پژوهشنامه‌ی علوم اقتصادی
علمی – پژوهشی
سال ششم، شماره‌ی۱۱، نیمه ی اول۱۳۹۰

بررسی آثار سرمایه‌گذاری درآموزش عالی بر رشد اقتصادی ایران طی دوره‌ی ۱۳۵۰-۱۳۸۴

مجتبی الماسی*
کیومرث سهیلی**
اصغر سپهبان قره بابا**

تاریخ دریافت: ۱۳۸۷/۴/۳۱ تاریخ پذیرش:۱۳۸۸/۱۱/۱۱

چکیده

در این مقاله الگوی مدل‌های رشد درون‌زا برای کمّی سازی ارتباط بین متغیّرهای تأثیرگذار بر رشد اقتصادی مورد استفاده قرار گرفته و با استفاده از روش همگرایی پنج مرحله‌ای یوهانسن برآورد شده است. در مدل رشد درونزای مورد استفاده در این تحقیق، رشد اقتصادی ایران به عنوان متغیّری درون‌زا است که تابعی از سرمایه گذاری در نیروی انسانی، سرمایه گذاری فیزیکی و بدهی‌های خارجی می‌باشد. پیروزی انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی، به عنوان متغیّرهای موهومی دراین مدل لحاظ شده است.

بر اساس روش یوهانسن، 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 روی رشد اقتصادی ایران مثبت و معنی‌دار و اثر افزایش بدهی‌های 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 سرمایه گذاری در نیروی انسانی و سرمایه‌های فیزیکی ضروری است. هم چنین توصیه می‌شود جهت سرمایه گذاری، به جای جذب سرمایه‌های خارجی و وام از خارج از پس اندازهای داخلی استفاده شود.

واژه های کلیدی:
سرمایه‌ی انسانی، رشد اقتصادی، آموزش عالی، مدل تصحیح خطای برداری، همگرایی
طبقه بندی JEL: C32 , O53

---

* نویسنده مسئول - استادیار گروه اقتصاد دانشگاه رازی کرمانشاه
** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه رازی کرمانشاه
** کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه رازی کرمانشاه

Archive of SID
www.SID.ir

۱- مقدمه

اکثر اقتصاددانان 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 تکنولوژی های تولید به عنوان پایه و محور اساسی پیشرفت و رشد اقتصادی معرفی می‌شود. تمرکز کمّی 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[1]، 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 کمّی متغیّر سرمایه ی انسانی در کنار سایر متغیرهای مؤثر بر رشد اقتصادی ایران، مانند سرمایه‌گذاری فیزیکی و بدهی‌های 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 بدهی‌های خارجی، اثر بلند مدت منفی و معنی داری بر رشد اقتصادی ایران دارد.

1-Gharabaghian

Archive of SID

www.SID.ir

۲- مبانی نظری و پژوهش های 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 می انجامد. 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.

رومر[1] 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 توابع متناظر در الگوی سولو است. انباشت سرمایه، بستگی به نرخ پس انداز و نرخ استهلاک سرمایه دارد. هم چنین نیروی کار که مترادف با جمعیت است، دارای رشد نمایی ثابت و برون‌زا است.

در الگوی نئوکلاسیک‌ها، بهره‌وری به طور برون‌زا و با نرخ ثابت رشد می کند. در الگوی رومر نیز در این خصوص از الگوی نئوکلاسیک‌ها تبعیت می شود. 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[2] مدل های مربوط به سولو، آرو 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

Archive of SID

www.SID.ir

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

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

لوکاس نیروی انسانی آموزش دیده را به صورت $H = \mu hN$ تعریف می کند. 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 سرمایه ی 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 h مساوی صفر خواهد شد. در نتیجه انباشت سرمایه ی انسانی صورت نمی‌گیرد.

ربلو[1] 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 برون‌زا رشد کند.

