فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ـ سال نهم ـ شماره چهارم ـ زمستان ۱۳۸۸ ـ صفحات ۴۰-۲۳

بررسی تأثیر به کارگیری دانش آموختگان آموزش عالی بر رشد اقتصادی ایران

مجتبی الماسی[۱]
کیومرث سهیلی[۲]
اصغر سپهبان قره بابا[۳]

تاریخ دریافت:۸۷/۵/۳۰ **تاریخ پذیرش:۸۸/۲/۲۷**

چکیده

عوامل متعددی بر رشد اقتصادی یک کشور موثر هستند. بر اساس نظریه های ارائه شده توسط اقتصاددانان، مدل های مختلفی برای کمی سازی ارتباط بین متغیرهای تأثیرگذار بر رشد اقتصادی طراحی شده است. یکی از این الگوها مدل های رشد درون زا می‌باشند که در این تحقیق مورد استفاده قرار می گیرند. در مدل رشد درونزای مورد استفاده در این تحقیق، رشد اقتصادی ایران به عنوان یک متغیر درونزا معرفی گردیده که تابعی از سرمایه گذاری در نیروی انسانی، سرمایه گذاری فیزیکی و بدهی های خارجی است. پیروزی انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی، به عنوان متغیرهای موهومی دراین مدل لحاظ شده است. مدل طراحی شده در این مقاله با استفاده از روش پنج مرحله ای یوهانسن برآورد شده است.

نتایج حاصله از به کار گیری این مدل گویای آن است که در بلندمدت تأثیرپذیری متغیر رشد از متغیر سرمایهٔ انسانی به مراتب بیشتر از سرمایهٔ فیزیکی است. جهت دستیابی به یک نرخ رشد اقتصادی بالا پیشنهاد می شود سرمایه گذاری در نیروی انسانی شدیداً توسعه یابد. علاوه بر آن لازم است که سرمایه گذاری در سرمایه های فیزیکی نیز گسترش پیدا کند. همچنین توصیه می شود جهت سرمایه گذاری در سرمایه های فیزیکی به جای جذب سرمایه های خارجی و دریافت وام از خارج، از پس اندازهای داخلی استفاده شود.

واژگان کلیدی: رشد اقتصادی، سرمایهٔ انسانی، آموزش عالی، همگرایی، تصحیح خطای برداری.
طبقه بندی JEL: C32 , O53

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

---

۱. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه رازی کرمانشاه
۲. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه رازی کرمانشاه
۳. کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه رازی

۱- مقدمه

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 منجر می گردد. اکثر اقتصادانان بر تشکیل سرمایه فیزیکی و سرمایهٔ انسانی به عنوان عامل اصلی تعیین کنندهٔ رشد و توسعهٔ اقتصادی تأکید دارند. در نظریه های جدید رشد نیز بر نقش سرمایه انسانی بر روی رشد اقتصادی تأکید بیشتری می شود و نیروی انسانی آموزش دیده و اندیشه و تفکر او در توسعه و گسترش تکنولوژی تولید به عنوان پایه و محور اساسی پیشرفت و رشد اقتصادی معرفی می‌گردد.

تمرکز کمی سرمایه شامل شکل گیری واحد های صنعتی و ماشین آلات و تمرکز کیفی سرمایه به صورت برخورداری از خدمات مطلوب تر آموزش و بهداشت و ارتقاء سطح علم و مهارت، نقش اساسی در رشد و توسعه جامعه ایفا می نمایند. اصولاً پیشرفت یک کشور، تا آنجا 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 روش های مدرن، به دنبال افکار نوین و مدرن به وجود خواهند آمد (قره باغیان، ۹۱:۱۳۷۳).

منشأ شکل گیری این افکار نوین و مدرن نیز غالباً تحصیلات عالیه هستند و به همین جهت آموزش عالی هر کشور نقش محوری و اساسی در فراهم آوردن بستر مناسب برای رشد اقتصادی آن کشور ایفا می کند. به همین جهت در این تحقیق سعی می شود با استفاده از مدل های دینامیک اقتصادسنجی، تأثیر این متغیر در کنار سایر متغیرهای مؤثر بر رشد به طور کمی تعیین گردد.

۲- مروری بر ادبیات تحقیق

مطالعات پریچت (Pritchett, 1996) ، بن حبیب و اسپیجل (Ben Habib & Spiegel, 1994)، نشان داده اند که رابطه ای مثبت، بین سرمایهٔ انسانی و رشد وجود دارد. این مطالعات مشخص کرده اند که کشورهایی که از نظر سرمایهٔ انسانیِ با تجربه و ماهر غنی تر بوده اند و تمایل به اختراع کالاهای جدید داشته اند، نرخ رشد سریع‌تری را تجربه کرده اند.

بارو و بیکر (Barrow and Baker, 1989)، در مطالعه خود نتیجه گرفتند که افزایش نسبت ثبت نام مدارس ابتدائی به نیروی کار به عنوان جانشینی برای ذخیرهٔ سرمایهٔ انسانی، منجر به رشد اقتصادی بالاتر در پاکستان شده است. بردکال (Birdcall, 1993)، نیز نشان داده است که تأثیر افزایش نرخ ثبت نام در مدارس راهنمائی، دبیرستان و دانشگاه ها به کل نیروی کار شاغل، در دو کشور اندونزی و پاکستان بر افزایش نرخ رشد اقتصادی معنی دار بوده است. مصطفی

عماد زاده و همکاران (۱۳۷۹)، مطالعه ای در مورد نقش سرمایهٔ انسانی در رشد اقتصادی انجام داده اند و نتیجه گرفته اند که هر کشوری برای دستیابی به هدف رشد اقتصادی سریع، علاوه بر سرمایه فیزیکی، نیاز به سرمایهٔ انسانی دارد. در این میان آموزش عالی معرف مهمترین نوع سرمایهٔ انسانی بوده که با ارتقای مهارت ها و دانش و توان حرفه ای و مدیریتی می تواند کمک زیادی برای دستیابی به رشد اقتصادی نماید. در مطالعه ای که عباس علوی راد و حمیدرضا نصیری(۱۳۸۰)، انجام داده اند، به بررسی رابطهٔ سرمایهٔ انسانی و رشد اقتصادی پرداخته و تصریح کرده اند که دربرخی کشورها، ابتدا سرمایه گذاری در آموزش نیروی انسانی و تشکیل سرمایهٔ انسانی صورت گرفته و بعد رشد اقتصادی و توسعه حاصل شده است. شعار قدس(۱۳۸۰)، سرمایهٔ انسانی را به عنوان مهمترین عامل در رشد اقتصادی و توسعهٔ جوامع شناخته است.

