بعدی این تحقیق تأثیر تکانه‌های وسیع بر سیستم بررسی می‌شود. منحنی‌های تأثیر تکانه‌های وسیع بر کل سیستم حاوی اطلاعاتی در خصوص سرعت همگرایی دستگاه به سمت رابطه‌ی تعادلی بلندمدت هستند. به عبارت دیگر، منحنی‌های مذکور، شدت تداوم سرعتی را که با آن عدم تعادل الگو زایل می‌شود، را نشان می‌دهند. مقدار شدت تداوم در زمان صفر، یعنی زمان ایجاد تکانه، برابر واحد قرار می‌گیرد و پس از آن، چنان‌چه رابطه‌ی بلندمدت، میان متغیرهای الگو حاکم باشد، به سمت صفر کاهش می‌یابد. با به دست آوردن تأثیر تکانه‌های وسیع بر کل سیستم برای بردار به دست آمده برای حالت دوم، ملاحظه می‌شود که تکانه‌ی وارد در زمان صفر در افق ۵۰ ساله زایل می‌شود. این مورد بیان کننده‌ی این مطلب است که رابطه‌ی تعادلی بلندمدت میان متغیرهای هر یک از الگوهای فوق الذکر حاکم می‌باشد که این مطلب در نمودار شماره‌ی یک در پیوست نشان داده شده است.

بنابراین می‌توان به مقادیر نرمال شده‌ی بردار به دست آمده، برای ضرایب متغیرها با درجه‌ی اطمینان بالایی اعتماد کرد. بردار همگرایی قابل قبول به دست آمده از اجرای مدل در حالت دوم در جدول شماره‌ی سه منعکس شده‌اند.

جدول شماره‌ی سه – خلاصه‌ی نتایج بردارهای بلندمدت رشد

مدل دارای عرض از مبدأ مفید و بدون روند زمانی (حالت دوم)		نام متغیر
بردار همگرایی نرمالیزه	بردار همگرایی	
-۱/۰۰۰۰	-۰/۳۷۸۳۵	LPCIG
۱۹/۶۳۸۷	۷/۴۳۰۴	X_1
۱۲/۰۵۵۹	۴/۵۶۱۴	X_2
-۰/۲۵۴۶۷	-۰/۰۹۶۳۵۴	X_3
۸/۷۶۳۳	۳/۳۱۵۶	Intercept

مأخذ: یافته‌های تحقیق

می‌توان بر اساس مقادیر نرمال شده‌ی بردار فوق، معادله‌ی زیر را نوشت:

$$LPCIG = 8.7633 + 19.6387 X_1 + 12.0559 X_2 - 0.25467 X_3$$

در بردار به دست آمده با فرض ثابت بودن سایر شرایط، رابطه‌ی میان انباشت سرمایه‌های انسانی و رشد در بلند مدت مثبت و معنی‌دار است. به عبارت دیگر در بلند مدت اگر انباشت سرمایه‌ی انسانی یک واحد افزایش یابد، رشد اقتصادی در ایران را به میزان ۱۹/۶۳۸۷ درصد افزایش خواهد داد. هم چنین در بلند مدت اثر افزایش انباشت سرمایه‌های فیزیکی بر روی رشد اقتصادی ایران مثبت و معنی‌دار و حدود ۱۲/۰۵۵۹ درصد می‌باشد. به عبارت دیگر در بلند مدت اگر انباشت سرمایه‌ی فیزیکی یک واحد افزایش یابد، رشد اقتصادی در ایران را به میزان ۱۲/۰۵۵۹ درصد افزایش خواهد داد و در آخر این که در بلند مدت اثر افزایش بدھی‌های خارجی بر رشد اقتصادی در ایران منفی، معنی‌دار و حدود ۰/۲۵۴۶۷ است. به عبارت دیگر در بلند مدت اگر بدھی خارجی یک واحد افزایش یابد، رشد اقتصادی در ایران را به میزان ۰/۲۵۴۶۷ درصد کاهش خواهد داد.

بررسی آثار سرمایه‌گذاری در آموزش عالی بر رشد اقتصادی ۲۹

نتایج به دست آمده نشانه‌ی این واقعیت هستند که در بلندمدت سرمایه‌ی انسانی و سرمایه‌ی فیزیکی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی ایران داشته و بدھی‌های خارجی تأثیر منفی بر روی رشد اقتصادی ایران دارد. هم چنین این بردار نشان می‌دهد که در بلندمدت سرمایه‌ی انسانی بیشترین تأثیر را بر رشد اقتصادی ایران دارد. البته این تفاسیر با فرض ثابت بودن سایر شرایط صورت می‌گیرد.

