فصلنامه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش‌عالی، شماره ۵۹، ۱۳۹۰، صص. ۱۳۶ -۱۱۵

تأثیر آموزش‌عالی بر رشد اقتصادی در کشور ایران: کاربرد رهیافت آزمون کرانه‌ها

حسن حیدری[۱*]، رحیم دباغ[۲] و بهرام سنگین‌آبادی[۳]

چکیده

به منظور بررسی و آزمون نقش آموزش‌عالی بر رشد اقتصادی، در این پژوهش تأثیر متغیر شاغلان دارای تحصیلات دانشگاهی بر رشد اقتصادی ایران با به‌کارگیری آزمون کرانه‌ها و آزمون علیت گرنجر، با استفاده از داده‌های سالهای ۱۳۸۶-۱۳۵۰، بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد که رابطه تعادلی میان آموزش عالی و رشد اقتصادی در بلندمدت وجود دارد. همچنین، نتایج مدل تصحیح خطا نشان می‌دهد که رشد درآمد واقعی در هر دوره حدود ۷۵٪ به سمت مقدار تعادلی بلندمدت خود در مدل رشد آموزش‌عالی همگراست. نتایج تخمینها بیانگر آنها است که آموزش‌عالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای تأثیری مشابه موجودی سرمایه بر رشد اقتصادی خواهد بود. نتایج آزمون علیت گرنجر شرطی حاکی از وجود نداشتن رابطه علیت کوتاه مدت میان متغیرها و وجود داشتن رابطه علیت غیر مستقیم یک طرفه از رشد آموزش‌عالی به رشد اقتصادی در بلندمدت است. با توجه به این یافته‌ها تأثیر بلندمدت آموزش‌عالی بر رشد اقتصادی به صورت قوی پذیرفته می‌شود، از این رو، سرمایه‌گذاری بیشتر برای دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر توجیه اقتصادی دارد و توصیه می‌شود.

کلید واژگان: آموزش عالی، رشد اقتصادی، آزمون کرانه‌ها.

مقدمه

با توجه به نتایج مطالعات نظری، افزایش افراد تحصیل‌کرده و متخصص به رشد فناوری، تسهیل جذب فناوری و افزایش بهره‌وری نیروی کار و سرمایه منجر می‌شود. با توجه به این مطلب، به نظر می‌رسد که نسبت شاغلان دارای تحصیلات عالی به کل جمعیت شاغلان متغیر تعیین‌کننده‌ای در رشد اقتصادی هر کشور است. در کشور ایران در سال ۱۳۵۰ کمتر از ۲ درصد شاغلان کشور تحصیلات دانشگاهی

۱. استادیار دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران.
*مسئول مکاتبات: h.heidari@urmia.ac.ir
۲. استادیار دانشگاه صنعتی ارومیه، ارومیه، ایران: rd1347@yahoo.com
۳. دانشجوی کارشناسی ارشد رشته علوم اقتصادی دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران: b62sanginabadi@gmail.com
دریافت مقاله: ۱۳۸۹/۸/۲۰ پذیرش مقاله: ۱۳۹۰/۳/۳

داشته‌اند[۴] که این رقم به ۱۴/۳ درصد در سال ۱۳۸۶ رسیده است[۵]. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، افراد دارای تحصیلات دانشگاهی سهم ناچیزی از کل جمعیت شاغلان کشور را تشکیل می‌دهند. با توجه به این مطلب و با توجه به برخی مسائل بازار کار مانند اینکه بسیاری از افراد تحصیل‌کرده در ایران در مشاغل نامرتبط با رشته دانشگاهی خود به کار مشغول می‌شوند و همچنین، با توجه به نتایج مطالعات تجربی انجام شده که نتایج متفاوت و بعضاً متضادی را در خصوص ارتباط آموزش‌عالی و رشد اقتصادی گزارش کرده‌اند، در پژوهش حاضر با استفاده از رهیافت آزمون کرانه‌ها[۶] رابطه میان متغیر نسبت شاغلان دارای تحصیلات دانشگاهی به کل جمعیت شاغلان و رشد اقتصادی در کشور ایران بررسی شده است. بدین صورت که پس از پژوهش روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت، در ارتباط با سؤال تحقیق که آیا رابطه علیت غیرمستقیم از رشد تعداد شاغلان دارای تحصیلات دانشگاهی به رشد اقتصادی در بلندمدت وجود دارد، از آزمون علیت گرنجر استاندارد استفاده شده است. در بیشتر مطالعاتی که در کشور ایران در زمینه تبیین رابطه بلندمدت سرمایه انسانی و رشد اقتصادی صورت گرفته است، به تخمین مدل خود بازگشتی با وقفه‌های گسترده[۷] و مدل تصحیح خطا[۸] اکتفا و در بعضی از مطالعات به آزمونهای همجمعی نیز پرداخته شده است. آزمونهای انگل گرنجر[۹] و یوهانسن[۱۰] آزمونهای همجمعی استفاده شده در این خصوص هستند. مسئله‌ای که در ارتباط با روشهای مذکور وجود دارد، لزوم جمعی[۱۱] بودن تمام متغیرها از درجه یک است. روشی که برای بررسی ارتباط بلندمدت میان متغیرهای تحقیق در این مقاله استفاده شده است، روش آزمون کرانه‌هاست که پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001) ارائه کرده‌اند. مهم‌ترین مزیت آزمون کرانه‌ها برای بررسی روابط میان متغیرها نسبت به روشهای پیشین این است که بدون توجه به جمعی بودن متغیرها از یک درجه (صفر یا یک) به تبیین روابط بلندمدت می‌پردازد. در ارتباط با درجه جمعی متغیرها موضوع مهمی که در مطالعات صورت گرفته مورد غفلت واقع شده است، لزوم لحاظ شکست ساختاری در داده‌های مورد استفاده است. نتایج آزمونهای استاندارد ریشه واحد مانند دیکی‌فولر، دیکی‌فولر تعمیم یافته، فیلیپس‌پرون و غیره در صورتی معتبر است که داده‌ها شکست ساختاری نداشته باشند، اما در صورت وجود شکست ساختاری آزمونهای مذکور برای بررسی درجه جمعی نتایج قابل اتکا نخواهند داشت. غفلت از در نظر گرفتن شکست ساختاری ممکن است به تورش در نتیجه آزمون ریشه واحد در جهت عدم رد فرض صفر ریشه واحد منجر شود؛ به عبارت دیگر، آزمونهایی مانند دیکی‌فولر تعمیم یافته و فیلیپس‌پرون ممکن است اشتباهاً متغیر را جمعی از درجه یک گزارش کنند، در

---

۴. معاونت برنامه ریزی و نظارت راهبردی رئیس جمهورر

۵. پایگاه نشریات مرکز آمار ایران، دفتر آمارهای جمعیت، نیروی کار و سرشماری (SCI.http:/amar.Sei.org.ir)

6. Bounds Test
7. ARDL
8. ECM
9. Engle-Granger
10. Johansen
11. Integrated

حالی که در حقیقت، ممکن است متغیر با در نظر گرفتن شکست ساختاری ایستا[۱۲] باشد و بنابراین، نتایج آزمونهای همجمعی مانند یوهانسن و انگل‌گرنجر برای بررسی روابط بلندمدت به نتایج کاذبی منجر شوند.

مروری بر ادبیات نظری: در ارتباط با نقش کلیدی سرمایه انسانی در رشد اقتصادی، پایه‌های تئوری قوی وجود دارد. رومر (Romer, 1986, 1990)، لوکاس (Lucas, 1988)، کَوه و روچ (Quah and Rauch, 1990)، گروس‌من و هلپ‌من (Grossman and Helpman, 1991)، ریورا–باتیز و رومر (Rivera-Batiz and Romer, 1991)، بکر (Becker, 1962)، شولتز(Schultz, 1960) و فلپس (Phelps, 1967) را پیشگامان مدلهای نظری ارتباط میان رشد اقتصادی و آموزش به شمار می‌آورند. از اوایل نیمه دوم قرن بیستم به‌تدریج با ورود مفهوم سرمایه انسانی و آموزش به تحلیلهای اقتصادی، اقتصاد آموزش به یک مفهوم مستقل در علم اقتصاد تبدیل شده است. مکانیسم‌های تولید فناوری جدید و از این رو، شکل‌گیری سرمایه انسانی به‌صورت گسترده در مطالعات رشد اقتصادی مورد توجه قرار گرفته‌اند. هم مدلهای نظری و هم تحقیقات تجربی نشان می‌دهند که علاوه بر آموزش ضمن خدمت، آموزش[۱۳] نیز یکی از موارد اصلی بهبود سرمایه انسانی است (Deniz and Dogruel, 2008). بعد از آنکه نظریه رشد نئوکلاسیک را سولو و سوان (Solow, 1956; Swan, 1956) ارائه کردند، به‌تدریج مفهوم سرمایه انسانی در تحلیلهای اقتصاد وارد شد. با وجود اینکه در مدل سولو–سوان پیش‌بینی می‌شد که تولید کل به مقدار سرمایه فیزیکی و نیروی کار وابسته است، اما مطالعات تجربی نشان دادند که منبع اولیه رشد اقتصادی سطح فناوری است. مدلهای رشد به‌طور عمده به دو دسته مدلهای رشد نئوکلاسیک و مدلهای رشد درونزا تقسیم شده‌اند. مدل رشد نئوکلاسیک دارای فروض اساسی و ساده‌کننده‌ای است: اولاً مبین اقتصادی است که فقط یک کالای واحد و همگن تولید و مصرف می‌کند؛ ثانیاً در حالت اشتغال کامل قرار دارد. با توجه به این فروض، شکل عمومی یک مدل نئوکلاسیکی تابع تولید با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس است که در آن نهاده‌ها عبارت‌اند از: نیروی کار و سرمایه که فقط عامل سرمایه قابل انباشت است.

