

فصلنامه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی، شماره ۵۳، ۱۳۸۸، صص. ۱۸۶ - ۱۵۷

بررسی رابطه سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی و سرمایه‌گذاری فیزیکی با رشد اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۸۴-۱۳۵۰

مجتبی الماسی*

استادیار گروه اقتصاد دانشگاه رازی کرمانشاه

اصغر سپهبان قره‌بابا

کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه رازی

چکیده

بیشتر اقتصاددانان بر تشکیل سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی به عنوان عوامل اصلی تعیین کننده رشد و توسعه اقتصادی تأکید دارند. در نظریه‌های جدید رشد بر نقش سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی تأکید بیشتری می‌شود و نیروی انسانی آموزش دیده و اندیشه و تفکر او در توسعه و گسترش فناوریهای تولید به عنوان پایه و محور اساسی پیشرفت و رشد اقتصادی معرفی می‌شود. در واقع، می‌توان گفت که سرمایه‌های فیزیکی فقط زمانی بیشتر مولد خواهند شد که کشور دارای مقادیر لازم سرمایه انسانی باشد. در مقاله حاضر با توجه به ارتباط نزدیک میان سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی و سرمایه‌گذاری فیزیکی و رشد اقتصادی، رابطه این متغیرها طی دوره ۱۳۸۴-۱۳۵۰ با استفاده از رابطه علیت گرنجری استاندارد و مدل تصحیح خطا بررسی شده است. بر اساس رابطه علیت گرنجری استاندارد یک رابطه علیت یک طرفه از سرمایه فیزیکی به رشد اقتصادی و یک رابطه علیت گرنجری دو طرفه میان سرمایه انسانی و رشد اقتصادی وجود دارد. نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از مدل تصحیح خطا نشان می‌دهد که در کوتاه مدت و بلند مدت یک رابطه علیت گرنجری دو طرفه میان رشد اقتصادی و سرمایه انسانی، یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از سرمایه فیزیکی به سرمایه انسانی و همچنین، یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از سرمایه فیزیکی به رشد اقتصادی وجود دارد. بنابراین، با تربیت افزون‌تر نیروی انسانی می‌توان موجبات افزایش عرضه نیروی کار متخصص، محقق و کارآفرین را فراهم آورد. قطعاً این نیروی کار متخصص و آموزش دیده می‌تواند از طریق نوآوریها و به کارگیری بهینه امکانات مادی و مالی کشور موجبات رشد اقتصادی سریع‌تر جامعه را فراهم سازد.

* مسئول مکاتبات: Mojtaba_Almasi @Yahoo.com

پذیرش مقاله: ۱۳۸۸/۷/۹

دریافت مقاله: ۱۳۸۸/۱/۲۵

۱۵۱ فصلنامه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی، شماره ۵۳، ۱۳۸۸

کلید واژگان: رشد اقتصادی، سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی، علیت گرنجری، تصحیح خطای برداری، طبقه بندی JEL: O53, C32.

مقدمه

به طور کلی، توسعه پایدار مبتنی بر دانش و فناوری است و توسعه دانش و فناوری نیز بر پایه خلاقیت و نوآوری صورت می پذیرد. از دیگر سو، دستیابی به توسعه علمی نیز از طریق ازدیاد تعداد دانش آموختگان به ویژه در سطح آموزشهای عالی و پایه میسر است. بنابراین، جوامعی که منابع، امکانات و تسهیلات مادی و معنوی بیشتری را به امر آموزش اختصاص می دهند و در امور مختلف شامل سیاستگذاری، برنامه‌ریزی و فعالیتهای اقتصادی و صنعتی، این دانش آموختگان را بیشتر به کار می گمارند، از موفقیت بیشتری بهره مند هستند. از طرف، دیگر با توجه به جوانی جمعیت کشور و توجه دولت و خانواده‌ها به امر سرمایه‌گذاری در آموزش نسل جوان کشور و اهمیت نقش سرمایه انسانی در رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری در تربیت و تحصیل نیروی جوان و نقش آن در رشد اقتصادی ایران مهم تلقی می شود.

هدف اصلی از اجرای این پژوهش بررسی رابطه علیتی بین سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی و سرمایه فیزیکی، سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی و رشد تولید ناخالص داخلی و همچنین، سرمایه فیزیکی و رشد تولید ناخالص داخلی در ایران طی سالهای ۱۳۸۴-۱۳۵۰ با استفاده از روش آزمون استاندارد علیت گرنجر و مدل تصحیح خطاست. در ادامه ادبیات، مبانی نظری و پیشینه تحقیق بررسی شده و سپس، برای بررسی رابطه بین متغیرهای یاد شده و همچنین، تعیین جهت این رابطه علی، از چارچوب تابع تولید کلان نئو کلاسیکی با فرم کاب-داگلاس استفاده شده است. روش اقتصادسنجی به کار رفته در این مقاله، روش خود رگرسیون برداری^۱ برای بررسی رابطه علیت گرنجری استاندارد بین متغیرهای یاد شده است. همچنین، برای بررسی رابطه بلند مدت بین متغیرهای مدل از روش هم انباشتگی جوهانسن-جوسیلیوس^۲ استفاده شده است. بعد از تعیین روابط بلندمدت بین متغیرها، به منظور بررسی رابطه علیت

1. Vector Autoregressive (VAR)
2. Johansen - Juselius

بررسی رابطه سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی و سرمایه‌گذاری ... ۱۵۹

گرنجری بین متغیرها و همچنین، علیت گرنجری کوتاه مدت و بلند مدت از مدل‌های تصحیح خطا^۳ استفاده شده است. در ادامه برآورد مدلها و نتایج به دست آمده از آنها ارائه شده و در پایان نیز جمع‌بندی و نتیجه‌گیری صورت گرفته است.

مبانی نظری رابطه شاخص نیروی انسانی و رشد اقتصادی: از دیدگاه نظریه کلاسیک انباشت سرمایه کلید توسعه اقتصادی است. در مدل‌های رشد نئوکلاسیک، سرمایه و نیروی کار از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی به شمار می‌روند. رومر در تابع تولیدی که در الگوی خود معرفی کرده، چگونگی ترکیب ذخیره سرمایه و نیروی کار برای تولید محصول، با استفاده از ذخیره اندیشه‌ها را به شکل $Y = K^\alpha (A L_T)^{1-\alpha}$ ارائه کرده است. در این تابع تولید برای یک سطح معین فناوری، بازده نسبت به مقیاس برای K و L_T ثابت است. توابع انباشت برای سرمایه و کار در اینجا شبیه توابع متناظر در الگوی سولو است. انباشت سرمایه به نرخ پس‌انداز و نرخ استهلاک سرمایه بستگی دارد. همچنین، نیروی کار که مترادف با جمعیت است، دارای رشد‌نمایی است که ثابت و برونزا است (Jones, 2000). 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 اینکه تولید سرانه، نسبت سرمایه به کار و ذخیره اندیشه‌ها در طول مسیر رشد متوازن از نرخ رشد یکسانی برخوردارند. لذا، اگر توسعه فناوری در الگو وجود نداشته باشد، رشدی نیز وجود نخواهد داشت. در یک الگوی جدیدتر نسبت به الگوی نئوکلاسیکها و رومر، توسعه فناوری 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 فناوریهای جدید نقش مهمی دارد. لوکاس در خصوص مدل‌های مربوط به سولو، آرو و غیره بررسی کرد و به رابطه‌ای بین تولید کل، مدل رشد سولو و ایده‌ای مبتنی بر اینکه سطح سرمایه انسانی به طور مستقیم در تولید مؤثر است، دست یافت. تابع تولید مدل لوکاس به صورت زیر است:

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

3. Error Correction Model (ECM)

که در آن Y نشان دهنده محصول ملی یا در آمد ملی، K بیانگر سرمایه فیزیکی و H نیز نشان دهنده نیروی انسانی آموزش دیده است. لوکاس نیروی انسانی آموزش دیده را به صورت $H = \mu h N$ تعریف می‌کند. در این رابطه μ بیانگر اوقات فراغت، h نشان‌دهنده سرمایه انسانی و N نیز نیروی کار ساده است. لذا، تابع تولید لوکاس به صورت $Y = A K^\alpha (\mu h N)^{1-\alpha}$ است. نظر به اینکه سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی انباشت می‌شوند، لذا، رشد اقتصادی به انباشت سرمایه فیزیکی و انباشت سرمایه و متوسط مهارت انسانی بستگی خواهد داشت. 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 غیرفراغت به کار تخصیص یابد، در آن صورت \dot{h} مساوی صفر خواهد شد. در نتیجه، انباشت سرمایه انسانی صورت نمی‌گیرد.

ربلو (Reblo, 1991) مدل رشدی 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 آن از بازدهی ثابت نسبت به مقیاس است. متوسط بهره‌وری نهایی در این تابع برابر A است. با توجه به اینکه در مدل رشد ربلو سرمایه فیزیکی و انسانی یک جا انباشته می‌شوند، لذا، حداکثر کردن مطلوبیت یا رسیدن به مسیر بهینه رشد با توجه به قید انباشت سرمایه مرکب صورت می‌پذیرد. یکی دیگر از نتایج کلیدی الگوی رشد AK این است که نرخ رشد اقتصاد تابع فرایند نرخ سرمایه‌گذاری است. بنابراین، آن دسته از سیاستهای دولت که نرخ رشد سرمایه‌گذاری را در اقتصاد به طور پیوسته افزایش دهند، نرخ رشد اقتصاد را به طور دایم افزایش خواهند داد. بدین 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. الگوی اقیون و هویت (Aghion and Hewitt, 1998) شامل چهار متغیر نیروی کار (L)، سرمایه (K)، فناوری (A) و تولید (Y) و همچنین، دارای زمان پیوسته است. در این الگو دو بخش وجود دارد: یکی بخش تولید کالا و دیگری بخش تولید تحقیق و توسعه که در آن موجودی اضافی دانش تولید می‌شود. نسبت α_1 از نیروی کار در

بخش تحقیق و توسعه و نسبت $1 - \alpha_l$ از نیروی کار در بخش تولید کالا مورد استفاده قرار می‌گیرد. همچنین، نسبت α_k از موجودی سرمایه در بخش تحقیق و توسعه و باقیمانده در تولید کالا استفاده می‌شود. مقدار محصول تولید شده در زمان t نیز از رابطه زیر به دست می‌آید. (Hoshmand and Azari, 2006):

$$Y(t) = [(1 - \alpha_k)K(t)]^\alpha [A(t)(1 - \alpha_l)L(t)]^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1$$

پیشینه تحقیق: به عقیده علمای مکتب کلاسیک، انسانها با آموزش به سرمایه مبدل می‌شوند و جامعه می‌تواند از توان تولیدی آنها به صورت بهتری بهره‌مند شود. اگر چه این نظریه ابتدا توسط آدام اسمیت مطرح شد و پس از آن نیز دانشمندان زیادی به آن پرداختند، شولتز (Scholtz, 1961) که به پدر نظریه سرمایه انسانی شهرت دارد، در سال ۱۹۶۱ از آموزش به عنوان نوعی سرمایه‌گذاری یاد و این فرضیه را اثبات کرد که کلید توسعه اقتصادی خود انسان است و نه منابع مادی. وی موفقیت‌های کشور ژاپن را در تولیدات کشاورزی در بین سالهای ۱۸۷۵ تا ۱۹۱۰ و نیز بازسازی سریع کشور آلمان را پس از جنگ جهانی دوم فقط به دلیل استقرار یک نظام آموزش فراگیر و جامع در کشور ژاپن و وجود نیروهای ماهر و آموزش دیده در کشور آلمان می‌داند.

نتایج تحقیقات بارو (Barro, 2002) برای سالهای ۱۹۹۰-۱۹۶۰ نشان می‌دهد که سالهای آموزش در دوره متوسطه و سطوح بالاتر برای مردان بالای ۲۵ سال به بالا، اثر معنادار بر رشد اقتصادی کشورها دارد. بر اساس یافته‌های وی کیفیت آموزش از کمیت آموزش که با متوسط سالهای تحصیلات دانشگاهی و متوسطه به دست می‌آید، اهمیت بیشتری دارد.

مطالعات پریچت (Pritchett, 1996) و بن حبیب و اسپینگل (Ben Habib and Spiegel, 1994) نشان داده است که بین سرمایه انسانی و رشد رابطه‌ای مثبت وجود دارد. این مطالعات مشخص کرده‌اند که کشورهایی که از نظر سرمایه انسانی با تجربه و ماهر غنی‌تر بوده و تمایل به اختراع کالاهای جدید داشته‌اند، نرخ رشد سریع‌تری را تجربه کرده‌اند. بیردسل (Birdcall, 1993) نیز نشان داده است که تأثیر افزایش نرخ ثبت نام در مدارس راهنمایی، دبیرستان و دانشگاهها به کل نیروی کار شاغل، در دو کشور اندونزی و پاکستان بر افزایش نرخ رشد اقتصادی معنادار بوده است.

عماد زاده و همکاران (Emadzadeh et al., 2000) مطالعه‌ای در خصوص نقش سرمایه‌انسانی در رشد اقتصادی انجام داده‌اند. در مدل پیشنهادی آنها بر اساس تابع کاپ - داگلاس نقش سرمایه‌ انسانی در تولید ناخالص داخلی بررسی شده است. ضرایب برآوردی که کوششهای بحث شده را نشان می‌دهند، همگی معنادار بوده‌اند. نتایج برآورد یادشده در خصوص سرمایه‌ انسانی در برگیرنده این نکات مهم است: ۱. همواره در تمام معادلات، سرمایه‌ انسانی یک عامل با ثبات و معنادار بوده است که ضرایب آن مثبت است؛ ۲. هر کشوری برای دستیابی به هدفهای مولد و رشد اقتصادی علاوه بر سرمایه فیزیکی، به سرمایه‌ انسانی نیاز دارد. در این میان، آموزش عالی معرف مهم‌ترین نوع سرمایه‌ انسانی است که با ارتقای مهارتها و دانش و توان حرفه‌ای و مدیریتی می‌تواند برای دستیابی به رشد اقتصادی بسیار کمک کند.

علوی‌راد و نصیری زاده (Alavirad and Nasirizadeh, 2000) به بررسی رابطه سرمایه‌ انسانی و رشد اقتصادی در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۷۵-۱۳۴۸ پرداخته‌اند. آنها در مقاله خود رابطه علی میان رشد اقتصادی و سرمایه‌ انسانی از طریق آزمون علی گرانجر به منظور تعیین جهت و نوع رابطه مذکور در اقتصاد ایران را بررسی کرده و نتیجه گرفته‌اند که ابتدا سرمایه‌گذاری در آموزش نیروی انسانی و تشکیل سرمایه‌ انسانی صورت گرفته و بعد رشد اقتصادی و توسعه حاصل شده است.

رحیمی بروجردی (Rahimi Brojerdi, 2001) در یک کار تحقیقی رابطه بین درآمد و سرمایه‌گذاری و رابطه بین نرخ بهره سرمایه‌گذاری داخلی و نرخ رشد اقتصادی را بررسی کرده است. وی در این تحقیق برای آزمون مدل مورد نظر از آزمون گرانجر استفاده کرده است تا رابطه بین دو متغیر را با استفاده از دو رگرسیون، که در یکی از آنها X و دیگری Y متغیر وابسته است و در هر یک از معادلات هر کدام به عنوان متغیر توضیحی با چندین دوره وقفه آورده شده است، بررسی کند. نتایج به دست آمده از این آزمون نشان می‌دهد که رابطه علیت از نرخ رشد درآمد سرانه به سمت نرخ رشد سرمایه‌گذاری است. البته، نباید شرایط به گونه‌ای باشد که کسب درآمد بیشتر و افزایش سرمایه باعث شود که این سرمایه‌ها به خارج بگریزند.

همچنین، وی نتیجه می‌گیرد که سرمایه‌گذاری داخلی با افزایش خود باعث می‌شود که کل تولیدات کشور افزایش پیدا کند و این رشد اقتصادی را به ارمغان می‌آورد.

صالحی (Salehi, 2002) در مقاله‌ای آثار سرمایه‌انسانی بر رشد اقتصادی ایران را بررسی کرده و در آن بعد کلان سرمایه‌انسانی را مورد توجه قرار داده و نتیجه گرفته است که متغیرهای سرمایه‌انسانی (نرخ ثبت نام در مقاطع مختلف، سالهای تحصیل و مخارج آموزشی) تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی ایران داشته است. در عین حال، تأثیرات متغیرهای یادشده با همدیگر متفاوت هستند. در ضمن، سهم نیروی انسانی متخصص در رشد بخشهای کشاورزی، صنعت و خدمات نیز مثبت و معنادار است.

تقوی و محمدی (Tagavi and Mohammadi, 2003) تأثیر سرمایه‌انسانی بر رشد اقتصادی در ایران طی دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۱ را بررسی کرده و به این نتیجه رسیده‌اند 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.

علمی و جمشید نژاد (Elmi and Jamshidnagad, 2008) اثر آموزش بر رشد اقتصادی ایران در سالهای ۱۳۸۲-۱۳۵۰ را بررسی کرده‌اند. آنان برای نشان دادن اثر آموزش بر رشد اقتصادی ایران در بعد نظری از مدل لوکاس استفاده کرده و در مطالعه کاربردی، از میانگین سالهای آموزش نیروی کار شاغل به عنوان شاخص آموزش و سرمایه‌انسانی استفاده کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که آموزش تأثیر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی ایران در طول دوره مورد بررسی دارد.

روش پژوهش

هدف اصلی از اجرای این پژوهش بررسی رابطه علیتی بین سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی و سرمایه‌فیزیکی، سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی و رشد تولید ناخالص داخلی و همچنین، سرمایه‌فیزیکی و رشد تولید ناخالص داخلی در ایران طی سالهای ۱۳۸۴-۱۳۵۰ با استفاده از روش آزمون استاندارد علیت گرنجر و مدل تصحیح خطا بوده است. در این تحقیق برای بررسی رابطه بین متغیرهای یاد شده و همچنین، تعیین جهت این رابطه علی از چارچوب تابع

تولید کلان نئو کلاسیکی با فرم کاب- داگلاس استفاده شده است. مدل مذکور در حالت کلی به صورت زیر است:

$$Y_t = F(L_t, K_t) \quad (۱)$$

که در آن Y معرف محصول ناخالص داخلی، L بیانگر سرمایه نیروی انسانی، K مبین سرمایه‌گذاری فیزیکی و t نیز نشان دهنده سالهای مورد بررسی است. با مشتق‌گیری از تابع تولید نسبت به زمان خواهیم داشت:

$$\frac{dY_t}{dt} = \frac{\partial F}{\partial L_t} \cdot \frac{dL_t}{dt} + \frac{\partial F}{\partial K_t} \cdot \frac{dK_t}{dt} \quad (۲)$$

با تقسیم طرفین معادله (۲) بر Y_t ، نرخ رشد تناسبی به دست خواهد آمد:

$$\frac{dY_t/dt}{Y_t} = \frac{\partial F}{\partial L_t} \cdot \frac{1}{Y_t} \cdot \frac{dL_t}{dt} + \frac{\partial F}{\partial K_t} \cdot \frac{1}{Y_t} \cdot \frac{dK_t}{dt} \quad (۳)$$

با ضرب طرف راست معادله (۳) به ترتیب در $\frac{L}{K}$ و $\frac{K}{L}$ ، رابطه (۴) به دست خواهد آمد:

$$\frac{dY_t/dt}{Y_t} = \frac{\partial F}{\partial L_t} \cdot \frac{L}{Y_t} \cdot \frac{dL_t}{dt} \cdot \frac{1}{L} + \frac{\partial F}{\partial K_t} \cdot \frac{K}{Y_t} \cdot \frac{dK_t}{dt} \cdot \frac{1}{K} \quad (۴)$$

اگر روابط $\dot{Y} = [(dY_t/dt)/Y]$ و $\dot{K} = [(dK_t/dt)/K]$ ، $\dot{L} = [(dL_t/dt)/L]$ را در معادله (۴) جایگزین کنیم، خواهیم داشت:

$$\dot{Y} = \frac{\partial F}{\partial L_t} \cdot \frac{L}{Y_t} \cdot \dot{L} + \frac{\partial F}{\partial K_t} \cdot \frac{K}{Y_t} \cdot \dot{K} \quad (۵)$$

اگر مقادیر η_L و η_K را به ترتیب کشش تولید نسبت به سرمایه نیروی انسانی و کشش تولید نسبت به سرمایه فیزیکی در نظر بگیریم و در معادله (۵) جایگذاری کنیم، به معادله (۶) خواهیم رسید:

$$\dot{Y} = \eta_L \cdot \dot{L} + \eta_K \cdot \dot{K} \quad (۶)$$

رابطه (۶) را می‌توانیم از شکل لگاریتمی تابع کاب- داگلاس الگوی رومر نیز به دست آوریم.

$$Y_t = L_t^\alpha \cdot K_t^\beta \quad (7)$$

$$\text{Log}(Y_t) = \alpha \cdot \text{Log}(L_t) + \beta \cdot \text{Log}(K_t) \quad (8)$$

مقادیر η_L و η_K در معادله (۶) با مقادیر α و β در معادله (۸) برابر است. با استفاده از این مدل می‌توان رابطه بین تولید ناخالص داخلی و سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی را تشریح کرد. همچنین، بر اساس این مدل، تغییرات بلندمدت این متغیرها ممکن است به همدیگر مرتبط باشند. به علاوه، اگر پویایی کوتاه مدت در رفتار عاملها را نیز در نظر بگیریم، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، تغییرات گذشته در سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی می‌تواند حاوی اطلاعات مفیدی در خصوص پیش بینی تغییرات آتی تولید ناخالص داخلی باشد. بنابراین، با توجه به تحلیل مذکور، برای بررسی ارتباط میان سرمایه فیزیکی، انسانی و تولید ناخالص داخلی مدل‌های رگرسیونی زیر تخمین زده می‌شوند:

$$\text{LGDPR}_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{LINV}_t + \beta_2 \cdot \text{LHUM}_t + \beta_3 \cdot X_4 + \beta_4 \cdot X_5 + \varepsilon_t \quad (9)$$

تعاریف متغیرهای موجود در رابطه (۹) عبارت‌اند از:

LGDPR_t : لگاریتم تولید ناخالص ملی واقعی در دوره t به قیمت‌های ثابت سال پایه ۱۳۶۱ (میلیارد ریال) است. ارزش پولی تمام کالاها و خدمات نهایی تولید شده به قیمت سال پایه در اقتصاد یک کشور را در یک دوره مالی معین (یک سال) تولید ناخالص داخلی واقعی می‌نامیم. در این مطالعه برای این متغیر از داده‌های بانک مرکزی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۶۱ استفاده شده است.

$\text{LHUM}_t = \text{LITADULT}$: لگاریتم نرخ باسوادی بزرگسالان است که از منابع بانک جهانی استخراج شده و به عنوان متغیر جایگزین برای سرمایه انسانی به کار رفته است.

شایان ذکر است که متغیرهایی از این دست به دلیل مشکلات مختلف مربوط به اندازه‌گیری و تعیین معیار و شاخص برای آنها در مدل‌های دو یا سه متغیره به طور مستقیم وارد نمی‌شوند، بلکه از رشد آنها طی دوره مورد بررسی استفاده می‌شود. (Tagavi and Mohammadi, 2003). بنابراین، متغیر نرخ باسوادی بزرگسالان به طور مستقیم وارد مدل نشده، بلکه از رشد آنها طی دوره ۱۳۸۴-۱۳۵۰ استفاده شده است.

$LINV_t$: لگاریتم تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی واقعی در بخش ماشین آلات و تجهیزات و بخش ساختمان به قیمت‌های ثابت سال پایه ۱۳۶۱ در دوره t (میلیارد ریال) است. موجودی سرمایه فیزیکی، مجموع کالاهای سرمایه‌ای است که با یک معیار سنجش واحد اندازه‌گیری می‌شوند؛ به عبارت دیگر، کالاهای سرمایه‌ای از قبیل کارخانه‌ها، ماشین آلات و غیره وقتی با یک واحد اندازه‌گیری مشترک تبدیل و با هم جمع می‌شوند، ملاکی از موجودی سرمایه فیزیکی جامعه به دست می‌دهند. در این مطالعه از برآورد موجودی سرمایه که در معاونت راهبردی ریاست جمهوری (سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی) به قیمت‌های ثابت ۱۳۶۱ انجام شده، استفاده شده است (Elmi and Jamshidnagad, 2008).

$X_4 = DU_{57}$: 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 است.

$X_5 = DU_{59-67}$: متغیر موهومی جنگ تحمیلی است که در سالهای ۱۳۶۷-۱۳۵۹ عدد یک و برای بقیه سالها عدد صفر را می‌گیرد.

در این مقاله از روش خودرگرسیون برداری برای بررسی رابطه علیت گرنجری استاندارد بین متغیرهای مذکور استفاده شده است. همچنین، برای بررسی رابطه بلند مدت بین متغیرهای مدل از روش هم انباشتگی جوهانسن-جوسیلیوس استفاده شده است. بعد از تعیین روابط بلندمدت بین متغیرها، به منظور بررسی برای رابطه علیت گرنجری بین متغیرها و همچنین، علیت گرنجری کوتاه مدت و بلند مدت از مدل‌های تصحیح خطا استفاده شده است.

در این پژوهش از داده‌های آماری بانک مرکزی جمهوری اسلامی و سالنامه‌های آماری منتشر شده توسط مرکز آمار ایران و معاونت راهبردی ریاست جمهوری برای سالهای مختلف استفاده شده است. جمع‌آوری اطلاعات نیز به روش کتابخانه‌ای و اسنادی صورت گرفته است. داده‌های سری زمانی مورد استفاده برای تخمین مدل شامل داده‌های سالهای ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۴ است.

یافته‌ها

بحث و برآورد مدل: قبل از برآورد مدل لازم است ابتدا نسبت به ایستایی و ناپیوستایی سریهای زمانی مورد استفاده در مدل با استفاده از روش آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته اطمینان حاصل شود. در این تحقیق 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 شده است. نظر به اینکه در این نمونه، حجم مشاهدات کمتر از ۱۰۰ بوده، از آماره شوارز استفاده شده است تا درجه آزادی زیادی از دست نرود. نتایج این آزمون بر اساس معیار شوارز - بیزین برای متغیرهای مدل گویای آن است که تمام متغیرها در سطح داده‌ها ناماننا هستند، اما در تفاضل مرتبه اول داده‌ها مانا هستند. لذا، متغیرهای LHUM و LINV و LGDPR همگی از مرتبه I(1) مانا هستند. خلاصه نتایج ارائه شده در جدول ۱ آورده شده است.

جدول ۱- آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته متغیرهای کلان

نام متغیر	مدل با عرض از مبدأ و بدون روند			مدل دارای عرض از مبدأ و روند		
	طول وقفه بهینه	آماره محاسبه شده	کمیت بحرانی جدول	طول وقفه بهینه	آماره محاسبه شده	کمیت بحرانی جدول
LGDPR	۴	۲/۸۵۱۳	-۲/۹۶۶۵	۴	-۱/۵۰۶۳	-۳/۵۷۳۱
LINV	۱	-۱/۷۲۶۷	-۲/۹۶۶۵	۱	-۲/۸۳۸۲	-۳/۵۷۳۱
LHUM	۰	-۰/۵۱۵۲۹	-۲/۹۶۶۵	۰	-۱/۴۱۴۶	-۳/۵۷۳۱
DLGDP	۱	-۳/۷۲۵۰	-۲/۹۷۰۶	۳	-۷/۰۶۳۸	-۳/۵۷۹۶
DLINV	۲	-۴/۰۲۰۶	-۲/۹۷۰۶	۳	-۴/۹۵۷۱	-۳/۵۷۹۶
DLHUM	۱	-۳/۵۵۲۸	-۲/۹۷۰۶	۱	-۳/۹۲۳۸	-۳/۵۷۹۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بررسی رابطه علیت گرنجر استاندارد بین متغیرها: برای بررسی رابطه علیت انگل-گرنجری بین سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی و سرمایه فیزیکی، سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی و رشد

تولید ناخالص داخلی و همچنین، سرمایه فیزیکی و رشد تولید ناخالص داخلی از یک مدل خود رگرسیون برداری شامل متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی و سرمایه نیروی انسانی و سرمایه فیزیکی در قالب معادلات (۱۰)، (۱۱) و (۱۲) استفاده شده است.

$$LGDP R_t = C_1 + \alpha_1 \cdot LGDP R_{t-1} + \beta_1 \cdot LGDP R_{t-2} + \delta_1 \cdot LINV_{t-1} + \phi_1 \cdot LINV_{t-2} + \gamma_1 \cdot LHUM_{t-1} + \eta_1 \cdot LHUM_{t-2} + \mu_1 \cdot X_4 + \lambda_1 \cdot X_5 + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$LINV_t = C_2 + \alpha_2 \cdot LGDP R_{t-1} + \beta_2 \cdot LGDP R_{t-2} + \delta_2 \cdot LINV_{t-1} + \phi_2 \cdot LINV_{t-2} + \gamma_2 \cdot LHUM_{t-1} + \eta_2 \cdot LHUM_{t-2} + \mu_2 \cdot X_4 + \lambda_2 \cdot X_5 + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$LHUM_t = C_3 + \alpha_3 \cdot LGDP R_{t-1} + \beta_3 \cdot LGDP R_{t-2} + \delta_3 \cdot LINV_{t-1} + \phi_3 \cdot LINV_{t-2} + \gamma_3 \cdot LHUM_{t-1} + \eta_3 \cdot LHUM_{t-2} + \mu_3 \cdot X_4 + \lambda_3 \cdot X_5 + \varepsilon_t \quad (12)$$

شایان ذکر است که در معادلات (۱۰)، (۱۱) و (۱۲) درجه بهینه مدل VAR بر اساس معیار شوآرز-بیزین برابر دو است. با استفاده از آماره LR معنادار بودن متغیرهای از پیش تعیین شده موجود در این معادلات اعم از متغیرهای موهومی، روند و عرض از مبدأ بررسی شده است. آماره LR برای ضرایب متغیرهای از پیش تعیین شده مدل با درجه آزادی ۱۲ برابر ۱۰۶/۴۱۰۳ است که احتمال رد شدن فرضیه صفر مبنی بر بی تأثیر بودن متغیرهای برونزای مدل بالای ۹۵٪ است. بنابراین، بر اساس این آزمون متغیرهای از پیش تعیین شده عرض از مبدأ و روند زمانی و هر دو متغیر موهومی لحاظ شده در تحقیق تأثیر معناداری در مدل دارند.

جداول ۲، ۳ و ۴ نشان دهنده نتایج آماره والد^۴ در خصوص معنادار بودن ضرایب با وقفه متغیرهای به کار گرفته شده در معادلات (۱۰)، (۱۱) و (۱۲) هستند. همان گونه که در جداول مشاهده می‌شود، اگر بر اساس آماره والد فرضیه عدم مبنی بر صفر بودن ضرایب رد شود، بیانگر معنادار بودن ضرایب است و نشان می‌دهد که رابطه علیت گرنجری استاندارد در میان متغیرها وجود دارد. بر اساس یافته‌های پژوهش و نتایج جداول ۲، ۳ و ۴ نتیجه می‌شود که:

الف. یک رابطه علیت استاندارد یک طرفه از انباشت سرمایه فیزیکی به رشد اقتصادی وجود دارد، اما این رابطه از سوی رشد اقتصادی به طرف انباشت سرمایه فیزیکی وجود ندارد.

ب. هیچ رابطه علی استاندارد میان انباشت سرمایه فیزیکی و انباشت سرمایه انسانی وجود ندارد.

ج. یک رابطه علیت گرنجری استاندارد دو طرفه میان انباشت سرمایه انسانی و رشد اقتصادی وجود دارد. اگر چه در معادلات (۱۰) و (۱۲) بر اساس آماره والد به دست آمده است، این رابطه در خصوص متغیرهای مذکور با یک وقفه تأخیر صادق نیست.

جدول ۲- نتایج آزمون والد برای بررسی رابطه بین متغیرهای مدل متناظر با معادله (۱۰)

نتیجه فرض H_0	آماره والد χ^2	فرضیه H_0	متغیر مستقل	متغیر وابسته
رد می‌شود	۴/۵۱۳۵(۰/۰۳۴)	$\delta_1 = 0$	$LINV_{t-1}$	LG DPR
رد می‌شود	۶/۶۹۲۱(۰/۰۱۰)	$\phi_1 = 0$	$LINV_{t-2}$	LG DPR
رد نمی‌شود	۰/۱۶۹۱(۰/۹۲۵)	$\gamma_1 = 0$	$LHUM_{t-1}$	LG DPR
رد می‌شود	۸/۲۲۰۱(۰/۰۰۰)	$\eta_1 = 0$	$LHUM_{t-2}$	LG DPR
رد می‌شود	۸/۴۴۶۹(۰/۰۱۵)	$\delta_1 = 0,$ $\phi_1 = 0$	$LINV$	LG DPR
رد می‌شود	۶/۱۴۰۲(۰/۰۰۱)	$\gamma_1 = 0,$ $\eta_1 = 0$	$LHUM$	LG DPR

اعداد داخل پرانتز بیانگر ارزش احتمال مربوط به آماره مورد نظر (حد اقل سطح معناداری) هستند.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۳- نتایج آزمون والد برای بررسی رابطه بین متغیرهای مدل متناظر با معادله (۱۱)

متغیر وابسته	متغیر مستقل	فرضیه H_0	آماره والد χ^2	نتیجه فرض H_0
LINV	$LG DPR_{t-1}$	$\alpha_1 = 0$	۰/۲۵۶۱۴ (۰/۶۱۳)	رد نمی‌شود
LINV	$LG DPR_{t-2}$	$\beta_1 = 0$	۰/۰۰۵۱۰۱۲ (۰/۹۴۳)	رد نمی‌شود
LINV	$LHUM_{t-1}$	$\gamma_1 = 0$	۰/۰۳۴۷۹ (۰/۸۶۴)	رد نمی‌شود
LINV	$LHUM_{t-2}$	$\eta_1 = 0$	۰/۳۶۵۶ (۰/۵۶۴)	رد نمی‌شود
LINV	$LG DPR$	$\alpha_1 = 0,$ $\beta_1 = 0$	۰/۰۸۴۳۷ (۰/۸۶۷)	رد نمی‌شود
LINV	$LHUM$	$\gamma_1 = 0,$ $\eta_1 = 0$	۰/۲۳۶۸ (۰/۷۹۴)	رد نمی‌شود

اعداد داخل پرانتز ارزش احتمال مربوط به آماره مورد نظر (حداقل سطح معناداری) هستند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۴- نتایج آزمون والد برای بررسی رابطه بین متغیرهای متناظر با معادله (۱۲)

متغیر وابسته	متغیر مستقل	فرضیه H_0	آماره والد χ^2	نتیجه فرض H_0
LHUM	$LG DPR_{t-1}$	$\alpha_1 = 0$	۰/۲۱۴۲ (۰/۵۶۱۸)	رد نمی‌شود
LHUM	$LG DPR_{t-2}$	$\beta_1 = 0$	۷/۴۶۵۹ (۰/۰۲۱)	رد می‌شود
LHUM	$LINV_{t-1}$	$\delta_1 = 0$	۰/۱۷۶۵ (۰/۵۲۴)	رد نمی‌شود
LHUM	$LINV_{t-2}$	$\phi_1 = 0$	۱/۶۵۶۹ (۰/۲۶۹)	رد نمی‌شود
LHUM	$LG DPR$	$\alpha_1 = 0,$ $\beta_1 = 0$	۷/۳۵۵۴ (۰/۰۲۱)	رد می‌شود
LHUM	$LINV$	$\delta_1 = 0,$ $\phi_1 = 0$	۱/۰۶۴۱ (۰/۳۰۳)	رد نمی‌شود

اعداد داخل پرانتز ارزش احتمال مربوط به آماره مورد نظر (حداقل سطح معناداری) هستند.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج روش تصحیح خطا : نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه مدت و بلند مدت را می‌توان با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری به دست آورد، اما قبل از به‌کارگیری روش تصحیح خطا باید رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها را بررسی کرد. در این پژوهش برای بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها از روش آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن - جوسیلیوس استفاده شده است. اساس کار روش جوهانسن را یک مدل VAR به صورت زیر تشکیل می‌دهد:

$$Y_t = A_1 \cdot Y_{t-1} + A_2 \cdot Y_{t-2} + \dots + A_p \cdot Y_{t-p} + e_t \quad (13)$$

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

$$Y_t = \pi_1 \Delta Y_{t-1} + \pi_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \pi_{p-1} \Delta Y_{t-(p-1)} + \pi Y_{t-p} + e_t \quad (14)$$

که در آن:

$$\pi = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_p) \quad (15)$$

به طور کلی، اساس تحلیل در این روش بر ماتریس π استوار است. اگر رتبه ماتریس مشخص باشد و تعداد متغیرها p فرض شود، آن گاه سه حالت ممکن است پیش می‌آید:

- ۱) اگر $r = p$ باشد، در آن صورت π دارای رتبه کامل است و تمام متغیرها ایستا خواهند بود. در این صورت می‌توان از روش VAR برای سطح متغیرها استفاده کرد.
- ۲) اگر $r < p$ و $r > 0$ باشد، در این صورت r بردار هم‌انباشتگی وجود دارد که پایا هستند و $r - p$ روند تصادفی یا نایستا وجود خواهد داشت.
- ۳) اگر $r = 0$ باشد، تمام متغیرها دارای ریشه واحدند و می‌توان از روش VAR و با استفاده از تفاضل مرتبه اول متغیرها ضرایب را تخمین زد.

بحث جوهانسون و جوسیلیوس بر حالت دوم بنا شده است که در آن رتبه ماتریس کوچک‌تر از تعداد متغیرهاست. در این روش از دو آماره حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی استفاده می‌شود (Nofersti, 1999).

برای تعیین رتبه ماتریس و مشخص کردن تعداد بردارهای همگرا از آزمونهای اثر (λ_{trace}) و حداکثر مقدار ویژه (λ_{max}) استفاده می‌شود. نتایج به دست آمده از آزمونهای مذکور در پنج حالت به طور خلاصه در جدول ۵ ارائه شده است.

توجه به این نکته ضروری است که در عمل ممکن است نتایج به دست آمده از دو روش آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه یکسان نباشد، اما بر اساس مطالعات مونت کارلو، آزمون اثر بعضاً قوی‌تر از آزمون حداکثر مقدار ویژه است (Sohaili, 2007). 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 نظر آماری نیز ضرایب آن معنادار باشد.

همان‌گونه که از جدول ۵ مشخص است، در حالت بدون عرض از مبدأ و روند زمانی (حالت اول)، مطابق با آزمون اثر یک بردار، اما بر طبق آزمون حداکثر مقدار ویژه صفر بردار به دست می‌آید. بنابراین، یک بردار پذیرفته می‌شود. در بقیه موارد؛ یعنی الگوی دارای عرض از مبدأ مقید و بدون روند زمانی (حالت دوم)، الگوی دارای عرض از مبدأ نامقید و بدون روند زمانی (حالت سوم)، مدل دارای عرض از مبدأ نامقید و با روند زمانی مقید (حالت چهارم) و نیز مدل دارای عرض از مبدأ نامقید و با روند زمانی نامقید (حالت پنجم) هم بر اساس آزمون اثر و هم بر اساس آزمون حداکثر مقدار ویژه تعداد یک بردار همگرایی در بلندمدت برای مدل به دست می‌آید.

در بیشتر مدل‌های کاربردی اقتصاد کلان، وقتی که متغیرها شامل روند زمانی هستند، مدل تصحیح خطای برداری شبیه حالت چهارم است که در آن ضریب روند زمانی مقید است. در مواردی هم که متغیرهای درونزا و برونزا روند زمانی ندارند، مدل تصحیح خطای برداری شبیه حالت دوم است (Sohaili, 2007). بنابراین، در ادامه این پژوهش از بردارهای همگرایی و مدل‌های تصحیح خطای برداری طراحی شده در حالت دوم و چهارم استفاده شده است.

با به دست آوردن تأثیر تکانه‌های وسیع بر کل سیستم برای بردار به دست آمده برای حالت‌های دوم و چهارم، ملاحظه می‌شود که تکانه وارده در زمان صفر در افق ۵۰ ساله زایل

می‌شود. این بیانگر این مطلب است که رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای هر یک از الگوهای یادشده حاکم است (Tashkini, 2005).

جدول ۵- خلاصه نتایج آزمون رتبه ماتریس با استفاده از آماره های λ_{max} و λ_{trace}

حالت پنجم	حالت چهار	حالت سوم	حالت دوم	حالت اول	H_1	H_0	نوع آزمون
۵۶/۴۹۵۶ (۳۱/۰۰۰۰)	۵۷/۶۵۷۱ (۳۱/۷۹۰۰)	۲۸/۳۱۳۵ (۲۷/۴۲۰۰)	۳۰/۴۷۰۶ (۲۸/۲۷۰۰)	۲۲/۷۷۴۶ (۲۳/۹۲۰۰)	$r = 1$	$r = 0$	λ_{max}
۲۱/۶۳۱۴ (۲۴/۳۵۰۰)	۲۲/۵۵۵۲ (۲۵/۴۲۰۰)	۱۵/۶۰۱۷ (۲۱/۱۲۰۰)	۱۶/۰۳۸۱ (۲۲/۰۴۰۰)	۱۲/۶۶۳۶ (۱۲/۶۸۰۰)	$r = 2$	$r \leq 1$	
۷/۷۸۰۹ (۱۸/۳۳۰۰)	۱۴/۲۳۹۷ (۱۹/۲۲۰۰)	۷/۸۷۶۳ (۱۴/۸۱۰۰)	۷/۹۰۳۷ (۱۵/۸۷۰۰)	۵/۷۱۷۸ (۱۱/۰۳۰۰)	$r = 3$	$r \leq 2$	
۸۷/۵۱۷۸ (۵۸/۹۳۰۰)	۹۷/۵۲۸۵ (۶۳/۰۰۰)	۴۹/۳۱۷۳ (۴۸/۸۱۰۰)	۵۵/۱۳۰۲ (۵۳/۴۸۰۰)	۴۵/۶۴۱۳ (۳۹/۸۱۰۰)	$r \geq 1$	$r = 0$	λ_{trace}
۳۱/۰۲۲۳ (۳۹/۳۳۰۰)	۳۹/۸۷۱۴ (۴۲/۳۴۰۰)	۲۴/۰۰۳۸ (۳۱/۵۴۰۰)	۲۹/۶۵۹۶ (۳۴/۸۷۰۰)	۲۲/۸۶۶۶ (۲۴/۰۵۰۰)	$r \geq 2$	$r \leq 1$	
۹/۳۹۰۹ (۲۳/۸۳۰۰)	۱۷/۳۱۶۲ (۲۵/۷۷۰۰)	۸/۴۰۲۰ (۱۷/۸۶۰۰)	۱۳/۶۲۱۴ (۲۰/۱۸۰۰)	۱۰/۲۰۳۰ (۱۲/۳۶۰۰)	$r \geq 3$	$r \leq 2$	

اعداد داخل پرانتز مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد هستند.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بنابراین، می‌توان به مقادیر نرمالیزه بردارهای به دست آمده برای ضرایب متغیرها در بلندمدت، با درجه اطمینان بالایی اعتماد کرد. بردارهای همگرایی به دست آمده از اجرای مدل در حالت‌های دوم و چهارم در جدول ۶ ارائه شده است.

جدول ۶- خلاصه نتایج بردارهای بلندمدت رشد

نام متغیر	مدل دارای عرض از مبدأ مقید و بدون روند زمانی		مدل دارای عرض از مبدأ غیرمقید و روند زمانی مقید	
	بردار همگرایی	بردار همگرایی نرمالیزه	بردار همگرایی	بردار همگرایی نرمالیزه
LGDP	-۲/۲۵۱۵	-۱/۰۰۰۰	-۱/۵۶۴۲	-۱/۰۰۰۰
LINV	۰/۷۵۴۶۲	۰/۳۳۵۰۰	۰/۳۷۵۷	۰/۲۴۰۱
LHUM	۰/۹۲۶۵	۰/۴۱۱۵	۰/۷۴۲۵۶	۰/۴۷۴۷
Intercept	۴۵/۲۸۴۳	۲۰/۱۱۲۹	-----	-----
Trend	-----	-----	-۰/۰۳۶۹۸	-۰/۰۲۳۶۴

مأخذ: نتایج پژوهش

می‌توان بر اساس مقادیر نرمال شده بردارهای مذکور نسبت به هر یک از متغیرها معادلات

زیر را نوشت:

$$\text{LGDP} = 20/1129 + 0/33500 \text{ LINV} + 0/4115 \text{ LHUM} \quad (۱۹)$$

$$\text{LGDP} = 0/2401 \text{ LINV} + 0/4747 \text{ LHUM} - 0/02364 \text{ TREND} \quad (۲۰)$$

هر دو بردار نشان دهنده این واقعیت هستند که در بلندمدت انباشت سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی ایران دارد. همچنین، هر دو بردار نشان می‌دهند که در بلندمدت انباشت سرمایه انسانی بیشترین تأثیر را بر رشد اقتصادی ایران دارد. البته، این تفاسیر با فرض ثابت بودن سایر شرایط صورت می‌گیرد.

نظر به اینکه مدل مورد استفاده در این پژوهش یک مدل لگاریتمی است، لذا، ضرایب متغیرها بیان‌کننده کشش نیز هستند. بنابراین، در بردار اول با فرض ثابت بودن سایر شرایط، رابطه میان سرمایه انسانی و رشد در بلندمدت مثبت و معنادار است؛ به عبارت دیگر، در بلندمدت اگر سرمایه انسانی یک درصد افزایش یابد، رشد اقتصادی در ایران را به میزان ۰/۴۱۱۵ درصد افزایش خواهد داد. همچنین، در بلندمدت اثر افزایش سرمایه‌های فیزیکی بر رشد اقتصادی ایران مثبت و معنادار و حدود ۰/۳۳۵ درصد است؛ به عبارت دیگر، در بلندمدت

اگر سرمایه فیزیکی یک درصد افزایش یابد، رشد اقتصادی در ایران را به میزان ۰/۳۳۵ درصد افزایش خواهد داد.

در بردار دوم با فرض ثابت بودن سایر شرایط، رابطه میان سرمایه انسانی و رشد در بلندمدت مثبت و معنادار است؛ به عبارت دیگر، در بلندمدت اگر انباشت سرمایه انسانی یک درصد افزایش یابد، رشد اقتصادی در ایران را به میزان ۰/۴۷۴۷ درصد افزایش خواهد داد. همچنین، در بلندمدت اثر افزایش سرمایه‌های فیزیکی بر رشد اقتصادی ایران مثبت و معنادار و حدود ۰/۲۴۰۱ درصد است؛ به عبارت دیگر، در بلندمدت اگر سرمایه فیزیکی یک درصد افزایش یابد، رشد اقتصادی در ایران را به میزان ۰/۲۴۰۱ درصد افزایش خواهد داد.

اگر چه وجود روابط بلندمدت میان متغیرهای مدل بیانگر وجود رابطه بین متغیرها [حداقل در یک جهت] خواهد بود، اما جهت علیت گرنجری بین متغیرها را نمی‌تواند تعیین کند. لذا، برای بررسی جهت رابطه علیتی گرنجری کوتاه مدت و بلندمدت میان متغیرهای مدل از الگوی تصحیح خطای برداری استفاده خواهد شد.

نتایج آزمون علیت گرنجر کوتاه مدت و بلندمدت متناظر با هر یک از بردارهای هم‌انباشتگی یاد شده در روابط (۱۹) و (۲۰) با استفاده از مدل‌های تصحیح خطای برداری به شکل معادلات زیر به دست می‌آید:

الف. مدل تصحیح خطای برداری متناظر با بردار هم‌انباشتگی در رابطه (۱۹) عبارت‌اند از:

$$DLGDPR = \alpha_1 \cdot DLGDPR_1 + \beta_1 \cdot DLINV_1 + \delta_1 \cdot DHUM_1 + \quad (21)$$

$$\phi_1 \cdot ecm_1(-1) + \lambda_1 \cdot X_4 + \gamma_1 \cdot X_5 + \varepsilon_t$$

$$DLINV = \alpha_2 \cdot DLGDPR_1 + \beta_2 \cdot DLINV_1 + \delta_2 \cdot DHUM_1 + \quad (22)$$

$$\phi_2 \cdot ecm_1(-1) + \lambda_2 \cdot X_4 + \gamma_2 \cdot X_5 + \varepsilon_t$$

$$DLHUM = \alpha_3 \cdot DLGDPR_1 + \beta_3 \cdot DLINV_1 + \delta_3 \cdot DHUM_1 + \quad (23)$$

$$\phi_3 \cdot ecm_1(-1) + \lambda_3 \cdot X_4 + \gamma_3 \cdot X_5 + \varepsilon_t$$

همچنین، عبارت تصحیح خطای مدل به شرح زیر است:

$$ecm_1 = -2/2515 LGDPR + 0/75462 LINV + 0/9265 LHUM + \quad (24)$$

$$45/2843$$

به طور کلی، در این پژوهش برای آزمون علیت کوتاه مدت، آزمون معناداری ضرایب با وقفه متغیرها و با استناد به آزمون علیت گرنجری بر اساس آماره والد و برای آزمون معناداری ضریب عبارت تصحیح خطا از آماره t استفاده شده است. همچنین، برای تحلیل رابطه علیت بلند مدت از آزمون مشترک و با توجه به معناداری همزمان ضرایب هر یک از متغیرهای مورد نظر و ضریب عبارت تصحیح خطا، با استناد به آماره والد به دست آمده از این آزمون بهره برده شده است.

ضریب تصحیح خطا، در صورتی که با علامت منفی ظاهر شود، نشان دهنده سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود. این ضریب نشان می‌دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود. نظر به اینکه در بردار اول به دست آمده ضریب $ecm(-1)$ برابر $-0/1756$ است و با توجه به آماره t ، با درجه اطمینان بالایی معنادار است. بنابراین، رابطه‌ای کوتاه مدت بین متغیرهای مدل وجود دارد. ضریب جزء تصحیح خطا نشان می‌دهد که رشد اقتصادی در هر سال $17/56$ درصد به سمت تعادل بلند مدت تعدیل می‌شود. بنابراین، ضریب عبارت تعدیل سرعت ملایمی از همگرایی به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. در جدول ۷ نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه مدت با استفاده از مدل ECM متناظر بردار اول نشان داده شده است. همان گونه که در جدول مشاهده می‌شود، اگر بر اساس آماره والد، فرضیه عدم مبنی بر صفر بودن ضرایب رد شود، بیانگر معنادار بودن ضرایب در کوتاه مدت است و نشان می‌دهد که در کوتاه مدت رابطه علیت گرنجری در میان متغیرها وجود دارد.

در جدول ۸ نیز نتایج آزمون علیت گرنجری بلند مدت با استفاده از مدل ECM متناظر بردار اول نشان داده شده است. در این جدول برای نشان دادن ارتباط بلند مدت از آزمون معناداری توأمان متغیر مورد نظر و عبارت ضریب تصحیح خطا استفاده می‌شود و اگر بر اساس آماره والد، فرضیه عدم مبنی بر صفر بودن ضرایب رد شود، بیانگر معنادار بودن ضرایب در بلند مدت است و نشان می‌دهد که در بلند مدت رابطه علیت گرنجری در میان متغیرها وجود دارد. لذا، می‌توان نتیجه گرفت که در بردار هم انباشتگی به دست آمده در رابطه (۱۹)، نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه مدت و بلند مدت با استفاده از مدل تصحیح خطا در معادله (۲۱)،

(۲۲) و (۲۳) نشان می‌دهد که در کوتاه مدت و بلند مدت یک رابطه علیت گرنجری دو طرفه میان رشد اقتصادی و سرمایه‌انسانی وجود دارد. همچنین، هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از سرمایه فیزیکی به انباشت سرمایه انسانی وجود دارد. همچنین، در کوتاه مدت و بلند مدت یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از سرمایه فیزیکی به رشد اقتصادی وجود دارد (جداول ۷ و ۸).

جدول ۷- نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه مدت با استفاده از مدل ECM متناظر بردار اول

متغیر مستقل		$DLGDPR_1$	$DLINV_1$	$DLHUM_1$
متغیر وابسته	فرضیه H_0	$\alpha_i = 0$	$\beta_i = 0$	$\delta_i = 0$
$DLGDPR$		-----	۶/۲۲۹۱ (۰/۰۰۵)	۸/۰۰۲۴ (۰/۰۰۴)
$DLINV$		۰/۷۹۸۵ (۰/۲۹۵)	-----	۰/۱۸۸۵ (۰/۸۰۲)
$DLHUM$		۲۰/۲۶۵۴ (۰/۰۰۰)	۱۰/۹۳۵۸ (۰/۰۰۰)	-----

اعداد داخل پرانتز حداقل سطح معناداری هستند.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۸- نتایج آزمون علیت گرنجری بلند مدت با استفاده از مدل ECM متناظر با بردار اول

		ecm_1	آزمون توأمان		
		$ecm(-1)$	$ecm(-1)$ $DLGDPR_1$	$ecm(-1)$ $DLINV_1$	$ecm(-1)$ $DLHUM_1$
متغیر وابسته	فرضیه H_0	$\phi_i = 0$	$\alpha_i = 0$ $\phi_i = 0$	$\beta_i = 0$ $\phi_i = 0$	$\beta_i = 0$ $\phi_i = 0$
$DLGDPR$		۲۰/۴۱۵۹ (۰/۰۰۰)	-----	۳۴/۲۴۰۳ (۰/۰۰۰)	۲۰/۳۸۵۰ (۰/۰۰۰)
$DLINV$		۰/۸۹۸۹۷ (۰/۳۶۱)	۱/۶۳۴۶ (۰/۲۹۸)	-----	۰/۸۴۵۸ (۰/۵۵۶)
$DLHUM$		۹۵/۵۱۸۳ (۰/۰۰۰)	۹۹/۰۳۳۲ (۰/۰۰۰)	۱۱۳/۴۰۳۹ (۰/۰۰۰)	-----

اعداد داخل پرانتز حداقل سطح معناداری هستند.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ب. مدل تصحیح خطای برداری متناظر با بردار هم انباشتگی در رابطه (۲۰) عبارت‌اند از:

$$DLGDPR = C + \alpha_1 \cdot DLGDPR_1 + \beta_1 \cdot DLINV_1 + \delta_1 \cdot DHUM_1 + \phi_1 \cdot ecm_1(-1) + \lambda_1 \cdot X_4 + \gamma_1 \cdot X_5 + \varepsilon_t \quad (25)$$

$$DLINV = C + \alpha_2 \cdot DLGDPR_1 + \beta_2 \cdot DLINV_1 + \delta_2 \cdot DHUM_1 + \phi_2 \cdot ecm_1(-1) + \lambda_2 \cdot X_4 + \gamma_2 \cdot X_5 + \varepsilon_t \quad (26)$$

$$DLHUM = C + \alpha_3 \cdot DLGDPR_1 + \beta_3 \cdot DLINV_1 + \delta_3 \cdot DHUM_1 + \phi_3 \cdot ecm_1(-1) + \lambda_3 \cdot X_4 + \gamma_3 \cdot X_5 + \varepsilon_t \quad (27)$$

همچنین، عبارت تصحیح خطای مدل به شرح زیر است:

$$ecm1 = -1/5642 LGDPR + 0/3757 LINV + 0/74256 LHUM - 0/03698 Trend \quad (28)$$

در این حالت ضریب $ecm(-1)$ برابر $-0/18252$ است که با توجه به آماره t ، با درجه اطمینان بالایی معنادار است و نشان می‌دهد که رشد اقتصادی در هر سال $18/25$ درصد به سمت تعادل بلند مدت تعدیل می‌شود. بنابراین، ضریب عبارت تعدیل سرعت ملایمی از همگرایی به سمت تعادل بلندمدت را نتیجه می‌دهد.

در جدول ۹ نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه مدت با استفاده از مدل ECM متناظر بردار هم انباشتگی دوم نشان داده شده است. همان گونه که در جدول مشاهده می‌شود، اگر بر اساس آماره والد، فرضیه عدم مبنی بر صفر بودن ضرایب رد شود، بیانگر معنادار بودن ضرایب در کوتاه مدت است و نشان می‌دهد که در کوتاه مدت رابطه علیت گرنجری در میان متغیرها وجود دارد.

در جدول ۱۰ نیز نتایج آزمون علیت گرنجری بلند مدت با استفاده از مدل ECM متناظر بردار بردار هم انباشتگی دوم نشان داده شده است. در این جدول برای نشان دادن ارتباط بلندمدت از آزمون معناداری توآمان متغیر مورد نظر و عبارت ضریب تصحیح خطا استفاده می‌شود و اگر بر اساس آماره والد، فرضیه عدم مبنی بر صفر بودن ضرایب رد شود، بیانگر معنادار بودن ضرایب در بلند مدت است و نشان می‌دهد که در بلند مدت رابطه علیت

گرنجری در میان متغیرها وجود دارد. لذا، می‌توان نتیجه گرفت که به طور کلی، در بردار هم انباشتگی به دست آمده در رابطه (۲۰)، نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه مدت و بلند مدت با استفاده از مدل تصحیح خطا در معادله (۲۵)، (۲۶) و (۲۷) نشان می‌دهد که در کوتاه مدت و بلند مدت یک رابطه علیت گرنجری دو طرفه میان رشد اقتصادی و سرمایه‌انسانی وجود دارد. همچنین، هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از سرمایه‌فیزیکی به سرمایه‌انسانی وجود دارد و نیز در کوتاه مدت و بلند مدت یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از سرمایه‌فیزیکی به رشد اقتصادی وجود دارد (جداول ۹ و ۱۰).

جدول ۹- نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه مدت با استفاده از مدل ECM متناظر با بردار دوم

متغیر مستقل		$DLGDPR_t$	$DLINV_t$	$DLHUM_t$
متغیر وابسته	فرضیه H_0	$\alpha_i = 0$	$\beta_i = 0$	$\delta_i = 0$
$DLGDPR$		-----	۷/۸۶۲۵ (۰/۰۰۵)	۱۰/۲۰۴۳ (۰/۰۰۱)
$DLINV$		۱/۲۳۶۱۳ (۰/۲۹۵)	-----	۰/۰۹۹۶۵ (۰/۷۰۲)
$DLHUM$		۱۸/۲۲۰۱ (۰/۰۰۰)	۱۱/۹۶۴۵ (۰/۰۰۱)	-----

اعداد داخل پرانتز حداقل سطح معناداری هستند.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۱۰- نتایج آزمون علیت گرنجری بلند مدت با استفاده از مدل ECM متناظر با بردار دوم

		ecm_t	آزمون توأمان		
		$ecm(-1)$	$ecm(-1)$	$ecm(-1)$	$ecm(-1)$
			$DLGDPR_t$	$DLINV_t$	$DLHUM_t$
متغیر وابسته	فرضیه H_0	$\phi_i = 0$	$\alpha_i = 0$	$\beta_i = 0$	$\beta_i = 0$
			$\phi_i = 0$	$\phi_i = 0$	$\phi_i = 0$
$DLGDPR$		(۰/۰۰۰) ۲۴/۵۵۲۴	-----	۳۲/۷۷۳۶ (۰/۰۰۰)	۳۰/۵۶۴۹ (۰/۰۰۰)
$DLINV$		۰/۹۶۶۴ (۰/۳۲۱)	۲/۶۵۷۱ (۰/۲۸۱)	-----	۱/۳۰۶۲ (۰/۵۹۴)
$DLHUM$		۱۱۲/۲۶۸۹ (۰/۰۰۰)	۱۱۵/۲۰۲۴ (۰/۰۰۰)	۱۲۰/۵۲۱۸ (۰/۰۰۰)	-----

اعداد داخل پرانتز حداقل سطح معناداری هستند.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

مدلهای اولیه رشد اقتصادی که بر دو عامل نیروی کار و سرمایه در تابع تولید اقتصادی تأکید می‌کردند، در تبیین بخش عمده‌ای از رشد اقتصادی کشورها ناتوان بودند. در واقع، تغییرات نیروی کار و انباشت سرمایه به عنوان دو عامل تولیدی برای توضیح تمایز میزان رشد اقتصادی بین کشورها نارسا بودند. دانشمندان نئوکلاسیک در اولین تلاش سعی کردند تا آن قسمت از رشد را که با نیروی کار و سرمایه توضیح داده نمی‌شود، به صورت برونزا به پیشرفت و بهبود فناوری نسبت دهند. دانشمندان متأخر مدلی را طراحی کردند که دانش در یک فرایند یادگیری حین کار وارد تابع تولید شود. در نظریات جدید رشد اقتصادی، دانش وارد تابع تولید کل می‌شود و مادام که رشد می‌کند، رشد اقتصادی و در نتیجه، رفاه را نیز افزایش می‌دهد. نظریه جدید رشد تابع تولیدی را ارائه می‌کند که به دلیل انباشت فزاینده سرمایه انسانی در نتیجه تخصصی شدن، بازدهی فزاینده را نشان می‌دهد. لذا، با شکل‌گیری سرمایه انسانی درونزا رشد اقتصادی نیز به صورت درونزا افزایش می‌یابد.

در پژوهش حاضر با توجه به ارتباط نزدیک میان انباشت سرمایه انسانی و انباشت سرمایه فیزیکی و رشد اقتصادی، رابطه این متغیرها با استفاده از رابطه علیت گرنجری استاندارد و مدل تصحیح خطا بررسی شده است. با توجه به یافته‌های تحقیق، در بلند مدت بر طبق روش هم‌انباشتگی جوهانسن دو بردار هم به دست می‌آید که هر دو بردار نشان دهنده این واقعیت هستند که سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی ایران دارند.

بر اساس نتایج به دست آمده از پژوهش، در هر دو بردار هم‌انباشتگی به دست آمده، نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه مدت و بلند مدت با استفاده از مدل تصحیح خطا نشان می‌دهد که:

۱. در کوتاه مدت و بلند مدت یک رابطه علیت گرنجری دو طرفه میان رشد اقتصادی و سرمایه انسانی وجود دارد.
- ۲- هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از سرمایه فیزیکی به سرمایه انسانی وجود دارد.

۳. هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از سرمایه فیزیکی به طرف رشد اقتصادی وجود دارد.

۴. در هر دو بردار به دست آمده ضریب عبارت تعدیل سرعت ملایمی از همگرایی به سمت تعادل بلندمدت را نتیجه می‌دهد.

شایان ذکر است که با توجه به نتایج مطرح شده در بخش پیشینه نظری پژوهش، نتایج مطالعات پریچت (Pritchett, 1996)، بن حبیب و اسپیکل (Ben Habib and Spiegel, 1994)، بارو و بیکر و بیردسال، بلومسترم، لیسی و ماریو ز جان (Gharabaghian, 2001) و همچنین، یافته‌های تحقیقات عماد زاده (Emadzadeh et al., 2000)، علوی‌راد و نصیری‌زاده (Alavirad and Nasirizadeh, 2000)، و رحیمی بروجردی (Rahimi Brojerdi, 2001) با یافته‌های این تحقیق سازگار است.

اصولاً پیشرفت یک کشور، تا آنجا که روند استفاده از روشهای مدرن ادامه دارد، همیشه میسر خواهد بود. روشهای مدرن فقط به معنی در اختیار داشتن ابزارهای جدید نیست. در حقیقت، روشهای مدرن به دنبال افکار نوین و مدرن به وجود خواهند آمد. منشأ شکل‌گیری این افکار نیز غالباً تحصیلات عالی است. به همین دلیل، آموزش عالی هر کشور نقش محوری و اساسی در فراهم آوردن زمینه مناسب برای رشد اقتصادی آن کشور دارد، البته، متذکر می‌شود که تحصیلات فقط در صورتی به رشد اقتصادی بیشتر می‌انجامد که از افراد تحصیل کرده در جایی که لازم است و موجب افزایش بهره‌وری در تولید می‌گردد، استفاده شود؛ به عبارت دیگر، سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی هنگامی به رشد اقتصادی بیشتر می‌انجامد که در پاسخ به نیازهای روزافزون اقتصاد برای استفاده از آخرین دستاوردهای علمی در تولید صورت گرفته باشد. لذا، پیشنهاد می‌شود با سرمایه‌گذاری بیشتر در نیروی انسانی و تربیت افزون‌تر نیروی انسانی، موجبات افزایش عرضه نیروی کار متخصص و با تحصیلات عالی و همچنین، افزایش محقق و کارآفرین فراهم شود. قطعاً این نیروی کار متخصص و آموزش دیده می‌تواند از طریق نوآوریها و به کارگیری بهینه امکانات مادی و مالی کشور موجبات رشد سریع‌تر جامعه را فراهم سازد.

References

1. Aghion, Philippe and Peter Hewitt (1998); *Endogenous Growth Theory*; Cambridge, MA: MIT Press.
2. Alavi Rad, Abas and Hamid Nasirizadeh(2000); “Study of Human Relation and Economic Growth in Iran (Statistical Analyzing through Econometric 1959-1996”); *Political Economic Information Magazine*, Vol. 16, No. 3-4 (in Persian).
3. Barro, R. J. (2002); *Education as a Determinant Of Economic Growth*; in E. P. Laztored, *Education In The Twenty First Century*, Hoover Institution Press.
4. Becker, G., K. Murphy and R. Tamura (1990); “Human Capital, Fertility and Economic Growth”; *Journal of Political Economy*.
5. 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*, Vol. 34.
6. Birdcall, N. D. R. and R. Sabot (1993); “Under Investment in Education”;*The Pakistan Development Review*, Vol. 32.
7. Elmi, Zahra and Amir Jamshidnagad (2008); “Effect of Education in Economic Growth in Iran during 1971-2003”; *Journal of Humanities and Social Sciences*, Especial Issue: Economic, Vol. 7, No. 26 (in Persian).
8. Emadzadeh, Mustafa et al. (2001); “Role of Human Capital in Economic Growth”;*Budget and Planning Magazine*, No. 1-2, Tehran (in Persian).
9. Houshmand, Mahmood and Lotfali Azari (2006); “Development of Knowledge and Economic Productivity”;*Mazandaran Economic Journal*; Vol. 6, No. 22 (in Persian).

10. Jones, Charles I. (2000); "An Introduction to Economic Growth"; Budget and Planning Publication, Center of Economics Documentation, Tehran (in Persian).
11. Lucas, R. E. (1988); "On the Mechanics of Economic Development"; *Journal of Monetary Economic*, Vol. 22.
12. Noufrsti, Mohammad (1999); "Unit Root and co Integration in Econometric"; Institute of Cultural Services of Rasa First Edition (in Persian).
13. Pritchett, L. (1996); *Where Has All The Education Gone?*; Policy Research Department, The World Bank, Washington D.C, Policy Research Working Paper.
14. Rahimi Broujerdi, Alireza (2001); *Theoretical and Experimental Review of Effects p of Endogenous and Exogenous Variables on Investment in Iran*; Tehran University (in Persian).
15. Reblo, S. (1991); "Long – Run Policy Analysis and Long Run Growth"; *Journal of Political Economy*, Vol. 99.
16. Romer, P. M. (1986); "Increasing Return and Long run Growt"; *Journal of Political Economy*.
17. Salehi, Mohammad Javad (2002); "Effects of Human Capital in Economic Growth in Iran"; *Quarterly Journal of Research and Planning in Higher Education*, No. 22&24 (in Persian).
18. Schultz, T. W. (1961); "Investment in Human Capital"; *American Economic Review*, Vol. 51.
19. Sohaili, Kaiomars (2007); "Demand Model and Dynamic Approach of Demand for Energy in Iran"; *Scientific and Economic Research Journal*, Vol. 7, 2nd Edition (in Persian).

20. Taghavi, Mehdi and Hosein Mohammadi (2003); “Effect of Human Capital in Economic Growth in Iran”; *Research Economic Journal*, Research Institute of Economic Affairs (in Persian).
21. Tashkini, Ahmad (2005); “Applied Econometrics with Microfit”; Institute of Art and Cultural Services of Dibagaran Tehran, First Edition, Tehran (in Persian).