فصلنامه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش‌عالی، شماره ۶۶، ۱۳۹۱، صص. ۲۴-۱

تأثیر سطوح مختلف آموزشی بر رشد اقتصادی در کشور ایران

کیومرث شهبازی[1*] و محمد حسنی[2]

چکیده

بر اساس مطالعات تجربی تأثیر سطوح مختلف آموزشی بر رشد اقتصادی در کشورهای مختلف یکسان نیست. هدف این پژوهش بررسی تأثیر سطوح مختلف آموزشی بر رشد اقتصادی در کشور ایران بود. تحقیق حاضر از نوع کاربردی بوده و برای برآورد مدل از روش خودرگرسیون برداری و مدل تصحیح خطا استفاده شده است. جامعه آماری پژوهش کشور ایران و نمونه آماری داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۸۶- ۱۳۷۵ بود. برای بررسی پایایی متغیرها از آزمونهای ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته و فیلیپس و پرون استفاده شده و نشان‌دهنده آن است که متغیرها جمعی از درجه صفر یا یک هستند. تجزیه و تحلیل با استفاده از آزمونهای یوهانسون- یوسیلیوس و علیت گرنجری صورت گرفت. نتایج نشان داد که در بلندمدت سطوح تحصیلی عالی، راهنمایی و ابتدایی به‌ترتیب بیشترین تأثیر را بر رشد تولید ناخالص داخلی کشور داشته‌اند. شاغلان دارای تحصیلات دوره متوسطه تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی نداشته‌اند. در کوتاه‌مدت و بلندمدت یک رابطه علیت یکطرفه از سطوح مختلف آموزشی به‌استثنای شاغلان دارای سطح تحصیلی دوره متوسطه به رشد اقتصادی وجود دارد، ولی رشد اقتصادی علیت گرنجری سطوح مختلف آموزشی نیست. به‌طورکلی، یافته‌ها حاکی از آن است که در بلندمدت توسعه فرصتهای آموزشی در سطوح عالی، راهنمایی و ابتدایی به‌ترتیب بیشترین تأثیر را بر رشد اقتصادی خواهد داشت که بیانگر اهمیت بالای آموزش‌عالی در تسریع رشد اقتصادی کشور است. همچنین، با افزایش نرخ باسوادی شاغلان رشد اقتصادی افزایش خواهد یافت.

کلیدواژگان: آموزش، رشد اقتصادی، مدل خودرگرسیون برداری، علیت گرنجری.
طبقه‌بندی JEL: I21, O47, O52

---

۱. استادیار دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران.
* مسئول مکاتبات: k.shahbazi@urmia.ac.ir
۲. دانشیار دانشکده ادبیات و علوم انسانی دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران: m.hassani@urmia.ac.ir
دریافت مقاله: ۱۳۹۰/۸/۱۱ پذیرش مقاله: ۱۳۹۱/۴/۵

Archive of SID

www.SID.ir

مقدمه

طبق نظریه‌های اقتصادی سرمایه انسانی نقش مهمی در رشد اقتصادی دارد. با توجه به اینکه آموزش از یک طرف بهره‌وری نیروی کار و توان نوآوری آن را افزایش می‌دهد و از طرف دیگر، انتشار دانش را تسهیل می‌کند، به‌عنوان یکی از مؤلفه‌های اصلی سرمایه انسانی محسوب می‌شود. تأثیر آموزش در رشد بهره‌وری و در نتیجه، در رشد اقتصادی می‌تواند به دو اثر تفکیک شود: اثر سطح و اثر ترکیب آموزش. با ثابت فرض کردن ترکیب آموزش، افزایش سطح آموزش به افزایش رشد اقتصادی منجر می‌شود. البته، با ثابت فرض کردن سطح آموزش، ویژگی رشدافزایی آموزش به ترکیب آن نیز بستگی دارد (Vandenbussche, Aghion & Meghir, 2006) که در مطالعات داخلی نادیده گرفته شده است.

با توجه به اینکه در مطالعات تجربی خارجی نتایج متفاوتی در خصوص تأثیر سطوح مختلف آموزشی بر رشد اقتصادی گزارش شده است، در این پژوهش رابطه بلندمدت آموزش و رشد اقتصادی در کشور ایران با تمرکز بر سطوح مختلف آموزشی (ابتدایی، راهنمایی، متوسطه، پیش‌دانشگاهی و تحصیلات عالی) بررسی شده است.

ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش: در تئوریهای اقتصادی اولیه در کوتاه‌مدت بر انباشت سرمایه فیزیکی و در بلندمدت بر تغییرات تکنولوژیکی برونزا به‌عنوان مهم‌ترین منبع رشد اقتصادی تأکید شده است. البته، تلاشها در خصوص درونزا ساختن منابع رشد به ظهور مفهوم رشد درونزا منتهی شد (Lucas, 1988). در ادبیات مذکور به اهمیت سرمایه انسانی به‌عنوان یک عامل تولید درونزا در توضیح رشد اقتصادی تأکید شده است. در ادبیات موجود در زمینه رشد، آموزش به‌عنوان یکی از مؤلفه‌های اصلی سرمایه انسانی به‌شمار می‌رود، زیرا آموزش علاوه بر بهبود بهره‌وری نیروی کار، منافع خارجی دیگری نیز به دنبال دارد؛ بدین مفهوم که آموزش علاوه بر نفع‌رسانی به تک‌تک افرادی که آموزش می‌بینند، منافعی نیز برای جامعه خواهد داشت. اقتصاددانان کلاسیک، نئوکلاسیک و معاصر به آموزش و پرورش به‌عنوان یک سرمایه‌گذاری اساسی و پرفایده نگریسته‌اند. عمده‌ترین پیشرفت در اقتصاد آموزش توسط اقتصاددانانی نظیر تئودور شولتز[۳]، ژاکوب مینسر[۴]، گری بکر[۵]، ساخارو پولوس[۶]، تودارو[۷] و دیگران صورت گرفته است. از نظر ساخارو پولوس لازم است منابع انسانی هماهنگ با آموزش ابتدایی توسعه یابد. طبق نظریه تودارو، توسعه فرصتهای آموزش در تمام سطوح می‌تواند به طرق زیر موجب افزایش رشد اقتصادی کشور شود (Motavasseli & Ahanchian,2009):

3 . Theodore W. Schultz
4. Jacob Mincer
5. Garys S. Becker
6. Psacharopoulos
7. Todaro

Archive of SID

www.SID.ir

۱. ایجاد نیروی مولدتر و بالا بردن سطح دانش و مهارت آنان؛ ۲. فراهم آوردن اشتغال گسترده و فرصت کسب درآمد برای معلمان، کارکنان مدرسه و کارگران ساختمانی، چاپخانه‌های کتابهای درسی، کارخانه‌های تولیدکننده لباسهای متحدالشکل برای مدارس؛ ۳. ایجاد طبقه رهبران تحصیل‌کرده به‌منظور اشغال پستهایی که از متخصصان خارجی خالی شده یا مشاغل بلاتصدی در بخش خدمات دولتی، شرکتهای دولتی و بنگاههای اقتصادی خصوصی؛ ۴. فراهم آوردن نوعی آموزش برای بالا بردن سطح سواد خواندن و نوشتن و مهارتهای اصلی و در عین حال، ترویج طرز تفکر جدید در بین طبقات متعدد جمعیت. از نظر گریلیچز (Griliches,1997) روش صحیح آزمون تأثیر آموزش بر رشد اقتصادی این است که چنین متغیری را در تابع تولید لحاظ کنیم. نقطه شروع این روش مدل نئوکلاسیک یا مدل سولو[8] (۱۹۵۷) است. در باره این مدل رشد قبلاً بارت (Barrett, 2001) به تفصیل بحث کرده است. تابع تولید کاب- داگلاس زیر را در نظر می‌گیریم که در آن یک مقیاس تولید به‌صورت تابعی از نهاده‌های مرتبط نوشته می‌شود:

$$Y_t = A_t K_t^a L_t^b M_t^c$$

در این تابع Y_t تولید ناخالص یا فروش، K بیانگر سرمایه فیزیکی، L بیانگر اشتغال نیروی کار، M بیانگر مواد و سایر نهاده‌های واسطه‌ای و A_t بیانگر کارایی است. لذا، به ازای مقادیر معینی از نهاده‌ها، هر چه A_t بزرگ‌تر باشد، تولید نیز بیشتر خواهد بود. این مدل کلاسیک می‌تواند با در نظر گرفتن انواع مختلف سرمایه($K_{1t}^{a_1}$ ، $K_{2t}^{a_2}$ ، ...، $K_{nt}^{a_n}$) و انواع مختلف نیروی کار (سطوح مختلف تحصیلات، مهارتها، حرفه‌ها و ...) تکمیل شود. با فرض اینکه ماهیت همگنی متغیرها حفظ می‌شوند، در نظر گرفتن تغییر کیفیت آنها به‌وسیله یک مقیاس یا برداری از مقیاسها، H ، مدل زیر را به‌دست می‌دهد :

$$Y_t = A_t K_t^a L_t^b M_t^c H_t^d$$

در این تابع H بیانگر تغییر کیفیت نهاده‌هاست و تا حدودی میانگین وزنی آموزش یا مهارتها را بیان می‌کند. حال به‌آسانی می‌توان ارتباطی را از این مدل به ادبیات توابع تولید دانش بسط داد. ایده اصلی این روش آن است که معیاری از تولید، ترجیحاً تولید ناخالص، را بر روی نهاده‌های مرئی و نامرئی رگرس کنیم. بنابراین، تابع زیر را داریم:

$$Y_t = A_t K_t^a L_t^b M_t^c R_t^d \ldots R_{t-n}^e$$

در این تابع متغیرهای R بیانگر سرمایه‌گذاریهای حال و گذشته در دانش است (Wilson & Briscoe, 2004).