۳- مبانی نظری رابطهٔ شاخص نیروی انسانی و رشد اقتصادی

از دیدگاه نظریهٔ کلاسیک، انباشت سرمایه کلید توسعهٔ اقتصادی است. در مدل های رشد نئوکلاسیک، سرمایه و نیروی کار از مهمترین عوامل موثر بر رشد اقتصادی هستند.

رومر (Romer, 1986) در تابع تولیدی که در الگوی خود معرفی کرده است، چگونگی ترکیب ذخیرهٔ سرمایه و نیروی کار برای تولید محصول با استفاده از ذخیرهٔ اندیشه ها را به شکل $Y = K^{\alpha}(A\,L_Y)^{1-\alpha}$ ارائه می کند. در این تابع تولید، برای یک سطح معین فناوری، بازده نسبت به مقیاس برای K و L_Y ثابت است. توابع انباشت برای سرمایه و کار در اینجا، شبیه توابع متناظر در الگوی سولو است. انباشت سرمایه، بستگی به نرخ پس‌انداز و نرخ استهلاک سرمایه دارد. همچنین نیروی کار که مترادف با جمعیت است، دارای رشد نمایی است که ثابت و برونزا است.

در الگوی نئوکلاسیک، بهره‌وری به طور برونزا و با نرخ ثابت، رشد می نماید. در الگوی رومر نیز در این خصوص از الگوی نئوکلاسیک تبعیت می شود. اما با فرض اینکه تولید سرانه، نسبت سرمایه به کار و ذخیرهٔ اندیشه ها در طول مسیر رشد متوازن، از نرخ رشد یکسانی برخوردار هستند ، لذا اگر توسعه فناوری در الگو وجود نداشته باشد، رشدی نیز وجود نخواهد داشت. بنابراین در یک الگوی اساسی و جدیدتر نسبت به الگوی نئوکلاسیک و رومر، توسعهٔ فناوری نیز وارد مدل می گردد که در نهایت بستگی به نرخ رشد جمعیت دارد. بنابراین در نظریه های جدید رشد، نیروی انسانی آموزش دیده و اندیشه و تفکر بشری در توسعه و گسترش محصولات و تکنولوژی های جدید، نقش حائز اهمیتی ایفا می کند.

لوکاس (Lucas, 1988)، مدل های مربوط به سولو، ارو و غیره را مورد بررسی قرار داد و به رابطه ای بین تولید کل، مدل رشد سولو و ایده ای که سطح سرمایهٔ انسانی به طور مستقیم در تولید مؤثر است، دست یافت. تابع تولید مدل لوکاس به صورت زیر است:

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

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

لوکاس نیروی انسانی آموزش دیده را به صورت $H = \mu hN$ تعریف می کند. در این رابطه μ بیانگر اوقات فراغت، h نشان دهنده سرمایهٔ انسانی و N نیز نیروی کار ساده می باشد. لذا تابع تولید لوکاس به صورت $Y = A\ K^{\alpha}\ (\mu\ h\ n)^{1-\alpha}$ است. نظر به اینکه سرمایهٔ فیزیکی و سرمایهٔ انسانی انباشت می شوند، لذا رشد اقتصادی به انباشت سرمایهٔ 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 می کند، با توجه به محدودیت های موجود اگر $\mu = 1$ باشد، یعنی کل اوقات غیرفراغت به کار تخصیص یابد، در آن صورت $\dot{h}$ مساوی صفر خواهد شد. در نتیجه انباشت سرمایهٔ انسانی صورت نمی گیرد.

ربلو (Reblo, 1990)، مدل رشدی را به صورت $Y = AK$ ارائه نمود که امروزه به مدل AK مشهور است. یکی از خصوصیا ت مهم این مدل، درونزا بودن آن است. یعنی مقدار K در داخل مدل تعیین می شود. از خصوصیات مهم دیگر آن، برخوردار از بازدهی ثابت نسبت به مقیاس است. متوسط بهره وری نهایی در این تابع برابر A می باشد. با توجه به اینکه در مدل رشد ربلو سرمایهٔ فیزیکی و انسانی یکجا انباشته می شوند، لذا حداکثر کردن مطلوبیت یا رسیدن به مسیر بهینهٔ رشد، با توجه به قید انباشت سرمایهٔ مرکب صورت می پذیرد. یکی دیگر از نتایج کلیدی الگوی رشد AK این است که نرخ رشد اقتصاد تابع فزایندهٔ نرخ سرمایه گذاری است. بنابراین، آن دسته از سیاست های دولت که نرخ رشد سرمایه گذاری را در اقتصاد به طور پیوسته افزایش دهند، نرخ رشد اقتصاد را بطور دائمی افزایش خواهند داد. به این ترتیب الگوی رشد AK، رشد درونزا را به وجود می آورد. یعنی برای به دست آوردن رشد سرانه، نیازی به این فرض نداریم که در الگوی رشد، بعضی از عوامل حتی مورد فناوری، به صورت برونزا رشد نماید.

