روش همگرایی آزمون باند، تعامل بین سرمایه انسانی و بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران

دکتر محمد طاهر احمدی شادمهری،* دکتر علی اکبر ناجی میدانی،
فرشته جندقی میبدی

دریافت: 1389/7/15 پذیرش: 1389/11/5

چکیده[1]

بهره‌وری کل عوامل تولید به عنوان منبع پویا و دائمی رشد اقتصادی تحت تاثیر عوامل مختلفی قرار دارد؛ که بر اساس نظریه‌های موجود، سرمایه انسانی به عنوان یکی از مهمترین عوامل اثرگذار شناخته می‌شود. بنابراین در مطالعه حاضر نقش سرمایه انسانی در ارتقای بهره‌وری کل عوامل تولید در اقتصاد ایران برای دوره زمانی 1357 تا 1384 مورد ارزیابی قرار گرفت. در این راستا برای سرمایه انسانی دو بعد سلامت و آموزش در نظر گرفته شد و اثر آنها در کنار سایر عوامل موثر برسطح بهره‌وری بررسی گردید. نتایج حاصل از برآورد مدل با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)[2] نشان می‌دهد که، متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار و نسبت مخارج بهداشتی به تولید ناخالص داخلی (به عنوان جانشین‌های سرمایه انسانی از نوع آموزش و سلامت) اثر مثبت و معنی‌دار بر سطح بهره‌وری دارند. نتایج آزمون علیت نیز، وجود رابطه علی یک طرفه را ازسوی سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید تأیید می‌نماید.

کلمات کلیدی: بهره‌وری کل عوامل تولید، سرمایه انسانی، آزمون باندARDL[3] آزمون علیت، ایران.
طبقه‌بندی JEL: C32, J24, O40

* به ترتیب، استادیاران و کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد. mmm1326@yahoo.com

1- این مقاله از پایان نامه کارشناسی ارشد با عنوان «نقش سرمایه انسانی در ارتقای بهره وری کل عوامل تولید در اقتصاد ایران» استخراج شده است.

2- Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)
3- ARDL Bounds Test

1- مقدمه

به دلیل ارتباط نزدیک رشد اقتصادی و رفاه جوامع، بسیاری از اقتصاددانان به دنبال شناخت منابع رشد اقتصادی می‌باشند.بر اساس نظریه‌های موجود می‌توان گفت که رشد اقتصادی از دو طریق ایجاد می‌شود؛ یکی از طریق انباشت عوامل تولید (نیروی کار، سرمایه و...) و دیگری از طریق رشد بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP).[1] از سویی دیگر رشد بهره‌وری کل، با استفاده بهینه از منابع تولید حاصل می‌شود؛ بنابراین رشد بهره‌وری کل عوامل تولید علاوه بر این‌که یکی از مهمترین منابع تامین کننده رشد اقتصادی است، به استفاده بهینه از منابع تولید منجر شده و رشد و توسعه اقتصادی را تضمین می‌کند. همبستگی مثبت بین رشد شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد GDP در اقتصاد ایران، در نمودار (1) به تصویر کشیده شده است. همانگونه که مشخص است درسال‌هایی که شاخص بهره‌وری افزایش یافته، GDP روند صعودی داشته است و بالعکس.

امروزه بسیاری از اقتصاددانان بر این باورند که سرمایه انسانی یکی از مهمترین عوامل تعیین کننده بهره‌وری است (لوکاس[2] (1988)؛ رومر[3] (1990)). مطالعات بسیاری نیز به بررسی نقش این عامل بر بهره‌وری و رشد اقتصادی پرداخته و اثر مثبت آن را مورد تأیید قرار داده‌اند(بارو[4] (1991)؛ انگلبرچت[5] (1997)؛ آستریا[6] (1998)؛ بلوم و دیگران[7] (2004)).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- Total Factor Productivity (TFP)
2- Lucas
3- Romer
4- Barro
5- Engelberchet
6- Austria
7- Bloom et al

نمودار (1): روند رشد شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید و تولید ناخالص داخلی طی دوره 57- 1384

از آنجا که سرمایه انسانی دارای ابعاد مختلفی است، مطالعه حاضر با در نظر گرفتن دو بعد آموزش و سلامت برای سرمایه انسانی، به بررسی نقش این عامل در ارتقای بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران برای دوره زمانی 1357-1384 می‌پردازد و اثر آنها، در کنار متغیرهای موجودی سرمایه سرانه نیروی کار و تورم بر سطح بهره‌وری مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. بر این اساس تاثیر مثبت هر دو بعد سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران فرضیه‌های این مطالعه را تشکیل می‌دهند. به منظور آزمون فرضیه ها و برآورد مدل از روش آزمون باند ARDL استفاده می‌شود و با به کارگیری آزمون علیت در چاچوب مدل‌های تصحیح خطا، وجود روابط علی کوتاه مدت و بلندمدت مورد بررسی قرار می‌گیرد.

بخش‌های باقی مانده این مقاله به صورت ذیل خواهند بود:

در بخش دوم مبانی نظری و پیشینه تحقیق ارائه می‌شود. بخش سوم به بررسی متدولوژی تحقیق، اعم از داده‌ها، روش اقتصادسنجی و تصریح مدل پرداخته و نهایتاً دو بخش پایانی، نتایج برآورد مدل و نتیجه گیری را ارائه می‌نمایند.

2- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

شاید بتوان آدام اسمیت را اولین فردی دانست که به رابطه اشتغال و بهره وری با آموزش توجه کرده است. بنظر وی اگرفردی با صرف وقت زیاد آموزش ببیند و وارد شغل متناسب و سازگار با مهارت و تخصص خود شود، با ارزش تر از یک ماشین گران قیمت است

(بومن، 1986، ص 74). به مرور زمان بحث در مورد مفهوم سرمایه انسانی با مطالعات فیشر[1] (1909)، مارشال[2] (1920) و سایرین دقیق تر شد؛ با این حال تا سال 1935 هیچگونه کار تجربی در این زمینه صورت نگرفت؛ تا این‌که والش[3] (1935) در چهارچوب یک مطالعه تجربی، مفهوم «سرمایه بکار رفته در انسان» را تجزیه و تحلیل کرد و به این نتیجه رسید که تمام هزینه هایی که صرف آموزش و پرورش و بهداشت انسان می شود یک نوع سرمایه گذاری است. در سال 1959، شولتز[4] در مقاله ای سرمایه انسانی را جواب معمای رشد سریع اقتصادی در سال‌های 1929 تا 1959 دانست. تا سال 1962، شولتز بحث‌های گذشته خود را تکمیل کرد. در همین سال، دنیسون[5] (1962) در مقاله خود نشان داد که آموزش از طریق اصلاح و توسعه مهارت و ظرفیت های تولیدی نیروی انسانی به رشد اقتصادی کمک می کند. وی در تلاش برای توصیف رشد اقتصادی ایالات متحده طی سال‌های 1910 تا 1960 به این نتیجه رسید که تعدادی «عوامل باقی مانده» وجود دارد که نمی‌توان آنها را از طریق الگوهای استاندارد رشد توضیح داد. از آن به بعد توجه محققان به عامل باقی مانده جلب شد وتلاش خود را برای تجزیه عامل باقی مانده و تعیین نقش آموزش در آن متمرکز کردند (انتظاری و زاده موسی،1380، ص33)

امروزه با مطالعات صورت گرفته، نقش سرمایه انسانی به عنوان یک منبع مهم رشد اقتصادی تأیید شده است (استکی،[6] (1991)؛ لوکاس، (1988)). محققان بسیاری دریافته‌اند که سرمایه گذاری در سرمایه انسانی، از طریق ایجاد تغییرات تکنولوژیکی و انتشار آن، به طورمعنی‌داری بهره‌وری را تحت تاثیر قرار می‌دهد. تئوری‌های سرمایه انسانی و رشد اقتصادی بر این فرض استوارند که دانش و مهارت‌های نهادینه شده در سرمایه انسانی به طور مستقیم

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- Fisher
2- Marshall
3- Walsh
4- Schultz
5- Denison
6- Stokey

بهـره‌وری را افـزایش داده (بکـر، (1962)؛ شـولتز ،(1961)) و ازایـن طریـق باعـث افـزایش ظرفیت‌های اقتصادی برای جذب تکنولوژی‌های جدید می‌شود (نلسون و فلپس، 1966، ص7).