8. Solow

Archive of SID

www.SID.ir

ریمو (Raymo,1995) با استفاده از داده‌های مربوط به دوره زمانی ۱۹۹۱-۱۹۷۰ در باره نقش سرمایه انسانی در رشد اقتصادی ژاپن بررسی کرده است. طبق نظر وی تابع تولید در حالت کلی به‌صورت زیر است:

$$Y = f(K, L, HK)$$

در این تابع Y نشان‌دهنده تولید ناخالص داخلی، L بیانگر اشتغال کامل، K نشان‌دهنده سرمایه فیزیکی و HK معرف سرمایه انسانی است. همچنین، شاخصهای سرمایه انسانی به‌کار گرفته شده در این تابع تولید عبارت‌اند از: مجموع مخارج آموزشی و متوسط تعداد سالهای تحصیل ضرب در تعداد شاغلان. وی با به‌کارگیری تابع تولید کاب-داگلاس، سهم هر کدام از متغیرهای مخارج آموزشی و تحصیلات نیروی کار را مستقلاً به‌صورت زیر برآورد کرده است:

$$LnY = LnA + \alpha LnK + \beta LnL + \gamma LnHKA + \varepsilon$$
$$LnY = LnA + \alpha LnK + \beta LnL + \gamma LnEDU + \varepsilon$$

نتایج پژوهش وی نشان می‌دهد که مخارج آموزشی و متوسط سالهای تحصیل نیروی کار تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی ژاپن داشته‌اند. صادقی و عمادزاده (Sadeghi & Emadzadeh, 2004) نیز با الهام گرفتن از ریمو توابع مذکور را برای کشور ایران برآورد کرده‌اند که نتایج آنها نشان می‌دهد در هر دو معادله عامل سرمایه انسانی یک عامل با ثبات و معنادار و نشان‌دهنده تأثیر مثبت آموزش بر تولید است.

یکی از مشارکتهای مهم و تأثیرگذار در این زمینه مطالعه لوکاس (Lucas, 1988) است که آن هم به مطالعه قبل از لوکاس که اوزاوا (Uzawa,1965) آن را انجام داده است، مربوط می‌شود. در این مدلها سطح تولید تابعی از انباشت سرمایه انسانی است. در بلندمدت رشد پایدار فقط در صورتی امکان‌پذیر است که سرمایه انسانی بدون محدودیت رشد کند.

منکیو، رومر و ویل(Mankiw, Romer & Weil, 1992) با لحاظ کردن سرمایه انسانی در مدل سولو نشان داده‌اند که در صورت در نظر گرفتن این عامل، برآورد اقتصادسنجی رگرسیون رشد مقطعی نتایج مطلوب‌تری خواهد داشت. در سایر مدلهای رشد اقتصادی نظیر مدل رومر (Romer, 1990) سرمایه انسانی و پیدایش و موفقیت فناوری جدید به‌طور مستقیم با همدیگر مرتبط هستند.

نلسون و فلپس (Nelson & Phelps, 1966) نشان داده‌اند که نرخ کاهش شکاف تکنولوژیکی مابین کشورهای در حال توسعه و کشورهای توسعه یافته به سطح سرمایه انسانی بستگی دارد.

مطالعات تجربی در زمینه تأثیر آموزش بر رشد اقتصادی اساساً از طریق رگرسیونهای مقطعی بسط یافته‌اند که در آن نرخ رشد اقتصادی متغیر وابسته و شاخص آموزش یکی از متغیرهای توضیحی است. این مطالعات یک محدوده عددی قانع‌کننده‌ای را در خصوص تأثیر آموزش بر رشد اقتصادی فراهم نساخته‌اند. همچنین، برخی از محققان نتایجی را ارائه کرده‌اند که نشان می‌دهد هیچ همبستگی معناداری بین آموزش و رشد اقتصادی وجود ندارد.

Archive of SID

www.SID.ir

بیلس و کلنو (Bils & Klenow, 2000) شواهدی را ارائه کرده‌اند که نشان می‌دهد همبستگی بین آموزش و رشد اقتصادی یکطرفه است و رشد بیشتر به آموزش بیشتر منجر می‌شود و عکس آن صادق نیست.

تمپل (Temple, 1999) خاطر نشان ساخته است که ممکن است گاهی اوقات ارتباط بین سرمایه انسانی و رشد اقتصادی در داده‌های بین کشوری به‌دلیل استفاده از داده‌های غیرمعرف[9] مخفی بماند.

کروگر و لیندال (Krueger & Lindahl, 2001) تأکید می‌کنند که اثر مثبت سطوح اولیه آموزش بر رشد پدیده‌ای است که به کشورهای با بهره‌وری پایین محدود می‌شود. بنابراین، علی‌رغم تأیید تأثیر مثبت آموزش بر رشد اقتصادی در بسیاری از مطالعات تجربی، مطالعات تجربی دیگری نیز وجود دارند که چندان با مباحث نظری همسو نیست و از بی‌معنا بودن اثر آموزش و در برخی موارد منفی بودن اثر آن بر رشد اقتصادی حکایت دارند. در پاسخ به این ناهمسویی، مطالعات زیادی انجام شده است که برخی از آنها در نظر نگرفتن کیفیت سرمایه انسانی را منشأ این اختلاف دانسته و برخی دیگر بیان کرده‌اند که نادیده گرفتن چگونگی توزیع تحصیلات نیروی کار موجب منفی شدن اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی میان کشورهای مختلف شده است (Nili & Nafisi, 2004).

تأثیر متفاوت سطوح مختلف آموزشی اخیراً در مطالعات متعددی مورد بحث و بررسی قرار گرفته است. پتراکیس و استاماتاکیس (Petrakis & Stamatakis, 2002) نشان داده‌اند که آموزشهای ابتدایی و متوسطه[10] در کشورهای در حال توسعه تأثیر بسزایی بر رشد اقتصادی دارند. برعکس، در کشورهای توسعه یافته تحصیلات عالی حایز اهمیت است.

پاپاجورجیو(Papageorgiou, 2003) به این نتیجه رسیده است که آموزش ابتدایی در تولید کالاهای نهایی مهم‌تر است، در حالی که آموزشهای بعد از دوران ابتدایی به نوآوری و به‌کارگیری فناوری جدید مربوط می‌شود. طبق یافته‌های واندنبوش و همکاران (Vandenbussche et al., 2006) هر چه یک کشور به مرزهای فناوری نزدیک‌تر باشد، اثر نیروی کار ماهر بر رشد قوی‌تر است.

سلف و گرابوفسکی (Self & Grabowski, 2004) مطالعه‌ای در خصوص اینکه آیا آموزش در کشور هند یک اثر علّی بر رشد اقتصادی آن کشور دارد یا نه انجام داده‌اند. تحلیلهای آنها بر مبنای علیت گرنجر به این نتیجه منتهی شده است که آموزش ابتدایی تأثیر زیادی بر رشد اقتصادی دارد. همچنین، شواهدی وجود دارد که نشان می‌دهد تأثیر آموزشهای متوسطه بر رشد اقتصادی بسیار ناچیز است.

پریرا و اوبین (Pereira & Aubyn, 2009) متوسط سالهای تحصیل را در کشور پرتغال به سطوح مختلف تحصیلی تجزیه و سپس، با تخمین تعدادی خودرگرسیون برداری تأثیر سطوح مختلف تحصیلی را بر رشد اقتصادی بررسی کرده‌اند. طبق یافته‌های آنان افزایش سطح تحصیلات در کلیه

9. Unrepresentative Observations
10. Primary & Secondary Education

Archive of SID

www.SID.ir

سطوح بجز دوره سوم تحصیلی اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد. همچنین، تأثیر جایگزینی سرمایه‌گذاری در آموزش بر سرمایه‌گذاری فیزیکی تأثیر معناداری ندارد و کششهای جزئی متوسط سالهای تحصیل در سطوح اولیه و متوسطه تقریباً با هم برابرند.

آکگوش (Akguç, 2011) در باره تأثیر سطوح مختلف آموزشی بر درآمد کشورها بررسی کرده و نشان داده است که سطوح مختلف آموزشی در کشورهای مختلف اثر متفاوتی بر درآمد سرانه دارد. آموزش‌عالی در کشورهای دارای درجه توسعه یافتگی بالا اثر بیشتری بر درآمد سرانه دارد، در حالی که سطوح تحصیلی ابتدایی و متوسطه در کشورهای کمتر توسعه یافته و دارای کیفیت پایین آموزشی اثر بیشتری دارد.

سیموئز (Simões, 2011) در خصوص رابطه بین سطوح مختلف آموزشی و رشد اقتصادی در کشورهای OECD بررسی کرده و به این نتیجه رسیده است که رابطه‌ای بلندمدت معناداری بین آموزش‌عالی و رشد اقتصادی و همچنین، سطح پایین آموزشی و رشد اقتصادی وجود دارد.