1-S. Reblo, 1991

Archive of SID

www.SID.ir

در« نظریه‌ی رشد نوین»[1] و یا « نظریه‌ی رشد درون‌زا»[2] نرخ رشد تولید ناخالص ملی به وسیله‌ی نظام‌هایی از درون سیستم و فرایند تولید تعیین می‌شود و تکنولوژی امری درون‌زاست که با متغیّرهایی مانند تصمیمات انسانی، سرمایه‌ی انسانی و حمایت‌های دولتی، افزایش می یابد. درنظریه‌ی رشد درون‌زا، پیشرفت فنی به معنی بهبود در بهره‌وری، ابداعات، تنوع تولید، سرمایه‌ی انسانی، زیرساخت‌ها، تحقیق و توسعه تعبیر می شود. 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 می برند؛ که به آن مدل رشد «تا حدی درون‌زا »[3] 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 درمدل درنظر گرفته نمی‌شود.

۳- پیشینه‌ی تحقیق

مطالعات و تحقیقات بسیاری در مورد شاخص‌های کلان و تأثیر آن ها 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 می گیرد.

۳-۱- مروری بر برخی از مطالعات خارجی

نتایج تحقیقات بارو [4] برای صد کشور در دوره‌ی سال های ۱۹۶۰-۱۹۹۰ نشان می‌دهد که سال های 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

Archive of SID

www.SID.ir

از کمیّت 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 کرده‌اند 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 بیردسل[۳]، آشکار می کند که اگر نرخ ثبت نام مدارس ابتدایی کشور پاکستان در سال ۱۹۹۳به 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 می داند.

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

Archive of SID

www.SID.ir

۳-۲- مروری بر برخی از مطالعات داخلی

مهدی تقوی و حسین محمدی در سال ۱۳۸۲ به بررسی تأثیر سرمایه‌ی انسانی بر رشد اقتصادی در ایران طی دوره‌ی ۱۳۳۸-۱۳۸۱پرداخته 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 ناخالص داخلی داشته است (تقوی و محمدی[1]، 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 مراتب پایین‌تری بر رشد اقتصادی داشته است. او هم چنین نتیجه‌گیری می‌کند که رشد اقتصادی ایران بر محور نیروی انسانی است تا سرمایه‌ی فیزیکی و وجود جنگ بر رشد اقتصادی ایران تأثیر منفی و واقعی گذاشته است(شعار قدس[2]، ۱۳۸۰).

زهرا (میلا) علمی و امیر جمشید نژاد اثر آموزش بر رشد اقتصادی ایران در سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۸۲ را بررسی کرده‌اند. آنان برای نشان دادن اثر آموزش بر رشد اقتصادی ایران در بعد نظری از مدل لوکاس استفاده کرده و در مطالعه‌ی کاربردی، از میانگین سال های 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[3]، ۱۳۸۶).

عباس علوی‌راد و حمید رضا نصیری زاده 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

Archive of SID

www.SID.ir

خود رابطه‌ی علّی میان رشد اقتصادی و سرمایه‌ی انسانی از طریق آزمون علّی گرانجر به منظور تعیین جهت و نوع رابطـه‌ی مـذکور در اقتـصاد ایـران را بررسـی کـرده و نتیجـه گرفته‌اند که ابتدا سرمایه‌گذاری در آموزش نیروی انـسانی و تـشکیل سـرمایه‌ی انـسانی صورت گرفته و بعد رشد اقتصادی و توسعه حاصل شده اسـت(علـوی راد و نـصیر زاده[1]، ۱۳۷۶).

مصطفی عماد زاده، رحمان خوش اخلاق و مسعود صادقی در سال ۱۳۷۹ مطالعـه‌ای در مورد نقش سرمایه‌ی انسانی در رشد اقتصادی انجام داده‌اند. ایـشان بـا بـه کـارگیری مدل ارائه شده توسط جیمـز ریمـو (۱۹۹۵) سـعی کردنـد تـا سـهم مخـارج آمـوزش و تحصیلات نیروی کار در تولید ناخالص داخلی را برآورد نمایند. ضریب‌های بـرآوردی کـه کشش‌ها را نشان می‌دادند، همگی دارای آماره‌های t معنی دار بوده‌اند. به طوری که یک درصد افزایش در تعداد نیروی شاغل متخصص به ۰/۵۵ درصد افزایش در تولید ناخـالص داخلی منجر شده و بدین ترتیب مهم ترین عامل مؤثر در تولید به شمار آمده است. یک درصد افزایش عوامل سرمایه‌ی فیزیکی به افزایش ۰/۳۵ درصد در تولید ناخالص داخلـی منجر شده است، و یک درصد افزایش در نیروی کـار غیـر متخـصص بـه ۰/۳۲ درصـد افزایش تولید ناخالص داخلی انجامیده است(عمادزاده، خوش اخلاق و صادقی[2]، ۱۳۷۹) .