وضعیت رشد بلندمدت (یکنواخت) در مدل رشد نئوکلاسیکی به کمک رشد بهینه‌سازی پویا به‌دست می‌آید، به‌طوری که با در نظر گرفتن واکنش بین نسلها هر خانوار تمایل دارد مطلوبیت زمانی خود را حداکثر سازد. در این مدل رشد اقتصادی بر حسب رشد جمعیت و تغییرات فنی بیان و هر دو عامل بیرون از سیستم تعیین می‌شود. مدل رشد نئوکلاسیک بر رشد فناوری برونزا به‌عنوان موتور رشد بلندمدت تکیه دارد. در پاسخ به کاستیهای الگوی رشد نئوکلاسیک، لوکاس، رومر، بارو و دیگر محققان الگوهایی را طراحی کرده‌اند که در آنها رشد یکنواخت می‌تواند به‌طور درونزا تحقق یابد؛ بدین معنا که رشد اقتصادی

12. Stationary
13. Education

بر اساس مجموعه‌ای از سازکارهای درونی اقتصاد مانند توسعه سرمایه انسانی، ارتقای بهره‌وری، تحقیق و توسعه و غیره اتفاق می‌افتد. ویژگی مهم مدلهای رشد درونزا وجود نداشتن بازدهیهای نزولی نسبت به نهاده‌هایی است که می‌توانند انباشت شوند. این خاصیت باعث می‌شود که رشد به‌طور نامحدود ادامه یابد. رومر (Romer, 1986) در تابع تولیدی که در الگوی خود معرفی کرده است، چگونگی ترکیب ذخیره سرمایه و نیروی کار برای تولید محصول با استفاده از ذخیره دانش را به شکل $Y = k^{\alpha}(AL_Y)^{1-\alpha}$ ارائه کرده است. در این تابع تولید برای سطح معین فناوری، بازده نسبت به مقیاس برای k و L_Y ثابت است. بر این اساس، نوآوری فناورانه در بخش سرمایه انسانی و تحقیق و توسعه، ذخایر علمی و تولید دانش را تحت تأثیر قرار می‌دهد و ذخایر علمی در تولید کالای نهایی مورد استفاده قرار می‌گیرد و به افزایش نرخ رشد تولید می‌انجامد. در این مدل نوآوری محرک رشد پایدار است. در مدل رشد درونزای رومر (Romer, 1990) یک الگوی جدید به‌عنوان تابع مستقیمی از سرمایه‌انسانی در نظر گرفته می‌شود که به شکل دانش مشخص می‌شود. وی یک مدل رشد ضمنی با پیشرفت فناوری حاصل از فعالیتهای تعامدی را، از طریق بنگاههای بخش خصوصی برای پاسخ به انگیزه‌های بازار ارائه کرده است. تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی به دو طریق صورت می‌پذیرد: نخست سرمایه‌گذاری در منابع انسانی، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، توان تولید افراد را افزایش می‌دهد و دیگر اینکه افزایش تولیدات را از ناحیه انتقال فناوری جدید و کاربرد آن محقق می‌سازد (Romer, 1990). ربلو (Rebelo, 1991) مدلی را با معرفی سرمایه فیزیکی به‌عنوان یک نهاده در تابع انباشت سرمایه انسانی معرفی کرد. مطالعات منکیو و همکاران (Mankiw et al., 1992) نشان داده است که نرخ رشد بلندمدت اقتصادی با سطح درآمد اولیه کشورها همبستگی بالایی ندارد و فقط موجودی سرمایه فیزیکی عامل توسعه یافتگی نیست، بلکه عوامل دیگری به خصوص سرمایه انسانی باعث تسریع رشد اقتصادی می‌شوند (Babatunde and Adefabi, 2005). دیدگاههای نظری مختلف در خصوص رابطه بین آموزش و رشد اقتصادی باعث شد تا از دو دهه گذشته این مقوله بیشتر در حیطه مطالعات تجربی مطرح شود که در قسمت بعدی به برخی از مطالعات و نتایج آنها اشاره شده است.

مروری بر مطالعات تجربی: لوکاس (Lucas, 1993) معجزه اقتصادی کشورهای جنوب شرق آسیا را با تأکید بر انباشت سرمایه انسانی ضمن انجام دادن کار (یادگیری از طریق عمل[۱۴]) تحلیل کرد. او به نقش آموزش در مطالعه خود تأکید کرده است. بر اساس تحقیق او منبع اصلی تفاوت در استانداردهای زندگی در بین ملتها تفاوت در سرمایه انسانی است. او همچنین، تأکید کرد که سرمایه انسانی در مدارس، دانشگاهها، مؤسسات تحقیقاتی، در جریان تولید کالاها و در جریان مبادله و تجارت شکل می‌گیرد.

بن‌حبیب و اشپیگل (Benhabib and Spiegel, 1994) از تخمین بین کشوری سرمایه فیزیکی و انسانی به‌وسیله یک مدل حسابداری رشد استفاده کردند. نتایج آنها مشخص کرد که ورود سرمایه انسانی

14. Learning-by-doing

به مدل معنادار نیست. آنها یک مدل جانشین ارائه کردند که در آن نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل[۱۵] به سطح موجودی سرمایه انسانی کشورها وابسته است. در این صورت، از یک طرف سرمایه انسانی با تعیین ظرفیت کشورها برای ابداع فناوری به‌طور مستقیم بهره‌وری را تحت تأثیر قرار می‌دهد و از طرف دیگر، سرمایه انسانی سرعت جذب و انتشار فناوری را افزایش می‌دهد.

لین (Lin, 2004) تأثیر مقاطع و رشته‌های دانشگاهی بر رشد اقتصادی تایوان را در دوره ۲۰۰۰-۱۹۶۵ بررسی کرد. او سرمایه انسانی را به‌عنوان یک نهاده در تابع تولید به کار برد و با استفاده از آزمون دوربین واتسون رگرسیون همجمعی متوجه شد که رابطه همجمعی میان آموزش‌عالی و رشد اقتصادی وجود ندارد.

ارلیک (Ehrlich, 2007) در این خصوص که چرا کشور امریکا از نظر تولید ناخالص داخلی کل و سرانه از کشور انگلستان و دیگر کشورهای اروپایی به خصوص در طول قرن بیستم سبقت گرفته است، بررسی کرد. مدل او یک نمونه از مدلهای جدید رشد است که در آن سرمایه انسانی موتور رشد است. او یکی از علتها را پیشی گرفتن امریکا از کشورهای اروپایی در آموزش‌عالی بیان می‌کند.

استرلاچینی (Sterlacchini, 2008) در خصوص تأثیر تحقیق و توسعه و آموزش‌عالی بر رشد اقتصادی کشورهای اروپایی بررسی کرد و به این نتیجه رسید که نسبتی از جمعیت بالغ که دارای تحصیلات دانشگاهی هستند و نیز مخارج R&D در دوره ۲۰۰۲-۱۹۹۵ بر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی کشورهای اروپایی تأثیر معناداری دارد.

قاتیرچی‌اوغلو (Katircioglu, 2009) با استفاده از داده‌های سالانه کشور قبرس برای اولین بار از آزمون کرانه‌ها برای تشخیص همجمعی و همچنین، از آزمون علیت گرنجر برای بررسی ارتباط آموزش‌عالی و رشد اقتصادی استفاده کرد. او با استفاده از مدل ARDL و آزمون کرانه‌ها وجود ارتباط بلندمدت میان آموزش‌عالی و رشد اقتصادی را تصدیق و عنوان کرد که آزمون علیت شرطی، علیت غیرمستقیم از رشد آموزش‌عالی به رشد اقتصادی را در بلندمدت نشان می‌دهد.