اسلام (Islam, 2010) در باره رابطه بین ترکیب سرمایه انسانی، نزدیکی به مرز فناوری و رشد بهره‌وری برای مجموعه‌ای از ۸۷ کشور بررسی کرده است. نتایج تحقیق وی نشان می‌دهد که فقط در کشورهای با درآمد بالا و متوسط اثر مثبت سرمایه انسانی ماهر بر رشد اقتصادی با نزدیکی به مرز فناوری افزایش می‌یابد. نیروی کار دارای تحصیلات عالی در کشورهای دارای درآمد متوسط و بالا به رشد اقتصادی منجر می‌شود، در حالی که آموزش متوسطه نقش زیادی در رشد اقتصادی کشورهای دارای درآمد پایین دارد.

تامانگ (Tamang, 2011) در خصوص تأثیر مخارج آموزشی بر رشد اقتصادی کشور هند بررسی کرده و نشان داده است که بین مخارج آموزشی و رشد اقتصادی رابطه‌ای بلندمدت وجود دارد و اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی کمتر از اثر سرمایه فیزیکی است.

دائودا (Dauda,2010) در بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاری آموزشی و رشد اقتصادی در کشور نیجریه نتیجه گرفته است که بین سرمایه‌گذاری آموزشی و رشد اقتصادی رابطه بلندمدتی وجود دارد.

از طرف دیگر، مطالعات متعددی نشان داده‌اند که ارتباط بین آموزش و رشد اقتصادی یک فرایند دو طرفه است. اولین مطالعه‌ای که در باره رابطه علّی بین سرمایه انسانی و رشد اقتصادی انجام شده است، مطالعه چنگ و هسیو (Cheng & Hsu, 1997) برای کشور ژاپن است. نتیجه مطالعه آنها نشان می‌دهد که در کشور ژاپن سرمایه انسانی عامل رشد اقتصادی و نیز رشد اقتصادی عامل رشد سرمایه انسانی است یا به‌عبارت دیگر، یک رابطه دو طرفه بین این دو متغیر در این کشور وجود دارد و سرمایه انسانی و رشد اقتصادی همدیگر را تقویت می‌کنند. در این مطالعه از شاخص نسبی تعداد دانش‌آموختگان دانشگاهها به نیروی کار استفاده شده است. محققان دیگری در باره این رابطه برای سایر کشورها نیز بررسی کرده‌اند.

Archive of SID

www.SID.ir

دوکولیاگوس و این (Doucouliagos & In, 1997) در خصوص رابطه علّی بین سرمایه انسانی و رشد اقتصادی در کشور آمریکا بررسی کرده و نشان داده‌اند که اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی بخش خصوصی آمریکا مثبت است. پرادهان (Pradhan, 2009) در باره علیت بین آموزش و رشد اقتصادی در کشور هند با استفاده از مدل تصحیح خطا بررسی کرده و نتیجه گرفته است که جهت علیت از رشد اقتصادی به آموزش است. کریشان (Kreishan, 2011) با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری اثر علّی آموزش بر رشد اقتصادی را در کشور اردن بررسی کرده و به این نتیجه رسیده است که یک رابطه علّی از کلیه سطوح آموزشی به رشد اقتصادی وجود دارد. همچنین، نتایج پژوهش وی نشان می‌دهد که سطح آموزش‌عالی تأثیر مثبت و قوی بر رشد اقتصادی دارد.

یاوری و سعادت (Yavari & Saadat, 2002) در باره وجود داشتن رابطه علّی بین سرمایه انسانی با رشد اقتصادی بررسی کرده و نشان داده‌اند که یک رابطه دو طرفه بین سرمایه انسانی و رشد اقتصادی بدون نفت وجود دارد. اما در خصوص رشد اقتصادی با نفت رابطه یک طرفه از رشد اقتصادی به سرمایه انسانی وجود دارد و حالت عکس برقرار نیست. نیلی و نفیسی (Nili & Nafisi, 2004) با در نظر گرفتن توزیع آموزش نشان داده‌اند که با افزایش پراکندگی سالهای تحصیل شاغلان رشد اقتصادی کاهش پیدا می‌کند. در پژوهش علمی و جمشیدنژاد (Elmi & Jamshidnezhad, 2008) در باره اثر آموزش بر رشد اقتصادی ایران از میانگین سالهای آموزش شاغلان به‌عنوان شاخص سرمایه انسانی استفاده شده است. نتایج حاکی از تأثیر مثبت و معنادار آموزش بر رشد اقتصادی ایران طی دوره مورد بررسی است. نتایج پژوهش زراءنژاد و انصاری (Zaranezhad & Ansari, 2009) در خصوص رابطه علیت گرنجری میان رشد اقتصادی و هزینه آموزش‌عالی در ایران نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران هیچ‌یک از این متغیرها علت دیگری نیست. عبدلی و ورهرامی (Abdoli & Varahrami, 2009) در باره اثر تحصیلات عالی بر رشد اقتصادی بخشهای اقتصادی در ایران بررسی کرده و نشان داده‌اند که همه گروههای آموزشی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارند. نتایج پژوهش الماسی و قره بابا (Almasi & Gharehbaba, 2009) در باره رابطه سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی و سرمایه‌گذاری فیزیکی با رشد اقتصادی در ایران نشان داد که یک رابطه علیت گرنجری دوطرفه بین سرمایه انسانی و رشد اقتصادی وجود دارد. حیدری، دباغ و سنگین آبادی (Heidari, Dabbag & Sanginabadi, 2011) در باره تأثیر آموزش‌عالی بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از روش ARDL بررسی کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که آموزش‌عالی تأثیر قوی بر رشد اقتصادی دارد. بیشتر مطالعات انجام شده در داخل ایران در باره رابطه بین آموزش و رشد اقتصادی به‌صورت کلی و بدون توجه به سطوح مختلف آموزشی یا اینکه در خصوص رابطه بین آموزش‌عالی و رشد اقتصادی است. نیروی کار را نمی‌توان به‌عنوان یک عامل همگن و متجانس قلمداد کرد، زیرا نیروی کار بر اساس آموزشی که دریافت می‌کند، از کیفیت مهارت و تخصص متفاوتی برخوردار می‌شود که آن را نسبت به

Archive of SID

www.SID.ir

نیروی کار دیگر متمایز می‌سازد و بنابراین، کیفیت نیروی کار نسبت به میزان آموزشی که در مراحل مختلف زندگی دریافت کرده، بسیار متفاوت است (Akguç, 2011)؛ به‌عبارت دیگر، کیفیت نیروی کار با آموزش افزایش می‌یابد و تواناییها و قابلیتهای کسب شده همگنی و یکنواختی نیروی کار را از بین می‌برد (Motavasseli & Ahanchian, 2009). توجیه انجام شدن این مطالعه آن است که با توجه به نتایج آن، تخصیص بهینه منابع عمومی کمیاب مابین سطوح مختلف آموزشی شناسایی می‌شود. وجه تمایز این پژوهش با مطالعات دیگر این است که، بر خلاف سایر مطالعات که برای کلیه سطوح تحصیلی وزن یکسانی را در نظر می‌گیرند، در این پژوهش آموزش به سطوح مختلف آن (ابتدایی، راهنمایی، متوسطه، پیش‌دانشگاهی و عالی) تفکیک و ناهمگنی اثر هر کدام از آنها بر رشد اقتصادی بررسی شده است. با تفکیک آموزش به سطوح مختلف آن می‌توان بررسی کرد که تأثیر سطوح مختلف آموزشی بر رشد اقتصادی چیست و کدام یک از سطوح آموزشی در مقایسه با سطوح دیگر بر رشد اقتصادی تأثیر بیشتری دارد؟ لذا، نوآوری تحقیق حاضر این است که در آن ناهمگنی اثر سطوح مختلف آموزشی بر رشد اقتصادی در کشور ایران با استفاده از رهیافت خودرگرسیون برداری و مدل تصحیح خطا بررسی شده است.

سؤالهای پژوهش

۱. آیا تأثیر سطوح مختلف آموزشی بر رشد اقتصادی در ایران معنادار است؟
۲. اهمیت کدام یک از سطوح تحصیلی در مقایسه با سایر سطوح بر رشد اقتصادی بیشتر است؟
۳. آیا بین سطوح مختلف آموزشی و رشد اقتصادی در ایران رابطه علیت گرنجری وجود دارد؟ در صورت وجود داشتن رابطه، این رابطه یک طرفه است یا دو طرفه؟

روش پژوهش

در این پژوهش رابطه بین سطوح مختلف آموزشی و رشد اقتصادی ایران با استفاده از روش خودرگرسیون برداری و مدل تصحیح خطا[11] و با به‌کارگیری داده‌های فصلی دوره زمانی ۸۶- ۱۳۷۵ بررسی شده است. آمارهای ارائه شده در این پژوهش از سالنامه‌های آماری مرکز آمار ایران و سایتهای مرکز آمار ایران و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده‌اند.

مدل مورد استفاده در این پژوهش بر مبنای پژوهشهای انجام گرفته در این زمینه بوده و برگرفته از مطالعه پریرا (Pereira, 2000)، پریرا و آندراز (Pereira & Andraz, 2005)، سلف و گرابوفسکی (Self & Grabowski, 2004) و پریرا و اوبین (Pereira & Aubyn, 2009)

11. Error Correction Model

Archive of SID

www.SID.ir

است. مطالعات پریرا (Pereira, 2000) و پریرا و آندراز (Pereira & Andraz, 2005) مدلهای VAR متفاوتی را با در نظر گرفتن انواع گوناگون سرمایه دولتی و مطالعات سلف و گرابوفسکی(Self & Grabowski, 2004) و پریرا و اوبین (Pereira & Aubyn, 2009) با در نظر گرفتن انواع گوناگون سرمایه انسانی تخمین می‌زنند.

تابع تولید کاب- داگلاس زیر را در نظر می‌گیریم که در آن مقدار تولید به‌صورت تابعی از نهاده‌های مرتبط نوشته می‌شود:

$$Y_t = A_t K_t^a H_t^b$$

که در آن متغیرهای K و H به‌ترتیب بیانگر موجودی سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی هستند. در این تحقیق از نرخ باسوادی و درصد شاغلان به تفکیک وضعیت تحصیلی به‌عنوان جایگزین سرمایه انسانی استفاده شده است. با لگاریتم‌گیری از طرفین رابطه مذکور خواهیم داشت:

$$LnY_t = LnA_t + aLnK_t + bLnH_t$$

به‌طورکلی، الگوی خودرگرسیون برداری با N متغیر درونزا و L وقفه برای هر متغیر به‌صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + ... + \Pi_L X_{t-L} + U_t \qquad (۱)$$

در این الگو X بیانگر بردار متغیرهای درونزا و وقفه‌های آن است. بردار X در مدلهای VAR تخمین زده شده در این پژوهش شامل لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، لگاریتم موجودی سرمایه خالص به قیمتهای ثابت سال ۱۳۷۶ و لگاریتم نرخ باسوادی و درصد شاغلان به تفکیک وضعیت تحصیلی است. H_1 بیانگر درصد شاغلان دارای تحصیلات عالی، H_2 بیانگر درصد شاغلان دارای تحصیلات پیش‌دانشگاهی، H_3 بیانگر درصد شاغلان دارای تحصیلات دیپلم متوسطه، H_4 بیانگر درصد شاغلان دارای تحصیلات راهنمایی، H_5 بیانگر درصد شاغلان دارای تحصیلات ابتدایی و H بیانگر درصد شاغلان باسواد است. هر کدام از سطوح آموزشی و همچنین، درصد شاغلان باسواد در مدل VAR جداگانه‌ای تحلیل خواهند شد. زیرا در نظر گرفتن چندین سطح تحصیلی در یک مدل به‌طور چشمگیری درجه آزادی را کاهش خواهد داد و در نظر گرفتن نرخ باسوادی شاغلان در کنار سایر متغیرهای مربوط به سطوح مختلف آموزشی به‌دلیل همپوشانی موجود بین این متغیرها می‌تواند همخطی ایجاد کند.

یکی از ساده‌ترین روشهایی که برای بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها استفاده می‌شود، روش دو مرحله‌ای منتسب به انگل-گرنجر است. لیکن از آنجا که در این روش برآورد رابطه تعادلی بلندمدت با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی بررسی می‌شود، دارای سه محدودیت است: ۱. تخمینها کارایی مجانبی ندارند؛ ۲. آزمون فرضیه را نمی‌توان به‌طور مستقیم روی ضرایب انجام داد؛ ۳. اگر بیش از یک

Archive of SID

www.SID.ir

بردار تعادلی وجود داشته باشد، روش OLS تخمین‌زنهای سازگاری از هیچ یک از بردارهای هم‌انباشته ارائه نمی‌کند.

یوهانسون و یوسیلیوس 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 برطرف کنند.

در این پژوهش تعیین رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری و روش یوهانسون – یوسیلیوس صورت گرفته است. در این روش تعیین و برآورد بردارهای همجمعی (ضرایب مربوط به روابط تعادلی بلند مدت) بین متغیرها با استفاده از ضرایب الگوی خودتوضیح برداری آن متغیرها صورت می‌گیرد.

برای به‌دست آوردن رفتار بلندمدت X به مقادیر تعادلی بلندمدت، می‌توان الگوی خودرگرسیون برداری یادشده را در قالب الگوی تصحیح خطای برداری به‌صورت زیر درآورد:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \ldots + \Gamma_{L-1} \Delta X_{t-L+1} + \Pi_L X_{t-L} + U_t \qquad (۲)$$

به طوری که:

$$\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \Pi_2 + \ldots + \Pi_i \qquad i = 1,2,\ldots, L$$
$$\Pi = -(I - \Pi_1 - \Pi_2 - \ldots - \Pi_L)$$

ماتریس Π نشان دهنده روابط تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل است. در واقع، $\Pi = \alpha\beta'$ است که در آن α ضرایب تعدیل عدم تعادل و نشان‌دهنده سرعت تعدیل مدل به سمت تعادل بلندمدت و β ماتریس ضرایب روابط تعادلی بلندمدت است. I نیز یک ماتریس یکه است.

به‌منظور تخمین مدلهای VAR ابتدا باید ایستایی متغیرها بررسی و تعداد وقفه‌های بهینه مدل نیز تعیین شود. در خصوص اهمیت ایستایی متغیرها می‌توان گفت که اگر متغیرها ایستا باشند، در آن صورت استفاده از یک مدل VAR ساده مناسب خواهد بود. ولی اگر متغیرها غیرایستا باشند، باید از یک مدل VAR نامقید با متغیرهای تفاضل‌گیری شده استفاده کرد که در این صورت، اطلاعات بلندمدت بین متغیرهای مدل از بین می‌رود و باعث کاهش کارایی تحقیق با نمونه‌های محدود می‌شود. در صورت غیرایستا بودن سریهای زمانی ممکن است مشکل رگرسیون ساختگی پیش بیاید که بیانگر آن است که رابطه بین متغیرها ناشی از وجود داشتن متغیر زمان است، نه به واسطه ارتباط حقیقی آنها. در صورتی که متغیرها هم‌انباشته باشند، رگرسیون ساختگی نخواهد بود. هم‌انباشتگی بدین معناست که علی‌رغم اینکه سریهای زمانی به تنهایی غیرایستا هستند، ولی ترکیب خطی آنها می‌تواند ساکن باشد و یک رابطه تعادلی بلندمدت بین آنها وجود دارد. موضوع دیگری که در مدلهای VAR باید مدنظر قرار داد، پیدا کردن وقفه‌های بهینه مدل با توجه به حجم نمونه و تعداد متغیرهاست. تعیین مناسب تعداد وقفه‌های بهینه به‌دلیل اینکه با افزایش هر وقفه تعداد متغیرهای تخمینی در الگو با توان دوم تعداد متغیرها افزایش

Archive of SID

www.SID.ir

می‌یابد و درجه آزادی سیستم را کاهش می‌دهد، یکی از مراحل ضروری در تخمین مدلهای VAR است. انتخاب طول وقفه بالاتر از طول واقعی به افزایش میانگین مجذور خطاهای تخمین منجر می‌شود و انتخاب طول وقفه پایین‌تر نیز باعث ایجاد همبستگی سریالی خطاها می‌شود و ممکن است استنباط آماری مناسب بر مبنای بردارهای هم‌انباشتگی را تحت تأثیر قرار دهد.

یافته‌ها

سؤال ۱. آیا تأثیر سطوح مختلف آموزشی بر رشد اقتصادی در ایران معنادار است؟

برای پاسخ به این سؤال ابتدا ایستایی متغیرها بررسی و سپس، با تعیین وقفه بهینه مدل و انجام دادن آزمون هم‌انباشتگی، الگوی ۲ برآورد شده است.

ایستایی متغیرها: به‌کارگیری روشهای معمول اقتصادسنجی در برآورد ضرایب مدل بر این فرض استوار است که متغیرهای الگو، ایستا هستند. اگر متغیرهای الگو غیرایستا یا دارای ریشه واحد باشند، در این صورت آزمونهای t و F معمول از اعتبار لازم برخوردار نخواهند بود. در چنین شرایطی کمیتهای بحرانی ارائه شده توسط توزیعهای t و F کمیتهای بحرانی صحیحی برای انجام دادن آزمون نیستند و رگرسیون نتیجه شده یک رگرسیون کاذب است (Noferesti, 1999). بنابراین، برای اطمینان از ایستا بودن متغیرها در این پژوهش از آزمون ریشه واحد دیکی–فولر تعمیم یافته[12] و فیلیپس و پرون[13] استفاده شده است. در این آزمونها فرضیه صفر نشان‌دهنده غیرایستایی و فرضیه مقابل بیان‌کننده ایستایی است.

با توجه به جدول ۱، بر اساس آزمون دیکی فولر برای متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ ایستایی بعد از یک بار تفاضل‌گیری به‌دست می‌آید و لگاریتم موجودی سرمایه خالص به قیمتهای ثابت سال ۱۳۷۶ در سطح ایستاست. همچنین، بجز لگاریتم سطوح تحصیلی دیپلم متوسطه و ابتدایی که با یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند، بقیه سطوح تحصیلی در سطح ایستا هستند.

به دنبال انتقادهای فیلیپس و پرون (Phillips & Perron, 1988) از روش آزمون ریشه واحد دیکی–فولر، در صورت وجود داشتن تغییرات ساختاری[14] در سریهای زمانی باید از آزمون ریشه واحد فیلیپس– پرون استفاده کرد. وجود داشتن چنین تغییراتی در تحولات سیاسی و اقتصادی ایران در سالهای اخیر و با توجه به اینکه این تغییرات تأثیرات شگرفی در متغیرهای کلان اقتصادی جامعه [در دوره مورد بررسی] ایجاد کرده‌اند، منطقی به نظر می‌رسد. در نتیجه، اگر ایجاد چنین تغییراتی را بپذیریم، نتایج آزمونهای ریشه واحد دیکی– فولر قابل اعتماد نخواهند بود. بنابراین، برای اطمینان کامل از ایستا

12. ADF-Fisher
13. PP-Fisher
۱۴. تغییرات ساختاری می‌تواند به دلایلی نظیر بحرانها و تحریمهای اقتصادی، تغییر در چارچوب و ترتیبات نهادی–سازمانی، تغییرات قانونگذاری، تغییرات تکنولوژیکی، تغییرات سیاسی و ... به وجود بیاید.

Archive of SID

www.SID.ir

بودن متغیرها ضروری است که از آزمون فیلیپس- پرون استفاده شود. نتایج این آزمون در جدول ۲ آورده شده است. مشاهده می‌شود که بر اساس آزمون فیلیپس- پرون بجز لگاریتم موجودی سرمایه خالص به قیمتهای ثابت سال ۱۳۷۶ و لگاریتم سطح تحصیلی ابتدایی که با یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند، بقیه متغیرها در سطح ایستا هستند.

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولر

متغیر	آماره دیکی-فولر	مقادیر بحرانی مک کینون			روند	عرض از مبدأ	تعداد وقفه
		٪۱	٪۵	٪۱۰			
Log(GDP)	-۱/۸۷	-۴/۱۷	-۳/۵۱	-۳/۱۹	T	C	۳
D(Log(GDP))	-۴۷/۲۹	-۴/۱۷	-۳/۵۱	-۳/۱۹	T	C	۲
Log(K)	-۸/۸۳	-۴/۱۷	-۳/۵۱	-۳/۱۹	T	C	۸
Log(H1)	-۳/۳۹	-۴/۱۷	-۳/۵۱	-۳/۱۹	T	C	۰
Log(H2)	-۴/۶۷	-۳/۵۸	-۲/۹۲	-۲/۶۰	-	C	۰
Log(H3)	-۱/۴۱	-۲/۶۲	-۱/۹۵	-۱/۶۱	-	-	۱
D(Log(H3))	-۲/۴۴	-۲/۶۲	-۱/۹۵	-۱/۶۱	-	-	۰
Log(H4)	-۳/۲۵	-۴/۱۷	-۳/۵۱	-۳/۱۹	T	C	۰
Log(H5)	-۱/۸۷	-۳/۵۸	-۲/۹۲	-۲/۶۰	-	C	۱
D(Log(H5))	-۳/۲۲	-۲/۶۲	-۱/۹۵	-۱/۶۱	-	-	۰
Log(H)	-۳/۳۰	-۴/۱۷	-۳/۵۱	-۳/۱۹	T	C	۱

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲- نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس- پرون

متغیر	آماره دیکی-فولر	مقادیر بحرانی مک کینون			روند	عرض از مبدأ
		٪۱	٪۵	٪۱۰		
Log(GDP)	-۶/۷۳	-۴/۱۷	-۳/۵۱	-۳/۱۹	T	C
Log(K)	-۱/۲۳	-۴/۱۷	-۳/۵۱	-۳/۱۹	T	C
D(Log(K))	-۴/۳	-۴/۱۷	-۳/۵۱	-۳/۱۹	T	C
Log(H1)	-۳/۳۸	-۴/۱۷	-۳/۵۱	-۳/۱۹	T	C
Log(H2)	-۶/۰۹	-۳/۵۸	-۲/۹۲	-۲/۶۰	-	C
Log(H3)	-۲/۰۳	-۲/۶۲	-۱/۹۵	-۱/۶۱	-	-
Log(H4)	-۳/۳۶	-۴/۱۷	-۳/۵۱	-۳/۱۹	T	C
Log(H5)	۰/۵۸	-۲/۶۲	-۱/۹۵	-۱/۶۱	-	-
D(Log(H5)	-۳/۳۲	-۲/۶۲	-۱/۹۵	-۱/۶۱	-	-
Log(H)	-۵/۳۶	-۴/۱۷	-۳/۵۱	-۳/۱۹	T	C

منبع: یافته‌های پژوهش

Archive of SID

www.SID.ir

تعیین وقفه‌های بهینه: بعد از بررسی آزمون ایستایی متغیرها، برای تعیین وقفه بهینه مدل به‌منظور بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها، معادله ۱ به روش خودتوضیح برداری تخمین زده شد و سپس، با توجه به آن وقفه بهینه هر کدام از الگوهای VAR مشخص شد. وقفه بهینه در تمام مدلهای VAR با استفاده از معیارهایی نظیر معیار اطلاعات آکائیک، شوارز، حنان کوئین و نسبت حداکثر راستنمایی ۲ تعیین شده است.

نتایج آزمون هم‌انباشتگی: آزمون هم‌انباشتگی بین متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، لگاریتم موجودی سرمایه خالص به قیمتهای ثابت سال ۱۳۷۶ و لگاریتم هر یک از متغیرهای سرمایه انسانی با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری و بر اساس فرایند یوهانسون- یوسیلیوس انجام شده است. برای اجرای آزمون یوهانسون- یوسیلیوس لازم است ابتدا تعداد بردارهای هم‌انباشتگی مشخص شود. برای این منظور از آماره‌های تریس و ماکزیمم مقادیر ویژه استفاده می‌شود.

برای بررسی نتایج آزمون هم‌انباشتگی لازم است در خصوص قایل شدن عرض از مبدأ و روند زمانی در بردار همجمعی، الگوی مناسب انتخاب شود که در این زمینه پنج الگو آزمون می‌شود (Najarzadeh, Aghaei & Rezaeepour, 2009):

الگوی I : بدون عرض از مبدأ و روند زمانی، الگوی II : با عرض از مبدأ مقید و بدون روند زمانی، الگوی III : عرض از مبدأ نامقید و بدون روند زمانی، الگوی IV : عرض از مبدأ نامقید و روند زمانی مقید، الگوی V : عرض از مبدأ نامقید و روند زمانی نامقید.

این پنج الگو از مقیدترین(الگوی اول) تا نامقیدترین(الگوی پنجم) شکل آن برآورد می‌شود. ابتدا فرضیه صفر وجود نداشتن بردار هم‌انباشتگی در مقابل وجود داشتن یک بردار هم‌انباشتگی آزمون می‌شود که در کلیه الگوها فرضیه صفر رد می‌شود. بنابراین، در کلیه مدلها حداقل یک بردار هم‌انباشتگی بین متغیرها وجود دارد. خلاصه نتایج آزمونهای اثر و حداکثر مقادیر ویژه در خصوص تعداد بردارهای هم‌انباشتگی بر اساس پنج الگوی بررسی شده در خصوص ۶ مدل VAR به‌کار گرفته شده در جدول ۳ آورده شده است.

بردار هم‌انباشتگی و بردار نرمال شده که روابط بلندمدت بین متغیرها را نشان می‌دهند، در جدول ۴ نشان داده شده است. با توجه به جدول ۴، در کلیه مدلها تمام ضرایب متغیرها بجز شاخص تحصیلات دیپلم متوسطه، از نظر آماری در سطح اطمینان ۵ درصد معنادارند، لذا، وجود داشتن رابطه تعادلی بلندمدت معنادار بین متغیرها تأیید می‌شود.

در کلیه مدلها موجودی سرمایه فیزیکی تأثیر مثبت و معناداری بر تولید ناخالص داخلی دارد که ادبیات نظری نیز این موضوع را ثابت می‌کند؛ به‌عبارت دیگر، کشش تولید ناخالص داخلی نسبت به موجودی سرمایه فیزیکی مثبت است. لذا، در پاسخ به سؤال اول می‌توان گفت که در هر ۶ مدل برآورد شده رشد شاخصهای مربوط به سرمایه انسانی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته‌اند.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۳- نتایج آزمونهای اثر و حداکثر مقادیر ویژه در خصوص تعداد بردارهای هم‌انباشتگی

الگوی انتخابی	الگوی V	الگوی IV	الگوی III	الگوی II	الگوی I	نوع آزمون	مدل VAR : متغیر نیروی انسانی
I	۳	۳	۳	۳	۲	اثر	مدل VAR اول: H_1
	۳	۳	۳	۳	۲	حداکثر مقادیر ویژه	
I	۳	۳	۲	۲	۲	اثر	مدل VAR دوم: H_2
	۳	۳	۲	۲	۲	حداکثر مقادیر ویژه	
IV	۳	۲	۳	۳	۲	اثر	مدل VAR سوم: H_3
	۱	۲	۳	۳	۲	حداکثر مقادیر ویژه	
IV	۳	۲	۳	۳	۳	اثر	مدل VAR چهارم: H_4
	۱	۲	۳	۳	۳	حداکثر مقادیر ویژه	
III	۳	۳	۲	۲	۳	اثر	مدل VAR پنجم: H_5
	۱	۳	۲	۲	۱	حداکثر مقادیر ویژه	
IV	۳	۲	۲	۲	۲	اثر	مدل VAR ششم: H
	۳	۲	۲	۲	۲	حداکثر مقادیر ویژه	

منبع: یافته‌های پژوهش

سؤال ۲. تأثیر کدام یک از سطوح تحصیلی در مقایسه با سایر سطوح بر رشد اقتصادی بیشتر است؟

طبق نتایج بیان شده در جدول ۴، در روابط بلندمدت بزرگ‌ترین ضریب شاخص سرمایه انسانی به‌ترتیب به شاغلان دارای تحصیلات عالی، راهنمایی و ابتدایی مربوط می‌شود. با توجه به معنادار نبودن ضریب عبارت تصحیح خطا در مدل VAR مربوط به تحصیلات پیش‌دانشگاهی و معنادار نبودن ضریب شاخص تحصیلات دوره متوسطه در بردار هم‌انباشتگی مربوط، شاغلان دارای تحصیلات پیش‌دانشگاهی و دیپلم متوسطه تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی نداشته‌اند. بنابراین، در بلندمدت در صورت یک درصد افزایش در نسبت شاغلان دارای تحصیلات عالی، رشد اقتصادی ۰/۳۳ درصد افزایش خواهد یافت. همچنین، در بلندمدت یک درصد افزایش در نسبت شاغلان دارای تحصیلات دوره راهنمایی و ابتدایی، رشد اقتصادی را به ترتیب ۰/۲۹ و ۰/۰۹ درصد افزایش خواهد داد. این نتیجه حاکی از آن است که در کشور ایران رشد اقتصادی نسبت به آموزش عالی در مقایسه با سایر سطوح آموزشی بیشتر حساسیت دارد. در مجموع، افزایش نرخ باسوادی شاغلان تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی کشور داشته است و در بلندمدت با یک درصد افزایش در نرخ باسوادی، رشد اقتصادی ۰/۸۹ درصد افزایش خواهد یافت. لذا سطوح تحصیلی عالی، راهنمایی و ابتدایی به ترتیب بیشترین تأثیر را بر رشد تولید ناخالص داخلی کشور داشته‌اند.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۴- نتایج آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون (اعداد داخل پرانتز معرف آماره t هستند)

مدلVAR: متغیر نیروی انسانی	بردار	C	T	Log(GDP)	Log(Hi)	Log(K)
مدل VAR اول: H_1	بردار هم‌انباشتگی	-	-	-۳۳/۷۵	۱۱/۰۳	۲۵/۴۶
	بردار نرمال شده	-	-	-۱	۰/۳۳ (۱۵/۱۵)	۰/۷۵ (۲۲۰/۳۵)
مدلVAR دوم: H_2	بردار هم‌انباشتگی	-	-	-۱/۱۷	۳/۱۱	۰/۴۷
	بردار نرمال شده	-	-	-۱	۲/۶۶ (۲۷/۵۲)	۰/۴۰ (۱۷/۶۹)
مدلVAR سوم: H_3	بردار هم‌انباشتگی	۶۷۳/۰۵	۰/۵۵	۳۸/۷۷	-۰/۰۷	-۸۰/۲۵
	بردار نرمال شده	-۱۷/۳۶	-۰/۰۱۴	-۱	۰/۰۰۲ (۰/۴۹)	۲/۰۷ (۱۳/۵۱)
مدلVAR چهارم: H_4	بردار هم‌انباشتگی	۹۳۵/۲۸	۰/۸۲	۴۰/۹۶	-۱۱/۷۴	۹۸/۸۵
	بردار نرمال شده	-۲۲/۸۹	-۰/۰۲	-۱	۰/۲۹ (۴/۸۰)	۲/۴۱ (۱۸/۶۵)
مدلVAR پنجم: H_5	بردار هم‌انباشتگی	۱۰۳/۹۶	-	-۳۵/۲۴	۳/۰۶	۳۵/۲۵
	بردار نرمال شده	-۲/۹۵	-	-۱	۰/۰۹ (۴/۳۱)	۱ (۷۷/۰۲)
مدلVAR ششم: H_6	بردار هم‌انباشتگی	۹۳۹/۸۱	۰/۷۶	۳۹/۱۱	-۳۴/۷۶	-۸۸/۹۷
	بردار نرمال شده	-۲۴/۰۳	-۰/۰۲	-۱	۰/۸۹ (۴/۸۶)	۲/۲۷ (۱۸/۷۷)

منبع: یافته‌های پژوهش

سؤال۳. آیا بین سطوح مختلف آموزشی و رشد اقتصادی در کشور ایران رابطه علیت گرنجری وجود دارد؟ در صورت وجود داشتن رابطه، این رابطه یک طرفه است یا دو طرفه؟

برای پاسخ دادن به این سؤال و بررسی وجود داشتن رابطه تعادلی بلندمدت و کوتاه‌مدت بین سطوح مختلف آموزشی و رشد اقتصادی از آزمون علیت گرنجر استفاده شد. به‌منظور بررسی رابطه علیت

Archive of SID

www.SID.ir

گرنجری بین متغیرها از الگوی تصحیح خطا (ECM) و معادلاتی نظیر ۳ و ۴ استفاده شد. وقفه بهینه متغیرها با استفاده از معیارهای AIC,SBC,HQC در هر ۶ مدل *VAR* برابر با ۲ است.

$$DLGDP = a + \sum_{i=1}^{k} b_i DLGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} c_{i,j} DLH_{t-i,j} + \sum_{i=1}^{k} d_i DLK_{t-i} + \sigma_{1,j} ECT_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (۳)$$

$$DLH_j = \alpha + \sum_{i=1}^{k} \beta_i DLGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_{i,j} DLH_{t-i,j} + \sum_{i=1}^{k} \delta_i DLK_{t-i} + \sigma_{2,j} ECT_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (۴)$$

که در این معادلات LGDP، LH_j و LK به ترتیب بیانگر لگاریتم *GDP*، H_j و K هستند که در بخش تصریح مدل و روش پژوهش معرفی شدند. در معادله ۳ فرضیه صفر مبنی بر وجود نداشتن رابطه بلندمدت میان متغیرها $(H_0 : \sigma_{1,j} = 0)$ در مقابل فرضیه مخالف $(H_1 : \sigma_{1,j} \neq 0)$ و در معادله ۴ فرضیه صفر مبنی بر وجود نداشتن رابطه بلندمدت میان متغیرها $(H_0 : \sigma_{2,j} = 0)$ در مقابل فرضیه مخالف $(H_1 : \sigma_{2,j} \neq 0)$ با استفاده از آماره t آزمون می‌شود. همچنین، در معادله ۳ فرضیه صفر مبنی بر وجود نداشتن رابطه کوتاه‌مدت از متغیرهای نیروی انسانی به رشد اقتصادی $(H_0 : c_1 = c_2 = ... = c_k = 0)$ در مقابل فرضیه مخالف $(H_1 : c_1 \neq c_2 \neq ... \neq c_k \neq 0)$ و در معادله ۴ فرضیه صفر مبنی بر وجود نداشتن رابطه کوتاه مدت از رشد اقتصادی به سمت شاخصهای نیروی انسانی $(H_0 : \beta_1 = \beta_2 = ... = \beta_k = 0)$ در مقابل فرضیه مخالف $(H_1 : \beta_1 \neq \beta_2 \neq ... \neq \beta_k \neq 0)$ با استفاده از آماره χ^2 آزمون می‌شود. در جدول ۵ نتایج آزمونهای علیت گرنجری کوتاه‌مدت با استفاده از یک مدل تصحیح خطا به شکل معادله‌های (۳) و (۴) نشان داده شده است.

جدول ۵- نتایج آزمونهای علیت گرنجری کوتاه‌مدت با استفاده از مدل تصحیح خطا

	آزمون علیت کوتاه‌مدت از شاخصهای مختلف آموزشی به تولید ناخالص داخلی $(DLH_i \rightarrow DGDP)$					
	DLH_1	DLH_2	DLH_3	DLH_4	DLH_5	DLH
فرضیه صفر	$c_1 = c_2 = 0$	$c_1 = c_2 = 0$	$c_1 = c_2 = 0$	$c_1 = c_2 = 0$	$c_1 = c_2 = 0$	$c_1 = c_2 = 0$
آماره χ^2 (Prob.)	۱۰/۹۶ (۰/۰۰۴۲)	۵/۸۳ (۰/۰۵۴۱)	۱۳/۶۰ (۰/۰۰۱۱)	۰/۲۱ (۰/۹۰۲۳)	۷/۹۳ (۰/۰۱۹۰)	۹/۳۱ (۰/۰۰۹۵)
	DLH_1	DLH_2	DLH_3	DLH_4	DLH_5	DLH
فرضیه صفر	$\beta_1 = \beta_2 = 0$	$\beta_1 = \beta_2 = 0$	$\beta_1 = \beta_2 = 0$	$\beta_1 = \beta_2 = 0$	$\beta_1 = \beta_2 = 0$	$\beta_1 = \beta_2 = 0$
آماره χ^2 (Prob.)	۲/۶۰ (۰/۲۷۲۶)	۱/۸۳ (۰/۴۰۱۲)	۰/۳۲ (۰/۸۵۲۴)	۳/۸۷ (۰/۱۴۴۴)	۱/۸۳ (۰/۴۰۱۶)	۶/۴۹ (۰/۰۳۸۹)

منبع: یافته‌های پژوهش

Archive of SID

www.SID.ir

در معادله (۳) متغیر وابسته لگاریتم تولید ناخالص داخلی و در معادله (۴) متغیر وابسته لگاریتم نسبت شاغلان دارای سطوح مختلف آموزشی است. نتایج نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت با توجه به معنادار بودن ضرایب DLH_j یک رابطه علیت یکطرفه از سطوح مختلف آموزشی به‌استثنای شاغلان دارای سطح تحصیلی دیپلم متوسطه به رشد اقتصادی وجود دارد و رشد اقتصادی با توجه به معنادار نبودن ضرایب DLGDP علیت گرنجری سطوح مختلف آموزشی نیست. همچنین، با توجه به معنادار بودن ضرایب DLH و DLGDP یک رابطه علیت گرنجری دو طرفه بین نرخ باسوادی شاغلان و رشد اقتصادی وجود دارد.

از سوی دیگر، آماره t مربوط به ضریب عبارت تصحیح خطای با وقفه (ECT_{t-1}) برای مدلهای مختلف در جدول ۶ نشان داده شده است. نتایج به‌دست آمده از جدولهای ۴ و ۶ نشان می‌دهند که در بلندمدت با توجه به معناداری ضریب عبارت تصحیح خطای با وقفه σ_{11}، σ_{14} ، σ_{15} و همچنین، معناداری ضرایب متغیرهای $\log(H_1)$، $\log(H_4)$ و $\log(H_5)$ در بلندمدت شاغلان دارای تحصیلات عالی، راهنمایی و ابتدایی علیت گرنجری رشد اقتصادی هستند. ولی به‌دلیل معنادار نبودن ضرایب σ_{21}، σ_{24} ، σ_{25} و σ_{26}، رشد اقتصادی علیت گرنجری شاخصهای آموزشی مذکور نیست. همچنین، شاغلان دارای تحصیلات پیش‌دانشگاهی و دیپلم متوسطه در بلندمدت علیت گرنجری رشد اقتصادی نیستند. از طرف دیگر، به‌دلیل معنادار بودن σ_{16}، σ_{26} ، $\log(H_6)$ و $\log(GDP)$، یک رابطه علیت گرنجری دو طرفه بین شاخص شاغلان باسواد و رشد اقتصادی وجود دارد.

جدول ۶- نتایج آزمونهای علیت گرنجری بلندمدت با استفاده از مدل تصحیح خطا

	آزمون علیت بلندمدت از شاخصهای مختلف آموزشی به رشد اقتصادی					
فرضیه صفر	$\sigma_{11}=0$	$\sigma_{12}=0$	$\sigma_{13}=0$	$\sigma_{14}=0$	$\sigma_{15}=0$	$\sigma_{16}=0$
آماره t	۱۱/۸۷	۰/۰۹	۱۸/۹۵	۱۹/۹۰	۱۴/۴۴	۲۲/۳۵
آزمون علیت بلندمدت از رشد اقتصادی به شاخصهای مختلف آموزشی						
فرضیه صفر	$\sigma_{21}=0$	$\sigma_{22}=0$	$\sigma_{23}=0$	$\sigma_{24}=0$	$\sigma_{25}=0$	$\sigma_{26}=0$
آماره t	۱/۲۳	۲۰/۷۰	۰/۳۱	۱/۴۶	۱/۱۵	۲/۱۵

منبع: یافته‌های پژوهش

بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به اینکه بر مبنای مطالعات انجام شده خارجی در باره رابطه بین سطوح مختلف آموزشی و رشد اقتصادی اتفاق نظر وجود ندارد، در این پژوهش تأثیر سطوح مختلف آموزشی بر رشد اقتصادی تحلیل و بررسی شد. همچنین، با استفاده از داده‌های فصلی متغیرهای تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، موجودی سرمایه فیزیکی خالص به قیمتهای ثابت سال ۱۳۷۶ و نرخ باسوادی و درصد شاغلان

Archive of SID

www.SID.ir

به تفکیک وضعیت تحصیلی در دوره زمانی بهار ۱۳۷۵ تا زمستان ۱۳۸۶ و با به‌کارگیری روش خودرگرسیون برداری و مدل یوهانسون و یوسیلیوس رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین هر کدام از سطوح آموزشی و همچنین، درصد شاغلان باسواد با رشد اقتصادی در مدلهای VAR جداگانه تحلیل شد[۱۵]. نتایج نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت یک رابطه علیت یک‌طرفه از سطوح مختلف آموزشی به‌استثنای شاغلان دارای سطح تحصیلی دیپلم متوسطه به رشد اقتصادی وجود دارد و رشد اقتصادی علیت گرنجری سطوح مختلف آموزشی نیست. همچنین، یک رابطه علیت گرنجری دو طرفه بین نرخ باسوادی شاغلان و رشد اقتصادی وجود دارد.

با توجه به نتایج این پژوهش، سطوح تحصیلی عالی، راهنمایی و ابتدایی به ترتیب بیشترین تأثیر را بر رشد تولید ناخالص داخلی کشور داشته‌اند. در بلندمدت شاغلان دارای تحصیلات عالی، راهنمایی و ابتدایی علیت گرنجری رشد اقتصادی هستند، ولی رشد اقتصادی علیت گرنجری سطوح مختلف آموزشی نیست. همچنین، شاغلان دارای تحصیلات پیش‌دانشگاهی و دیپلم متوسطه در بلندمدت علیت گرنجری رشد اقتصادی نیستند. از طرف دیگر، در بلندمدت یک رابطه علیت گرنجری دو طرفه بین نسبت شاغلان باسواد و رشد اقتصادی وجود دارد.

به‌طورکلی، با افزایش نرخ باسوادی شاغلان، رشد اقتصادی افزایش خواهد یافت. این بدین مفهوم است که با فرض ثابت بودن ترکیب تحصیلات شاغلان، افزایش نرخ باسوادی شاغلان به رشد اقتصادی بیشتر منجر خواهد شد. این نتایج با یافته‌های پریرا و اوبین (Pereira & Aubyn, 2009) همسو و بیانگر آن است که توسعه فرصتهای آموزشی در سطوح عالی، راهنمایی و ابتدایی به ترتیب در بلندمدت بیشترین تأثیر را بر رشد اقتصادی خواهد داشت. این یافته نشان می‌دهد که در توزیع مخارج آموزشی مابین سطوح مختلف تحصیلی باید به آموزش‌عالی توجه بیشتری مبذول شود.

یافته‌های این تحقیق با نظریه‌های موجود در خصوص تأثیر آموزش بر رشد اقتصادی نیز سازگارند، زیرا سطوح پایین آموزش (آموزشهای ابتدایی و راهنمایی) جزو آموزشهای عمومی‌اند و برای پذیرش، تقلید و نشر فناوری موجود مناسب هستند (Vandenbussche et al., 2006). هر چه این آموزشها بیشتر باشند، تواناییهای نیروی کار افزایش می‌یابد و نیروی کار ماهرتر و تواناتر می‌شود. در نتیجه، نیروی کار می‌تواند وظایف محول شده را سریع‌تر و با کیفیت بهتر انجام دهد. لذا، با افزایش سطح تحصیلات شاغلان، تقلید از فناوری موجود آسان‌تر خواهد بود و با بهبود بهره‌وری نیروی کار در استفاده از فناوری موجود، رشد اقتصادی افزایش خواهد یافت. این نظریه به‌صورت تجربی نیز تأیید شده است. به‌طوری‌که کشورهایی که در مراحل آغازین توسعه اقتصادی خود بر آموزشهای ابتدایی و راهنمایی تأکید ورزیده‌اند، پس از آن به توسعه بالاتری دست یافته‌اند (Islam, 2010). لذا، با توجه به تأثیر مثبت و

۱۵. یکی از محدودیتهای تحقیق حاضر نبود داده‌های سطح تحصیلات شاغلان به صورت سالیانه در یک دوره زمانی طولانی است و به همین دلیل، از داده‌های فصلی در دوره مورد نظر استفاده شد. همچنین، با توجه به اینکه در اقتصاد ایران تغییرات چشمگیری در اشتغال بین فصول وجود ندارد و در ضمن، آمارها، آمارهای سرشماری نیست و نمونه‌گیری است، لذا، باید در تفسیر نتایج احتیاط لازم رعایت شود.

Archive of SID

www.SID.ir

معنادار آموزشهای ابتدایی و راهنمایی بر رشد اقتصادی در کشور ایران، اجرای برنامه‌های توسعه کمّی و بهبود کیفی این نوع آموزشها از ضروریات است. برخلاف سطوح آموزش پایه‌ای، سطوح آموزش فراپایه‌ای (آموزش متوسطه و آموزش‌عالی) برای ایجاد نوآوریهای بیشتر مناسب هستند و با افزایش سطح تحصیلات شاغلان نوآوریهای جدید آسان‌تر خواهد بود. مهم‌ترین مشخصه دوره متوسطه تنوع رشته‌های تحصیلی به‌دلیل شکل‌گیری تمایلات و مشخص شدن استعدادهاست که به بنیانگذاری تخصصها، فنون و حرف گوناگون منجر می‌شود. هدف آموزشهای متوسطه این است که به زمینه مناسبی برای رفع نیاز به نیروی انسانی تربیت شده با تأکید بر بخشهای مولد اقتصادی تبدیل شود (Motavasseli & Ahanchian, 2009). عدم تأثیر معناداری آموزش متوسطه بر رشد اقتصادی در کشور ایران می‌تواند به عواملی نظیر هماهنگ نبودن محتوای دروس تحصیلی با نیازها و تقاضای روز جامعه از یک سو و روند رشد شتابان تحولات علمی – فنی جهانی از سوی دیگر باشد. آموزش‌عالی آموزشهای تخصصی را برای رفع نیاز واحدهای تولیدی و خدماتی به نیروی انسانی ماهر تدارک می‌بیند. از نیروی انسانی ماهر علاوه بر اینکه به‌عنوان یک نهاده در تابع تولید استفاده می‌شود، دارای نقشی فراتر در ترکیب عوامل تولید است که همان نقش مدیریتی یا تدبیر امور است (Motavasseli & Ahanchian, 2009). اثر رشدافزایی نیروی کار ماهر (شاغلان دارای تحصیلات عالی) با نزدیک شدن کشور به مرزهای فناوری افزایش می‌یابد و تخصیص مجدد نیروی کار و به‌کارگیری نیروی کار ماهر زمانی که بهره‌وری نوآوری بالا باشد، بیشتر خواهد بود. برعکس، اثر رشدافزایی نیروی کار دارای تخصص پایین‌تر (آموزش متوسطه) با نزدیک شدن به مرزهای فناوری کاهش می‌یابد که این امر نیز می‌تواند یکی از دلایل عدم تأثیر معناداری آموزش متوسطه بر رشد اقتصادی در دوره مورد بررسی باشد. همچنین، ظهور یک موج فناوری جدید وزن نیروی کار ماهر را در نوآوری افزایش و شدت اثر شاغلان دارای تحصیلات متوسطه بر رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. لذا، انتظار بر این است که با رشد فناوری و حرکت کشور به سمت مرز فناوری، از اثر آموزش متوسطه بر رشد اقتصادی کاسته و بر اثر آموزش‌عالی بر رشد اقتصادی افزوده شود (Vandenbussche et al., 2006).