محمد جواد صالحی در سال ۱۳۸۱ در مقاله‌ای تحت عنوان اثرات سـرمایه‌ی انـسانی بر رشد اقتصادی ایران، بعد کلان سـرمایه‌ی انـسانی را مـورد توجـه قـرار داده و نتیجـه گرفته است که متغیّرهای سرمایه‌ی انسانی(نرخ ثبت نام در مقاطع مختلـف، سـال هـای تحصیل و مخارج آموزشی) تأثیر مثبت و معنـی داری بـر رشـد اقتـصادی ایـران داشـته است. در عین حال، تأثیر متغیّرهای یاد شده باهم دیگر متفاوت هستند. در ضمن سـهم نیروی انسانی متخصص در رشد بخش‌های کـشاورزی، صـنعت و خـدمات نیـز مثبـت و معنی دار می‌باشند(صالحی[3]، ۱۳۸۱).

سید علیرضا کازرونی و محمد فردین حریقی در سال ۱۳۸۴ در مقاله‌ای تحت عنـوان متنوع سازی تجاری و تأثیر آن بر رشد اقتصادی در ایران با اسـتفاده از مـدل «رشـد تـا حدی درون‌زا» نتیجه‌گیـری کردنـد کـه تـأثیر گـذاری متغیّرهـای سـرمایه‌ی انـسانی و

1- Alavirad and Nasirizadeh
2- Emadzadeh, khoshakhlagh and sadeghi
3- Salehi

Archive of SID

www.SID.ir

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 [1]، ۱۳۸۴، ص ۳۰-۲۹).

اکبر کمیجانی و عباس معمارنژاد در سال ۱۳۸۳ به بررسی اهمیت کیفیت نیروی انسانی و تحقیق و توسعه در رشد اقتصادی ایران در دوره‌ی ۱۳۳۸-۱۳۷۸ پرداخته و نتیجه گرفتند که هم در بلند مدت و هم در کوتاه مدت، متغیّر سرمایه‌ی انسانی بر رشد اقتصادی ایران تأثیر مثبت و معنی داری دارد(کمیجانی و معمارنژاد[2]، 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[3]، ۱۳۸۲).

۴- تشریح مدل و معرفی متغیّرها

از نیمه‌ی دوم قرن بیستم نظریات مکتب نئوکلاسیک‌ها و به ویژه سولو درخصوص تبیین عوامل اساسی رشد اقتصادی در جهان و کشورهای مختلف به کارگرفته می شود. 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» درعرصه‌ی پژوهش های اقتصادی وارد گردید. این نظریه نرخ رشد تولید ناخالص ملی را با نظام‌هایی از درون سیستم و فرایند تولید تعیین می‌کند و تکنولوژی را امری درون‌زا می‌داند که توسط متغیّرهایی 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،

1- Kazeroni and Harighi
2- Komeejani and Meamarnajad,
3-Nilli and Nafisi

Archive of SID

www.SID.ir

زیرساخت‌ها، تحقیق و توسعه تعبیر می شود. 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 » گفته می‌شود.

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

در این مطالعه از رابطه ی زیر برای سنجش تأثیر متغیّرها با روش همگرایی بلندمدت جوهانسن استفاده خواهد شد.[۱]

$$PCIG = e^{\beta_0+\beta_1 \cdot X_1+\beta_2 \cdot X_2+\beta_3 \cdot X_3+\beta_4 \cdot X_4+\beta_5 \cdot X_5+u_t} \quad (۱)$$

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

$$LPCIG = \beta_\circ + \beta_1 \cdot X_1 + \beta_2 \cdot X_2 + \beta_3 \cdot X_3 + \beta_4 \cdot X_4 + \beta_5 \cdot X_5 + u_t \quad (۲)$$

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

$PCIG = \left(\frac{GNP_R}{POP}\right)$: تولید ناخالص ملی سرانه‌ی واقعی به قیمت های سال پایه‌ی ۱۳۷۶

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

$X_1 = (\frac{SE}{LF})$: نسبت تعداد کل دانشجویان دانشگاه ها (دولتی ، آزاد ، تربیت معلم) بر کل جمعیت شاغل

LF: تعداد کل جمعیت شاغل (نفر)

POP: تعداد کل جمعیت (نفر)

$X_2 = \frac{IG}{GNP_R}$: نسبت سرمایه‌ی ثابت ناخالص واقعی بر تولید ناخالص ملی واقعی به قیمت های ثابت سال ۱۳۷۶

Archive of SID

www.SID.ir

$X_3 = \frac{ED}{GNP_R}$: نسبت بدهی خارجی دولت بر تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ (میلیارد ریال)

$X_4 = DU_{57}$: متغیّر مجازی، انقلاب اسلامی ایران در سال ۱۳۵۷ است که کمیت آن برای سال های قبل از انقلاب صفر و برای سال‌های بعد از انقلاب یک می‌باشد.

$X_5 = DU_{59-67}$: متغیّر موهومی جنگ تحمیلی است که در سال‌های ۱۳۵۹-۱۳۶۷ عدد صفر و برای بقیه‌ی سال‌ها عدد یک را می گیرد.

LPCIG: لگاریتم تولید ناخالص ملی واقعی سرانه نسبت به سال پایه‌ی ۱۳۷۶ است.

متذکرمی شوند که درمدل طراحی شده، فقط تولید ناخالص ملی واقعی سرانه لگاریتمی است که تغییرات آن بیان کننده‌ی 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 متغیّرهای 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 متغیّرهای سری زمانی خصوصیات آماری سری از قبیل میانگین و واریانس، تابعی از زمان می‌باشند؛ یعنی متغیّرها 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 متغیّرهای 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.

Archive of SID

www.SID.ir

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 متغیّرهای پایا، مورد استفاده قرار می‌گیرد، روش آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته است. مهم ترین بخش انجام آزمونADF انتخاب طول وقفه‌ی بهینه است که در آن جملات پسماند حائز خاصیت عدم خودهمبستگی سریالی هستند. برای انتخاب طول وقفه‌ی بهینه، چهار معیار آکاییک(AIC)، حنان- کویین (HQC)، شوارز بیزین(SBC) و حد اکثر راست نمایی (LL)، ارائه شده است. مقدار پیشینه‌ی هر یک از این معیارها نشانه‌ی طول وقفه‌ی بهینه است. در نمونه‌هایی با حجم مشاهدات کمتراز 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 شماره ی یک) برای متغیّرهای مدل گویای آن است که تمامی متغیّرها در سطح، ناپایا و در تفاضل مرتبه ی اول پایا هستند.

جدول شماره‌ی یک - آزمون ریشه‌ی واحد دیکی فولرتعمیم یافته متغیّرهای مورد مطالعه

نام متغیّر	مدل با عرض از مبدأ و بدون روند			مدل دارای عرض از مبدأ و روند		
	طول وقفه‌ی بهینه	آماره‌ی محاسبه شده	کمیت بحرانی جدول	طول وقفه‌ی بهینه	آماره‌ی محاسبه شده	کمیت بحرانی جدول
Y	۰	-۰/۲۱۸۳۲	-۲/۹۶۶۵	۰	-۱/۹۲۲۰	-۳/ ۵۷۳۱
X_1	۰	۰/۶۶۴۱۴	-۲/۹۶۶۵	۰	-۲/۱۸۷۹	-۳/ ۵۷۳۱
X_2	۰	-۲/۲۲۹۵	-۲/ ۹۶۶۵	۰	-۱/۴۸۰۹	-۳/ ۵۷۳
X_3	۳	۲/۴۹۲۷	-۲/۹۶۶۵	۰	۰/۷۹۴۴	-۳/ ۵۷۳۱
DY	۰	-۵/۳۶۸۲	-۲/۹۷۰۶	۰	-۶/۶۲۹۲	-۳/۵۷۹۶
DX_1	۰	-۴/۵۸۶۰	-۲/۹۷۰۶	۰	-۵/۱۰۷۵	-۳/۵۷۹۶
DX_2	۰	-۴/۲۲۸۰	-۲/۹۷۰۶	۰	-۴/۷۵۶۸	-۳/۵۷۹۶
DX_3	۲	-۰/۲۴۵۹۷	-۲/۹۷۰۶	۰	-۵/۷۶۲۵	-۳/۵۷۹۶

مأخذ: یافته های تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

بر اساس جدول شماره‌ی یک کلیه‌ی متغیّرهای 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 مدلVAR را به دست می‌دهند. لازم به توضیح است که همواره، استفاده از معیار شوارز، باعث انتخاب درجات پایین‌تر نسبت به معیار آکاییک می شود. 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 می رود. درجه ی بهینه‌ی مدل VAR در این تحقیق برابر یک است.

آزمون معنی داربودن متغیّرهای ازپیش تعیین شده‌ی موهومی با استفاده از آماره‌ی LL انجام می پذیرد. لازم به ذکر است که با استفاده از آماره‌ی LL می توان معنادار بودن هر متغیّر از پیش تعیین شده ای مانند متغیّرهای موهومی، روند و یا عرض از مبدأ را بررسی کرد. آماره‌ی LL برای آزمون فرضیه‌ی اعمال قید صفر روی زیرمجموعه ای از ضرایب متغیّرهای از پیش تعیین شده‌ی مدل، نشان می‌دهد که متغیّرهای از پیش تعیین شده تأثیر معنی‌داری در مدل دارند.

پس از تعیین درجه‌ی بهینه‌ی VAR و نیز اطمینان از معنی‌دار بودن اثر متغیّرهای از پیش تعیین شده بر مدل، برای تعیین رتبه‌ی ماتریس و مشخص کردن تعداد بردارهای همگرا، از آزمون های اثر (λ_{trace}) و حداکثر مقدار ویژه $(\lambda_{\max})$ استفاده می شود. نتایج حاصل از آزمون های مذکور در پنج حالت، به طور خلاصه در جدول شماره‌ی دو ارائه شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول شماره‌ی دو - خلاصه ی نتایج آزمون رتبه‌ی ماتریس با استفاده از آ ماره های $\lambda_{\max}$ و λ_{trace}

نوع آزمون	H_0	H_1	حالت اول	حالت دوم	حالت سوم	حالت چهارم	حالت پنجم
$\lambda_{\max}$	$r=0$	$r=1$	۲۳/۷۷۴۵ (۲۳/۹۲۰۰)	۲۸/۶۵۲۷ (۲۸/۲۷۰۰)	۲۸/۵۳۹۳ (۲۷/۴۲۰۰)	۴۹/۵۷۴۱ (۳۱/۷۹۰۰)	۴۷/۷۹۲۵ (۳۱/۰۰۰۰)
	$r\leq 1$	$r=2$	۱۲/۰۹۴۰ (۱۷/۶۸۰۰)	۲۳/۵۷۳۱ (۲۲/۰۴۰۰)	۱۶/۴۶۳۶ (۲۱/۱۲۰۰)	۲۸/۵۱۷۶ (۲۵/۴۲۰۰)	۲۵/۴۷۶۱ (۲۴/۳۵۰۰)
	$r\leq 2$	$r=3$	۴/۳۲۶۰ (۱۱/۰۳۰۰)	۸/۷۸۴۴ (۱۵/۸۷۰۰)	۶/۸۳۹۴ (۱۴/۸۸۰۰)	۱۲/۹۸۴۴ (۱۹/۲۲۰۰)	۱۰/۳۹۶۷ (۱۸/۳۳۰۰)
	$r\leq 3$	$r=4$	۰/۳۳۱۶۱ (۴/۱۶۰۰)	۳/۸۶۹۴ (۹/۱۶۰۰)	۳/۸۶۲۱ (۸/۰۷۰۰)	۶/۷۹۵۶ (۱۲/۳۹۰۰)	۰/۲۱۱۰۳ (۱۱/۵۴۰۰)
λ_{trace}	$r=0$	$r\geq 1$	۴۰/۵۲۶۰ (۳۹/۸۱۰۰)	۶۴/۸۷۹۶ (۵۳/۴۸۰۰)	۵۵/۷۰۴۴ (۴۸/۸۸۰۰)	۹۷/۸۷۱۸ (۶۳/۰۰۰)	۸۳/۸۷۶۲ (۵۸/۹۳۰۰)
	$r\leq 1$	$r\geq 2$	۱۶/۷۵۱۵ (۲۴/۰۵۰۰)	۳۶/۲۲۶۹ (۳۴/۸۷۰۰)	۲۷/۱۶۵۱ (۳۱/۵۴۰۰)	۴۸/۲۹۷۶ (۴۲/۳۴۰۰)	۳۶/۰۸۳۸ (۳۹/۳۳۰۰)
	$r\leq 2$	$r\geq 3$	۴/۶۵۷۶ (۱۲/۳۶۰۰)	۱۲/۶۵۳۸ (۲۰/۱۸۰۰)	۱۰/۷۰۱۵ (۱۷/۸۶۰۰)	۱۹/۷۸۰۰ (۲۵/۷۷۰۰)	۱۰/۶۰۷۷ (۲۳/۸۳۰۰)
	$r\leq 3$	$r=4$	۰/۳۳۱۶۱ (۴/۱۶۰۰)	۳/۸۶۹۴ (۹/۱۶۰۰)	۳/۸۶۲۱۰ (۸/۰۷۰۰)	۶/۷۹۵۶ (۱۲/۳۹۰۰)	۰/۲۱۱۰۳ (۱۱/۵۴۰۰)