عمده‌ترین دلیل شهرت الگوهای تصحیح خطای ECM، آن است که نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهند. وقتی که دو متغیر X و Y هم انباسته‌اند، یک رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین آن‌ها وجود دارد. البته در کوتاه مدت ممکن است عدم تعادل‌هایی وجود داشته باشد. این مدل‌ها در واقع نوعی از مدل‌های تعادل جزئی هستند، که در آن‌ها با وارد کردن پسماند پایا از یک رابطه‌ی بلندمدت، نیروهای مؤثر در کوتاه مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شوند (تشکینی^۱، ۱۳۸۴: ۱۶۲).

ضریب تصحیح خطای در صورتی که با علامت منفی ظاهر شود، نشانه‌ی سرعت تصحیح خطای 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 رابطه‌ی 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 شماره‌ی چهار نشان داده شده است.

جدول شماره‌ی چهار - خلاصه‌ی نتایج مدل تصحیح خطای برداری در حالت دوم

متغیرهای توضیحی	ضریب متغیر	انحراف معیار	آماره‌ی T و (احتمال پذیرش فرضیه‌ی H_0)
Ecm1(-1)	-۰/۳۷۴۰۰	۰/۰۹۷۵۵۸	-۳/۸۳۲۶ (۰/۰۰۱)
X_4	۰/۰۶۵۹۷۰	۰/۰۳۷۶۹۶	۱/۷۵۰۱ (۰/۰۹۰)
X_5	۰/۰۴۵۰۴	۰/۰۵۱۸۸۱	-۴/۶۸۵۸ (۰/۰۰۰)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان طوری که در جدول فوق مشاهده می‌شود، از آن‌جا که وقفه‌ی بهینه‌ی VAR یک می‌باشد؛ بنابراین در مدل تصحیح خطای برداری به دست آمده تفاضل متغیرهای درونزای مستقل، وجود ندارد. هم‌چنین ضریب متغیر (-1) ecm برابر -۰/۳۷۴ می‌باشد که با توجه به آماره‌ی t، با سطح اطمینان بالای ۹۸ درصد، معنی‌دار است. پس رابطه‌ای کوتاه مدت در بین متغیرهای مدل وجود دارد. ضریب عبارت تصحیح خطا -۰/۳۷۴ است که نشان می‌دهد در هر سال $\frac{۳}{۴}$ درصد از عدم تعادل رشد اقتصادی در همان سال اصلاح می‌شود. بنابراین، ضریب عبارت تعديل سرعت بالایی از همگرایی، به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. عبارت تصحیح خطای مدل به شرح زیر است:

$$ecm1 = -0.37835Y + 7.4304 X_1 + 4.5614 X_2 - 0.096354 X_3 + 3.3156$$

۶- نتیجه‌گیری

برای تحلیل رابطه‌ی بلند مدت میان متغیرهای مدل که عبارت از رشد اقتصادی، سرمایه‌ی انسانی، سرمایه‌ی فیزیکی و بدھی‌های خارجی هستند، با استفاده از روش همگرایی پنج مرحله‌ای جوهانسن-جوسلیوس، یک بردار هم انباشتگی قابل قبول به دست می‌آید.

بردار به دست آمده مؤید این مطلب است که در بلند مدت رابطه‌ی میان افزایش انباشت سرمایه‌های انسانی و افزایش انباشت سرمایه‌های فیزیکی بر روی رشد اقتصادی

بررسی آثار سرمایه‌گذاری در آموزش عالی بر رشد اقتصادی.....۳۱

ایران مثبت و معنی‌دار است. به علاوه در بلندمدت اثر افزایش بدھی‌های خارجی بر رشد اقتصادی در ایران منفی و معنی‌دار است. هم چنین این بردار نشان می‌دهد که در بلندمدت سرمایه‌ی انسانی بیشترین تأثیر را بر رشد اقتصادی ایران دارد. البته این تفاسیر با فرض ثابت بودن سایر شرایط صورت می‌گیرد.

در این بردار در کوتاه مدت ضریب $(-1) \text{ ecm}$ منفی بوده و با سطح اطمینان بالای ۹۸ درصد، 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.

شایان ذکر است که با توجه به نتایج مطرح شده در بخش پیشینه‌ی نظری تحقیق، نتایج مطالعات پریچت، بن حبیب، اسپیگل و بیردسال و هم چنین یافته‌های تحقیقات عماد زاده، علوی راد و نصیری، شعار قدس با یافته‌های این تحقیق سازگار است. پیشنهاد می‌شود با سرمایه‌گذاری بیشتر در نیروی انسانی و تربیت افزون‌تر نیروی انسانی، موجبات افزایش عرضه‌ی نیروی کار متخصص و با تحصیلات عالی و هم چنین افزایش محقق و کارآفرین فراهم شود. قطعاً این نیروی کار متخصص و آموزش دیده، می‌تواند از طریق نوآوری‌ها و به کارگیری بهینه‌ی امکانات مادی و مالی کشور موجبات رشد سریع‌تر جامعه را فراهم سازند. البته استفاده از پس اندازهای داخلی برای سرمایه‌گذاری در سرمایه‌ی انسانی و مادی از اولویت بیشتری نسبت به سرمایه‌های خارجی برخوردار است. هم چنین توصیه می‌شود برای سرمایه‌گذاری در سرمایه‌های انسانی و مادی از بدھی‌های خارجی استفاده نشود.

یادداشت‌ها :

- این مدل با الهام از مدل به کار رفته در مطالعه‌ی کازرونی و حریقی در سال ۱۳۸۴ مورد استفاده قرار گرفته است.

منابع و مأخذ:

- 1.Alavirad, Abas, and Nasirizadeh, Hamid, (1376) *study of human relation and economic growth in Iran (statistical analyzing through econometric 1959-1996)*, political economic information magazine 16th years No3-4. (Persian)
- 2.Barro, R.J. (2002) *Education as a Determinant of Economic Growth* in E.P. Laztored, Education in the Twenty First Century, Hoover Institution Press.
3. Ben Habib, J. M.and M. Spiegel, (1994)« The Pole of Human Capital in Economic Development: Evidence from cross – country Data», *Journal of Monetary Economics*, 34
- 4.Birdcall, N. D. R. and R. Sabot, (1993) **Under Investment in Education**, the Pakistan Development Review, 32.
5. Derakhshan Masood, (1374) *Econometric first volume, single equation with classic assumption, first part*, Tehran, first edition (Persian)
- 6.Elmi, (Milla), Zahra, Jamshidnajad, Amir, (1386) «Effect of Education in Economic Growth in Iran during 1971-2003», *Journal of Humanities and Social Sciences*, Especial Issue: Economic, Vol 7, No 26. (Persian)
- 7.Emadzadeh, Mustafa and others, (1380) *Role of human capital in economic growth*, Budget and planning magazine No1-2 Tehran (Persian).
- 8.Funke, M., R. Ruhwedel (2000) *Product Variety and Economic Growth Empirical Evidence for the OECD Countries*, IMF Staff Papers, 48, No. 2.
- 9.Gharabaghian, Mortaza, (1380) *study of resources of economic growth (labor and capital) in the shape of an econometric model*, economic assistance affairs of ministry of economics, Tehran (Persian)
10. Kazeroni, S. Alireza and Harighi, Mohamad Fardin, (1384) *Diversification of trade exchange and its effect on economic growth of Iran*, Quarterly Journal of commercial research, No. 36, Vol. 29-52.
- 11.Komeejani, Akbar, and Meamarnajad, Abas, (1383) *Investigation of significance of manpower and R&D on economic growth of Iran*, quarterly journal of commersial research, No 31, Vol. 1-31.

- 12.Lau, L., Jamison, D., and Louat, F. (1991) *Education and - Productivity in Developing Countries*: An Aggregate Production Function Approach, The World Bank Washington, p.3-42
13. Lucas, R. E. (1988) «on the Mechanics of Economic Development», *Journal of Monetary Economic*, Vol. 22.
- 14.Nilli, Masood, Nafisi, Shahab, (1382) «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 University, No 17, Vol 1-39.
15. Noufrsti, M., (1378) *unit root and co integration in Econometric* institute of cultural services of Rasa first edition (Persian).
16. Pritchett. L. (1996) *Where Has All The Education Gone?*, Policy Research Department, The World Bank, Washington D.C, policy Research Working paper.
- 17.Reblo, S., (1991) *Long – Run policy Analysis and Long Run Growth*, Journal of Political Economy, 99.
- 18.Romer, P. M., (1986)« Increasing Return and Long run Growth», *Journal of Political Economy*.
- 19.Salehi, Mohammad Javad, (1381) «Effects of human capital in economic growth in Iran», *Quarterly Journal of Research and Planning in Higher Education*, No 22&24 (Persian).
- 20.Schultz, T.W., (1961) *Investment in Human Capital*, American Economic Review, Vol.51.
21. Shoar ghods, Fatima (1380) *study of role of human capital on economic growth of Iran during 1976-1996*, M.A Dissertation, Tabriz University (Persian).
- 22.Sohaili, kaiomars, (1386) *Demand model and dynamic approach of demand for energy in Iran*, scientific and economic research journal 7th year 2nd Edition (Persian).
- 23.Taghavi Mehdi, Mohammadi, Hosein, (1382) *Effect of human capital in economic growth in Iran* research Economic Journal Research Institute of Economic Affairs (Persian).
- 24.Tashkini, Ahmad, (1384) *Applied Econometrics with microfit*, institute of art and cultural services of Dibagaran Tehran, first edition, Tehran (Persian).

پیوست

نمودار شماره‌ی یک - تأثیر تکانه‌های وسیع بر سیستم در بردار هم انباشتگی به دست آمده در حالت دوم

