پژوهشنامه‌ی علوم اقتصادی
سال نهم، شماره‌ی ۱(پیاپی۳۲)، بهار ۸۸

تأثیر سرمایه‌ی انسانی بر تولید ناخالص داخلی ایران در چار چوب مدل جیمز ریمو

محمدعلی متفکرآزاد*
محمدباقر بهشتی**
سیاب ممی‌پور***

تاریخ دریافت : ۸۶/۸/۲۷ **تاریخ پذیرش:**۸۷/۹/۱۷

چکیده

امروزه نقش سرمایه‌ی انسانی و دانش فنی در رشد و توسعه‌ی اقتصادی، از اهمّ موضوع های مورد بحث اقتصاددانان تلقی می‌شود؛ لذا در این پژوهش به نقش سرمایه‌ی انسانی در تولید ناخالص داخلی پرداخته شده است. مدل ارائه شده برگرفته از مدل جیمز ریمو (۱۹۹۵) است که تابع تولید را تابعی از سه متغیّر موجودی سرمایه، نیروی کار و آموزش در قالب تابع کاب داگلاس معرفی می‌کند.

در این پژوهش، مدل مذکور با روش هم‌انباشتگی سیستمی جوهانسن – جوسیلیوس (۱۹۸۸) برآورد شده است. نتایج حاصل بیان می‌کند که سرمایه‌ی انسانی وقتی به صورت یک نهاده‌ی تولیدی در کنار سایر عوامل تولید بررسی می‌شود، در بلندمدت اثر مثبت و معنی‌دار بر تولید ناخالص داخلی، و در کوتاه‌مدت سرمایه‌ی انسانی اثر منفی و ناچیز بر تولید ناخالص داخلی دارد.

کلمات کلیدی: تولید ناخالص داخلی، تابع تولید کاب-داگلاس، سرمایه‌ی انسانی، هم-انباشتگی سیستمی

طبقه‌بندی JEL : J24 ، E23 ، C29

---

* نویسنده مسئول - دانشیار گروه اقتصاد دانشکده‌ی علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
** دانشیار گروه اقتصاد دانشکده‌ی علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
*** دانشجوی دوره دکتری علوم اقتصادی دانشگاه تبریز

Archive of SID
www.SID.ir

Archive of SID

www.SID.ir

۱- مقدمه

توجه به اقتصاد آموزش به زمان‌های دوری چون افلاطون و ارسطو باز می‌گردد. از آن زمان تاکنون، بشر به نقش آموزش درجامعه و آثار اقتصادی آن توجه داشته‌است. اما از نیمه‌ی دوم قرن بیستم، اقتصاد آموزش به یک موضوع مستقل تبدیل شده است. در گذشته، تلاش اقتصاددانان بر این بود که سهم عوامل تولید را در محصول تعیین کنند؛ در تفکر آنان نیروی کار همگن بوده ولذا دارای قابلیت جانشین کامل است و این واقعیت که ممکن است نیروی کار در سطوح مختلف مهارت قرار داشته باشد، در تحلیل اقتصادی آنان جایگاهی نداشت. بعد از دهه‌ی ۱۹۵۰ بود که تغییرات کیفی در نیروی کار به صورت مهارت‌ها و تخصص‌های ناشی از سرمایه‌گذاری آموزشی مطرح، و به تدریج مفهوم سرمایه‌ی انسانی در تحلیل‌های اقتصادی از اهمیت شایسته‌ای بهره‌مند شد (تاری و ارضرومچیلر، ۱۳۸۱: ۹۶). در دهه‌ی ۱۹۶۰ اقتصاددانانی همانند بکر[1] (۱۹۶۴)، شولتز[2] (۱۹۶۱) و مینسر[3] (۱۹۶۲ ، ۱۹۷۴)، به نقش آموزش بر رشد اقتصادی تأکید کردند؛ به طوری که در ادامه رومر (۱۹۸۶) و لوکاس[4] (۱۹۸۸) با تأکید بر نقش آموزش در توسعه‌ی تکنولوژیکی و رشد اقتصادی، سرمایه‌ی انسانی را به عنوان یک متغیّر درون‌زا وارد الگوهای رشد کردند. والترز و رابینسون[5] (۱۹۸۳) یک تابع تولید از نوع کاب داگلاس ارائه کردند که فقط سه متغیّر سرمایه‌ی فیزیکی، نیروی کار و آموزش را در برمی‌گرفت که بعدها جیمز ریمو در سال ۱۹۹۵ این تابع تولید را برای اقتصاد ژاپن به کار گرفت و نشان داد که سرمایه‌ی انسانی می‌تواند به عنوان یک نهاده‌ی تولیدی در کنار سایر عوامل تولیدی در تابع تولید وارد شود.

بنابراین در این پژوهش سعی شده‌است تأثیر سرمایه‌ی انسانی بر تولید ناخالص داخلی در قالب تابع تولید کاب- داگلاس و در چارچوب مدل جیمز ریمو برای اقتصاد ایران بررسی شود. سازماندهی مقاله به شکل زیر است: پس از مقدمه در بخش دوم مبانی نظری و در بخش سوم مطالعات تجربی مرتبط با سرمایه‌ی انسانی و تولید ناخالص داخلی مرور شده و در بخش چهارم مدل مورد استفاده و چگونگی جمع‌آوری و

1- Gary S., Becker
2- Theodore W., Schultz
3- Jacob, Mincer.
4- Paul M., Romer, Robert E., Lucas.
5- Walters and Rubinson

Archive of SID

www.SID.ir

پردازش داده‌ها توضیح داده شده است. در بخش پنجم برآورد مدل و در بخش آخر نتایج و پیشنهادها ارائه شده‌است.

۲- مبانی نظری تحقیق

تا دهه‌ی ۱۹۵۰ و اوایل دهه‌ی ۱۹۶۰ معمولاً آن‌چه به عنوان ثروت ملل در نظر گرفته می‌شد، عبارت از انباشت سرمایه‌ی فیزیکی بود. از اوایل دهه‌ی ۱۹۶۰ ، زمانی که پژوهشگران سعی در تحلیل پیشرفت جوامع صنعتی و عقب ماندن تعداد کثیری از جوامع جهان سوم داشتند، تحولات فکری و فرهنگی بر مبنای این اصل که انسان محور و کلید اصلی توسعه به شمار می‌آید، صورت گرفت. همین امر باعث شد تا انسان در مفهوم سرمایه‌ای آن، به عنوان عامل تولیدی در کنار سه عامل دیگر وارد تحلیل‌های اقتصادی شود (شعارقدس، ۱۳۸۰: ۶).

تئودور شولتز(۱۹۶۱) از مشهورترین اقتصاددانان معاصر است که پدر تئوری سرمایه ی انسانی نامیده شده‌است. وی که به اهمیت و ضرورت توجه به سرمایه ی انسانی در تحلیل‌های اقتصادی تأکید فراوان داشته، معتقد بود که نقش بهبود کیفیت نیروی کار که از طریق سرمایه‌گذاری در سرمایه ی انسانی حاصل می‌شود، به عنوان یکی از عوامل تعیین‌کننده ی رشد در تحلیل‌های سنتی فراموش شده‌است. به عقیده ی شولتز، توانایی‌های اکتسابی انسان ها، مهم ترین منبع رشد بهره‌وری و توسعه ی اقتصادی سال های اخیر به حساب می‌آید (شولتز، ۱۹۶۱). بنابراین می‌توان‌گفت سرمایه ی انسانی شامل مهارت ها، توانایی‌ها، ایده‌ها و سلامت انسان هایی است که در نتیجه هزینه‌های آموزشی، برنامه‌های آموزش شغلی و مراقبت های بهداشتی حاصل می‌شود (تودارو[1] ، ۱۹۹۷ :۶۹۷).

در دهه ی ۱۹۶۰ افرادی مانند بکر (۱۹۶۴)، شولتز (۱۹۶۱) و مینسر (۱۹۶۲ ، ۱۹۷۴)، در مطالعات خود نشان دادند که آموزش، از طریق دستمزد نیروی کار، بر روی رشد اقتصادی اثر می‌گذارد. در ادامه، رومر (۱۹۸۶) و لوکاس (۱۹۸۸) با رویکردی متفاوت از الگوی رشد سولو- سوان[2]، سرمایه ی انسانی را به عنوان یک متغیّر درون‌زا وارد الگوهای رشد کردند و بر نقش آموزش در ارتقای قابلیت نوآوری افراد و نیز

1-Todaro
2- Solow & Swan

Archive of SID

www.SID.ir

سازگاری با فن‌آوری‌های جدید به منظور سرعت بخشیدن به توسعه‌ی تکنولوژیک تأکید کردند (نیلی و نفیسی، ۱۳۸۲: ۲).

در برخی مطالعات (کاسوو لانسینگ[۱] ، ۲۰۰۳ ؛ کاگانویچ . زیلچا[۲] ،۱۹۹۹ ؛ گلمن و راوی کمار[۳] ،۱۹۹۲ و ۱۹۹۷ ؛ اکستین و زیلچا[۴] ،۱۹۹۴) هزینه‌های آموزشی، منعکس کننده ی کیفیت آموزش است که به صورت نهاده ی مستقیم در تولید سرمایه ی انسانی، نقش بازی می‌کند(بلانکنا[۵] ،۲۰۰۵: ۴۸۸).

هم چنین در بیشتر مطالعات اخیر، ارزیابی‌های متفاوتی از اهمیت سرمایه ی انسانی بر تولید و رشد اقتصادی ارائه شده‌است؛ هنگامی که سرمایه ی انسانی به عنوان یک عامل تولیدی در یک تابع تولید در نظر گرفته می‌شود، مطالعات تجربی بیان کننده‌ی معنی‌دار نبودن اثر سرمایه ی انسانی بر رشد اقتصادی است. (مانند: بن حبیب و اسپیگل[۶] ، ۱۹۹۴). حتی اگر هم سرمایه ی انسانی بر رشد اثری داشته باشد دارای اثری ضعیف و یا منفی است (پریچت[۷] ، ۲۰۰۱). درحالی‌که اگر سرمایه ی انسانی به عنوان عامل مؤثر بر رشد بهره‌وری (مدل های رشد درون‌زا) قلمداد شود، اثرش معنی‌دار ومثبت است (مانند : بن حبیب و اسپیگل، ۱۹۹۴ ؛ دینوپولوس و تامپسون[۸] ، ۲۰۰۰ و بیلز و کلنو[۹] ، ۲۰۰۰) ، به طوری که یافته‌ها بیان کننده‌ی افزایش سرمایه‌گذاری در زمینه ی سرمایه ی انسانی به لحاظ عامل مهم بر رشد بهره‌وری می‌باشد (پارک[۱۰] ،۲۰۰۶: ۵۲۰) . مطالعات تجربی دیگری (همانند مطالعات پریجت(۱۹۹۶)، اسلام[۱۱] (۱۹۹۵)، لاو، جمیسن و لاوت[۱۲] (۱۹۹۱) وجود دارد که چندان با مباحث نظری هم سو نبوده و از معنی‌دار نبودن اثر آموزش و در بعضی موارد منفی بودن آن بر رشد اقتصادی،

1-Cassou and Lansing
2-Kaganovich and Zilcha
3-Glomn and Ravikumar
4-Eckstein and Zilcha
5-Blankenau
6-Benhabib and Spiegel
7-Pritchett
8-Dinopoulos and Thompson
9-Bils and Klenow
10-Park
11- Islam
12- Lau, Jemison and Louat

Archive of SID

www.SID.ir

حکایت دارند. در پاسخ به این عدم هم سویی بین مباحث نظری و یافته‌های مطالعات تجربی، مطالعات مختلفی انجام شده است. گروهی عدم لحاظ کیفیت سرمایه ی انسانی در مطالعات را منشأ این اختلاف دانسته اند (مانند مطالعات هانوشک و کیم[1] (۱۹۹۵) و بارو و لی[2] (۱۹۹۷) و گروهی دیگر مدعی شدند که کانال اثرگذاری تحصیلات بر رشد اقتصادی، کانال ضعیفی است و در واقع، رشد اقتصادی را عامل توسعه ی سرمایه ی انسانی دانستند (مانند مطالعات بیلز و کلنو (۱۹۹۸ ، ۲۰۰۰).

۳- مطالعات تجربی

۳-۱- مطالعات انجام شده در خارج

گریلچز[3] (۱۹۶۴) برای نخستین بار آموزش را به صورت یک نهاده ی تولید، در تابع تولید وارد کرد و نتیجه گرفت که این متغیّر، یک متغیّر مهم است. در ادامه همین روش را کندریک[4] به کار برد و والترز و رابینسون (۱۹۸۳) با الگو گرفتن از آنان، تابع تولیدی از نوع کاب داگلاس را تشکیل دادند که فقط شامل سه متغیّر سرمایه، نیروی کار و آموزش و پرورش بود. آنان از چندین شاخص مثل تعداد دانش‌آموزان ثبت‌نام شده در مدارس ابتدایی و متوسطه ی دولتی، مخارج آموزشی براساس تعداد دانش‌آموزان به تفکیک دوره‌های ابتدایی و متوسطه و یا تعداد مدارک أخذ شده به عنوان معیاری از توسعه ی سطوح آموزشی بالاتر از متوسط برای اندازه‌گیری متغیّر آموزش استفاده کردند؛ نتایج به‌دست آمده حاکی از آن بود که گسترش آموزش عالی با وقفه ی زمانی، دارای اثر مثبت بر رشد تولید می‌باشد.

جیمز ریمو (۱۹۹۵) برای بررسی نقش سرمایه ی انسانی در رشد اقتصادی ژاپن از داده‌های دوره ی زمانی ۱۹۷۰-۱۹۹۱ استفاده کرد تا سهم آن را در تولید ناخالص داخلی یا رشد اقتصادی بسنجد. طبق نظر وی، تابع تولید در فرم کلی به شکل زیر است:

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

که در آن Y: تولید ناخالص داخلی؛ L : اشتغال کامل؛ K : سرمایه ی فیزیکی؛

1- Hanushek & Kim
2- Barro & Lee
3- Grilichz
4- Kendric

Archive of SID

www.SID.ir

HK : سرمایه‌ی انسانی است: شاخص‌های سرمایه ی انسانی به‌کار گرفته شده در تابع تولید وی، عبارتند از:

۱- EDU : متوسط سال‌های تحصیل در سطوح عالی ضرب‌در تعداد شاغلان؛

۲- HKA : مجموع مخارج آموزشی؛

تابع تولید وی، تابع کاب- داگلاس بوده و با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، به صورت زیر تعریف شده است:

$$Y = AK^{\alpha} L^{\beta} HK^{\gamma} e^{\varepsilon}$$

در مرحله ی بعد، با گرفتن لگاریتم از دو سمت تابع کاب-داگلاس، به معادله ی قابل برآورد زیر می‌رسد:

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

نتایج پژوهش وی نشان می‌دهد که مخارج صرف شده در آموزش و متوسط سال های تحصیل نیروی کار، به عنوان دو شاخص سرمایه ی انسانی، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی ژاپن داشته است.

دنیسون[1] (۱۹۶۷) سرمایه ی انسانی را بهبود در کیفیت کار انسان می‌داند و برای اندازه‌گیری آن تفاوت‌های درآمدهای نیروی کار با سطح تحصیلات مختلف را ملاک قرار می‌دهد و در مطالعه ی منابع رشد در آمریکا طی دوره ی ۱۹۲۹-۱۹۸۲ به این نتیجه می‌رسد که رشد تحصیلات رسمی نزدیک به ۲۵ درصد از رشد درآمد سرانه ی مردم آمریکا را توضیح می‌دهد.

یورگنسون و گریلیچز[2] (۱۹۶۹) سرمایه ی انسانی را معادل افزایش بهره‌وری نیروی کار یا سرمایه دانسته‌اند. آنان در یک تابع تولید خطی همگن، تعدیلاتی را که دنیسون برای نیروی کار انجام داده بود، برای متغیّر سرمایه ی انسانی انجام دادند (طیبی و اربابیان، ۱۳۸۲: ۶).

اجو[3] (۲۰۰۳) فرایند تأثیر آموزش بر رشد اقتصادی را فرایندی غیرمستقیم می‌داند، بدین صورت که ارتباط مستقیم و مثبت آموزش را با میزان رشد بی‌معنی نتیجه گرفته و تأثیر آموزش را بر رشد ، غیرمستقیم و از طریق افزایش بهره‌وری قلمداد

1- Denison
2- Jorgenson and Griliches
3- Hojo

Archive of SID

www.SID.ir

می‌کند؛ بدین صورت که افزایش هزینه‌های آموزشی باعث افزایش بهره‌وری تولیدی شده و از آن‌جا که بهره‌وری بالا خود علت رشد بالا است، از این‌رو هزینه‌های آموزشی اثری مثبت و غیرمستقیم بر نرخ رشد اقتصادی کشورها دارد.

ویلیام بلانکنا [1](۲۰۰۵) با استفاده از مدل رشد درون‌زا با نسل‌های هم‌پوشا [2] به بررسی تأثیر هزینه‌های آموزش عمومی (K-12 : آموزش تا سطح دوازده کلاس) و آموزش دانشگاهی بر رشد اقتصادی پرداخته است، با این توضیح که انباشت سرمایه‌ی انسانی از دو راه آموزش اجباری (k-12) و آموزش اختیاری دانشگاهی تأمین می‌شود و دولت از طریق درآمد مالیاتی این هزینه ها را تأمین می‌کند؛ نتایج حاصل بیان می‌کند اگر هزینه‌های آموزشی دولت به حدّ کافی زیاد باشد، بخشی از درآمد بایستی برای تأمین مالی آموزش دانشگاهی صرف شود؛ به طوری‌که این افزایش سهم آموزش دانشگاهی، باعث افزایش نرخ رشد اقتصادی می‌شود و اگر مخارج آموزشی کاهش یابد، مخارج، بیشتر صرف آموزش اجباری(k-12) می شود و لذا سهم آموزش دانشگاهی کاهش، و نرخ رشد کاهش می‌یابد.

ویلیام بلانکنا و نیکول سیپسون [3] (۲۰۰۴) در بررسی ارتباط مخارج آموزشی و رشد در قالب مدل‌های رشد درون‌زا، دریافتند که ارتباط بین سرمایه‌ی انسانی و رشد به سطح مخارج دولت، ساختار مالیات و عوامل تولید تکنولوژی بستگی دارد. از این‌رو، ارتباط بین مخارج آموزشی و رشد می‌تواند غیریک‌نواخت باشد؛ اما وجود این ابهام در پیوند مخارج آموزشی و رشد، بیان کننده‌ی بی‌تأثیر بودن مخارج آموزشی بر نرخ رشد اقتصادی نیست، بلکه این ابهام ما را به اهمیت شناسایی این ارتباط غیر یک‌نواخت (منفی) متوجه می‌کند که در این میان عواملی که به کاهش اثرات جانبی این ارتباط منجر می‌شود، اهمیت می‌یابند.

آکچ [4] (۲۰۰۶) به بررسی نقش سرمایه‌ی انسانی در بهبود بهره‌وری اقتصادی در مورد کشورهای آفریقایی پرداخت. این مطالعه در صدد پیوند دو ارتباط: ۱- رابطه‌ی توسعه‌ی سرمایه‌ی انسانی تولید شده در مدارس رسمی و رشد اقتصادی، و۲ – رابطه‌ی

1- William Blankenau
2- Overlapping Generation Endogenous Growth Model
3- William F.Blankenau and Nicole B.Simpson
4- Moses O.Oketch

Archive of SID

www.SID.ir

سرمایه‌گذاری در سرمایه‌ی فیزیکی و رشد اقتصادی است. وی با استفاده از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ایی[1] نتیجه گرفت که سرمایه‌گذاری فیزیکی و انسانی برای توسعه‌ی صنعتی آفریقا ضروری است و به عنوان موتورهای رشد این کشورها تلقی می-شود.

۳-۲- اهمّ مطالعات انجام شده در ایران

کمیجانی و علمی (۱۳۸۴) در بررسی اثر سرمایه ی انسانی بر درآمد با استفاده از تابع دریافتی‌های مینسر (۱۹۴۷، ۱۹۵۸) به این نتیجه رسیدند که درآمد افراد نه تنها تحت تأثیر سرمایه ی انسانی (سال‌های تحصیل و تجربه) آن ها قرار دارد، بلکه جنسیت افراد نیز از عوامل اثرگذار بر درآمد آن هاست. آنان از شاخص آموزش رسمی و انباشت سرمایه ی انسانی در حین کار (تجربه)، برای اندازه‌گیری سرمایه ی انسانی استفاده کردند.

علمی و همکاران (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای تحت عنوان اثر آموزش بر درآمد افراد شهری در ایران با استفاده از روش مدل‌های چندسطحی در سال ۱۳۸۲، نشان دادند که آموزش بر درآمد حاصل از شغل شاغلین مناطق شهری کشور، تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد و با افزایش تحصیلات، اثر آن بیشتر می‌شود. هم چنین جنسیت فرد شاغل عامل مهمی در بررسی تفاوت های درآمدی افراد است؛ به طوری که درآمد حاصل از شغل مردان به طور متوسط ۷۴ درصد بیشتر از زنان است.

تقوی و محمدی (۱۳۸۵) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی به بررسی تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران پرداختند. در این مطالعه که دوره ی مطالعه ۱۳۳۸-۱۳۸۱ است، نتیجه گرفتند که رشد سطح سواد در بزرگسالان و نیز رشد متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار، تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد تولید ناخالص داخلی دارد.

صادقی و عمادزاده (۱۳۸۲) به برآورد سهم سرمایه ی انسانی در رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۴۵-۱۳۸۰ پرداختند. آنان در این مطالعه تابع تولید کاب-داگلاس را که دربردارنده ی سرمایه ی فیزیکی، نیروی کار شاغل و سرمایه ی انسانی

1- Two Stage Least Square (2SLS)

Archive of SID

www.SID.ir

است را به عنوان تابع تولید انتخاب کردند و با تفکیک سرمایه ی انسانی به نیروی کار متخصص و غیرمتخصص و با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی به این نتیجه رسیدند که اولاً عامل سرمایه ی انسانی یک عامل باثبات و معنادار است که ضریب آن مثبت می‌باشد؛ ثانیاً سرمایه‌گذاری انسانی از طریق آموزش موجب توسعه ی توانایی‌ها، مهارت‌ها و اکتساب تجاربی می‌شود که برای دستیابی به رشد و توسعه ی اقتصادی پایدار از اهمیت خاصی برخوردار است.

فتح‌اله تاری و نسرین ارضرومچیلر (۱۳۸۱) به بررسی نقش و تأثیر آموزش رسمی بر رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های (۱۳۴۲-۱۳۷۷) پرداختند. آنان در این مقاله ابتدا رابطه‌ی علّی بین رشد هزینه‌های آموزشی و رشد اقتصادی مورد آزمون قرار دادندو سپس تأثیر هزینه‌های آموزش رسمی بر رشد اقتصادی را با استفاده از رهیافت هم-انباشتگی بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که هزینه‌های آموزش رسمی با یک وقفه‌ی دوازده ساله بر رشد اقتصادی مؤثر است و لذا فرایند تولید محصول آموزش، یک فرایند بلندمدت است.

علیرضا پورفرج (۱۳۸۴) در مطالعه‌ای به بررسی مخارج دولت برای سرمایه‌ی انسانی و نقش آن در رشد اقتصادی پرداخت. وی با استفاده از مدل حسابداری رشد، نسبت هزینه‌های آموزش و پژوهش به تولید را در کنار سایر متغیّرهای مؤثر بر رشد، با استفاده از روش الگوی خود برگشت با وقفه‌ی توزیعی (ARDL) بررسی کرده است. نتایج حاصله نشان می‌دهد که مخارج جاری دولت (به غیر از مخارج آموزشی و پژوهشی) بر رشد اثر منفی دارد و اثر مخارج عمرانی بر رشد مثبت است؛ هم‌چنین هزینه‌های آموزشی و پژوهشی و هزینه‌های آموزش عمومی و فنی و حرفه‌ای دولت بر رشد اثر مثبت دارد.

۴- معرفی مدل و داده‌ها

با در نظر گرفتن پژوهش‌های مختلفی که در زمینه‌ی درج متغیّر سرمایه‌ی انسانی در توابع تولید انجام گرفته، مدل پیشنهادی مطالعه‌ی حاضر که بر گرفته از مدل جیمز ریمو (۱۹۹۵) است، براساس تابع کاب-داگلاس است و به علت مناسب بودن فرم تابعی آن و روان بودن روابط درونی متغیّرهای آن، بهترین تابع از نظر مطابقت و سازگاری با شرایط اقتصادی تشخیص داده شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

شاخص‌های سرمایه‌ی انسانی مورد استفاده در این مطالعه عبارتند از:

الف- متوسط سال‌های تحصیل شاغلان؛ ب- تعداد دانش‌آموزان مقطع متوسطه.

هدف از انتخاب شاخص‌های مذکور که از متداول‌ترین شاخص‌های مورد استفاده در مطالعات تجربی برای سرمایه‌ی انسانی به شمار می‌رود، این است که آیا اصولاً آموزش بالاخص آموزش نیروی کار شاغل به عنوان جایگزین سرمایه‌ی انسانی در تولید و رشد اقتصادی نقشی دارد؟ و مورد دیگر این‌که نحوه‌ی تأثیرگذاری آن چگونه است؟

بنابراین، با استناد به مدل جیمز ریمو (۱۹۹۵)، تابع تولید قابل برآورد برای اقتصاد ایران به صورت زیر می‌باشد که در کنار عوامل اصلی تولید، یعنی سرمایه‌ی فیزیکی و نیروی کار، سرمایه‌ی انسانی نیز گنجانده شده است:

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

Q : تولید ناخالص داخلی؛ K : سرمایه ی فیزیکی؛

L : نیروی کار (جمعیت فعال کشور)؛ HK : سرمایه‌ی انسانی که به دو صورت:

H : متوسط سال‌های تحصیل شاغلان کشور؛ HS : تعداد دانش‌آموزان مقطع‌متوسطه

تابع تولید مورد استفاده در برآورد به صورت زیر می‌باشد:

$$Q = A.K_t^{\alpha} L_t^{\beta} (HK)_t^{\gamma} e^{U_t}$$

با لگاریتم‌گیری از طرفین، به مدل خطی زیر تبدیل می‌گردد:

$$\ln Q_t = \ln A + \alpha \ln K_t + \beta \ln L_t + \gamma \ln HK_t + U_t$$

با توجه به این‌که در مطالعه‌ی حاضر از دو شاخص برای متغیّر سرمایه‌ی انسانی (HK) استفاده شده است، مدل مذکور در دو حالت زیر برآورد می‌شود:

$$1) \ln Q_t = \ln A + \alpha \ln K_t + \beta \ln L_t + \gamma \ln H_t + U_t$$

$$2) \ln Q_t = \ln A + \alpha \ln K_t + \beta \ln L_t + \gamma \ln HS_t + U_t$$

ضرایب جزیی رگرسیون فوق، نشان دهنده‌ی کشش تابع تولید نسبت به متغیّرهای مستقل است. دوره‌ی مورد مطالعه، سال‌های ۱۳۴۶-۱۳۸۴ می‌باشد و منابع داده‌های آماری مورد استفاده در این مطالعه عبارتند از:

GDP: تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه‌ی ۱۳۷۶ (میلیارد ریال) (منبع: بانک مرکزی ایران) ؛

L: جمعیت فعّال کشور (هزار نفر) (منبع: بانک مرکزی ایران)؛

Archive of SID

www.SID.ir

K: موجودی سرمایه به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ (میلیارد ریال) (منبع: برآورد علیرضا امینی)؛

H: متوسط سال‌های تحصیل شاغلان (منبع: برآورد مسعود نیلی[۱])؛

HS: دانش‌آموزان مقطع متوسطه (منبع: بانک مرکزی ایران).

۵- تخمین، تجزیه و تحلیل مدل

با توجه به ناپایا بودن بیشتر سری‌های زمانی در اقتصاد کلان و ناکارایی روش‌های سنتی در برآورد الگوهای اقتصادسنجی، روش انتخابی در این مقاله، روش سری‌های زمانی مبتنی بر تکنیک‌های هم‌انباشتگی[۱] است. مفهوم هم انباشتگی از جهاتی با اهمیت است: اول آن‌که هم انباشتگی دو متغیّر به معنای وجود یک رابطه‌ی بلندمدت و تعادلی بین آن دو متغیّر است که هر یک به تنهایی متغیّرهایی ناایستا[۲] هستند. دوم آن‌که، هم-انباشتگی بین دو متغیّر بیان کننده‌ی رابطه با معنی آن دو متغیّر است که این خود مشکل رگرسیون کاذب[۳] را از بین می‌برد. لذا در این پژوهش جهت تبیین رابطه‌ی بلندمدت متغیّرها از روش حداکثر درست‌نمایی جوهانسون- جوسیلیوس[۴] و برای تبیین رابطه‌ی کوتاه‌مدت متغیّرها از توابع عکس‌العمل آنی[۵] و تجزیه‌ی واریانس[۶] استفاده می‌شود.

۵-۱- بررسی ایستایی متغیّرها

به کارگیری روش‌های سنتی اقتصادسنجی برای کارهای تجربی، مبتنی بر فرض پایایی متغیّرهاست. اما بررسی‌های انجام شده نشان می‌دهد که در مورد بسیاری از سری‌های زمانی کلان اقتصادی، این فرض نادرست است و بیشتر متغیّرها ناپایا می-باشند. بنابراین، براساس نظریه‌ی همگرایی، ضروری است تا نسبت به پایایی یا ناپایایی متغیّرها اطمینان یابیم؛ برای این منظور از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی – فولر تعمیم یافته (ADF)[۷] و فیلیپس-پرون[۱] استفاده، و طول وقفه‌ی بهینه را براساس معیار شوارتز

1- Cointegration
2- Non-stationary
3- Spurious Regression
4- Johanson and Juselius
5- Impuls Response Functions
6- Variance Decomposition
7-Augmented Dicky - Fuller

Archive of SID

www.SID.ir

بیزین(SBC) انتخاب کردیم؛ به طوری که اگر قدر مطلق آماره ی آزمون از قدر مطلق کمیّت بحرانی ارائه شده دیکی- فولر بزرگ تر باشد، فرضیه ی صفر یا وجود ریشه ی واحد رد می‌شود.

با توجه به جدول شماره ی یک، مشاهده می‌شود که قدر مطلق آماره ی آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس- پرون محاسبه شده برای هر یک از متغیّرها به جز متغیّر LH (لگاریتم متوسط سال‌های تحصیل شاغلان کشور)، از قدر مطلق آماره ی بحرانی ارائه شده کوچک تر است و فرضیه ی صفر یا وجود ریشه واحد را نمی‌توان رد کرد و با یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. بنابراین متغیّر LH انباشته از درجه ی صفر ($I(0)$) و دیگر متغیّرهای موجود در الگو، انباشته از درجه ی یک ($I(1)$) هستند[۲].

جدول شماره ی یک - نتایج آزمون ایستایی متغیّرها با استفاده از دیکی - فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون

متغیّر	آزمون دیکی-فولر تعمیم-یافته (ADF)	آزمون فیلیپس-پرون (PP)	تصمیم‌گیری
LGDP	ADF(1)=-1.76	-2.08	ناایستا
5% Critical Value	-2.94	-2.94	
D(LGDP)	ADF(0)=-3.48	-3.48	ایستا
5% Critical Value	-2.94	-2.94	
LL	ADF(1)=0.048	1.76	ناایستا
5% Critical Value	-2.94	-2.94	
D(LL)	ADF(0)=-3.45	-3.46	ایستا
5% Critical Value	-2.94	-2.94	
LK	ADF(1)=-1.83	-1.61	ناایستا
5% Critical Value	-2.94	-2.94	
D(LK)	ADF(0)=-2.98	-3.18	ایستا
5% Critical Value	-2.94	-2.94	
LH	ADF(0)=-3.51	-2.96	ایستا
5% Critical Value	-2.94	-2.94	
LHS	ADF(2)=-0.029	-0.29	ناایستا
5% Critical Value	-2.94	-2.94	
D(LHS)	ADF(1)=-3.73	-2.98	ایستا
5% Critical Value	-2.94	-2.94	

۵-۲- آزمون هم‌گرایی حداکثر درست‌نمایی جوهانسن-جوسیلیوس

روش‌های متعددی برای آزمون همگرایی وجود دارد، اما نتایج شبیه‌سازی براساس

1- Philips - Perron

Archive of SID

www.SID.ir

آزمایش‌های مونت کارلو در مطالعه گونزالو[1] (۱۹۹۴) نشان می‌دهدکه روش جوهانسن خواص بهتری نسبت به سایر روش‌ها دارد. جوهانسن و جوسیلیوس با ارائه‌ی روش همگرایی که در آن، روش برآورد به طریق حداکثر درست‌نمایی صورت می‌گیرد، نقص روش‌هایی مانند انگل-گرنجر در تعیین بردارهای همگرایی را رفع کردند. هم‌چنین از مزایای روش جوهانسن این است که تمامی متغیّرها در آن به صورت درونزا در نظر گرفته می‌شود و انتخاب متغیّر وابسته در نتایج نهایی تأثیری ندارد.

تحلیل‌های هم‌انباشتگی به روش جوهانسن (۱۹۸۸) مستلزم تعیین طول وقفه بهینه در الگوی خود رگرسیون برداری (VAR) است که در این مطالعه براساس معیار شوارز، طول وقفه یک به عنوان مرتبه‌ی بهینه VAR انتخاب شده‌است. پس از تعیین مرتبه‌ی VAR در روش حداکثر درست‌نمایی جوهانسن-جوسیلیوس، از دو آزمون حداکثر مقدار ویژه [2] و آزمون اثر[3] برای یافتن تعداد بردارهای همگرا استفاده می‌شود. نتایج آزمون‌های مذکور در جداول شماره‌ی دو و سه برای حالت اول مدل و جداول شماره‌ی چهار و پنج برای حالت دوم مدل آمده است.

جدول شماره‌ی دو - آزمون‌های هم‌انباشتگی برای حالت اول مدل

آزمون اثر				آزمون حداکثر مقادیر ویژه				
سطح بحرانی ٪۹۰	سطح بحرانی ٪۹۵	آماره‌ی آزمون	فرضیه ی مقابل	سطح بحرانی ٪۹۰	سطح بحرانی ٪۹۵	آماره‌ی آزمون	فرضیه ی مقابل	فرضیه ی صفر
۴۵,۷	۴۸,۸۸	۱۲۵,۷۸	$r\geq ۱$	۲۴,۹۹	۲۷,۴۲	۷۰,۹۴	$r=۱$	$r=۰$
۲۸,۷۸	۳۱,۵۴	۵۴,۸۴	$r\geq ۲$	۱۹,۰۲	۲۱,۱۲	۳۴,۴۶	$r=۲$	$r\leq ۱$
۱۵,۷۵	۱۷,۸۶	۲۰,۳۷	$r\geq ۳$	۱۲,۹۸	۱۴,۸۸	۱۶,۷۱	$r=۳$	$r\leq ۲$
۶,۵	۸,۰۷	۳,۶۶	$r=۴$	۶,۵	۸,۰۷	۳,۶۶	$r=۴$	$r\leq ۳$

1- Gonzalo
2- Maximal eigen value
3- Trace

Archive of SID

www.SID.ir

جدول شماره‌ی سه - آزمون‌های هم‌انباشتگی برای حالت دوم مدل

آزمون اثر				آزمون حداکثر مقادیر ویژه				
سطح بحرانی ٪۹۰	سطح بحرانی ٪۹۵	آماره‌ی آزمون	فرضیه‌ی مقابل	سطح بحرانی ٪۹۰	سطح بحرانی ٪۹۵	آماره‌ی آزمون	فرضیه‌ی مقابل	فرضیه‌ی صفر
۴۵,۷	۴۸,۸۸	۱۰۴,۶۸۶	$r \geq ۱$	۲۴,۹۹	۲۷,۴۲	۷۳,۸۶۶	r=۱	r=۰
۲۸,۷۸	۳۱,۵۴	۳۲,۸۲۰	$r \geq ۲$	۱۹,۰۲	۲۱,۱۲	۲۳,۲۳۲	r=۲	$r \leq ۱$
۱۵,۷۵	۱۷,۸۶	۷,۵۸۸	$r \geq ۳$	۱۲,۹۸	۱۴,۸۸	۵,۵۳۶	r=۳	$r \leq ۲$
۶,۵	۸,۰۷	۲,۰۵۲	r=۴	۶,۵	۸,۰۷	۲,۰۵۲	r=۴	$r \leq ۳$

نتایج این آزمون‌ها نشان می‌دهد که هر دو آزمون در سطوح ۹۵ و ۹۰ درصد، سه بردار همگرایی بلندمدت تعادلی برای حالت اول مدل و دو بردار همگرایی بلندمدت تعادلی برای حالت دوم مدل را تأیید می‌کنند. بردارهای انتخابی در جداول شماره ی چهار و پنج آورده شده است.

جدول شماره‌ی چهار - بردارهای هم‌انباشتگی به دست آمده برای حالت اول مدل

بردارها	*LGDP*	*LL*	*LK*	*LH*	*ecm(-1)*
بردار اول	۰,۹۲۰ *(-۱/۰۰۰)	-۰,۰۱۷ (۰/۰۶۲)	-۰,۴۷۱ (۰,۵۱)	-۰,۲۴۹ (۰,۲۷)	-۰,۲۳ [۰,۱۰۱]**
بردار دوم	۰,۲۲۲ (-۱/۰۰۰)	۱,۰۴۸ (-۴,۷۱)	۰,۸۶۵ (-۳,۸۹)	-۱,۶۶۶ (۷,۴۹)	۰,۰۲۵ [۰,۰۹]
بردارسوم	-۱,۱۲۸ (-۱/۰۰۰)	۲,۷۴۴ (۲,۴۳)	۱,۲۴۱ (۱,۰۹)	-۲,۶۲۹ (-۲,۳۳)	-۰,۲۱ [۰,۱۸]

* اعداد داخل پرانتز مقادیر نرمالیزه شده‌ی هر یک از متغیّرها نسبت به $LGDP$ را نشان می‌دهد.

** اعداد داخل کروشه، انحراف معیار متغیّر را نشان می‌دهد.

از بین بردارهای حاصله برای حالت اول مدل، بردار اول به عنوان بردار قابل قبول و منطبق با انتظارات تئوریکی بوده و ازاین‌رو برآورد مدل در حالت اول به شرح زیر می‌باشد:

$$LGDP = 0.062\ LL + 0.51\ LK + 0.27\ LH$$
$$(0.03)^{۳} \quad (0.15) \quad (0.12)$$

Archive of SID

www.SID.ir

مدل برآورد شده بیان کننده‌ی تأثیر مثبت و معنی‌دار متغیّرهای نیروی کار، موجودی سرمایه‌ی فیزیکی و متوسط سال‌های تحصیل شاغلان کشور (سرمایه‌ی انسانی) بر تولید ناخالص داخلی است که با انتظارات تئوریکی منطبق می‌باشد. ضرایب برآورد شده که نشانه‌ی کشش عوامل تولید نیز می‌باشند، بیان می‌کنند که یک درصد افزایش در نیروی کار، ۰,۰۶ درصد تولید ناخالص داخلی را افزایش می‌دهد و هم‌چنین یک درصد افزایش در سرمایه‌ی فیزیکی، باعث افزایش ۰,۵۱ درصدی تولید شده و یک درصد افزایش در متوسط سطح تحصیلات نیروی کار، ۰,۲۷ درصد تولید ناخالص داخلی را افزایش می‌دهد. با توجه به این‌که مدل برآورد شده، یک رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین متغیّرها را نشان می‌دهد، لذا پس از به‌دست آوردن ضرایب بلندمدت، الگوی ECM برای این حالت از مدل تخمین زده شده است. ضریب تعدیل حالت اول مدل انتخابی ۰,۲۳- است و نشان می‌دهد که در هر دوره ۲۳ درصد خطای تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

جدول شماره‌ی پنج - بردارهای هم‌انباشتگی به دست آمده برای حالت دوم مدل

بردارها	*LGDP*	*LL*	*LK*	*LHS*	*ecm(-1)*
بردار اول	-۰,۹۹۲ *(-۱/۰۰۰)	۰,۲۴۷ (۰,۲۴۹)	۰,۵۶۹ (۰,۵۷۴)	۰,۰۳۹ (۰,۰۴)	-۰,۰۹ **[۰,۰۶]
بردار دوم	-۰,۵۷۲ (-۱/۰۰۰)	۱,۷۱۹ (۳,۰۰۶)	-۰,۵۲۴ (-۰,۹۱۷)	-۰,۲۴۸ (-۰,۴۳۴)	۰,۲۴۶ [۰,۰۶]

* اعداد داخل پرانتز مقادیر نرمالیزه شده هر یک از متغیّرها نسبت به LGDP را نشان می‌دهد.

** اعداد داخل کروشه، انحراف معیار متغیّر را نشان می‌دهد.

در بردارهای به‌دست آمده برای مدل دوم، بردار اول به عنوان بردار قابل قبول و منطبق با انتظارات تئوریک است و لذا رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین متغیّرها به‌صورت زیر می‌باشد:

$$LGDP = 0.249\ LL + 0.574\ LK + 0.04\ LHS$$
$$(0.142)^{۴} \quad (0.087) \quad (0.014)$$

مدل برآورد شده برای حالت دوم مدل نیز همانند نتایج مدل اول است، به طوری که نیروی کار، سرمایه‌ی فیزیکی و تعداد دانش‌آموزان مقطع متوسطه (شاخص

Archive of SID

www.SID.ir

سرمایه‌ی انسانی) تأثیر مثبت و معنی‌دار بر تولید ناخالص داخلی دارد. الگوی ECM برای حالت دوم مدل برابر ۰,۰۹- بوده و نشان می‌دهد که در هر دوره نه درصد خطای تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

شایان ذکر است که ضریب LHS (تعداد دانش‌آموزان مقطع متوسطه) برابر ۰,۰۴ بوده که در مقایسه با ضریب LH (متوسط سال‌های تحصیل شاغلان کشور) برابر ۰,۲۵، کمتر می‌باشد؛ ضرایب برآوردی سرمایه‌ی انسانی نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی نسبت به سال‌های تحصیل شاغلان، کشش بیشتری نسبت به شاخص تعداد دانش-آموزان مقطع متوسطه دارد.

همان‌طور که مشاهده می شود، سرمایه‌ی انسانی به عنوان یک نهاده‌ی مهم و مؤثر بر تولید ناخالص داخلی است و در بلندمدت اثر مثبت بر تولید ناخالص داخلی دارد. حال پس از دست‌یابی به رابطه‌ی تعادلی بلندمدت برای تابع تولید ایران، از ابزارهای تجزیه‌ی واریانس[1] و توابع عکس‌العمل آنی[2] برای تحلیل کوتاه‌مدت الگوها استفاده می-کنیم.

در روش تجزیه واریانس، سهم تکانه‌های وارد شده به متغیّرهای مختلف الگو، در واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیّر در کوتاه‌مدت و بلندمدت مشخص می‌شود. به طور مثال، اگر متغیّری مبتنی بر مقادیر با وقفه‌ی خود به طور بهینه قابل پیش‌بینی باشد، آن‌گاه واریانس خطای پیش‌بینی، سهم نوسانات هر متغیّر در واکنش به تکانه‌های وارد شده به متغیّرهای الگو تقسیم می‌شوند؛ بدین ترتیب قادر خواهیم بود سهم هر متغیّر را بر روی تغییر متغیّرهای دیگر در طول زمان اندازه‌گیری کنیم (ابریشمی و محسنی، ۱۳۸۱: ۲۷).

جدول شماره‌ی شش نشانه‌ی تفکیک خطای پیش‌بینی متغیّر تولید ناخالص داخلی برای ۲۰ دوره (سال) و سهم هر یک از متغیّرهای الگو در تغییرات متغیّر تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت (سال اول)، میان‌مدت (سال دوم تا ششم) و بلندمدت (از سال ششم به بعد) است.

1- Variance Decomposition
2- Impuls Response Functions

Archive of SID

www.SID.ir

جدول شماره ی شش- تفکیک خطای پیش‌بینی متغیّر تولید ناخالص داخلی به روش تجزیه‌ی واریانس

سال	لگاریتم تولید ناخالص‌داخلی (LGDP)	لگاریتم نیروی کار شاغل (LL)	لگاریتم موجودی سرمایه‌ی فیزیکی (LK)	لگاریتم متوسط سال‌های تحصیل شاغلان(LH)	لگاریتم تعداد دانش-آموزان مقطع متوسطه* (LHS)
۱	۰,۹۹۸۱	۰,۰۶۷۸	۰,۲۹۰۷	۰,۰۶۳۳	۰,۰۲۴۶
۲	۰,۹۹۴۲	۰,۰۷۴۸	۰,۲۶۹۵	۰,۰۵۹۳	۰,۰۴۱۱
۳	۰,۹۸۸۶	۰,۰۸۲۲	۰,۲۵۱۵	۰,۰۵۵۷	۰,۰۵۹۹
۴	۰,۹۸۱۶	۰,۰۸۹۸	۰,۲۳۶۵	۰,۰۵۲۷	۰,۰۷۹۸
۵	۰,۹۷۳۵	۰,۰۹۷۵	۰,۲۲۴۶	۰,۰۵۰۲	۰,۰۹۹۶
۶	۰,۹۶۴۷	۰,۱۰۵۱	۰,۲۱۵۶	۰,۰۴۸۲	۰,۱۱۸۰
۷	۰,۹۵۵۲	۰,۱۱۲۴	۰,۲۰۹۳	۰,۰۴۶۸	۰,۱۳۴۱
۸	۰,۹۴۶۳	۰,۱۱۹۰	۰,۲۰۵۳	۰,۰۴۵۹	۰,۱۴۷۳
۹	۰,۹۳۷۵	۰,۱۲۵۰	۰,۲۰۳۲	۰,۰۴۵۵	۰,۱۵۷۱
۱۰	۰,۹۲۹۴	۰,۱۳۰۱	۰,۲۰۲۴	۰,۰۴۵۳	۰,۱۶۳۸
۱۱	۰,۹۲۲۰	۰,۱۳۴۵	۰,۲۰۲۵	۰,۰۴۵۳	۰,۱۶۷۷
۱۲	۰,۹۱۱۵	۰,۱۳۸۲	۰,۲۰۲۹	۰,۰۴۵۴	۰,۱۶۹۵
۱۳	۰,۹۰۹۸	۰,۱۴۱۴	۰,۲۰۳۴	۰,۰۴۵۵	۰,۱۶۹۸
۱۴	۰,۹۰۴۸	۰,۱۴۴۲	۰,۲۰۳۶	۰,۰۴۵۶	۰,۱۶۹۳
۱۵	۰,۹۰۰۳	۰,۱۴۶۹	۰,۲۰۳۶	۰,۰۴۵۵	۰,۱۶۸۴
۱۶	۰,۸۹۶۲	۰,۱۴۹۴	۰,۲۰۳۴	۰,۰۴۵۴	۰,۱۶۷۶
۱۷	۰,۸۹۲۵	۰,۱۵۲۰	۰,۲۰۲۹	۰,۰۴۵۳	۰,۱۶۷
۱۸	۰,۸۸۹۱	۰,۱۵۴۶	۰,۲۰۲۲	۰,۰۴۵۱	۰,۱۶۶۶
۱۹	۰,۸۸۵۸	۰,۱۵۷۴	۰,۲۰۱۵	۰,۰۴۵۰	۰,۱۶۶۶
۲۰	۰,۸۸۲۸	۰,۱۶۰۲	۰,۲۰۰۸	۰,۰۴۴۸	۰,۱۶۶۸

همان طور که ملاحظه می‌شود، نوسانات تولید ناخالص داخلی در افق‌های زمانی مختلف، عمدتاً از سوی تکانه‌های مربوط به خود این متغیّر توضیح داده می‌شود؛ به طوری که در کوتاه‌مدت، حدود ۹۹ درصد واریانس خطای تولید ناخالص داخلی توسط خود این متغیّر توضیح داده می‌شود، در حالی‌که در همین دوره متغیّرهای LK، LL، LH و LHS به ترتیب ۰,۰۷ ، ۰,۲۹ ، ۰,۰۶ و ۰,۰۲ درصد از واریانس خطای متغیّر وابسته الگو را توضیح می‌دهند. در دوره‌ی کوتاه‌مدت (دوره‌ی دوم تا ششم) مشاهده می-شود که تولید ناخالص داخلی ۰,۹۸ درصد، نیروی کار شاغل ۰,۰۸ درصد، سرمایه‌ی فیزیکی ۰,۲۴ درصد و متوسط سال‌های تحصیل شاغلان و تعداد دانش‌آموزان مقطع

* متغیّر LHS برای حالت دوم مدل و به جای متغیّر LH در الگو قرار گرفته و تنها مقادیر این متغیّر آورده شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

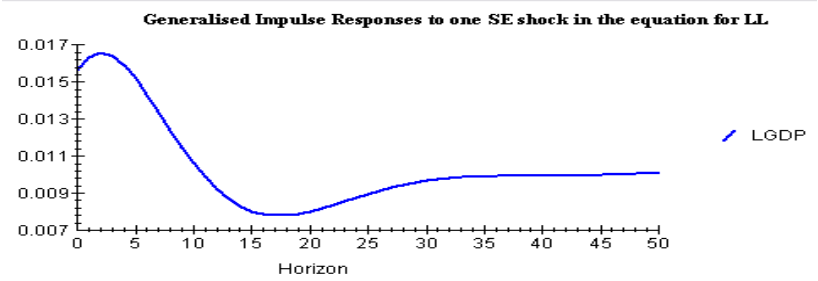
متوسطه (شاخص‌های سرمایه‌ی انسانی) به ترتیب ۰,۰۵ و ۰,۰۸ درصد از واریانس خطای تولید ناخالص داخلی را توضیح می‌دهند و در دوره‌ی بلندمدت توضیح‌دهندگی واریانس خطای تولید ناخالص داخلی توسط خودش به ۰,۹۱ درصد کاهش یافته است در صورتی که در این دوره نیروی کار حدود ۰,۱۴ درصد، سرمایه‌ی فیزیکی حدود ۰,۲۰ درصد و متوسط سال‌های تحصیل شاغلان و تعداد دانش‌آموزان مقطع متوسطه به ترتیب حدود ۰,۰۴ و ۰,۱۶ درصد خطای پیش‌بینی را توضیح می‌دهد.

توابع عکس‌العمل آنی همانند تجزیه و تحلیل خطای پیش‌بینی، یک نمایش میانگین متحرّک از الگوی خود رگرسیون برداری است. توابع عکس‌العمل آنی، رفتار پویای متغیّرهای الگو را به هنگام ضربه (یا تکانه) واحد بر هر یک از متغیّرها در طول زمان نشان می‌دهند. این تکانه معمولاً به اندازه‌ی یک انحراف معیار انتخاب می‌شوند، لذا به آن‌ها تکانه یا ضربه‌ی واحد می‌گویندو مبدأ مختصات یا نقطه‌ی شروع حرکت متغیّر پاسخ، مقادیر مربوط به وضعیت پایدار الگو (بدون حضور تکانه) است.

نمودار شماره‌ی یک تأثیر تکانه یا ضربه‌ای به اندازه یک انحراف معیار به نیروی کار را بر تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، به دنبال تکانه‌ی مذکور، تولید ناخالص داخلی افزایش یافته و در دوره‌ی سوم به حداکثر خود رسیده و بعد از این دوره با کاهش نسبی مواجه شده و درنهایت بالاتر از وضعیت پایه قرار گرفته است و بیان می‌کند که یک شوک مثبت در نیروی کار دارای اثر مثبت و دائمی بر تولید ناخالص داخلی است.

اثر تکانه موجودی سرمایه بر GDP سبب شده این متغیّر در دوره‌ی اول به میزان ۰,۰۳۵ درصد افزایش یابد و سپس با کاهش نسبی مواجه شود و درنهایت بالاتر از وضعیت پایه قرار گیرد. این مورد بیان کننده‌ی اثر مثبت و دائمی موجودی سرمایه‌ی فیزیکی بر تولید ناخالص داخلی است (نمودار شماره‌ی دو).

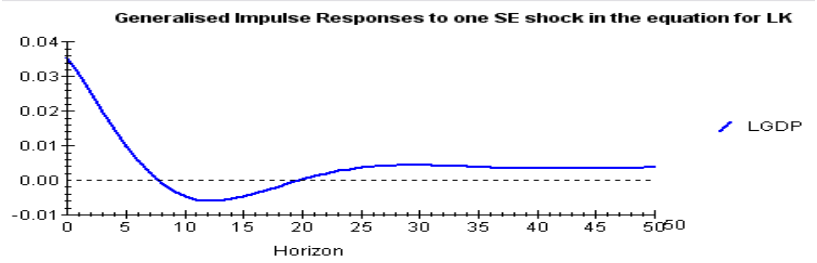
نمودار شماره‌ی یک - تابع عکس‌العمل تولید ناخالص داخلی نسبت به شوک مثبت در نیروی کار شاغل



Archive of SID

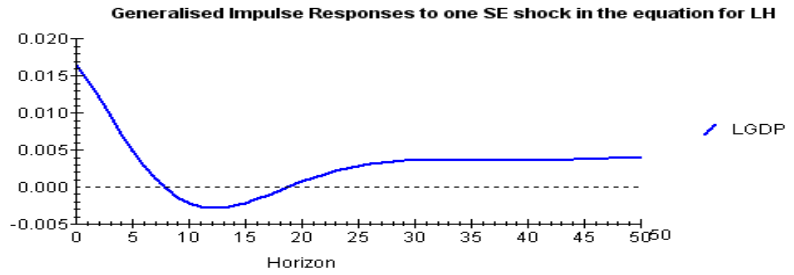
www.SID.ir

نمودار شماره ی دو - تابع عکس‌العمل تولید ناخالص داخلی نسبت به شوک مثبت در موجودی سرمایه‌ی فیزیکی



نمودارهای شماره‌ی سه و چهار، واکنش تولید ناخالص داخلی را در اثر تکانه‌ای به اندازه‌ی یک انحراف معیار به متغیّرهای متوسط سطح سال‌های تحصیل شاغلان و تعداد دانش‌آموزان دوره‌ی متوسطه نشان می‌دهند. نمودار شماره‌ی سه نشان می‌دهد که یک شوک مثبت بر متوسط سال‌های تحصیل شاغلان در دوره‌ی اول مثبت بوده است و پس از آن، سیر نزولی آن شروع شده از دوره‌ی نوزدهم به بعد دوباره مثبت و پایدار می‌شود و بیان می‌کند که شاخص سرمایه‌ی انسانی در بلندمدت دارای اثر مثبت و دائمی بر تولید ناخالص داخلی است هرچند در کوتاه‌مدت در دوره‌هایی دارای اثر منفی است.

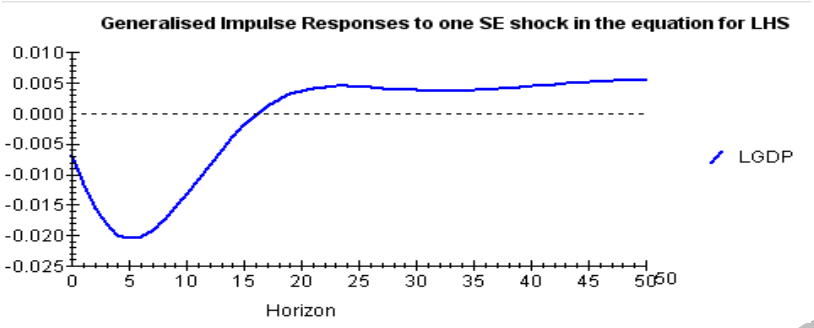
نمودار شماره‌ی سه - تابع عکس‌العمل تولید ناخالص داخلی نسبت به شوک مثبت در موجودی متوسط سال‌های تحصیل شاغلان



Archive of SID

www.SID.ir

نمودار شماره‌ی چهار - تابع عکس‌العمل تولید ناخالص داخلی نسبت به شوک مثبت در تعداد دانش‌آموزان دوره‌ی متوسطه



هم‌چنین نمودار شماره‌ی چهار نشان می‌دهد که تعداد دانش‌آموزان مقطع متوسطه به عنوان شاخص سرمایه‌ی انسانی، در ابتدای دوره دارای اثر منفی بر تولید ناخالص داخلی بوده است به طوری که این اثر منفی در دوره‌ی پنجم به ۰،۰۲- نیز می‌رسید. بعد از دوره‌ی پنجم اثر مثبت شاخص مذکور شروع می‌شود؛ به طوری که از دوره‌ی شانزدهم به بعد دارای اثری مثبت و دائمی بر تولید ناخالص داخلی می‌باشد. بنابراین نمودار مذکور نشان می‌دهد این شاخص سرمایه‌ی انسانی اثر مثبت و دائمی خود را در بلندمدت نشان می‌دهد و در کوتاه‌مدت اثر منفی بر تولید ناخالص داخلی دارد و یک مسیر U شکل را طی می‌کند.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مقاله، با مروری بر مبانی نظری و مطالعات تجربی در زمینه‌ی سرمایه‌ی انسانی و اهمیت و نقش آن در تولید و رشد اقتصادی سعی شد مدل مناسب برای بررسی تأثیر سرمایه‌ی انسانی بر تولید ناخالص داخلی انتخاب شود که در این میان مدل به کار گرفته شده توسط جیمز ریمو (۱۹۹۵) انتخاب و مورد استفاده قرار گرفت. ازاین‌رو تابع تولید کاب-داگلاس برای بررسی نقش و تأثیر سرمایه‌ی انسانی بر تولید ناخالص داخلی به عنوان یک نهاده‌ی تولیدی، به کارگرفته شد. با توجه به این‌که سرمایه‌ی انسانی و نقش آن در رشد و تولید اقتصادی محصول یک فرایند بلندمدت است، در این مطالعه از تکنیک سنجی هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس برای بررسی رابطه‌ی بلندمدت و از روش تجزیه واریانس و تابع عکس‌العمل آنی برای تحلیل رابطه‌ی کوتاه‌مدت عوامل تولید (نیروی کار، موجودی سرمایه‌ی فیزیکی و سرمایه‌ی انسانی) با تولید ناخالص داخلی استفاده شد.

Archive of SID

www.SID.ir

نتایج حاصل از برآورد روابط بلندمدت متغیّرها بیان کننده‌ی وجود رابطه‌ی مثبت نیروی کار، سرمایه‌ی فیزیکی و سرمایه‌ی انسانی با تولید ناخالص داخلی است. متوسط سال‌های تحصیل شاغلان و تعداد دانش‌آموزان مقطع متوسطه شاخص‌های مورد استفاده برای سرمایه‌ی انسانی در این مطالعه می‌باشند؛ ضرایب به دست آمده برای شاخص‌های سرمایه‌ی انسانی که بیان کننده‌ی کشش تولید ناخالص داخلی نسبت به این شاخص‌ها هستند، نشان می‌دهد که کشش تولیدی متوسط سال‌های تحصیل شاغلان برابر ۰,۲۵ و بیشتر از کشش تولیدی تعداد دانش‌آموزان مقطع متوسطه (۰,۰۴) است. به عبارتی می‌توان گفت از آن‌جا که سال‌های تحصیل شاغلان مستقیماً با دانش و مهارت نیروی کار شاغل مرتبط است، لذا دارای اثر بیشتری بر تولید ناخالص داخلی است.

نتایج حاصل از تجزیه واریانس نشان می‌دهد، در کوتاه‌مدت خطای وایانس پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی توسط خودش توضیح داده می‌شود و در بلندمدت از این مقدار کاسته شده و متغیّرهای نیروی کار، سرمایه‌ی فیزیکی و سرمایه‌ی انسانی خطای پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی را توضیح می‌دهند و با توجه به این‌که سرمایه‌ی انسانی در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت می‌تواند خطای پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی را توضیح دهد، می‌توان گفت که تأثیر سرمایه‌ی انسانی بر تولید ناخالص داخلی، فرایندی بلندمدت است. هم‌چنین نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل آنی بیان می‌کند که در کوتاه‌مدت متغیّر تعداد دانش‌آموزان مقطع متوسطه (شاخص سرمایه‌ی انسانی) دارای اثر منفی بر تولید ناخالص داخلی است و بعد از وقفه‌ی پانزده ساله دارای اثر مثبت و دایمی بر تولید کشور می‌باشد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت اولاً فرایند تأثیر سرمایه‌ی انسانی بر تولید، یک فرایند بلندمدت است ثانیاً، میزان و نحوه‌ی اثرگذاری سرمایه‌ی انسانی بر تولید ناخالص داخلی بر نوع شاخص مورد استفاده برای سرمایه‌ی انسانی بستگی دارد و لذا منطقی است که تأثیر سرمایه‌ی انسانی بر رشد و تولید، با تأکید بر شاخص مورد استفاده برای سرمایه‌ی انسانی صورت گیرد.

با توجه به این‌که در این مطالعه سرمایه‌ی انسانی(بخش آموزش) از عوامل مؤثر بر تولید ناخالص داخلی است و به لحاظ این‌که با وقفه‌ی زمانی بیشتری دارای اثر مثبت بر تولید ناخالص داخلی است، لذا کاهش این وقفه‌ی زمانی از طریق بهبود کیفی آموزش نیروی کار و اتّخاذ سیاست‌هایی که به تسریع اثر مثبت سرمایه‌ی انسانی بر تولید داخلی منجر شود، توصیه سیاستی این مطالعه است و پیشنهادهایی برای نیل به این مقصود در ذیل ارائه می‌شود:

الف- دولت در زمینه‌ی تحقیقات در علوم پایه و تحقیقات دانشگاهی که منافع عمومی زیادی دارد، حمایت‌های مالی و غیرمالی گسترده‌ای انجام دهد تا با گسترش انگیزه‌ی تحقیق و توسعه در کشور، در بلندمدت منافع اجتماعی این موضوع، مسیر رشد و توسعه‌ی اقتصادی کشور را

Archive of SID

www.SID.ir

هموار سازد. در ضمن موقعیت‌های جذّاب تحصیلی و مالی برای افراد نخبه در کشور فراهم شود تا این افراد در داخل کشور به تحقیق، تولید علم و پیشرفت دانش کمک کنند و از استعداد و توانایی‌های آنان برای پیشرفت و عملی کردن توانایی‌های بالقوّه‌ی کشور استفاده کنند.

ب- به طور کلی شناسایی روند رشد و تحول اقتصادی هر کشور منوط به شناسایی رفتار عوامل و بازیگران اصلی آن است. براساس نظریات نوین اقتصادی، خانواده‌ها به عنوان بازیگران اصلی اقتصادی تلقی می‌شوند و هرگونه برنامه‌ریزی بدون توجه به رفتار خانواده‌ها دارای تأثیراتی مبهم و یا بی‌تأثیر خواهد بود. بنابراین با در نظر داشتن نقش و اهمیت زیاد سرمایه‌ی انسانی و نیز اهمیت و نقش خانوارها، پیشنهاد مشخص در این زمینه، کمک به خانوارها جهت بهبود و افزایش قابلیت‌ها و توانایی‌های فرزندان است.

ج- تحصیلات، تنها در صورتی به رشد اقتصادی بیشتر می‌انجامد که از افراد تحصیل‌کرده در جایی که موجب افزایش بهره‌وری در تولید می‌گردد، استفاده شود. بنابراین تلاش در جهت کاربردی کردن تحصیلات، استفاده از دانش نوین در عرصه‌های مختلف علمی و به کارگیری دانش‌آموختگان در تخصص‌های تحصیلی خود، از شروط تأثیرگذاری مثبت آموزش بر رشد اقتصادی است.

یادداشت ها :

۱-شایان ذکر است که داده‌های متوسط سال‌های تحصیل شاغلان در مطالعه‌ی نیلی تا سال ۱۳۷۹ برآورد شده است. در مطالعه‌ی حاضر، این متغیّر با استفاده از ریز داده‌های مرکز آمار تا سال ۱۳۸۲ گسترش داده شد. لذا هنگام استفاده از این شاخص سرمایه‌ی انسانی، بازه زمانی به ۱۳۸۲-۱۳۴۶ تعدیل می‌شود.

۲- حرف L در اول تمامی متغیّرها نشانه ی لگاریتم متغیّرهای مورد استفاده است.

۳- اعداد داخل پرانتز بیان کننده‌ی انحراف معیار متغیّرهاست.

۴- اعداد داخل پرانتز بیان کننده‌ی انحراف معیار متغیّرهاست.

منابع و مآخذ

- Abrishami H., Mohseni R. (2002), Fluctuations Oil Export and Economic Growth, **Journal of Researches Iran Economic**, vol 13. pp 1-32. in Persian
- Amini A., Neshat M, (2005), Estimate time series of Capital Stock for Iran Economic in period 1959-2002, **Plan and Budget Journal**, vol 9. in Persian.
- Barro, Robert J. and Jong Wha Lee. (1997), Schooling Quality in a Cross Section of Countries; **World Bank**. Working Paper, 6198.
- Benhabib, Jess. And Spiegel Mark. (1994), The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Cross National Aggregate Data, **Journal of Monetary Economics**.

Archive of SID

www.SID.ir

- Bils, Mark and Klenow, Peter J. (2000), Does Schooling Cause Growth? **NBER**.
- Blankenau, W.(2005), public schooling, collegesubsidies and growth, **Journal of Economic Dynamics & Control**, Vol.29, pp.487-507.
- Blankenau, W.F. and Simpson, N.P.(2004), Public education expenditures and growth**, Journal of Development Economics**, Vol.73, pp.583-605.
- Cassou, S., Lansing, K.(2003), Tax Reform and Useful Public Expenditures**. Manuscript**.
- **Data of Central Bank of Iran**, Annual Statistics. in Persian.
- Denison, E. (1967), Why growth rates differ, **Pastwar Experiences Nine Western countries**, Washington, D.C.: Brooking.
- Eckstein, Z., Zilcha, I. (1994), The eBects of compulsory schooling on growth, income distribution and welfare, **Journal of Public Economics** 55, 339–359.
- Elmi Z., Karimi P., and Kasraei K., (2006), The Effect of Education on Income of Iran Urban Individuals by Multi Level Methods in 2003, **Journal of Economic Research,** vol 74, pp 1-14. in Persian.
- Glomm, G., Ravikumar, B. (1992), Public versus private investment in human capital: endogenous growth and income inequality, **Journal of Political Economy** 4, 818–834.
- Glomm, G., Ravikumar, B.(1997), Productive government expenditures and long-run growth**, Journal of Economic Dynamics and Control** 21, 183–204.
- Griliches, Zvi (1964), Research expenditures, education and the aggregate agricultural production function, **American Economic Review**, Vol.54, No.6.
- Hojo, M.(2003), An indirect of education on growth, **Economics Letters**, Vol.80, PP.31-34.
- Islam, Nazrul. (1995), Growth Empirics: A Panel Data Approach, **The Quarterly Journal of Economics,** Vol 110, PP. 1127-1170.
- Kaganovich, M., Zilcha, I., 1999. Education, social security and growth. Journal of Public Economics 71, PP. 289–309.
- Komijani A., and Elmi Z., (2005), The Effect of Human Capital on Income, **Agriculture and Development Economic Journal, for Productivity and Efficient**, pp 91-123. in Persian.
- Lau, Lawrence J.; Jamison, Dean T. and Louat, F. F. (1991), Education and Productivity in Developing Countries: An Aggregate Production Function Approach, **Policy Research Working Paper** 612, World Bank.
- Nili M., and Nafisi Sh., (2003), The Relationship of Human Capital and Economic Growth with Considering Labor Education Distributions, **Journal of Researches Iran Economic,** vol 17, pp 1-31. in Persian.

Archive of SID

www.SID.ir

- Nili M., and Nafisi Sh., (2005), Estimation of Human Capital by average Education years of Iran Labor (1966-2000), **Journal of Researches Iran Economic,** vol 25, pp 1-22. in Persian.

- Oketch, M.O.(2006), Determinants of human capital formation and economic growth of African countries, **Economics of Education Review**, vol.25, PP.554-564.
- Park, Jungsoo (2006), Dispersion of human capital and economic growth**, Journal of Macroeconomics**, 28, pp. 520-539.
- Pritchett, Lant. (1996). Where Has All the Education Gone? Policy Research, **World Bank**, Working Paper, 1581.
- Pour Faraj A. (2005), Government Expenditure for Human Capital and its role on Economic Growth**, Journal of Economic Research**, vol 69, pp 57-86. in Persian.
- Raymo, James (1995), Are investment in high education productive: evidence from Japanese time series data, **Osaka city university economic review**, Vol. 39, No.1.
- Sadegi M., and Emadzadeh M., (2003), Estimate Human Capital Share in Iran Economic Growth in period 1966-2001, **Journal of Researches Iran Economic**, vol 17, pp 79-98. in Persian.
- Schultz, T.W. (1961), Investment in human capital, **American Economic Review**, Vol.51.
- Shoar Gods F., (2001), The Impact of Human Capital on Economic Growth and Iran Development in period 1979- 1996**, Faculty of Humanities and Socialites**, Tabriz University. in Persian.
- Taeebi K., and Arbabian Sh., (2003), The Long run and Short run Effects of Education on Industrial Exports Supply for Iran, **Journal of Researches Iran Economic** , vol 16, pp 1-22. in Persian.
- Tagavi M., and Mohammadi H., (2005), The Impact of Human Capital on Economic Growh for Iran**, Economic Researches**, pp 14-43. in Persian.
- Tari F., Arzromchiler N., (2002), The impact of Formal Education on Economic Growth for Iran, **Journal of Researches Iran Economic,** vol 11, pp 95-114. in Persian.
- Todaro, Micheal P. (1997), **Economic Development**, sixth edition.
- Walters and Rubinson (1983), Education expansion and economic output in the United States 1890-1969: aproduction function analysis, **American Sociological Review,** Vol.48.

Archive of SID

www.SID.ir