

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

دربافت: 1389/7/15 پذیرش: 1389/11/5

چکیده^۱

بهره‌وری کل عوامل تولید به عنوان منبع پویا و دائمی رشد اقتصادی تحت تأثیر 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 1384 تا 1357 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 بر سطح بهره‌وری بررسی گردید. نتایج حاصل از برآورد مدل با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترد (ARDL)^۲ 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 معنی دار بر سطح بهره‌وری دارند. نتایج آزمون علیت نیز، وجود رابطه علی یک طرفه را از سوی سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید تأیید می‌نماید.

کلمات کلیدی: بهره‌وری کل عوامل تولید، سرمایه انسانی، آزمون باند ARDL^۳ آزمون علیت، ایران.

طبقه‌بندی JEL: C32, J24, O40

* به ترتیب، استادیاران و کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد.

۱- این مقاله از پایان نامه کارشناسی ارشد با عنوان «نقش سرمایه انسانی در ارتقای بهره‌وری 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 ابناشت عوامل تولید (نیروی کار، سرمایه و...) و دیگری از طریق رشد بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP).^۱ از سویی دیگر رشد بهره‌وری کل، با استفاده بهینه از منابع تولید حاصل می‌شود؛ بنابراین رشد بهره‌وری کل عوامل تولید علاوه بر این که 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 (۱) به تصویر کشیده شده است. همانگونه که مشخص است در سال‌هایی 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^۲ (1988)؛ رومر^۳ (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^۴ (1991)؛ انگلبرچت^۵ (1997)؛ آستریا^۶ (1998)؛ بلوم و دیگران^۷ (2004)).

1- Total Factor Productivity (TFP)

2- Lucas

3- Romer

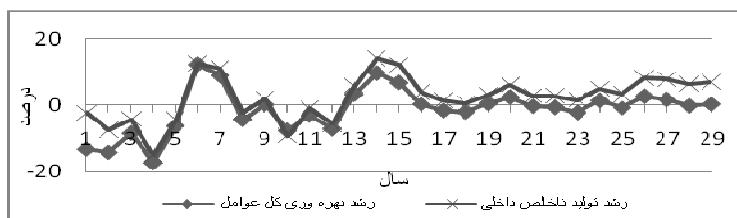
4- Barro

5- Engelberchet

6- Austria

7- Bloom et al

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



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 فرضیه‌ها و برآورد مدل از روش آزمون باند ARDL استفاده می‌شود و با به کارگیری آزمون علیت در چاچوب مدل‌های تصحیح خطأ، وجود روابط علی کوتاه مدت و بلندمدت مورد بررسی قرار می‌گیرد.

بخش‌های باقی مانده این مقاله به صورت ذیل خواهد بود:

در بخش دوم مبانی نظری و پیشینه تحقیق ارائه می‌شود. بخش سوم به بررسی متداول‌تری 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 بهره‌وری با آموزش توجه کرده است. بنظر وی اگر فردی با صرف وقت زیاد آموزش بیند و وارد شغل مناسب و سازگار با مهارت و تخصص خود شود، با ارزش تراز یک ماشین گران قیمت است (بومن، 1986، ص 74). به مرور زمان بحث در مورد مفهوم سرمایه انسانی با مطالعات

فیشر^۱ (1909)، مارشال^۲ (1920) و سایرین دقیق تر شد؛ با این حال تا سال 1935 هیچگونه کار تجربی در این زمینه صورت نگرفت؛ تا این که والش^۳ (1935) در چهارچوب یک مطالعه تجربی، مفهوم «سرمایه بکار رفته در انسان» را تجزیه و تحلیل کرد و به این نتیجه رسید که تمام هزینه‌هایی که صرف آموزش و پرورش و بهداشت انسان می‌شود یک نوع سرمایه گذاری است. در سال 1959، شولتز^۴ در مقاله‌ای سرمایه انسانی را جواب معماهی رشد سریع اقتصادی در سال‌های 1929 تا 1959 دانست. تا سال 1962، شولتز بحث‌های گذشته خود را تکمیل کرد. در همین سال، دنیسون^۵ (1962) در مقاله خود نشان داد که آموزش از طریق اصلاح و توسعه مهارت و ظرفیت‌های تولیدی نیروی انسانی به رشد اقتصادی کمک می‌کند. 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 و تلاش خود را برای تجزیه عامل باقی مانده و تعیین نقش آموزش در آن متمرکز کردند (انتظاری و زاده موسی، 1380، ص 33) امروزه با مطالعات صورت گرفته، نقش سرمایه انسانی به عنوان یک منبع مهم رشد اقتصادی تأیید شده است (استکی،^۶ 1991؛ لوکاس، 1988). محققان بسیاری دریافته‌اند که سرمایه گذاری در سرمایه انسانی، از طریق ایجاد تغییرات تکنولوژیکی و انتشار آن، به طور معنی‌داری 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 بهره‌وری را افزایش داده (بکر، 1962؛ شولتز، 1961) و از این طریق باعث افزایش

1- Fisher

2- Marshall

3- Walsh

4- Schultz

5- Denison

6- Stokey

ظرفیت‌های اقتصادی برای جذب تکنولوژی‌های جدید می‌شود (نلسون و فلپس، 1966، ص 7).

در مدل‌های جدید رشد، نوآوری یک تعیین کننده مهم رشد اقتصادی محسوب می‌شود. اخیراً، این مساله کاملاً تأیید شده که تکنولوژی‌های جدید یک عامل هدایت کننده رشد بهره‌وری بلندمدت محسوب می‌شوند (کو و دیگران، 1995، ص 139). به حال نوآوری خود، تحت تاثیر سرمایه انسانی می‌باشد. سرمایه انسانی می‌تواند به عنوان یک نهاده وارد تابع تولید شود که در این صورت تولید کل را به موجودی نهاده‌های تولیدی مرتبط می‌سازد؛ و می‌تواند به عنوان شاخصی از بهره‌وری کل باشد که به واسطه تعاملش با موجودی دانش فنی، تعیین کننده نرخ پیشرفت فنی باشد (تیکسیرا و فورتونا، 2004، ص 208).

آموزش و پرورش، ظرفیت و بینش علمی، فنی و فناوری مردم را برای انجام تحقیقات کاربردی، اختراع و اکتشاف افزایش داده و موجب می‌گردد نیروی کار خود را با تغییرات مدامی که در فناوری کالاهای صنعتی ایجاد می‌شود تطبیق دهد و بتواند از ماشین‌آلات، تجهیزات و فناوری‌های پیشرفته، بهتر استفاده نماید. در واقع هر چه میزان تحصیلات بالاتر باشد، فرایند یادگیری مسائل پیچیده فنی و حرفه‌ای با سهولت و دقت بیشتری میسر می‌شود 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 میان می‌آید منظور فقط بعد آموزشی سرمایه انسانی نیست؛ در واقع سرمایه انسانی دارای ابعاد دیگری مثل سلامت نیز می‌باشد که در نظر نگرفتن آن به عنوان یک جنبه مهم از سرمایه انسانی منجر به نادیده گرفتن یک عنصر مهم رشد اقتصادی و بهره‌وری می‌شود (بلوم و دیگران، 2004).

اگر مخارج بهداشتی به عنوان یک سرمایه گذاری برای انباشت سرمایه‌های انسانی تلقی گردد (موشکین¹ (1962)؛ ون زن و مویسکن² (2001)، در آن صورت با در نظر گرفتن

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. همچین با توجه به این که 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، ص 135).

عامل مهم دیگر تورم است که به اعتقاد اکثر اقتصاددانان تاثیر معکوس بر بیشتر متغیرهای اقتصادی از جمله رشد بهره‌وری و تولید دارد. تورم باعث کاهش در مخارج سرمایه گذاری و بنابراین، کاهش اباحت 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 تاثیر معکوس 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. بربو کاسترو و دیگران^۱ (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 بهره‌وری دارد.

کستیگلیونسی و اورنی^۲ (2003)، تعیین کننده‌های اصلی رشد بهره‌وری کل عوامل را در بنگاه‌های اسپانیا بررسی کرده‌اند و نتیجه می‌گیرند که رقابت و سرمایه انسانی بر رشد بهره‌وری کل عوامل اثر مثبت دارند. آسکاری و کاسمو^۳ (2004)، تعیین کننده‌های بهره‌وری کل عوامل تولید اسپانیا را در خلال 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^۴ (2004) با استفاده از روش همگرایی یوهانسن (1988)، به بررسی اثر متقابل سرمایه انسانی و واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای بر بهره‌وری کل عوامل تولید کشور پر تغال پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که اثر متقابل بین واردات فناوری و پیشرفت‌های آموزشی بر بهره‌وری اثر مثبت داشته است.

کلی و نئومایر^۵ (2005)، اثر کمبود سلامت را بر بهره‌وری کل عوامل با استفاده از داده‌های 1994-1966 برای 54 کشور مورد ارزیابی قرار دادند و نتیجه می‌گیرند که سلامت کم، بهره‌وری را کاهش می‌دهد. مسترومارکو و قش^۶ (2009)، با استفاده از

1- Barrio-Castro et al

2- Castiglionesy & 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 اباشت سرمایه انسانی دارد. بروزرنی و پیسلی¹ (2009) با استفاده از تکنیک هم اباشتگی پنل، به بررسی ارتباط بلندمدت بین بهره‌وری کل عوامل، R&D، سرمایه انسانی و زیرساخت‌های عمومی بین بخش‌های ایالتی می‌پردازند و نتیجه می‌گیرند که سرمایه انسانی اثر قوی تری بر بهره‌وری دارد؛ ضمن این که 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 صفوفی (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 1384-73 بررسی کرده‌اند. نتایج حاصله بیانگر این است که سرمایه فیزیکی بیشترین اثر را بر بهره‌وری دارد و صادرات و سرمایه انسانی اثر معنی‌داری ندارند. عmadzadeh و دیگران (1386)، با استفاده از مدل سدریم و تیل (2003)

1- Bronzini & Piselli

به 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. اینی و حجازی آزاد(1387)، عوامل موثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید را طی دوره زمانی 1383-47 بررسی کرداند و نتیجه می‌گیرند که در بلندمدت سرمایه تحقیق و توسعه دولتی، سرمایه انسانی و نرخ بهره برداری از ظرفیت‌ها اثرات مثبت و معنی‌دار بر بهره‌وری داشته‌اند.

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

3- متداول‌تری تحقیق

بهره‌وری کل عوامل تولید، به افزایش تولید ناشی از افزایش در کارایی- افزایش سطح مهارت‌ها، 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 از تغییر 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 در این 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^۱ می‌نامند که متداول ترین شاخص‌هایی که برای ارزیابی آن ارائه شده‌اند عبارتند از: نرخ ثبت نام،^۲ هزینه‌های آموزشی، نرخ باسوسادی، تعداد متخصصان و مهندسان و تکنسینها، متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار،^۳ 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 در غیر این صورت سایر جنبه‌های آموزش و همچنین چهارچوب فنی تولید محصول در فرآیند آموزش، یعنی برخورداری آموزشی نادیده گرفته می‌شود (دیندارلو و نوفrsti، ۱۳۸۴، ص ۱۹۸). لذا ما از میان شاخص‌هایی که از سنخ ستاده هستند، شاخص متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار را انتخاب کرده‌ایم که نسبت به سایر شاخص‌ها ارجحیت دارد؛ زیرا اولاً، مانند شاخص نرخ باسوسادی تنها اولین مرحله از تحصیل را مد نظر قرار نمی‌دهد و ثانياً مانند شاخص تعداد متخصصان و مهندسان و تکنسین‌ها نیست که تنها به برخورداری آموزشی قسمت کوچکی از جمعیت توجه کند و برخورداری آموزشی سایر اقتشار جامعه را بی‌اهمیت فرض نماید و ثالثاً، یک شاخص موجودیبا سطح است؛ در واقع این موجودی جریان^۴ آموزشی است که ایجاد کننده سطوح برخورداری آموزشی در آینده است. به علاوه این شاخص به تکرار در مطالعات مختلف مورد استفاده قرار گرفته است (برونزینی و پیسلی (2009)؛ کریپولتی و مارکنی^۵ (2005)؛ آسکاری و کاسمو (2004)؛ انگلبرچت (2002)).

1- Educational Attainment

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 متأثر 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 اندازه‌گیری سلامت تأکید می‌شود (بلوم و دیگران (2004)؛ بلوم و کنینگ (2005)؛ استرلی و لوین^۱ (1997)؛ سنهاجی^۲ (2000)) و این در حالی است که امید به زندگی تنها بیانگر نرخ مرگ و میر است (کلی و نویمایر، 2005، ص 4) 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^۳ (PIM)، توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی مورد محاسبه قرار گرفته و استفاده می‌شود. تورم را نیز به عنوان شاخص بی ثباتی 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) مقداری بهره‌وری را به همراه سایر متغیرها برای برخی از سال‌ها ارائه کرده‌ایم. ارقام ارائه شده به خوبی بیانگر این هستند

1- Easterly & Levin

2- Senhadji

3- Perpetual Inventory Method

که علی‌رغم تاکیدات در برنامه‌های سوم و چهارم توسعه مبنی بر دستیابی به متوسط رشد سالانه ۲/۵ 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 علی‌رغم 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 ۱۳۷۶

سال	بهره‌وری کل عوامل تولید * (درصد)	متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار * (سال)	خارج بهداشتی ** (میلیارد ریال)	سرمایه سرانه نیروی کار (میلیارد ریال به نفر) ***
۱۳۵۷	119/362	3/14	2073/669	0/0783
۱۳۶۰	85/079	3/66	2536/31	0/0805
۱۳۶۵	92/255	4/54	2296/77	0/0759
۱۳۷۰	100/683	5/39	2774/622	0/0657
۱۳۷۵	100/227	6/29	2258/592	0/0679
۱۳۸۰	97/835	7/33	1986/782	0/0718
۱۳۸۴	102/39	7/94	1788/28	0/0788

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

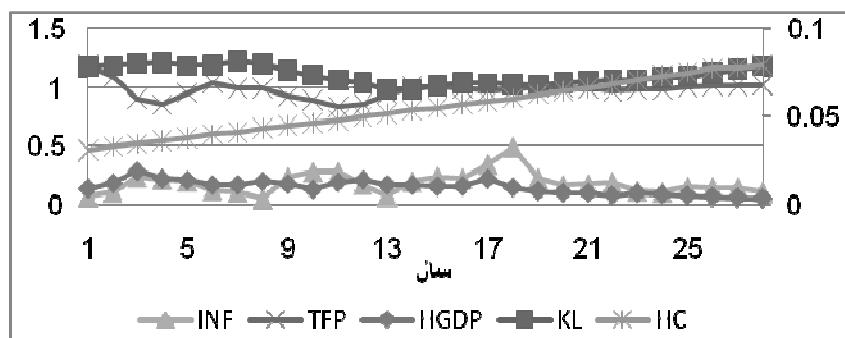
بنابراین در این مطالعه به دنبال این هستیم که نحوه و میزان اثرگذاری عوامل ذکر شده را بر بهره‌وری کل عوامل تولید ایران، مورد ارزیابی قرار دهیم؛ لذا با توجه به مطالب ارائه شده، مدل خود را به صورت زیر تصریح می‌کنیم:

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

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 سرانه نیروی کار، (LINF) لگاریتم تورم و ε_t جزء اخلاق 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 سرانه و تورم برای دوره زمانی 1357-1384



مأخذ: یافته‌های تحقیق

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

آزمون باند ARDL پسaran و دیگران¹ (2001)، استفاده می‌کنیم. این روش نسبت به سایر روش‌های آزمون همگرایی مثل انگل گرنجر² و یوهانسن - جوسیلیوس³ مزیت‌هایی دارد. اول این که می‌توان این آزمون را، صرف نظر از این که متغیرهای مدل کاملاً I(1) (I, I) با ترکیبی از هر دو باشند، به کار برد. دوم این که برخلاف روش انگل گرنجر، این روش پویایی‌های کوتاه مدت را در بخش تصحیح خطأ وارد نمی‌کند (بنرجی و دیگران، 1993 و 1998). سومین مزیت آن است که این روش را می‌توان با تعداد مشاهدات اندک نیز به کار برد، برخلاف روش‌های همگرایی انگل گرنجر و یوهانسن - جوسیلیوس که برای نمونه‌های کوچک قابل استفاده نیستند (نارایان و نارایان، 2004، ص 102). و در نهایت این که، استفاده از این روش حتی زمانی که متغیرهای توضیحی درون زا هستند، ممکن می‌باشد (آلام و کوازی، 2003، ص 93).

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 مبدأ و W_t بردار اجزاء برونو 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 به دست می‌آید. بنابراین فرض صفر مبنی بر عدم وجود همگرایی و فرض مقابل

1- Pesaran et al

2- Engel & Granger

3- Johansen & Juselius

4- Unrestricted Error Correction Model (UECM)

آن به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$\pi_{yy} = \cdot, \quad \pi_{xy} = 0$$

در این روش، دو حد بحرانی ارائه شده است؛ حد بالایی برای سری‌های زمانی I(1) و حد پایینی برای سری‌های I(0) چنانچه مقدار آماره F محاسبه شده از مقدار حد بالایی بیشتر باشد، فرض صفر عدم همگرایی رد می‌شود؛ و چنانچه مقدار F کمتر از حد پایینی باشد، فرض صفر رد نمی‌شود و در صورتیکه آماره F درون محدوده ها قرار گیرد، نمی‌توان نتیجه‌ای گرفت مگر این‌که، درجه انباشتگی متغیرها را بدانیم (پسaran و دیگران، 2001، ص 290). وقتی که وجود رابطه تعادلی بلندمدت اثبات گردید در مرحله دوم، ضرایب بلندمدت و ECM متاضر با آن به کمک روش ARDL برآورد می‌شود (نارایان و نارایان، 2004، ص 103).

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 پسaran و دیگران (2001)، قابل اعتماد نیست (انگ، 2007، ص 4775). به منظور تعیین درجه انباشتگی متغیرها از آزمون دیکی فولر تعییم یافته (ADF)¹ و آزمون فیلیپس پرون (PP)² استفاده می‌کنیم.

جدول (2) نتایج هر دو آزمون را ارائه می‌کند. نتایج بیانگر این است که سری‌های زمانی LHC، LTFP، در سطح پایا هستند (سری‌های I(0))؛ در حالی که سری‌های LINF و LKL در سطح پایا نبوده ولی تفاصل 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.

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	ADF آماره (با عرض از مبدأ)	ADF آماره (با روند)	PP آماره (با عرض از مبدأ)	PP آماره (با روند)	نتیجه
lnTFP _t	-2/68*	38/-4	-3/78	-3/54	پایا
lnHC _t	-0/51	-4/74	-1/81	-7/38	پایا
lnHGDP _t	-0/52	-2/64	-3/41	-0/14	نایابا
ΔlnHGDP _t	31/-5	-5/09	-12/17	-6/75	پایا
lnKL _t	-0/15	-2/08	-0/11	-1/18	نایابا
ΔlnKL _t	-2/43	-4/78	-2/65*	-2/97	پایا
lnINF _t	-2/12	-2/47	-3/29*	-3/44	نایابا
ΔlnINF _t	-4/17	-4/04	-7/24	-6/78	پایا

ماخذ: یافته‌های تحقیق

توجه: مقادیر بحرانی برای آماره‌های ADF و PP با عرض از مبدأ (و روند) در سطح معنی‌داری ۵٪، ۰/۳- (۳/۶۷) و ۹۷- (۲/۹۷) می‌باشند. همچنین مقادیر بحرانی این آماره‌ها برای تفاضل مرتبه اول متغیرها با در نظر گرفته عرض از مبدأ (و روند) به ترتیب ۰/۴- (۳/۶۹) و ۹۸- (۳/۵۹) می‌باشد.

*، بر سطح معنی‌داری ۱۰٪ دلالت دارد.

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

(3)

$$\begin{aligned} \Delta \ln TFP_t = & \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_{ii} \ln TFP_{t-i} + \sum_{i=0}^p \varphi_i \Delta \ln HC_{t-i} + \sum_{i=0}^p \sigma_i \Delta \ln HGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^p \gamma_i \ln KL_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^p \delta_i \Delta \ln INF_{t-i} + \delta_{1TFP} \ln TFP_{t-1} + \delta_{2TFP} \ln HC_{t-1} + \delta_{3TFP} \ln HGDP_{t-1} + \delta_{4TFP} \ln KL_{t-1} + \delta_{5TFP} \ln INF_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

(4)

$$\begin{aligned} \Delta \ln HC_t = & \alpha_2 + \sum_{i=1}^p \varphi_{2i} \Delta \ln HC_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{2i} \Delta \ln TFP_{t-i} + \sum_{i=0}^p \sigma_{2i} \Delta \ln HGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^p \gamma_{2i} \Delta \ln KL_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^p \vartheta_{2i} \Delta \ln INF_{t-i} + \delta_{1HC} \ln TFP_{t-1} + \delta_{2HC} \ln HC_{t-1} + \delta_{3HC} \ln HGDP_{t-1} + \delta_{4HC} \ln KL_{t-1} + \delta_{5HC} \ln INF_{t-1} + \varepsilon_{2i} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln HGDP = & \alpha_3 + \sum_{i=1}^p \sigma_{3i} \Delta \ln HGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{3i} \Delta \ln TFP_{t-i} + \sum_{i=0}^p \varphi_{3i} \Delta \ln HC_{t-i} + \sum_{i=0}^p \gamma_{3i} \Delta \ln KL_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^p \vartheta_{3i} \Delta \ln INF_{t-i} + \delta_{1HGDP} \ln TFP_{t-1} + \delta_{2HGDP} \ln HC_{t-1} + \delta_{3HGDP} \ln HGDP_{t-1} + \delta_{4HGDP} \ln KL_{t-1} + \delta_{5HGDP} \ln INF_{t-1} + \varepsilon_{3i} \end{aligned}$$

در معادله (3)، زمانی که بهره‌وری کل عوامل تولید متغیر وابسته است، فرض صفر عدم وجود همگرایی و فرض مقابله‌آن 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:

$$F_{TFP}(LTFP|LHC, LHGDP, LKL, LINF)$$

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 ۱۸/۸۱ 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 ECM متناظر با آن می‌رسد؛ بدین منظور ۷ 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 به دست آمده، یک درصد افزایش در متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار و مخارج بهداشتی، بهره‌وری را به ترتیب حدود ۰/۴۷ و ۰/۲۷ افزایش می‌دهند. از سویی دیگر، افزایش درصدی مشابه در موجودی سرمایه سرانه نیروی کار و تورم به ترتیب باعث افزایشی به میزان ۰/۵۸ درصد و کاهشی به میزان ۰/۰۵ درصد در بهره‌وری می‌شوند.

جدول (3): نتایج آزمون همگرایی

مقادیر حدود بحرانی آماره F							
%1		%5		% 10		سطح معنی داری ←	
I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	% 10	حد بالا و پایین ←
3/35	2/26	3/79	2/62	4/68	3/41	5 K =	تعداد متغیرها ↓
آماره های F محاسبه شده :							
F_{TFP} (LTFP LHC, LHGDP, LKL, LINF) = 18/81 [0/003]							
F_{HC} (LHC LTFP, LHGDP, LKL, LINF) = 1/73 [0/283]							
F_{HGDP} (LHGDP LTFP, LHC, LKL, LINF) = 0/ 84[0/571]							

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

حال می‌توان مدل را مجدداً به شکل تصحیح خطأ در آورده و پویایی‌های کوتاه مدت و سرعت تعادل را تحلیل کنیم. ضمن این که مدل تصحیح خطأ 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 ((-1) ecm)، منفی و معنی‌دار و حدود ۰/۷۳ می‌باشد و نشان می‌دهد در صورت وارد شدن شوک و انحراف از تعادل،

در هر دوره 0/73 درصد از عدم تعادل کوتاه مدت بهرهوری برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعديل می شود. در این جدول علاوه بر ارائه ضریب تعیین (R^2)، نتایج آزمون های 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 می باشد که ییانگر این است که پسماندها نرمال توزیع شده اند و وجود همبستگی سریالی در سطح معنی داری 1% و 5% بین پسماندها تأیید نمی شود. همچنین آماره چی دو برای واریانس ناهمسانی برابر 0/82 می باشد؛ بنابراین واریانس ناهمسانی تأیید نمی شود. لذا نتایج ارائه شده در این بخش اعتبار علمی مدل را تأیید می کنند.

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

تخمین ضرایب بلندمدت				تخمین ضرایب کوتاه مدت			
	[احتمال]	آماره	ضریب	متغیرها	[احتمال]	آماره	ضریب
LHC	0/475	3/103	[0/007]	ΔLHC [0/003]	0/350	3/434	
LHGDP	0/267	2/870	[0/011]	ΔLHGDP [0/616]	0/020	0/510	
LKL	0/581	2/377	[0/030]	ΔLKL [0/009]	0/950	2/944	
LINF	-0/053	-2/124	[0/050]	ΔLINF [0/020]	-0/039	-2/61	
C	6/549	8/530	[0/000]	ΔC [0/000]	4/826	5/607	
				ecm(-1) -0/736	-5/874	[0/000]	
$R^2 = 0/87 \quad \bar{R}^2 = 0/80 \quad D.W = 2/45 \quad F = 12/69 [0/000] \quad \sigma = 0/026$							

$\chi^2_{SC} = 3/70 [0/054]$	$\chi^2_{Norm} = 2/10 [0/349]$
$\chi^2_{FF} = 18/07 [0/000]$	$\chi^2_H = 0/048 [0/825]$

آزمون‌های تشخیص:

ماخذ: یافته‌های تحقیق

توجه: σ انحراف معیار رگرسیون است؛ آزمون LM برای خود همبستگی، χ^2_{Norm} آزمون نرمالیتی جکوا-بر¹، χ^2_{FF} آزمون رمزی برای فرم تعیی و χ^2_H آزمون وايت 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 خطای استفاده می‌کنیم:

(6)

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln TFP_t \\ \Delta \ln HC_t \\ \Delta \ln HGDP_t \\ \Delta \ln KL_t \\ \Delta \ln INF_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \\ \alpha_4 \end{bmatrix} + (L) \begin{bmatrix} \beta_{11}^m \beta_{12}^n \beta_{13}^p \beta_{14}^q \beta_{15}^r \\ \beta_{21}^m \beta_{22}^n \beta_{23}^p \beta_{24}^q \beta_{25}^r \\ \beta_{31}^m \beta_{32}^n \beta_{33}^p \beta_{34}^q \beta_{35}^r \\ \beta_{41}^m \beta_{42}^n \beta_{43}^p \beta_{44}^q \beta_{45}^r \\ \beta_{51}^m \beta_{52}^n \beta_{53}^p \beta_{54}^q \beta_{55}^r \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \ln TFP_t \\ \Delta \ln HC_t \\ \Delta \ln HGDP_t \\ \Delta \ln KL_t \\ \Delta \ln INF_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \vartheta \\ \lambda \\ \nu \\ \varsigma \\ \eta \end{bmatrix} \begin{bmatrix} ECT_{t-1} \\ ECT_t \\ ECT_{t-1} \\ ECT_t \\ ECT_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \varepsilon_4 \\ \varepsilon_5 \end{bmatrix}$$

در اینجا (L) و (Δ) به ترتیب عملگر وقفه و دیفرانسیل می‌باشند و ECT_{t-1} بخش تصحیح خطای وقفه‌ای است که از ارتباط همگرایی بلندمدت به دست آمده است (این بخش اگر متغیرها همگرا نباشند، وجود ندارد). آماره F روی دیفرانسیل متغیرهای

1- Vector Auto Regressive
2- Vector Error Correction Model

توضیحی، دلالت بر اثرات علی کوتاه مدت دارد در حالی که اثرات علی بلندمدت از طریق معنی داری ضریب بخش تصحیح خطای باو قله، توسط آماره t تعیین می شود (نارایان و اسمیت، 2004، ص 31). مثلا اگر β_{12}'' برابر صفر باشد، آنگاه متوسط سالهای تحصیل نیروی کار علت گرنجری کوتاه مدت بهرهوری نیست. یا اگر β_{12} 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 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 خطأ

متغیرهای وابسته ↓	آماره F [احتمال]					ECT _{t-1} [آماره t]
	ΔLTFP	ΔLHC	ΔLHGDP	ΔLKL	ΔLINF	
ΔLTFP	----- 6/56*	11/79* [0/001] [0/010]	0/26 [0/610]	8/67* [0/003]		-0/73* [-5/87]
ΔLHC	0/008 1/33 [0/927] [0/240]	----- [0/589]	0/27	2/84*** [0/092]		-----
ΔLHGDP	0/59 [0/441] [0/649]	117/51* [0/000]	-----	3/09*** [0/079]	0/20	-----

ΔLKL	9/84*	15/86*	3/74**	-----	-0/32*
	4/55**	[0/002]	[0/000]	[0/053]	[-3/28]
		[0/033]			
ΔLINF	5/60**	12/46	2/34	1/02	--
	---	[0/018]	[0/113]	[0/126]	[0/311]

مأخذ: یافته‌های تحقیق

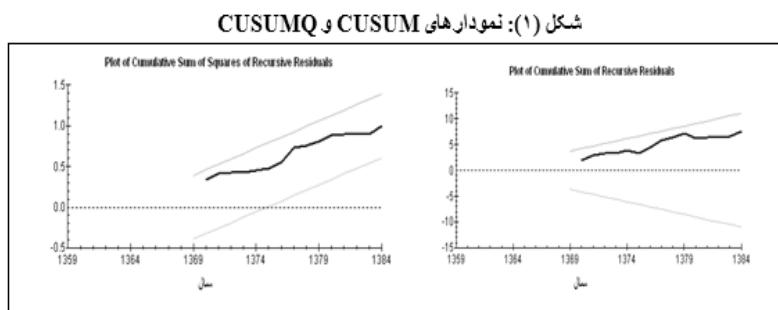
توجه: *, ** و *** دلالت بر معنی‌داری در سطح ٪ ۱، ٪ ۵ و ٪ ۱۰ دارند.

نتایج ارائه شده در این بخش نشان می‌دهد، رابطه علی بلندمدت تنها از طرف سرمایه انسانی بر بهره‌وری وجود دارد؛ ضمن این که 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 بی ثبات نیز ممکن است به عدم تشخیص صحیح منجر شوند (هنسن، ۱۹۹۲)، لذا انجام آزمون ثبات ساختاری^۱ ضروری به نظر می‌رسد؛ بنابراین از آزمونهای مجموع پسماند تجمعی بازگشتی (CUSUM)^۲ و مجازور مجموع پسماند تجمعی بازگشتی (CUSUMQ)^۳ استفاده می‌کنیم. هر دو نمودار در شکل (۱) نشان داده شده‌اند و از آنجا که در درون فاصله اطمینان ۹۵٪ قرار گرفته‌اند، فرض صفر مبنی بر وجود ثبات ساختاری رد نمی‌شود؛ بنابراین ثبات ساختاری مدل تأیید می‌شود.

1- Structural Stability

2- Cumulative Sum of Recursive Residual

3- Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals



مأخذ: یافته‌های تحقیق

5- نتیجه‌گیری

مطالعات تجربی بسیاری بر روی مدل‌های رشد درون زا صورت گرفته است. در این 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 ۵۷-۸۴، 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 شد و سپس با استفاده از روش ARDL ضرایب بلندمدت برآورد گردید و درنهایت آزمون عیت گرنجر به منظور تعیین جهت عیت بین متغیرها و بهره‌وری صورت پذیرفت.

به طور خلاصه نتایج حاصله وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرها را تأیید می‌کنند، ضمن این که کلیه ضرایب به لحاظ آماری معنی دار 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 ۰/۴۸ و ۰/۲۷ درصد افزایش می‌دهند. از سویی دیگر همین میزان افزایش در موجودی سرمایه سرانه و تورم باعث افزایشی به میزان ۰/۵۸ و کاهشی به میزان ۰/۰۵ 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. نهایتاً با استفاده از آزمون علیت دریافیم 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. بعلاوه این یافته‌ها 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 سیاست‌هایی به منظور افزایش موجودی سرمایه فیزیکی از طریق فراهم آوردن بسترهاي 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 تدبیری به منظور ارتقای کیفی سطح آموزش‌ها و منطبق کردن آن‌ها 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 ارتقاء 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 برنامه ریزی آموزش عالی، صفحه 1-60.
- 4- ریبعی، 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- عmadزاده، مصطفی و طبی، سید کمیل و شیخ بهایی، آزیتا، 1386، «اثر متقابل سرمایه انسانی و تجارت خارجی بر بهره‌وری کل عوامل و رشد اقتصادی در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی»، فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین، سال دوم، شماره 8، صفحه 1-32.
- 8- فرهادی، عزیزالله و باستانی، علیرضا، «الگو سازی بهره‌وری کل عوامل تولید با تأکید 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 صفوي، 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، افшиن، 1385، «اندازه گیری و تحلیل روند بهره‌وری

عوامل تولید در بخش‌های اقتصادی ایران، دفتر مطالعات اقتصادی.

- 13- یوسفی دیندارلو، مجتبی و نوفرستی، محمد، 1384، «اندازه گیری برخورداری آموزش سرمایه انسانی در ایران»، 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). Co₂ 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 Accounting 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*