۴- طراحی مدل و معرفی متغیرها

روابط زیادی وجود دارند که می‌توان آنها را در اقتصاد، به عنوان تابع رشد به کار برد. خاصیت اصلی توابعی که می توان آنها را جزو توابع رشد قرار داد، آن است که به طور یکنواخت صعودی می‌باشند.

تابع رشد ممکن است یک مجانب بالا داشته باشد و یا نداشته باشد. باید توجه نمود که منحنی‌های رشد در اقتصاد (غالباً) تنها برای یک دورهٔ کوتاه در نظر گرفته می شوند؛ لذا اگر فرض شـود کـه از سمت بالا فاقد مجانب هستند، منطقی به نظر می رسد.

مدلی که در این تحقیق برآورد می گردد، به صورت یک تابع رفتاری نیمه لگاریتمی است. لازم به توضیح است که در این گونه توابع، تغییرات مطلق متغیرهای توضیحی باعث تغییـرات درصـدی ثابت، در متغیر وابسته می شود. اغلب، این مدل ها را مدل های رشد ثابت نیز می نامند. از ویژگـی های این نوع توابع، این است که ضرایب مربوط به متغیر های توضیحی بدون توجه به نـوع متغیـر، چگونگی ارتباط متغیر وابسته با متغیر توضیحی را نشان می‌دهد.

مدل مذکور در حالت کلی به صورت زیر است:

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

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

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

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

$PCIG = \left(\frac{GNP_R}{POP}\right)$: تولید ناخالص ملی سرانهٔ واقعی به قیمت های سال پایهٔ ۱۳۶۱؛

GNP_R: تولید ناخالص ملی به قیمت های ثابت سال ۱۳۶۱ (میلیارد ریال)؛

$X_1 = (\frac{LFE}{LF})$: نسبت تعداد کل شاغلین تحصیل کرده بر کل جمعیت شاغل؛

LF: تعداد کل جمعیت شاغل (نفر)؛

POP: تعداد کل جمعیت (نفر)؛

$X_2 = \frac{IG}{GNP_R}$: نسبت سرمایهٔ ثابت ناخالص واقعی به تولید ناخالص ملی واقعی بـه قیمـت‌هـای ثابت سال ۱۳۶۱؛

$X_3 = \frac{ED}{GNP_R}$: نسبت بدهی خارجی دولت به تولید ناخالص داخلی به قیمت های ثابت سال ۱۳۶۱ (میلیارد ریال)؛

$X_4 = DU_{57}$: متغیر مجازی، انقلاب اسلامی ایران در سال ۱۳۵۷ می‌باشد که کمیت آن برای سالهای قبل از انقلاب صفر و برای سالهای بعد از انقلاب یک می باشد؛

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

LPCIG: لگاریتم تولید ناخالص ملی واقعی سرانه نسبت به سال پایهٔ ۱۳۶۱ می باشد.

متذکر می‌شود که در مدل طراحی شده، فقط تولید ناخالص ملی واقعی سرانه لگاریتمی است که مشتق آن نرخ رشد اقتصادی می باشد.

۵- برآورد مدل و بحث و نتیجه گیری

در این تحقیق از داده های آماری بانک مرکزی جمهوری اسلامی و سالنامه های آماری منتشره توسط مرکز آمار ایران و معاونت راهبردی ریاست جمهوری برای سالهای مختلف، استفاده شده است. جمع آوری اطلاعات نیز به روش کتابخانه ای و اسنادی صورت گرفته است. سری زمانی مورد استفاده جهت تخمین مدل شامل داده های 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 می باشد؛ یعنی متغیرها **نامانا** هستند. تخمین مدل رگرسیون با استفاده از متغیرهای **نامانا** را رگرسیون کاذب نامند که استناد به نتایج چنین مدلی به نتایج گمراه کننده ای منجر خواهد گردید. یکی از روشهای اجتناب از رگرسیون کاذب، استفاده از روش های هم انباشتگی است.

به طور کلی در تحلیل چند متغیرهٔ سری های زمانی، ممکن است بیش از یک بردار هم انباشتگی بلندمدت وجود داشته باشد. در آن صورت روشهایی مثل انگل-گرنجر نمی تواند بدون هیچ پیش فرضی از جانب تحلیلگر، این بردارها را تعیین کند. جوهانسن و جوسیلیوس با فرموله کردن روشی برای هم انباشتگی برداری که در آن تعیین بردار هم انباشتگی از طریق حداکثر راستنمایی صورت می گیرد، توانستند نقایص روش انگل-گرنجر را حل کنند. اساس کار آنها به یک مدل VAR به صورت زیر مبتنی است.

$$Y_t = A_1 \cdot Y_{t-1} + A_2 \cdot Y_{t-2} + \cdots + A_p \cdot Y_{t-p} + e_t \qquad (۳)$$

بر اساس این رابطه، یک مدل تصحیح خطای برداری (VECM) به صورت زیر نوشته می شود:

$$= \pi_1 \Delta Y_{t-1} + \pi_2 \Delta Y_{t-2} + \cdots + \pi_{p-1} \Delta Y_{t-(p-1)} + \pi Y_{t-p} + e_t \qquad (۴)$$

که در آن:

$$\pi = -\left(I - A_1 - A_2 - \cdots - A_p\right) \quad (۵)$$

به طور کلی اساس تحلیل در این روش روی ماتریس π استوار است. اگر رتبهٔ ماتریس مشخص باشد و تعداد متغیرها p فرض شود، آنگاه ۳ حالت ممکن است پیش آید:

۱) اگر $r = p$ باشد، در آن صورت π دارای رتبهٔ کامل است و تمام متغیرها مانا خواهند بود. در این صورت می توان از روش VAR برای سطح متغیرها استفاده کرد.

۲) اگر $r < p$ و $r > 0$ باشد، در این صورت r بردار هم انباشتگی وجود داردکه **مانا** هستند و $p - r$ روند تصادفی یا **نامانا** وجود خواهد داشت.