مطالعات تجربی انجام شده در کشور ایران: صالحی (Salehi, 2002) در خصوص اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در کشور ایران بررسی کرده است. او مدل خود را مدلی مبتنی بر سرمایه انسانی که به مدل MRW مشهور است، معرفی می‌کند. وی متغیرهای سرمایه انسانی را نرخ ثبت‌نام در مقاطع مختلف تحصیلی، سالهای تحصیل و مخارج آموزشی در نظر گرفته و تأثیر مثبت و معنادار آنها بر رشد اقتصادی را یافته است. همچنین، سهم نیروی انسانی متخصص (دانش‌آموخته دانشگاهی) در رشد اقتصادی بخشهای مختلف اقتصادی را نیز مثبت و معنادار گزارش کرده است.

طیبی و اربابیان (Tayebi and Arbabian, 2003) در باره اثر بلندمدت و کوتاه مدت آموزش‌عالی بر عرضه صادرات صنعتی ایران طی دوره ۱۳۸۶-۱۹۶۶ بررسی کرده‌اند. با استفاده از روش یوهانسن و

15. Total Factor Productivity

یوسلیوس و مکانیسم تصحیح خطا به ترتیب روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت عرضه صادرات صنعتی ایران برآورد شده است. نتایج آنها نشان داد که این نوع آموزش در کوتاه‌مدت تأثیر معناداری بر متغیر صادرات نداشته است.

نیلی و نفیسی (Nili and Nafisi, 2004) در زمینه چگونگی تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی، با در نظر گرفتن توزیع آموزش به معنای میزان پراکندگی سالهای تحصیل در بین شاغلان، برای کشور ایران بررسی کرده‌اند. آنها نتیجه گرفتند که با افزایش پراکندگی سالهای تحصیل در بین شاغلان، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد، لذا، تمرکز بر ارتقای سطح تحصیلی شاغلان در سطح ابتدایی و راهنمایی به جای آموزش‌عالی به افزایش رشد اقتصادی منجر می‌شود.

صادقی و عمادزاده (Sadeghi and Emadzadeh, 2004) در خصوص تأثیر آموزش‌عالی بر رشد اقتصادی ایران بررسی کردند. آنها با استفاده از روش تخمین حداقل مربعات معمولی سعی کردند تا در کششهای تولید سرمایه انسانی و دیگر عوامل تولید را تبیین کنند. آنها نتیجه گرفتند که همواره در تمام معادلات عامل سرمایه انسانی یک عامل باثبات و معنادار و ضریب آن نیز مثبت است.

طیبی و همکاران (Tayebi et al., 2004) در باره تأثیر سیاست ارتقای آموزش‌عالی بر عرضه صادرات صنعتی بررسی کردند. برای این منظور آنها یک سیستم معادلات همزمان مشتمل بر متغیرهای برونزا و درونزا از جمله آموزش‌عالی، عرضه صادرات صنعتی و ارزش افزوده بخش صنعت را طراحی کردند. این نوع مدل به‌طور معمول به روابط سیستماتیک و تعاملی بین متغیرهای آن اشاره دارد که در نهایت، آموزش را با صادرات صنعتی مرتبط ساخته است.

کمیجانی و معمارنژاد (Komijani and Memarnezhad, 2004) در خصوص اهمیت کیفیت نیروی انسانی و R&D در رشد اقتصادی ایران از طریق مدل رشد درونزای رومر بررسی کرده‌اند. آنها اثر مثبت نیروی کار، سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی، درآمدهای به‌دست آمده از صادرات نفت و تأثیر منفی تورم را با استفاده از مدل ARDL برآورد کرده‌اند. همچنین، آنها ابراز کرده‌اند که بین دو متغیر R&D و صادرات غیر نفتی با رشد اقتصادی ارتباط معناداری یافت نشده است.

امینی و حجازی (Amini and Hejazi, 2008) در باره عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل در اقتصاد ایران با تأکید بر نسبت شاغلان دارای تحصیلات عالی، سرمایه تحقیق و توسعه دولتی و نسبت تولید بالفعل به بالقوه به‌عنوان شاخص میزان استفاده از ظرفیتها، بررسی کردند. نتایج برآورد آنها نشان می‌دهد که در بلندمدت سرمایه تحقیق و توسعه دولتی و نسبت شاغلان دارای تحصیلات عالی اثرهای مثبت و معناداری بر بهره‌وری داشته است.

علمی و جمشیدنژاد (Elmi and Jamshidnezhad, 2008) اثر آموزش بر رشد اقتصادی ایران را با استفاده از مدل لوکاس بررسی کردند و نتایج مؤید تأثیر مثبت و معنادار آموزش بر رشد اقتصادی ایران در دوره۱۳۸۲-۱۳۵۱ بوده است.

هوشمند و همکاران (Houshmand et al., 2008) در باره نقش سرمایه انسانی در رشد اقتصادی ایران با استفاده از الگوی خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی بررسی و از متوسط سالهای تحصیل به‌عنوان متغیر سرمایه انسانی استفاده کرده‌اند. نتایج برآورد حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت و بلندمدت کشش تولید نسبت به سرمایه انسانی از کشش تولید نسبت به سرمایه فیزیکی بخش دولتی و خصوصی بیشتر است.

زراء نژاد و انصاری (Zaranezhad and Ansari, 2009) در زمینه رابطه علیت گرنجری میان رشد اقتصادی و هزینه آموزش‌عالی در ایران با استفاده از آزمون علیت گرنجری استاندارد، روش هشیائو و روش ARDL بررسی کردند و نتیجه گرفتند که در اقتصاد ایران هیچ‌یک از متغیرهای نامبرده علت دیگری نیست.

ابراهیمی و فرجادی (Ebrahimi and Farjadi, 2010) با استفاده از روش داده‌های ترکیبی در خصوص تأثیر آموزش‌عالی بر رشد اقتصادی در ۸۲ کشور بررسی کردند. نتایج آنها بیانگر آن است که آموزش‌عالی در کشورهای باز مشوق رشد اقتصادی است، اما تأثیر آن بر رشد کشورهای بسته معنادار نیست.

الماسی و همکاران (Almasi et al., 2010) در مدل خود که شامل سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی، سرمایه‌گذاری فیزیکی و بدهی خارجی است و با استفاده از آزمون همجمعی یوهانسن، تأثیر به‌کارگیری دانش‌آموختگان آموزش‌عالی بر رشد اقتصادی را بررسی کردند. آنها در نهایت، تأثیر سرمایه‌انسانی را بیشتر از سرمایه فیزیکی گزارش کردند.

با توجه به نتایج مطالعات تجربی، به خصوص مطالعات صورت گرفته در داخل کشور، می‌توان بیان کرد که این نتایج بسته به داده‌های مورد استفاده و نیز روشهای اقتصادسنجی به کار رفته متفاوت‌اند. از آنجا که در مطالعات صورت گرفته ویژگیهای داده از نظر وجود شکست ساختاری و درجه جمعی به‌صورت دقیق بررسی نشده است و لذا، روش اقتصادسنجی به کارگرفته شده نیز متناسب با این ویژگیها نیست، در مقاله حاضر با بررسی دقیق ویژگیهای داده‌های کشور، یکی از معتبرترین روشهای اقتصادسنجی متناسب با این داده‌ها استفاده شده که به تفصیل معرفی شده است.

روش پژوهش

در مدلهای رشد درونزا به جای اینکه سرمایه انسانی به‌عنوان یک عامل تولید در نظر گرفته شود، به عنوان متغیر مؤثر بر پارامتر فناوری در نظر گرفته می‌شود. بدین منظور، تابع تولید کاب–داگلاس با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$Y_t = A_t K_t^{\alpha} L_t^{1-\alpha} \qquad (۱)$$

در این رابطه Y_t تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه در زمان t و A_t ، K_t و L_t به ترتیب بهره‌وری کل عوامل، انباشت سرمایه فیزیکی و موجودی نیروی کار در زمان t هستند. در این مدلها بهره‌وری کل عوامل تابعی از متغیرهای برونزایی مانند سرمایه انسانی، مخارج دولت و نهاده‌های خارجی در نظر گرفته می‌شود. در ارتباط با سرمایه انسانی استدلال مدلهای رشد درونزا این است که نیروی کار تحصیل‌کرده نقش اساسی در تعیین سطح بهره‌وری ایفا می‌کند. علاوه بر این، سرمایه‌انسانی تحصیل‌کرده سرعت تعدیل و به‌کارگیری فناوری خارجی را در کشورهای در حال توسعه افزایش می‌دهد که انتظار می‌رود این امر به کاهش شکاف دانش میان کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته منجر شود (Barro and Lee, 2000). به تبعیت از نلسون و فلپس (Nelson and Phelps, 1996)، لی (Lee, 1995) و بن حبیب و اشپیگل (Benhabib and Spiegel, 1994) ما نیز پارامتر فناوری را به‌صورت پویا در نظر می‌گیریم که در این صورت این پارامتر با زمان تغییر می‌یابد. در این مقاله نسبت شاغلان دارای تحصیلات عالی به کل جمعیت شاغلان به‌عنوان متغیر توضیحی سرمایه انسانی لحاظ می‌شود. بر این اساس، پارامتر فناوری تابعی از درصد شاغلان دارای تحصیلات عالی در نظر گرفته می‌شود.