همچنین، یافته‌های این پژوهش با نتایج پژوهش محمدی (Mohammadi, 2007) مبنی بر تأثیر معنادار نرخ ثبت‌نام در مقاطع پیش از متوسطه بر رشد اقتصادی در مقایسه با نرخ ثبت‌نام در دوره متوسطه، حیدری و همکاران (Heidari et al., 2011) مبنی بر تأثیر قوی آموزش‌عالی بر رشد اقتصادی و نتایج کریشان (Kreishan, 2011) همسویی دارد.

Archive of SID

www.SID.ir

پیشنهادها

بر اساس نتایج پژوهش حاضر پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

۱. با توجه به تأثیر مثبت و معنادار نیروی کار دارای تحصیلات ابتدایی و راهنمایی بر رشد اقتصادی در کشور ایران، لازم است اجرای برنامه‌های توسعه کمّی و بهبود کیفی این نوع آموزشها مورد توجه قرار گیرد.

۲. با توجه به عدم تأثیر معناداری شاغلان دارای تحصیلات متوسطه بر رشد اقتصادی در بلندمدت، باید آموزش متوسطه متناسب با شرایط و امکانات جامعه و با توجه به نیازهای آن توسعه یابد و از طرف دیگر، علی‌رغم تأثیر نداشتن معناداری آموزش متوسطه بر رشد اقتصادی نباید از توسعه این نوع آموزشها نیز غافل بود، زیرا آموزشهای متوسطه پیش‌نیاز ورود به دانشگاه و توسعه آموزش‌عالی است که طبق نتایج پژوهش تأثیر قوی بر رشد اقتصادی دارد.

۳. با توجه به تأثیر بالای نیروی کار دارای تحصیلات عالی بر رشد اقتصادی در بلندمدت، اختصاص منابع بیشتر به آموزش‌عالی کشور امری کارآمد است و لازم است سرمایه‌گذاری بیشتر در نیروی کار ماهر از طریق توسعه کمّی و کیفی آموزش‌عالی در اولویت قرار گیرد.

References

1. Abdoli, Gh., & Varahrami, V. (2009). A survey of impacts of higher education in economic growth: An empirical study of Iran. *Quarterly Journal of Research and Planning in Higher Education*, 15(2), 105-125 (in Persian).

2. Akguç, M. (2011). The effects of different stages of education on income across countries. Working paper, Toulouse School of Economics (TSE).

3. Almasi, M., & Gharehbaba, S. (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*, 15(3), 157-184 (in Persian).

4. Barrett, A. (2001). Economic performance of education and training: Costs and benefits. *Second report on vocational training research in Europe 2000: background report*, 2(4), 383-404.

5. Bils, M., & Klenow, P. (2000). Does schooling cause growth? *American Economic Review*, 90(5), 1160–1183.

Archive of SID

www.SID.ir

6. Cheng, B.S., & Hsu, R.C. (1997). Human capital and economic growth in Japan: An application of time series analysis. *Applied Economics Letters*, 4(6), 393-395.

7. Dauda, R. (2010). Investment in education and economic growth in Nigeria: An empirical evidence. *International Research Journal of Finance and Economics*, 55, 158-169.

8. Doucouliagos, Ch., & In, F. (1997). Human capital formation and US economic growth: A causality analysis. *Applied Economics Letters*, 4(5), 329-331.

9. Elmi, Z., & Jamshidnezhad, A. (2008). The effect of education on economic growth of Iran during the years 1350-2003. *Journal of the Faculty of Humanities and Social Sciences*, 7(26), 135-154 (in Persian).

10. Griliches, Z. (1997). Education, human capital, and growth: A personal perspective. *Journal of Labor Economics*, 15(1), 330-344.

11. Heidari, H., Dabbag, R., & Sanginabadi, B. (2011). The effect of higher education on economic growth in Iran: An application of bounds test approach. *Quarterly Journal of Research and Planning in Higher Education*, 17(1), 115-136 (in Persian).

12. Islam, Md. R. (2010). Human capital composition, proximity to technology frontier and productivity growth. Monash economics working papers 23-10, Monash University, Department of Economics.

13. Kreishan, F. M. (2011). Education and economic growth in Jordan: Causality test. *International Journal of Economic Perspectives*, 5(1).

14. Krueger, A. B., & Lindahl, M. (2001). Education and growth: why and for whom?. *Journal of Economic Literature*, 39, 1101–1136.

15. Lucas, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22, 3–42.

16. Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107, 407-437.

Archive of SID

www.SID.ir

17. Mohammadi, A. (2007). The role of education in economic development: The case for Fars province. *Journal of Education*, 22(4), 57-84.

18. Motavasseli, M., & Ahanchian, M. R. (2009). *Economic of education*. Tehran, Iran: SAMT (in Persian).

19. Najarzadeh, R., Aghaei, Kh.M., & Rezaeepour, M. (2009). Investigating the effects of exchange rate and price volatility shocks on stock price of TSE using VAR model. *The Economic Research*, 9(1), 147-175 (in Persian).

20. Nelson, R., & Phelps, E. (1966). Investment in humans, technological diffusion, and economic growth. *The American Economic Review*, 56(1-2), 69–75.

21. Nili, M., & Nafisi, SH. (2004). Human capital, education distribution of labor force and economic growth: The case of Iran. *Iranian Economic Research*, 5(17), 1-33 (in Persian).

22. Noferesti, M. (1999). *Unit roots and co integration in econometrics*. Tehran, Iran: RASA (in Persian).

23. Papageorgiou, C. (2003). Distinguishing between the effects of primary and post-primary education on economic growth. *Review of Development Economics*, 7(4), 622–635.

24. Pereira, A. M. (2000). Is all public capital created equal?. *The Review of Economics and Statistics*, 82(3), 513–518.

25. Pereira, A. M., & Andraz, J. M. (2005). Public investment in transportation infrastructures and economic performance in Portugal. *Review of Development Economics*, 9(2), 177–196.

26. Pereira, J., & Aubyn, M. St. (2009). What level of education matters most for growth? Evidence from Portugal. *Economics of Education Review*, 28(1), 67–73

27. Petrakis, P. E., & Stamatakis, D. (2002). Growth and educational levels: A comparative analysis. *Economics of Education Review*, 21(5), 513–521.

Archive of SID

www.SID.ir

28. Pradhan, R.P. (2009). Education and economic growth in India: Using error-correction modeling. *International Research Journal of Finance and Economics*, 25, 139-47.

29. Raymo, J. (1995). Are investments in higher education productive: Evidence from Japanese time series data. *Osaka City University Economic Review*, 30(1), 53-65.

30. Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98(5), S71-S102.

31. Sadeghi, M., & Emadzadeh, M. (2004). Estimating the human capital share in Iran's economic growth (1965-2000). *Iranian Economic Research*, 5(17), 79-98 (in Persian).

32. Self, S., & Grabowski, R. (2004). Does education at all levels cause growth India: A case study. *Economics of Education Review*, 23(1), 47–55.

33. Simões, M. C. N. (2011). Education composition and growth: A pooled mean group analysis of OECD countries. *Panoeconomicus*, 58(4), 455-471.

34. Tamang, P. (2011). The impact of education expenditure on India's economic growth. *Journal of International Academic Research*, 11(3), 14-20.

35. Temple, J. (1999). A positive effect of human capital on growth. *Economics Letters*, 65(1), 131–134.

36. Uzawa, H. (1965). Optimal technical change in an aggregative model of economic growth. *International Economic Review*, 6(1), 18-31.

37. Vandenbussche, J., Aghion, P., & Meghir, C. (2006). Growth, distance to frontier and composition of human capital. *Journal of Economic Growth*, 11(2), 97–127.

38. Wilson, R.A., & Briscoe, G. (2004). Evaluation and impact of education and training: The value of learning. Third report on vocational training research in Europe: Synthesis report. Luxembourg: Office for Official

Archive of SID

www.SID.ir

Publications of the European Communities (cede fop reference series, 54).

39. Yavari, K., & Saadat, R. (2002). Human capital and economic growth in Iran. *The Economic Research*, 1(5-6), 31-40 (in Persian).

40. Zaranezhad, M., & Anvari, E. (2009). Higher education and gross domestic product (GDP) in Iran. *Iranian Economic Research*, 10(37), 61-79 (in Persian).

Archive of SID