۳) اگر $r = 0$ باشد، تمام متغیرها دارای ریشهٔ واحد بوده و می توان از روش VAR و با استفاده از تفاضل مرتبهٔ اول متغیرها، ضرایب را تخمین زد.

بحث جوهانسون وجوسیلیوس بر حالت دوم بنا شده است که در آن رتبهٔ ماتریس کوچک تر از تعداد متغیرهاست. در این روش از دو آمارهٔ حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر برای تعیین تعداد بردارهای هم انباشتگی استفاده می شود.

به طور کلی مدل های هم انباشتگی بر اساس رابطهٔ زیر استوار هستند:

$$y_t = a_{0y} + a_{1y}t - \pi_y Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{iy} \Delta Z_{t-1} + \Psi_y W_t + u_{iy} \quad (۶)$$

که در آن $Z_t = \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix}$، y یک بردار از متغیرهای درونزای I(1)، x نیز یک بردار از متغیرهای درونزای I(0) و W یک بردار از متغیرهای برونزای I(0) است. در این معادله، عرض از مبدأ و جملهٔ روند نیز وجود دارد. متغیر های برونزای I(0) از رابطهٔ زیر تبعیت می‌کنند:

$$x_t = a_{0x} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{ix} \Delta x_{t-i} + \Psi_x w_t + v_t \quad (۷)$$

ترکیب روابط (۵) و (۶) رابطهٔ زیر را تشکیل می دهد:

$$\Delta Z_t = a_0 + a_1 t - \pi Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \Psi w_t + u_t \qquad (۸)$$

که در آن:

$$u_t = \begin{pmatrix} u_{ty} \\ v_t \end{pmatrix}, a_0 = \begin{pmatrix} a_{0y} \\ a_{0x} \end{pmatrix}, a_1 = \begin{pmatrix} a_{1y} \\ 0 \end{pmatrix}, \pi = \begin{pmatrix} \pi_{0y} \\ 0 \end{pmatrix}, \Gamma_i = \begin{pmatrix} \Gamma_{iy} \\ \Gamma_{ix} \end{pmatrix}, \Psi = \begin{pmatrix} \Psi_y \\ \Psi_x \end{pmatrix}$$

در تخمین رابطهٔ (۵)، بایستی بین حالات مختلف تمایز قائل شد. این حالات از مقیدترین حالت تا نامقیدترین حالت شامل موارد زیر است:

۱) معادله بدون عرض از مبدأ و روند زمانی می باشد؛ یعنی $a_{0y} = a_{1y} = 0$ است.

۲) معادله دارای عرض از مبدأ مقید و فاقد روند زمانی است؛ یعنی $a_{1y} = 0$, $a_{1y} = \pi_y \mu_y$ می باشد.

۳) معادله با عرض از مبدأ غیرمقید وبدون روند زمانی است؛ یعنی $a_{1y} = 0$, $a_{0y} \neq 0$ است.

۴) معادله با عرض از مبدأ غیرمقید و دارای روند زمانی مقید است؛ یعنی $a_{0y} = 0$, $a_{1y} = \pi_y \Omega_y$ می باشد.

۵) معادله شامل عرض از مبدأ غیرمقید و روند زمانی غیرمقید می‌باشد؛ یعنی $a_{0y} \neq 0$, $a_{1y} \neq 0$ می‌باشد.

قبل از برآورد مدل، بایستی ابتدا نسبت به مانایی و نامانایی سری های زمانی مورد استفاده در مدل اطمینان حاصل شود. این امر با استفاده از آزمونADF و انتخاب طول وقفهٔ بهینه بر اساس معیار شوارز بیزین(SBC) انجام می شود. 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 برای متغیرهای مدل گویای آن است که تمامی متغیرها در سطح، نامانا می باشند اما در تفاضل مرتبهٔ اول مانا هستند. لذا متغیرهای Y, X_1, X_2, X_3 همگی از مرتبهٔ $I(1)$ مانا می باشند. خلاصهٔ نتایج فوق در جدول (۱) منعکس شده است.

جدول (۱). آزمون ریشهٔ واحد دیکی فولر تعمیم یافته متغیرهای کلان

نام متغیر	مدل با عرض از مبدأ و بدون روند			مدل دارای عرض از مبدأ و روند		
	طول وقفهٔ بهینه	آمارهٔ محاسبه شده	کمیت بحرانی جدول	طول وقفهٔ بهینه	آمارهٔ محاسبه شده	کمیت بحرانی جدول
Y	۱	-۳/۲۲۷۶	-۲/۹۶۶۵	۴	-۱/۰۶۶۳	-۳/ ۵۷۳۱
X_1	۰	-۱/۰۴۲۵	-۲/۹۶۶۵	۰	-۲/۲۴۸۶	-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	۱	-۳/۴۰۱۱	-۲/۹۷۰۶	۳	-۶/۸۵۶۴	-۳/۵۷۹۶
DX_1	۰	-۳/۲۲۳۵	-۲/۹۷۰۶	۰	-۴/۸۶۰۴	-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

یکی از مراحل اصلی در تخمین مدل VAR، انتخاب درجهٔ بهینهٔ مدل است. در انتخاب درجهٔ بهینهٔ مدل، بسیار مهم است که درجهٔ بالایی برای آزمون انتخاب گردد به گونه ای که اطمینان حاصل شود که درجهٔ بهینهٔ مدل، از آن مقدار بیشتر نیست. بیشترین مقدار آماره های شوارز-بیزین و آکائیک درجهٔ بهینهٔ مدلVAR را به دست می‌دهند. درجهٔ بهینه مدل VAR در این تحقیق برابر دو است.

آزمون معنی داربودن متغیرهای ازپیش تعیین شدهٔ موهومی با استفاده از آماره LL انجام می پذیرد. لازم به ذکر است که با استفاده از آمارهٔ LL می توان معنادار بودن هر متغیر از پیش تعیین شده ای مانند متغیرهای موهومی، روند و یا عرض از مبدأ را بررسی نمود.