برای تحلیل تجربی روابط بلندمدت و اثرهای متقابل میان متغیرهای تحقیق، مدل مورد نظر با استفاده از رهیافت آزمون کرانه‌ها که پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001) آن را ارائه کرده‌اند، بررسی می‌شود. این امر تخمین رابطه همجمعی به‌وسیله روش حداقل مربعات معمولی را، زمانی که تعداد وقفه‌های مدل معین شده باشد، ممکن می‌سازد. این روش به دلیل برخوردار بودن از سه مزیت مهم نسبت به روشهای دیگر مورد استفاده قرار گرفته است: اول، صرف‌نظر از اینکه متغیرها I(0) یا I(1) یا جمعی از درجات متفاوت I(0) و I(1) باشند، در این روش تخمینهای سازگار نرمال مجانبی از ضرایب بلندمدت ارائه می‌شود. دوم، حتی هنگامی که بعضی از متغیرهای مستقل درونزا هستند، در این روش تخمینهای بدون تورش از مدل بلندمدت و آماره‌های t فراهم می‌شود. سوم، آزمون مذکور در نمونه‌های با حجم کم (مثل کشور ما) که نتایج روشهای انگل گرنجر و یوهانسن قابل اتکا نیست، کارایی نسبتاً بالایی دارد.

به تبعیت از پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001) روش آزمون کرانه‌ها با مدلسازی رابطه بلندمدت به عنوان یک مدل خودبازگشتی برداری (VAR) از رتبه ρ در z_t به کار گرفته می‌شود:

$$Z_t = C_0 + \beta_t + \sum_{i=1}^{p} \phi_i Z_{t-i} + \varepsilon_t, t = 1,2,3,..., T \quad (۲)$$

که در آن C_0 یک بردار (k+1) از عرض از مبدأها، و β یک بردار (k+1) از ضرایب روند[16] است. پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001) مدل VECM[17] زیر را برای رابطه مذکور به دست آورده اند:

$$\Delta Z_t = C_0 + \beta_t + \pi_t Z_{t-i} + \sum_{i=1}^{t} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t, t = 1,2,3,..., T \quad (۳)$$

در این رابطه $\pi = I_{k+1} \sum_{i=1}^{p} \psi_i$ و $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{p} \psi_i, i = 1,2,..., p-1$ به‌ترتیب حاوی اطلاعات بلندمدت و کوتاه‌مدت هستند. z_i برداری از متغیرهای y_i و x_i است. y_i بردار متغیرهای وابسته I(1) است که با Lny_i تعریف شده است و $x_t = [k_t, hc_t]$ یک ماتریس برداری از رگرسورهای I(0) و I(1) است که $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon'_{2t})'$ بردار خطاهای دارای میانگین صفر، (i,i,d)[18] و واریانس همسان شده است. علاوه بر این، با این فرض که یک ارتباط بلندمدت یکتا میان متغیرها وجود دارد، VECM شرطی به‌صورت زیر به دست می‌آید:

$$\Delta y_t = C_{y_0} + \beta t + \delta_{yy} y_{t-1} + \delta_{xx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \xi_i \Delta x_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (۴)$$

با توجه به این رابطه مدل VECM شرطی مربوط به این تحقیق به‌صورت زیر است:

$$\Delta Lny_t = C_0 + \delta_1 Lny_{t-1} + \delta_2 Lnk_{t-1} + \delta_3 Lnhc_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \Delta Lny_{t-i} + \sum_{l=1}^{q} \varphi_1 \Delta Lnk_{t-1} + \sum_{p=1}^{q} \eta_p \Delta Lnhc_{t-p} + \psi D_t + \varepsilon_t \quad (۵)$$

در این رابطه y تولید ناخالص داخلی به نیروی کار، k انباشت سرمایه به نیروی کار و hc نسبت شاغلان دارای تحصیلات دانشگاهی به کل جمعیت شاغلان است. δ_i ها ضرایب بلندمدت، C_0 عرض از مبدأ و ε_t جمله خطاهای نوفه سفید[19] است. گام اول در آزمون کرانه‌های ARDL تخمین رابطه (5) به وسیله روش حداقل مربعات معمولی به‌منظور آزمون وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرها توسط آزمون F برای معناداری ارتباط ضرایب سطوح تأخیری متغیرها؛ یعنی فرضیه $H_N : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0$ در مقابل $H_A : \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq 0$ است. برای متغیرهای مستقل I(d)، دو دسته از مقادیر بحرانی برای انجام دادن آزمون کرانه‌ها توسط نارایان (Narayan, 2005) برای آزمون F و پسران و همکاران

16. Trend
17. Vector Error Correction Model
18. Identically and Independently Distributed
19. White Noise Errors

(Pesaran et al., 2001) برای آزمون t فراهم شده است: کرانه پایین برای رگرسرهای I(0) و کرانه بالا برای رگرسرهای I(1) در نظر گرفته شده‌اند. اگر آماره F بزرگ‌تر از مقدار بحرانی کرانه بالا باشد، می‌توان بدون توجه به درجه جمعی متغیرها فرض صفر مبنی بر وجود نداشتن ارتباط بلندمدت را رد کرد. برعکس، اگر آماره آزمون پایین‌تر از مقدار بحرانی کرانه پایین قرار گیرد، فرض صفر را نمی‌توان رد کرد. در نهایت، اگر آماره آزمون بین کرانه‌های بالا و پایین قرار گیرد، نتیجه آزمون نامشخص است. در گام دوم و بعد از اطلاع از وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها، می‌توان مدل بلندمدت $ARDL(p_1,q_1,q_2)$ شرطی برای Y_t را به صورت زیر تخمین زد:

$$Lny_t = c_0 + \sum_{i=1}^{p} \delta_1 Lny_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \delta_2 Lnk_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \delta_3 Lnhc_{t-i} + \psi D_t + \varepsilon_t \quad (۶)$$

اکنون باید تعداد وقفه‌های مدل $ARDL(p_1,q_1,q_2)$ برای پنج متغیر را با استفاده از معیار شوارتز بیژین (SBC) و آکایاک (AIC) تعیین کرد. درگام سوم و نهایی پارامترهای پویای کوتاه‌مدت و بلندمدت را به وسیله تخمین ECM زیر به دست می‌آید:

$$\Delta Lny_t = \sum_{i=1}^{p} \phi_i \Delta Lny_{t-i} + \sum_{l=1}^{q_1} \varphi_1 Lnk_{t-l} + \sum_{p=1}^{q_2} \eta_P \Delta Lnhc_{t-p} + \upsilon ecm_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۷)$$

که در این رابطه ϕ,φ,η ضرایب کوتاه‌مدت پویای همجمعی مدلها به سمت تعادل و υ سرعت تعدیل است.

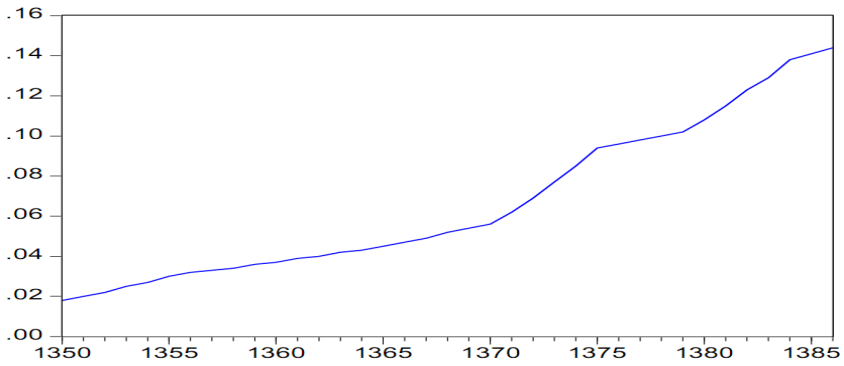
یافته‌ها

داده و ویژگیهای آن: به‌منظور معرفی ویژگی داده‌های مورد استفاده در این مقاله در جدول ۱ توصیف داده‌ها به صورت خلاصه و در شکل ۱ نمودار مربوط به نسبت شاغلان دارای تحصیلات دانشگاهی به کل جمعیت شاغلان آورده شده است[۲۰]. همان‌گونه که از شکل مشخص است، در سال ۱۳۵۰ کمتر از ۲ درصد شاغلان دارای تحصیلات دانشگاهی بوده‌اند که این رقم در سال ۱۳۸۶ به ۱۴/۳ درصد رسیده است.

۲۰. آمارهای مربوط به کل جمعیت شاغلان و شاغلان دارای تحصیلات دانشگاهی طی دوره ۱۳۸۳-۱۳۵۰ از سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور (سابق) و طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۸۳ از پایگاه نشریات مرکز آمار ایران، دفتر آمارهای جمعیت، نیروی کار و سرشماری استخراج شده است. آمارهای مربوط به موجودی سرمایه فیزیکی و تولید ناخالص داخلی از وب‌سایت بانک مرکزی، پایگاه آمار و داده‌ها استخراج شده است.

جدول ۱- توصیف داده‌های مورد استفاده

	نسبت شاغلان دارای تحصیلات دانشگاهی به کل اشتغال (hc_t)	تولید سرانه نیروی کار (y_t)	موجودی سرمایه سرانه نیروی کار (k_t)
Mean	۰/۰۶۶	۰/۰۲۰	۰/۰۰۶
Median	۰/۰۵۲	۰/۰۱۹	۰/۰۰۶
Maximum	۰/۱۴۴	۰/۰۲۷	۰/۰۱۴۷
Minimum	۰/۰۱۸	۰/۰۱۵	۰/۰۰۴
Std. Dev.	۰/۰۳۸	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲
Jarque-Bera	۳/۷۲۵	۳/۳۸۴	۱۹/۲۹۳
Sum Sq. Dev	۰/۰۵۳	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۱



شکل ۱- ترسیم سری زمانی نسبت شاغلان دارای تحصیلات دانشگاهی به کل جمعیت شاغلان (hc_t)

در جدول ۲ نتایج آزمون ریشه واحد دیکی‌فولر تعمیم یافته[۲۱] (ADF) و فیلیپس‌پرون[۲۲] (PP) ارائه شده است. لگاریتم تولید ناخالص داخلی و موجودی سرمایه جمعی از درجه یک هستند. بر اساس آزمون دیکی‌فولر تعمیم یافته و فیلیپس‌پرون متغیر نسبت شاغلان دارای تحصیلات دانشگاهی به کل جمعیت شاغلان در حالت بدون عرض از مبدأ و در سطح ایستاست و در سایر حالتها دارای ریشه واحد است.

21. Augmented Dickey-Fuller (ADF)
22. Philips-perron (PP)

جدول ۲- آزمون ریشه واحد ADF و PP

آماره	Lny_t	lag	Lnk_t	lag	Lnh_t	Lag
$\tau_T(ADF)$	-۱/۱۵	(۵)	-۲/۵۳	(۱)	-۲/۸۸	(۱)
$\tau_\mu(ADF)$	-۲/۲۳	(۱)	-۲/۵۴	(۱)	-۰/۹۴	(۱)
$\tau(ADF)$	-۰/۱۰	(۲)	-۰/۵۲	(0)	-۲/۵۶**	(۱)
$\tau_T(PP)$	-۱/۷۷	(۲)	-۱/۹۸	(۱)	-۲/۵۴	(۳)
$\tau_\mu(PP)$	-۱/۸۰	(۲)	-۱/۹۲	(۱)	-۱/۴۸	(۳)
$\tau(PP)$	-۰/۵۴	(۱)	-۰/۴۷	(۳)	-۷/۶۳***	(۳)
	ΔLny_t	lag	ΔLnk_t	lag	ΔLnh_t	lag
$\tau_T(ADF)$	-۶/۰۸***	(۴)	-۴/۷۰***	(۵)	-۳/۰۰	(0)
$\tau_\mu(ADF)$	-۳/۹۳***	(۲)	-۳/۹۵***	(0)	-۲/۹۶**	(0)
$\tau(ADF)$	-۴/۰۰***	(۲)	-۴/۰۱***	(0)	-۱/۷۸*	(0)
$\tau_T(PP)$	-۴/۲۵***	(۶)	-۳/۷۰**	(۱۳)	-۲/۹۳*	(۱)
$\tau_\mu(PP)$	-۴/۰۱***	(۳)	-۳/۶۷***	(۱۱)	-۲/۹۶**	(0)
$\tau(PP)$	-۴/۰۹***	(۳)	-۳/۷۶***	(۱۱)	-۱/۷۰*	(۱)

τ_T آماره آزمون ریشه واحد برای مدل با عرض از مبدأ و روند، τ_μ آماره آزمون ریشه واحد برای مدل با عرض از مبدأ و بدون روند و τ آماره آزمون ریشه واحد برای مدل بدون عرض از مبدأ و بدون روند است. L لگاریتم در مبنای عدد نپر و Δ تفاضل مرتبه اول است. ADF، آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته و pp آزمون ریشه واحد فیلیپس‌پرون است. اعداد داخل پرانتز در آزمون ADF تعداد وقفه‌هاست که توسط معیار شوارتز با در نظر گرفتن حداکثر ۱۰ وقفه برای رفع خودهمبستگی سریالی در اجزای اخلال تعیین شده است. در آزمون pp اعداد داخل پرانتز Newey-West Bandwith است که توسط بارتلت-کرنل[۲۳] تعیین شده است. ***، ** و * به مفهوم رد فرض صفر به ترتیب در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است.

آزمون ریشه واحد توسط نرم افزار EVIEWS 6 انجام شده است.

آزمونهای رایج ریشه واحد ADF و PP در صورتی معتبرند که داده‌ها شکست ساختاری نداشته باشند، اما در صورت وجود شکست ساختاری آزمونهای مذکور برای بررسی درجه جمعی، نتایج قابل اتکا ارائه نخواهند کرد. غفلت از نظر یک شکست ساختاری ممکن است به تورش در نتیجه آزمون ریشه واحد در جهت عدم رد فرض صفر ریشه واحد منجر شود؛ به عبارت دیگر، آزمونهای ADF و PP ممکن است اشتباهاً متغیر را جمعی از درجه یک گزارش کنند، در حالی که در حقیقت، متغیر با لحاظ شکست ساختاری ایستا باشد (Zivot and Andrews, 1992). بن‌دیوید و همکاران (Ben-David et al., 2003) تأکید کردند که صرفاً غفلت از در نظر گرفتن یک شکست ساختاری ممکن است به عدم رد

23. Bartlett-Kernel

فرض صفر ریشه واحد توسط آزمون ADF منجر شود؛ غفلت از در نظر گرفتن دو شکست ساختاری در صورت وجود، ممکن است به عدم رد فرض صفر ریشه واحد توسط آزمونهایی منجر شود که فقط یک شکست ساختاری را در نظر می‌گیرند. لیبورن و نیوبولد (Leybourne and Newbold, 2003) تأکید کرده‌اند که اگر شکست ساختاری مورد توجه قرار نگیرد، نتایج به‌دست آمده از آزمونهای همجمعی ممکن است کاذب باشند. در جدول ۳ آزمون ریشه واحد زیوت و اندروز (Zivot and Andrews, 1992) با توانایی در نظر گرفتن یک شکست ساختاری و آزمون ریشه واحد لامزداین و پاپل (Lumsdaine and Papell, 1997) با توانایی در نظر گرفتن دو شکست ساختاری ارائه شده است. مشاهده می‌شود که طبق آزمون زیووت اندروز، لگاریتم نسبت شاغلان دارای تحصیلات دانشگاهی به کل جمعیت شاغلان و بر اساس آزمون لامزداین پاپل، لگاریتم تولید ناخالص داخلی ایستاست. بنابراین، به دلیل عدم جمعی بودن از یک درجه تمام متغیرهای مورد استفاده نمی‌توان از آزمونهایی مانند یوهانسن برای بررسی روابط بلندمدت استفاده کرد. از این رو و بر اساس اینکه هیچ کدام از متغیرها جمعی از درجه دو نیستند، می‌توان از آزمون کرانه‌ها برای بررسی روابط بلندمدت بین متغیرها استفاده کرد.

