

تأثیر آموزش علم و فناوری بر رشد اقتصادی در ایران

دکتر نادر مهرگان*، اصغر سپهبان قره‌بابا**، الهام لرستانی***

دریافت: 1390/10/17 پذیرش: 1391/02/27

چکیده

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

در این تحقیق با استفاده از الگوی رشد درون‌زای لوکاس، تأثیر متغیر آموزش نیروی انسانی بر رشد اقتصادی در ایران مورد بررسی قرار گرفته است. مدل رشد درون‌زای مورد استفاده در این تحقیق، با استفاده از داده‌های سال‌های 1338 تا 1386 و روش همجمعی پنج مرحله‌ای یوهانسن و الگوی تصحیح خطای برداری برآورد شده است. نتایج حاصل از این مطالعه مویده این مطلب است که در بلندمدت رابطه میان انباشت سرمایه انسانی و انباشت سرمایه‌های فیزیکی بر روی رشد اقتصادی ایران مثبت و معنی‌دار است. همچنین در بلندمدت انباشت سرمایه انسانی بیشترین تأثیر را بر رشد اقتصادی ایران دارد.

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

طبقه‌بندی JEL: E24, E22, O47, O53

Email: mehregannader@yahoo.com

Email: a.sepahban@yahoo.com

Email: e.lorestani@bankmellat.ir

* دانشیار دانشگاه بوعلی سینا

** کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه رازی

*** کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه رازی

1- مقدمه

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

در این مقاله تلاش می‌شود تا تأثیرات آموزش نیروی انسانی بر انباشت سرمایه‌های انسانی و نهایتاً تأثیر آن بر رشد اقتصادی در ایران مورد بررسی قرار گیرد. در ادامه مبانی نظری و پیشینه تحقیق بررسی شده سپس برای بررسی رابطه بین متغیرهای یاد شده، از چارچوب تابع تولید کلان نئو کلاسیکی با فرم کاب- داگلاس استفاده شده است. برای بررسی رابطه بلند مدت بین متغیرهای مدل از روش هم انباشتگی جوهانسن-جوسیلیوس¹ و

1. Johansen - Juselius

برای بررسی رابطه کوتاه مدت متغیرها از مدل‌های تصحیح خطا¹ استفاده شده است. در ادامه برآورد مدل‌ها و نتایج حاصل از آن‌ها ارائه می‌شود و در پایان نیز جمع بندی و نتیجه گیری صورت می‌گیرد.

2- مبانی نظری تحقیق

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

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

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

1. Error Correction Model (ECM)

2. R. E. Lucas (1988)

3. R.Solow (1991)

4. K.Arrow (2000)

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

تابع تولید مدل لوکاس به صورت زیر است:

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

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

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

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

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

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

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

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

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

حال با استفاده از بهینه‌سازی پویا، نرخ رشد سرانه سرمایه (یا مصرف) و نرخ رشد سرمایه انسانی در وضعیت یکنواخت برابر خواهد شد با:

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

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

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

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

نرخ رشد در رابطه فوق تقریباً معادل نرخ رشد در مدل AK است. تنها تفاوت در A و φ است. در مدل AK نرخ بازدهی سرمایه‌گذاری A باعث پیشرفت و رشد در بلندمدت می‌شد؛ در حالی که در مدل انباشت سرمایه انسانی، φ یا پارامتر بهره‌وری دانش، این رشد را به ارمغان آورده است. همچنین پیداست که در فقدان پیشرفت‌های فنی برونزا، نرخ رشد بلندمدت توسط پارامتر انباشت سرمایه انسانی توضیح داده می‌شود (درگاهی و قدیری، 1382:ص8). پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

3- پیشینه تحقیق

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

دنيسون² در مطالعه منابع رشد در آمریکا سطح تحصیلات را به عنوان شاخصی از سرمایه انسانی در مطالعات خود لحاظ نمود و به این نتیجه رسید که رشد تحصیلات رسمی نزدیک به 25 درصد از رشد درآمد سرانه مردم آمریکا را توضیح می‌دهد. از زمان مطالعه دنيسون به این سو مطالعات متعددی صورت گرفته است که غالباً، موضوع وجود ارتباط مثبت و مستقیم سطح تحصیلات و رشد اقتصادی را مورد تأیید قرار داده است.