آمارهٔ LL برای آزمون فرضیهٔ اعمال قید صفر روی زیرمجموعه ای از ضرایب متغیرهای از پیش تعیین شده مدل، نشان می دهدکه متغیر های از پیش تعیین شده تأثیر معنی داری در مدل دارند.

پس از تعیین درجهٔ بهینهٔ VAR و نیز اطمینان از معنی دار بودن اثرات متغیرهای از پیش تعیین شده بر مدل، برای تعیین رتبهٔ ماتریس و مشخص کردن تعداد بردارهای همگرا، از آزمون-های اثر (λ_{trace}) و حداکثر مقدار ویژه $(\lambda_{\max})$ استفاده می گردد. نتایج حاصل از آزمون های مذکور در پنج حالت، به طور خلاصه در جدول (۲) ارائه گردیده است.

جدول(۲). خلاصهٔ نتایج آزمون رتبهٔ ماتریس با استفاده از آ ماره های λ_{trace} و $\lambda_{\max}$

نوع آزمون	H_0	H_1	حالت اول	حالت دوم	حالت سوم	حالت چهار	حالت پنجم
$\lambda_{\max}$	$r=0$	$r=1$	۲۲/۷۷۴۶ (۲۳/۹۲۰۰)	۲۵/۴۷۰۶ (۲۸/۲۷۰۰)	۲۵/۳۱۳۵ (۲۷/۴۲۰۰)	۵۷/۶۵۷۱ (۳۱/۷۹۰۰)	۵۶/۴۹۵۶ (۳۱/۰۰۰۰)
	$r\le 1$	$r=2$	۱۲/۶۶۳۶ (۱۲/۶۸۰۰)	۱۶/۰۳۸۱ (۲۲/۰۴۰۰)	۱۵/۶۰۱۷ (۲۱/۱۲۰۰)	۲۲/۵۵۵۲ (۲۵/۴۲۰۰)	۲۱/۶۳۱۴ (۲۴/۳۵۰۰)
	$r\le 2$	$r=3$	۵/۷۱۷۸ (۱۱/۰۳۰۰)	۷/۹۰۳۷ (۱۵/۸۷۰۰)	۷/۸۷۶۳ (۱۴/۸۸۰۰)	۱۴/۲۳۹۷ (۱۹/۲۲۰۰)	۷/۷۸۰۹ (۱۸/۳۳۰۰)
	$r\le 3$	$r=4$	۴/۴۸۵۲ (۴/۱۶۰۰)	۵/۷۱۷۸ (۹/۱۶۰۰)	۰/۵۲۵۷۸ (۸/۰۷۰۰)	۳/۰۷۶۵ (۱۲/۳۹۰۰)	۱/۶۱۰۰ (۱۱/۵۴۰۰)
λ_{trace}	$r=0$	$r\ge 1$	۴۵/۶۴۱۳ (۳۹/۸۱۰۰)	۵۵/۱۳۰۲ (۵۳/۴۸۰۰)	۴۹/۳۱۷۳ (۴۸/۸۸۰۰)	۹۷/۵۲۸۵ (۶۳/۰۰۰)	۸۷/۵۱۷۸ (۵۸/۹۳۰۰)
	$r\le 1$	$r\ge 2$	۲۲/۸۶۶۶ (۲۴/۰۵۰۰)	۲۹/۶۵۹۶ (۳۴/۸۷۰۰)	۲۴/۰۰۳۸ (۳۱/۵۴۰۰)	۳۹/۸۷۱۴ (۴۲/۳۴۰۰)	۳۱/۰۲۲۳ (۳۹/۳۳۰۰)
	$r\le 2$	$r\ge 3$	۱۰/۲۰۳۰ (۱۲/۳۶۰۰)	۱۳/۶۲۱۴ (۲۰/۱۸۰۰)	۸/۴۰۲۰ (۱۷/۸۶۰۰)	۱۷/۳۱۶۲ (۲۵/۷۷۰۰)	۹/۳۹۰۹ (۲۳/۸۳۰۰)
	$r\le 3$	$r=4$	۴/۴۸۵۲ (۴/۱۶۰۰)	۵/۷۱۷۸ (۹/۱۶۰۰)	۰/۵۲۵۷۸ (۸/۰۷۰۰)	۳/۰۷۶۵ (۱۲/۳۹۰۰)	۱/۶۱۰۰ (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 قویتر از آزمون حداکثر مقدار ویژه است (سهیلی،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 کرد که توجیه و استدلال اقتصادی داشته باشد و علاوه بر آن از لحاظ آماری نیز ضرایب آن معنی دار باشد.

همان گونه که از جدول (۲) مشخص است، در حالت بدون عرض از مبدأ و روند زمانی (حالت اول) و نیز درحالت دارای عرض از مبدأ مقید و بدون روند زمانی (حالت دوم) و همچنین در حالت دارای عرض از مبدأ نامقید و بدون روند زمانی (حالت سوم) بر اساس آزمون اثر، یک بردار بدست می‌آید. 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 یک بردار همگرایی برای مدل رشد در بلندمدت بدست می‌آید.

بردارهای همگرایی به دست آمده در حالت اول، غیر منطبق بر تئوری‌های اقتصادی و غیر قابل قبول، اما در حالت‌های چهارم و پنجم قابل قبول بوده و منطبق بر فرضیات اقتصادی می باشد.

در قسمت بعدی این تحقیق، تأثیر تکانه های وسیع بر سیستم بررسی می شود. منحنی های تأثیر تکانه های وسیع بر کل سیستم حاوی اطلاعاتی در خصوص سرعت همگرایی دستگاه به سمت رابطهٔ تعادلی بلندمدت هستند. به عبارت دیگر، منحنی های مذکور، شدت تداوم سرعتی را که با آن عدم تعادل الگو زایل می شود، را نشان می دهند. با به دست آوردن تأثیر تکانه های وسیع بر کل سیستم برای بردار به دست آمده برای حالت های چهارم و پنجم، ملاحظه می شود که تکانهٔ وارده در زمان صفر در افق ۵۰ ساله زایل می گردد.