جدول ۳- آزمون ریشه واحد زیووت-اندروز و لامزداین-پاپل

	TB_{ZA}	**lag**	t_{ZA}		TB_{1LP}	TB_{2LP}	**lag**	t_{LP}
Lny_t	۱۳۶۵	(۱)	-۴/۳۷		۱۳۵۹	۱۳۶۷	(۲)	-۷/۵۰***
Lnk_t	۱۳۷۲	(۱)	-۴/۶۰		۱۳۶۰	۱۳۷۳	(۲)	-۵/۸۲
Lnh_t	۱۳۷۱	(۲)	-۶/۱۵***		۱۳۵۵	۱۳۷۱	(۲)	-۶/۵۳***

مقادیر بحرانی در سطح ۱، ۵ و ۱۰٪ توسط زیووت و اندروز (Zivot and Andrews, 1992) به ترتیب ۵/۵۷-، ۵/۰۸- و ۴/۸۲- تعیین شده است. همچنین، مقادیر بحرانی در سطح ۱، ۵ و ۱۰٪ توسط لامزداین و پاپل (Lumsdaine and Papell, 1997) به ترتیب ۷/۳۴-، ۶/۸۲- و ۶/۴۹- تعیین شده است. ***، ** و * به مفهوم رد فرض صفر به ترتیب در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است.

نتایج تخمین مدل: در جدول ۴ مقادیر بحرانی آزمون کرانه‌ها ارائه شده است. به تبعیت از قاتیرچی‌اغلو (Katircioglu, 2009) و با توجه به قاعده مطالعات تجربی برای کمتر از ۸۰ داده، برای آماره F از مقادیر بحرانی نارایان (Narayan, 2005) و برای آماره t از مقادیر بحرانی پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001) استفاده شده است.

جدول ۴- مقایر بحرانی روش مدلسازی ARDL

K=3	0/10		0/05		0/01	
	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$
F_{III}	۲/۹۵	۴/۱۰	۳/۶۱	۴/۹۱	۵/۱۹	۶/۸۴
F_{IV}	۳/۲۹	۴/۱۷	۳/۹۳	۴/۹۱	۵/۶۵	۶/۹۲
F_V	۳/۸۰	۴/۸۸	۴/۵۶	۵/۷۹	۶/۳۸	۷/۷۳
t_{III}	-۲/۵۷	-۳/۴۶	-۲/۸۶	-۳/۷۸	-۳/۴۳	-۴/۳۷
t_V	-۳/۱۳	-۳/۸۴	-۳/۴۱	-۴/۱۶	-۳/۹۶	-۴/۷۳

مقادیر بحرانی آزمون کرانه‌ها را پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001) تعیین کرده‌اند. K تعداد رگرسرهای متغیر وابسته در مدل ARDL است. F_{III} نشان دهنده آماره F مربوط به مدل با عرض از مبدأ غیرمقید و بدون متغیر روند است. F_{IV} نشان دهنده آماره F مربوط به عرض از مبدأ غیرمقید است و متغیر روند مقید است و F_V نشان دهنده آماره F مربوط به مدل با عرض از مبدأ و متغیر روند غیرمقید است. به طور کلی، در مدلی که بر اساس x نرمالیزه شده است، t_V و t_{III}، آماره t برای آزمون برابری صفر ضریب x_{t-1} به ترتیب با روند غیر مقید و بدون روند است.

در جدول ۵ نتایج محاسبه آماره F و t آزمون کرانه‌ها با استفاده از مدل ARDL نشان داده شده است. مشاهده می‌شود که در تابع تولید فرض وجود نداشتن رابطه همجمعی میان متغیرها در تمام حالتها در سطح ۱٪ رد می‌شود. بنابراین، وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل پذیرفته می‌شود.

جدول ۵- آزمون کرانه‌ها برای بررسی روابط همجمعی

		با روند قطعی				بدون روند قطعی	
	Lag	F_{IV}	F_V	t_V		F_{III}	t_{III}
$F_y(\ln y \mid \ln k, \ln h)$	۱	۷/۷۲***	۹/۲۳***	-۴/۷۹***		۹/۶۸***	-۵/۱۷***
$F_h(\ln h \mid \ln y, \ln k)$	۱	۲/۳۸	۲/۵۳	-۲/۳۶		۱/۴۵	-۱/۹۶
$F_k(\ln k \mid \ln y, \ln h)$	۱	۲/۷۷	۳/۶۷	-۳/۰۲		۳/۶۹	-۳/۲۸

*** به مفهوم معنادار در سطح ۱٪ ، ** معنادار در سطح ۵٪ و * معنادار در سطح ۱۰٪ است. وقفه بهینه بر اساس معیارهای شوارتز و آکایاک تعیین شده است. F_{III} نشان دهنده آماره F مربوط به مدل با عرض از مبدأ غیرمقید و بدون متغیر روند است F_{IV} نشان دهنده آماره F مربوط به عرض از مبدأ غیرمقید است و متغیر روند مقید است و F_V نشان دهنده آماره F مربوط به مدل با عرض از مبدأ و متغیر روند غیرمقید است. در مدل اول که بر اساس Y نرمالیزه شده است، t_V و t_{III}، آماره t برای آزمون $\delta_1 = 0$ در رابطه (6) به ترتیب با روند غیر مقید و بدون روند است، و به طور کلی، در مدلی که بر اساس x نرمالیزه شده است، t_V و t_{III}، آماره t برای آزمون برابری صفر ضریب x_{t-1} به ترتیب با روند غیر مقید و بدون روند است.

در جدول ۶ ضرایب بلندمدت با استفاده از روش ARDL تخمین زده شده است. ARDL(۱،۰،۰) با معیارهای AIC و SBC تعیین شده است. موجودی سرمایه، آموزش‌عالی و متغیر موهومی مربوط به

سالهای جنگ ایران و عراق و متغیر موهومی شک نفتی سال ۱۳۵۴ تأثیر بسیار قوی بر رشد اقتصادی ایران در بلندمدت دارند. تأثیر بلندمدت موجودی سرمایه بر رشد اقتصادی اندکی بیشتر از تأثیر بلندمدت آموزش عالی بر رشد اقتصادی است. بدین صورت که یک درصد افزایش در موجودی سرمایه در بلندمدت به‌طور متوسط ۰/۳۶۹ درصد رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد، در حالی که یک درصد افزایش در نسبت شاغلان دارای تحصیلات عالی به کل جمعیت شاغلان در بلندمدت به طور متوسط ۰/۳۶۲ درصد رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد.

جدول ۶- تخمین ضرایب بلند مدت با استفاده از روش ARDL

تخمین رابطه (۶): ARDL(1,0,0) بر اساس معیارهای AIC و SBC انتخاب شده است. متغیر وابسته Ly_t است.				
	ضریب	**انحراف معیار**	**آماره t**	**احتمال t**
$Lnk_{\ t}$	۰/۳۶۹	۰/۰۲۷	۱۳/۳۱	(۰/۰۰۰)
$Lnh_{\ t}$	۰/۳۶۲	۰/۱۳۱	۲/۷۶	(۰/۰۱۰)
DW	-۰/۰۹۰	۰/۰۱۹	-۴/۶۰	(۰/۰۰۰)
$D54$	-۰/۱۳۷	۰/۰۳۵	-۳/۸۹	(۰/۰۰۱)
C	-۰/۴۹۳	۰/۴۸۵	-۱/۰۱	(۰/۳۱۸)
trend	-۰/۰۱۸	۰/۰۰۷	-۲/۵۴	(۰/۰۱۶)

DW متغیر موهومی مربوط به سالهای جنگ ایران و عراق است و برای سالهای ۸۸-۱۹۸۰ یک و برای سایر سالها صفر است.

$D54$ متغیر موهومی مربوط به کاهش درآمد نفتی سالهای ۸۱-۱۹۷۵ است و برای سالهای ۸۱-۱۹۷۵ یک و برای سایر سالها صفر است.

C جزء عرض از مبدأ است.

در جدول ۷ نتایج تخمین ضرایب پویای کوتاه‌مدت و بلندمدت مربوط به مدل تصحیح خطای رابطه (۷) آورده شده است. تمام متغیرها در کوتاه‌مدت تأثیر قوی بر رشد اقتصادی دارند. ضریب تصحیح خطا که ۰/۷۵۳- تخمین زده شده است، کاملاً معنادار و مطابق انتظار است. بنابراین، تقریباً ۷۵٪ از عدم تعادل به دلیل شوکهای سالهای قبل، در سال جاری به سمت تعادل همگراست؛ به عبارت دیگر، تقریباً ۷۵٪ از فاصله رشد اقتصادی بالفعل و بالقوه در مدل آموزش عالی در یک سال تصحیح می‌شود.