مأخذ: یافته های 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[1]، 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 لحاظ آماری نیز ضرایب آن معنی‌دار باشد.

همان گونه 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

1- Sohaili

Archive of SID

www.SID.ir

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

درحالت 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 می آید. 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، شدّت تداوم سرعتی را که با آن عدم تعادل الگو زایل می‌شود، را نشان می‌دهند. مقدار شدّت تداوم در زمان صفر، یعنی زمان ایجاد تکانه، برابر واحد قرار می‌گیرد و پس از آن، چنان چه رابطه‌ی بلندمدت، میان متغیّرهای 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 وارده در زمان صفر در افق ۵۰ ساله زایل می‌شود. این مورد بیان کننده‌ی این مطلب است که رابطه ی تعادلی بلندمدت میان متغیّرهای هر یک از الگوهای فوق الذکر حاکم می باشد که این مطلب در نمودار شماره‌ی یک در پیوست نشان داده شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

بنابراین می‌توان به مقادیر نرمال شده‌ی بردار به دست آمده، برای ضرایب متغیّرها با درجه ی اطمینان بالایی اعتماد کرد. بردار همگرایی قابل قبول به دست آمده از اجرای مدل در حالت دوم در جدول شماره‌ی سه منعکس شده اند.

جدول شماره‌ی سه – خلاصه‌ی نتایج بردارهای بلندمدت رشد

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

مأخذ: یافته های 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 سرمایه-های 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 ۱۲/۰۵۵۹درصد 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 بدهی‌های خارجی بر رشد اقتصادی در ایران منفی، معنی‌دار و حدود۰/۲۵۴۶۷ است. به عبارت دیگر در بلندمدت اگر بدهی خارجی یک واحد افزایش یابد، رشد اقتصادی در ایران را به میزان۰/۲۵۴۶۷درصد کاهش خواهد داد.

Archive of SID

www.SID.ir

نتایج به دست آمده نشانه‌ی این واقعیت هستند که در بلندمدت سرمایه‌ی انسانی و سرمایه‌ی فیزیکی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی ایران داشته و بدهی‌های 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 می گیرد.

عمده‌ترین دلیل شهرت الگوهای تصحیح خطا (ECM)، آن است که نوسانات کوتاه مدت متغیّرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آن ها ارتباط می دهند. وقتی که دو متغیّر X_t و Y_t هم انباشته‌اند، یک رابطه ی تعادلی بلندمدت بین آن ها 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[1]، ۱۳۸۴ : ۱۶۲).

ضریب تصحیح خطا، در صورتی که با علامت منفی ظاهر شود، نشانه ی سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود. این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیّر وابسته تعدیل 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.

1- Tashkini

Archive of SID

www.SID.ir

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

متغیّرهای توضیحی	ضریب متغیّر	انحراف معیار	آماره‌ی T و (احتمال پذیرش فرضیه‌ی H_0)
Ecm1(-1)	-۰/۳۷۴۰۰	۰/۰۹۷۵۵۸	-۳/۸۳۳۶ (۰/۰۰۱)
X_4	۰/۰۶۵۹۷۰	۰/۰۳۷۶۹۶	۱/۷۵۰۱ (۰/۰۹۰)
X_5	۰/۰۴۵۰۴	۰/۰۵۱۸۸۱	-۴/۶۸۵۸ (۰/۰۰۰)

مأخذ: یافته های 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 متغیّرهای درونزای مستقل، وجود ندارد. هم چنین ضریب متغیّر ecm (-1) برابر ۰/۳۷۴- می‌باشد که با توجه به آماره‌ی t، با سطح اطمینان بالای ۹۸ درصد، معنی‌دار است. پس رابطه‌ای کوتاه مدت در بین متغیّرهای مدل وجود دارد. ضریب عبارت تصحیح خطا ۰/۳۷۴- است که نشان می دهد در هر سال ۳۷/۴ درصد از عدم تعادل رشد اقتصادی در همان سال اصلاح می‌شود. بنابراین، ضریب عبارت تعدیل 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- نتیجه گیری

برای تحلیل رابطه‌ی بلند مدت میان متغیّرهای مدل که عبارت از رشد اقتصادی، سرمایه‌ی انسانی، سرمایه‌ی فیزیکی و بدهی‌های خارجی هستند، با استفاده از روش همگرایی پنج مرحله‌ای جوهانسن-جوسیلیوس، 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

Archive of SID

www.SID.ir

ایران مثبت و معنی‌دار است. به علاوه در بلندمدت اثر افزایش بدهی‌های خارجی بر رشد اقتصادی در ایران منفی و معنی‌دار است. هم چنین این بردار نشان می دهد 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 ecm(-1) منفی بوده و با سطح اطمینان بالای ۹۸ درصد، معنی‌دار است. بنابراین رابطه‌ای کوتاه مدت در بین متغیّرهای مدل وجود دارد. ضریب جزء تصحیح خطا، 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 سرمایه گذاری 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 سریع-تر جامعه را فراهم سازند. البته استفاده از پس اندازهای داخلی برای سرمایه گذاری در سرمایه‌ی انسانی و مادی از اولویت بیشتری نسبت به سرمایه‌های خارجی برخوردار است. هم چنین توصیه می‌شود برای سرمایه گذاری در سرمایه‌های انسانی و مادی از بدهی‌های خارجی استفاده نشود.

یادداشت ها :

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

Archive of SID

www.SID.ir

منابع و مآخذ:

1.Alavirad, Abas, and Nasirizadeh, Hamid, (1376) ***study of human relation and economic growth in Iran (statistical analyzing through econometric1959-1996***, 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.

Archive of SID

www.SID.ir

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).

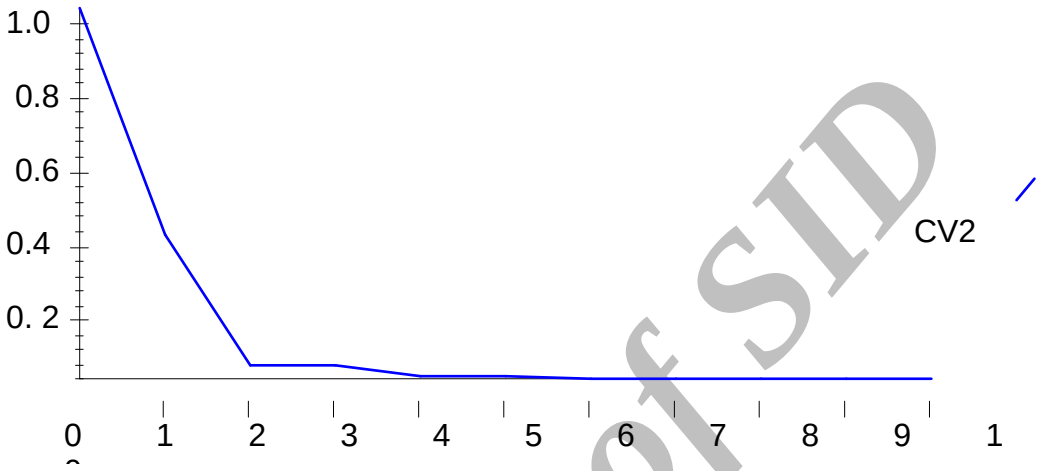
24.Tashkini, Ahmad, (1384) ***Applied Econometrics with microfit***, institute of art and cultural services of Dibagaran Tehran, first edition, Tehran (Persian).

Archive of SID

www.SID.ir

پیوست

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



Archive of SID

www.SID.ir