این حالت بیانگر این مطلب است که رابطهٔ تعادلی بلندمدت، میان متغیر های هر یک از الگوهای فوق الذکر حاکم می باشد. بنابراین می توان به مقادیر نرمالیزهٔ بردارهای به دست آمده، برای ضرایب متغیرها با درجهٔ اطمینان بالایی اعتماد کرد. بردارهای همجمعی به دست آمده از اجرای مدل در حالت های چهارم و پنجم در جدول (۳) منعکس شده‌اند.

جدول (۳). خلاصهٔ نتایج بردارهای بلندمدت رشد

نام متغیر	مدل دارای عرض از مبدأ غیر مقید و روند غیرمقید		مدل دارای عرض از مبدأ غیرمقید و روند مقید	
	بردار همگرایی	بردارهمگرایی نرمالیزه	بردار همگرایی	بردارهمگرایی نرمالیزه
Y	۲/۱۰۱۶	-۱/۰۰۰۰	۲/۱۱۸۴	-۱/۰۰۰۰
X_1	-۳۱/۱۴۵۶	۱۴/۸۱۹۸	-۳۰/۷۳۳۷	۱۴/۵۰۸۲
X_2	-۲/۴۶۷۱	۱/۱۷۳۹	-۲/۵۲۳۹	۱/۱۹۱۵
X_3	۰/۰۴۶۲۰۲	-۰/۰۲۱۹۸۴	۰/۰۴۵۷۸۹	-۰/۰۲۱۶۱۵
Trend	.....	.....	۰/۱۰۱۶۴	-۰/۰۴۷۹۷۹

مأخذ: یافته های تحقیق

می توان بر اساس مقادیر نرمال شدهٔ بردارهای فوق، معادلات زیر را نوشت. البته به جای Y عبارت LPCIG قرار داده شده است.

$$LPCIG = 14.5082\ X_1 + 1.1915\ X_2 - 0.021615\ X_3 - 0.047979\ T$$

$$LPCIG = 14.8198\ X_1 + 1.1739\ X_2 - 0.046202\ X_3$$

هر دو بردار نشان دهندهٔ این واقعیت هستند که در بلندمدت، سرمایهٔ انسانی و سرمایهٔ فیزیکی تأثیر مثبت بر روی رشد اقتصادی ایران داشته و بدهی های خارجی، تأثیر منفی بر روی رشد اقتصادی ایران دارد. همچنین هر دو بردار نشان می دهند که در بلندمدت سرمایهٔ انسانی بیشترین تأثیر را بر رشد اقتصادی ایران دارد. البته این تفاسیر با فرض ثابت بودن سایر شرایط صورت می گیرد.

عمده ترین دلیل شهرت الگوهای تصحیح خطا (ECM)، آن است که نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می دهند. وقتی که دو متغیر X_t و Y_t هم انباشته اند، یک رابطهٔ 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 آنها با وارد کردن پسماند پایا از یک رابطهٔ بلندمدت، نیروهای مؤثر در کوتاه مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شوند.

نتایج الگوی تصحیح خطای برداری رشد تولید ناخالص واقعی سرانه در مدل با عرض از مبدأ غیرمقید و روند زمانی مقید به طور خلاصه در جدول(۴) آمده است:

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول(۴). خلاصهٔ نتایج مدل تصحیح خطای برداری در حالت چهارم

متغیر توضیحی	ضریب متغیر	انحراف معیار	آمارهٔ T و احتمال پذیرش
Intercept	-۱/۳۶۳۱	۱/۵۷۶۳	(۰/۳۹۵) -۰/۸۶۴۷۷
dY1	۰/۲۰۹۱۴	۰/۲۲۱۷۸	(۰/۳۵۵) ۰/۹۴۳۰۲
dX11	۱/۴۶۹۸	۱/۶۴۵۶	(۰/۳۸۰) ۰/۸۹۳۱۴
dX21	۱/۴۲۸۷	۰/۶۸۵۳۲	(۰/۰۴۷) ۲/۰۸۴۷
dX31	-۰/۰۰۵۲۹۸۸	۰/۰۱۹۰۳۰	(۰/۷۸۳) -۰/۲۷۸۴۴
Ecm1(-1)	۰/۰۵۲۱۱۶	۰/۰۶۱۷۲۳	(۰/۰۴۶) ۲/۰۴۴۳۵
X_4	۰۳۱۲۲۴	۰/۰۳۳۷۶۶	(۰/۳۶۴) ۰/۹۲۴۷۴
X_5	-۰/۰۴۶۲۰۴	۰/۰۴۳۹۳۸	(۰/۳۰۳) -۱/۰۵۱۶

مأخذ: یافته های تحقیق

همان طور که در جدول فوق مشاهده می شود، ضریب ecm (-1) برابر ۰/۰۵۲۱۱۶ می باشد که با توجه به آمارهٔ t، با درجهٔ اطمینان بالایی، معنی دار است. بنابراین رابطه ای کوتاه مدت در بین متغیرهای مدل وجود دارد. ضریب جزء تصحیح خطا نشان می‌دهد در هر سال ۵/۲ درصد از عدم تعادل در رشد اقتصادی تعدیل می شود. بنابراین ضریب عبارت تعدیل، سرعت ملایمی از همگرایی به سمت تعادل بلندمدت را نشان می دهد.

عبارت تصحیح خطای مدل بشرح ذیل می باشد:

$$ecm1 = 2.1184\,Y - 30.7337\,X_1 - 2.5239\,X_2 + 0.045789\;X_3 + 0.10164\;Trend$$

جدول(۵) حاوی خلاصهٔ آزمون های تشخیصی مدل فوق می باشد.

جدول (۵). خلاصهٔ نتایج آزمون های تشخیصی مدل در حالت چهارم

آزمون‌های تشخیص	درجهٔ آزادی	آمارهٔ ضریب لاگرانژ LM	احتمال قبول فرضیهٔ صفر
خود هم بستگی سریالی	۱	۴/۸۵۷۴	۰/۰۲۸
تصریح غلط شکل تبعی	۱	۵/۷۹۸۳	۰/۰۱۶
آزمون نرمالیتی	۲	۰/۰۸۵۷۵۵	۰/۹۵۸
آزمون نا همسانی واریانس	۱	۰/۰۱۱۳۰۲	۰/۹۱۵

مأخذ: یافته های تحقیق

بر اساس آمارهٔ ضریب لاگرانژ LM، فرضیهٔ عدم خودهمبستگی سریالی جملهٔ پسماند پذیرفته می شود. آزمون رمزی برای تصریح غلط شکل تبعی، و فرضیهٔ صفر (معادله صحیح تصریح شده است) رد نمی‌شود. بر اساس آزمون نرمالیتی، جملات پسماند دارای توزیع نرمال می باشند. سرانجام بر اساس آزمون ناهمسانی واریانس، جملات پسماند دارای واریانس همسان هستند. بنابراین نتایج به دست آمده در فوق و ضرایب حاصله قابل اعتماد و اطمینان هستند.

الگوی تصحیح خطای برداری رشد تولید ناخالص واقعی سرانه در مدل با عرض از مبدأ غیرمقید و روند زمانی غیرمقید (حالت پنجم)، به طور خلاصه در جدول (۶) نشان داده شده است.

همان طور که در جدول فوق مشاهده می شود، وقفهٔ بهینهٔ VAR دو است. هم چنین ضریب متغیر ecm (-1) برابر ۰/۰۵۷۵۲۳ می باشد که با توجه به آمارهٔ t، با درجهٔ اطمینان بالایی، معنی دار است. پس رابطه ای کوتاه مدت در بین متغیرهای مدل وجود دارد. برابر ۰/۰۵۷۵۲۳ بودن ضریب عبارت تصحیح خطا ، نشان می دهد در هر سال ۵/۷۵ درصد از عدم تعادل رشد اقتصادی اصلاح می شود. بنابراین، ضریب عبارت تعدیل سرعت ملایمی از همگرایی، به سمت تعادل بلندمدت را نشان می دهد. عبارت تصحیح خطای مدل به شرح ذیل می باشد:

$$ecm1 = 2.1016\;Y - 31.1456\;X_1 - 2.4617\;X_2 + 0.046202\;X_3$$

جدول(۶). خلاصهٔ نتایج مدل تصحیح خطای برداری در حالت پنجم

متغیرهای توضیحی	ضریب متغیر	انحراف معیار	آمارهٔ T و احتمال پذیرش
Intercept	-۱/۶۷۱۰	۰/۷۰۹۴۲	-۲/۳۵۵۴ (۰/۰۲۵)
Trend	۰/۰۱۲۳۲۲	۰/۰۰۵۰۷۱۱	۲/۴۲۹۹ (۰/۰۲۲)
dY1	۰/۰۰۵۰۷۱۲	۰/۰۰۶۴۶۰۷	۰/۹۷۰۲۴ (۰/۳۴۲)
dX11	۱/۴۹۵۱	۱/۶۷۳۸	۰/۸۹۳۲۶ (۰/۳۸۱)
dX21	۱/۴۲۷۴	۰/۶۹۷۶۳	۲/۰۴۶۰ (۰/۰۵۲)
dX31	-۰/۰۰۳۴۶۷۰	۰/۰۲۰۱۱۲	-۰/۱۷۲۳۸ (۰/۸۶۵)
Ecm1(-1)	۰/۰۵۷۵۲۳	۰/۰۶۲۷۷۱	۲/۹۱۶۴۰ (۰/۰۳۶۹)
X_4	۰/۰۴۷۵۳۷	۰/۰۶۲۳۱۷	۰/۷۶۲۸۳ (۰/۴۵۳)
X_5	-۰/۰۵۷۹۶۲	۰/۰۵۴۷۷۹	-۱/۰۵۸۱ (۰/۳۰۱)

مأخذ: یافته های تحقیق

خلاصهٔ آزمون های تشخیصی مدل تصحیح خطای برداری در حالت پنجم در جدول (۷) انعکاس یافته است.

جدول (۷). خلاصهٔ نتایج آزمون های تشخیصی مدل در حالت پنجم

آزمون های تشخیص	درجهٔ آزادی	آمارهٔ ضریب لاگرانژ LM	احتمال قبول فرضیهٔ صفر
خود همبستگی سریالی	۱	۴/۶۹۹۳	۰/۰۳۰
تصریح غلط شکل تبعی	۱	۵/۴۹۷۰	۰/۰۱۹
آزمون نرمالیتی	۲	۰/۰۲۵۵۵۸	۰/۹۸۷
آزمون ناهمسانی واریانس	۱	۰/۰۳۹۹۴۴	۰/۸۴۲

مأخذ: یافته های تحقیق

آزمون عدم خودهمبستگی سریالی جملهٔ پسماند بر اساس آمارهٔ ضریب لاگرانژ LM نشان می دهد که فرضیهٔ عدم خودهمبستگی سریالی جملهٔ پسماند پذیرفته می شود. فرضیهٔ صفر آزمون رمزی برای تصریح غلط شکل تبعی، نیز گویای آن است که با درجهٔ اطمینان بالایی معادله صحیح تصریح شده است. بر اساس آزمون نرمالیتی نیز جملات پسماند دارای توزیع نرمال می باشند. بر اساس آزمون نا همسانی واریانس نیز جملات پسماند دارای واریانس همسان هستند. بنابراین نتایج به دست آمده و ضرایب حاصله در حالت پنجم، قابل اطمینان هستند.