در مدل‌های جدید رشد، نوآوری یک تعیین کننده مهم رشد اقتصادی محسـوب مـی‌شـود. اخیراً، این مساله کاملا تأیید شده کـه تکنولـوژی‌هـای جدیـد یـک عامـل هـدایت کننـده رشـد بهره‌وری بلندمدت محسوب می‌شـوند (کـو و دیگـران، 1995، ص139). بـه هـر حـال نـوآوری خود، تحت تاثیر سرمایه انسانی می‌باشد. سرمایه انسانی می‌تواند بـه عنـوان یـک نهـاده وارد تـابع تولید شود که در این صورت تولید کل را به موجودی نهـاده‌هـای تولیـدی مـرتبط مـی‌سـازد؛ و می‌تواند به عنوان شاخصی از بهره‌وری کل باشد که به واسطه تعاملش با موجـودی دانـش فنـی، تعیین کننده نرخ پیشرفت فنی باشد (تیکسیرا و فورتونا، 2004، ص208).

آموزش و پرورش، ظرفیت و بینش علمی، فنی و فناوری مردم را برای انجام تحقیقـات کاربردی، اختراع و اکتشاف افزایش داده و موجب می‌گردد نیروی کار خود را با تغییـرات مداومی که در فناوری کالاهای صنعتی ایجاد می‌شود تطبیق دهد و بتوانـد از ماشـین‌آلات، تجهیزات و فناوری‌های پیشرفته، بهتر استفاده نماید. در واقع هر چه میزان تحصیلات بـالاتر باشد، فرایند یادگیری مسائل پیچیده فنی و حرفه‌ای با سهولت و دقت بیشتری میسر می‌شـود که این موضوع سبب افزایش بهره‌وری عامل کار و تحولات فناورانه می‌گردد.

اما باید به این نکته نیز توجه نمود که وقتی صحبت از سرمایه انسانی به میـان مـی‌آیـد منظـور فقط بعد آموزشی سرمایه انسانی نیست؛ در واقع سرمایه انسانی دارای ابعاد دیگری مثـل سـلامت نیز می‌باشد که در نظر نگرفتن آن به عنـوان یـک جنبـه مهـم از سـرمایه انسـانی منجـر بـه نادیـده گرفتن یک عنصر مهم رشد اقتصادی و بهره‌وری می‌شود (بلوم و دیگران، 2004).

اگرمخارج بهداشتی به عنوان یک سرمایه گذاری برای انباشت سرمایه‌های انسانی تلقی گردد (موشکین[1] (1962)؛ ون زن و مویسکن[2] (2001))، در آن صـورت بـا در نظـر گـرفتن

1- Mushkin
2- Van Zon & Muysken

سرمایه انسانی به عنوان موتور رشد اقتصادی(لوکاس، 1988)، هر افزایشی در مخارج بهداشتی از طریق بهبود در موجودی سرمایه انسانی، افزایش درآمد را در پی خواهد داشت. افزایش در مخارج بهداشتی در صورتی که منجر به افزایش امید به زندگی افراد جامعه شود، باعث افزایش عرضه نیروی کار و در نتیجه تولید خواهد شد. همچنین با توجه به این‌که نیروی کار سالم تر دارای انگیزه و بهره‌وری بالاتر است، بنابراین مخارج بهداشتی در صورتی که سلامت افراد جامعه را ارتقاء بخشد، می‌تواند از طریق بهبود بهره‌وری منجر به افزایش تولید شود (مویسکن و دیگران،2003،ص135).

عامل مهم دیگر تورم است که به اعتقاد اکثر اقتصاددانان تاثیرمعکوس بر بیشتر متغیرهای اقتصادی از جمله رشد بهره‌وری و تولید دارد. تورم باعث کاهش درمخارج سرمایه گذاری و بنابراین، کاهش انباشت سرمایه می‌شود. یک سیاست ضد تورمی منجر به بهبود در تخصیص منابع می‌شود و بنابراین، سطح تولید را بهبود خواهد بخشید. اما بهبود در فرایند نوآوری باعث خواهد شد که سیاست ضد تورمی اثر مثبت بر رشد بهره‌وری داشته باشد(صمدی و دیگران، 1385،ص 66). تورم منجر به درک اشتباه از سطوح قیمت‌های نسبی و منحرف کردن علائم و نشانه‌های قیمتی شده و بنابراین، برنامه‌های سرمایه گذاری را غیرکارا می‌نماید. این عمل باعث خواهد شد که کارگزاران اقتصادی نتوانند به صورت کارا عمل کنند. پس تورم تاثیرمعکوس بر بهره‌وری خواهد داشت(برنسون،1979،ص 382-385).

به طور کلی درباره عوامل تعیین کننده بهره‌وری کل عوامل تولید، مطالعات بسیاری صورت گرفته که می‌توان آنها را به دو دسته مطالعات داخلی و خارجی تقسیم کرد. در مورد مطالعات خارجی، بارو (1991) بر اساس اطلاعات 98 کشور جهان طی دوره 1960-1985، به بررسی عوامل موثر بر رشد می‌پردازد و فرض می‌کند کشورهایی که موجودی سرمایه انسانی بیشتری دارند، رشد بهره‌وری بیشتری داشته و سریعتر رشد می‌کنند. نتیجه کار وی نقش مهم و کلیدی سرمایه انسانی در رشد اقتصادی را از مجرای رشد بهره‌وری

کل عوامل تولید تأیید می‌کند. آستریا (1998)، عوامل موثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید کشور فیلیپین را مورد بررسی قرار داده است و بیان می‌دارد که بهره‌وری کل عوامل تولید بستگی به جریان سرمایه گذاری مستقیم خارجی، تجارت بین الملل، انباشت سرمایه R&D داخلی و خارجی، شدت سرمایه و سرمایه انسانی دارد. بریو کاسترو و دیگران[1] (2002) با استفاده از داده‌های پنل 21 کشور OECD به بررسی رابطه بین R&D بین الملل، سرمایه انسانی و بهره‌وری برای دوره زمانی 1966-1995 پرداخته‌اند. نتایج کار آنها نشان می‌دهد که سرمایه انسانی و R&D اثر مثبت بر بهره ور ی دارد.

کستیگلیونسی و اورنقی[2] (2003)، تعیین کننده‌های اصلی رشد بهره‌وری کل عوامل را دربنگاه‌های اسپانیا بررسی کرده‌اند و نتیجه می‌گیرند که رقابت و سرمایه انسانی بر رشد بهره‌وری کل عوامل اثرمثبت دارند. آسکاری و کاسمو[3] (2004)، تعیین کننده‌های بهره‌وری کل عوامل تولید اسپانیا را درخلال دوره 1985-2000 مورد ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج کار آنها نشان می‌دهد که فعالیت‌های تحقیق و توسعه و سرمایه انسانی اثر مثبت بر بهره‌وری دارد. تیکسیرا و فورتونا[4] (2004) با استفاده از روش همگرایی یوهانسن (1988)، به بررسی اثر متقابل سرمایه انسانی و واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه ای بر بهره‌وری کل عوامل تولید کشور پرتغال پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که اثر متقابل بین واردات فناوری و پیشرفتهای آموزشی بر بهره‌وری اثر مثبت داشته است.

کلی و نئومایر[5] (2005)، اثر کمبود سلامت را بر بهره‌وری کل عوامل با استفاده از داده‌های 1966-1994 برای 54 کشور مورد ارزیابی قرار دادند و نتیجه می‌گیرند که سلامت کم، بهره‌وری را کاهش می‌دهد. مسترومارکو و قش[6] (2009)، با استفاده از

1- Barrio-Castro et al
2- Castiglonesy & Oranag
3- Ascari & Casmo
4- Teixeira & Fortuna
5- Cole & Neumayer
6- Mastromarco & Ghosh

داده‌های پنل 57 کشور در حال توسعه برای دوره 1960-2000 به بررسی کانال‌های مهم اثرگذار بر بهره‌وری پرداخته‌اند. نتایج حاصله بیانگر این است که FDI، واردات کالاهای سرمایه‌ای، R&D و سرمایه انسانی همه کانال‌های مهمی برای بهبود بهره‌وری هستند، اما اثر سه عامل اول بستگی قطعی به سطح انباشت سرمایه انسانی دارد. برونزینی و پیسلی[1] (2009) با استفاده از تکنیک هم انباشتگی پنل، به بررسی ارتباط بلندمدت بین بهره‌وری کل عوامل، R&D، سرمایه انسانی و زیرساختارهای عمومی بین بخش‌های ایتالیا می‌پردازند و نتیجه می‌گیرند که سرمایه انسانی اثر قوی تری بر بهره‌وری دارد؛ ضمن این‌که نتایج آزمون علیت، تنها وجود رابطه علی یک طرفه را از سوی سرمایه انسانی بر بهره‌وری تأیید می‌کند.