جدول ۷- مدل تصحیح خطا بر اساس مدل ARDL انتخابی

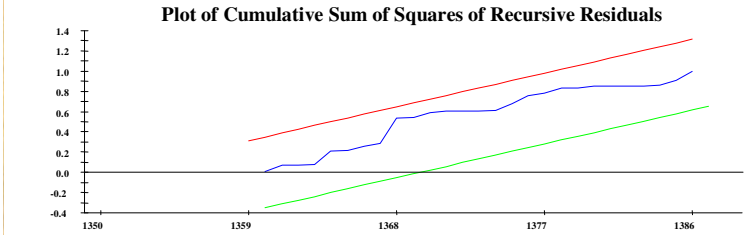
تخمین رابطه (۷): ARDL(1,0,0) بر اساس معیارهای AIC و SBC انتخاب شده است. متغیر وابسته ΔLny_t است.				
	ضریب	**انحراف معیار**	**آماره t**	**احتمال t**
ΔLnk_t	۰/۲۷۸	۰/۰۳۲	۸/۶۳۱	(۰/۰۰۰)
ΔLnh_t	۰/۲۷۳	۰/۱۱۳	۲/۴۱۱	(۰/۰۲۲)
C	-۰/۳۷۱	۰/۳۵۸	-۱/۰۳۶	(۰/۳۰۸)
$\Delta D54$	-۰/۰۱۴	۰/۰۰۶	-۲/۲۳۳	(۰/۰۳۳)
ΔDW	-۰/۰۶۸	۰/۰۱۵	-۴/۵۲۶	(۰/۰۰۰)
$\Delta trend$	-۰/۱۰۳	۰/۰۲۳	-۴/۴۲۶	(۰/۰۰۰)
ECT_{t-1}	-۰/۷۵۳	۰/۰۸۸	-۸/۵۵۹	(۰/۰۰۰)

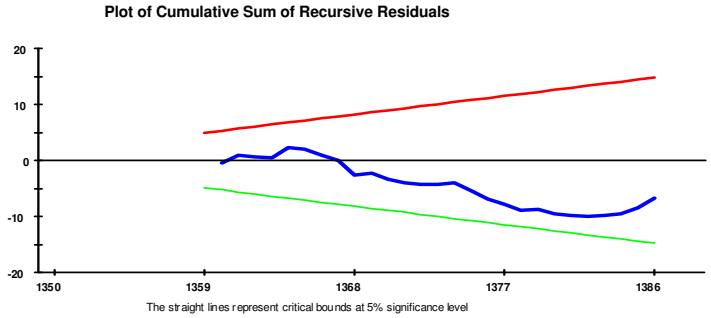
R^2 = ۰/۸۳۱	S.E.R=۰/۰۳۰	F-State=۲۳/۰۱۵	SB.C=۶۵/۶۸
$\overline{R}^2$ =۰/۷۹۶	RSS=۰/۰۲۷	D.W=۲/۰۶	AIK.C=۷۱/۲۰

در جدول ۸ آزمونهای تشخیصی مدل ARDL آورده شده است. بر اساس نتایج این جدول، فرض همسانی واریانس در بین اجزای اخلال را نمی‌توان رد کرد و بنابراین، ناهمسانی واریانس در بین اجزای اخلال وجود ندارد. همچنین، فرض وجود نداشتن خودهمبستگی سریالی در اجزای اخلال را نمی‌توان رد کرد و لذا، در بین اجزای اخلال خودهمبستگی سریالی وجود ندارد. در نمودار ۱ آزمونهای CUSUM و CUSUMQ برای بررسی ثبات ضرایب در مدل ARDL آورده شده است، با توجه به اینکه منحنی ترسیم شده در هیچ نقطه‌ای خارج از خطوط مربوط به مقادیر بحرانی نیست، در سطح ۵٪ می‌توان عدم وجود شکست ساختاری و ثبات ضرایب مدل ARDL را پذیرفت.

جدول ۸- آزمونهای تشخیصی مدل ARDL (1,0,0)

آزمون ناهمسانی واریانس			آزمون خودهمبستگی سریالی		
	آماره t	احتمال t		آماره t	احتمال t
CHSQ (1)	۲/۰۰۱	(۰/۱۵۷)	CHSQ (1)	۰/۰۵۲	(۰/۸۱۹)
F (1,30)	۱/۷۱۵	(۰/۲۰۰)	F (1,30)	۰/۰۴۲	(۰/۸۳۸)





نمودار ۱- ترسیم CUSUM وCUSUMQ برای بررسی ثبات ضرایب در مدل ARDL(1,0,0)

در جدول ۹ نتایج آزمون علیت گرنجر بدون در نظر گرفتن موجودی سرمایه و در جدول ۱۰ نتایج این آزمون با در نظر گرفتن موجودی سرمایه ارائه شده است. با توجه اینکه در هر دو جدول آماره t جمله تصحیح خطای مربوط به تابع تولید از نظر آماری کاملاً معنادار و دارای علامت مورد انتظار است، می‌توان گفت که علیت غیرمستقیم از آموزش‌عالی به رشد اقتصادی در بلندمدت وجود دارد. همچنین، بر اساس آماره آزمون F نمی‌توان در کوتاه‌مدت علیت از آموزش‌عالی به رشد اقتصادی را پذیرفت. به طور خلاصه یافته مهم این تحقیق این است که فرضیه آموزش‌عالی به رشد اقتصادی منجر می‌شود و در مورد کشور ایران با استفاده از نتایج مدل تصحیح خطا و آزمون علیت گرنجر تأیید می‌شود.

جدول ۹- نتایج آزمون علیت گرنجر بدون در نظر گرفتن موجودی سرمایه

	آماره F		آماره t
	ΔLny_t	ΔLnh_t	ECT_{t-1}
ΔLny_t	--	۰/۳۰۶ [۰/۷۳۸]	-۴/۰۶۵ [۰/۰۰۰]
ΔLnh_t	۰/۸۳۲ [۰/۴۴۵]	--	-۱/۰۲۲ [۰/۳۱۵]

جدول ۱۰- نتایج آزمون علیت گرنجر با در نظر گرفتن موجودی سرمایه

	آماره F			آماره t
	ΔLny_t	ΔLnk_t	ΔLnh_t	ECT_{t-1}
ΔLny_t	--	۲/۶۱۵ [۰/۰۹۲]	۱/۲۹۲ [۰/۲۹۱]	-۴/۲۴۷ [۰/۰۰۰]
ΔLnk_t	۴/۱۱۴ [۰/۰۲۸]	--	۰/۳۳۳ [۰/۷۱۹]	-۱/۶۱۵ [۰/۱۱۸]
ΔLnh_t	۰/۷۹۲ [۰/۴۶۳]	۰/۳۷۰ [۰/۶۹۳]	--	-۰/۷۱۵ [۰/۴۸۰]

بحث و نتیجه‌گیری

در این مقاله با استفاده از رهیافت آزمون کرانه‌ها و آزمون علیت گرنجر، رابطه تعادلی بلندمدت میان آموزش‌عالی و رشد اقتصادی با استفاده از داده‌های سالانه ۱۳۸۶-۱۳۵۰ کشور ایران بررسی شده است. با توجه به مطالعات نظری، افزایش افراد تحصیل‌کرده و متخصص به رشد فناوری، تسهیل جذب فناوری و افزایش بهره‌وری نیروی کار و سرمایه منجر می‌شود. بنابراین، انتظار می‌رود که نسبت شاغلان دارای تحصیلات دانشگاهی یکی از عوامل اساسی مؤثر بر بهره‌وری عوامل تولید و رشد اقتصادی باشد.

از این رو، بررسی تجربی این موضوع با توجه به ویژگیهای خاص اقتصاد کشور که در داده‌های آن متبلور است و انتخاب و کاربرد روش اقتصادسنجی مناسب با شرایط داده، هدف اصلی این مقاله است. مشارکت علمی این مقاله استفاده از رهیافت کرانه‌ها در این بررسی است. آزمونهای انگل گرنجر و یوهانسن که در اغلب مطالعات قبلی برای بررسی روابط بلندمدت بین رشد و آموزش استفاده شده است، محدودیتهایی مانند لزوم جمعی بودن متغیرها از یک درجه دارند. بر اساس آزمون ADF و PP آموزش‌عالی در حالت بدون عرض از مبدأ و در سطح ایستاست و در سایر حالتها دارای ریشه واحد است. همچنین، با لحاظ شکست ساختاری طبق آزمون زیووت اندروز فقط آموزش‌عالی و بر اساس آزمون لامزداین پاپل صرفاً متغیر تولید ایستاست. بنابراین، متغیرهای مورد استفاده جمعی از درجه‌های صفر و یک هستند که تحت این شرایط سایر روشهای همجمعی کاربرد ندارند. علاوه بر این، حجم کم داده‌های در دسترس در کشور نیز به نوعی استفاده از رهیافت کرانه‌ها در بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی را توجیه پذیر می‌سازد. نتایج آزمون کرانه‌ها وجود رابطه بلندمدت میان این دو متغیر در کشور ایران را تأیید می‌کند، بدین صورت که در بلندمدت موجودی سرمایه و آموزش‌عالی تأثیر معنادار و مثبت بر رشد اقتصادی دارند. در مدل آموزش‌عالی در هر دوره ۷۵٪ از عدم تعادل درآمد واقعی به سمت مقدار تعادلی بلندمدت خود همگراست. همچنین، نتیجه آزمون علیت گرنجر شرطی علیت غیرمستقیم از رشد آموزش‌عالی به رشد اقتصادی در بلندمدت را نشان می‌دهد. نتایج تخمینها نشان می‌دهد که آموزش‌عالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای تأثیری مشابه موجودی سرمایه بر رشد اقتصادی است. با توجه به نتایج مدل تصحیح خطا و آزمون علیت گرنجر شرطی، یافته مهم این تحقیق آن است که به‌کارگیری دانش‌آموختگان دانشگاهی به رشد اقتصادی در بلندمدت منجر می‌شود. بنابراین، این فرضیه آموزش‌عالی به رشد اقتصادی منجر می‌شود، در خصوص کشور ایران به‌صورت قوی پذیرفته می‌شود.

References

1. Almasi, M., Soheyli, K. and Sepahban Ghareh Baba, A. (2010); "Effect of Higher Education on Economic Growth in Iran"; The Economic Research, Vol. 9, No. 4, pp. 23-40(in Persian).
2. Amini, A. and Hejazi, A. Z. (2008); "The Effect of Human Capital and R&D in TFP Growth: the Case of Iran"; *Iranian Economic Research*; Vol. 10, No. 35, pp.1-30(in Persian).
3. Babatunde, M. A. and Adefabi, R. A. (2005); "Long Run Relationship between Education and Economic Growth in Nigeria: Evidence from the Johansen's Cointegration Approach"; Regional Conference on Education in West Africa: Constraints and Opportunities Dakar, Senegal, November 1st - 2nd, pp. 1-21.

4. Barro, R. J. and Lee, J. W. (2000); "International Data on Educational Attainment: Updates and Implications"; NBER Working Paper, No, w791.

5. Becker, G. (1962); "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis"; *Journal of Political Economy*, Vol. 70, pp. 9-49.

6. Ben-David, D., Lumsdaine, R. and Papell, D. H. (2003); "Unit Root, Postwar Slowdowns and Long-run Growth: Evidence from Two Structural Breaks"; *Empirical Economics*, Vol. 28, No. 2, pp. 303-319.

7. Benhabib, J. and Spiegel, M. (1994); "The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-country Data"; *Journal of Monetary Economics*, Vol. 34, pp. 143-173.

8. Deniz, Z. and Dogruel, A. S. (2008); "Disaggregated the Education Data and Growth: Some Facts from Turkey and Mena Countries"; *Working Paper Series*, No.28, pp. 1-19.

9. Ebrahimi, Y. and Farjadi, GH.A. (2010); "The Impact of Higher Education on Economics Growth in Open Economies"; *Journal of Research and Planning in Higher Education*, Vol.15, No. 4, pp. 49-61 (in Persian).

10. Ehrlich, I. (2007); "The Mystery of Human Capital as Engine of Growth, or Why the US became the Economic Superpower in the 20th Century"; NBER Working Paper, No.12868, pp. 1-41.

11. Elmi, Z. and Jamshidnezhad, A. (1386); "The Effect of Education on Economic Growth of Iran During the Years 1350-2003"; *Journal of The Faculty of Humanities and Social Sciences*; Vol. 7, No. 26, pp. 135-154 (in Persian).

12. Grossman, G. and Helpman, E. (1991); *Innovation and Growth in the Global Economy*; Cambridge MIT Press.

13. Houshmand, M., Shabani, M. A. and Zabihi, A. (2008); "The Rule of Human Capital on Iran's Economic Growth by Using Auto Regressive Distributed Lag (ARDL) Model"; *Quarterly Journal of Quantitative Economics* (Quarterly Journal of Economics Review), Vol. 5, No. 2, pp. 63-83(in Persian).

14. Komijani, A. and Memarnezhad, A. (2004); "The Importance of Quality of Human Capital and R&D on Economic Growth in Iran"; *Iranian Journal of Trade Studies*, Vol. 31, pp. 1-33.

15. Johansen, S. and Juselius, K. (1990); *Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money*; Oxford Bulletin of Economics.

16. Katircioglu, S. (2009); "Investigating Higher-education-led Growth Hypothesis in a Small Island: Time Series Evidence from Northern Cyprus:" Anadolu International Conference in Economics: Developments in Economic Theory, Modeling, and Policy, June 17-19, Anadolu University, Eskisehir, TURKEY.

17. Lee, J.W. (1995); "Capital Goods Import and Long run Growth"; *Journal of Development Economics*, Vol. 48, pp. 91-110.

18. Leybourne, S. J. and Newbold, P. (2003); "Spurious Rejections by Cointegration Tests Induced by Structural Breaks"; *Applied Economics*, Vol. 35, No. 9, pp. 1117-21.

19. Lin, T. C. (2004); "The Role of Higher Education in Economic Development: An Empirical Study of Taiwan Case"; *Journal of Asian Economics*, Vol. 15, No. 2, pp. 355-371.

20. Lucas, R. (1988); "On the Mechanics of Economic Development"; *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, pp. 3-42.

21. Lucas, R. E. (1993); "Making a Miracle"; *Econometrica*, Vol. 61, No. 2, pp. 251–272.

22. Lumsdaine, R. L. and Papell, D. H. (1997); "Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, No. 2, pp. 212-218.

23. Mankiw, N.G., Romer, D. and Weil, D. N. (1992); "A Contribution to the Empirics of Economic Growth"; *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 2, pp. 407-437.

24. Narayan, P. K. (2005); "The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests"; *Applied Economics*, Vol. 37, No. 17, pp. 1979–1990.

25. Nelson, R. and Phelps, E. (1966); "Investment in Humans, Technological Diffusion and Economic Growth"; *American Economic Review*, Vol. 61, pp. 69-57.

26. Nili, M. and Nafisi, SH. (2004); "Human Capital, Education Distribution of Labor Force and Economic Growth: the Case of Iran"; *Iranian Economic Research*, Vol. 5, No. 17, pp. 1-33 (in Persian).

27. Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. J. (2001); "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships" *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, pp. 289 – 326.

28. Phelps, E. S. (1967); *Golden Rules of Economic Growth*; Norton, New York.

29. Quah, D. and Rauch, J. E. (1990); "Openness and the Rate of Economic Growth"; *Journal Development of Studies*, Vol. 49, No. 2, pp. 307-335.

30. Reblo, S. (1991); "Long – Run Policy Analysis and Long Run Growth"; *Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 3, pp. 500-521.

31. Rivera-Batiz, L. A. and Romer, P. M. (1991); "Economic Integration and Endogenous Growth"; *Quarterly Journal of Economics*; Vol. 106, pp. 531-555.

32. Romer, P. M. (1986); "Increasing Returns and the Long-Run Growth"; *Journal of Political Economy*, Vol. 94, pp. 1002-1097.

33. Romer, P. M. (1990); Endogenous Technological Change; *Journal of Political Economy*, Vol. 98, Part 2, pp. 71-102.

34. Sadeghi, M. and Emadzadeh, M. (2004); "Estimating the Human Capital Share in Iran's Economic Growth (1965-2000)"; *Iranian Economic Research*; Vol. 5, No. 17, pp. 79-98 (in Persian).

35. Salehi, M. J. (2002); "The Effect of Human Capital on Economic Growth in Iran"; *Journal of Research and Planning in Higher Education*; Vol. 8, No.1-2, pp. 43-73(in Persian).

36. Schultz, T. W. (1960); "Capital Formation by Education"; *Journal of Political Economy*, Vol. 68, pp. 671-683.

37. Solow, R. M. (1956); "A Contribution to the Theory of Economic Growth"; *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70, pp. 65-94.

38. Sterlacchini, A. (2008); "R&D, Higher Education and Regional Growth: Uneven Linkages among European Regions"; *Research Policy*, Vol. 37, pp. 1096-1107.

39. Swan, T. W. (1956); "Economic Growth and Capital Accumulation"; *Economic Record*, Vol. 32, pp. 334-61.

40. Tayebi, S. K, and Arbabian, SH. (2003); "Long-Run and Short-Run Impacts of Higher Education on Iran's Manufacturing Exports"; *Iranian Economic Research*, Vol. 5, No. 16, pp. 1-22 (in Persian).

41. Tayebi, S. K., Emadzadeh, M. and Arbabian, SH. (2004); "Impacts of Higher Education on Iran's Manufacturing Export Supply (1966-1999)"; *Tahghighat-e Eghtesadi*, Vol. 64, pp. 29-54(in Persian).

42. Zaranezhad, M. and Ansari, E. (2009); "Higher Education and Gross Domestic Product (GDP) in Iran"; *Iranian Economic Research*, Vol. 10, No. 37, pp. 61-79 (in Persian).

43. Zivot, E. and Andrews, D. W. K. (1992); "Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis"; *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, No. 3, pp. 251-70.