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

مطالعات بن حبیب و اسپیکل⁴ و همچنین پریچت⁵، با استفاده از داده‌های ترکیبی مقطعی و سری زمانی برای عده‌ای از کشورها نشان داده‌اند که بین سرمایه انسانی و رشد اقتصادی رابطه‌ای مثبت وجود دارد. این مطالعات مشخص کرده‌اند که کشورهایی که از نظر سرمایه انسانی با تجربه و ماهر، غنی تر بوده و تمایل به اختراع کالاهای جدید داشته‌اند،

-
1. Schultz (1961)
 2. Denison (1982)
 3. Lau, Jamison and Louat (1991)
 4. Ben Habib and Spiegel (1994)
 5. Pritchett (1996)

نرخ رشد سریع تری را تجربه کرده‌اند.

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

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

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

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

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

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

1. Hall and Jones (1998)

2. Barro (2002)

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

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

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

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

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

علمی و جمشید نژاد در سال 1386 اثر آموزش بر رشد اقتصادی ایران در سالهای 1350-1382 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 سرمایه انسانی استفاده کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که آموزش تأثیر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی ایران در طول دوره مورد بررسی دارد.

مجتبی الماسی و اصغر سپهبان قره بابا در سال 1388 به بررسی رابطه میان سرمایه گذاری در نیروی انسانی و سرمایه گذاری فیزیکی و رشد اقتصادی در ایران طی دوره 1384-1350 پرداخته و نتیجه گرفتند 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 هم چنین یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از سرمایه فیزیکی به رشد اقتصادی وجود دارد.

4- مدل‌سازی تحقیق

در این تحقیق از منابع آماری بانک جهانی و همچنین داده‌های آماری بانک مرکزی جمهوری اسلامی و سالنامه‌های آماری منتشره توسط مرکز آمار ایران و معاونت راهبردی ریاست جمهوری برای سال‌های مختلف، استفاده شده است. جمع آوری اطلاعات نیز به روش کتابخانه‌ای و اسنادی صورت گرفته است. سری زمانی مورد استفاده جهت تخمین مدل شامل داده‌های سال‌های 1338 تا 1386 است. برای بررسی رابطه بلند مدت بین متغیرهای مدل از روش هم‌انباشتگی جوهانسن-جوسیلیوس¹ استفاده شده است و بعد از تعیین روابط بلند مدت بین متغیرها، به منظور بررسی رابطه کوتاه مدت بین متغیرها از مدل تصحیح خطا² استفاده شده است.

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

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

مدل مذکور در حالت کلی به صورت زیر است:

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

که در آن Y معرف محصول ناخالص داخلی، L بیانگر سرمایه انسانی و K مبین سرمایه گذاری فیزیکی است. t نیز نشان دهنده سال‌های مورد بررسی است. مدل فوق را می توان در شکل لگاریتمی تابع کاب- داگلاس الگوی رومر بصورت زیر نشان داد.

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

$$\text{Log}(Y_t) = \alpha \cdot \text{Log}(L_t) + \beta \cdot \text{Log}(K_t) \quad (3)$$

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

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

تعاریف متغیرهای موجود در رابطه (4) عبارتند از:

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

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

نمی‌شوند؛ بلکه از رشد آنها طی دوره مورد بررسی استفاده می‌گردد (الماسی و سپهیان قره‌بابا، 1388: ص 165). بنابراین متغیر نرخ باسوادی بزرگسالان بطور مستقیم وارد مدل نشده؛ بلکه از رشد آنها طی دوره 1386-1338 استفاده شده است.

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

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

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

5- بحث و برآورد مدل

جوهانسن و جوسیلیوس با فرموله کردن روشی برای هم‌انباشتگی برداری که در آن تعیین بردار هم‌انباشتگی از طریق حداکثر راستنمایی صورت می‌گیرد، توانستند نقایص روش انگل-گرنجر را حل کنند. اساس کار آن‌ها بر یک مدل VAR مبتنی است. بحث جوهانسون و جوسیلیوس بر حالتی 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 از مقیدترین حالت تا نامقیدترین حالت (معادله بدون عرض از مبدأ و روند زمانی، معادله دارای عرض از مبدأ مقید و فاقد روند زمانی، معادله با عرض از مبدأ غیرمقید و بدون روند زمانی، معادله با عرض از مبدأ غیرمقید و دارای روند زمانی مقید و معادله شامل عرض از مبدأ غیرمقید روند زمانی غیرمقید) استفاده می‌شود (تشکینی، 1384: ص 261).

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

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

جدول (1): آزمون ریشه واحد دیکي 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	4	2/8513	-2/9665	4	-1/5063	-3/5731
LINV	1	-1/7267	-2/9665	1	-2/8382	-3/5731
LHUM	0	-0/51529	-2/9665	0	-1/4146	-3/5731
DLGDP	1	-3/7250	-2/9706	3	-7/0638	-3/5796
DLINV	2	-4/0206	-2/9706	3	-4/9571	-3/5796
DLHUM	1	-3/5528	-2/9706	1	-3/9238	-3/5796

مأخذ: یافته‌های تحقیق

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

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

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

توجه به این نکته ضروری است که در عمل ممکن است نتایج بدست آمده از دو روش آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه یکسان نباشد. اما بر اساس مطالعات مونت کارلو، آزمون اثر، بعضاً قویتر از آزمون حداکثر مقدار ویژه است (نوفرستی، 1378:ص 138). شایان ذکر است که بردارهای همگرایی بدست 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.

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

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

اعداد داخل پرانتز مقادیر بحرانی در سطح 5 درصد هستند.

مأخذ: یافته های تحقیق

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

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

جدول (3): خلاصه نتایج بردارهای بلندمدت رشد

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

مأخذ: نتایج تحقیق

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

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

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

نظر بر اینکه بردار دوم فاقد عرض از مبدأ می‌باشد، بنابراین بدلیل منفی بودن کوواریانس ضریب عرض از مبدأ و ضرایب سایر متغیرها ممکن است ضرایب بیش از حد تخمین زده شود بنابراین بردار دوم نیز قابل قبول نبوده و بردار اول پذیرفته خواهد شد. بردار بدست آمده نشان دهنده این واقعیت است که در بلندمدت انباشت سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی تأثیر مثبت بر روی رشد اقتصادی ایران دارد. همچنین ضرایب بردار نشان می‌دهد که در بلندمدت انباشت سرمایه انسانی بیشترین تأثیر را بر رشد اقتصادی ایران دارد. نظر بر این که مدل مورد استفاده در این تحقیق یک مدل لگاریتمی است، لذا ضرایب متغیرها بیان کننده کشش نیز هستند. بنابراین رابطه میان سرمایه انسانی و رشد در بلند مدت مثبت و معنی دار است. بعبارت دیگر در بلند مدت اگر سرمایه انسانی یک درصد افزایش یابد، رشد اقتصادی در ایران را به میزان $0/37599$ درصد افزایش خواهد داد. همچنین در بلند مدت اثر افزایش سرمایه‌های فیزیکی بر روی رشد اقتصادی ایران مثبت و معنی دار و حدود $0/30039$ درصد می‌باشد. بعبارت دیگر در بلند مدت اگر سرمایه فیزیکی یک درصد افزایش یابد، رشد اقتصادی در ایران را به میزان $0/30039$ درصد افزایش خواهد داد. عمده‌ترین دلیل شهرت الگوهای تصحیح خطا (ECM)، آن است که نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهند. وقتی که دو متغیر X_t و Y_t هم انباشته‌اند، یک رابطه تعادلی بلندمدت بین آنها وجود دارد. البته در کوتاه مدت ممکن است عدم تعادل‌هایی وجود داشته باشد. این مدل‌ها در واقع نوعی از مدل‌های تعادل جزئی هستند، که در آنها با وارد کردن پسماند پایا از یک رابطه بلندمدت، نیروهای مؤثر در کوتاه مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه گیری می‌شوند.

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

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

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

مأخذ: یافته‌های تحقیق

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

عبارت تصحیح خطای مدل بشرح ذیل می‌باشد:

$$ecm1 = -2/6815 LGDPR + 0/80548 LINV + 1/0082 LHUM + 60/9800$$

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

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

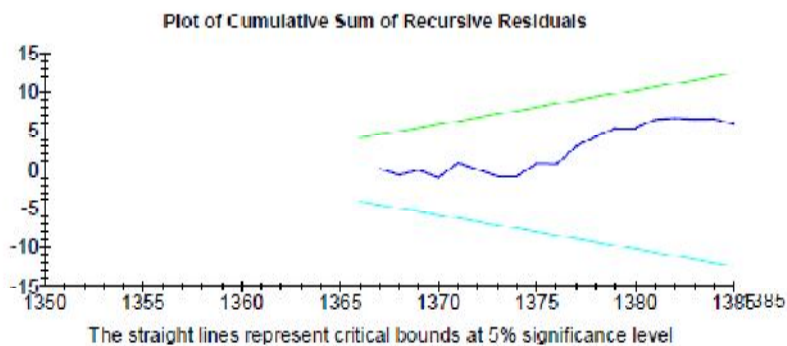
آزمون‌های تشخیص	درجه آزادی	آماره ضریب لاگرانژ LM	احتمال قبول فرضیه صفر
خود هم بستگی سریالی	1	8/2120	0/004
تصریح غلط شکل تبعی	1	6/3738	0/012
آزمون نرمالیتی	2	3/1316	0/058
آزمون ناهمسانی واریانس	1	3/35743	0/050

مأخذ: یافته‌های تحقیق

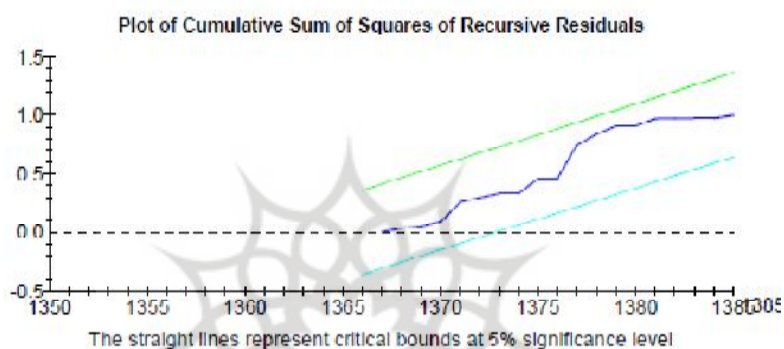
بر اساس آماره ضریب لاگرانژ LM، فرضیه عدم خودهمبستگی سریالی جمله پسماند پذیرفته می‌شود. آزمون رمزی برای تصریح غلط شکل تبعی، و فرضیه صفر (معادله صحیح تصریح شده است) رد نمی‌شود. بر اساس آزمون نرمالیتی، جملات پسماند دارای توزیع نرمال می‌باشند. سرانجام بر اساس آزمون ناهمسانی واریانس، جملات پسماند دارای واریانس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

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

1. Cumulative Sum
2. Cumulative Sum of Squire



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



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

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

6- نتیجه گیری

مدل‌های اولیه رشد اقتصادی که بر دو عامل نیروی کار و سرمایه در تابع تولید اقتصادی تأکید می‌کردند، در تبیین بخش عمده‌ای از رشد اقتصادی کشورها ناتوان بودند. در واقع تغییرات نیروی کار و انباشت سرمایه به عنوان دو عامل تولیدی برای توضیح تمایز میزان رشد اقتصادی بین کشورها نارسا بودند. دانشمندان نئوکلاسیک در اولین تلاش سعی نمودند که 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 فرآیند 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. در مدل رشد درونزای لوکاس تمرکز بر آموزش نیروی انسانی است که خود باعث سست شدن قید بازدهی نزولی در مفهوم کلی سرمایه می‌شود و در نتیجه در نبود فناوری برونزا، رشد سرانه بلندمدت صفر نمی‌شود. برخلاف مدل رشد بهره‌وری برونزا، سرمایه انسانی از طریق سرمایه‌گذاری می‌تواند انباشت شود، یعنی افراد خود انتخاب می‌کنند که چه مدت برای تحصیل سرمایه‌گذاری کنند. بنابراین در این مدل فرض می‌شود که سرمایه انسانی یک نهاده قابل انباشت با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس است. پیداست که در فقدان پیشرفت‌های فنی برونزا، نرخ رشد بلندمدت توسط پارامتر انباشت سرمایه انسانی توضیح داده می‌شود.

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

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



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع:

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

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

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



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
رتال جامع علوم انسانی



پروہشگاہ علوم انسانی و مطالعات فرہنگی
پرتال جامع علوم انسانی