در مورد مطالعات داخلی، فرهادی و باستانی(84) با استفاده از داده‌های پنل 9 زیر بخش صنعتی به بررسی اثر تجارت خارجی بر سطح و رشد بهره‌وری عوامل تولید در ایران پرداخته‌اند و در کنار شاخص درجه باز بودن اقتصاد از متغیرهای دیگری مثل متوسط تولید عامل سرمایه و سرمایه انسانی استفاده کرده‌اند و نتیجه می‌گیرند که سرمایه انسانی اثر مثبت بر بهره‌وری دارد، اما اثر آن در مقایسه با دو عامل دیگر کمتر است. مرادی و صفوی (84)، به بررسی مولفه‌های مهم و موثر بر رشد بهره‌وری عوامل تولید بخش بازرگانی ایران پرداخته‌اند و نتیجه می‌گیرند که سرمایه انسانی بیشترین اثر مثبت و تورم بیشترین اثر منفی را بر رشد بهره‌وری دارد. کمیجانی و صلاحی(1386)، نحوه اثرگذاری سرمایه انسانی، تحقیق و توسعه، فناوری اطلاعات و ارتباطات و صادرات را بر رشد اقتصادی و بهره‌وری بخش صنعت ایران برای دوره زمانی 73-1384 بررسی کرده‌اند. نتایج حاصله بیانگر این است که سرمایه فیزیکی بیشترین اثر را بر بهره‌وری دارد و صادرات و سرمایه انسانی اثر معنی‌داری ندارند. عمادزاده و دیگران (1386)، با استفاده از مدل سدریم و تیل (2003) به

1- Bronzini & Piselli

بررسی تأثیر تجارت خارجی و سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی پرداخته‌اند و نتیجه می‌گیرند که سرمایه انسانی تاثیر مثبت بر بهره‌وری و رشد اقتصادی دارد. امینی و حجازی آزاد(1387)، عوامل موثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید را طی دوره زمانی 47-1383 بررسی کرده‌اند و نتیجه می‌گیرند که در بلندمدت سرمایه تحقیق و توسعه دولتی، سرمایه انسانی و نرخ بهره برداری از ظرفیت ها اثرات مثبت و معنی‌دار بر بهره‌وری داشته‌اند.

کلیه مطالعات صورت گرفته در این زمینه به خوبی موید تاثیرمثبت سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید می‌باشد. با اتکا به مبانی نظری و مطالعات انجام شده، بهره‌وری را تابعی از سرمایه انسانی، موجودی سرمایه سرانه نیروی کار و تورم در نظر می‌گیریم.

3- متدولوژی تحقیق

بهره‌وری کل عوامل تولید، به افزایش تولید ناشی از افزایش در کارایی - افزایش سطح مهارت ها، تحصیلات نیروی کار، تکنولوژی و غیره – دلالت دارد که خود باعث افزایش در ارزش افزوده و رشد اقتصادی خواهد شد. سرمایه انسانی نیز عبارت است ازتغییر و تحولات مثبتی که با انجام سرمایه گذاری در انسان به وجود می‌آید و باعث ارتقاء و بهبود ظرفیت تولیدی افراد جامعه می‌شود و دارای سه بعد اصلی آموزش، سلامت و تجربه می‌باشد که دراین مطالعه تنها به بررسی دو بعد آموزش و سلامت پرداخته ایم و از بررسی بعد دیگر (تجربه) به دلیل در دسترس نبودن داده‌ها و اطلاعات اجتناب کرده‌ایم. اما نکته حائز اهمیت این است که برای ابعاد سرمایه انسانی، شاخص‌های مختلفی ارائه شده است که استفاده از هر یک از آنها، نتیجه متفاوتی را به دنبال خواهد داشت؛ لذا ما سعی کردیم از میان شاخص‌های موجود، مناسب‌ترین شاخص را انتخاب نماییم تا نتایج حاصل از برآورد الگو از اطمینان بیشتری برخوردار باشد.

جنبه آموزشی سرمایه انسانی را اصطلاحاً برخورداری آموزشی[1] می نامند که متداول ترین شاخص‌هایی که برای ارزیابی آن ارائه شده‌اند عبارتند از: نرخ ثبت نام،[2] هزینه‌های آموزشی، نرخ باسوادی، تعداد متخصصان و مهندسان و تکنسینها، متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار،[3] نسبت شاغلان دارای تحصیلات عالی به کل شاغلان و غیره؛ که در این بین دو شاخص اول، شاخص‌هایی از نوع نهاده بوده و بقیه شاخص‌های از سنخ ستاده می‌باشند.

توجه به این نکته ضروری می‌باشد که وقتی به دنبال شاخصی برای برخورداری آموزشی می‌گردیم، شاخص مزبور شاخصی از سنخ ستاده باشد نه نهاده؛ زیرا درغیر این صورت سایر جنبه‌های آموزش و همچنین چهارچوب فنی تولید محصول در فرآیند آموزش، یعنی برخورداری آموزشی نادیده گرفته می‌شود (دیندارلو و نوفرستی، 1384،ص 198). لذا ما از میان شاخص‌هایی که از سنخ ستاده هستند، شاخص متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار را انتخاب کرده‌ایم که نسبت به سایر شاخص ها ارجحیت دارد؛ زیرا اولاً، مانند شاخص نرخ باسوادی تنها اولین مرحله از تحصیل را مد نظر قرار نمی دهد و ثانیا مانند شاخص تعداد متخصصان و مهندسان و تکنسین‌ها نیست که تنها به برخورداری آموزشی قسمت کوچکی از جمعیت توجه کند و برخورداری آموزشی سایر اقشار جامعه را بی‌اهمیت فرض نماید و ثالثا، یک شاخص موجودیا سطح است؛ در واقع این موجودی جریان[4] آموزشی است که ایجاد کننده سطوح برخورداری آموزشی در آینده است. به‌علاوه این شاخص به تکرر در مطالعات مختلف مورد استفاده قرار گرفته است (برونزینی و پیسلی (2009)؛ کریسپلتی و مارکنی[5] (2005)؛ آسکاری و کاسمو (2004)؛ انگلبرچت (2002)).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- Educational Attainmen
2- Enrollment Ratio
3- Average Years of Schooling
4- Stocki
5- Crispolti& Marconi

از جمله شاخص‌هایی که برای بعد دیگر سرمایه انسانی (سلامت) ارائه شده‌اند عبارتند از: شاخص امید به زندگی، مخارج بهداشتی، تغذیه و غیره. شاخص امید به زندگی، نشان دهنده کیفیت زندگی و متاثر از برنامه‌های اجتماعی، مراقبت بهداشتی، آرامش روانی و تغذیه سالم است. در واقع اگر هزینه‌های بهداشت و درمان به میزان کافی باشند و کارایی استفاده از این منابع در سطح بالایی باشد، می‌توان انتظار داشت شاخص‌های مربوط به سطح بهداشت و سلامتی ارتقاء یابند (امینی و حجازی،1386، ص 138). مخارج بهداشتی نیز شامل مجموع هزینه‌های بهداشتی به استثناء هزینه‌های فراهم آوردن خدمات زیر بنایی بهداشتی نظیر شبکه‌های آب و فاضلاب می‌باشد. در بیشتر مطالعات صورت گرفته، بر روی امید به زندگی به عنوان شاخصی برای اندازه گیری سلامت تاکید می‌شود (بلوم و دیگران (2004)؛ بلوم و کنینگ (2005)؛ استرلی و لوین[1] (1997)؛ سنهادجی[2] (2000)) و این در حالی است که امید به زندگی تنها بیانگر نرخ مرگ و میر است (کلی و نئومایر،2005، ص4) و از سویی دیگر خود تابعی از وضعیت بهداشت و سلامت جامعه است؛ لذا در این مطالعه از شاخص مخارج بهداشتی استفاده کرده‌ایم.