۶- نتیجه گیری و پیشنهادات

در بلندمدت سرمایهٔ انسانی و سرمایهٔ فیزیکی تأثیر مثبت بر روی رشد اقتصادی ایران دارند. تأثیر بدهی های خارجی بر روی رشد اقتصادی ایران، منفی است. سرمایهٔ انسانی بیشترین تأثیر را بر رشد اقتصادی ایران در بلندمدت دارد. شایان ذکر است که با توجه به نتایج مطرح شده در بخش پیشینهٔ نظری تحقیق، نتایج مطالعات پریچت، بن حبیب و اشپیگل، بارو و بیکر و بردکال و همچنین یافته های تحقیقات عماد زاده، علوی راد، نصیری و شعار قدس با یافته های این تحقیق سازگار است.

پیشنهاد می‌شود با سرمایه گذاری بیشتر در نیروی انسانی و تربیت افزون تر نیروی انسانی، موجبات افزایش عرضهٔ نیروی کار متخصص و با تحصیلات عالی و همچنین افزایش محقق و کارآفرین فراهم گردد. قطعاً این نیروی کار متخصص و آموزش دیده، می تواند از طریق نوآوری ها و به کارگیری بهینه امکانات مادی و مالی کشور، موجبات رشد سریعتر جامعه را فراهم سازند. البته استفاده از پس اندازهای داخلی برای سرمایه گذاری در سرمایه انسانی و مادی از اولویت بیشتری نسبت به سرمایه های خارجی برخوردار است. همچنین توصیه می شود جهت سرمایه گذاری در سرمایه های انسانی و مادی، از بدهی های خارجی استفاده نشود.

منابع و مآخذ

پسران، هاشم (۱۳۷۸) روندهای اقتصادی و سیاست اقتصاد کلان در ایران در دوران پس از انقلاب؛ مؤسسهٔ تحقیقات پولی و بانکی، پژوهشکدهٔ بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سال سوم، شمارهٔ ۶.

تقوی، مهدی (۱۳۸۰) ایران در آستانهٔ هزارهٔ سوم؛ فصلنامهٔ پژوهشی اقتصادی، پژوهشکدهٔ امور اقتصادی، سال اول، شمارهٔ دوم.

خشادوریان، ادموند و ناصر خیابانی (۱۳۸۰) طرح یک الگوی کلان سنجی پویا برای سیاستگذاری در اقتصاد ایران؛ معاونت اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی، انتشارات پایگان، تهران.

رحیمی بروجردی، علیرضا (۱۳۶۷) بررسی نظری و تجربی پیرامون تأثیر متغیرهای درونزا و برونزا بر افراز سرمایه گذاری در ایران؛ دانشگاه تهران.

زنیل زاده، رضا (۱۳۷۹) بررسی شاخه های بازدهی خارجی در ایران؛ کرمان: نشریهٔ اقتصادی- اجتماعی کاووش، سال دوم، شمارهٔ ۲.

سهیلی، کیومرث (۱۳۸۶) الگو های تقاضا و تحلیل دینامیک تقاضای انرژی در ایران؛ فصلنامهٔ علمی- پژوهشی پژوهشهای اقتصادی، سال هفتم، شمارهٔ دوم.

شعار قدس، فاطمه (۱۳۸۰) بررسی نقش سرمایه انسانی در رشد اقتصادی و توسعه ایران طی سالهای(۱۳۷۵-۱۳۵۵)؛ پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تبریز.

علوی راد، عباس و حمید نصیری‌زاده (۱۳۸۰) بررسی رابطهٔ انسانی و رشد اقتصادی در ایران (تحلیل آماری به روش اقتصادسنجی (۱۳۷۵ -۱۳۳۸))؛ مجله اطلاعات سیاسی – اقتصادی، سال شانزدهم، شمارهٔ سوم و چهارم.

عماد زاده، مصطفی و همکاران (۱۳۷۹) نقش سرمایه انسانی در رشد اقتصادی؛ مجلهٔ برنامه و بودجهٔ شمارهٔ ۱و۲.

قره باغیان، مرتضی (۱۳۸۰) بررسی منابع رشد اقتصادی (نیروی کار ، سرمایه و ...) در قالب یک مدل اقتصادسنجی؛ معاونت امور اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی.

مرکز آمار ایران، سالنامه های آماری کشور برای سالهای مختلف.

مهدوی، ابوالقاسم (۱۳۷۹) پیشنهاد یک مدل کلان رشد برای اقتصاد ایران؛ مجله تحقیقات اقتصادی، شمارهٔ ۵۶.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸) ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی؛ موسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول.

Barrow, R. J. (1990) Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth; Journal of Political Economy, 5, 98-103.

Barrow, R. J. (1991) Economic Growth in a Cross – Section of Countries; Quarterly Journal of Economics, 106, 407-415.

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, 141-143.

Birdcall, N. D. R. and R. Sabot (1993) Under Investment in Education; The Pakistan Development Review, 32, 453-499.

Iqbal, Z., and G. M. Zahid (1998) Macro economic Determinants of Economic Growth in Pakistan; The Pakistan Development Review, 37, 125 - 148.

Iqbal, Z., I. James and G. Piatt (1998) Three – Gap Analysis of Structural Adjustment in Pakistan; Journal of policy Modeling.

Lucas, R. E. (1988) on the Mechanics of Economic Development; Journal of Monetary Economic, Vol. 22.

Pritchett. L. (1996) Where Has All The Education Gone?; Policy Research Department, The World Bank, Washington D.C, policy Research Working paper.

Reblo, S. (1991) Long – Run policy Analysis and Long Run Growth; Journal of Political Economy, 99.

Romer, P. M. (1986) Increasing Return and Long run Growth; Journal of Political Economy, pp: 1002-1037.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی