فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال چهارم، شماره‌ی ۱۶، زمستان ۱۳۹۴
صفحات: ۸۱-۱۰۶

تأثیر ابعاد سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در اقتصاد ایران

محمدعلی فلاحی[۱]
فرشته جندقی میبدی[۲*]
زهره اسکندری‌پور[۳]

تاریخ دریافت:۱۳۹۳/۰۷/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۹/۱۷

چکیده

در این مطالعه رابطه بلندمدت میان ابعاد سرمایه انسانی (آموزش و سلامت) و بهره‌وری کل عوامل (TFP) تولید ایران با استفاده از تحلیل سری زمانی طی دوره زمانی ۵۷-۱۳۸۹ برآورد شده است. در کنار شاخص‌های سرمایه انسانی از متغیرهای دیگری نظیر انباشت سرمایه تحقیق و توسعه داخلی و موجودی سرمایه سرانه به‌عنوان متغیرهای کنترل استفاده‌شده است. تحلیل همگرایی بلندمدت از طریق برآورد الگوی تصحیح خطای نامقید (UECM) بر مبنای آزمون باند انجام و ضرایب بلندمدت و کوتاه مدت با استفاده از الگوی خود بازگشت با وقفه‌های گسترده (ARDL) برآورد شده است. نتایج برآورد حاکی از اثر مثبت و معنی‌دار شاخص‌های سرمایه انسانی و موجودی سرمایه سرانه بر سطح بهره‌وری کل عوامل است. نتایج آزمون علیت در چارچوب الگوی تصحیح خطا (ECM)، بیانگر وجود رابطه علی دوطرفه میان سرمایه انسانی از نوع آموزش و بهره‌وری کل عوامل تولید در بلندمدت است.

کلیدواژه‌ها: بهره‌وری کل عوامل تولید، سرمایه انسانی، الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده(ARDL)، آزمون باند، آزمون علیت، ایران

طبقه‌بندی JEL: C32, J24, O40

۱. استاد گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد **Email:** falahi@um.ac.ir
۲. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد(*نویسنده مسئول) **Email:** fe_ja72@um.ac.ir
۳. کارشناس ارشد، کارشناس انجمن علمی اقتصاد توسعه منطقه‌ای **Email:** esard@um.ac.ir

مقدمه

امروزه در اقتصاد تمامی کشورها ارتقای بهره‌وری به اولویتی ملی تبدیل‌شده است. اقتصاددانان ادامه حیات و بقای اقتصادی کشورها را به توانایی مستمر در کسب تولید بهینه در ازای هر واحد ستاده وابسته می‌دانند و عقیده دارند که بهره‌وری موجب رشد اقتصادی و بهبود سطح زندگی افراد جامعه می‌شود. افزایش بهره‌وری، افزایش تولید ناخالص داخلی را به همراه دارد. بنابراین رشد تولید ناخالص داخلی را می‌توان محصول رشد بهره‌وری کل دانست. همچنین برای سنجش استاندارد زندگی، عموماً از معیار تولید ناخالص داخلی استفاده می‌شود، زیرا تولید ناخالص داخلی تقسیم بر جمعیت کشور بیانگر درآمد سرانه یا سطح استاندارد زندگی یک کشور است. بر اساس این معیار هر اندازه سرعت رشد تولید ناخالص داخلی سرانه بیشتر باشد، به همان نسبت، متوسط ستاده یا ثروت تقسیم‌شده بین افراد جامعه افزایش می‌یابد. افزایش درآمد سرانه، قدرت افراد در دست‌یابی به کالاها و خدمات بیشتر و باکیفیت بهتر را فراهم می‌آورد. در نتیجه افراد جامعه به سوی استانداردهای واقعی سطح زندگی پیش می‌روند (ابطحی و کاظمی، ۱۳۷۵: ۲).

به‌طور خلاصه می‌توان گفت افزایش رشد اقتصادی، کنترل نرخ تورم، استفاده بهینه از منابع کمیاب، افزایش قدرت رقابت اقتصادی، افزایش دستمزدهای کارکنان، کاهش هزینه‌ها، افزایش توان تولید و غیره از نتایج بهبود بهره‌وری است. بنابراین برای بهبود وضعیت اقتصادی کشور و دست‌یابی به توسعه پایدار و رفاه اقتصادی جامعه، شناخت و تعیین عوامل مؤثر بر بهره‌وری امری ضروری به نظر می‌رسد.

بهره‌وری به‌عنوان منبع پویا و دائمی رشد اقتصادی، تحت تأثیر عوامل مختلفی قرار دارد. امروزه بین اکثر اقتصاددانان اتفاق نظر وجود دارد که سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی یکی از مهمترین عوامل تقویت‌کننده بهره‌وری است (لوکاس[1]، ۱۹۸۸ و رومر[2]،۱۹۹۰). ازاین‌رو، امروزه بیشتر کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته مبالغ هنگفتی را در این بخش سرمایه‌گذاری می‌کنند؛ در ایران نیز منابعی که در این بخش هزینه می‌شود از رشد روز افزونی برخوردار است.

لذا هدف مطالعه حاضر بررسی تأثیر ابعاد سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید[3] ایران طی دوره زمانی ۱۳۵۷–۱۳۸۹ است و بر اساس مبانی نظری و تجربی، اثر مثبت متغیرهای مذکور بر بهره‌وری کل عوامل، فرضیات این تحقیق را تشکیل می‌دهند.

در این مطالعه رابطه میان سرمایه انسانی و بهره‌وری کل به‌گونه‌ای متفاوت بررسی‌شده است. درواقع ازآنجاکه آموزش و سلامت از ابعاد اصلی سرمایه انسانی می‌باشند، اولاً، برای سرمایه انسانی هر دو بعد آموزش و سلامت به‌طور همزمان موردبررسی قرار گرفته است. ثانیاً، رابطه علی میان سرمایه

1. Lucas
2. Romer
3. Total Factor Productivity (TFP)

انسانی و بهره‌وری کل عوامل نیز تحلیل می‌شود. ثالثاً، از روش آزمون باند[1] برای بررسی رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرها استفاده‌شده که محدودیت روش‌های همگرایی بلندمدت مرسوم مثل انگل گرنجر[2] و یوهانسن- جوسلیوس[3] را نداشته و برای مطالعاتی که دارای مشاهدات اندک هستند (مثل این مطالعه) مناسب است.

تحقیق حاضر مشتمل بر هفت بخش است. پس از مقدمه در بخش نخست، بخش دوم و سوم به ارائه مبانی نظری و پیشینه تحقیق پرداخته است. در بخش چهارم و پنجم متغیرهای تحقیق معرفی و الگو تصریح‌شده است. نهایتاً دو بخش پایانی، نتایج برآورد الگو و نتیجه‌گیری را ارائه می‌نمایند.

۱. مبانی نظری

اصولاً بهره‌وری را می‌توان در چارچوب اقتصاد خرد و کلان بررسی کرد. در اقتصاد خرد می‌توان گفت، که عمده‌ترین هدف یک شرکت، کسب درآمد یا به‌بیان‌دیگر سودآوری است. سود یک شرکت نیز تا حد زیادی به بهره‌وری آن در درازمدت بستگی دارد. سودآوری نمایانگر وضعیت مالی شرکت در زمان حال و بهره‌وری شاخص وضعیت شرکت در آینده است. در درازمدت، بهره‌وری سبب کاهش سطوح قیمت‌ها و در نتیجه کاهش هزینه متوسط تولید کالاها و خدمات در بازار و افزایش میزان سودآوری محصولات در واحدهای تولیدی می‌شود. پیامد چنین تحولی، تأثیر چشم‌گیری بر افزایش تقاضا و از همه مهمتر افزایش توان رقابت فعالیت‌های اقتصادی در بازارهای داخلی و خارجی خواهد داشت. بهبود بهره‌وری افزایش فروش را در بردارد؛ بنابراین در درازمدت، بهره‌وری امکان پرداخت دستمزدهای بالاتر به کارگران را فراهم می‌کند و این موجب رضایت و خشنودی آنان می‌شود. رضایت و خشنودی روحیه را تقویت می‌کند و به دنبال آن بهره‌وری نیروی کار افزایش می‌یابد. کارکنان در شرایط بهره‌وری بالا از وجود آموزش، فرصت‌های ارتقای شغلی و محیط کاری بهتر بهره‌مند می‌شوند. ایجاد رضایت شغلی و آموزش نیز باعث افزایش بهره‌وری نیروی انسانی و در نتیجه بهبود بهره‌وری کل می‌شود.

نتایج حاصل در سطح یک بنگاه را می‌توان به کل اقتصاد تعمیم داد. بنابراین افزایش بهره‌وری در سطح کلان باعث افزایش رشد اقتصادی، کنترل نرخ تورم، دست‌یابی به سطح بالاتر استاندارد زندگی، افزایش قدرت رقابت اقتصادی، کاهش هزینه‌ها، افزایش سودآوری و نهایتاً افزایش توان تولید و شکوفایی اقتصادی می‌شود. بهره‌وری در اقتصاد کلان، در چارچوب الگوها و نظریه‌های رشد اقتصادی قابل‌بررسی است که معمولاً از آن به‌عنوان عامل پسماند تعبیر شده که دربرگیرنده سرمایه انسانی، تغییرات تکنولوژیکی، فناوری و غیره است[4].

1. Bounds Test
2. Engel and Granger
3. Johansen and Juselius

۴. در مطالعه حاضر بعد کلان بهره‌وری مدنظر است.

سرمایه انسانی و پیشرفت تکنولوژیکی دو نهاده کلیدی در همه مدل‌های رشد درون‌زا هستند (آقیون و هاویت[1]، ۲۰۰۹). نخستین گروه از مدل‌های رشد درون‌زا، که عموماً به عنوان مدل‌های AK شناخته می‌شوند (ربلو[2]، ۱۹۹۱)، سطح تکنولوژی و سرمایه را در معنی گسترده آن بررسی کرده‌اند که شامل سرمایه انسانی می‌شود. سرمایه انسانی از طریق سرمایه‌گذاری در مهارت‌های آموزشی یا یادگیری از طریق انجام دادن انباشته می‌شود (لوکاس، ۱۹۹۸). در این مدل‌ها، دانش از طریق تجربه یا تحقیقات عمومی به سرعت منتشر می‌شود و بازدهی کاهنده به سرمایه وجود ندارد. گالور و ویل[3] (۲۰۰۰) و گالور و موآو[4] (۲۰۰۴)، با استفاده از یک نظریه رشد واحد بیان می‌کنند که بازدهی سرمایه انسانی در مرحله اولیه صنعتی شدن افزایش می‌یابد به طوری که والدین انگیزه زیادی برای توجه به آموزش فرزندانشان دارند. با رشد پایدار درآمد، جایگزینی انباشت سرمایه فیزیکی با انباشت سرمایه انسانی می‌تواند به‌عنوان موتور اصلی رشد عمل کند. شواهد تجربی نشان می‌دهد سرمایه انسانی یک عامل مهم در تعیین رشد کشورها بوده یا تفاوت بهره‌وری بین کشورها را توضیح می‌دهد (انگ و دیگران[5]، ۲۰۱۱؛ بارو[6]، ۲۰۱۳؛ گلدین[7]، ۲۰۰۱؛ مادسن و دیگران[8]، ۲۰۱۰)[9].

اگرچه بعد آموزشی سرمایه انسانی به‌وضوح نقش معنی‌داری در رشد اقتصادی دارد، اما نباید اثر سلامت را به‌عنوان یک بعد مهم سرمایه انسانی و درنتیجه یک عنصر مهم رشد اقتصادی و بهره‌وری نادیده گرفت. تأثیر سلامت و بهداشت بر رشد و بهره‌وری از چند کانال قابل‌بررسی است. اولاً، کارگران سالم به لحاظ جسمی و روحی پرانرژی‌تر و قوی‌تر هستند. بنابراین آن‌ها بهره‌وری بالاتری دارند و دستمزدهای بیشتری را به دست می‌آورند؛ ضمن اینکه کمتر از محل کار به دلیل بیماری خود و یا خانواده‌شان غیبت می‌کنند. ثانیاً، با افزایش طول عمر افراد در اثر ارتقای سلامتی، میزان پس‌انداز (برای دوران بازنشستگی) افزایش و در نتیجه روند سرمایه‌گذاری تسهیل خواهد شد. ثالثاً، افراد با امید به زندگی بالاتر، انگیزه بیشتری برای سرمایه‌گذاری در تحصیلات دارند و بازده بالاتری از این سرمایه‌گذاری به‌دست می‌آورند. لذا بهبود سلامت از طریق اثرگذاری بر عملکرد بازار کار، بهره‌وری نیروی‌کار، سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی، پس‌انداز و غیره، می‌تواند رشد درآمد را تحت تأثیر قرار دهد

1. Aghion and Howitt
2. Rebelo
3. Galor and Weil
4. Galor and Moav
5. Ang et al
6. Barro
7. Goldin
8. Madsen et al.

۹. جزئیات بیشتر درباره این مدل‌ها در مطالعه بارو و سالا- ای- مارتین (۱۹۹۵) ارائه شده است.

(بلوم و کنینگ[1]، ۲۰۰۵؛ استرلین[2]، ۱۹۹۹؛ هامودی و ساچز[3]، ۱۹۹۹). در این میان برخی از اقتصاددانان نیز معتقدند که مخارج بهداشتی دولت به دلیل اینکه جزء هزینه‌های مصرفی محسوب می‌شود، فرصت‌های سرمایه‌گذاری را کاهش داده و می‌تواند تأثیر منفی بر رشد تولید داشته باشد (آیسا و پویو[4]، ۲۰۰۵: ۲۴۹).

درحالی‌که سرمایه انسانی به‌طور مستقیم کارایی نیروی کار و بهره‌وری را افزایش می‌دهد، پیشرفت تکنولوژیکی بهره‌وری را به‌طور مستقیم و غیرمستقیم تحت تأثیر قرار می‌دهد. مدل‌های رشد مبتنی بر تحقیق و توسعه، فرض می‌کنند که بازدهی تحقیق و توسعه به شکل رانت انحصاری در بازارهای محصول رقابت ناقص است. این ادبیات دو رویکرد را برای ابداع محصول به کار می‌گیرد، که به نوع ارتباط (افقی یا عمودی) محصول ابداعی با محصول موجود بستگی دارد. همان‌گونه که ادبیات نشان می‌دهد، ابداع موجب افزایش در تنوع و کیفیت محصول می‌شود.

مدل‌های جدید رشد درون‌زای مبتنی بر تحقیق و توسعه، مثل نظریه رشد شومپیتری[5] (آقیون و هاویت، ۱۹۹۸؛ دیناپولوس و تامپسون[6]، ۱۹۹۸؛ پرتو و اسمولدرز[7]، ۲۰۰۲) اهمیت افزایش مستمر در سطح تحقیقات را برای رشد پایدار طی زمان اثبات می‌کنند. همان‌گونه که این مدل‌ها فرض می‌کنند، فعالیت تحقیق و توسعه نیازمند وجود سرمایه انسانی و موجودی دانش علمی می‌باشند. منافع تحقیق و توسعه به موجودی فعلی دانش می‌افزاید و ازاین‌رو رشد اقتصادی پایدار را به دنبال دارد. بنابراین پیشرفت تکنولوژیکی از طریق سرمایه‌گذاری بنگاه در تحقیق و توسعه ایجاد می‌شود (گروسمن و هلپمن، ۱۹۹۱؛ رومر[8]، ۱۹۹۰) و آثار خارجی آن از طریق خصوصیت دانش و سرریزهای تکنولوژیکی مرتبط، گسترش می‌یابد.

ادبیات رشد درون‌زا غالباً تسهیل تجاری را در فرآیند سرمایه‌گذاری تحقیق و توسعه بنگاه‌ها بدیهی می‌دانند. تحقیقات این حوزه نشان می‌دهند که تجارت یکی از کانال‌های مهمی است که سرریزهای دانش و تکنولوژی را بین شرکای تجاری تسهیل می‌کند (بن–دیوید و لاوی[9]، ۲۰۰۰؛ کلر[10]، ۲۰۰۲؛ ریورا–باتیز و رومر[11]، ۱۹۹۱). گروسمن و هلپمن (۱۹۹۱)، کو و هلپمن (۱۹۹۵) و هلپمن و هفمایستر (۱۹۹۷) نشان می‌دهند که تکنولوژی خارجی از طریق واردات محصولات با کیفیت به محصولات داخلی

1. Bloom and Caning
2. Esterlin
3. Humoudi and Saches
4. Aisa and Pueyo
5. Schumpeterian growth theory
6. Dinopoulos and Thompson
7. Peretto and Smulders
8. Romer
9. Ben-David and Loewy
10. Keller
11. Rivera-Batiz and Romer

وارد می‌شود و بهره‌وری کل عوامل تولید افزایش می‌یابد. این سرریزهای تکنولوژی که از کشورهای توسعه‌یافته وارد می‌شوند، رشد را در کشورهای درحال‌توسعه افزایش می‌دهند. از سوی دیگر، بر اساس مطالعه کوهن و لوینتال[1] (۱۹۸۹)، سرریزهای تکنولوژی به کشورهای درحال‌توسعه به میزان زیادی بستگی به ظرفیت‌های جذب در این کشورها دارد و این ظرفیت‌ها نیز به موجودی سرمایه انسانی کشورهای پذیرنده تکنولوژی بستگی دارد.

۲- پیشینه تحقیق

۲-۱. مطالعات داخلی

شاه‌آبادی (۱۳۸۲و ۱۳۸۶)، در مطالعه خود به بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید در اقتصاد ایران پرداخته و الگوی موردنظر را با استفاده از روش یوهانسن و حداقل مربعات معمولی[2] (OLS) برآورد کرده است. نتایج برآورد نشان می‌دهد که انباشت سرمایه تحقیق و توسعه داخلی و خارجی، شاغلین دارای تحصیلات عالی (به‌عنوان جانشین سرمایه انسانی)، نسبت موجودی سرمایه فیزیکی به نیروی کار، شاخص‌های باز بودن اقتصاد، رابطه مبادله، نرخ تورم و نرخ ارز واقعی بر بهره‌وری کل اثر دارند؛ ضمن اینکه سه متغیر اول اثر قوی‌تری نسبت به سایر متغیرها بر بهره‌وری دارند.

نقش سلامت و بهداشت در ارتقای بهره‌وری نیروی کار اقتصاد ایران، توسط امینی و حجازی (۱۳۸۶) تحلیل و ارزیابی‌شده است. در این مطالعه، امید به زندگی به‌عنوان شاخص بهداشت و سلامت، سرمایه فیزیکی سرانه و درصد تولید بالفعل به بالقوه، مهمترین عوامل مؤثر بر بهره‌وری نیروی کار هستند. نتایج برآورد الگو با استفاده از روش ARDL برای دوره ۱۳۴۶-۱۳۸۳، بیانگر آن است که برای دست‌یابی به بهره‌وری بالاتر، علاوه بر ارتقای سطح بهداشت و سلامت، می‌توان از طریق افزایش سطح سرمایه فیزیکی سرانه و کاهش ظرفیت‌های بیکار، به این هدف دست یافت.

جهان شاهی (۱۳۸۶)، با بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل بخش صنعت ایران، به کمک الگوهای اقتصادسنجی و با استفاده از داده‌های تلفیقی[3] در دوره زمانی ۱۳۷۴-۱۳۸۲، نتیجه می‌گیرد که یک درصد تغییر در متغیرهای سرمایه‌گذاری در آموزش نیروی انسانی، بیش از ۲/۳ درصد تغییر در بهره‌وری کل ایجاد می‌کند. از طرفی یک درصد تغییر در شاخص‌های سرمایه انسانی، بهره‌وری را در همان جهت و کمی کمتر از ۰/۵ درصد تغییر می‌دهد.

امینی و حجازی آزاد (۱۳۸۷)، با استفاده از داده‌های آماری سری زمانی ۱۳۴۷-۱۳۸۳ به روش مدل خود بازگشت با وقفه‌های گسترده[4] (ARDL)، به بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل (TFP)

1. Cohen and Levinthal
2. Ordinery Least Squares
3. Pooled Data
4. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. برای این منظور از داده‌های نسبت شاغلان دارای تحصیلات عالی (به‌عنوان جانشین سرمایه انسانی)، سرمایه تحقیق و توسعه دولتی و نسبت تولید بالفعل به بالقوه به‌عنوان شاخص میزان استفاده از ظرفیت‌ها استفاده کردند. نتایج حاصل از برآورد نشان می‌دهد که در بلندمدت سرمایه تحقیق و توسعه دولتی، نسبت شاغلان دارای تحصیلات عالی و نرخ بهره‌برداری از ظرفیت‌ها، آثار مثبت و معنی‌داری بر بهره‌وری داشته است.

در مطالعه مشابهی، نایبی و دیگران (۱۳۸۹) میزان اثرگذاری عوامل مؤثر بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید ایران را در قالب سرمایه انسانی، ساختار اقتصادی، ساختار سرمایه، شدت تقاضا و پیشرفت فنی محاسبه و بررسی کردند. نتایج این مطالعه با استفاده از روش پسماند سولو برای دوره زمانی ۱۳۷۰–۱۳۸۵ حاکی از آن است که سرمایه انسانی، ساختار سرمایه و شدت تقاضا اثر مثبت و پیشرفت دانش فنی، تغییرات ساختاری و عدم کارایی در تخصیص منابع اثر منفی بر رشد بهره‌وری کل عوامل داشته‌اند.

عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل با تأکید بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران و ۲۳ کشور منتخب دیگر طی دوره زمانی ۱۹۹۶–۲۰۰۶ توسط امینی و دیگران (۱۳۸۹) بررسی شده است. نتایج مطالعه بیانگر اثر مثبت و معنی‌دار انباشت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، انباشت هزینه‌های تحقیق و توسعه، نرخ ثبت‌نام ناخالص دوره دانشگاهی، درجه باز بودن اقتصاد و نرخ بهره‌برداری از ظرفیت‌ها بر بهره‌وری کل است.

۲-۲. مطالعات خارجی

مایر[1] (۱۹۸۳)، در مطالعه‌ای با بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری نیروی کار و تحلیل داده‌های موجود، نتیجه می‌گیرد که آموزش و فرهنگ با ۸/۵ امتیاز بیشترین تأثیر را بر بهره‌وری نیروی کار دارند و پس از آن بهداشت با ۶/۵ امتیاز، تغذیه و مسکن با ۶ امتیاز و حمل‌ونقل با ۴ امتیاز در اولویت‌های بعدی قرار دارند.

در مطالعه‌ی هو و خان[2] (۱۹۹۶)، منابع رشد اقتصادی چین بررسی شده است. نتایج این مطالعه نشانگر تأثیر مثبت رشد بهره‌وری کل عوامل در رشد اقتصادی است ضمن اینکه مهمترین عامل مؤثر بر رشد بهره‌وری کل، سرمایه انسانی بوده که تحت عنوان آموزش، توسعه بهداشت و افزایش امید به زندگی ایفای نقش کرده است.

بلوم و کنینگ (۲۰۰۱) از چهار طریق اثر سلامتی و بهداشت را بر بهره‌وری ارزیابی کرده‌اند. نتیجه اصلی بررسی آنها این است که یک سال افزایش امید به زندگی جامعه، باعث ۴ درصد افزایش در تولید ملی می‌شود و افزایش هزینه‌ها برای بهبود سلامتی و بهداشت، به واسطه اثری که بر بهره‌وری نیروی کار دارد، قابل توجیه است.

1. Mayer
2. Hu and Khan

گانو[1] (۲۰۰۵) با استفاده از چارچوب حسابداری رشد، اثر سرمایه انسانی را بر بهره‌وری کل عوامل تحلیل کرده است. نتایج این مطالعه بر مبنای یافته‌های نظریه‌های رشد نیست؛ یعنی سرمایه انسانی یک تعیین‌کننده مهم رشد و بهره‌وری در نظر گرفته نشده است.

برونزینی و پیسلی[2] (۲۰۰۹) با بررسی ارتباط بلندمدت بین بهره‌وری کل عوامل، تحقیق و توسعه، سرمایه انسانی و زیرساختارهای عمومی بین نواحی ایتالیا طی دوره زمانی ۱۹۸۰-۲۰۰۷ نتیجه می‌گیرند که سرمایه انسانی اثر قوی‌تری بر بهره‌وری دارد؛ ضمن اینکه نتایج آزمون علیت، تنها وجود رابطه علی یک‌طرفه را از سوی سرمایه انسانی بر بهره‌وری تأیید می‌کند.

کو و دیگران[3] (۲۰۰۹) به بررسی و تحلیل اثر نهادها بر سرریزهای تحقیق و توسعه بین‌المللی و نقش سرمایه‌های تحقیق و توسعه داخلی بر بهره‌وری پرداخته‌اند. نتایج حاصل از بررسی آن‌ها با استفاده از داده‌های تابلویی ۲۴ کشور برای دوره ۱۹۷۱-۲۰۰۴ بیانگر این است که بین بهره‌وری کل، سرمایه تحقیق و توسعه داخلی و خارجی و سرمایه انسانی همگرایی وجود دارد.

بررسی کانال‌های مؤثر بر رشد اقتصادی چین در مطالعه توان و دیگران[4] (۲۰۰۹) صورت گرفته است. آن‌ها با استفاده از داده‌های تابلویی[5] نتیجه می‌گیرند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[6]، رشد بهره‌وری کشورهای پذیرنده را تحت تأثیر قرار می‌دهد و این در حالی است که انباشت سرمایه تحقیق و توسعه و سرمایه انسانی نقش مهمتری از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در بهبود بهره‌وری و رشد منطقه‌ای ایفا می‌کنند.

تیکسیرا و فورتونا[7] (۲۰۱۰) با بررسی رابطه میان سرمایه انسانی، سرمایه تحقیق و توسعه واردشده، تجارت و بهره‌وری برای اقتصاد پرتغال، بیان می‌دارند که سرمایه انسانی اثر بیشتری نسبت به سرمایه تحقیق و توسعه وارد شده بر بهره‌وری دارد.

گوتیرز[8] (۲۰۱۱) در پژوهشی به بررسی ارتباط بلندمدت میان بهره‌وری کل عوامل تولید صنعت و موجودی سرمایه تحقیق و توسعه و سرمایه انسانی با استفاده از روش همجمعی یوهانسن برای ۲۷ کشور طی دوره زمانی ۱۹۸۰-۲۰۱۱ پرداخته است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که سرمایه تحقیق و توسعه اثر مثبت و معنی‌داری بر بهره‌وری صنایع دارد، اما میزان آن بستگی به سرمایه انسانی دارد.

1. Ganev
2. Bronzini and Piselli
3. Coe et al
4. Tuan et al
5. Panel Data
6. Foreign Direct Investment
7. Teixeira and Fortuna
8. Gutirreze

آرازمورادو و دیگران[1] (۲۰۱۴)، با استفاده از روش مرز تصادفی برای ۱۵ کشور اتحاد شوروی سابق[2] (FSU) طی دوره زمانی ۱۹۹۵-۲۰۰۸ به بررسی اثر کانال‌های تکنولوژیکی بر کارایی کشورها پرداخته‌اند. نتایج بررسی آن‌ها نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه انسانی، کارایی تکنولوژیکی را بهبود می‌بخشند. به علاوه عوامل ذکر شده اثر مثبت بر بهره‌وری کل عوامل تولید دارند که در نهایت به صورت افزایش در تولید ناخالص داخلی نمود می‌یابد.

شرنگل و دیگران[3] (۲۰۱۴)، در مطالعه خود اثر سرمایه دانش[4] را بر بهره‌وری کل عوامل تولید چین بررسی کرده‌اند. آنها با به‌کارگیری داده‌های تابلویی ۲۹ منطقه چین طی دوره زمانی ۱۹۸۸-۲۰۰۷ و مدل‌های فضایی، اثر سرمایه دانش را بر رشد بهره‌وری کل منطقه‌ای تأیید می‌کنند.

۳. معرفی متغیرها و شاخص‌های تحقیق

بهره‌وری کل عوامل تولید: عمومی‌ترین شاخص‌ها برای بررسی عملکرد اقتصادی یک کشور، تولید سرانه نیروی کار (یا به ازای هر ساعت کار) یا اصطلاحاً بهره‌وری نیروی کار و بهره‌وری کل عوامل است (تیکسیرا و فورتونا، ۲۰۰۵).

شاخص تولید به ازای هر کارگر، رشد بهره‌وری را به صورت مابه‌تفاوت میان نرخ رشد تولید بر مبنای تولید ناخالص داخلی در قیمت‌های ثابت و جمعیت شاغل (یا تعداد ساعات کار)، اندازه‌گیری می‌کند. بهره‌وری نیروی کار رایج‌ترین مقیاسی است که در مورد یک اقتصاد، صنعت و یا یک واحد تولیدی به‌کاربرده می‌شود. از دلایل این امر می‌توان به سهم نسبتاً زیاد هزینه نیروی کار در ارزش بسیاری از فرآورده‌ها و نیز موجود بودن اطلاعات مربوط به نهاده نیروی کار در مقایسه با داده‌ها و اطلاعات موجود مربوط به نهاده‌های دیگر مانند سرمایه اشاره کرد.

آن بخش از رشد تولید که مربوط به رشد کمی نهاده نیست، به رشد بهره‌وری کل عوامل تولید مربوط می‌شود. به‌طور روشن‌تر به لحاظ اقتصادی، TFP یا پسماند سولو افزایش تولید ناشی از افزایش در کارایی بوده که باعث افزایش ارزش افزوده و رشد اقتصادی می‌شود. با توجه به اینکه شاخص بهره‌وری کل عوامل برآیند تغییرات بهره‌وری کار و سرمایه است و عملکرد بخش را به صورت کلی در استفاده بهینه از منابع نشان می‌دهد، در نتیجه استفاده از این شاخص نسبت به شاخص‌های بهره‌وری نیروی کار و سرمایه ارجحیت دارد. بنابراین در این مطالعه از این شاخص استفاده‌شده است.

1. Arazmuradov and *et al*
2 . former Soviet Union (FSU)
3. Scherngell and et al
۴. دارایی نامشهود شامل اطلاعات و مهارت کارکنان یک بنگاه، تجربیات در فرآیند کسب‌وکار، کار گروهی و یادگیری از طریق انجام دادن است. سرمایه دانش مشابه عوامل فیزیکی تولید (زمین، نیروی کار و سرمایه) نیست، بلکه بر مبنای مهارتی است که کارکنان با یکدیگر سهیم می‌شوند تا بر این اساس کارایی بهبود یابد. داشتن کارکنان ماهر و دسترسی به سرمایه دانش، باعث می‌شود تا یک بنگاه نسبت به رقبایش دارای مزیت نسبی باشد. سرمایه دانش، مهمترین جزء سرمایه انسانی است.

برای اندازه‌گیری بهره‌وری معمولاً از دو روش شاخص و تابع تولید استفاده می‌شود. در صورتی که اطلاعات مربوط به سهم عوامل تولید موجود باشد، از روش شاخص برای به دست آوردن مقادیر کمی بهره‌وری استفاده می‌شود. شاخص‌های دیویژیا[1] و کندریک[2] از جمله شاخص‌های مرسومی هستند که در این زمینه به کار گرفته می‌شود. در صورت در دسترس نبودن اطلاعات سهم عوامل تولید، از تابع تولید استفاده می‌شود. در چارچوب حسابداری رشد، تابع تولیدی که استفاده می‌شود به صورت زیر است:

$$Y_t = A_t K_t^{\alpha(1-\beta)} T_t^{\beta} (HLZ)_t^{(1-\alpha)(1-\beta)} \qquad (۱)$$

که در آن، Y_t تولید واقعی، A_t بهره‌وری کل عوامل تولید، K_t موجودی سرمایه و T_t زمین‌های زراعی[3] است. $(HLZ)_t$ نیروی کار مؤثر است که برابر با حاصل‌ضرب سرمایه انسانی (H) در اشتغال (L) و ساعات کاری سالانه (Z) است. $\alpha(1-\beta_t)$ سهم سرمایه از تولید و β سهم زمین از تولید، تحت فرض رقابت کامل است. تابع تولید دارای بازدهی ثابت نسبت به k_t ، T_t و $(HLZ)_t$ است (بنرجی و روی[4]، ۲۰۱۴). تابع تولید ارائه‌شده در رابطه (۱) یک تابع تولید تعمیم‌یافته است به این معنی که دربرگیرنده زمین زراعی و نیروی کار مؤثر است. در واقع وقتی محصولات کشاورزی بخش قابل‌توجهی از تولیدات یک کشور را تشکیل می‌دهد و زمین یک نهاده تولیدی مهم در اقتصاد کشور است، نادیده گرفتن آن باعث می‌شود برآورد تابع تولید دارای تورش باشد. با تغییرات منابع از کشاورزی به صنعت و خدمات، انتظار می‌رود که سهم کشاورزی از کل تولید (β_t) طی زمان کاهش یابد.

با فرض رقابت کامل در بازار کالاها و نهاده‌های تولید، بازدهی ثابت نسبت مقیاس و حداکثرسازی سود، بهره‌وری کل عوامل تولید از رابطه (۱) به‌دست می‌آید که عبارت است از:

$$A_t = \frac{Y_t}{K_t^{\alpha(1-\beta)} T_t^{\beta} (HLZ)_t^{(1-\alpha)(1-\beta)}} \qquad (۲)$$

با برآورد پارامترهای رابطه فوق با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی، می‌توان مقدار کمی بهره‌وری را برای هر سال برآورد کرد. در این تحقیق داده‌های شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید از دفتر برنامه‌ریزی و مدیریت اقتصاد کلان اخذ شده است.

1. Divisia Index
2. Kendrick Index
3. Arable land
4. Banerjee and Roy

موجودی سرمایه انسانی: توانایی‌ها و قابلیت‌های نهادینه‌شده در وجود انسان سرمایه انسانی نامیده می‌شود و دارای سه بعد اصلی آموزش، سلامت و تجربه است. در این مطالعه به دلیل در دسترس نبودن داده‌ها و اطلاعات، تنها دو بعد آموزش و سلامت در نظر گرفته‌شده و از بررسی بعد دیگر سرمایه انسانی (تجربه) اجتناب شده است.

متداول‌ترین شاخص‌های سرمایه انسانی (از بعد آموزش) عبارت‌اند از: نرخ ثبت‌نام[1]، نرخ باسوادی بزرگسالان[2]، هزینه‌های آموزشی، متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار[3]، نسبت شاغلان دارای تحصیلات عالی به کل شاغلان[4]، ارزش پولی موجودی سرمایه انسانی و نمرات آزمون بین‌المللی دانش‌آموزان[5] (تیکسیرا، ۲۰۰۵).

دو شاخص اول از شاخص‌های مذکور، به دلیل دسترسی آسان، بیشتر در مدل‌های رشد مورداستفاده قرار می‌گیرند (منکیو و دیگران[6]، ۱۹۹۲). نرخ باسوادی بزرگسالان، تنها گویای گام اول در مسیر تشکیل سرمایه انسانی است و سایر جنبه‌های آموزشی را که در بهره‌وری نیروی کار مؤثرند را نادیده می‌گیرد. نرخ ثبت‌نام نیز شاخص ناقصی برای موجودی سرمایه انسانی است، زیرا یک متغیر جریان بوده و دانش‌آموزانی که جدیداً در مدرسه ثبت‌نام کرده‌اند، هنوز به‌عنوان بخشی از نیروی کار تعریف نشده‌اند. بنابراین نرخ ثبت‌نام ممکن است تغییرات در موجودی سرمایه انسانی را به درستی نشان ندهد، مخصوصاً طی دوران‌هایی که تغییرات جمعیتی و آموزشی به سرعت اتفاق می‌افتد. دو شاخص آخر (ارزش پولی موجودی سرمایه انسانی و نمرات آزمون بین‌المللی) نیز تنها به برخورداری آموزشی[7] قسمت کوچکی از جمعیت توجه کرده‌اند و برخورداری آموزشی سایر اقشار جامعه را بی‌اهمیت فرض کرده‌اند.

شاخص‌های متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار و نسبت شاغلان دارای تحصیلات عالی به کل شاغلان، بهترین اطلاعات را درباره موجودی سرمایه انسانی ارائه می‌دهند (احمدی شادمهری و دیگران، ۱۳۸۹). در این مطالعه از شاخص نسبت شاغلان دارای تحصیلات عالی به کل شاغلان استفاده شده است. این شاخص از نوع ستاده بوده و با در نظر گرفتن قید اشتغال آثار واقعی‌تری از این متغیر بر تولید بدست می‌آید. به علاوه این شاخص به دلیل در نظر گرفتن تمامی سطوح آموزش نیروی کار به ویژه سطح آموزش عالی که در اشاعه دانش و نوآوری و جذب فناوری‌های نوین مؤثر است، می‌تواند متغیر جامع‌تری برای سرمایه انسانی باشد.

1. Enrolment Ratio
2. Adult Literacy Rates
3. Average Years of Schooling
4. Monetary Value of Human Capital Stock
5. Students International Test Scores
6. Mankiw et al
7. Education Attainment

شاخص‌های امید به زندگی، مخارج بهداشتی و تغذیه، مرسوم‌ترین شاخص‌های سرمایه انسانی (از بعد سلامت) تلقی می‌شوند. از میان شاخص‌های مذکور، شاخص اولی تابعی از وضعیت بهداشت و سلامت جامعه بوده و تنها بیانگر نرخ مرگ‌ومیر جامعه است. شاخص سوم، نیز شاخص ناقصی بوده و کمتر مورد استفاده قرار می‌گیرد. بنابراین از شاخص نسبت مخارج بهداشتی به تولید ناخالص داخلی استفاده شده است.

داده‌های سری زمانی شاغلان دارای تحصیلات عالی و اشتغال، از دفتر برنامه‌ریزی و مدیریت اقتصاد کلان سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور و آمارهای مخارج بهداشتی و تولید ناخالص داخلی از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری‌شده است.

موجودی سرمایه سرانه نیروی کار: اگر موجودی سرمایه در اقتصاد دارای رشد بیشتری نسبت به نیروی کار باشد این امر موجب افزایش نسبت موجودی سرمایه به نیروی کار (شدت سرمایه) گشته و بهره‌وری کل عوامل تولید افزایش می‌یابد (شاه‌آبادی، ۱۳۸۶: ۱۱۳). داده‌های موجودی سرمایه فیزیکی به روش موجودی‌گیری دائمی[1] (PIM)، توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران محاسبه‌شده و در این مطالعه استفاده‌شده است.

موجودی سرمایه تحقیق و توسعه: تحقیق و توسعه فرآیندی است که از طریق آن اندیشه‌ها به تولیدات جدید تبدیل می‌شود و نیز تولیدات موجود باکیفیت‌تر می‌شود. تحقیق و توسعه یکی از منابع تأمین پیشرفت فنی است. پیشرفت یا تغییرات تکنولوژیکی، به کارگران این امکان را می‌دهد تا با استفاده از ماشین‌آلات و تجهیزات بهتر، کارایی و اثربخشی خود را بالا ببرند. در واقع، تغییرات فنی شرایط کار را بهتر می‌کند، ساعات کار را کاهش می‌دهد و به جریان تولید سرعت می‌بخشد (بریو کاسترو و دیگران[2]، ۲۰۰۲).

موجودی سرمایه تحقیق و توسعه توسط چند شاخص تقریب زده می‌شود: تعداد محققان و مهندسان (جونز[3]، ۱۹۹۵)، تعداد اختراع ثبت‌شده (فاگربرگ[4]، ۱۹۸۷)، نسبت R&D-(R&D/GDP) (گریلیچز[5]، ۱۹۸۸)، کل مخارج تحقیق و توسعه (کو و دیگران، ۱۹۹۷) و غیره. فاگربرگ (۱۹۸۷)، شاخص‌های سطح تکنولوژی را به شاخص‌های تکنولوژی نهاده[6] (مخارج آموزشی، مخارج تحقیق و توسعه، اشتغال محققان و مهندسان) و شاخص‌های تکنولوژی ستاده[7] (حق اختراع) تقسیم کرده است. شاخص‌های

1. Perpetual Inventory Method
2. Barrio-Castro and *et al.*
3. Jones
4. Fagerberg
5. Griliches
6. Technological Input Measures
7.Technological Output Measures

تکنولوژی نهاده به‌طور مستقیم با ظرفیت‌های یک کشور برای تقلید و همچنین توانایی نوآوری آن مرتبط هستند. شاخص‌های تکنولوژی ستاده نیز تنها با ابداع روش‌های تولید و محصول مرتبط هستند.

در این مطالعه از شاخص تکنولوژی نهاده (به‌طور دقیق‌تر، مخارج تحقیق و توسعه به تولید ناخالص ملی) استفاده‌شده است که نشان می‌دهد یک کشور به‌طور متوسط چه کسری از تولید ناخالص ملی (داخلی) خود را صرف امور تحقیقاتی می‌کند. داده‌های سری زمانی شاخص مذکور، از مطالعه صمدی (۱۳۸۸) اخذ شده است.

تحلیل حاضر دوره زمانی ۱۳۵۷-۱۳۸۹ را در برمی‌گیرد و کلیه داده‌ها به صورت سری زمانی و به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ است. در این مطالعه سعی بر این بوده که تا حد امکان داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز از یک منبع استخراج تا امکان خطا کمتر شود، ولی به دلیل کمبود اطلاعات مورد نیاز، در مواردی از منابع مختلف استفاده شده و دوره مورد بررسی به سال ۱۳۸۹ محدود شده است[۱].

۴. تصریح الگو

با توجه به مباحث ارائه شده در قسمت‌های قبل، هدف مطالعه حاضر بررسی تأثیر ابعاد سرمایه انسانی بر سطح بهره‌وری کل عوامل است. لذا الگوی مورد نظر در تحقیق حاضر به‌صورت زیر معرفی می‌شود:

$$LTFP_t = \alpha_0 + \alpha_1 LHE_t + \alpha_2 LH_t + \alpha_3 LKL_t + \alpha_4 LRD_t + \alpha_5 DUM + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

در اینجا، (TFP) بهره‌وری کل عوامل، (HE) نسبت شاغلان دارای تحصیلات عالی به‌کل شاغلان (سرمایه انسانی از نوع آموزش)، (H) نسبت مخارج بهداشتی به تولید ناخالص داخلی (سرمایه انسانی از نوع سلامت)، (KL) موجودی سرمایه سرانه نیروی کار، (RD) نسبت مخارج تحقیق و توسعه به تولید ناخالص ملی، (DUM) متغیر مجازی مربوط به سال‌های جنگ تحمیلی و ε_t جزء اخلال هستند. کلیه متغیرهای استفاده‌شده در سطح به صورت لگاریتمی هستند و نماد L برای این منظور در نظر گرفته‌شده است[۲].

۴-۱. همگرایی بلندمدت[۳]

به منظور آزمون وجود ارتباط تعادلی بلندمدت بین متغیرها، از روش آزمون باند ARDL استفاده‌شده است. الگوی ARDL یک مدل پویا بوده که از مقادیر با وقفه متغیر وابسته و مقادیر جاری و با وقفه

---

۱. در اغلب مطالعات به دلیل محدودیت دسترسی به متغیر موجودی سرمایه (K) و مشکلات اقتصادسنجی در برآورد سهم عامل کار و سرمایه از تولید، شاخص بهره‌وری تا سال ۱۳۸۴ و ۱۳۸۵ محاسبه‌شده است.

۲. برای برآورد الگو از نرم‌افزار مایکروفیت (Microfit 4.0) استفاده‌شده است.

3. Long-run Cointegration

متغیرهای مستقل استفاده می‌کند. از این طریق آثار کوتاه مدت به‌طور مستقیم و رابطه تعادلی بلندمدت به‌طور غیرمستقیم برآورد می‌شود.

روش آزمون باند نیازمند برآورد مدل‌های تصحیح خطای نامقید[1] (UECM) زیر است:

$$\Delta LTFP_t = a_{0TFP} + \sum_{i=1}^{n} B_{iTFP}\Delta LTFP_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} C_{iTFP}\Delta LHE_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} D_{iTFP}\Delta LH_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} E_{iTFP}\Delta LKL_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} F_{iTFP}\Delta LRD_{t-i} + \sigma_{1TFP}LTFP_{t-1} + \sigma_{2TFP}LHE_{t-1} + \sigma_{3TFP}LH_{t-1} + \sigma_{4TFP}LKL_{t-1} + \sigma_{5TFP}LRD_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (۴)$$

$$\vdots$$

$$\Delta LRD_t = a_{0RD} + \sum_{i=1}^{n} F_{iRD}\Delta LRD_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} B_{iRD}\Delta LTFP_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} C_{iRD}\Delta LHE_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} D_{iRD}\Delta LH_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} E_{iRD}\Delta LKL_{t-i} + \sigma_{1RD}LTFP_{t-1} + \sigma_{2RD}LHE_{t-1} + \sigma_{3RD}LH_{t-1} + \sigma_{4RD}LKL_{t-1} + \sigma_{5RD}LRD_{t-1} + \varepsilon_2 \quad (۸)$$

که در آن Δ تفاضل مرتبه اول است. روش ARDL را می‌توان با صرف‌نظر از اینکه متغیرهای موجود انباشته از مرتبه صفر (۰)I، انباشته از مرتبه یک (۱)I و یا هر دو باشند، به کار برد (بنرجی و دیگران[2]، ۱۹۹۳ و ۱۹۹۸). آزمون باند، آزمون والد[3] برای سطوح با وقفه متغیرها در سمت راست UECM بوده و آماره‌ای که برای این منظور مورد استفاده قرار می‌گیرد، آماره F است.

فرض صفر عدم وجود همگرایی بلندمدت بین متغیرها و فرض مقابل آن در معادله (۴) به ترتیب به‌صورت $H_0 : \sigma_{1TFP} = \sigma_{2TFP} = \sigma_{3TFP} = \sigma_{4TFP} = \sigma_{5TFP} = ۰$ و $H_1 : \sigma_{1TFP} \neq \sigma_{2TFP} \neq \sigma_{3TFP} \neq ۰ \neq \sigma_{4TFP} \neq \sigma_{5TFP}$ تعریف‌شده و به اختصار نوشته می‌شود:

F_{LTFP} (LTFP| LHE, LH, LKL, LRD)

به طور مشابه برای معادله (۸) فرض صفر و مقابل آن $H_0 : \sigma_{1RD} = \sigma_{2RD} = \sigma_{3RD} = \sigma_{4RD} = \sigma_{5RD} = ۰$ و $H_1 : \sigma_{1RD} \neq \neq \sigma_{5RD} \neq \sigma_{4RD} \neq \sigma_{3RD} \neq \sigma_{2RD}$ هستند؛ و به همین ترتیب برای سایر معادلات عمل می‌شود.

آماره F دارای توزیع نرمال بوده که به I(۰) یا I(۱) بودن متغیرهای استفاده‌شده، تعداد رگرسورها، شامل عرض از مبدأ و یا روند و اندازه نمونه بستگی دارد. دو دسته از مقادیر F بحرانی توسط پسران و شین[4] (۱۹۹۹) و پسران و دیگران(۲۰۰۱) برای نمونه‌های بزرگ و نارایان[5] (۲۰۰۵) برای نمونه‌های ۳۰

1. Unrestricted Error Correction Model (UECM)
2. Banerjee et al
3. Wald Test
4. Pesaran and shin
5. Narayan

تا ۸۰ تایی ارائه‌شده است. مقادیر بحرانی برای نمونه‌های بزرگ کاملاً متفاوت از نمونه‌های کوچک است. اگر آماره F محاسبه‌شده بیشتر از حد بالایی باشد، فرض صفر عدم همگرایی بلندمدت رد می‌شود و اگر کمتر از حد پایینی باشد، فرض صفر رد نمی‌شود. اگر آماره درون محدوده‌ها قرار گیرد نمی‌توان نتیجه‌ای گرفت؛ در این حالت باید با تعیین درجه انباشتگی متغیرهای موجود، و به پیروی از روش یوهانسن – جوسلیوس(۱۹۹۰) وجود همگرایی مشخص گردد (گش[1]، ۲۰۰۹: ۲).

۲-۴. برآورد ضرایب بلندمدت و کوتاه مدت الگو

وقتی‌که با استفاده از آزمون همگرایی بلندمدت وجود رابطه تعادلی بلندمدت ثابت شد، ضرایب بلندمدت و کوتاه مدت برآورد می‌شود. برای این منظور لازم است که ابتدا تعداد وقفه بهینه در مدل ARDL با استفاده از معیارهای انتخابی وقفه بهینه مثل شوارتز- بیزین[2](SBC)، آکاییک[3] (AIC) و غیره تعیین شود (نارایان و نارایان، ۲۰۰۴ : ۱۰۳).

یک مدل ARDL $(p,q_1,q_2,\ldots q_k)$ را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$\Omega(L,P)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k}\beta_i(L,q_i)x_{it} + \delta W_t + \mu \qquad (۹)$$

که در آن،

$$\Omega(L,P) = 1 - \Omega_1\delta_1 L^1 - \Omega_2\delta_2 L^2 - \ldots - \Omega_p\delta_p L^p, \qquad (۱۰)$$

$$\beta_i(L,q_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1}L + \beta_{i2}L^2 + \ldots + \beta_{iqi}L^{qi}, i = 1,2,\ldots,K \qquad (۱۱)$$

در اینجا، y_t متغیر وابسته، α_0 عرض از مبدأ و W_t برداری از متغیرهای ثابت مثل متغیرهای مجازی، روندهای زمانی یا متغیرهای برون زا باوقفه‌های ثابت هستند. معادله بلندمدت نیز به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k}\beta_i x_i + \delta W_t + \vartheta_t \qquad (۱۲)$$

۳-۴. آزمون علیت

انگل و گرنجر نشان داده‌اند که اگر سری‌های زمانی X و Y (برای مثال) همگرای بلندمدت باشند، باید علیت گرنجری حداقل در یک مسیر وجود داشته باشد؛ ولی جهت علیت مشخص نیست. در این حالت، مسیر علیت از روش الگوی تصحیح خطای برداری[4] (VECM) مشخص می‌شود. با استفاده از

1. Ghosh
2. Schwarts Bayesian Criterion (SBC)
3. Akaike Information Criterion (AIC)
4. Vector Error Correction Model (VECM)

این روش رابطه علی کوتاه مدت، بلندمدت و تلفیقی قابل‌بررسی است. آزمون علیت گرنجری را می‌توان از طریق معادلات زیر انجام داد:

$$\Delta LTFP_t = \beta_{10} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{11i} \Delta LTFP_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{12i} \Delta LHE_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{13i} \Delta LH_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{14i} \Delta LKL_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{15i} \Delta LRD_{t-i} + \beta_{16i} ECT_{t-1} + u_{1t} \quad (۱۳)$$

$$\vdots$$

$$\Delta LRD_t = \beta_{50} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{51i} \Delta LTFP_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{52i} \Delta LHE_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{53i} \Delta LH_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{54i} \Delta LKL_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{55i} \Delta LRD_{t-i} + \beta_{56i} ECT_{t-1} + u_{5t} \quad (۱۷)$$

β ها پارامترهایی هستند که باید برآورد شوند، u_t جملات خطای سریالی ناهمبسته[1] و ECT_{t-1} بخش تصحیح خطای باوقفه هستند. آماره F مربوط به تفاضل متغیرهای توضیحی باوقفه، دلالت بر معنی‌داری آثار علی کوتاه‌مدت و آماره t مربوط به ضرایب تصحیح خطای باوقفه دلالت بر معنی‌داری آثار علی بلندمدت دارد.

۵. نتایج برآورد الگو

توجه به چند نکته قبل از انجام آزمون همگرایی بلندمدت ضروری به نظر می‌رسد. نکته اول مربوط به انتخاب تعداد وقفه بهینه است. از یک‌سو تعداد وقفه‌ی انتخابی باید به اندازه کافی زیاد باشد تا مسئله همبستگی سریالی پسماندها را کاهش دهد و از سوی دیگر، باید کم باشد تا مشکل زیاد از حد برآورد شدن (به خصوص در مطالعاتی که دارای تعداد مشاهدات اندک هستند) صورت نگیرد (پسران و دیگران، ۲۰۰۱ : ۳۰۸). بنابراین معادله (۴) با استفاده از روش OLS، برای حالت با روند و بدون روند زمانی برآورد گردید. در جدول (۱) معیارهای انتخاب وقفه شوارتز- بیزین (SBC)، آکاییک (AIC) و آماره‌های ضریب فزاینده لاگرانژ[2] (LM[3]) ارائه‌شده است. بر اساس معیارهای (SBC) و (AIC) برای هر دو حالت با روند و بدون روند تعداد وقفه بهینه ۲ است. آمارهای (LM) نیز استفاده از تعداد وقفه بیشتر از ۱ را پیشنهاد می‌کنند.

جدول ۱: انتخاب وقفه‌ی بهینه الگوی تحقیق

1. Serially Uncorrelated Error Terms

۲. این آماره برای آزمون عدم وجود همبستگی سریالی پسماندها به کار می‌رود.

3. Lagrange Multiplier Statistics

وقفه ↓	با روند				بدون روند		
	AIC	SBC	*LM*		AIC	SBC	*LM*
۱	۴۳/۸۷	۳۶/۱۶	۲۳/۶۶		۴۴/۸۶	۳۷/۸۵	۲۲/۸۸
۲	۴۴/۴۷	۴۱/۳۱	۲۷/۳۲		۴۵/۴۳	۴۲/۸۷	۵۳/۷۳
۳	---	---	---		---	---	---

منبع: یافته‌های تحقیق

نکته بعدی به درجه انباشتگی متغیرهای مورد بررسی مربوط می‌شود. انگ[1] (۲۰۰۷) بیان می‌کند که اگر متغیرهای موجود انباشته از درجه دو I(۲) یا بیشتر باشند، آماره F محاسبه‌شده توسط پسران و دیگران (۲۰۰۱) قابل‌اعتماد نیست. ازاین‌رو قبل از انجام آزمون همگرایی، درجه انباشتگی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته[2] (ADF) بررسی شد. نتایج این آزمون در جدول (۲) بیانگر این است که کلیه متغیرها انباشته از مرتبه صفر (LTFP، LH و LKL) یا یک (LHE و LRD) هستند.

جدول ۲: نتایج آزمون دیکی – فولر تعمیم‌یافته

متغیر	خصوصیات آزمون	سطح	تفاضل مرتبه اول
LTFP	با عرض از مبدأ	-۱/۹۷	---
	با عرض از مبدأ و روند	-۳/۶۶	---
LHE	با عرض از مبدأ	-۵/۲۳	-۱/۴۰
	با عرض از مبدأ و روند	۰/۹۹	-۳/۸۹
LH	با عرض از مبدأ	-۱/۵۷	---
	با عرض از مبدأ و روند	-۳/۶۹	---
LKL	با عرض از مبدأ	-۱/۲۵	---
	با عرض از مبدأ و روند	-۳/۷۱	---
LRD	با عرض از مبدأ	-۰/۷۵	-۵/۸۴
	با عرض از مبدأ و روند	-۲/۷۵	-۴/۸۰

منبع: یافته‌های تحقیق

توجه : مقادیر بحرانی برای آماره‌های ADF با عرض از مبدأ (و روند) در سطح معنی‌داری ۵ درصد، ۳/۰۱- (۳/۶۵-) و برای تفاضل مرتبه اول متغیرها با در نظر گرفتن عرض از مبدأ (و روند) ۳/۰۲- (۳/۶۷-) است.

آزمون باند برای تعیین وجود همگرایی، از طریق برآورد معادلات (۴) تا (۸) به وسیله برآورد کننده OLS بررسی شد. نتایج این آزمون (جدول ۳) دلالت بر این دارد که همگرایی بلندمدت زمانی که LTFP و LHE به عنوان متغیرهای وابسته هستند، وجود دارد. دلیل این امر آن است که مقادیر آماره F_{LTFP} (۹/۹۹) و F_{LHE}(۵/۲۵) بیشتر از مقدار بحرانی حد بالایی (۳/۷۹) برای حالت بدون روند است. بنابراین رابطه تعادلی بلندمدت بین بهره‌وری کل عوامل و تعیین‌کننده‌های آن وجود دارد. از سوی دیگر،

1. Ang
2. Augmented Dickey - Fuller

نتایج این آزمون هیچ‌گونه شواهدی را مبنی بر وجود رابطه همگرایی برای شرایطی که LH، LKL و LRD به عنوان متغیرهای وابسته هستند، ارائه نمی‌دهد.

در مرحله بعد ضرایب بلندمدت الگو از طریق برآورد معادله (۳) و انتخاب وقفه بهینه ۲، برآورد شدند. این ضرایب به صورت زیر هستند:

$$LTFP_t = 4.78+0.11\ LHE_t+0.01\ LH_t+0.24\ LKL_t+0.05\ LRD_t + 0.13\ DUM+ \hat{\varepsilon}_t$$

S.E (0.259) (0.040) (0.008) (0.084) (00.37) (0.030)

در بلندمدت موجودی سرمایه سرانه نیروی کار (KL) بیشترین اثر را بر بهره‌وری دارد. نسبت شاغلان دارای تحصیلات عالی به‌کل شاغلان (HE) و نسبت مخارج بهداشتی به تولید ناخالص داخلی(H) به ترتیب دارای اثر مثبت و معنی‌دار حدود ۰/۱۱ و ۰/۰۱ درصد بر بهره‌وری هستند و شاخص مخارج تحقیق و توسعه (RD) اگرچه دارای اثر مثبتی است، ولی این اثر بسیار ناچیز بوده و به لحاظ آماری معنی‌دار نیست. ضریب متغیر مجازی سال‌های جنگ تحمیلی نیز حدود ۰/۱۳ درصد برآورد شده که بیانگر اثر منفی سال‌های جنگ تحمیلی بر بهره‌وری است.

جدول ۳: آماره‌های F برای آزمون باند

آماره F	با روند	بدون روند
F_{LTFP}(LTFP|LHE,LH,LKL,LRD)	۱۸/۳۹ [۰/۰۰۰]	۹/۹۹ [۰/۰۰۱]
F_{LHE} (LHE|LTFP,LH,LKL,LRD)	۴/۱۱ [۰/۰۳۲]	۵/۲۵ [۰/۰۱۳]
F_{LH} (LH|LTFP,LHE,LKL,LRD)	۰/۷۲ [۰/۶۲۱]	۱/۳۹ [۰/۰۳۰]
F_{LKL}(LKL|LTFP,LHE,LH,LRD)	۲/۰۷ [۰/۱۶۰]	۰/۸۱ [۰/۵۶۶]
F_{LRD}(LRD|LTFP,LHE,LH,LKL)	۲/۶۵ [۰/۰۹۶]	۲/۰۹ [۰/۱۴۹]
حدود بحرانی آماره F در سطح ۵ درصد	I(۰) I(۱)	I(۰) I(۱)
	۳/۱۲ ۴/۲۵	۲/۶۲ ۳/۷۹

منبع: یافته‌های تحقیق

نتیجه برآورد ضرایب کوتاه مدت نیز در جدول (۴) دلالت بر این دارد که ضریب تصحیح خطا (ECM) به لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای علامت مورد انتظار است. بنابراین تعادل بلندمدت قابل حصول است. ضمناً این ضریب نشان می‌دهد که در صورت وارد آمدن شوک و انحراف از تعادل، در هر دوره ۰/۸۹ درصد از عدم تعادل بهره‌وری برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

در مجموع نتایج ارائه‌شده در این بخش اثر مثبت ابعاد سرمایه انسانی و سایر متغیرها را بر بهره‌وری تأیید می‌کند.

جدول ۴: ضرایب برآوری کوتاه مدت برای الگوی (۲،۰،۱،۰،۰) ARDL

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t [سطح احتمال]
$\Delta LTFP_{t-1}$	۰/۶۱۸	۰/۰۹۰	۶/۷۹۱ [۰/۰۰۰]
ΔLHE	۰/۱۰۶	۰/۰۳۳	۳/۱۷۲ [۰/۰۰۴]
ΔLH	۰/۰۳۵	۰/۰۱۰	۳/۴۷۳ [۰/۰۰۲]
ΔLKL	۰/۱۵۳	۰/۰۸۲	۱/۸۵۶ [۰/۰۷۶]
ΔLRD	۰/۰۴۹	۰/۰۳۱	۱/۵۶۰ [۰/۱۳۲]
ΔDUM	-۰/۱۱۸	۰/۰۲۶	-۴/۴۲۲ [۰/۰۰۰]
ΔC	۴/۲۹۱	۰/۶۰۸	۷/۰۵۸ [۰/۰۰۰]
ECM_{t-1}	-۰/۸۹۶	۰/۰۹۸	-۹/۱۴۳ [۰/۰۰۰]

R^2= ۰/۹۰ $\overline{R}^2$ =۰/۸۶ F=۲۴/۹۲ σ=۰/۰۲

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون همگرایی بلندمدت، وجود رابطه تعادلی بلندمدت را بین متغیرها تأیید کرد؛ بنابراین باید علیت گرنجری حداقل در یک مسیر وجود داشته باشد. جدول(۵) نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه مدت و بلندمدت را نشان می‌دهد.

جدول ۵: نتایج آزمون علیت گرنجری

متغیرهای وابسته ↓	جهت علیت (متغیرهای مستقل)					
	کوتاه مدت					بلندمدت
	ΔLTFP	ΔLHE	ΔLH	ΔLKL	ΔLRD	ECT
ΔLTFP	---	۱۰/۰۶*	۱۲/۰۶*	۳/۴۴***	۲/۴۳	-۰/۸۹ *
ΔLHE	۱/۴۳	---	۱/۴۶	۲/۵۳	۶/۰۱*	-۰/۰۲***
ΔLH	۵/۴۰**	۰/۱۲	---	۲۶/۹۵*	۰/۰۸	---
ΔLKL	۰/۱۰	۰/۲۵	۲۵/۴۹*	---	۰/۰۷	---
ΔLRD	۰/۹۹	۴/۷۹*	۲/۲۳	۱/۹۵	---	-۰/۶۱*

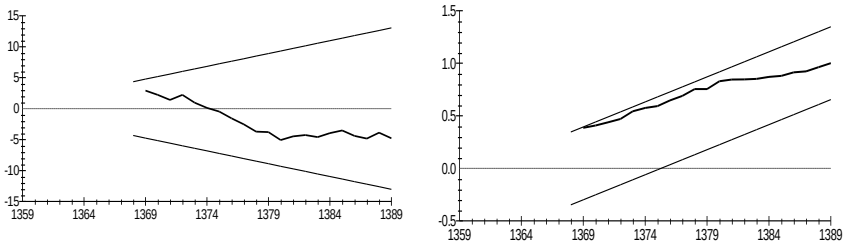
منبع: یافته‌های تحقیق

توجه : * ، ** و *** به ترتیب بر سطح معنی‌داری ۱٪ ۵٪ و ۱۰٪ دلالت دارند.

در معادله‌ای که بهره‌وری به عنوان متغیر وابسته است، نسبت شاغلان دارای تحصیلات عالی به‌کل شاغلان، نسبت مخارج بهداشتی به GDP و موجودی سرمایه سرانه نیروی کار، علت گرنجری بهره‌وری در کوتاه‌مدت هستند. در معادله (ΔLHE)، LTFP ، LH و LKL به لحاظ آماری معنی‌دار نیستند، درحالی‌که LRD علت کوتاه‌مدت آن محسوب می‌شوند. همچنین در معادله (ΔLH)، بهره‌وری و موجودی سرمایه سرانه علت گرنجری کوتاه‌مدت سرمایه انسانی است. بنابراین در کوتاه‌مدت، رابطه علی دوسویه میان بهره‌وری و سرمایه انسانی از نوع سلامت (LH) و رابطه علی یک‌طرفه از سرمایه

انسانی (LHE) به بهره‌وری وجود دارد. نتایج علی بلندمدت بیانگر این است که در معادله (ΔLTFP) و (ΔLHE)، ضریب تصحیح خطای باوقفه (ECT-1) به لحاظ آماری معنی‌دار است. بنابراین در بلندمدت رابطه علی دو سویه میان بهره‌وری و سرمایه انسانی از نوع آموزش (HE) وجود دارد. از سوی دیگر ضریب تصحیح خطا در معادله‌ای که تحقیق و توسعه به‌عنوان متغیر وابسته است نیز معنی‌دار است که بیانگر رابطه علی دوطرفه میان بهره‌وری کل عوامل تولید و این شاخص در بلندمدت است.

نهایتاً، ثبات ضرایب برآورد شده‌ی الگو با استفاده از آزمون‌های ثبات ساختاری[1]، مجموع پسماند تجمعی بازگشتی[2] (CUSUM) و مجموع مجذور پسماند تجمعی بازگشتی[3] (CUSUMSQ) بررسی شد. با توجه به اینکه نمودارهای (۱) و (۲) درون محدوده بحرانی ۹۵ درصد قرار گرفته‌اند، کلیه ضرایب برآورد شده در دوره مورد بررسی باثبات هستند.



نمودار ۱: مجموع پسماند تجمعی بازگشتی و مجموع مجذور پسماند تجمعی بازگشتی

منبع: یافته‌های تحقیق

به این ترتیب اعتبار نتایج به‌دست آمده از چند طریق بررسی شد. اولین گروه از بررسی‌ها به انتخاب برخی شاخص‌ها مرتبط است که سعی شد از میان شاخص‌های موجود، رایج‌ترین آنها انتخاب شود تا نتایج به‌دست آمده از اطمینان بیشتری برخوردار باشد. دومین گروه از بررسی‌ها به انجام آزمون علیت گرنجری مرتبط است که جهت علیت و اثرگذاری را از طرف سرمایه انسانی بر بهره‌وری تأیید می‌کند. این در حالی است که در برخی از مطالعات انجام‌شده فرض بر این است که سرمایه انسانی تنها بهره‌وری نیروی کار را تحت تأثیر قرار می‌دهد (بیلز و کلن[4]، ۲۰۰۰؛ برندولینی و سیپلنه[5]، ۲۰۰۱) و نهایتاً با انجام آزمون ثبات ساختاری و آزمون‌های مربوطه نتایج حاصله تأیید شد.

1. Structural Stability
2. Cumulative Sum of Recursive Residuals
3. Cumulative Sum of Squares Recursive Residuals
4. Bils and Klenow
5. Brandolini and Cipollone

همچنین می‌توان نتایج به‌دست‌آمده در این مطالعه را با سایر مطالعات تجربی داخلی انجام‌شده در این زمینه مقایسه کرد. به‌طور مثال نتایج برخی بررسی‌ها نشان می‌دهد که ضریب سرمایه انسانی از ۰/۰۵ تا ۰/۸۳ متفاوت است (امینی و حجازی آزاد، ۱۳۸۶ و ۱۳۸۷؛ شاه‌آبادی، ۸۲ و ۹۲؛ امینی و انصاری، ۱۳۹۱؛ امینی و مصلی، ۹۰ و غیره). از سوی دیگر در بیشتر مطالعات، کشش برآورد شده برای مخارج تحقیق و توسعه بین ۰/۰۰۱ و ۰/۲۶ است که در برخی مطالعات اثر معنی‌دار آن بر بهره‌وری کل عوامل تأیید نشده است (امینی و انصاری، ۱۳۹۱؛ شاه‌آبادی و رحمانی، ۱۳۸۷؛ باقرزاده، ۱۳۹۱ و غیره). به همین ترتیب کشش موجودی سرمایه سرانه نیز بین ۰/۱۴ تا ۰/۶۹ برآورد شده است (شاه‌آبادی، ۱۳۸۲؛ امینی و حجازی‌آزاد، ۱۳۸۶؛ سلیمی‌فر و دیگران، ۱۳۹۰). این اختلاف در نتایج حاصله می‌تواند درنتیجه تفاوت در دوره زمانی موردبررسی، تصریح الگو، انتخاب شاخص‌های مختلف یا روش‌های برآوردی رخ‌داده باشد.

نتیجه‌گیری

در این تحقیق رابطه تعادلی بلندمدت میان بهره‌وری کل عوامل تولید، نسبت شاغلان دارای تحصیلات عالی به‌کل شاغلان (بعد آموزشی سرمایه انسانی)، نسبت مخارج بهداشتی به تولید ناخالص داخلی (بعد سلامت سرمایه انسانی)، موجودی سرمایه سرانه نیروی کار و نسبت مخارج تحقیق و توسعه به تولید ناخالص ملی با استفاده از روش همگرایی بلندمدت آزمون باند برای دوره زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۹ بررسی شد. برای برآورد ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت الگو از روش ARDL و برای بررسی رابطه علی در افق زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت از الگوی تصحیح خطا استفاده شد. نتایج اصلی حاصل از این مطالعه به صورت زیر قابل ارائه هستند:

– نتایج آزمون همگرایی بلندمدت (با در نظر گرفتن روند)، وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین سطح بهره‌وری و متغیرهای ارائه شده را تأیید می‌کند.

– نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلندمدت الگو بیانگر این است که نسبت شاغلان دارای تحصیلات عالی به‌کل شاغلان و نسبت مخارج بهداشتی به تولید ناخالص داخلی، دارای آثار مثبت و معنی‌دار بر سطح بهره‌وری بوده، به طوری که یک درصد افزایش در شاخص‌های مذکور بهره‌وری را به‌طور متوسط حدود ۰/۱۱ و ۰/۰۱ درصد افزایش می‌دهد.

– موجودی سرمایه سرانه نیروی کار دارای اثری مثبت و معنی‌دار بر سطح بهره‌وری بوده و اثر آن در مقایسه با سایر متغیرهای موجود در الگو قابل‌توجه‌تر است.

– مخارج تحقیق و توسعه دارای اثر مثبت اما بسیار ناچیز بوده که به لحاظ آماری نیز معنی‌دار نیست.

– میان شاخص سرمایه انسانی از نوع آموزش و بهره‌وری رابطه علی دوطرفه در بلندمدت وجود دارد، این در حالی است که تنها وجود رابطه علی یک‌طرفه برای شاخص سرمایه انسانی از نوع سلامت تأیید می‌شود.

لذا با استناد به یافته‌های این تحقیق، می‌توان پیشنهادهای سیاستی زیر را به منظور بهبود روند رشد بهره‌وری ارائه کرد:

با توجه به اینکه مخارج تحقیق و توسعه فاقد اثر معنی‌دار بر بهره‌وری است، به نظر می‌رسد این مخارج متناسب با اولویت‌ها و نیاز واقعی جامعه نیست؛ ضمن اینکه به دلیل اتکای نسبتاً بالای فعالیت‌های تحقیقاتی به منابع مالی دولت، این فعالیت‌ها اغلب تحت تأثیر عوامل سیاسی و رانتی قرارگرفته و برای حل مسائل کلیدی مورداستفاده قرار نمی‌گیرند. ازاین‌رو باید با انجام سیاست‌گذاری‌هایی، انگیزه لازم جهت افزایش سهم هزینه‌های تحقیق و توسعه و اثربخش‌تر شدن آنها و در نتیجه بهبود بهره‌وری در بخش خصوصی فراهم شود.

با توجه به اینکه اثر سرمایه فیزیکی قابل‌توجه‌تر از سرمایه انسانی است، به نظر می‌رسد با یک اقتصاد منابع محور روبه‌رو باشیم تا دانش‌محور؛ ازاین‌رو باید سیاست‌گذاری‌هایی برای حرکت از یک اقتصاد منابع محور به سمت اقتصاد دانش‌محور صورت گیرد که برای این منظور اصلاحاتی در نظام آموزشی و پژوهشی کشور ضروری است.

منابع

ابطحی، حسن و کاظمی، بابک (۱۳۷۵)؛ بهره‌وری، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران.

احمدی‌شادمهری، محمدطاهر؛ ناجی‌میدانی، علی‌اکبر و جندقی‌میبدی، فرشته (۱۳۸۹)؛ روش همگرایی آزمون باند، تعامل بین سرمایه انسانی و بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران، فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال اول، شماره ۱: ۳۱ –۵۸.

امینی، علیرضا و انصاری، زهرا (۱۳۹۱)؛ تحلیل نقش سرمایه انسانی و تحقیق و توسعه در ارتقای بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش‌های خدماتی منتخب، فصلنامه علوم اقتصادی، شماره ۱: ۵۷–۷۹.

امینی، علیرضا و حجازی آزاد، زهره (۱۳۸۶)؛ تحلیل و ارزیابی نقش سلامت و بهداشت در ارتقاء بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال نهم، شماره ۳۰: ۱۳۷–۱۶۳.

امینی، علیرضا و حجازی آزاد، زهره (۱۳۸۷)؛ تحلیل نقش سرمایه انسانی و تحقیق و توسعه در ارتقای بهره‌وری کل عوامل در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال دهم، شماره ۳۵: ۱–۳۰ .

امینی، علیرضا؛ ریسمانچی، هستی و فرهادی‌کیا، علیرضا (۱۳۸۹)؛ تحلیل نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ارتقای بهره‌وری کل عوامل: تحلیل داده‌های تابلویی بین کشوری، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال چهاردهم، شماره ۴۳: ۵۵–۸۰.

باقرزاده، علی (۱۳۹۱)؛ تحلیل ارتباط تحقیق و توسعه، سرمایه انسانی و بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش صنعت ایران، فصلنامه مدیریت صنعتی دانشکده علوم انسانی، سال هفتم، شماره ۲۲: ۱۱۷–۱۲۶.

جهان شاهی، بابک (۱۳۸۶)؛ تحلیل و بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری: مطالعه موردی، بخش صنعت ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران: دانشکده اقتصاد و مؤسسه کار و تأمین اجتماعی.

سلیمی‌فر، حمیده؛ سلیمی‌فر، مصطفی؛ شورورزی، محمدرضا و ملک‌الساداتی، سعید (۱۳۹۰)؛ تأثیر افزایش سرمایه بر افزایش بهره‌وری واحدهای صنعتی استان خراسان رضوی (طی دوره ۱۳۸۶–۱۳۸۲)، مجله توسعه اقتصادی و منطقه‌ای، سال اول، شماره ۱: ۹۷–۱۲۶.

شاه‌آبادی، ابوالفضل (مهر و آبان ۱۳۸۲)؛ بررسی عوامل تعیین‌کننده بهره‌وری کل عوامل اقتصادی در ایران، نامه مفید ، شماره ۳۸: ۲۷–۵۷ .

شاه‌آبادی، ابوالفضل (۱۳۸۶)؛ اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تجارت بین‌الملل و سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در اقتصاد ایران، فصلنامه علمی، پژوهشی جستارهای اقتصادی، سال چهارم، شماره ۷، ۹۹–۱۳۴ .

شاه‌آبادی، ابوالفضل و رحمانی، امید (۱۳۸۷)؛ نقش انباشت تحقیق و توسعه داخلی و خارجی بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش صنعت، فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین، شماره۱۴: ۱۸–۳۸.

شاه‌آبادی، ابوالفضل؛ کیمیایی، فاطمه و ارباب افضلی، محمد (۱۳۹۲)؛ بررسی تأثیر مؤلفه‌های اقتصاد دانش بر بهره‌وری کل عوامل کشورهای منتخب عضو کنفرانس اسلامی، مجله اقتصاد و توسعه منطقه‌ای، سال بیستم، شماره ۵: ۲–۲۲.

صمدی، سارا (۱۳۸۸)؛ تأثیر حمایت از تأمین حقوق مالکیت فکری بر رشد اقتصادی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه فردوسی مشهد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی.

نایبی، حمیدرضا؛ ابراهیمی، رضا و آزادگان، علی‌اصغر (۱۳۸۹)؛ اندازه‌گیری و تحلیل عوامل مؤثر بر رشد بهره‌وری کل عوامل در اقتصاد ایران با استفاده از روش باقیمانده سولو، پژوهشنامه علوم اقتصادی، سال نهم، شماره ۱ (پیاپی۳۷): ۱۴۰-۱۲۱.

Aghion, P. and Howitt, P. (2009); The Economics of Growth. Cambridge, London: The MIT Press.

Aisa, R. and Pueyo, P. F. (2005); Government Health Spending and Growth in a Model of Endogenous Longevity. Economics Letters, Vol. 90: 249-253.

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

Ang, J.B., Madsen, J.B. and Islam, M.R. (2011); The Effects of Human Capital Composition on Technological Convergence. Journal of Macroeconomics, Vol. 33: 465-476.

Arazmuradov, A., Martini, G., and Scotti, D. (2014); Determinants of Total Factor Productivity in Former Soviet Union Economies: A Stochastic Frontier Approach. Economic Systems, Vol. 38: 115-135.

Barro, R.J. (2013); Education and Economic Growth. Annals of Economics and Finance, Vol. 14: 301-328.

Banerjee, R. and Roy, Saikat. S. (2014); Human Capital, Technological Progress and Trade: What Explains India's Long-run Growth?. Journal of Asian Economics, Vol. 30: 15-31.

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.

Ben-David, D. and Loewy, M. (2000); Knowledge Dissemination, Capital Accumulation, Trade, and Endogenous Growth. Oxford Economic Papers, Vol.52: 637-650.

Bils, M. and Klenow, P. J. (2000); Does Schooling Cause Growth? American Economic Review, Vol. 90, 1160–1183.

Brandolini, A. and Cipollone, P. (2001); Multifactor productivity and quality in Italy 1981-2000, Bank of Italy, Working Paper, No. 422.

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

Bloom, D. E.; Canning, D. and Sevilla, J. (2001); The Effect of Health on Economic Growth: Theory and Evidence. Working Paper 8587, National Bureau of Economic Research.

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: 187-199.

Coe, D. T., Helpman, E. and Hoffmaister, A. W. (1997); North and South spillovers, Economic Journal, Vol. 107: 134-149.

Coe, D. T., Helpman, E. and Hoffmaister, A. W. (2009); International R&D Spilovers and Institutions. European Economic Review, Vol. 39: 859-887.

Cohen, W. M. and Levinthal, D. A. (1989); Innovation and Learning: the Two Faces of R&D. The Economic Journal, Vol. 99: 569-596.

Dinopoulos, E. and Thompson, P., (1998); Schumpeterian Growth without Scale Effects. Journal of Economic Growth, Vol. 3: 313-335.
Easterlin, R. (1999); How Beneficent Is the Market? A Look at the Modern History of Mortality. European Review of Economic History, Vol. 3, No.3: 257-294.
Engle, R. and Granger, C. (1987); Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. Econometrica, Vol. 55: 251-276.
Fagerberg, J. (1987); A technology gap approach to why growth rates differ. Research Policy, Vol. 16: 87-99.
Galor, O. and Moav, O. (2004); From Physical to Human Capital Accumulation: Inequality and the Process of Development. Review of Economic Studies, Vol. 71: 1001-1026.
Galor, O. and Weil, D. N. (2000); Population, Technology, and Growth: From Malthusian Stagnation to the Demographic Transitionand beyond. American Economic Review, Vol. 90: 806-828.
Ganev, K. (2005); Can Education Attainment Explain Total Factor Productivity? Growth Accounting Evidence from Seven Transition Countries for the Period 1991-2000. Journal of Political Economy, Vol. 15: 1-23.
Ghosh, S. (2009); Electricity Supply, Employment and Real GDP in India: Evidence from Cointegration and Granger-causality Tests. Energy Policy, Vol. 59: 1-4.
Goldin, C. (2001); The Human-Capital Century and American leadership: Virtues of the Past. Journal of Economic History, Vol. 61: 263-292.
Gutierrez, L. (2011); Labour Productivity in Some Countries. Journal of Economics, Vol. 3, No. 4: 186-204.
Griliches, Z. (1988); Productivity Puzzles and R&D: Another Nonexplanation. Journal of Economic Perspectives, Vol. 2, No. 4: 9-21.
Hamoudi, A. and Sachs., J. (1999); Economic Consequences of Health Status: A Review of the Evidence. Working Paper, No. 30. Harvard Center for International Development, Cambridge, MA.
Hu, Z. and Khan, S. (1996); Why is China Growing so Fast? IMF Working Paper.
Johansen, S. and Juselius, K. (1990); Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to money demand. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 52: 169-210.
Jones, C. (1995); Time Series Tests of Endogenous Growth Models. Quarterly Journal of Economics, Vol. 110, No. 2: 495-525.
Keller, W. (2002); Geographic Localization of International Technology Diffusion. American Economic Review, Vol. 92: 120-142.
Kendrick, J. W. (1984); Improving Company Productivity. The Johns Hopkins University Press.
Lucas, R. E. (1988); On the Mechanics of Economic Development. Journal of Monetary Economics, Vol. 22: 3-42.
Madsen, J. B.; Islam, M. R. and Ang, J. B. (2010); Catching up to the Technology Frontier: The Dichotomy between Innovation and Imitation. Canadian Journalof Economics, Vol. 43: 1389-1411.
Mankiw, N.; Romer, D. and Weil, D. (1992); A Contribution to the Empirics of Economic Growth. Quarterly Journal of Economics, Vol. 107, No. 2: 407-437.

Mayer, J. (1983); Workers Well-Being and Productivity, The Role of Bargaining. International Labor Review, Vol. 22, No. 3: 343-353.

Narayan, P. K. (2005); The Saving and Investment Nexus: Evidence from Cointegration Tests. Applied Economics, Vol. 37: 1979-1990.

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

Peretto, P. and Smulders, S. (2002); Technological Distance, Growth and Scale Effects. Economic Journal, Vol. 112: 603-624.

Pesaran, M. H. and Shin, Y. (1999); An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. In: Storm, S.(Ed.), Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium. Cambridge University Press, Cambridge, 1-31.

Pesaran, M. H.; Shin, Y. and Smith, R. (2001); Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. Journal of Applied Econometrics, Vol. 16: 289-326.

Rebelo, S. (1991); Long-run Policy Analysis and long-run Growth. Journal of Political Economy, Vol. 99: 500-521.

Rivera-Batiz, L. A. and Romer, P. M. (1991); International Trade with Endogenous Technological Change. European Economic Review, Vol. 35: 971-1001.

Romer, P. M. (1990); Endogenous Technological Change. Journal of Political Economy, Vol. 90: 71-102

Scherngll, T.; Borowiecki, M. and Hu, Y. (2014); Effects of knowledge capital on total factor productivity in China: A spatial econometric perspective. China Economic Review, Vol. 29: 82-94.

Teixeira, A. A. C. (2005); Measuring Aggregate Human Capital in Portugal, 1960–2001. Portuguese Journal of Social Science, Vol. 4, No. 2: 101-120.

Teixeira, A. C. and Fortuna, N. (2010); Human Capital, R&D, Trade, and Long-run Productivity. Testing the Technological Absorption Hypothesis for the Portuguese Economy, 1960–2001. Research Policy, Vol. 39, 335-350.

Tuan, C.; Ng, T. Y. and Zhao, B. (2009); China's Post-Economic Reform Growth: The Role of FDI and Productivity Progress. Journal of Asian Economics, Vol. 20, 280-293.