موجودی سرمایه فیزیکی به روش موجودی گیری دائمی[3] (PIM)، توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی مورد محاسبه قرار گرفته و استفاده می‌شود. تورم را نیز به عنوان شاخص بی‌ثباتی اقتصادی برگزیدیم که به اعتقاد اکثر اقتصاددانان، تاثیر معکوس بر بیشتر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله رشد بهره‌وری و تولید دارد.

تحلیل حاضر دوره زمانی 57-84 را در بر می‌گیرد و کلیه داده‌ها به صورت سری زمانی و به قیمت ثابت سال 76 می‌باشند. در جدول (1) ما مقادیر بهره‌وری را به همراه سایر متغیرها برای برخی از سال‌ها ارائه کرده‌ایم. ارقام ارائه شده به خوبی بیانگر این هستند که

1- Easterly & Levin
2- Senhadji
3- Perpetual Inventory Method

علی رغم تاکیدات در برنامه‌های سوم و چهارم توسعه مبنی بر دستیابی به متوسط رشد سالانه 2/5 درصدی بهره‌وری، شاخص بهره‌وری در انتهای دوره مورد بررسی نسبت به ابتدای آن از افزایش قابل توجهی برخوردار نبوده و لذا تا دستیابی به اهداف تعیین شده فاصله زیادی باقی است. از سوی دیگر علی رغم بهبود شاخص‌های متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار و سرمایه سرانه نیروی کار (که اثر مثبت آنها بر بهره‌وری در بسیاری از مطالعات مورد تأیید قرار گرفته)، شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید روند صعودی مشخصی نداشته و در نوسان است (این نوسانات در نمودار (2) نشان داده شده است).

جدول (1): روند برخی از متغیرها به قیمت ثابت سال 1376

سال	بهره‌وری کل عوامل تولید (درصد)*	متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار (سال)*	مخارج بهداشتی (میلیارد ریال)**	سرمایه سرانه نیروی کار (میلیارد ریال به نفر)**
1357	119/362	3/14	2073/669	0/0783
1360	85/079	3/66	2536/31	0/0805
1365	92/255	4/54	2296/77	0/0759
1370	100/683	5/39	2774/622	0/0657
1375	100/227	6/29	2258/592	0/0679
1380	97/835	7/33	1986/782	0/0718
1384	102/39	7/94	1788/28	0/0788

*** و ** به ترتیب بیانگر ماخذ داده‌ها از سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور و بانک مرکزی می‌باشند.**

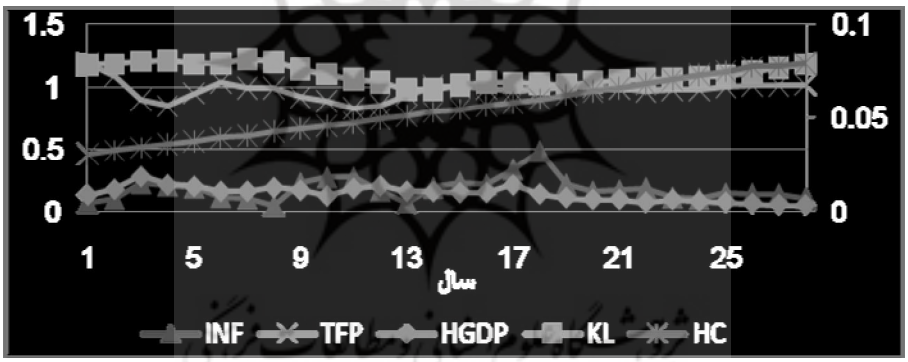
بنابراین در این مطالعه به دنبال این هستیم که نحوه و میزان اثرگذاری عوامل ذکر شده را بر بهره‌وری کل عوامل تولید ایران، مورد ارزیابی قرار دهیم؛ لذا با توجه به مطالب ارائه شده، مدل خود را به صورت زیر تصریح می‌کنیم:

$$LTFP_t = \alpha_0 + \alpha_1 LHC_t + \alpha_2 LHGDP_t + \alpha_3 LKL_t + \alpha_4 LINF_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

که در آن، (LTFP) لگاریتم بهره‌وری کل عوامل، (LHC) لگاریتم متوسط سال‌های تحصیل نیروی کاربه عنوان جانشین سرمایه انسانی از نوع آموزش، (LHGDP) لگاریتم نسبت مخارج بهداشتی به تولیدناخالص داخلی به عنوان جانشین سرمایه انسانی از نوع سلامت، (LKL) لگاریتم موجودی سرمایه سرانه نیروی کار،(LINF) لگاریتم تورم و ε_t جزء اخلال می‌باشد.

آمارهای سری زمانی بهره‌وری کل عوامل تولید، متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار و جمعیت شاغل از دفتر برنامه ریزی و مدیریت اقتصاد کلان سازمان مدیریت و برنامه ریزی کشور و آمارهای مربوط به تولید ناخالص داخلی، مخارج بهداشتی، تورم و موجودی سرمایه فیزیکی از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع آوری گردیده‌اند. به منظور برآورد مدل نیز از نرم افزار Microfit استفاده شده است.

نمودار (2): روند سری‌های زمانی بهره‌وری کل عوامل تولید، متوسط سال‌های تحصیل، مخارج بهداشتی، موجودی سرمایه سرانه و تورم برای دوره زمانی 1357- 1384



ماخذ: یافته‌های تحقیق

در این مطالعه برای این که وجود ارتباط سطحی بین متغیرها را آزمون کنیم از روش

آزمون باند ARDL پسران و دیگران[1] (2001)، استفاده می‌کنیم. این روش نسبت به سایر روش‌های آزمون همگرایی مثل انگل گرنجر[2] و یوهانسن – جوسیلیوس[3] مزیت‌هایی دارد. اول این‌که می‌توان این آزمون را، صرف نظر از این‌که متغیرهای مدل کاملا I(0)، (۱) I یا ترکیبی از هر دو باشند، به کار برد. دوم این‌که برخلاف روش انگل گرنجر، این روش پویایی‌های کوتاه مدت را در بخش تصحیح خطا وارد نمی کند (بنرجی و دیگران، 1993 و1998). سومین مزیت آن است که این روش را می‌توان با تعداد مشاهدات اندک نیز به کار برد، برخلاف روش‌های همگرایی انگل گرنجر و یوهانسن ــ جوسیلیوس که برای نمونه‌های کوچک قابل استفاده نیستند (نارایان و نارایان، 2004، ص102). و در نهایت این‌که، استفاده از این روش حتی زمانی که متغیرهای توضیحی درون زا هستند، ممکن می‌باشد (آلام و کوازی، 2003،ص93).

در روش آزمون باند ARDL، چنانچه Y_t متغیر وابسته و X_t متغیر توضیحی باشند، آنگاه به منظور تحلیل همگرایی نیازمند تخمین مدل تصحیح خطای نامقید (UECM)[4] زیرهستیم:

(2)

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \pi_{yy} Y_{t-1} + \pi_{xy} X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \vartheta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \varphi_i \Delta X_{t-i} + \theta W_t + \mu_t$$

که در آن π_{yy} و π_{xy} ضرایب بلندمدت، β عرض از مبدا و W_t بردار اجزاء برون زا مثل متغیرهای مجازی و غیره می‌باشد. مقادیر با وقفه ΔY و مقادیر باوقفه و جاری ΔX، پویایی‌های کوتاه مدت را نشان می‌دهند. فرآیند آزمون باند برای عدم وجود ارتباط سطحی بین Y و X از طریق صفر قرار دادن ضرایب سطوح با وقفه متغیرهای مذکور در معادله فوق به‌دست می‌آید. بنابراین فرض صفر مبنی بر عدم وجود همگرایی و فرض مقابل

1- Pesaran et al
2- Engel & Granger
3- Johansen & Juselus
4- Unrestricted Error Correction Model (UECM)

آن به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$\pi_{yy} = 0$ ، $\pi_{xy} = 0$

در این روش، دو حد بحرانی ارائه شده است؛ حد بالایی برای سری‌های زمانی I(1) و حد پایینی برای سری های I(0). چنانچه مقدار آماره F محاسبه شده از مقدار حد بالایی بیشتر باشد، فرض صفرعدم همگرایی رد می‌شود؛ و چنانچه مقدار F کمتر از حد پایینی باشد، فرض صفر رد نمی شود و در صورتیکه آماره F درون محدوده ها قرار گیرد، نمی توان نتیجه‌ای گرفت مگر این‌که، درجه انباشتگی متغیرها را بدانیم (پسران و دیگران، 2001، ص290). وقتی که وجود رابطه تعادلی بلندمدت اثبات گردید در مرحله دوم، ضرایب بلندمدت و ECM متناظر با آن به کمک روش ARDL برآورد می‌شود (نارایان و نارایان، 2004، ص103).

4- نتایج تجربی

قبل از انجام آزمون همگرایی باید مطمئن شویم که متغیرهای مورد بررسی، دارای درجه انباشتگی بیشتر از یک I(1) نیستند. در حالتی که متغیرها انباشته از درجه دو I(2) یا بیشتر باشند، مقدار آماره F محاسبه شده توسط پسران و دیگران (2001)، قابل اعتماد نیست (انگ،2007، ص 4775). به منظور تعیین درجه انباشتگی متغیرها از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)[1] و آزمون فیلیپس پرون (PP)[2] استفاده می کنیم.

جدول (2) نتایج هر دو آزمون را ارائه می کند. نتایج بیانگر این است که سری‌های زمانی LTFP، LHC، در سطح پایا هستند (سری‌های I(0))؛ در حالی‌که سری‌های LHGDP، LKL و LINF در سطح پایا نبوده ولی تفاضل مرتبه اول آنها پایاست (سری‌های I(1)). بنابراین مشکلی به لحاظ وجود متغیرهای I(2) وجود ندارد و می‌توانیم به نتایج حاصله اطمینان داشته باشیم.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- Augmented Dickey-Fuller (ADF)
2- Phillips-Perron (PP)

جدول(2): نتایج آزمون ریشه واحد با استفاده از آزمون‌های دیکی فولر و فیلیپس- پرون

متغیرها	آماره ADF (با عرض ازمبدا)	آماره ADF (با روند)	آماره PP (با عرض ازمبدأ)	آماره PP (با روند)	نتیجه
$\ln TFP_t$	-2/68*	38/-4	-3/78	-3/54	پایا
$\ln HC_t$	-0/51	-4/74	-1/81	-7/38	پایا
$\ln HGDP_t$	-0/52	-2/64	-3/41	-0/14	ناپایا
$\Delta\ln HGDP_t$	31/-5	-5/09	-12/17	-6/75	پایا
$\ln KL_t$	-0/15	-2/08	-0/11	-1/18	ناپایا
$\Delta\ln KL_t$	-2/43	-4/78	-2/65*	-2/97	پایا
$\ln INF_t$	-2/12	-2/47	-3/29*	-3/44	ناپایا
$\Delta\ln INF_t$	-4/17	-4/04	-7/24	-6/78	پایا

ماخذ: یافته‌های تحقیق

توجه: مقادیر بحرانی برای آماره‌های ADF و PP **با عرض از مبدا (و روند) در سطح معنی‌داری 5٪، 3/02- (3/67-) و 2/97- (3/58-) می‌باشند. همچنین مقادیر بحرانی این آماره ها برای تفاضل مرتبه اول متغیرها با در نظر گرفته عرض از مبدا (و روند) به ترتیب 3/04- (3/69-) و 2/98- (3/59-) می‌باشد.**

***، بر سطح معنی‌داری 10٪ دلالت دارد.**

گام دوم انجام آزمون همگرایی است که برای آن باید مدل های تصحیح خطای نامقید زیر را تخمین بزنیم:

(3)

$$\Delta\ln TFP_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{p}\beta_{1i}\ln TFP_{t-i} + \sum_{i=0}^{p}\varphi_{1i}\Delta\ln HC_{t-i} + \sum_{i=0}^{p}\sigma_{1i}\Delta\ln HGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{p}\gamma_{1i}\ln KL_{t-i} +$$

$$\sum_{i=0}^{p}\vartheta_{1i}\Delta\ln INF_{t-i} + \delta_{1TFP}\ln TFP_{t-1} + \delta_{2TFP}\ln HC_{t-1} + \delta_{3TFP}\ln HGDP_{t-1} + \delta_{4TFP}\ln KL_{t-1} + \delta_{5TFP}\ln INF_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

(4)

$$\Delta \ln HC_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^{p} \varphi_{2i} \Delta \ln HC_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \beta_{2i} \Delta \ln TFP_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \sigma_{2i} \Delta \ln HGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \gamma_{2i} \Delta \ln Kl_{t-i} +$$

$$\sum_{i=0}^{p} \vartheta_{2i} \Delta \ln INF_{t-i} + \delta_{1HC} \ln TFP_{t-1} + \delta_{2HC} \ln HC_{t-1} + \delta_{3HC} \ln HGDP_{t-1} + \delta_{4HC} \ln KL_{t-1} + \delta_{5HC} \ln INF_{t-1} + \varepsilon_{2i}$$

(5)

$$\Delta \ln HGDP_t = \alpha_3 + \sum_{i=1}^{p} \sigma_{3i} \Delta \ln HGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \beta_{3i} \Delta \ln TFP_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \varphi_{3i} \Delta \ln HC_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \gamma_{3i} \Delta \ln KL_{t-i} +$$

$$\sum_{i=0}^{p} \vartheta_{3i} \Delta \ln INF_{t-i} + \delta_{1HGDP} \ln TFP_{t-1} + \delta_{2HGDP} \ln HC_{t-1} + \delta_{3HGDP} \ln HGDP_{t-1} + \delta_{4HGDP} \ln KL_{t-1} + \delta_{5HGDP} \ln INF_{t-1} + \varepsilon_{3t}$$

در معادله (3)، زمانی که بهره‌وری کل عوامل تولید متغیر وابسته است، فرض صفر عدم وجود همگرایی و فرض مقابل آن به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$H_0: \delta_{1TFP} = \delta_{2TFP} = \delta_{3TFP} = \delta_{4TFP} = \delta_{5TFP} = 0$

$H_1: \delta_{1TFP} \neq \delta_{2TFP} \neq \delta_{3TFP} \neq \delta_{4TFP} \neq \delta_{5TFP} \neq 0$

و این معادله را به اختصار به صورت:

$F_{TFP}(LTFP|LHC,LHGDP,LKL,LINF)$ نشان میدهیم. برای سایر معادلات هم به همین صورت عمل می‌کنیم. جدول (3) نتایج آزمون همگرایی را نشان می‌دهد. مقدار آماره F محاسبه شده زمانی که بهره‌وری کل عوامل تولید متغیر وابسته است، برابر با 18/81 می‌باشد که بیشتر از مقدار بحرانی حد بالایی است؛ بنابراین یک رابطه تعادلی بلندمدت بین بهره‌وری و تعیین کننده‌های آن وجود دارد. لذا نتایج ما قویاً فرضیه وجود رابطه همگرایی بین متغیرها را تأیید می‌کند.

حال که وجود رابطه تعادلی بلندمدت اثبات گردید، نوبت به تخمین ضرایب بلندمدت و ECM متناظر با آن می‌رسد؛ بدین منظور v معادله (1) را با استفاده از روش ARDL برآورد می‌کنیم. نتایج این برآورد در جدول (4) ارائه شده است. کلیه ضرایب به لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای علامت مورد انتظار می‌باشند. به لحاظ مقداری، بیشتری ضریب متعلق به سرمایه سرانه نیروی کار می‌باشد، در حالی که تورم کمترین ضریب را

داراست. بر طبق نتایج به‌دست آمده، یک درصد افزایش در متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار و مخارج بهداشتی، بهره‌وری را به ترتیب حدود 0/47 و 0/27 افزایش می‌دهند. از سویی دیگر، افزایش درصدی مشابه در موجودی سرمایه سرانه نیروی کار و تورم به ترتیب باعث افزایشی به میزان 0/58 درصد و کاهشی به میزان 0/05 درصد در بهره‌وری می‌شوند.

جدول (3): نتایج آزمون همگرایی

مقادیر حدود بحرانی آماره F						
سطح معنی داری←	٪ 10		٪5		٪1	
حد بالا و پایین←						
٪ 10	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)
تعداد متغیرها ↓						
5 K =	3/41	4/68	2/62	3/79	2/26	3/35

آماره های F محاسبه شده :

F_{TFP} (LTFP|LHC, LHGDP, LKL, LINF) =۱۸/۸۱ [۰/۰۰۳]

F_{HC} (LHC|LTFP, LHGDP, LKL, LINF) = ۱/۷۳ [۰/۲۸۳]

F_{HGDP} (LHGDP|LTFP, LHC, LKL, LINF)= ۰/ ۸٤[۰/۵۷۱]

ماخذ: مقادیر بحرانی آماره F، از جدول F (پسران و دیگران، 300:2001) اخذ شده است. کلیه نتایج بر اساس یافته‌های تحقیق می‌باشد.

حال می‌توان مدل را مجددا به شکل تصحیح خطا در آورده و پویایی‌های کوتاه مدت و سرعت تعدیل تعادل را تحلیل کنیم. ضمن این‌که مدل تصحیح خطا به ما این امکان را می‌دهد که آزمون علیت گرنجری را بین متغیرها انجام داده تا جهت علیت را بین بهره‌وری و تعیین کننده‌های آن در بلندمدت و کوتاه مدت تعیین کنیم (گرنجر،1988).

جدول (4)، نتیجه برآورد ضرایب کوتاه مدت را به همراه بخش تصحیح خطای مربوطه ارائه می‌دهد. ضریب بخش تصحیح خطای با وقفه ((ecm(-1)، منفی و معنی‌دار و حدود 0/73 می‌باشد و نشان می‌دهد در صورت وارد شدن شوک و انحراف از تعادل، درهر دوره

0/73 درصد از عدم تعادل کوتاه مدت بهره‌وری برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. در این جدول علاوه بر ارائه ضریب تعیین (R^2)، نتایج آزمون‌های تشخیص و چندین آزمون دیگر گزارش شده است. آماره چی دو برای آزمون نرمال بودن پسماندها و همبستگی سریالی آنها به ترتیب برابر با 0/34 و 0/054 می‌باشد که بیانگر این است که پسماندها نرمال توزیع شده‌اند و وجود همبستگی سریالی در سطح معنی‌داری 1٪ و 5٪ بین پسماندها تأیید نمی‌شود. همچنین آماره چی دو برای واریانس ناهمسانی برابر 0/82 می‌باشد؛ بنابراین واریانس ناهمسانی تأیید نمی شود. لذا نتایج ارائه شده در این بخش اعتبار علمی مدل را تأیید می‌کنند.

جدول(4): نتیجه تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه مدت با استفاده از (2,0,2,1,0) ARDL برمبنای معیار SBC. (متغیر وابسته: $\ln TFP$)

تخمین ضرایب کوتاه مدت				تخمین ضرایب بلندمدت			
متغیرها	ضریب	آماره T	[احتمال]	متغیرها	ضریب	آماره T	[احتمال]
ΔLHC	0/350	3/434	**[0/003]**	LHC	0/475	3/103	**[0/007]**
ΔLHGDP	0/020	0/510	**[0/616]**	LHGDP	0/267	2/870	**[0/011]**
ΔLHGDP1	0/108	-3/119	**[0/006]**	LKL	0/581	2/377	**[0/030]**
ΔLKL	0/950	2/944	**[0/009]**	LINF	-0/053	-2/124	**[0/050]**
ΔLINF	-0/039	-2/61	[0/020]	C	6/549	8/530	**[0/000]**
ΔC	4/826	5/607	**[0/000]**				
ecm(-1)	-0/736	-5/874	[0/000]				

R^2=0/87 $\overline{R}^2$= 0/80 D.W= 2/45 F = 12/69[**0/000**] σ = **0/026**

آزمون‌های تشخیص:

χ^2_{SC} = 3/70 [0/054] χ^2_{Norm} = 2/10 [0/349]

χ^2_{FF} = 18/07 [0/000] χ^2_{H} = 0/048[0/825]

ماخذ: یافته‌های تحقیق

توجه : σ انحراف معیار رگرسیون است؛ χ^2_{SC} آزمون LM برای خود همبستگی، χ^2_{Norm} آزمون نرمالیتی جکوا- برا، χ^2_{FF} آزمون رمزی برای فرم تبعی و χ^2_{H} آزمون وایت برای واریانس ناهمسانی می‌باشند.

گام بعدی انجام آزمون علیت است. شرایط همگرایی بین متغیرهای مورد استفاده در مدل، به عنوان یک عامل مهم در تعیین روش صحیح برای آزمون علیت شناخته می‌شود. برای مثال در صورت عدم وجود همگرایی بین متغیرها، آزمون علیت بر مبنای یک مدل خود رگرسیون برداری (VAR)[1] و در صورت وجود همگرایی، آزمون بر اساس مدل تصحیح خطای برداری(VECM)[2] خواهد بود (نارایان،2005، ص 1207). از آنجایی که در مطالعه حاضر نتایج آزمون همگرایی، وجود همگرایی بین متغیرهای مدل را تأیید می‌کند؛ برای انجام آزمون علیت از مدل‌های تصحیح خطا استفاده می‌کنیم:

(6)

$$\begin{bmatrix}\Delta\ln TFP_t\\ \Delta\ln HC_t\\ \Delta\ln HGDP_t\\ \Delta\ln KL_t\\ \Delta\ln INF_t\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}\alpha_0\\ \alpha_1\\ \alpha_2\\ \alpha_3\\ \alpha_4\end{bmatrix}+(\mathrm{L})\begin{bmatrix}\beta_{11}^{m}\beta_{12}^{n}\beta_{13}^{p}\beta_{14}^{q}\beta_{15}^{r}\\ \beta_{21}^{m}\beta_{22}^{n}\beta_{23}^{p}\beta_{24}^{q}\beta_{25}^{r}\\ \beta_{31}^{m}\beta_{32}^{n}\beta_{33}^{p}\beta_{34}^{q}\beta_{35}^{r}\\ \beta_{41}^{m}\beta_{42}^{n}\beta_{43}^{p}\beta_{44}^{q}\beta_{45}^{r}\\ \beta_{51}^{m}\beta_{52}^{n}\beta_{53}^{p}\beta_{54}^{q}\beta_{55}^{r}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\Delta\ln TFP_t\\ \Delta\ln HC_t\\ \Delta\ln HGDP_t\\ \Delta\ln KL_t\\ \Delta\ln INF_t\end{bmatrix}+\begin{bmatrix}\vartheta\\ \lambda\\ \nu\\ \varsigma\\ \eta\end{bmatrix}[ECT_{t-1}]+\begin{bmatrix}\varepsilon_{1t}\\ \varepsilon_{2t}\\ \varepsilon_{3t}\\ \varepsilon_{4t}\\ \varepsilon_{5t}\end{bmatrix}$$

در اینجا (L) و (Δ) به ترتیب عملگر وقفه و دیفرانسیل می‌باشند و ECT_{t-1} بخش تصحیح خطای وقفه ای است که از ارتباط همگرایی بلندمدت به‌دست آمده است (این بخش اگر متغیرها همگرا نباشند، وجود ندارد). آماره F روی دیفرانسیل متغیرهای توضیحی، دلالت بر اثرات علی کوتاه مدت دارد در حالی که اثرات علی بلندمدت از طریق معنی‌داری ضریب بخش تصحیح خطای باوقفه، توسط آماره t تعیین می‌شود (نارایان و اسمیت،2004، ص31). مثلا اگر β_{12}^{n} برابر صفر باشد، آنگاه متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار علت گرنجری کوتاه مدت بهره‌وری نیست. یا اگر ϑ برابر صفر باشد، آنگاه متغیرهای توضیحی موجود در مدل، علت گرنجری بلندمدت بهره‌وری نیستند. نتایج آزمون علیت در جدول (5) بیانگر این است که، متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار، موجودی سرمایه سرانه و تورم علت کوتاه مدت بهره‌وری هستند و در معادله‌ای که

1- Vector Auto Regressive
2- Vector Error Correction Model

بهره‌وری به عنوان متغیر وابسته است، آماره t روی ضریب بخش تصحیح خطای با وقفه، دلالت بر وجود رابطه علی بلندمدت از طرف این متغیرها بر بهره‌وری دارد. همچنین وجود رابطه علی بلندمدت برای شرایطی که تورم و موجودی سرمایه سرانه به عنوان متغیرهای وابسته هستند، صادق است.

جدول (5): نتایج آزمون علیت بر مبنای الگوی تصحیح خطا

متغیرهای وابسته↓	آماره F [احتمال]					ECT_{t-1} [آماره t]
	ΔLTFP	ΔLHC	ΔLHGDP	ΔLKL	ΔLINF	
ΔLTFP	-----	11/79* [0/001]	0/26 [0/610]	8/67* [0/003]	6/56* [0/010]	-0/73* [-5/87]
ΔLHC	0/008 [0 /927]	-----	0/27 [0/589]	2/84*** [0/092]	1/33 [0/240]	-----
ΔLHGDP	0/59 [0/441]	117/51* [0/000]	-----	3/09*** [0/079]	0/20 [0/649]	-----
ΔLKL	9/84* [0/002]	15/86* [0/000]	3/74** [0/053]	-----	4/55** [0/033]	-0/32* [-3/28]
ΔLINF	5/60** [0/018]	12/46 [0/113]	2/34 [0/126]	1/02 [0/311]	-----	-0/92* [-4/22]

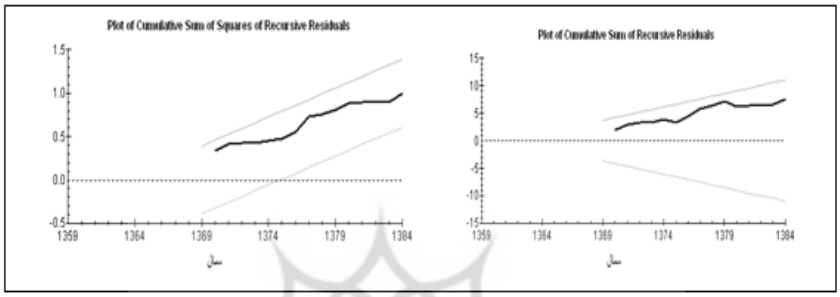
ماخذ: یافته‌های تحقیق

توجه: *، ** و *** دلالت بر معنی‌داری در سطح 1٪، 5٪ و 10٪ دارند.

نتایج ارائه شده در این بخش نشان می‌دهد، رابطه علی بلندمدت تنها از طرف سرمایه انسانی بر بهره‌وری وجود دارد؛ ضمن این‌که سرمایه انسانی از نوع آموزش علت کوتاه مدت بهره‌وری نیز می‌باشد. اما نکته حائز اهمیت این است که پارامترهای تخمین زده شده یک سری زمانی ممکن است در طی زمان تغییر کنند و پارامترهای بی‌ثبات نیز ممکن است

به عدم تشخیص صحیح منجر شوند(هنسن،1992)، لذا انجام آزمون ثبات ساختاری[1] ضروری به نظر می‌رسد؛ بنابراین از آزمونهای مجموع پسماند تجمعی بازگشتی (CUSUM)[2] و مجذور مجموع پسماند تجمعی بازگشتی (CUSUMQ)[3] استفاده می‌کنیم. هر دو نمودار در شکل (1) نشان داده شده‌اند و از آنجا که در درون فاصله اطمینان 95٪ قرار گرفته‌اند، فرض صفر مبنی بر وجود ثبات ساختاری رد نمی شود؛ بنابراین ثبات ساختاری مدل تأیید می‌شود.

شکل (۱): نمودارهای CUSUM و CUSUMQ



ماخذ:یافته‌های تحقیق

5- نتیجه‌گیری

مطالعات تجربی بسیاری بر روی مدلهای رشد درون زا صورت گرفته است. دراین مطالعه، با تحلیل اثر سه عامل سرمایه انسانی (با در نظر گرفتن دو بعد آموزش و سلامت)، موجودی سرمایه سرانه و تورم بر سطح بهره‌وری کل عوامل تولید ایران برای دوره زمانی 57-84، گامی فراتر نهادیم؛ که به ما اجازه می‌دهد تا نقش متفاوت هر عامل را روی بهره‌وری بررسی و مقایسه کرده و ابزارهای سیاستی مرتبط را به منظور ارتقای آن اتخاذ نماییم. در مطالعه حاضر ابتدا ارتباط بلندمدت بین متغیرها با استفاده از روش آزمون باند ARDL تخمین زده

1- Structural Stability
2- Cumulative Sum of Recursive Residual
3- Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals

شد و سپس با استفاده از روش ARDL ضرایب بلندمدت برآورد گردید و درنهایت آزمون علیت گرنجر به منظور تعیین جهت علیت بین متغیرها و بهره‌وری صورت پذیرفت.

به طور خلاصه نتایج حاصله وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرها را تأیید می‌کنند، ضمن این‌که کلیه ضرایب به لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای علامت‌های مورد انتظار می‌باشند، به طوری که یک درصد افزایش در متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار و مخارج بهداشتی، بهره‌وری را به ترتیب حدود 0/48 و 0/27 درصد افزایش می‌دهند. از سویی دیگر همین میزان افزایش در موجودی سرمایه سرانه و تورم باعث افزایشی به میزان 0/58 و کاهشی به میزان 0/05 درصد در بهره‌وری می‌شوند که در این بین سهم سرمایه سرانه نیروی کار در ارتقای بهره‌وری بیشتر از سایر متغیرها بوده و سرمایه انسانی در اولویت بعدی قرار دارد. نهایتا با استفاده از آزمون علیت دریافتیم که متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار و مخارج بهداشتی در بلندمدت برون زا هستند و در مفهوم گرنجری به این معناست که تنها یک رابطه علی یک طرفه از سوی سرمایه انسانی به سمت بهره‌وری وجود دارد و عکس آن صادق نیست. به‌علاوه این یافته ها چندین کاربرد سیاستی دارند؛ در واقع نتایج حاصله موجودی سرمایه فیزیکی سرانه را به عنوان مناسبترین و اثرگذارترین ابزار برای طرح ریزی اهداف سیاستی به منظور ارتقای بهره‌وری معرفی می‌کنند؛ بنابراین لازم است سیاست هایی به منظور افزایش موجودی سرمایه فیزیکی از طریق فراهم آوردن بسترهای مناسب برای سرمایه گذاری بیشتر و جذب سرمایه‌های خارجی اتخاذ گردد. همچنین متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار (سرمایه انسانی) می‌تواند به عنوان یک ابزار سیاستی مهم مرتبط، مورد بررسی قرار گیرد. در واقع برای بازدهی بیشتر نیروی کار تحصیل کرده (به ویژه شاغلان دارای تحصیلات عالی)، لازم است تدابیری به منظور ارتقای کیفی سطح آموزش‌ها و منطبق کردن آن ها با نیازهای بازار کار اندیشیده شود.

منابع

منابع فارسی

1- امینی، علیرضا و حجازی آزاد، زهره، 1386، «تحلیل و ارزیابی نقش سلامت و بهداشت در ارتقاء بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی* ایران، سال نهم، شماره 30، صفحه 137-163.

2- امینی، علیرضا و حجازی آزاد، زهره،1387، «تحلیل نقش سرمایه انسانی و تحقیق و توسعه در ارتقای بهره‌وری کل عوامل در اقتصاد ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال دهم، شماره 35، صفحه 1-30 .

3- انتظاری، یعقوب و زاده موسی، مریم، 1380، «تحلیل تأثیر تغییر تکنولوژی بر تقاضا برای دانش آموختگان آموزش عالی»، *موسسه پژوهش و برنامه‌ریزی آموزش عالی*، صفحه1- 60.

4- ربیعی، مهناز، 1387، «نقش تحقیق و توسعه در توسعه اقتصادی کشورها»، *فصلنامه رشد فناوری*، شماره 15، صفحه 35- 40.

5- شاه آبادی، ابوالفضل، 1382، «بررسی عوامل تعیین کننده بهره‌وری کل عوامل اقتصادی در ایران»، *نامه مفید*، شماره 38، صفحه 27-57.

6- شاه آبادی، ابوالفضل، 1386، «اثر سرمایه گذاری مستقیم خارجی، تجارت بین الملل و سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در اقتصاد ایران»، *فصلنامه علمی، پژوهشی جستارهای اقتصادی*، سال چهارم، شماره 7، صفحه 99-134 .

7- عمادزاده، مصطفی و طیبی، سید کمیل و شیخ بهایی، آزیتا، 1386، «اثر متقابل سرمایه انسانی و تجارت خارجی بربهره‌وری کل عوامل و رشد اقتصادی درکشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی)، *فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین*، سال دوم، شماره 8،صفحه 1-32

8- فرهادی، عزیزالله و باستانی، علیرضا، «الگوسازی بهره‌وری کل عوامل تولید با تاکید بر درجه باز بودن اقتصاد»، *پنجمین کنفرانس بین المللی مراکز تحقیق و توسعه*

9- صمدی، علی حسین و حقیقت، علی و امین‌زاده، کاظم، 1385، « تورم، بهره‌وری و شکست ساختاری؛ شواهد تجربی از اقتصاد ایران 1338-1380»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال هشتم، شماره 27، صفحه 65-87.

10- کمیجانی، اکبر و صلاحی، جواد، 1386، «بررسی عوامل موثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع معدنی ایران»، *نامه مفید*، شماره 63، صفحه 25-44 .

11- مرادی، محمد علی و صفوی، بیژن، 1384، «رشد بهره‌وری کل عوامل بخش بازرگانی ایران»، *فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین*، شماره 2، صفحه 30-48.

12- میر جلیلی، فاطمه و حیدر پور، افشین، 1385، «اندازه گیری و تحلیل روند بهره‌وری عوامل تولید در بخش‌های اقتصادی ایران»، *دفتر مطالعات اقتصادی*.

13- یوسفی دینداولو، مجتبی و نوفرستی، محمد، 1384، «اندازه گیری برخورداری آموزش سرمایه انسانی درایران »، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال هفتم، شماره 23، صفحه 193-219 .

منابع انگلیسی

14- Alam, M.I., and Quazi, R.M (2003).Determinant of Capital Flight: An Econometric Case Study of Bangladesh. *International Review of Applied Economics*, Vol.17, PP 85-103.

15- Ang,J.B.,(2007). Co_2 Emisions, Energy Consumption, and Output in France. *Energy Policy*, Vol. 35, Iss.10, PP 4772-4778.

16- Ascari,G. and Cosmo,V.D., (2004). Determinants of Total Factor Productivity in the Italian Regions. *University of Pavia*,PP 1-25.

17-Austria,m.s., (1998). Productivity Growth in the Philippines After the Industrial Reforms. *Philippine Institute for Development Studies*, No. 98-26,PP 1-26.

18-Barrio-Castro, T.D., Lopez-Bazo, E. and Serrano-Domingo, G.,(2002). New evidence on international R&D spillovers, human capital and productivity in the OECD. *Economics Letters*,Vol. 77 ,PP 41–45.

19-Barro, R.J.,(1991). Economic Growth in a Cross-Section of Countries. *Quarterly journal of Economics*,Vol. 106, PP 407-443.

20-Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J.W. and Hendry, D.F.,(1993). Co-Integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data. *Oxford University Press: Oxford*.

21-Becker, G., (1962). Investment in Human Capital: a Theoretical Analysis. *Journal of Political Economy,*Vol. 70,PP 9–44.

22-Bloom, D.E. and Canning, D., (2005). Schooling, Health and Economic Growth: Reconciling the Micro and Macro Evidence.*Working Papers*, PP 1-27.

23-Bloom,D.E., Canning,D. and Sevilla,J.,(2004). The Effect of Health on Economic Growth:A Production Function Approach.*World Development*, Vol. 32, No. 1, pp 1–13, 2004.

24-Bowman-M.J.,(1986).The Human investment Revolution in Economic Thought. *Sociology of Education*, Vol. 19,PP 111-38.

25-Branson,W.H.,(1979). Macro Economic Theory and Policy. *2ed edition, Princeton university.*

26-Bronzini, R. and Piselli,P.,(2009). Determinants of Long run regional Productivity with geographical Spillover: The role of R&D, Human capital and public infrastructure. *Regional science and urban Economics,* Vol. 39, PP 187-199.

27-Castiglionesi , F. and Oranghi ,D.,(2003). An Empirical Assessment of the Determinants of TFP. *University of carlos.*

28-Ciccone, A., Cingano, F., Cipollone, P., (2004). The Private and Social Return to Schooling in Italy. *Journal degli Economisti e Annali di Economia* 63, 413–444.

29- Coe, D.T., Helpman, E. and Hoffmaister,A.W.,(1995). North-South R&D spillovers. *Economic Journal*,Vol. 107,PP 134–149.

30-Cole,M.A. and Neumayer,E.,(2005). The Impact of Poor Health on Total Factor Productivity. *Working Papers*,PP 1-43.

31-Crispolti, V., Marconi, D., (2005). Technology Transfer and Economic Growth in Developing Countries: An Econometric Analysis. *Bank of Italy*. Working Paper No. 564.

32-Denison, E.F.,(1962).Sources of Economic Growth in The United States and the Alternatives Before US. *New York: Committee for Economic Development*

33-Engle, R.F. and Granger, C.W.J., (1987). Cointegration and Error Correction Representation: Estimation and Testing. *Econometrica*, Vol. 55, PP 251–276.

34-Engelbrecht ,H., (1997). International R&D Spillovers, Human Capital and Productivity in OECD Economics:An Empirical Investigation. *European Economic Review,* Vol. 41,Issue. 8, PP 1479-1488.

35-Fisher ,I.(1909). The Nature of Capital and Income in Ahmad and Bulg (eds.), *Economics of Education*

36-Hansen, B., (1992). Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) processes. *Journal of Business and Economic Statistics*,Vol.10,PP 321– 335.

37-Khan,S.A.,(2006). Macro Determinants of Total Factor Productivity in Pakistan. *SBP Research Bulletin,* Vol. 2, No. 2, PP 383-404.

38-Johansen, S.,(1991). Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*,Vol. 59, PP 1551–1580.

39-Lucas, R.E.,(1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of monetary Economic* , Vol. 22, PP 3-42.

40-Marshall, A., (1920). General and Technical Education. *Reading in the economics of education teateschoisis*, Unesco , PP 609-612.

41-Mastromarco, C. and Ghosh, S., (2009). Foreign Capital, Human Capital, and Efficiency: A Stochastic Frontier Analysis for Developing Countries.*World Development*, Vol. 37, PP 482-502.

42-Muysken, J., Yetkiner, I.H. and Ziesemer, T., (2003). Health, Labor Productivity and Growth, in Growth Theory and Growth Policy. *London: Routledge.*

43-Narayan, S. and Narayan, P.K., (2004). Determinant of Demand for Fiji's Exports: an Empirical Investigation. *The Developing Economies*, XLII-1, PP 95−112.

44-Narayan, P.K. and Narayan, S., (2005). Estimating Income and Price Elasticities of Imports for Fiji in a Cointegration Framework. *Economic Modelling*,Vol. 22, PP 423– 438.

45-Nelson, R. and Phelps, E., (1966). Investment in Humans, Technological Diffusion and Economic Growth. *The American Economic Review*, 56(2),PP 69–75.

46-Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R., (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics,*Vol. 16, PP 289–326.

47-Senhadji , A., (2000). Sources of Economic Growth: *An Extensive Growth Acconting Exercise*. Imf staff , vol. 41, No 1.

48-Schultz, T.,(1961). Investment in Human Capital.*The American Economic Review* 51(1) PP 1–17.

49-Stokey, N., (1991). Human Capital, Product Quality and Growth. *Quarterly Journal of Economics 106*, 587–616.

50-Teixeira,A.c. and Fortuna,N., (2004). Human capital, innovation capability and economic growth in Portugal, 1960–2001. *Portuguese Economic journal*,Vol. 3, PP 205–225.

51-Van Zon, A. H. and Muysken, J., (2001). Health and Endogenous Growth. *Journal of Health Economics*, Vol, 20, PP 169-85.

52-Walsh, J.R.,(1935).Capital Concep Applied to Man.*Quarterly Journal of Economic*,Vol.XLIX, P 255-280.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی